

Het onderwijsproductiviteitsmodel van Walberg: Enkele factoren in het hoger onderwijs nader onderzocht

M. Bruinsma en E. P. W. A. Jansen

Samenvatting

Het onderwijsproductiviteitsmodel van H. J. Walberg gaat uit van negen factoren die de uitkomsten van het onderwijs beïnvloeden. Een aantal factoren uit dit model is gebruikt ter verklaring van de studieresultaten van een steekproef van eerstejaarsstudenten aan de Rijksuniversiteit Groningen. De gegevens over deze factoren zijn verzameld bij de studentenadministraties van de opleidingen, door analyse van studiegidsen en door middel van vragenlijsten bij studenten (zowel vragenlijsten voor cursusevaluaties als 'self-reports' door studenten). Uit dit onderzoek kwam naar voren dat vijf factoren, die gerelateerd kunnen worden aan het onderwijsproductiviteitsmodel, 29% tot 31% van de variatie in studieresultaat verklaarden. Zo bleken de variabelen *gemiddeld eindexamencijfer vwo*, *motivatie in termen van verwachtingen*, *de ervaren kwaliteit van beoordeling*, *de studielast*, en *het aantal actieve contact-uren van invloed te zijn op het studieresultaat*.

1 Inleiding

Al jaren lang zijn onderzoekers bezig aspecten binnen het onderwijs die van invloed zijn op studieresultaat en leeruitkomsten in kaart te brengen. Meer specifiek richt de zoektocht zich op die factoren die te veranderen zijn door er beleid op te formuleren. In 1981 formuleerde Walberg zijn onderwijsproductiviteitsmodel waarin hij negen factoren onderscheidde die beïnvloedbaar zijn en die van invloed zijn op studieresultaat (Benbow, Arjmand, & Walberg, 1991; Köller, Baumert, Clausen, & Hosenfeld, 1999; Ma & Wang, 2001; Reynolds & Walberg, 1991, 1992; Sipe & Curlette, 1997; Walberg, Fraser, & Welch, 1986; Walberg & Tsai, 1985; Wang & Staver, 2001; Young & Reynolds, 1996). Dit model is voornamelijk toegepast in het basis- en voortgezet onderwijs. In dit artikel willen

we het model van Walberg gebruiken als inspiratiebron om factoren te onderzoeken die van invloed zijn op het studieresultaat in het eerste jaar van het wetenschappelijk onderwijs.

In 1992 hergroepeerden Reynolds en Walberg de negen factoren in drie hoofdcategorieën betreffende leerlingkenmerken, instructie en de sociaal-psychologische omgeving. Binnen de leerlingkenmerken worden door hen drie aspecten onderscheiden:

- 1 de aanleg van de student, dat wil zeggen de eerdere prestatie van de leerling, gemeenten met gestandaardiseerde tests;
- 2 de motivatie of het zelfconcept van de leerling. Hiervoor worden tests gebruikt die aangeven in hoeverre een leerling doorzet in leertaken;
- 3 het ontwikkelingsniveau van de leerling, meestal gemeten door de leeftijd.

De tweede set factoren betreft de kwaliteit en kwantiteit van instructie. De kwantiteit van instructie is in diverse onderzoeken op verschillende manieren gedefinieerd. Reynolds en Walberg (1991) spreken bijvoorbeeld over "Studenten slaan af en toe een les over" en "Aantal huiswerkuren". Soltis en Walberg (1989) daarentegen hebben het over "Hoeveel heb je de afgelopen week geschreven?". Wanneer we kijken naar de literatuur over leren en instructie, dan zien we dat de kwantiteit van instructie gemeten wordt aan de hand van (a) de tijd toegewezen aan leren, gerelateerd aan de tijd die daadwerkelijk besteed is aan leren, en daarnaast (b) de tijd benodigd voor leren, welke weer afhankelijk is van andere aspecten, zoals de kwaliteit van instructie en bijvoorbeeld de motiverende aspecten van instructie (Carroll, 1963; Slavin, 1995). In het hoger-onderwijsonderzoek is het aantal contact-uren een veel voorkomende indicator voor de kwantiteit van instructie (zie bijv. Jansen, 1997a).

Ook de kwaliteit van instructie wordt, vergelijkbaar met de hoeveelheid instructie, op verschillende manieren geoperationaliseerd,

bijvoorbeeld aan de hand van het “onderwijs-budget per leerling” (Walberg et al., 1986) en aan de hand van de “betrokkenheid van de docent” (Wang & Staver, 2001). In zijn algemeenheid kan de kwaliteit van instructie gemeten worden aan de hand van de mate waarin kennis of vaardigheden op een duidelijke manier worden gepresenteerd. De achterliggende veronderstelling is dat een hogere mate van kwaliteit van instructie leidt tot meer informatie die als betekenisvol wordt ervaren, en makkelijker wordt onthouden en toegepast in andere contexten (Slavin, 1995).

De vijf factoren uit deze eerste twee hoofdcategorieën zijn vergelijkbaar met de variabelen uit de theorieën van Bloom (1976), Bruner (1966), Carroll (1963) en Glaser (1976) (zie ook Haertel, Walberg, & Weinstein, 1983 voor meer details), en elk van deze factoren is essentieel voor het leerproces (zie Reynolds & Walberg, 1991). Bedenk wel dat geen van deze factoren een voldoende voorwaarde is voor goede leeruitkomsten. Een hoge begaafdheid is bijvoorbeeld niet voldoende als de motivatie erg laag is, of de instructie onvoldoende. In sommige gevallen kunnen deze factoren elkaar compenseren.

De derde set factoren betreft de sociaal-psychologische omgeving. Dit gaat naast de onderwijsomgeving ook over de thuissituatie, de ‘peer’-omgeving, en over het blootgesteld worden aan massamedia. Het klimaat in de klas, positieve stimulansen vanuit huis, en ondersteuning door peers hebben een direct effect op het leren, maar ook indirect, via aanleg, motivatie en ontvankelijkheid voor instructie. Onderzoeken in het basis- en voortgezet onderwijs hebben uitgewezen dat blootstelling aan massamedia, bijvoorbeeld maximaal 10 uur televisie kijken per week, van belang is om buiten de schoolomgeving constructieve leeractiviteiten te ontwikkelen (Reynolds & Walberg, 1991, 1992; Young & Reynolds, 1996). Dit laatste aspect is zeker voor studenten in het wetenschappelijk onderwijs minder van belang.

Het onderwijsproductiviteitsmodel is gebruikt in meer dan 120 onderzoeken en vormde de basis voor vele regressieanalyses (Ma & Wang, 2001). Uit overzichtsstudies blijkt dat het model effectief gebruikt kan

worden in onderzoek naar determinanten van het leerproces (Reynolds & Walberg, 1991; Young & Reynolds, 1996). Reynolds en Walberg (1991) maken gewag van een overzichtsstudie waarin 91% van de correlaties in de veronderstelde richting werden geconstateerd. Het model is in verschillende landen op verschillende terreinen, variërend van wiskunde, natuurwetenschappen tot sociale wetenschappen, gebruikt.

Toch ontbreekt er een aantal zaken in de vele onderzoeken die gebaseerd zijn op het Walberg-model. De meeste studies gebruiken een ‘cross-sectioneel’ ontwerp (Köller et al., 1999; Reynolds & Walberg, 1991) en veelal gaan deze studies voorbij aan de hiërarchische structuur van het onderwijs, waarin de leerling in een klas in een school gemodelleerd zou moeten worden (Goldstein, 1997; Köller et al., 1999; Reynolds & Walberg, 1991). Longitudinaal onderzoek waarin rekening gehouden wordt met een hiërarchische, lineaire, modelmatige aanpak, kan aan de bezwaren tegemoetkomen (zie bijv. Reynolds & Walberg, 1991; Young & Reynolds, 1996).

Een ander aspect dat in de vele studies onderbelicht is gebleven, is het hoger onderwijs. Het model is getest op verschillende groepen leerlingen, van verschillende leeftijd, in verschillende typen onderwijs, maar studies in het hoger onderwijs zijn schaars. De laatste 20 jaar is voornamelijk onderzoek verricht in het primair en secundair onderwijs (Wang & Staver, 2001). Een uitzondering vormt het onderzoek van Johnson en Walberg (1989) waarin zij het onderwijsproductiviteitsmodel testten in een zogenaamd ‘community college’. Uit dit onderzoek kwam naar voren dat eerdere onderwijsprestaties, buitenschoolse activiteiten, motivatie, de sociale context van de klas, en leeftijd positieve effecten hadden op het gemiddelde cijfer. De kwantiteit van instructie, en de waarde die thuis werd gehecht aan onderwijs hadden juist negatieve effecten op prestaties.

Kortgeleden heeft Bruinsma (2003) het onderwijsproductiviteitsmodel gebruikt in een onderzoek met longitudinale data in het wetenschappelijk onderwijs. In dit onderzoek bij het UOCG (Universitair Onderwijscentrum Groningen) is een meerniveaumodel gecombineerd met meerdere productiviteits-

indicatoren. Het onderzoek betrof een kleine steekproef van één cohort studenten van de Rijksuniversiteit Groningen. Naast administratieve gegevens en self-reports waren gegevens uit cursusevaluaties gebruikt om delen van het Walberg-model te testen. Alhoewel de waarde van studentoordelen niet onomstreden is, is uit een lange onderzoekstraditie op dit terrein wel duidelijk komen vast te staan dat studentoordelen betrouwbaar zijn, valide en relatief vrij van 'bias' (zie bijv. Marsh & Dunkin, 1997). Uit het onderzoek van Bruinsma (2003) bleek dat het gemiddelde eindexamencijfer, de motivatie in termen van verwachtingen, het klassenklimaat gemeten als studentenoordelen over enkele aspecten gerelateerd aan het docentgedrag, de ervaren kwaliteit van beoordeling, en de kwantiteit van instructie, van invloed waren op prestaties. Zij verklaarden 23% van de variantie in de uitkomstmaat door de variabelen ontleend aan het model.

In de onderhavige studie willen wij de variantie in studieresultaten bij eerstejaarsstudenten aan de Rijksuniversiteit Groningen verklaren, gebruikmakend van een aantal aanwijzingen die het onderwijsproductiviteitsmodel biedt en die uit het eerder onderzoek naar voren waren gekomen. Wij sluiten aan bij de drie hoofdcategorieën variabelen: studentkenmerken, de sociaal-psychologische omgeving, en de kwantiteit en kwaliteit van instructie (Reynolds & Walberg, 1992). In het huidige onderzoek worden twee cohorten studenten meegenomen. Bovendien zijn alleen die variabelen die in het eerdere onderzoek een belangrijke voorspeller bleken, in de analyses opgenomen. Wij veronderstellen dat motivatie en gemiddeld eindexamencijfer beide direct van invloed zijn op studieresultaten. Zo blijkt bijvoorbeeld dat studenten die geloven dat ze een taak aankunnen, meer studiepunten realiseren (Bruinsma, 2003). Eerdere studies (zie bijv. Slavin, 1995) lieten al zien dat de sociaal-psychologische omgeving en de instructievariabelen als intermediaire variabelen dienen tussen de thuissituatie en studentkenmerken aan de ene kant en studieresultaten aan de andere kant.

Naast het percentage verklaarde variantie, richt de onderhavige studie zich op de groot-

te en de richting van de relaties tussen de verklarende variabelen en de uitkomstmaat. Wij gaan ervan uit dat studenten met betere voorgaande schoolprestaties in het vwo, betere studieresultaten in het hoger onderwijs zullen hebben (Van den Berg & Hofman, 2000; Van der Hulst & Jansen, 2002; Jansen, 1997b; De Jong, Roeleveld, Webbink, & Verbeek, 1997; McKenzie & Schweitzer, 2001; Pargetter, McInnis, James, Evans, Peel, & Dobson, 1998; Pike & Saupe, 2002) en dat zij minder vaak zullen uitvallen (McInnis, Hartley, Polesel, & Teese, 2000; Murtaugh, Burns, & Schuster, 1999)¹. Verder verwachten wij dat studenten met een hogere motivatie betere studieresultaten zullen hebben (meer studiepunten behalen of hogere cijfers). Geïnspireerd door het onderwijsproductiviteitsmodel van Walberg willen wij in deze bijdrage de volgende onderzoeksvragen beantwoorden:

- 1 Welke aandeel in de variantie wordt verklaard door de studentkenmerken, de omgevingskenmerken en de kwaliteit en kwantiteit van instructie?
- 2 Wat is de grootte en richting van de relaties tussen bovengenoemde factoren en het studieresultaat bij twee cohorten eerstejaarsstudenten in de Faculteit der Wiskunde en Natuurwetenschappen?

2 Methode

2.1 Steekproef

In 1999 is aan de Rijksuniversiteit Groningen het longitudinale project "Effectiviteit in het Hoger Onderwijs" van start gegaan. In dit project worden factoren onderzocht die van invloed zijn op studieresultaten in het universitair onderwijs. Voor het onderzoek dat wij hier beschrijven, maken wij gebruik van de data van twee cohorten (c1, c2) eerstejaarsstudenten van een opleiding in de Faculteit der Wiskunde en Natuurwetenschappen ($N_{c1} = 76$, man = 36, vrouw = 40, gemiddelde leeftijd: 19.11; $N_{c2} = 77$, man = 33, vrouw = 44, gemiddelde leeftijd: 18.7). Van beide cohorten zijn vijf cursussen uitgebreid in het onderzoek betrokken.

2.2 Beschrijving onderwijsprogramma

Het onderwijsprogramma bestaat uit een

blokkensysteem, dat wil zeggen dat één cursus gedurende vier tot zes weken wordt gegeven, met direct daarop volgend een toets. Naast hoorcolleges zijn er werkgroepen en practica, waarin specifieke vaardigheden worden geleerd en geoefend. De vijf cursussen die in dit onderzoek meegenomen zijn, zijn vergelijkbaar qua vorm en inhoud. Zij zijn namelijk alle gericht op basiskennis op inleidend niveau in de vorm van hoor- of werkcolleges.

2.3 Variabelen

In het onderwijsproductiviteitsmodel wordt uitgegaan van negen factoren. Uit onze eerdere studie kwamen aanwijzingen dat voor het hoger onderwijs vooral motivatie in termen van verwachtingen, het gemiddelde eindexamencijfer, studentenoordelen over de kwaliteit van beoordeling en aspecten van het docentgedrag, studielast, en het aantal contacturen van belang waren voor de verklaring van studieresultaten. Dat heeft ook de keuze voor de variabelen in de hier gepresenteerde studie bepaald. De beschrijvende gegevens van deze variabelen staan in Tabel 1. In de Appendix staan de items van de schalen die wij gebruikt hebben.

Uitkomstvariabelen

Het studieresultaat aan het einde van het eerste jaar is de uitkomstvariabele. Studieresultaat hebben we gedefinieerd als het gemiddelde cijfer over de cursussen. In de meerniveau-analyse gebruiken we de cijfers per cursus als een niveau 1-variabele. Deze cijfers hebben wij verkregen via de studentenadministratie. Het gemiddelde cijfer over de vijf cursussen heen was voor cohort 1 6.25 ($SD = .15$) en voor cohort 2 6.11 ($SD = .15$).

Studentkenmerken

In Tabel 1 staan de variabelen die wij gebruikt hebben om studieprestaties na het eerste jaar te verklaren. Algemeen wordt aangenomen dat eerdere schoolprestaties positief samenhangen met studieprestaties. Wij hebben het gemiddelde eindexamencijfer gebruikt als maat voor eerdere schoolprestaties. Het gemiddelde eindexamencijfer voor cohort 1 bedroeg 6.84 ($SD = .66$) en voor cohort 2 was dit 6.69 ($SD = .64$). Deze gegevens zijn verkregen via de studentenadministratie.

Motivatie is een belangrijke component in het onderwijsproductiviteitsmodel. In ons onderzoek baseren wij motivatie op een aan-

Tabel 1

Beschrijving van de variabelen in het onderzoek

Factoren	Items	Beschrijving	Resp. C1 (%)	Resp. C2 (%)	Niveau	Gem. C1	Gem. C2
Uitkomst		Gemiddeld cijfer aan het eind van het jaar			1	5.15-7.49	5.20-7.18
Gemiddeld eindexamencijfer	-	Gemiddeld eindexamencijfer	-	-	2	6.84 (.66)	6.69 (.64)
Motivatie in termen van verwachtingen	8	Schaal over verwachtingen	81	71	2	2.56 (.62)	2.80 (.75)
Hoeveelheid instructie		Studielast in termen van punten	-	-	1	2-5 ¹	2-5
		"Actieve" contacturen				5-147.5	5-147.5
Kwaliteit van beoordeling	4	Ervaren kwaliteit van beoordeling	32-75	52-70	1	1.71-2.32	1.63-2.31
Kwaliteit van docentgedrag	5	Ervaren kwaliteit van docentgedrag	32-74	55-72	1	1.89-2.33	1.96-2.29

¹ Range

passing van het 'expectancy-value'-model (Pintrich & De Groot, 1990). Dit model gaat ervan uit dat studenten, als zij geloven dat zij een taak aankunnen en zich verantwoordelijk voelen voor die taak, een taak interessant vinden en positieve gevoelens hebben bij het uitvoeren van de taak, eerder geneigd zijn geschikte cognitieve strategieën te gebruiken, en vol te houden in het universitair onderwijs. Bruinsma (2003) liet zien dat vooral motivatie in termen van verwachtingen samenhangt met prestaties. Daarom hebben wij in het onderzoek alleen dit aspect van motivatie opgenomen in het verklaringsmodel. De schaal die dit meet, bestaat uit acht items met betrekking tot het gevoel van studenten of zij in staat zijn bepaalde taken uit te voeren. De betrouwbaarheid van de schaal (α) is 0.80. De gemiddelde scores op deze schaal waren 2.56 ($SD = .62$) voor cohort 1 en 2.80 ($SD = .75$) voor cohort 2.

Instructiekenmerken

Hieronder beschrijven wij de operationalisering van de variabelen *kwaliteit* en *kwantiteit van instructie*, zoals gebruikt in dit onderzoek. De kwantiteit van instructie is gedefinieerd als het aantal actieve contact-uren per cursus. Het aantal contact-uren per cursus varieerde van 5 tot 147 uur. Volgens Slavin (1995) is er geen directe relatie tussen het aantal uren besteed aan leren en instructie, en studieresultaat. Dat wil zeggen: meer tijd besteed aan studeren en instructie leidt niet automatisch tot betere resultaten. De tijd die een student nodig heeft om tot een goed resultaat te komen, is afhankelijk van een complexe interactie tussen motivationele aspecten van instructie, de kwaliteit van instructie, en een passend niveau van instructie. Het is duidelijk dat niet alleen de geplande tijd voor de cursus, maar juist ook de tijd die de student er daadwerkelijk aan besteedt van belang is. Jammer genoeg beschikken wij niet over tijdsbestedingdata. In ons model hebben we de studiepunten voor de cursus als maat genomen voor de geplande tijd. De cursussen varieerden in geplande studielast tussen de 2 en 5 studiepunten, dat wil zeggen tussen de 80 en 200 uur.

In de vorige studie (Bruinsma, 2003) werden vier indicatoren voor de kwaliteit van in-

structie gebruikt, namelijk de structuur en organisatie van de cursus, de kwaliteit van het cursusmateriaal, het tempo van de docent, en de kwaliteit van de beoordeling. Deze indicatoren kwamen voort uit een factoranalyse van de cursusevaluatievragenlijsten². Uit de multiniveau-analyses met studieresultaat als uitkomstmaat kwam alleen een significant effect naar voren van de kwaliteit van de beoordeling. Om een spaarzaam model te verkrijgen, hebben wij in de analyses waarover wij hier rapporteren alleen de kwaliteit van de beoordeling meegenomen.

De variabelen over de kwaliteit van instructie waren gemeten op studentniveau. Wij hebben deze data niet geaggregeerd om de kwaliteit van instructie op cursusniveau te bepalen. Snijders en Bosker (1999), bijvoorbeeld, stellen dat aggregatie tot fouten kan leiden, indien we uitspraken willen doen op macro-microniveau of veronderstellingen op microniveau. Samenhangen die je vindt voor groepen, bijvoorbeeld in dit geval tussen het gemiddelde tempo en studieresultaat, hoeven niet noodzakelijk ook te gelden voor individuen.

De sociaal-psychologische omgeving

De sociaal-psychologische omgeving in het originele Walberg-model bestaat uit de thuisomgeving, de peer-omgeving, en de klasomgeving. Gebaseerd op het eerder genoemde onderzoek (Bruinsma, 2003), hebben we besloten om alleen de effecten van de klasomgeving te onderzoeken. Deze zijn gemeten aan de hand van oordelen van studenten over een aantal aspecten van het docentgedrag in de cursus. Deze variabele bestaat uit vijf items en heeft een betrouwbaarheid (α) van 0.75 en 0.82 voor respectievelijk cohort 1 en 2.

2.4 Modelspecificatie en analyses

We hebben een model geanalyseerd waarin we ervan uitgaan dat alle factoren studievoortgang rechtstreeks beïnvloeden. Vergelijkbaar met eerdere analyses op het gebied van de onderwijsproductiviteit, zijn er geen hypothesen gespecificeerd tussen de productiviteitsfactoren onderling. Het model is getoetst met behulp van een multiniveau-analyse waarin rekening gehouden wordt met

de geneste datastructuur (Hox, 1995; Goldstein, 1995; Snijders & Bosker, 1999). De data bestaan uit een twee-niveaustruktuur met de cursussen op het laagste niveau ($N = 5$) en de studenten op het hoogste niveau ($Nc1 = 76$ en $Nc2 = 77$). Dit model is in feite een model met herhaalde-metingenstructuur, waar de cursussen beschouwd worden als herhaalde metingen van dezelfde constructen (namelijk kwaliteit en kwantiteit van instructie) (zie ook Snijders & Bosker, 1999, p. 168).

De ontbrekende waarden van alle genoemde variabelen, behalve studielast en het aantal actieve contact-uren, zijn per variabele voor elke student vervangen op basis van de scores van andere studenten op deze variabele. De zogenaamde 'expectation-maximization'-methode (EM: Dempster, Laird, & Rubin, 1977) is gebruikt voor de vervanging van de ontbrekende waarden. Dit algoritme schat de gemiddelden, de covariantiematrix en de correlaties van de kwantitatieve variabelen met ontbrekende waarden met behulp van een iteratief proces. Hierna zijn de variabelen gestandaardiseerd om de effecten onderling te kunnen vergelijken.

De gegevens zijn geanalyseerd met MLwiN (Rasbash, Browne, Healy, Cameron, & Charlton, 2000), een computerprogramma voor multiniveau-analyse. We gebruikten de standaardmethode voor het schatten van de parameters, de 'maximum likelihood' (ML)-methode, waarmee de significantie van de afwijkingen tussen twee modellen met verschillende 'fixed' onderdelen bepaald kan worden. Het zogenaamde Iterative Generalized Least Squares (IGLS)-algoritme (Snijders & Bosker, 1999) is gebruikt om de schattingen te bepalen. Het lege model, dat het uitgangspunt vormt voor het verder testen van de uitgebreidere modellen, is als eerste getoetst. Daarna zijn blokken van variabelen aan het model toegevoegd, vergelijkbaar met het Reynolds & Walberg-model (1992). In dit model wordt voortgang gezien als bestaand uit vier fasen, beginnend met de thuisomgeving (denk bijvoorbeeld aan de SES van de ouders), gevolgd door de studentkenmerken (zoals voorgaande prestaties en motivatie), vervolgens door de kenmerken van de sociaal-psychologische omgeving, en ten slotte

door de kwaliteit en kwantiteit van instructie. De thuisomgeving zou het leerproces al voor de aanvang van het secundair onderwijs beïnvloeden. Motivatie en voorgaande prestaties zouden een direct effect hebben op studievoortgang. Ten slotte blijkt dat de sociaal-psychologische omgeving en de kwantiteit en kwaliteit van instructie een mediërend effect kunnen hebben tussen studentkenmerken en studievoortgang.

Het eerste blok met verklarende variabelen bevatte de studentkenmerken *gemiddeld eindexamencijfer* en *motivatie in termen van verwachtingen*. Het tweede blok, dat is toegevoegd, bevatte de variabelen die betrekking hadden op de klassenomgeving, dus de oordelen van de studenten over aspecten van het docentgedrag, en het oordeel over de beoordeling. Het derde blok bevatte de variabelen *geplande studielast* en *aantal actieve contact-uren*. De effecten van de verklarende variabelen zijn individueel getest door hun grootte te delen door de standaardfout. De verschillen tussen de modellen zijn verder getoetst met behulp van afwijkingstesten, dat wil zeggen met behulp van de χ^2 -maat met $\alpha = 0.05$.

3 Resultaten

In Tabel 2 zien we de correlatietabel die verkregen is na het imputeren van de ontbrekende waarden. Deze tabel laat zien dat alle variabelen, uitgezonderd het docentgedrag en het aantal actieve contact-uren, significant gerelateerd zijn aan de cijfers van de studenten in cohort 1. De tabel laat verder zien dat alle variabelen gerelateerd zijn aan studievoortgang van studenten in cohort 2, uitgezonderd de geplande studielast en het aantal actieve uren. In de tabel zien we een hoge correlatie tussen actieve contact-uren en studielast; dit duidt op collineariteit. Echter, gezien het belang dat we hechten aan beide variabelen, hebben we ervoor gekozen beide op te nemen.

3.1 Percentages verklaarde variantie

De eerste onderzoeksvraag gaat over de hoeveelheid door de verschillende variabelen

Tabel 2

Correlatiematrix voor cohort 1 (onderste helft) en cohort 2 (bovenste helft)

Variabelen	1	2	3	4	5	6	7
1 Cijfer		.38**	-.32**	-.13*	-.16**	-.09	.01
2 Gemiddeld eindexamencijfer	.37**		-.16**	-.10	.02	.00	.00
3 Motivatie in termen van verwachtingen	-.14**	.03		.06	.17**	.00	.00
4 Kwaliteit docentgedrag	-.08	.06	.05		.34**	-.25**	-.25*
5 Kwaliteit beoordeling	-.14**	-.06	-.06	.38**		.10	.14*
6 Studielast	-.22**	.00	.00	-.19**	.31**		.93**
7 Actieve contact-uren	-.04	.00	.00	-.39**	.21*	.86**	

* $p < .05$, ** $p < .01$.

Tabel 3

Multiniveau-analyse met gestandaardiseerde scores

Variabelen	Leeg		Model 1		Model 2		Model 3	
	Cohort 1	Cohort 2	Cohort 1	Cohort 2	Cohort 1	Cohort 2	Cohort 1	Cohort 2
Intercept	6.25 (.15)	6.11 (.15)	6.25 (.12)	6.11 (.11)	6.25 (.13)	6.11 (.11)	6.25 (.12)	6.11 (.11)
Gemiddeld eindexamen- cijfer			.65 (.12)	.64 (.12)	.63 (.13)	.64 (.12)	.63 (.13)***	.65 (.12)***
Motivatie in termen van verwachtingen t1			-.27 (.12)	-.51 (.12)	-.28 (.13)	-.46 (.12)	-.28 (.13)*	-.45 (.12)***
Klasklimaat					-.15 (.08)	-.07 (.09)	.04 (.09)	-.09 (.09)
Beoordeling					-.35 (.09)	-.23 (.10)	-.15 (.09)*	-.29 (.09)***
Studielast							-1.18 (.13)***	-1.49 (.20)***
Actieve uren							1.00 (.14)***	1.42 (.20)***
Variantie niveau 1	1.82 (.15)	2.38 (.20)	1.82 (.15)	2.38 (.20)	1.65 (.14)	2.32 (.19)	1.31 (.11)	1.94 (.16)
Variantie niveau 2	1.20 (.26)	1.20 (.28)	.73 (.18)	.40 (.16)	.89 (.20)	.43 (.16)	.85 (.19)	.52 (.16)
Variantie totaal	3.02	3.58	2.55	2.82	2.54	2.75	2.16	2.46
2loglikelihood	1342.82	1403.95	1316.85	1360.71	1295.40	1352.62	1223.57	1302.83

* $p < .05$ eenzijdig, ** $p < .01$ eenzijdig, *** $p < .001$, eenzijdig.

verklaarde variantie. Vier modellen, waar- onder een leeg model, zijn met elkaar vergeleken om een antwoord te krijgen op deze vraag. De resultaten van de multiniveau-analyses staan beschreven in Tabel 3. De verklarende variabelen zijn gestandaardiseerd. Hierdoor zijn de effecten onderling vergelijkbaar. Het standaardiseren houdt in dat een eenheid toename in het effect resulteerde in

een effect * de standaardafwijking toename in de cijfers.

De tweede kolom geeft het intercept voor het lege model aan; het model waaraan nog geen voorspellende variabelen zijn toegevoegd. In dit model was het intercept gelijk aan de 'grand mean', dat wil zeggen een cijfer van 6.25 en 6.11 voor beide cohorten. Om de proportie variantie op student- of cursus-

niveau te schatten, is de niveau-2- of de niveau-1-variantie gedeeld door de som van de niveau-1- en 2-varianties. In het lege model betekende dit dat 40% (Cohort 1) en 34% (Cohort 2) van de variantie gevonden in de cijfers, verklaard kon worden door verschillen tussen de studenten. De andere 60% en 66% variantie is het resultaat van fluctuaties gerelateerd aan de tijd of aan de cursus.

Uit Tabel 3 blijkt dat de totale variantie afneemt wanneer er variabelen worden toegevoegd aan het lege model. We hebben de verklaarde varianties voor de drie modellen en de twee cohorten berekend (Tabel 4). De percentages verklaarde variantie voor niveau 1 of R_1^2 is berekend aan de hand van $\sigma^2 + \hat{\tau}_0^2$ voor het lege model en het gefitte model en was berekend als 1 minus de ratio van deze waarden (Snijders & Bosker, 1999). In het geval van cohort 1 kwam dit uit op een R_1^2 van $1 - (2.55 / 3.02) = 0.16$, oftewel een percentage verklaarde variantie van 16%. Het percentage verklaarde variantie voor niveau 2 of R_2^2 werd geschat door middel van de proportionele afname van de waarde van $\sigma^2 / n + \hat{\tau}_0^2$ voor het gefitte model vergeleken met het lege model, waarbij n de waarde van de groepsgrootte is. Voor cohort 1 was deze waarde $((1.82 / 5) + 1.20) = 1.56$ en voor het eerste model $((1.82 / 5) + .73) = 1.09$. De R_2^2 zou dan $1 - (1.09 / 1.56) = 0.30$ zijn, oftewel een percentage verklaarde variantie van 30%.

Tabel 4
Percentages verklaarde variantie per cohort, model en niveau

Model	Niveau	Cohort 1	Cohort 2
Model 1: Studentkenmerken	R_1^2	16	21
	R_2^2	30	45
Model 2: Kwaliteit van docentgedrag en beoordeling	R_1^2	16	23
	R_2^2	22	47
Model 3: Studielast en actieve contact-uren	R_1^2	28	31
	R_2^2	29	46

Tabel 4 illustreert dat voor het eerste model, na toevoegen van de eerste set variabelen, de percentages verklaarde variantie voor niveau 1 variëren van 16% voor cohort 1 tot 21%

voor cohort 2. De percentages verklaarde variantie voor niveau 2 variëren van 30% voor cohort 1 tot 45% voor cohort 2. Nadat we de tweede set variabelen hebben toegevoegd, zien we dat het percentage verklaarde variantie voor niveau 1 gelijk blijft bij cohort 1 en minimaal toeneemt bij cohort 2. Wanneer we kijken naar het percentage verklaarde variantie voor niveau 2, dan zien we dat dit percentage afneemt voor cohort 1 en toeneemt voor cohort 2. In het derde model, waarin de variabelen die te maken hebben met de hoeveelheid instructie zijn toegevoegd, zien we dat de percentages verklaarde variantie voor beide niveaus toenemen, uitgezonderd die van cohort 2, niveau 2.

Uit de tabellen blijkt dat het uiteindelijke model, waaraan alle variabelen zijn toegevoegd, 28%-31% van de variantie verklaart voor niveau 1 en 29-46% voor niveau 2. De meeste variantie kan verklaard worden door kenmerken van de studenten, terwijl fluctuaties over de tijd of over de cursussen een kleiner effect hebben voor cohort 2 en een gelijk effect voor cohort 1 op de verklaarde varianties. In de volgende paragraaf gaan we in op de vraag welke variabelen hebben bijgedragen aan de afname van de totale onverklaarde variantie in studievoortgang.

3.2 Grootte en richting van de effecten

De tweede onderzoeksvraag ging in op de grootte en richting van de relaties tussen de onderwijsproductiviteitsfactoren en de cijfers. Tabel 3 laat onder Model 3 de laatste modellen zien die we hebben onderzocht. De tabel laat de effecten zien van alle variabelen die zijn opgenomen in het model.

In de tabel zien we dat het gemiddelde eindexamencijfer een significant effect heeft voor beide cohorten (.63 en .65, $p < .001$). Dat wil zeggen dat wanneer het gemiddelde eindexamencijfer van de student toeneemt met één standaarddeviatie, het cijfer toeneemt met 0.63 keer de standaardafwijking van het cijfer, gecontroleerd voor alle andere variabelen. Naast het gemiddelde eindexamencijfer blijkt dat motivatie in termen van verwachtingen een negatief effect heeft op de cijfers voor beide cohorten (-.28, $p < .05$ en -.45, $p < .001$), waarmee een hoge mate van

verwachtingen (een lage score op de variabele) een positief effect had op de cijfers.

In tegenstelling tot de verwachting, had het ervaren docentgedrag geen significant effect op de cijfers. De tabel laat zien dat de kwaliteit van beoordeling een significant effect had voor beide cohorten, namelijk bij cohort 1 -0.15 ($p < .05$) en cohort 2 -0.29 ($p < .01$). De antwoordschaal op deze variabele loopt van 1 = *helemaal mee eens* tot 4 = *helemaal mee oneens*. Dit betekende dat een hoge kwaliteit van beoordeling gerelateerd was aan hogere cijfers. Naast de kwaliteit van beoordeling bleken ook de geplande studielast en de hoeveelheid actieve contact-uren van invloed op de cijfers (voor beide cohorten -1.18 en -1.49 voor studielast, $p < .001$ en 1.00 en 1.42 voor actieve contact-uren, $p < .001$). Een hogere studielast ging gepaard met lagere cijfers, en een groot aantal actieve college-uren was gerelateerd aan hogere cijfers.

Samenvattend laten de analyses zien dat het model tot 31% van de variantie in cijfers verklaart. Zoals ook al uit andere onderzoeken is gebleken, blijkt het gemiddelde eindexamencijfer de belangrijkste voorspeller van studievoortgang te zijn.

4 Conclusie en discussie

In 1981 identificeerde Walberg negen productiviteitsfactoren die waren gerelateerd aan leren en leeruitkomsten. Vanaf dat moment zijn er vele studies geweest die van dit model uitgingen, waaruit bleek dat deze factoren inderdaad voorspellers van leeruitkomsten zijn. Het overgrote deel van deze studies bestudeerde steekproeven van studenten in het primair en secundair onderwijs, en niet van studenten in het hoger onderwijs. In een eerdere studie (Bruinsma, 2003) zijn onderdelen van het onderwijsproductiviteitsmodel geanalyseerd op basis van een kleine steekproef van studenten van de Rijksuniversiteit Groningen. Dit artikel bouwt voort op deze studie en gaat in op een aangepast model voor twee cohorten van studenten van de Faculteit der Wiskunde en Natuurwetenschappen (RUG).

De eerste onderzoeksvraag gaat over de door het model verklaarde variantie. De ana-

lyse laat zien dat de totale verklaarde variantie toeneemt na toevoeging van de variabelen op zowel studentniveau als cursusniveau. Vergeleken met het lege model zien we dat een toevoeging van studentvariabelen leidt tot een toename van verklaarde variantie voor beide niveaus en cohorten. Het uiteindelijke model waaraan ook de waardering van het docentgedrag, de studielast en het aantal actieve contact-uren zijn toegevoegd, verklaart tot 31% van de gevonden variantie in cijfers op cursusniveau (niveau 1) en tot 46% op studentniveau (niveau 2). Dit laatste percentage is vergelijkbaar met percentages verklaarde variantie gevonden in andere studies van het onderwijsproductiviteitsmodel, bijvoorbeeld 54% in het onderzoek van Reynolds en Walberg (1991) en 41% in het onderzoek van Köller e.a. (1999), waarbij rekening gehouden dient te worden met verschillen in analysemethoden.

De tweede onderzoeksvraag richtte zich op de grootte en richting van de relatie tussen de factoren van onderwijsproductiviteit en de cijfers. De studie toont aan dat het gemiddelde eindexamencijfer, de motivatie in termen van verwachtingen van de student, de ervaren kwaliteit van beoordeling (voor cohort 2), de studielast, en het aantal actieve contact-uren samenhangen met de studievoortgang. Deze bevindingen komen overeen met studies van bijvoorbeeld Need en De Jong (1998), De Jong e.a., (1997), Van der Hulst en Jansen (2002), Lindblom-Ylänne, Lonka en Leskinen (1999), en Jansen (2004), die een relatie tussen het gemiddelde eindexamencijfer en studievoortgang vonden.

In tegenstelling tot de verwachtingen lieten de analyses geen significant effect van de waardering van het docentgedrag op studievoortgang zien. Verder bleek er geen significante relatie tussen de kwaliteit van beoordeling en studievoortgang voor cohort 1. Het zou kunnen zijn dat deze variabelen studievoortgang indirect beïnvloeden. Docentgedrag, bijvoorbeeld, kan de voortgang beïnvloeden via de studiemotivatie of de leerstofstrategie.

De uitkomst dat een hogere studielast resulteert in lagere cijfers kan verklaard worden door het feit dat zwaardere cursussen - cursussen die een langere duur hebben -

meer leerstof bevatten en daardoor moeilijker zijn voor studenten. Indien geen gebruik wordt gemaakt van mogelijkheden voor tussentijdse toetsing, waarbij de behaalde toetsresultaten een compensatiemogelijkheid bieden, zal een cursus met een grotere hoeveelheid leerstof eerder tot iets slechtere studieresultaten leiden (zie ook Van der Hulst & Jansen, 2002).

Dat een groot aantal actieve college-uren gerelateerd is aan hogere cijfers, komt overeen met de verwachtingen. Actief bezig zijn met de leerstof leidt tot een betere verwerking en daarmee (indien de toetskwaliteit goed is) tot betere studieresultaten.

Er is een aantal beperkingen aan deze uitkomsten te verbinden. De generaliseerbaarheid van deze studie is beperkt tot twee cohorten studenten aan één opleiding van de Rijksuniversiteit Groningen. Verder zouden er vraagtekens gezet kunnen worden bij de operationalisering van de variabelen. Net als in andere onderzoeken op het gebied van onderwijsproductiviteit, hebben wij gekozen voor onze eigen operationalisering van aspecten uit het onderwijsproductiviteitsmodel. Idealiter zou gezocht moeten worden naar een eenduidige operationalisering van de concepten, gebruikmakend van de onderzoeken die gebaseerd zijn op het onderwijsproductiviteitsmodel. Ten slotte is in het onderzoek gebruikgemaakt van standaard evaluatievragenlijsten om de ervaringen van studenten met betrekking tot de kwaliteit van het onderwijs te meten. In de literatuur naar het gebruik van studentenoordelen als indicator van instructie is enige discussie gaande: Hinton (1993), bijvoorbeeld, stelt dat oordelen slechte maten voor effectiviteit zijn, omdat er geen universeel model is van goed onderwijs dat gebruikt kan worden voor de validatie van de constructen in de vragenlijst. Daarnaast zijn auteurs zoals bijvoorbeeld McKeachie (1997) en Centra (1993), niet tevreden met evaluatieformulieren, omdat ze nog steeds voornamelijk ingaan op traditionele vormen van instructie, zoals hoorcolleges, en minder op nieuwere vormen van onderwijs. Ten slotte gaat de discussie over de aanname dat cijfers positief gerelateerd zijn aan cursusevaluaties, in die zin dat wanneer studenten verwachten dat ze hoge cijfers

krijgen, ze de cursus ook positief beoordelen (Stumpf & Freedman, 1979). Jansen en Bruinsma (2002) hebben aangetoond dat dit bij een opleiding in de Faculteit der Letteren van de Rijksuniversiteit Groningen niet het geval is. Wij hebben weinig redenen om aan te nemen dat dit bij de onderzochte opleiding in de Faculteit der Wiskunde & Natuurwetenschappen anders zou liggen. Er zijn geen aanwijzingen dat de gebruikte evaluatievragen een lage inhoudvaliditeit hebben ten aanzien van het meten van aspecten van docentgedrag of ervaren kwaliteit van de beoordeling. Omdat studentoordelen betrouwbaar blijken te zijn (Marsh & Dunkin, 1997), zijn wij van mening dat de gebruikte operationalisering verdedigbaar zijn.

De resultaten suggereren dat de factoren in het onderwijsproductiviteitsmodel zeker voortgang kunnen verklaren. Alhoewel de factoren niet vergelijkbaar zijn gemeten over de verschillende studies, zien we wel een aantal vergelijkbare resultaten, zoals de positieve relaties tussen eerdere prestaties en studievoortgang (Reynolds & Walberg, 1992). Het is echter wenselijk om onderzoek te verrichten dat conceptueel gezien gerelateerd is aan het onderwijsproductiviteitsmodel in het hoger onderwijs. Meer uitgebreid onderzoek met een grotere steekproef waarin meer universiteiten, opleidingen en studenten zijn betrokken, is noodzakelijk om de waarde van het volledige onderwijsproductiviteitsmodel te onderzoeken. In een dergelijk onderzoek zouden tevens longitudinale effecten en interacties tussen de factoren onderling meegenomen moeten worden.

Noten

- 1 Deze relatie kan tevens gemedieerd zijn door aspecten zoals het blijven zitten op de middelbare school, 'time-management'-vaardigheden en een duidelijk beroepsperspectief (Jansen, 1997a; De Jong et al., 1997; McInnis, James, & McNaught zoals geciteerd in McKenzie & Schweitzer, 2001; Trueman & Hartley, 1996).
- 2 De gebruikte vragenlijsten zijn standaard evaluatievragenlijsten, gebruikt door de opleiding.

Literatuur

- Benbow, C. P., Arjmand, O., & Walberg, H. J. (1991). Educational productivity predictors among mathematically talented students. *Journal of Educational Research, 84*, 215-23.
- Berg, M. N. van den, & Hofman, W. H. A. (2000). Studievoortgang in het wetenschappelijk onderwijs. *Tijdschrift voor Onderwijs Research, 24*, 288-307.
- Bruinsma, M. (2003). Leidt hogere motivatie tot betere prestaties? Motivatie, informatieverwerking en studievoortgang in het HO. *Pedagogische Studiën, 80*, 226-238.
- Bruinsma, M. (2003). *Effectiveness of higher education. Factors that determine outcomes of university education*. Dissertatie, Rijksuniversiteit Groningen, GION/Department COWOG.
- Carroll, J. B. (1963). A model of school learning. *Teachers College Record, 64* (8), 723-733.
- Centra, J. (1993). *Reflective faculty evaluation*. San Francisco: Jossey-Bass.
- De Jong, U., Roeleveld, J., Webbink, H. D., & Verbeek, A. E. (1997). *Verder Studeren in de jaren negentig. Studiekeuze en studieloopbaan over de periode 1991-1995*. Den Haag: NV SDU.
- Dempster, A. P., Laird, N. M., & Rubin, D. B. (1977). Maximum likelihood estimation from incomplete data via the EM algorithm. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 39*, 1-38.
- Goldstein, H. (1995). *Multilevel statistical models*. London: Arnold.
- Goldstein, H. (1997). Methods in school effectiveness research. *School Effectiveness and School Improvement, 8*, 369-395.
- Haertel, G. D., Walberg, H. J., & Weinstein, T. (1983). Psychological models of educational performance: A theoretical synthesis of constructs. *Review of Educational Research, 53*, 74-91.
- Hinton, H. (1993). Reliability and validity of student evaluations: Testing models versus survey research models. *PS: Political Science & Politics, 26*, 562-569.
- Hox, J. J. (1995). *Applied multilevel analysis*. Amsterdam: TT-Publications.
- Hulst, M., van der, & Jansen, E. P. W. A. (2002). Effects of curriculum organization on study progress in engineering studies. *Higher Education, 43*, 489-506.
- Jansen, E. P. W. A. (1997a). Curriculumorganisatie en studievoortgang. *Tijdschrift voor Onderwijsresearch, 22* (2), 3-14.
- Jansen, E. P. W. A. (1997b). Invloed van het vakkenpakket VWO op het studieresultaat in de propedeuse WO. *Tijdschrift voor Onderwijsresearch, 22* (4), 238-248.
- Jansen, E. P. W. A. (2004). The influence of the curriculum organization on study progress in higher education. *Higher Education, 47*, 411-435.
- Jansen, E. P. W. A., & Bruinsma, M. (2002). *Student ratings and measurement of study behaviour in a model for explaining study progress*. Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association, New Orleans.
- Johnson, M. L., & Walberg, H. J. (1989). Factors influencing grade-point averages at a community college. *Community-College-Review, 16*, 50-60.
- Köller, O., Baumert, J., Clausen, M., & Hosenfeld, I. (1999). Predicting mathematics achievement of eighth grade students in Germany: An application of parts of the model of educational productivity to the TIMMS data. *Educational Research and Evaluation, 5*, 180-194.
- Lindblom-Ylänne, S., Lonka, K., & Leskinen, E. (1999). On the predictive value of entry-level skills for successful studying in medical school. *Higher Education, 37*, 239-258.
- Ma, X., & Wang, J. (2001). A confirmatory examination of Walberg's model of educational productivity in student career aspiration. *Educational Psychology, 21*, 443-453.
- Marsh, H. W., & Dunkin, M. J. (1997). Students' evaluations of university teaching: a multidimensional perspective. In R. P. Perry & J. C. Smart (Eds), *Effective teaching in higher education* (pp. 241-320). New York: Agathon Press.
- McKeachie, W. (1997). Student ratings, the validity of use. *American Psychologist, 52*, 1218-1225.
- McKenzie, K., & Schweitzer, R. (2001). Who succeeds at university? Factors predicting academic performance in first-year Australian university students. *Higher Education Research & Development, 20*, 21-33.
- McInnis, C., Hartley, R., Polesel, J., & Teese, R. (2000). *Non-completion in vocational education and training and higher education*. Canberra, Australia: DETYA.

- Murtaugh, P. A., Burns, L. D., & Schuster, J. (1999). Predicting the retention of university students. *Research in Higher Education, 40*, 355-371.
- Need, A., & Jong, U. de. (2001). Do local study environments matter? A multilevel analysis of the educational careers of first-year university students. *Higher Education in Europe, 26*, 263-278.
- Pargetter, R., McInnis, C., James, R., Evans, M., Peel, M., & Dobson, I. (1998). *Transition from secondary to tertiary: A performance study*. Retrieved July, 25, 2003 from DETY, Canberra, Australia website: <http://detya.gov.au/archive/highered/eippubs/eip98-20/contents.htm>
- Pike, G. R., & Saupe, J. L. (2002). Does high school matter? An analysis of three methods of predicting first-year grades. *Research in Higher Education, 43*, 187-207.
- Pintrich, P. R., & De Groot, E. V. (1990). Motivational and self-regulated learning components of classroom academic performance. *Journal of Educational Psychology, 82*, 33-40.
- Rasbash, J., Browne, W., Healy, M., Cameron, B., & Charlton, C. (2000). *MLwiN: Version 1.1*
- Reynolds, A. J., & Walberg, H. J. (1991). A structural model of science achievement. *Journal of Educational Psychology, 83*, 97-107.
- Reynolds, A. J., & Walberg, H. J. (1992). A structural model of science achievement and attitude: An extension to high school. *Journal of Educational Psychology, 84*, 371-382.
- Sipe, T. A., & Curlette, W. L. (1997). A meta-synthesis of factors related to educational achievement: A methodological approach to summarizing and synthesizing meta-analyses. *International Journal of Educational Research, 25*, 583-698.
- Slavin, R. E. (1995). A model of effective instruction. *The Educational Forum, 59*, 166-176.
- Soltis, J. M., & Walberg, H. J. (1989). Thirteen-year-olds' writing achievements: A secondary analysis of the fourth national assessment of writing. *Journal of Educational Research, 83*, 22-29.
- Snijders, T. A. B., & Bosker, R. J. (1999). *Multilevel analysis. An introduction to basic and advanced multilevel modeling*. London: SAGE Publications.
- Stumpf, S. A., & Friedman, R. D. (1979). Expected grade covariation with student ratings of instruction: Individual versus class effects. *Journal of Educational Psychology, 71*, 293-302.
- Trueman, M., & Hartley, J. (1996). A comparison between the time-management skills and academic performance of mature and traditional-entry university students. *Higher Education, 32*, 199-215.
- Walberg, H. J., Fraser, B. J., & Welch, W. W. (1986). A test of a model of educational productivity among senior high school students. *Journal of Educational Research, 79*, 133-139.
- Walberg, H. J., & Tsai, S. L. (1985). Correlates of reading achievement and attitude: A national assessment study. *Journal of Educational Research, 78*, 159-167.
- Wang, J., & Staver, J. R. (2001). Examining relationships between factors of science education and student career aspiration. *Journal of Educational Research, 94*, 312-319.
- Young, D. J., & Reynolds, A. J. (1996). Science achievement and educational productivity: A hierarchical linear model. *Journal of Educational Research, 89*, 272-279.

Manuscript aanvaard: 1 november 2004

Auteurs

Marjon Bruinsma is werkzaam als postdoctoraal onderzoeker bij het Universitair Onderwijscentrum Groningen (UOCG) van de Rijksuniversiteit Groningen.

Ellen Jansen is hoofd van de afdeling Evaluatie en Kwaliteitszorg en tevens als senior onderzoeker verbonden aan het UOCG van de Rijksuniversiteit Groningen.

Correspondentieadres: M. Bruinsma, Universitair Onderwijscentrum Groningen, Rijksuniversiteit Groningen, Postbus 2134, 9704 CC Groningen, e-mail: m.bruinsma@ppsw.rug.nl

Abstract

The Walberg educational productivity model: An investigation of factors in higher education

The H. J. Walberg educational productivity model assumes that nine factors affect academic achievement. Several of these factors were used to explain academic achievement of a sample of first-year students in the University of Groningen. Information concerning grades, procrastination, ability, perceived quality of teaching behaviour and assessment, concerning study load and active contact hours, was collected through the departmental administration, a self-report questionnaire, student ratings questionnaires and through paper sources. This study showed that the model with five of the productivity factors explained 29% to 31% of the variance found in achievement. The variables ability, motivation, the quality of assessment, study load and the number of active contact hours affected academic achievement.

Appendix

Motivatie- en instructieschalen

Motivatie in termen van verwachtingen (1 = helemaal mee eens; 4 = helemaal mee oneens; 5 = nvt)

- Ik heb te veel andere dingen aan mijn hoofd.
- Ik kan er maar niet toe komen hard genoeg te werken.
- Ik werk onsystematisch.
- Ik ben altijd achter met werk.
- Ik onderbreek mijn werk voortdurend om een sigaret te roken, koffie te drinken, rond te wandelen of met iemand te praten.
- Ik maak me niet druk genoeg over mijn studie.
- Ik werk bij vlagen.
- Ik mis een echte drijfveer om te werken.

Ervaren kwaliteit van beoordeling (1 = helemaal mee eens; 4 = helemaal mee oneens; 5 = nvt)

- Het tentamen was een goede afspiegeling van de leerstof.
- De gedetailleerdheid waarmee tentamenvragen moesten worden beantwoord was duidelijk.
- In deze cursus is voldoende mogelijkheid voor een nabespreking en het inzien van het tentamen.
- Het tentamen vond ik goed.

Ervaren kwaliteit van het docentgedrag (1 = helemaal mee eens; 4 = helemaal mee oneens, 5 = nvt)

- De docent(en) was/waren in staat om moeilijke onderwerpen goed uit te leggen.
- De docent(en) maakt(en) goed gebruik van hulpmiddelen (bord, dia's, sheets).
- De docent(en) stond(en) open voor vragen tijdens de colleges.
- De docent(en) gaf/gaven goed aan wat belangrijk was.
- Mijn totaaloordeel over de docent(en) is goed.