

University of Groningen

Causale modellering van het vakkenkeuzep proces: Verschillen tussen jongens en meisjes

Rekers-Mombarg, L. T. M.; van Langen, A.

Published in:
 Pedagogische Studiën

IMPORTANT NOTE: You are advised to consult the publisher's version (publisher's PDF) if you wish to cite from it. Please check the document version below.

Document Version
 Publisher's PDF, also known as Version of record

Publication date:
 2004

[Link to publication in University of Groningen/UMCG research database](#)

Citation for published version (APA):

Rekers-Mombarg, L. T. M., & van Langen, A. (2004). Causale modellering van het vakkenkeuzep proces: Verschillen tussen jongens en meisjes. *Pedagogische Studiën*, 81(2), 134-150.

Copyright

Other than for strictly personal use, it is not permitted to download or to forward/distribute the text or part of it without the consent of the author(s) and/or copyright holder(s), unless the work is under an open content license (like Creative Commons).

The publication may also be distributed here under the terms of Article 25fa of the Dutch Copyright Act, indicated by the "Taverne" license. More information can be found on the University of Groningen website: <https://www.rug.nl/library/open-access/self-archiving-pure/taverne-amendment>.

Take-down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

Downloaded from the University of Groningen/UMCG research database (Pure): <http://www.rug.nl/research/portal>. For technical reasons the number of authors shown on this cover page is limited to 10 maximum.

Causale modellering van het vakkenkeuzeproces: Verschillen tussen jongens en meisjes

L. Rekers-Mombarg en A. van Langen

Samenvatting

Uit eerder onderzoek bleek dat, na controle voor capaciteiten en prestaties, het milieu van herkomst bij meisjes wel en bij jongens geen rol speelt bij de keuze van exacte vakken in het vwo. Verder bood een zevental leerling- en gezinskenmerken een additionele verklaring voor de gevonden 'mismatch' tussen capaciteiten en prestaties enerzijds, en de keuze van exacte vakken anderzijds. In het voorafgaande onderzoek is echter genegeerd dat het gekozen eindexamenpakket de resultante is van een langdurig proces. In dit artikel wordt dit proces nader verkend door met behulp van padanalysemodellen in kaart te brengen hoe de gevonden leerling- en gezinskenmerken elkaar beïnvloeden. Bovendien wordt het vakkenkeuzeproces van jongens en meisjes apart gemodelleerd, zodat meer inzicht ontstaat in de achtergronden van het grote sekseverschil in de keuze van exacte vakken. Het proces van de keuze van exacte vakken blijkt bij meisjes anders te verlopen dan bij jongens, maar de gevonden causale modellen verklaren niet goed waarom meisjes minder exact kiezen dan jongens.

1 Inleiding

Leerlingen die een vwo-diploma behalen, hebben in principe een gunstigere onderwijspositie naarmate zij meer exacte vakken hebben opgenomen in hun examenpakket, omdat daardoor het aantal toegankelijke vervolgopleidingen in het tertiair onderwijs sterk toeneemt. Er is sprake van ongelijkheid in onderwijskansen als naar sekse en sociale en etnische herkomst onderscheiden groepen leerlingen met vergelijkbare capaciteiten en prestaties, systematisch verschillen in het aantal exacte vakken waarin ze examen doen. In een onderzoek dat elders in dit tijdschrift is beschreven (Van Langen, Rekers, & Dekkers, dit nummer) is dit thema met behulp

van gegevens uit het grootschalige landelijke cohort VOCL'93 nader onderzocht. Nagegaan is, in hoeverre er verschillen optreden tussen groepen leerlingen ten aanzien van hun keuze voor de exacte vakken, die niet terug te voeren zijn op verschillen in capaciteiten en prestaties, en welke overige factoren op leerling-, gezins- en schoolniveau van invloed zijn op de geconstateerde keuzeverschillen. Daarbij is gebruikgemaakt van lineaire modellen. Het nadeel van deze modellen is echter dat zij uitsluitend inzicht geven in de eenrichtingsverbanden tussen de verklarende variabelen en de criteriumvariabele, en bovendien alle chronologische aspecten negeren. In dit artikel wordt beschreven hoe deze beperkingen in een aanvullend onderzoek zijn overbrugd door aan de hand van de uitkomsten van de betreffende multiniveau-analyses padanalysemodellen op te stellen en te schatten. Het doel hiervan is beter inzicht te verkrijgen in het proces van de vakkenkeuze dat de vwo-leerlingen doorlopen en in de invloed van de variabelen op elkaar. Omdat uit de multiniveau-analyses als hoofdconclusie naar voren kwam dat de factoren die van invloed zijn op de keuze voor exacte vakken bij meisjes anders zijn dan bij jongens, zullen we in dit artikel bovendien nagaan in welke mate de keuzeprocessen van vwo-jongens en -meisjes verschillen.

2 Theoretische achtergrond

2.1 Onderwijsongelijkheid en exacte vakkenkeuze

We spreken van onderwijsongelijkheid als groepen leerlingen met vergelijkbare capaciteiten en prestaties desalniettemin ongelijke kansen op schoolsucces hebben (Meijnen, 1996). Traditionele onderwijsachterstandsgroepen zijn leerlingen uit zwakke sociaal-economische milieus, allochtone leerlingen, en meisjes, ofschoon bepaalde vormen van onderwijsachterstand tegenwoordig juist

meer bij jongens voorkomen (Rowe, 2003). Sinds de start van het ongelijkheidsonderzoek in de jaren '60 (Van Heek, 1968) is over het ontstaan en de bestrijding van onderwijsachterstand een fel debat gevoerd tussen de aanhangers van de reproductie- versus de emancipatietheorie (Bros, 2001). Volgens de reproductietheorie reproduceert het onderwijs via kwalificatie, selectie en allocatie de bestaande sociale ongelijkheid naar herkomst en sekse. Volgens de emancipatietheorie kan het onderwijs de ongelijkheid naar sekse en herkomst juist reduceren via het bevorderen van de individuele mobiliteit. Deze stroming is gerelateerd aan het meritocratisch onderwijsideaal dat leerlingen zichzelf maximaal ontplooiën en zich via het onderwijs een maatschappelijke positie verwerven die is gebaseerd op geleverde prestaties, en niet op herkomst of sekse.

Het begrip *schoolsucces* speelt een centrale rol in het onderwijsongelijkheidsonderzoek en wordt meestal gedefinieerd in termen van behaald onderwijsniveau of schoolprestaties. Echter, ook het aantal exacte vakken dat leerlingen opnemen in hun eindexamenpakket kan worden opgevat als een indicator van schoolsucces, vanwege de relatie met het aantal vervolgoedingen waaruit de leerling kan kiezen, en kansen op de arbeidsmarkt. De onderwijsongelijkheid die zich voordoet bij deze vorm van schoolsucces, heeft voornamelijk betrekking op sekse. Al jaren geleden werd op internationaal niveau vastgesteld dat meisjes, veel minder dan jongens, geneigd zijn exacte vakken te kiezen (Dekkers, 1985; Eccles et al., 1985) en ook tegenwoordig is dat nog het geval (Van Langen et al., dit nummer; Radford, 1998). Dit stabiele verschijnsel is des te opmerkelijker, gezien de overige ontwikkelingen in de schoolloopbanen van meisjes: hun aanvankelijke prestatieachterstanden in de exacte vakken zijn in de loop der jaren steeds kleiner geworden (Baker & Jones, 1993) en in de meeste westerse landen behalen zij hogere taal- en leesprestaties en een hoger onderwijsniveau dan jongens (OECD, 2003). De belangstelling van de jongens voor exacte vakken neemt overigens de laatste jaren ook af, maar niet in die mate dat de sekseverschillen in vakkenkeuze zijn verdwenen.

In de loop der jaren zijn diverse determinanten aangedragen die van invloed zijn op de vakkenkeuze van leerlingen in het algemeen en voor seksspecifieke (exacte) vakkenkeuze in het bijzonder. Deze hebben betrekking op drie niveaus, te weten de leerling, het gezin en de school. Op leerlingniveau zijn de belangrijkste determinanten die genoemd worden naast sekse: aanleg, voorafgaande prestaties, leerstijl, ingeschatte competentie en succeskansen, interesse, plezier, waargenomen nut, en toekomstverwachtingen (Dekkers, 1993; Dekkers & Smeets, 1997; Eccles et al., 1985; Elsworth, Harvey-Beavis, Ainley, & Fabris, 1999; Jonsson, 1999; Jörg, 1994; Uerz, Dekkers, & Beguin, in press). Op het niveau van het gezin worden vooral genoemd: het sociaal milieu of opleidingsniveau van de ouders, de etnische herkomst, de gezinssamenstelling, het cultureel en sociaal kapitaal en de (seksspecifieke) ouderlijke opvattingen over de geschiktheid van bepaalde vakken voor hun kind (Dekkers & Smeets, 1997; Hustinx, 1999; Uerz et al., in press). Op het niveau van school en klas gaat de aandacht vooral uit naar (sekse-differentiële) kenmerken van curricula en docenten (Colley, 1998; Daly, 1996; Stokking, 1995, 1999; Volman, 1999) en schoolkenmerken betreffende keuzebegeleiding en -advisering (Jörg, 1994; Kristensen & Jenneskens, 1991; Kuyper, Van der Werf, & Lubbers, 1999; Van Langen et al., dit nummer).

2.2 Vakkenkeuze als proces

In veel van de hiervoor genoemde onderzoeken - inclusief dat van Van Langen e.a. (dit nummer) - wordt genegeerd dat de uiteindelijke vakkenkeuze van leerlingen eigenlijk het eindresultaat is van een langdurig proces. Vermoedelijk begint dat proces al in het basisonderwijs, als met de ontwikkeling van vaardigheden ook interessen en voorkeuren voor bepaalde vakken of richtingen ontstaan. Ook de invloed van gezins-, school- en klaskenmerken hierop doet zich al eerder gelden dan op het moment van de vakkenkeuze zelf. In hun onderzoek naar seksspecifieke vakkenkeuze in havo en vwo hebben Bosker en Dekkers (1994) die proceskant wel enigszins verdisconteerd door in de eerste drie jaren van het voortgezet onderwijs de wiskunde-

prestaties en voorgenomen vakkenkeuze te meten en te onderzoeken hoe deze kenmerken zich in de loop der jaren ontwikkelen en op elkaar van invloed zijn. Daarbij bleek onder meer dat de aanvankelijk aanzienlijke sekseverschillen in wiskunde-prestaties (in het voordeel van de jongens) in de loop van die drie jaar afnemen, terwijl de aanvankelijk niet significante verschillen in het voornemen om wiskunde B te kiezen juist toenemen, met als resultante dat uiteindelijk een veel hoger percentage jongens dan meisjes het vak kiest. Ook Jörg (1994, p. 16) wees erop, dat de vakkenkeuze een dynamisch proces is en noteerde de volgende bezwaren tegen een meerderheid van het elders uitgevoerde onderzoek naar vakkenkeuze: "Dit onderzoek heeft te weinig oog voor de complexiteit, de veelheid van factoren en hun onderlinge relaties, de cumulatieve wijze waarop die de afhankelijke variabele kunnen beïnvloeden. (Dit onderzoek ...) heeft - te weinig oog voor de rol van intermediërende variabelen bij de bestudering van de relatie tussen onafhankelijke en afhankelijke variabelen." In zijn eigen onderzoek naar de totstandkoming van de keuze voor natuurkunde als eindexamenvak bouwde hij vier dataverzamelmomenten in bij leerlingen in de tweede en derde klas van mavo en havo. De data hadden betrekking op de beleving en waardering van de leerlingen voor het natuurkundeonderwijs, hun motivatie voor het vak natuurkunde en hun natuurkunde-prestaties. In lijn met de bevindingen van Bosker en Dekkers (1994), stelde Jörg vast dat het aantal meisjes dat voornemens is natuurkunde te kiezen, in de tweede klas van het mavo en havo toeneemt, maar in de derde klas juist weer afneemt. Bij jongens is dat laatste niet het geval en neemt het percentage potentiële niet-kiezers juist af. Op basis van zijn bevindingen ontwikkelde Jörg een zogenaamd dynamisch causaal motivatiemodel, een zichzelf versterkend proces dat bij meisjes uiteindelijk leidt tot het overwegend niet-kiezen van het vak natuurkunde. In 1995 heeft Stokking een replica van het onderzoek van Jörg uitgevoerd in het vwo. Onderdeel van de vraagstelling betrof de ontwikkeling in klas 2 tot en met 4 van de belangstelling voor het vak natuurkunde en de daarmee samenhan-

gende factoren, en de stabiliteit van de scores op en relaties tussen de variabelen over de tijd. In het onderzoek bleek dat vwo-leerlingen in de onderzochte periode geregeld van voornemen veranderen en dat ook de onderzochte keuze-predictoren zoals relevantie, waardering en zelfvertrouwen in de loop der tijd veranderen.

Zowel het onderzoek van Jörg als van Stokking is gebaseerd op het in de jaren '80 ontwikkelde sociaal-psychologische verklaringsmodel voor onderwijskeuzen van Eccles e.a. (1985). Ook dit model bevat dynamische elementen, in die zin dat eerdere ervaringen en de persoonlijke interpretatie daarvan van invloed zijn op de waardering van latere ervaringen en de inschatting van toekomst-mogelijkheden, en daarmee indirect ook op de uiteindelijke keuze. In hun eigen onderzoek werd dit concept echter nauwelijks uitgewerkt (Jörg, 1994).

2.3 De resultaten van het eerder uitgevoerde onderzoek

In een elders in dit tijdschrift opgenomen artikel (Van Langen et al., dit nummer) hebben we een onderzoek beschreven dat onder andere¹ is uitgevoerd bij 987 vwo-leerlingen uit het grootschalige landelijke cohort VOCL'93. In het onderzoek is nagegaan in hoeverre er verschillen optreden tussen naar sekse en herkomst onderscheiden groepen vwo-leerlingen ten aanzien van hun keuze voor de exacte vakken, die niet terug te voeren zijn op verschillen in capaciteiten en prestaties. Met de resultaten beoogden we vast te stellen wat het meritocratisch gehalte is van de hoogste vormen van voortgezet onderwijs ten aanzien van de keuze van exacte vakken, hier opgevat als indicator van school-succes. Overigens kozen deze leerlingen hun vakkenpakket in 1997, dus nog voor de invoering van de Tweede Fase en de profielen.

Uit de resultaten van het onderzoek bleek dat er, onder constanthouding van hun IQ- en wiskundescore, inderdaad sprake is van significante groepsgebonden verschillen in de keuze van vwo-leerlingen voor de exacte vakken wiskunde B, natuurkunde en scheikunde. Er treden interacties op die erop neer komen dat de keuze van exacte vakken door jongens nauwelijks wordt beïnvloed door

hun etnische en sociale achtergrond, terwijl deze kenmerken bij de meisjes wel van invloed zijn; vooral het ouderlijk opleidingsniveau blijkt sterk bepalend. Het meritocratisch gehalte van dit type voortgezet onderwijs is daarmee in het geding: bij vergelijkbare capaciteiten en prestaties, hebben meisjes uit lagere sociale milieus gemiddeld minder kans op schoolsucces (in de zin van het aantal exacte vakken in het vwo-eindexamenpakket) dan meisjes uit hogere sociale milieus en jongens.

Vervolgens is nagegaan welke overige gezins- en leerlingfactoren van invloed zijn op de geconstateerde keuzeverschillen bij de vwo-leerlingen². Kenmerken van het gezin die een (beperkt) significant effect bleken te hebben op het aantal gekozen exacte vakken betreffen de opvoedingsstijl (hoe meer autonomie het kind wordt geboden, hoe meer exacte vakken het kiest) en het ouderlijke aspiratieniveau ten aanzien van hun kind (hoe hoger het eindniveau dat ouders aspireren, hoe meer exacte vakken hun kind kiest). Op leerlingniveau constateerden we dat de oriëntatie of gerichtheid van leerlingen op exacte vakken in het eerste leerjaar, en het plezier hebben in het vak wiskunde in het derde leerjaar significante positieve voorspellers zijn voor het gekozen aantal exacte vakken in het eindexamenpakket, terwijl de gerichtheid op moderne talen in het eerste leerjaar, en het plezier in het vak Nederlands in het derde leerjaar juist een negatieve invloed hebben. Daarnaast vonden we een interactie-effect tussen keuzemotivatie, gemeten in het derde leerjaar, en sekse: meisjes met een extrinsieke keuzemotivatie zijn meer geneigd exact te kiezen dan meisjes met een intrinsieke keuzemotivatie. Bij jongens is het effect van de keuzemotivatie minder sterk en omgekeerd: zij kiezen juist minder exact als die keuze extrinsiek gemotiveerd is.

2.4 Probleemstelling

In het voorafgaande onderzoek van Van Lanen e.a. (dit nummer) is gebruikgemaakt van multiniveau-analyses. De modellen die hierbij gebruikt zijn, zijn een speciaal type regressiemodellen en hebben als nadeel dat zij uitsluitend inzicht geven in eenrichtingsverbanden: de onafhankelijke variabelen

worden steeds in lineair verband gebracht met één en dezelfde afhankelijke variabele, namelijk het aantal gekozen exacte vakken. Een andere beperking is dat het chronologische aspect van het proces van vakkenpakketkeuze geheel genegeerd wordt, terwijl dit wel aanwezig is in de opzet van het onderzoek. De variabelen die een bijdrage blijken te leveren aan de verklaring voor de keuze van exacte vakken, zijn immers op verschillende momenten verzameld, zowel in leerjaar 1 als leerjaar 3; de vakkenkeuze zelf vindt nog weer later plaats.

In de eerder aangehaalde onderzoeken van Bosker en Dekkers (1994), Jörg (1994) en Stokking (1995) naar de dynamiek van het vakkenkeuzeproces is sprake van herhaalde metingen van dezelfde variabelen, om zodoende vast te stellen in hoeverre de keuzevornemens en de variabelen die op de keuze van invloed zijn, in de loop der tijd veranderen. Dergelijke herhaalde metingen zijn in ons voorafgaande onderzoek niet toegepast. Het is echter wel mogelijk de proceskant van de vakkenkeuze van de onderzochte vwo-leerlingen en de invloed die de gevonden verklarende variabelen *op elkaar* uitoefenen beter te belichten. Dat gebeurt in dit aanvullende onderzoek. Voor dat doel zijn de leerling- en gezinskenmerken die volgens het voorafgaande onderzoek van belang zijn bij de vakkenkeuze van vwo-leerlingen, ondergebracht in padanalysemodellen. Met een padanalyse kan de aannemelijkheid worden nagegaan van een model waarin causale relaties tussen variabelen worden gepostuleerd, en waarbij de gegevens zijn verzameld in niet-experimentele omstandigheden. Meestal gaat het dan om het schatten van de coëfficiënten van een *set* van lineaire vergelijkingen, die de oorzaak-gevolgrelaties weergeven zoals die zijn gehypothetiseerd. Het fundamentele verschil tussen een padanalysemodel - ook wel causaal model genoemd - en een regressiemodel is dat met tijdsaspecten rekening gehouden kan worden, doordat een endogene variabele (bijvoorbeeld het aantal gekozen exacte vakken) niet alleen afhankelijk gesteld wordt van exogene variabelen (bijvoorbeeld sekse en etniciteit), maar ook van endogene variabelen die op een eerder tijdstip zijn gemeten (bijvoorbeeld het aantal

exacte vakken dat de leerling in het eerste leerjaar van plan was te kiezen). Omdat uit de resultaten van de eerdere analyses zo duidelijk naar voren kwam dat de keuze van exacte vakken voor vwo-meisjes anders verloopt dan voor de vwo-jongens, wordt hieraan in dit artikel speciaal aandacht besteed.

De onderzoeksvragen luiden daarmee als volgt:

- 1 Welke leerling- en gezinsvariabelen mediëren het verband tussen sekse enerzijds en het aantal gekozen exacte vakken anderzijds, en is een nader te specificeren causale ordening van deze variabelen aannemelijk?
- 2 Verschilt het causale model ter verklaring van het aantal exacte vakken dat een leerling kiest tussen jongens en meisjes, met andere woorden, zijn hier mogelijk mechanismen werkzaam die voor jongens anders uitpakken dan voor meisjes?

3 Onderzoeksopzet

3.1 Bestandsbeschrijving

In het artikel van Van Langen e.a. (dit nummer) is een uitgebreide beschrijving van het gehanteerde databestand te vinden, welke beschrijving hier kort wordt samengevat. De gegevens zijn afkomstig uit het grootschalige landelijke cohort VOCL'93 (Voortgezet Onderwijs Cohort Leerlingen 1993) waarin leerlingen gevolgd zijn die in schooljaar 1993/94 in de eerste klas van het voortgezet onderwijs zaten (Brandsma & Van der Werf, 1997; Doolaard, Cremers-Van Wees, & Bosker, 1999; Kuyper et al., 1999; Van der Werf, Kuyper, & Lubbers, 1999; Van der Werf, Lubbers, & Kuyper, 1999). In het cohort-onderzoek is jaarlijks bij de scholen informatie opgevraagd over het schooltype en leerjaar van de leerlingen; vanaf 1997/98 ook over hun eindexamenresultaten inclusief vakkenpakket. Daarnaast zijn in het eerste leerjaar toetsen voor Nederlands en wiskunde en een IQ-test afgenomen bij de leerlingen, en hebben leerlingen, ouders en directies een schriftelijke vragenlijst ingevuld. In 1995/96 zijn opnieuw toetsen Nederlands en wiskunde afgenomen bij de onvertraagde cohortleerlingen in het derde leerjaar, en zijn vragen-

lijsten ingevuld door leerlingen en ouders.

De analyses in het voorgaande en in het onderhavige artikel hebben betrekking op de leerlingen in cohort VOCL'93 die uiterlijk in 2000 een eindexamen vwo hebben afgelegd. In principe waren dat 2200 leerlingen. Van hen heeft 99% indertijd onvertraagd het derde leerjaar bereikt. Door voornamelijk schoolsgewijze non-respons is in dat jaar echter bij slechts 45% van de leerlingen de wiskundetoets afgenomen. We hebben dit deel als onderzoekssteekproef geselecteerd. Vervolgens zijn om analysetechnische redenen scholen met slechts één leerling in de steekproef buiten de onderzoekspopulatie gelaten. Uiteindelijk zijn in de analyses 987 leerlingen op 55 vwo-scholen betrokken.

De representativiteit van deze steekproef ten opzichte van de oorspronkelijke 2200 vwo-leerlingen is in het voorgaande onderzoek getoetst en bleek in het algemeen ruim voldoende te zijn.

3.2 Geselecteerde variabelen

Het aantal exacte vakken (wiskunde B, scheikunde en natuurkunde) waarin de leerlingen eindexamen deden, gold als de afhankelijke variabele in het voorafgaande onderzoek. In de onderhavige dataset kiest 44% van de leerlingen geen enkel exact vak (meisjes: 55%; jongens: 31%), 14% kiest er één (meisjes: 13%; jongens: 15%), 18% kiest er twee (meisjes: 17%; jongens: 20%) en 24% kiest alledrie (meisjes: 15%; jongens: 34%). Voorts zijn uit de opbrengsten van de dataverzamelingen in leerjaar 1 en 3 40 mogelijk verklarende variabelen geselecteerd, onder andere op basis van een uitvoerige literatuurstudie. De invloed van deze variabelen op het aantal gekozen exacte vakken is getoetst met multiniveau-analyses. Uiteindelijk bleek slechts een beperkt aantal van de geselecteerde leerling- en gezinskenmerken een onafhankelijke bijdrage te leveren aan de keuze van exacte vakken (Tabel 1). Deze variabelen worden hierna eerst kort toegelicht (voor verdere details verwijzen we naar Brandsma en Van der Werf (1997) en daarna ondergebracht in causale modellen. Een uitzondering vormt de variabele *eticiteit*: omdat het aantal allochtone vwo-leerlingen voor de beoogde padanalyses te beperkt is

Tabel 1

Overzicht van de verklarende leerling- en gezinsvariabelen die van invloed bleken op de exacte vakkenkeuze van vwo-leerlingen (Van Langen et al., dit nummer)

Groepskenmerken	Capaciteiten en prestaties	Overige leerlingkenmerken	Overige gezinskenmerken
Sekse	IQ-score	Exactgerichtheid	Opvoedingsstijl ouders
Opleiding ouders	Wiskundescore	Taalgerichtheid	Aspiratieniveau ouders
Etniciteit		Plezier in Nederlands	
		Plezier in wiskunde	
		Extrinsieke keuzemotivatie	

($n = 81$), speelt deze variabele in het vervolg van dit artikel geen rol.

Groepskenmerken, capaciteiten en prestaties. De variabele *seks* spreekt voor zich (0 = meisje, 1 = jongen); het opleidingsniveau van de ouders betreft de hoogst voltooide opleiding in het gezin (lopend van lager onderwijs voltooid tot w.o. voltooid). De IQ-score is de ruwe score op een non-verbale intelligentietest die is afgenomen in leerjaar 1; de wiskundetoets is afgenomen in leerjaar 3.

Overige leerlingkenmerken. De schalen *exactgerichtheid* en *taalgerichtheid* zijn gebaseerd op de keuzevoornemens van de leerling in leerjaar 1 ten aanzien van drie exacte vakken, dan wel drie moderne vreemde talen (gemeten op een vijfpunts Likertschaal). Omdat de leerling dan nog ver verwijderd is van de feitelijke vakkenkeuze, beschouwen we de antwoorden als een indicator van algemene oriëntatie of interesse. Het plezier in de

vakken Nederlands en wiskunde heeft de leerling aangegeven in de leerlingvragenlijst van leerjaar 3 (gemeten op een vierpunts Likertschaal). De variabele *extrinsieke keuzemotivatie* is eveneens afkomstig uit de vragenlijst van leerjaar 3 en geeft de algemene motivatie weer waarmee een leerling in dat jaar zijn of haar keuzevoornemens met betrekking tot het vakkenpakket beargumenteert. Het betreft een dichotomie van intrinsieke (= 0) versus extrinsieke (= 1) keuzemotivatie.

Overige gezinskenmerken. De opvoedingsstijl en het aspiratieniveau van de ouders zijn gemeten met behulp van de oudervragenlijst in leerjaar 3. De opvoedingsstijl meet de mate van autonomie van het kind bij een keur van onderwerpen (bijbaantje nemen, alcohol drinken, TV-programma's kijken, tijdstip van huiswerk maken en van thuiskomen, keuze van vak-

Tabel 2

Beschrijvende statistieken van de gebruikte variabelen

	Min.	Max.	<i>M</i>	<i>SD</i>
Groepskenmerken				
Sekse (1= jongen)	n.v.t.	n.v.t.	.47	nvt
Opleiding ouders	2	6	4.65	1.01
Capaciteiten en prestaties				
IQ-testscore	19	79	59.02	1.78
Score wiskunde	0	100	75.53	14.74
Overige leerlingkenmerken				
Exactgerichtheid	1	5	3.66	.66
Taalgerichtheid	1	5	4.22	.63
Plezier in Nederlands	1	4	2.34	.83
Plezier in wiskunde	1	4	2.71	.72
Extrinsieke keuzemotivatie (1 = extrinsiek)	n.v.t.	n.v.t.	.35	n.v.t.
Overige gezinskenmerken				
Opvoedingsstijl ouders	1	5	3.49	.54
Aspiratieniveau ouders	1	8	5.74	1.24

kenpakket en vervolgopleiding). Het ouderlijk aspiratieniveau verwijst naar het maximale onderwijsniveau dat ouders van hun kind verwachten, en is gemeten op een achtpuntsschaal.

Enkele beschrijvende statistieken van de variabelen worden gepresenteerd in Tabel 2.

3.3 Analysestrategie

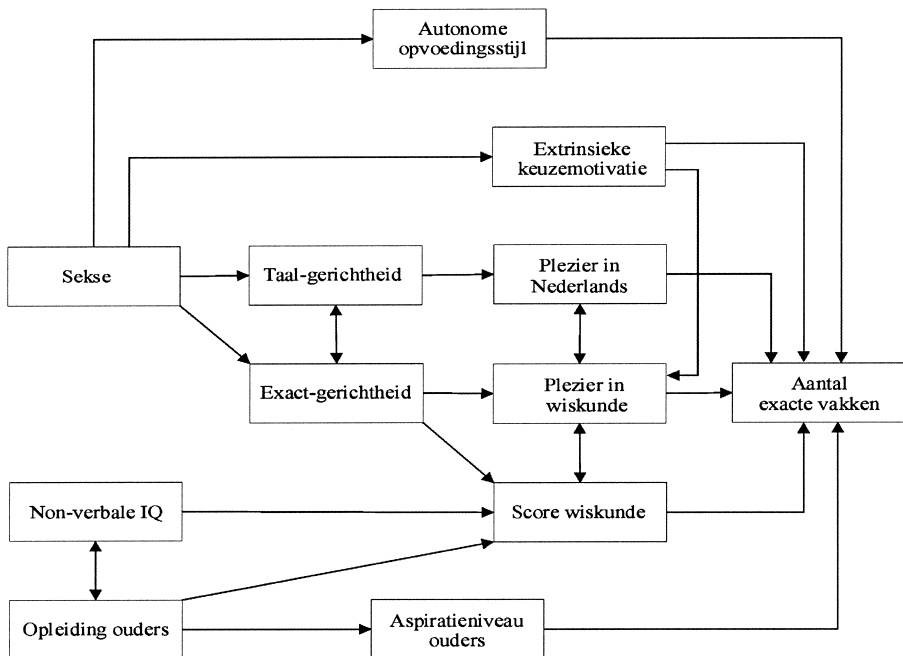
We zijn gestart met het ontwikkelen van een conceptueel causaal model waarin alle kenmerken uit Tabel 1 zijn ondergebracht, met uitzondering van etniciteit (zie eerdere opmerking). Daarbij hebben we ons laten leiden door de resultaten van de multiniveau-analyses en de literatuur; als die tekort schoten, zijn we op basis van logisch redeneren te werk gegaan. Dit conceptuele model, dat hierna wordt gepresenteerd en beargumenteerd, dient als uitgangspunt voor de padanalyses die vervolgens zijn uitgevoerd met behulp van het softwarepakket Mplus (Muthén & Muthén, 2001). Bij de analyses is rekening gehouden met het ordinale karakter van de uitkomstvariabele: minimaal nul, maximaal drie exacte vakken (Muthén, 1984). De gevolgde procedure bestond uit het verifiëren van het conceptuele causale model en het zo-

danig aanpassen daarvan dat een maximale *modelfit*³ werd bereikt en alle paden statistisch significant waren ($\alpha < .05$). Om interactie-effecten met geslacht inzichtelijk te maken, zijn de padanalyses vervolgens apart voor jongens en meisjes uitgevoerd, uitgaande van het gevonden finale causale model voor alle vwo-leerlingen. Ook deze seksespecifieke modellen zijn geverifieerd en aangepast op basis van de modelfit en statistisch significante paden ($\alpha < .10$).

3.4 Het conceptuele causale model

In Figuur 1 is het conceptuele causale model weergegeven dat diende als startpunt van de analyses. In het model veronderstellen we een chronologisch keuzeprocess bij de leerlingen, hetgeen betekent dat leerlingkenmerken die zijn gemeten in leerjaar 1, in het model geplaatst worden vóór de leerlingkenmerken die zijn gemeten in leerjaar 3. De pijlen in het model die de onderlinge relaties tussen de variabelen uitdrukken, kunnen per definitie niet lopen van rechts naar links, ofwel van een later naar een eerder gemeten variabele.⁴

Leerlingkenmerken leerjaar 1 en 3. De taal- en exactgerichtheid in leerjaar 1 zijn onderling gecorreleerd en daarom verbonden



Figuur 1. Het conceptuele causale model.

via een tweewegpijl en hetzelfde geldt voor het plezier in het vak Nederlands en wiskunde in leerjaar 3. Ofschoon er natuurlijk ook leerlingen bestaan die beide domeinen c.q. vakken even interessant en leuk vinden (Jonsson, 1999; Uerz et al., in press), nemen we toch aan dat deze variabelen ten minste gedeeltelijk complementair zijn. Evenzeer voor de hand liggen de pijlen van de taalgerichtheid naar het plezier in Nederlands en van de exactgerichtheid naar het plezier in wiskunde; wie in het algemeen talig georiënteerd is, oordeelt in principe positiever over het vak Nederlands, wie geïnteresseerd is in exacte vakken, heeft meer plezier in het vak wiskunde (Elsworth et al., 1999). Verder is er een relatie van de exactgerichtheid in het eerste leerjaar naar de wiskundescore in het derde leerjaar, en een correlatie tussen het plezier in wiskunde en de wiskundescore; wie geïnteresseerd is in exacte vakken en het vak wiskunde leuk vindt, presteert er vaak beter in, maar omgekeerd geldt ook dat wie goede prestaties behaalt, meer plezier in het vak heeft (Dekkers, 1993; Dekkers & Smeets, 1997).

De keuzemotivatie die in leerjaar 3 is gemeten, geeft weer of leerlingen intrinsieke ("vind ik leuk/ben ik goed in"), dan wel extrinsieke motieven ("is nuttig voor later") aandroegen voor een mogelijke vakkenkeuze. In het conceptuele model veronderstellen we dat deze motivatie van invloed is op het plezier van de leerling in het vak wiskunde in het derde leerjaar, maar niet in het vak Nederlands. Wiskunde was immers in die tijd nog geen verplicht eindexamenvak (vanaf 1998 wel, zij het in diverse variaties van moeilijkheidsgraad), dus in het oordeel over dat vak speelden mogelijk al aanstaande keuzeoverwegingen mee, terwijl het vak Nederlands verplicht was (en is) voor alle leerlingen.

Van alle leerlingvariabelen die in leerjaar 3 zijn verzameld (keuzemotivatie, plezier in Nederlands en wiskunde en wiskundescore), is ten slotte een rechtstreekse pijl getrokken naar de exacte vakkenkeuze die amper een jaar later plaatsvindt.

Achtergrondkenmerken. De exogene variabelen sekse, opleiding ouders en non-verbaal IQ zijn in principe stabiel en doen hun in-

vloed ook al gelden vóór het eerste leerjaar voortgezet onderwijs. Om die reden zijn ze helemaal links in het model geplaatst.

Van sekse loopt er een verband naar exacte taalgerichtheid en naar keuzemotivatie. In de literatuur is veelvuldig vastgesteld dat jongens en meisjes gemiddeld verschillen in plezier en interesse in de exacte vakken en talen, en bovendien dat meisjes vaker intrinsiek, en jongens vaker extrinsiek gemotiveerd kiezen (Dekkers, 1993; Dekkers & Smeets, 1997; Eccles et al., 1985; Jörg, 1994; Van Langen et al., dit nummer). De pijl van de IQ-score naar de wiskundescore geeft het vanzelfsprekende verband tussen aanleg en prestaties weer; de pijl van opleiding ouders naar diezelfde wiskundescore komt voort uit de veronderstelling dat ook binnen de relatief homogene groep vwo-leerlingen toch nog een effect van sociaal milieu op de prestaties zichtbaar is; dat is overigens zeer recentelijk nog vastgesteld door De Graaf en Wolbers (2003) met betrekking tot het examencijfer voor wiskunde.

Volledigheidshalve zullen we bij de padanalyses ook checken of er een correlatie bestaat tussen ouderlijk opleidingsniveau en de IQ-testscore.

Gezinskenmerken. De twee nog resterende verklarende variabelen betreffen de gezinskenmerken opvoedingsstijl en aspiratieniveau van de ouders. Beide variabelen zijn gemeten in leerjaar 3, maar anders dan bij de leerlingkenmerken hechten we aan het precieze meetmoment minder waarde, omdat we veronderstellen dat ook deze gezinskenmerken vrij stabiel zijn over een langere periode.

Wat betreft het aspiratieniveau melden Van der Werf e.a. (1999) een aanzienlijke correlatie (.34) met het ouderlijk opleidingsniveau. Daarom hebben we het aspiratieniveau gepositioneerd tussen het ouderlijk opleidingsniveau en de afhankelijke variabele in. De achterliggende veronderstelling luidt dat een hogere aspiratie van hoog opgeleide ouders direct invloed heeft op de exacte vakkenkeuze, vanwege de relatie met het aantal vervolgperspectieven. De opvoedingsstijl van de ouders (mate van toegekende autonomie) blijkt volgens het rapport van Van der Werf e.a. (1999) nauwelijks te correleren met opleidingsniveau, maar daarente-

gen wel significant te verschillen tussen jongens en meisjes, in de richting van meer autonomie voor de meisjes. In het model is de opvoedingsstijl geplaatst tussen sekse en de afhankelijke variabele in. We vermoeden dat de stijl waarin een kind is opgevoed een rechtstreeks effect heeft op de exacte vakkeuze, in die zin dat de keuze meer of minder zal zijn ingegeven door seksestereotype overwegingen, invloed van de 'peer group', etc.

Om redenen van helderheid zijn geen rechtstreekse pijlen van sekse, IQ-score, ouderlijk opleidingsniveau, exact- en taalgerichtheid naar het aantal exacte vakken opgenomen. We zullen deze relaties in de padanalyses echter wel toetsen, aangezien het voor de hand ligt dat niet alle invloed van deze kenmerken op de uitkomstvariabele via de intermedierende variabelen verloopt.

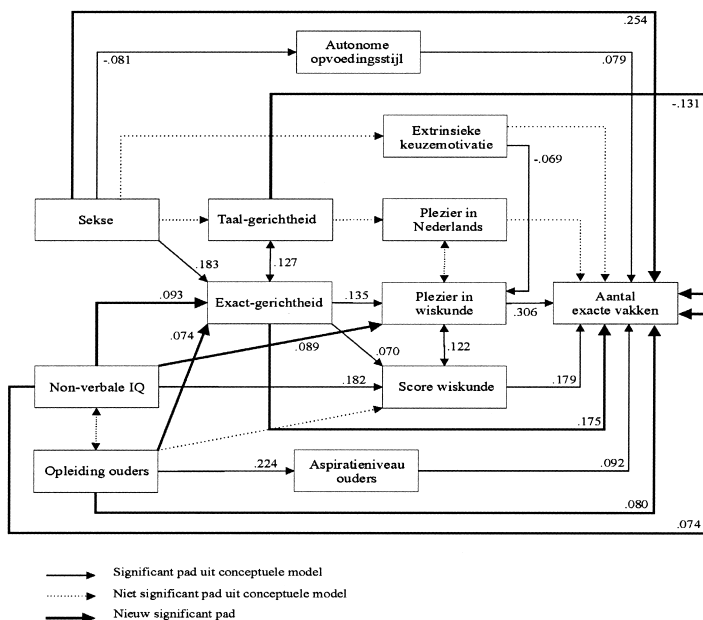
4 Resultaten

4.1 Causaal model voor alle vwo-leerlingen

Het conceptuele, causale model wordt maar ten dele ondersteund door de empirische data ($RMSEA = .044$, $WRMR = 1.261$, $p = .00$). De werkelijkheid van het keuzeprocess van de

vwo-leerlingen blijkt complexer te zijn. Om van het conceptuele model te komen tot het uiteindelijke model met een acceptabele modelfit hebben we vijf directe en drie indirecte verbanden toegevoegd, maar ook acht verbanden uit het conceptuele, causale model weggelaten. In Figuur 2 is dit weergegeven door drie verschillende typen pijlen. De fit van het finale model is goed ($RMSEA = .022$, $WRMR = .858$, $p = .06$). De verklaarde variantie is 0.33. Dit betekent dat 33% van de variantie in het gekozen aantal exacte vakken verklaard kan worden door kenmerken en verbanden tussen die kenmerken zoals ze in Figuur 2 zijn weergegeven; een groot deel (67%) blijft dus onverklaard. In de navolgende bespreking wordt de nadruk gelegd op de effecten in het finale vwo-model die een gestandaardiseerde parameterschatting groter dan 0.10 hebben.

In de eerste kolom van Tabel 3 is voor elk kenmerk in het finale vwo-model aangegeven welk deel van het totale effect van een kenmerk op de keuze van exacte vakken verloopt via intermedierende variabelen. Dit wordt uitgedrukt als het percentage indirect effect. Het resterende deel is toe te schrijven aan het rechtstreekse effect van het betreffende kenmerk op het aantal exacte vakken (percenta-



Figuur 2. Het finale causale model voor vwo-leerlingen met gestandaardiseerde parameterschattingen voor de paden.

ge direct effect). Voor sekse geldt dat het percentage indirect effect 7% is. Dit betekent dat het verschil tussen jongens en meisjes in de keuze van exacte vakken voor slechts een klein deel te maken heeft met in de literatuur belangrijk geachte verschillen als taal- of exactgerichtheid, prestaties en interesse. De erg sterke rechtstreekse relatie tussen sekse en het aantal exacte vakken gaat ten koste van enkele indirecte relaties uit het conceptuele model. Dit is in Figuur 2 weergegeven door middel van gestippelde pijlen. Sekse heeft géén relatie met de keuze van exacte vakken via taalgerichtheid in leerjaar 1 en keuzemotivatie in leerjaar 3. Overeind blijven dan nog de indirecte relaties via exactgerichtheid en via autonome opvoedingsstijl, waarvan de eerstgenoemde het belangrijkste is.

Uit het finale vwo-model volgt dat de invloed van non-verbale intelligentie op het gehele proces van vakkenkeuze uitgebreider is dan we in het conceptuele model veronderstelden. Dit komt tot uitdrukking in het percentage indirect effect van non-verbale intelligentie op de keuze van exacte vakken: 50% (Tabel 3). De belangrijkste indirecte relatie tussen intelligentie en exacte vakkenkeuze loopt via de score op de wiskundetoets; een

leerling met een hoge IQ-score is goed in wiskunde in het derde leerjaar en zal meer exacte vakken kiezen dan een leerling met een lage IQ-score. De overige indirecte verbanden laten zien dat aanleg, interesse en prestaties niet van elkaar los te koppelen zijn; behalve via de score op de wiskundetoets, werkt de invloed van aanleg op het keuzep proces ook door via de exactgerichtheid en het plezier in wiskunde. Er is in deze vwo-groep geen sprake van een correlatie tussen de IQ-score en het ouderlijk opleidingsniveau.

Een belangrijke indirecte relatie in het conceptuele model is die van het ouderlijk opleidingsniveau met de keuze van exacte vakken, verlopend via het aspiratieniveau van de ouders. Dit wordt bevestigd in het finale vwo-model; het blijkt het belangrijkste indirecte effect te zijn. Hoger opgeleide ouders hebben hogere verwachtingen van het onderwijsniveau van hun kind en dit leidt weer tot de keuze van meer exacte vakken van het kind dan bij lager opgeleide ouders. Alle indirecte verbanden tezamen zijn echter minder belangrijk dan het directe verband tussen het opleidingsniveau van de ouders en het aantal exacte vakken; uit Tabel 3 blijkt immers dat 74% (100-26) van het totale effect van het

Tabel 3

Overzicht van het percentage indirect effect t.o.v. het totale effect van leerling- en gezinsvariabelen op het aantal exacte vakken dat vwo-leerlingen kiezen.

	Finale vwo-model (Figuur 2) %	Finale model vwo-jongens (Figuur 3) %	Finale model vwo-meisjes (Figuur 3) %
Groepskenmerken			
Sekse	7	n.v.t.	n.v.t.
Opleiding ouders	26	100	11
Capaciteiten en prestaties			
IQ-testscore	50	34	100
Score wiskunde	17	0	25
Overige leerlingkenmerken			
Exactgerichtheid	30	40	22
Taalgerichtheid	19	27	22
Plezier in Nederlands	n.v.t.	0	n.v.t.
Plezier in wiskunde	7	0	10
Extrinsieke keuzemotivatie	100	25	0
Overige gezinskenmerken			
Opvoedingsstijl ouders	0	0	n.v.t.
Aspiratieniveau ouders	0	n.v.t.	100

ouderlijk opleidingsniveau op de keuze van exacte vakken direct is.

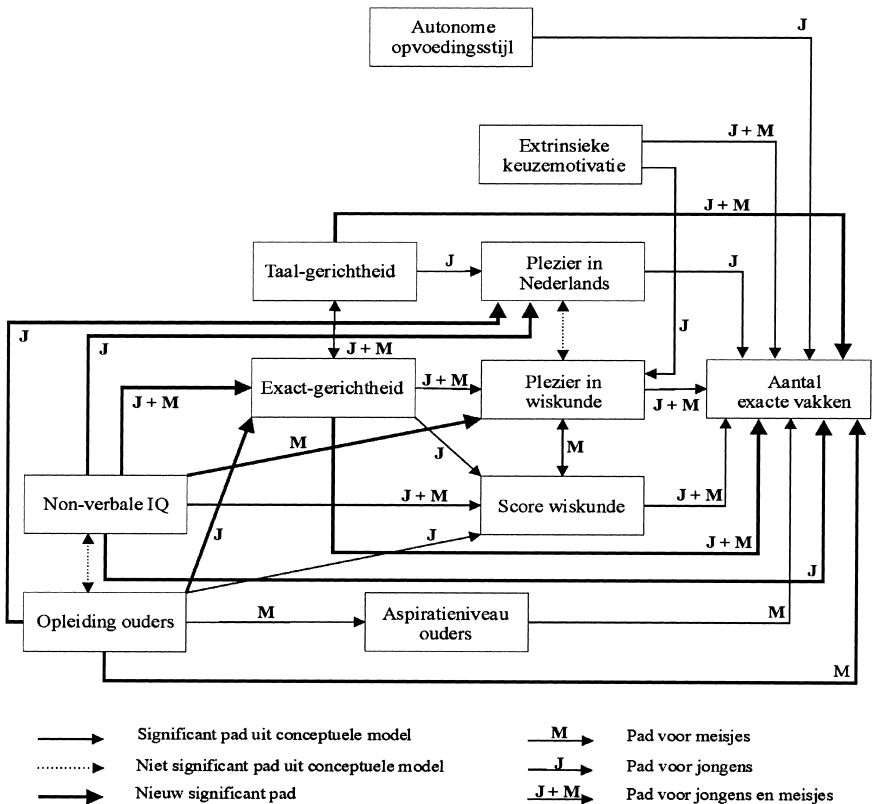
Opmerkelijk is dat het plezier in het vak Nederlands in leerjaar 3 niet terug te vinden is in het finale model voor vwo-leerlingen. We veronderstelden in het conceptuele model al dat er geen relatie bestaat tussen keuzemotivatie in datzelfde leerjaar en deze variabele, omdat Nederlands voor alle vwo-leerlingen een verplicht eindexamenvak is. Onze gegevens versterken dit beeld; plezier in Nederlands speelt geen rol van betekenis in het gehele vakkenkeuzep proces, althans niet in de totale groep. Bij de seksespecifieke modellen die hierna worden gepresenteerd, zal dat anders blijken te liggen.

Bijna alle kenmerken uit het conceptuele model, met uitzondering van extrinsieke keuzemotivatie en plezier in Nederlands, blijken volgens het finale model rechtstreeks invloed te hebben op het aantal exacte vakken dat de vwo-leerling kiest (Figuur 2 en Tabel 3). Van alle directe relaties met het aantal exacte vak-

ken is het plezier in wiskunde het belangrijkste, gevolgd door sekse, de wiskundescore in leerjaar 3 en dan de exactgerichtheid in leerjaar 1. Het plezier in wiskunde hangt bovendien weer samen met de twee laatstgenoemde variabelen.

4.2 Seksespecifieke causale modellen voor vwo-leerlingen

Het finale model voor vwo-leerlingen (Figuur 2) is het uitgangspunt voor de causale modellering voor jongens en meisjes afzonderlijk. Op deze manier kan onderzocht worden of het proces van de keuze van exacte vakken voor jongens anders verloopt dan voor meisjes (de tweede vraagstelling van dit artikel). Na verificatie, aanpassing en uitbreiding van het model hebben we twee finale modellen verkregen met alleen significante paden: één voor vwo-jongens en één voor vwo-meisjes. De fit van het finale model voor vwo-jongens is goed ($RMSEA = .029$, $WRMR = .790$, $p = .11$) en de verklaarde variantie is



Figuur 3. Paddiagram van zowel het finale causale model voor vwo-jongens als dat van vwo-meisjes. De verschillen tussen de modellen zijn weergegeven door de diverse soorten pijlen.

Tabel 4

Ongestandaardiseerde effecten voor vwo-jongens en vwo-meisjes.

	Jongens	Meisjes
Score wiskunde → aantal exacte vakken	+0.015	+0.015
Plezier in wiskunde → aantal exacte vakken	+0.396	+0.420
Plezier in Nederlands → aantal exacte vakken	-0.221	0
Exactgerichtheid → aantal exacte vakken	+0.196	+0.384
Taalgerichtheid → aantal exacte vakken	-0.136	-0.261
Opleiding ouders → aantal exacte vakken	0	+0.218
IQ-score → aantal exacte vakken	+0.013	0
Autonome opvoedingsstijl → aantal exacte vakken	+0.239	0
Extrinsieke keuzemotivatie → aantal exacte vakken	-0.211	+0.216
Aspiratieniveau ouders → aantal exacte vakken	0	+0.099
Exactgerichtheid → score wiskunde	+2.832	0
IQ-score → score wiskunde	+0.214	+0.288
Opleiding ouders → score wiskunde	+1.272	0
Exactgerichtheid → plezier in wiskunde	+0.179	+0.149
Extrinsieke keuzemotivatie → plezier in wiskunde	-0.182	0
IQ-score → plezier in wiskunde	0	+0.012
Taalgerichtheid → plezier in Nederlands	+0.087	0
Opleiding ouders → plezier in Nederlands	+0.062	0
IQ-score → plezier in Nederlands	-0.007	0
IQ-score → exactgerichtheid	+0.006	+0.006
Opleiding ouders → exactgerichtheid	+0.052	0
Opleiding ouders → aspiratieniveau ouders	0	+0.270
Plezier in wiskunde ↔ score wiskunde	0	+2.283
Taalgerichtheid ↔ exactgerichtheid	+0.044	+0.061

28%. Ook voor vwo-meisjes is de fit van het finale model goed ($RMSEA = .000$, $WRMR = .688$, $p = .51$). De verklaarde variantie is enigszins hoger, namelijk 35%. Zowel bij jongens als bij meisjes blijft dus een groot deel van de variantie in mate van exact kiezen onverklaard. De toets of het model voor jongens ook voor meisjes zou kunnen gelden, valt negatief uit ($RMSEA = .068$, $WRMR = 1.233$, $p = .00$), evenals de toets of het model voor meisjes bij de jongens zou passen ($RMSEA = .060$, $WRMR = 1.146$, $p = .00$).⁵ Met andere woorden, het proces verloopt bij meisjes inderdaad anders dan bij jongens.

In Figuur 3 is het finale paddiagram van de vwo-jongens over dat van de vwo-meisjes gelegd. De onderlinge verschillen tussen beide modellen en de verschillen ten opzichte van het conceptuele model zijn gemarkeerd door diverse soorten pijlen. In Tabel 4 zijn de ongestandaardiseerde coëfficiënten opgenomen.

Er zijn drie kenmerken die niet in beide

modellen terug te vinden zijn: de opvoedingsstijl en het aspiratieniveau van de ouders, en het plezier in het vak Nederlands. De invloed van gezinskenmerken op het vakkenkeuzeproces beperkt zich bij vwo-jongens tot de opvoedingsstijl: hoe autonomer die is, hoe meer exacte vakken de jongens kiezen. Voor vwo-meisjes geldt dat alleen het aspiratieniveau van de ouders een rol speelt en wel als intermediair van ouderlijk opleidingsniveau. Ouders met een hogere opleiding hebben een hogere verwachting van het onderwijsniveau van hun dochter en dit leidt tot een keuze voor meer exacte vakken. Verder is het opmerkelijk dat het plezier in het vak Nederlands in leerjaar 3 alléén bij jongens van belang is voor het vakkenkeuzeproces. Dit kenmerk heeft zelfs een vrij prominente plaats in het paddiagram van de jongens. Een hoger opleidingsniveau van de ouders, een lagere non-verbale intelligentie, en een grotere taalgerichtheid in leerjaar 1 heeft bij vwo-jongens invloed op het plezier in het vak Neder-

lands, en naarmate ze dat vak leuker vinden, kiezen de jongens minder exact.

Daarnaast laat Figuur 3 ook seksespecifieke relaties zien. Voor vwo-meisjes zijn er alleen indirecte effecten van de non-verbale IQ-score op de keuze van exacte vakken; bij jongens is er ook een direct effect (Tabel 3). Daarnaast valt op dat alleen bij meisjes een hogere IQ-score tot meer plezier in het vak wiskunde in leerjaar 3 leidt, en dat heeft vervolgens een keuze van meer exacte vakken tot gevolg.

Het opleidingsniveau van de ouders heeft bij vwo-meisjes zowel direct als indirect effect op de keuze van exacte vakken, en bij vwo-jongens alleen een indirect effect. Jongens met hoger opgeleide ouders zijn meer exactgericht in het eerste leerjaar, behalen een hogere score op de wiskundetoets in het derde leerjaar én vinden in datzelfde jaar Nederlands een leuker vak dan jongens met lager opgeleide ouders. Via diverse aan interesse en prestaties gerelateerde paden in zowel positieve als negatieve richting heeft dit uiteindelijk ook effect op hun keuze voor de exacte vakken.

Ten slotte is er sprake van een direct effect van de keuzemotivatie in leerjaar 3 op het aantal gekozen exacte vakken voor zowel jongens als meisjes, maar de richting is seksespecifiek. Meisjes die om de hoofdreden “nuttig voor later” hun vakkenpakket samenstellen, kiezen meer exacte vakken. Jongens die om dezelfde hoofdreden hun verwachte vakkenkeuze beargumenteren, kiezen juist minder exact. Dit hadden we in ons voorgaande onderzoek ook al vastgesteld; het verklaart tevens waarom diverse conceptuele

paden van keuzemotivatie in het finale model voor alle vwo-leerlingen kwamen te vervallen (Figuur 2). Alleen bij jongens heeft de keuzemotivatie via het plezier in wiskunde ook indirect invloed op het aantal gekozen exacte vakken.

De volgorde van belangrijkheid van de directe effecten op de keuze van exacte vakken is eveneens seksespecifiek en in Tabel 5 weergegeven. Voor vwo-jongens is het plezier in het vak wiskunde in leerjaar 3 het belangrijkste, gevolgd door de score op de wiskundetoets in datzelfde jaar. De volgorde is anders voor vwo-meisjes. Het plezier in het vak wiskunde in het derde leerjaar komt ook bij hen op de eerste plaats, maar dan volgt de exactgerichtheid in leerjaar 1. De wiskundescore en het opleidingsniveau van de ouders staan gemeenschappelijk op de derde plaats. De resterende directe verbanden zijn zowel bij de jongens als de meisjes beduidend minder relevant. Zowel jongens als meisjes laten dus hun keuze voor de exacte vakken voornamelijk hangen van het plezier dat ze in het derde leerjaar in het vak wiskunde hebben. Vervolgens is voor jongens belangrijk hoe goed ze op dat moment in dit vak zijn, terwijl voor meisjes dan speelt of ze “altijd” al geïnteresseerd waren in de exacte vakken. Hierbij sluit aan dat het effect van taal- en exactgerichtheid op het aantal gekozen exacte vakken voor meisjes twee keer zo sterk is als voor jongens. Kennelijk kiezen meisjes meer dan jongens om redenen van interesse; prestaties zijn voor hen minder belangrijk.

5 Conclusies en discussie

In dit artikel is het meritocratisch onderwijs-ideaal zodanig opgevat dat naar sekse en herkomstmilieu onderscheiden groepen vwo-leerlingen met vergelijkbare capaciteiten en prestaties een vergelijkbaar aantal exacte vakken in het eindexamenpakket kiezen, want hoe meer exacte vakken gekozen worden door de leerling, hoe groter het aantal toegankelijke vervolgoopleidingen in hbo en w.o., en hoe groter ook de kansen op de arbeidsmarkt. Uit ons voorgaande onderzoek, dat elders in dit tijdschrift is opgenomen (Van Langen et al., dit nummer), bleek echter dat

Tabel 5

Volgorde van belangrijkheid van kenmerken die een directe significant verband hebben met het aantal gekozen exacte vakken van vwo-jongens en vwo-meisjes, gebaseerd op gestandaardiseerde parameterschattingen groter dan 0.10.

	Jongens	Meisjes
1	Plezier in wiskunde	Plezier in wiskunde
2	Wiskundescore	Exactgerichtheid
3	IQ-score & plezier in Nederlands	Wiskundescore & opleiding ouders
4	Opvoedingsstijl & exactgerichtheid	Taalgerichtheid
5		Aspiratieniveau ouders

er groepen vwo-leerlingen te onderscheiden zijn waarbij dit meritocratisch principe niet opgaat. Na controle voor hun capaciteiten en prestaties verschilt de keuze van exacte vakken door vwo-meisjes namelijk significant naar etnische herkomst en sociaal milieu (c.q. het opleidingsniveau van de ouders); vooral dat laatste is sterk bepalend. Bij vwo-jongens is de keuze van exacte vakken niet afhankelijk van het herkomstmilieu. Verder vonden we een zevental leerling- en gezinskenmerken die een additionele verklaring boden voor de gevonden 'mismatch' tussen capaciteiten en prestaties enerzijds, en de keuze van exacte vakken door groepen leerlingen anderzijds.

Het gekozen eindexamenpakket is echter de resultante van een langdurig proces waarin waarschijnlijk al in het eerste leerjaar voortgezet onderwijs verschillen tussen leerlingen te detecteren zijn. In het voorafgaande onderzoek is dat geheel buiten beschouwing gebleven. Daarom is vervolgens het onderhavige onderzoek uitgevoerd met als doel beter zicht te krijgen op dit proces, door in kaart te brengen op welke manier de gevonden relevante leerling- en gezinskenmerken uit het voorafgaande onderzoek elkaar beïnvloeden. Door bovendien het vakkenkeuzeproces van jongens en meisjes apart te modelleren, beoogden we ook meer inzicht te krijgen in de achtergronden van het grote sekseverschil in de keuze van exacte vakken.

Tevoren was al duidelijk dat onze bevindingen niet in alle opzichten vergelijkbaar zouden zijn met ander onderzoek naar de proceskant van de vakkenkeuze (Bosker & Dekkers, 1994; Jörg, 1994; Stokking, 1995), omdat we nauwelijks beschikken over data over de *ontwikkeling* van de keuzevoornemens en van de variabelen die van invloed zijn op de vakkenkeuze. Het modelleren van het vakkenkeuzeproces van vwo-leerlingen heeft bovendien geresulteerd in causale modellen die slechts een derde deel van de variantie in het aantal gekozen exacte vakken kunnen verklaren (33% finale model vwo-totaal, 28% finale model vwo-jongens en 35% finale model vwo-meisjes); daarmee "presteren" deze modellen slechter dan het finale meerniveaumodel uit het voorafgaande onderzoek (verklaarde variantie tot 43%).

Daar staat echter tegenover dat we door het in kaart brengen van diverse indirecte relaties met het aantal gekozen exact vakken en relaties tussen leerling- en gezinskenmerken onderling, meer inzicht hebben gekregen in het vakkenkeuzeproces in het algemeen en de verschillen tussen jongens en meisjes in het bijzonder. Onze resultaten bevestigen dat het belangrijk is de vakkenkeuze als een chronologisch proces te zien dat voor jongens en meisjes anders verloopt, onder invloed van verschillende intermediërende variabelen (Eccles et al., 1985).

Een belangrijke rol in het vakkenkeuzeproces spelen de kenmerken die betrekking hebben op de interesses en prestaties van de leerling. Deze kenmerken zijn dan ook centraal gelegen in de gevonden causale modellen. Hierbij kwamen drie relaties naar voren die anders waren dan gehypothetiseerd: (1) naarmate een jongen of meisje meer exactgericht is, is hij of zij ook meer taalgericht; (2) het plezier in Nederlands is alleen relevant in het vakkenkeuzeproces van jongens; en (3) de wiskunde-prestaties hangen alleen bij meisjes samen met het plezier hebben in dit vak, en alleen bij jongens met de exactgerichtheid in het eerste leerjaar. De resterende onderlinge relaties wijken niet af van wat men op basis van de theorie zou verwachten.

Buiten het centrale deel van het model zijn de stabiele leerlingkenmerken sekse, de IQ-testscore en het ouderlijk opleidingsniveau geplaatst, en dat geldt eveneens voor het aspiratieniveau en de opvoedingsstijl van de ouders, en de keuzemotivatie van de leerling. De belangrijkste indirecte relatie van sekse is de volgende: jongens zijn in het eerste leerjaar al exactgerichter dan meisjes. Naarmate een leerling meer exactgericht is, heeft hij of zij meer plezier in wiskunde in het derde leerjaar en kiest meer exacte vakken. De indirecte relaties van de IQ-score geven een goed inzicht in de manier waarop dit leerlingkenmerk invloed heeft op de vakkenkeuze; ze nemen 50% van het totale effect voor hun rekening. De belangrijkste indirecte relatie van de IQ-score verloopt als volgt: een leerling met een hoge IQ-score behaalt een hoge wiskundescore in het derde leerjaar en zal meer exacte vakken kiezen dan een leer-

ling met een lage IQ-score. De indirecte relaties van het ouderlijk opleidingsniveau tellen op tot 26% van het totale effect op het aantal exacte vakken in het finale vwo-model. Een aantal van deze indirecte effecten blijkt sekse-specifiek te zijn. Meisjes afkomstig uit een hoger sociaal milieu hebben ouders met een hoger aspiratieniveau en dit leidt weer tot meer exacte vakken in het eindexamenpakket dan bij meisjes uit een lager sociaal milieu. Jongens uit een hoger sociaal milieu vinden Nederlands een leuker vak, maar zijn ook exactgerichter én presteren beter op de wiskundetoets dan jongens uit een lager sociaal milieu; genoemde effecten hebben vervolgens deels een negatieve, deels een positieve invloed op het aantal gekozen exacte vakken.

Evenals het ouderlijk aspiratieniveau speelt ook de opvoedingsstijl van de ouders een kleine en sekse-specifieke rol in het gehele proces van vakkenkeuze. Jongens worden minder autonoom opgevoed dan meisjes, en naarmate een jongen autonomer opgevoed wordt, kiest hij meer exacte vakken. Noemenswaardig is verder het sekse-specifieke effect van keuzemotivatie. Jongens die vakken kiezen uit extrinsieke overwegingen, kiezen minder exact. Meisjes die om dezelfde hoofdreden hun vakkenpakket kiezen, kiezen juist meer exact.

Het tweede doel van de analyse was het zoeken naar een verklaring voor het feit dat meisjes in het algemeen aanzienlijk minder exact kiezen dan jongens. Uit het finale vwo-model volgt dat van het derde deel van de variantie in het aantal gekozen exacte vakken dat we kunnen verklaren, bijna alles (93%) toe te schrijven is aan de *directe* relatie tussen sekse en het aantal exacte vakken. Met andere woorden, alle indirecte effecten tezamen die de potentiële verklaring voor dit fenomeen vormen, hebben maar zeer beperkt invloed op het proces van vakkenkeuze. Het causale model verklaart dus niet goed waarom meisjes minder exact kiezen dan jongens. Deze teleurstellende bevinding is maar ten dele te verklaren door het ontbreken van belangrijke kenmerken of verbanden in de modellen. De meeste van de volgens de literatuur relevante effecten die betrekking hebben op interesse, plezier, nut en prestaties, zijn in ieder geval in de modellen opgeno-

men, al waren de variabelen wellicht niet allemaal even optimaal geoperationaliseerd. Schooleffecten hebben we buiten beschouwing moeten laten om analysetechnische redenen, maar daarvan is in het algemeen het effect vele malen geringer dan van leerlingkenmerken. Er zijn echter ook leerlingkenmerken die volgens de literatuur van invloed zijn en die in de modellen ontbreken. Dat geldt bijvoorbeeld voor de ingeschatte competentie en slaagkansen ten aanzien van een vak, de verwachte benodigde inzet, de ontvangen adviezen van docenten, decanen, ouders en 'peers' ten aanzien van de vakkenpakketkeuze, etc. Over deze kenmerken is in het VOCL'93-onderzoek geen informatie verzameld. Door middel van extra dataverzameling in het lopende cohortonderzoek VOCL'99 hopen we in de toekomst het (sekse-specifieke) vakkenkeuzeprocess vollediger in kaart te brengen.

Noten

- 1 Genoemd onderzoek had ook betrekking op havo-leerlingen. We richten ons hier echter op slechts één schooltype, om de complexiteit te beperken. De vwo-leerlingen achten we het meest geschikt voor de padanalyses, omdat in het voorafgaande onderzoek bleek dat binnen deze groep een hoger percentage van de variantie in exacte vakkenkeuze kon worden verklaard met behulp van de beschikbare gegevens uit het bestand.
- 2 Ook op schoolniveau leverden twee variabelen een bijdrage aan de keuzeverschillen: urbanisatiegraad van de vestigingsgemeente en betrokkenheid van de rapportvergadering bij de vakkenkeuzeadviesing. Deze variabelen worden hier echter buiten beschouwing gelaten, omdat het gehanteerde softwareprogramma voor padanalyse (Mplus, versie 2.12) geen mogelijkheid biedt om bij een categorische uitkomstvariabele rekening te houden met de hiërarchische structuur van de dataset. Een poging om deze schoolvariabelen toch op te nemen, resulteerde in schattingsproblemen zodra de modellen complexer werden; convergentie werd dan niet bereikt.
- 3 Maten voor de fit van de causale modellen zijn de Root Mean Square Error of Approx-

mation (*RMSEA*), de Weighted Root Mean Square Residual (*WRMR*) en de *p*-waarde van de χ^2 -test voor de modelfit. De fit is goed bij een *RMSEA* < 0.06, een *WRMR* < 0.90 en een *p*-waarde > 0.05 (Muthén & Muthén, 2001, Appendix 5).

- 4 Anders dan in het veel gebruikte softwarepakket LISREL, is het in Mplus mogelijk correlatieve (ongerichte) verbanden tussen endogene variabelen te specificeren en te schatten. Alle door ons gespecificeerde correlaties tussen variabelen (hetzij tussen exogene, hetzij tussen endogene variabelen) worden gerepresenteerd door een rechte tweewegpijl.
- 5 Omdat we hier te maken hebben met een ordinale afhankelijke variabele, is het niet mogelijk een zogenaamde 'multi-sample'-toets uit te voeren, waarbij we direct nagaan of het model voor jongens en meisjes verschilt. Derhalve hebben we een andere weg bewandeld, namelijk door het model voor jongens op te leggen aan de gegevens die betrekking hadden op de meisjes en omgekeerd.

Literatuur

Baker, D. P., & Jones, D. (1993). Creating gender equality: cross-national gender stratification and mathematical performance. *Sociology of Education*, 66, 91-103.

Bosker, R. J., & Dekkers, H. (1994). School differences in producing gender related subject choices. *School Effectiveness and School Improvement*, 5(2), 178-195.

Brandsma, H. P., & Werf, M.P.C. van der. (1997). *Beschrijving van het onderwijspeil van leerlingen in het eerste leerjaar van het voortgezet onderwijs*. Enschede/Groningen: OCTO/GION.

Bros, L. (2001). *Reproductie of emancipatie? Loopbanen van de Enschedese schoolgeneratie 1964*. Dissertatie, Katholieke Universiteit Leuven. Leuven/Apeldoorn: L. Bros & Garant Uitgevers n.v.

Colley, A. (1998). Gender and subject choice in secondary education. In J. Radford (Ed.), *Gender and Choice in Education and Occupation* (pp. 18-36). London: Routledge.

Daly, P. (1996). The effects of single-sex and coeducational secondary schooling on girls'

achievement. *Research Papers in Education*, 11(3), 289-306.

Dekkers, H. (1985). *Soms kiezen meisjes anders*. Nijmegen: ITS.

Dekkers, H. (1993). Determinanten van sekse-specifieke vakkenkeuzen in havo en vwo. *Pedagogische Studiën*, 70, 445-459.

Dekkers, H., & Smeets, E. (1997). Van vakkenkeuze naar eindexamen: sekseverschillen? *Pedagogische Studiën*, 74, 108-116.

Doolaard, S., Cremers-Van Wees, L. M. C. M., & Bosker, R. J. (1999). *Basisvorming in 1996; beschrijving en vergelijking met de periode voor invoering*. Enschede: OCTO.

Eccles, J., Adler, T. F., Futterman, R., Goff, S. B., Kaczala, C. M., Meece, J. L., & Midgley, C. (1985). Self-perceptions, task perceptions, socializing influences, and the decisions to enroll in mathematics. In S. F. Chipman, L. R. Brush, & D. M. Wilson (Eds.), *Women and mathematics: Balancing the equation* (pp. 95-121). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Elsworth, G. R., Harvey-Beavis, A., Ainley, J., & Fabris, S. (1999). Generic interests and school subject choice. *Educational Research and evaluation*, 5(3), 290-318.

Graaf, P. M. de, & Wolbers, M. H. J. (2003, Mei). *De invloed van sociale herkomst, examen cijfers en vakkenpakket op de studiekeuze in het hoger onderwijs*. Paper gepresenteerd op de 4^e Marktdag Sociologie, Nijmegen.

Heek, F. van. (1968). *Het verborgen talent. Millieu, schoolkeuze en schoolgeschiktheid*. Meppel: Boom.

Hustinx, P. (1999). *Vakkenpakketkeuze op havo en vwo*. Delft: Uitgeverij Eburon.

Jonsson, J.O. (1999). Explaining sex differences in educational choice; an empirical assessment of a rational choice model. *European Sociological Review*, 15(4), 391-404.

Jörg, T. (1994). *De keuze van het vak natuurkunde als examenvak en de wijze waarop die tot stand komt bij leerlingen in het mavo en havo*. Dissertatie, Universiteit Utrecht. Utrecht: UU.

Kristensen, D., & Jenneskens, A. (1991). *Emancipatiebeleid op schoolniveau*. Lisse: Swets & Zeitlinger.

Kuyper, H., Werf, M. P. C. van der, & Lubbers, M. J. (1999). *Tussen basisvorming en studiehuis*. Groningen: GION.

Langen, A. van, Rekers-Mombarg, L., & Dekkers,

- H. (2004). Groepsgebonden verschillen in de keuze van exacte vakken. *Pedagogische Studiën*, 81, 117-133.
- Meijnen, G. W. (Ed.). (1996). *Onderwijsongelijkheid. Onderwijskundig Lexicon, Centrale Onderwijsthema's*. Alphen aan de Rijn: Samsom H.D. Tjeenk Willink.
- Muthén, B. (1984). A general structural equation model with dichotomous, ordered categorical, and continuous latent variables. *Psychometrika*, 54, 115-132.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2001). *Mplus User's Guide (second edition)*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- OECD. (2003). *Education at a Glance. OECD Indicators 2003*. Parijs: OECD.
- Radford, J. (Ed.). (1998). *Gender and Choice in Education and Occupation*. London: Routledge.
- Rowe, K. (2003, January). *The 'myth' of school effectiveness - especially for boys*. Paper presented at the ICSEI Conference 2003, Sydney.
- Stokking, K. M. (1995). *Het kiezen van natuurkunde als eindexamenvak in het vwo, verschillen tussen jongens en meisjes?* Utrecht: ISOR.
- Stokking, K. M. (1999). Predictoren van de keuze van natuurkunde in de tweede fase VO. *Tijdschrift voor Onderwijsresearch*, 24(2), 91-109.
- Uerz, D., Dekkers, H., & Beguin, A. (in press). Mathematics and language skills and the choice of science subjects in secondary education. *Educational Research and Evaluation*.
- Volman, M. (1999). Verdwenen achterstand en nieuwe ongelijkheid; omgaan met sekseverschillen in het onderwijs. In H. P. J. M. Dekkers (Ed.), *Omgaan met verschillen. Onderwijskundig Lexicon, Editie III*. Alphen aan de Rijn: Samsom H.D. Tjeenk Willink.
- Werf, M. P. C. van der, Kuyper, H., & Lubbers, M. J. (1999). *Achtergrond- en gezinskenmerken van leerlingen en opbrengsten van het voortgezet onderwijs*. Groningen: GION.
- Werf, M. P. C. van der, Lubbers, M. J., & Kuyper, H. (1999). *Onderwijsresultaten van VOCL '89 en VOCL '93 leerlingen*. Groningen, GION.

Auteurs

Lyslet Rekers-Mombarg is als methodoloog/statisticus werkzaam bij de afdeling Onderwijsorganisatie en -management van de Faculteit Gedragswetenschappen van de Universiteit Twente.

Annemarie van Langen is als onderzoeker verbonden aan de afdeling Onderwijs, Loopbaan en Kwaliteitsontwikkeling van het ITS te Nijmegen.

Correspondentieadres: L.T.M. Rekers-Mombarg, GW/O&M, Universiteit Twente, Postbus 217, 7500 AE Enschede, e-mail: l.t.m.rekers-mombarg@utwente.nl

Abstract

Causal modelling of the subject choice process: Differences between boys and girls

In earlier research by the same authors, it was demonstrated that after correction for IQ and math test scores, the choice of math and science subjects by pre-university girls is influenced by social background characteristics while the choice of those subjects by pre-university boys is not.

At the levels of the student and family, seven other variables were found to contribute to the explanation of exact subject choice. In this article the process of the subject choice and the mutual influence of the student and family variables are explored by using path analysis models. Furthermore, the choice process has been modelled separately for boys and girls, in order to understand the huge sex differences in math and science subject choice. The results show that the process of exact subject choice differs for boys and girls, but the causal models found could not explain properly why girls choose less math and science subjects than boys do.