

EEN STOCHASTISCH GROEI-MODEL TOEGEPAST BIJ HERHAALD
TOETSEN VAN MEDISCHE KENNIS¹

door

RONALD J.M.M. DOES², WIM ALBERS³, TJAART IMBOS² en MICHEL P.E. JANSSEN²

SAMENVATTING

Bij de Rijksuniversiteit Limburg wordt de studievoortgang longitudinaal gemeten met behulp van de voortgangstoets. De voortgangstoets is een instrument om het cognitieve einddoel van de medische studie te meten. De mate waarin studenten het einddoel beheersen wordt gemeten door vier keer per jaar een voortgangstoets af te nemen. Tijdens deze afnames worden alle studenten getoetst: eerstejaars tot en met zesdejaars. In dit artikel wordt een model beschreven om de groei in kennis te kwantificeren. Het Raschmodel wordt daarbij als uitgangspunt genomen. Echter zowel de kennis van de studenten als de itemmoeilijkheid worden verondersteld stochastisch te zijn en de logistische verdeling wordt vervangen door de normale. De individuele kennis en het gemiddelde kennis niveau van de jaargroep worden geschat en verklaard via enkelvoudige lineaire regressie. Toepassing van het model op de groep studenten die in 1984 zijn afgestudeerd laat zien dat het model goed voldoet.

-
- 1) Lezing gehouden tijdens de MBS-workshop die van 26-28 april 1989 heeft plaatsgevonden te Loenen.
 - 2) Vakgroep Medische Informatica en Statistiek, Rijksuniversiteit Limburg, Postbus 616, 6200 MD Maastricht, tel.: 043-888426/398.
 - 3) Faculteit Toegepaste Wiskunde, Universiteit Twente, Postbus 217, 7500 AE Enschede, tel.: 053-893816.

1. INLEIDING

De Rijksuniversiteit Limburg wordt onder andere gekenmerkt door wat genoemd wordt "het Maastrichtse onderwijssysteem". Geïnspireerd door de medische faculteit van de McMaster University te Hamilton, Canada, is in 1974 in Maastricht gekozen voor een onderwijsopzet die afwijkt van hetgeen traditioneel gebruikelijk is. Doorgaans is medisch onderwijs opgezet vanuit een aantal basisvakken en klinische vakken, waarvan men vindt, dat ze voor een toekomstig arts van belang zijn. De studenten krijgen van ieder van die vakken een zeer gedegen overzicht aangereikt door middel van hoorcolleges en opgegeven aanvullende literatuur. Nu en dan bestuderen zij de aangeboden leerstof en leggen er met meer of minder gunstig gevolg een tentamen over af. De ervaring wijst uit dat veel van het geleerde spoedig wordt vergeten omdat er naderhand weinig mee wordt gedaan (ongebruikte kennis blijkt spoedig te vervagen). Een ander nadeel van het gebruikelijke onderwijssysteem kan zijn, dat studenten zelf moeten ontdekken welke de onderlinge samenhang is van de verschillende vakgebieden en hoe deze losse onderdelen tot één samenhangend geheel zijn te integreren.

Op grond van dergelijke overwegingen is in Maastricht gekozen voor een opzet die niet uitgaat van afzonderlijke vakken en hulpwetenschappen maar die probleem-gestuurd is. Uitgangspunt van de studie zijn daarbij zorgvuldig uitgeschreven problemen zoals elke arts die in zijn werk tegenkomt. Doel van het onderwijs kan niet zijn, dat iemand op zeker ogenblik een meer of minder briljant examen kan afleggen. Onderwijs is erop gericht, dat de studenten groei doormaken in kennis, vaardigheden en houding. In Maastricht wordt er daarom nadrukkelijk naar gestreefd het onderwijs zo in te richten, dat het zoveel mogelijk leer- en vormingsgericht is en zo weinig mogelijk examengericht.

De uitgangspunten van het onderwijsprogramma: de zelfwerkzaamheid en de probleemoriëntatie bleken zich moeilijk met tentamens te verdragen (zie Wijnen, 1978 en Imbos en Verwijnen, 1978). Om na te gaan of de student voldoende groei in kennis zal doormaken werd in 1977 de zogenaamde voortgangstoets geïntroduceerd.

De voortgangstoets kan als volgt worden omschreven:

Een voortgangstoets is een schriftelijke toets, bestaande uit ongeveer 250 juist-onjuist vragen, die een gestratificeerde aselechte steekproef vormen uit het gehele gebied van de medische wetenschap, dat door een basisarts beheerst dient te worden. De afname vindt vier keer per studiejaar plaats en deelname aan de toets is verplicht voor studenten uit alle studiejaren (eerstejaars tot en met zesdejaars).

Een student die het onderwijs in Maastricht volledig volgt, neemt aldus tenminste vier en twintig keer deel aan een voortgangstoets, zodat kan worden vastgesteld hoe de groei in kennis van individuele studenten verloopt. Een uitgebreide beschrijving omtrent wat het begrip voortgangstoets inhoudt is te vinden in Bijlage 2 van het proefschrift van Imbos (1989).

Dit artikel is verder als volgt opgebouwd: In paragraaf 2 wordt het stochastische model om de groei in kennis te meten beschreven. In paragraaf 3 wordt dit model toegepast op de groep studenten die in 1978 met de studie geneeskunde begon en in 1984 is afgestudeerd.

2. HET STOCHASTISCHE GROEI-MODEL

Het model is het eenvoudigst uit te leggen door allereerst uit te gaan van de situatie waarin m studenten n toetsvragen beantwoorden. De variabele $X_{ij} = 1$ als de i -de student de j -de vraag goed beantwoordt en $= 0$ indien anders. De kans op een goed antwoord in het Raschmodel (zie Rasch, 1960 en Lord en Novick, 1968) wordt geschreven als

$$P(X_{ij}=1) = H(s_i - t_j), \quad (1)$$

waarbij $H(x) = 1/[1+\exp(-x)]$ de standaard logistische verdelingsfunctie is, s_i de individuele kennisparameter is en t_j de moeilijkheidsparameter is van het item. De keuze van een logistische verdelingsfunctie in (1) heeft zekere voordelen maar in principe is iedere verdelingsfunctie die een verdeling bepaalt symmetrisch rond nul toegestaan. In plaats van de standaard logistische verdelings-

functie in (1) wordt voor het hierna te beschrijven stochastische groeimodel de standaard normale verdelingsfunctie in (1) gebruikt. De redenen hiervoor zijn dat de logistische en normale verdelingsfuncties nagenoeg isomorf zijn en dat de afleidingen in (2) voor normale verdelingsfuncties een stuk eenvoudiger zijn. Verder, en dat is een belangrijker verschil met het Raschmodel, worden $s_1, \dots, s_m$ en $t_1, \dots, t_n$ beschouwd als uitkomsten van twee onafhankelijke steekproeven

$s_1, \dots, s_m$ en $T_1, \dots, T_n$ corresponderend met de stochastische variabelen S en T , respectievelijk. Gezien de toepassing van het model leek dit een redelijk uitgangspunt. Immers, bij voortgangstoetsen worden de items door middel van een gestratificeerde steekproef uit een voorraad items getrokken (omvang van de voorraad items is circa 12000 items). De eerstejaars studenten kunnen worden gezien als een denkbeeldige steekproef uit de personen die toegang zoeken tot de medische studie. In het model wordt ervan uitgegaan dat S verdeeld is als $N(\theta, \sigma^2)$ (d.w.z. een normale verdeling met gemiddelde θ en variantie σ^2) en T is verdeeld als $N(0, \tau^2)$. Ook in dit geval is de aanname van normaliteit strict genomen niet noodzakelijk. Echter het rekenwerk wordt er aanzienlijk door vereenvoudigd. Uit (1) volgt dat de s_i en t_j worden bepaald tot op een additieve constante na. Om deze onbepaaldheid te elimineren wordt veelal aangenomen dat $\sum t_j = 0$, hetgeen leidt tot onze aanname dat $ET=0$. Introduceer vervolgens een variabele V_{ij} met een $N(0,1)$ verdeling en definieer (vergelijk (1))

$$P(X_{ij}=1 | S_i=s_i, T_j=t_j) = P(V_{ij} < s_i - t_j) = \Phi(s_i - t_j).$$

Dan geldt

$$\begin{aligned} P(X_{ij}=1 | S_i=s_i) &= \Phi\left(\frac{s_i}{(1+\tau^2)^{1/2}}\right), \\ P(X_{ij}=1 | T_j=t_j) &= \Phi\left(\frac{\theta - t_j}{(1+\sigma^2)^{1/2}}\right), \\ P(X_{ij}=1) &= \Phi\left(\frac{\theta}{(1+\sigma^2+\tau^2)^{1/2}}\right). \end{aligned} \tag{2}$$

Dit alles geldt in een situatie waarin de studenten slechts één toets afleggen. Voor de situatie waarin m studenten meer toetsen maken wordt er aan de verschillende stochastische variabelen een index k toegevoegd die de p verschillende tijdstippen aangeeft. In dit geval geldt dat de hulpvariabelen V_{ijk} evenals in de situatie van één toets onafhankelijk zijn. Dat geldt evenzeer voor de variabelen T_{jk} , omdat voor iedere toets een nieuwe steekproef uit de voorraad items wordt getrokken. De variabelen S_{ik} zijn niet onafhankelijk omdat $S_{i1}, \dots, S_{ip}$ alle betrekking hebben op dezelfde persoon i . Anderzijds is het niet redelijk om aan te nemen dat $S_{ik} = S_i$ voor alle k . Zelfs in de situatie waarin geen leereffect aanwezig is, zal het kennisniveau van de student fluctueren rond zijn intrinsieke of ware score, zodat geldt

$$S_{ik} = A_i + Z_{ik},$$

waarbij A_i verdeeld is als $N(\alpha, \sigma_A^2)$ en Z_{ik} als $N(0, \sigma_Z^2)$. Hierbij kan opgemerkt worden dat de eerste term A_i de inter- en de tweede term Z_{ik} de intrapersoonsvariabiliteit representeert. Ook in dit geval geldt dat alle betrokken variabelen V_{ijk} , T_{jk} , A_i en Z_{ik} , $i=1, \dots, m$, $j=1, \dots, n$ en $k=1, \dots, p$ worden beschouwd als onafhankelijk. Als laatste stap wordt de individuele groei in het model geïncorporeerd, d.w.z. voor de stochastische variabele S_{ik} geldt:

$$S_{ik} = A_{0i} + \frac{kB_i}{p} + Z_{ik}, \quad (3)$$

waarbij B_i verdeeld is als $N(\beta, \sigma_B^2)$ en bovendien onafhankelijk is van de andere stochastische variabelen in het model. A_{0i} vertegenwoordigt nu het kennisniveau bij het begin van de studie en B_i de individuele groei in kennis gedurende de studie. Uit (3) volgt dat de individuele kennis wordt gemodelleerd via enkelvoudige lineaire regressie. Ofschon vele generalisaties mogelijk zijn, zal in de volgende paragraaf blijken dat het eenvoudigste model reeds goed in staat is de data adequaat te beschrijven. In het model is de kans op een goed antwoord op de j -de vraag door student i op tijdstip k gegeven door

$$P(X_{ijk}=1) = P(V_{ijk} < A_{0i} + kB_i/p + Z_{ik} - T_{jk}), \quad (4)$$

$i=1, \dots, m, j=1, \dots, n$ en $k=1, \dots, p$ en alle variabelen aan de rechterkant van (4) zijn onafhankelijk en A_{0i} is $N(\alpha, \sigma_A^2)$, B_i is $N(\beta, \sigma_B^2)$, Z_{ik} is $N(0, \sigma_Z^2)$, T_{jk} is $N(0, \tau^2)$ en V_{ijk} is $N(0, 1)$ verdeeld.

Met het bovenstaande is het stochastische groei-model in essentie beschreven.

De volgende stap is om de parameters die zijn geïntroduceerd te schatten. In Albers, Does, Imbos en Janssen (1989) worden de schattingsprocedures beschreven. Zij kiezen voor de aanpak om eerst voor een enkele toets de individuele kennis s_i te schatten. Aangezien in die situatie $nX_{i.} = \sum_{j=1}^n X_{ij}$ binomiaal verdeeld is met parameters n en

$\Phi(s_i / (1+\tau^2)^{1/2})$ voorwaardelijk gegeven $S_i = s_i$, betekent dit dat de s_i geschat kunnen worden door $(1+\tau^2)^{1/2} \Phi^{-1}(X_{i.})$. Deze schatter is de maximum likelihood schatter voor s_i gebaseerd op $X_{i1}, \dots, X_{in}$ maar is zeker niet optimaal aangezien de informatie omtrent $t_1, \dots, t_n$ uit de overige $(m-1)$ studenten buiten beschouwing is gelaten. Echter aangezien bij de toepassing van dit model grote aantallen waarnemingen gebruikt worden, lijkt deze tekortkoming niet van te groot belang te zijn. Bovendien is deze schatter eenvoudig te berekenen en expliciet aan te geven, terwijl de bepaling van de "echte" maximum likelihood schatter, zeker bij de hier te gebruiken aantallen, op rekenproblemen stuit.

Uit bovenstaande volgt dat de τ^2 ook nog geschat moet worden en dat een oplossing gevonden moet worden voor het probleem dat $X_{i.}$ gelijk is aan 0 of 1 (omdat voor deze waarden de schatting voor s_i gelijk is aan $\pm \infty$). Dit laatste kan worden omzeild door Φ^{-1} buiten het interval $[\varepsilon, 1-\varepsilon]$ voor een of andere kleine waarde ε te vervangen door een "nettere" functie. Details worden gegeven in Albers, Does, Imbos en Janssen (1989).

Vervolgens moet worden overgestapt naar de situatie voor meerdere toetsen die zijn afgenomen op verschillende tijdstippen. Door schatters te bepalen voor de s_{ik} (vgl. (3)) kunnen de kleinste kwadraten schatters bepaald worden voor a_i en b_i . Deze schatters worden op hun beurt gebruikt om schatters te verkrijgen voor de parameters waarin men op groepsniveau is geïnteresseerd namelijk α (= kennisniveau aan het begin van de studie) en β (= de groei in kennis). De afleidingen

van de diverse schatters zijn nogal technisch en zullen in dit artikel niet worden gegeven. De geïnteresseerde lezer zij verwezen naar Albers, Does, Imbos en Janssen (1989). In dat artikel zijn alle afleidingen plus nog een aantal generalisaties van het model gegeven.

3. TOEPASSING VAN HET STOCHASTISCHE GROEI-MODEL

Om het nut van het stochastische groeimodel te illustreren, passen wij het toe op het cohort studenten dat in 1978 met de studie geneeskunde bij de Rijksuniversiteit Limburg begon. In totaal begonnen 70 studenten toen met de studie. Van deze 70 studenten bleken in totaal 44 studenten te hebben deelgenomen aan alle 24 voortgangstoetsen gedurende de zes studiejaren. Inspectie van de data liet geen systematische verschillen zien tussen deze groep studenten en de overige 26 studenten. Om het probleem van het schatten van ontbrekende waarnemingen te vermijden zal het voorbeeld alleen betrekking hebben op de groep van 44 studenten. Er deden zich echter nog twee problemen voor:

Ten eerste bleek dat de data van het vijfde studiejaar t.a.v. de eerste en vierde voortgangstoets niet goed beschikbaar waren. Ten tweede was de programmatuur nog niet in staat om de berekeningen te verrichten voor ongelijke toetslengten.

Dit alles impliceerde dat in het voorbeeld 22 toetsen gebruikt konden worden elk bestaande uit 177 vragen, zijnde het aantal items van de kortste toets.

Op dit punt is het nodig om enige opmerkingen ten aanzien van de scoring te maken. In paragraaf 2 is uitgelegd dat de variabele $X_{ij}=1$ als de i -de student de j -de vraag goed beantwoordt en $=0$ indien anders. In de praktijk kan de student bij een voortgangstoets echter kiezen uit drie antwoordcategorieën, te weten: juist, vraagteken en onjuist. De beoordeling ten behoeve van de examenbeslissingen gebeurt per voortgangstoets op basis van een totaalscore. Daarbij wordt een correctie voor raden toegepast. Een goed antwoord levert één punt op, een fout antwoord min één punt en een vraagteken levert geen punten op. De totaalscore wordt bepaald door het aantal goede antwoorden te verminderen met het aantal foute antwoorden. De uitslag voor elke voortgangstoets wordt (relatief t.o.v. de gemiddelde goed-minus-fout score van de jaargroep) gegeven door een van de volgende drie mogelijkheden: voldoende, twijfelachtig of onvoldoende.

Uit bovenstaande volgt dat gokken in principe niet beloond wordt. Aangezien de totaalscore bepaald wordt door de goed-minus-fout score. Studenten zullen derhalve in de situatie dat zij een bepaald item echt niet weten, kiezen voor de vraagtekenoptie. De door ons gebruikte variabele X_{ij} krijgt de waarde 0 indien de i -de student het j -de item fout dan wel met een vraagteken heeft beantwoord. Een voordeel van deze scoringsmethode is dat op deze manier de "werkelijke" kans op een goed antwoord verkregen wordt. Een alternatieve benadering had kunnen zijn om de vraagtekenoptie met kans een half de waarde 0 of 1 toe te kennen. Echter op deze manier wordt additionele fluctuatie geïntroduceerd hetgeen ten nadele kan werken van het model. Dit bleek ook inderdaad het geval te zijn: het percentage verklaarde variatie door het regressie model (vergelijk (3)) daalde aanzienlijk in het geval dat de vraagtekens aselekt werden gescoord met een 0 of 1 in plaats van de vaste waarde 0.

Voor het berekenen van alle schattingen is aan de Rijksuniversiteit Limburg een speciaal computerprogramma ABEST (= ABILITY ESTIMATION) ontwikkeld. Op dit moment zijn wij bezig dit programma aan te passen zodat ongelijke toetslengten en ontbrekende gegevens van studenten bij een of meer toetsen geen problemen meer opleveren. Een gedetailleerde beschrijving van dit programma zal te vinden zijn in Does, Janssen, Imbos en Albers (1989).

Bij ons voorbeeld bleek de schatting van de variantie $\hat{\tau}^2$ van de item-moeilijkheidsvariabele T gelijk te zijn aan 0,70 ($\text{var}(\hat{\tau}^2) = 0,001$ hetgeen impliceert dat $\hat{\tau}^2$ tamelijk nauwkeurig kon worden bepaald).

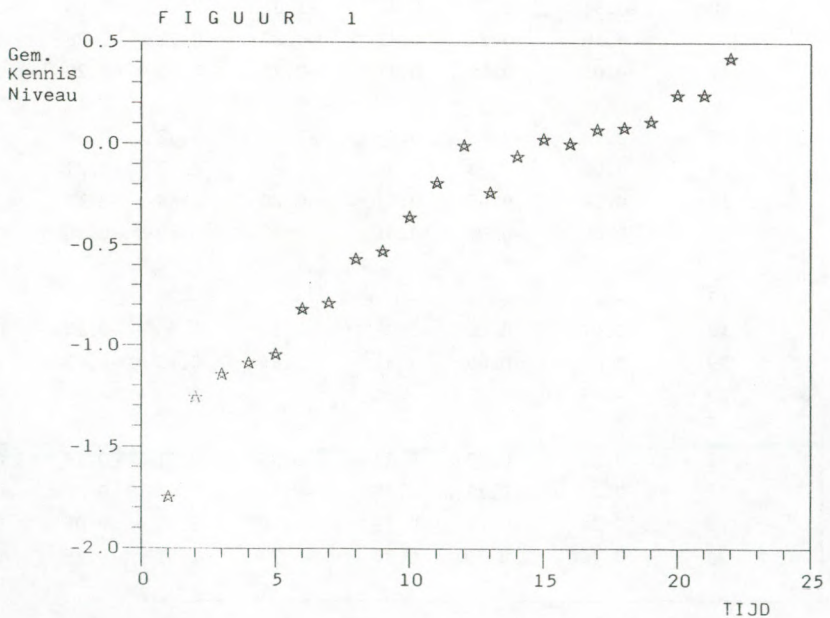
In Tabel 1 presenteren wij een overzicht van de belangrijkste karakteristieken van de schattingen van de individuele kennis verkregen op ieder tijdstip. Inspectie van Tabel 1 laat een gestadige groei zien van de gemiddelde kennis van -1,75 op het eerste tijdstip tot 0,42 tot het laatste tijdstip. Vanaf het vierde studiejaar is de kenniswaarde positief. Door gebruikmaking van $\hat{\tau}^2 = 0,70$ volgt hieruit dat eerstejaars aan het begin van hun studie met een gemiddelde kennis gelijk aan -1,75 een kans $\Phi(-1,75/1,30) = 0,09$ hebben om een willekeurig item goed te beantwoorden. Deze uitkomst is volledig in overeenstemming met het feit dat voortgangstoetsen ontwikkeld zijn om het eindniveau in het cognitieve domein van een medische studie te meten. Zoals reeds eerder is opgemerkt is het gokeffect uitgeschakeld. Een student aan het einde van de studie heeft daarentegen een kans $\Phi(0,42/1,30) = 0,63$ om een willekeurig item uit de toets goed te beantwoorden.

TABEL 1

Karakteristieken van de frequentie verdelingen van geschatte kennisniveaus

Jaar	Tijdstip	Gemiddelde	Mediaan	Standaard- deviatie	Minimum	Maximum	1e kwar- tiel	3e kwar- tiel
1	1	-1.75	-1.77	0.55	-2.59	0.12	-2.01	-1.52
	2	-1.26	-1.37	0.39	-1.79	0.18	-1.54	-1.06
	3	-1.15	-1.21	0.42	-1.89	0.38	-1.50	-0.87
	4	-1.09	-1.15	0.42	-1.89	0.44	-1.37	-0.81
2	5	-1.05	-1.08	0.36	-1.70	0.23	-1.31	-0.82
	6	-0.82	-0.85	0.35	-1.54	0.31	-1.05	-0.60
	7	-0.79	-0.82	0.29	-1.40	0.25	-0.98	-0.66
	8	-0.57	-0.61	0.33	-1.19	0.56	-0.80	-0.39
3	9	-0.53	-0.52	0.30	-1.03	0.52	-0.77	-0.37
	10	-0.36	-0.37	0.42	-2.01	0.66	-0.58	-0.12
	11	-0.19	-0.24	0.33	-0.87	0.71	-0.38	0.02
	12	-0.01	-0.10	0.37	-0.73	0.91	-0.29	0.24
4	13	-0.24	-0.23	0.40	-1.06	0.62	-0.54	0.04
	14	-0.06	-0.06	0.34	-0.87	0.52	-0.27	0.24
	15	0.02	0.05	0.27	-0.80	0.54	-0.17	0.22
	16	0.00	-0.01	0.31	-0.52	0.69	-0.25	0.19
5	17	-	-	-	-	-	-	-
	18	0.07	0.06	0.28	-0.54	0.56	-0.12	0.32
	19	0.08	0.06	0.33	-0.84	0.73	-0.13	0.27
	20	-	-	-	-	-	-	-
6	21	0.11	0.20	0.40	-0.98	0.81	-0.13	0.32
	22	0.24	0.26	0.36	-0.52	0.98	0.30	0.47
	23	0.24	0.29	0.33	-0.48	0.91	0.05	0.44
	24	0.42	0.36	0.38	-0.37	1.31	0.18	0.72

Verder volgt uit Tabel 1 dat de waargenomen kennis verdelingen redelijk symmetrisch zijn met relatief kleine verschillen tussen de gemiddelden en medianen. Zoals verwacht kan worden bij toetsdata is de variabiliteit van de geschatte kennis het hoogste bij de eerste gelegenheid met een standaardafwijking van 0,55. Vergeleken met een gemiddelde standaardafwijking van 0,36 (met een corresponderende standaardafwijking van 0,06) kan gesteld worden dat de waarde 0,55 een uitbijter is. De verklaring kan wellicht gevonden in het feit dat in het begin de student nog niet bekend is met het toetsingssysteem. Een plaatje van de trend in het gemiddelde kennisniveau wordt gegeven in Figuur 1.



Figuur 1 laat zien dat niet alleen een gestadige groei van de gemiddelde kennis over de tijd bestaat maar tevens dat deze trend bijna lineair is. Enkelvoudige lineaire regressie toegepast op de resultaten geeft als regressie vergelijking

$$-1,40 + 1,92 * (\text{tijdstip}/22).$$

Hieruit volgt dat de schatting voor α gelijk is aan $-1,40$ en de schatting voor β gelijk is aan $1,92$ (vergelijk formule (3)). De respectievelijke schattingen voor hun varianties zijn $0,0040$ en $0,0091$. De proportie verklaarde variantie R^2 is gelijk aan $0,93$ en beide coëfficiënten in de regressievergelijking zijn significant verschillend van nul. Inspectie van de residuën leveren twee extreme tijdstippen op: op tijdstip 1 is de waargenomen waarde $-1,75$, terwijl de voorspelde waarde gelijk is aan $-1,31$ en op tijdstip 12 is de waargenomen waarde $-0,01$, terwijl de voorspelde waarde gelijk is aan $-0,35$. Alle overige residuën liggen binnen het bereik dat acceptabel is onder een normaal model. Uit het bovenstaande volgt dat het lineaire model als benadering voor de groei in kennis in de tijd redelijk plausibel is.

Tot slot zij nog opgemerkt dat in het artikel van Albers, Does, Imbos en Janssen (1989) het voorbeeld nog verder is uitgewerkt voor ieder van de 44 studenten afzonderlijk.

REFERENTIES

1. W. ALBERS, R.J.M.M. DOES, Tj. IMBOS and M.P.E. JANSSEN (1989), A stochastic growth model applied to repeated tests of academic knowledge, *Psychometrika* 54 (verschijnt rond augustus).
2. R.J.M.M. DOES, M.P.E. JANSSEN, Tj. IMBOS and W. ALBERS (1989), **ABEST**: a computerprogram for ability estimation in longitudinal designs, verschijnt binnenkort als **Medical Informatics and Statistics Report**, Rijksuniversiteit Limburg, Maastricht.

3. Tj. IMBOS (1989), Het gebruik van einddoeltoetsen bij aanvang van de studie, **Academisch proefschrift**, Rijksuniversiteit Limburg, Maastricht.
4. Tj. IMBOS en G.M. VERWIJNEN (1978), Evaluatie aan de Maastrichtse Medische Faculteit, **Metamedica** 57, blz. 21-32.
5. F.M. LORD and M.R. NOVICK (1968), Statistical theories of mental test scores, **Addison-Wesley**, Massachusetts.
6. G. RASCH (1960), Probability models for some intelligence and attainment tests, **Danish Institute for Educational Research**, Copenhagen.
7. W.H.F.M. WIJNEN (1978), Evaluatie van een Medische Opleiding, In: **Colloquium: Toekomst van de huisarts**, Ministerie van de Volksgezondheid en het Gezin, Brussel.

Ontvangen: 05-05-1989
Geaccepteerd: 20-07-1989