

5 | Vooruitgang in prestaties

5.1 Inleiding

Welke leerlingen *raken* achterop of *gaan* vooruit in het onderwijs? In hoeverre hebben kenmerken op leerling-, klas- en schoolniveau invloed op de *leervorderingen*? Deze vragen kunnen niet worden beantwoord met de gegevens uit hoofdstuk 3 en 4. In die hoofdstukken staat de vraag centraal in hoeverre de prestaties van leerlingen op één bepaald tijdstip kunnen worden verklaard uit allerlei kenmerken van leerlingen, gezinnen en scholen. Om de netto prestaties van leerlingen te bepalen wordt hierbij rekening gehouden met de prestaties van leerlingen op een eerder tijdstip. In het model dat ik in de vorige hoofdstukken heb gebruikt, zijn de toetscores in leerjaar drie de afhankelijke variabelen en behoren de eerdere prestaties in leerjaar één tot de onafhankelijke variabelen. Een dergelijk model is standaard in het schooleffectiviteitsonderzoek en staat bekend als het covariantie-analytisch model.

Met het covariantie-analytisch model kunnen prestaties van leerlingen op een bepaald tijdstip worden verklaard. In deze verklaring gaat het om de vraag welke leerlingen een achterstand of voorsprong hebben. Vervolgens kan dan worden nagegaan welke kenmerken invloed hebben op de leerprestaties. Met dit model wordt naar invloeden op leerprestaties en niet naar invloeden op leervorderingen gekeken. Wanneer een onderzoek op dit model is gebaseerd, kan dan ook niet over effecten op vooruitgang in prestaties worden gesproken.

Om naar vooruitgang in prestaties te kijken, moet echter worden gekozen voor een variantie-analytisch model van leerwinst. Met dit model kunnen de vragen aan het begin van deze paragraaf worden beantwoord. Het covariantie-analytisch model wordt door onderzoekers veel vaker gebruikt dan een analyse van verschillen in leerwinst. Die populariteit berust waarschijnlijk te veel op traditie, want voor onderwijsonderzoekers zijn niet alleen vragen naar leerprestaties maar ook vragen naar leervorderingen van belang. In dit hoofdstuk zullen beide methoden met elkaar worden vergeleken. Op die manier zal duidelijk worden dat de methoden elkaar aanvullen en dat afhankelijk van het soort vragen dat een onderzoeker stelt, een passend analytisch model moet worden gekozen (Van den Bergh & Kuhlemeier, 1997).

In dit hoofdstuk staat een multivariaat variantie-analytisch model van verschillen in (relatieve) leerwinst centraal. De vragen die aan bod komen zijn:

In hoeverre en waarom zijn kenmerken op individueel, klas- en schoolniveau van invloed op de vorderingen (verschillen in relatieve leerwinst) van leerlingen tussen het eerste en het derde leerjaar van het voortgezet onderwijs?

De afhankelijke variabelen hierbij zijn de verschilcores tussen de gestandaardiseerde prestaties in leerjaar drie en leerjaar één voor Nederlands en wiskunde. In paragraaf 5.2 wordt uitgelegd wat verschilcores zijn. In die paragraaf bespreek ik ook het model met deze criteriumvariabele. Vervolgens besteed ik aandacht aan de resultaten op zowel leerlingniveau (5.3) als klas- en schoolniveau (5.4). In paragraaf 5.5 vergelijk ik deze resultaten met die uit de twee voorgaande hoofdstukken.

In dit hoofdstuk maak ik opnieuw gebruik van de structuur van concentrische cirkels. Op individueel niveau bestaat de structuur uit de zes cirkels die in hoofdstuk 3 zijn besproken. Op klas- en schoolniveau worden net als in hoofdstuk 4 contextuele en schoolkenmerken meegenomen in de analyses. De analyses zijn gedaan voor dezelfde steekproef van 7.000 leerlingen binnen 450 klassen binnen 150 scholen. Zie de vorige hoofdstukken voor een beschrijving van deze steekproef.

5.2 Leerwinst en verschilcores

In deze paragraaf ga ik allereerst in op de vraag hoe in dit onderzoek een vorm van leerwinst kan worden bepaald. Daartoe wordt gebruik gemaakt van verschilcores. Vervolgens bespreek ik de verschillen en overeenkomsten tussen een co-variantie-analytisch model en een variantie-analytisch model van leerwinst.

Leerwinst

Naar prestaties van leerlingen is veelvuldig onderzoek gedaan. Veranderingen in prestaties krijgen echter veel minder vaak aandacht van onderwijsonderzoekers. Om veranderingen in prestaties te bepalen, zijn er verschillende mogelijkheden. Wanneer de toets op beide meetmomenten identiek is, dan kan de verandering worden bepaald door de score op de beginmeting van de score op eindmeting af te trekken. Deze verandering in prestaties wordt meestal aangeduid met de term *leerwinst*. Wanneer de prestaties op de eindmeting hoger zijn dan die op de beginmeting is er sprake van positieve leerwinst. Een leerling die veel leerwinst boekt is een leerling die op de eindmeting veel hoger scoort dan op de beginmeting. Mochten de prestaties op de eindmeting lager zijn dan die op de beginme-

ting, dan is er sprake van negatieve leerwinst. Aan het herhaaldelijk gebruiken van een zelfde toetsen kleven enige bezwaren. Positieve leerwinst kan komen doordat leerlingen bij de eindmeting meer weten dan bij beginmeting. Het kan echter ook zo zijn dat leerlingen bij de tweede afname er voordeel van hebben dat ze de toets al eerder hebben gemaakt. Een tweede bezwaar is dat toetsen doorgaans bedoeld zijn voor leerlingen uit een bepaald leerjaar. Het heeft daarom geen zin om dezelfde toets te gebruiken voor leerlingen uit leerjaar één en drie.

Het ideaal is daarom dat leerlingen op twee tijdstippen een toets maken die gedeeltelijk in plaats van geheel overlapt. Bij gedeeltelijke overlap kunnen de toetsen met het Rasch/OPLM-model (Verhelst, Glas & Verstralen, 1995) worden gelijkgeschakeld, zoals in VOCL'93 voor de twee wiskundetoetsen uit leerjaar drie is gedaan (zie bijvoorbeeld: Lee & Smith, 1997). Tussen de toetsen Nederlands en wiskunde uit leerjaar één en drie bestaat echter geen overlap. Het lijkt dus niet mogelijk om de leerwinst te bepalen. Een alternatief voor deze benaderingen is om de scores op beide meetmomenten te standaardiseren om vervolgens alsnog een verschilscore te berekenen door de beginmeting van de eindmeting af te trekken (Fennessey & Salganik, 1983; Kenny, 1975; Kuyper & Veenstra, 1995; Willett, 1988).

Verschilcores

Door de scores op beide toetsen te standaardiseren en per leerling het verschil tussen twee *z-scores* te berekenen, zijn verschilcores berekend voor Nederlands en wiskunde. De toets Nederlands in leerjaar drie is een toets voor tekstbegrip. In leerjaar één ontbrak een aparte toets op dit domein. Tekstbegrip was echter wel een onderdeel in zowel de taal- als de informatieverwerkingstoets. De items voor tekstbegrip uit deze toetsen zijn daarom samengenomen. Deze twaalf items vormen te zamen een schaal voor tekstbegrip, met een betrouwbaarheid van 0,68. Het gemiddelde op deze schaal is 7,6 (standaarddeviatie: 2,6). De verschilcores voor tekstbegrip Nederlands en wiskunde zijn bepaald door van de toetsscore in leerjaar drie de toetsscore in leerjaar één af te trekken. Een beschrijving van deze toetsen heb ik in paragraaf 3.3 gegeven. De correlatie tussen de scores op de toetsen uit leerjaar één en drie is 0,55 voor Nederlands en 0,74 voor wiskunde.

Wanneer de toetsen uit beide leerjaren met elkaar worden vergeleken, dan valt op dat het domein hetzelfde is (tekstbegrip en wiskunde), maar dat de toetsen verschillen in moeilijkheidsgraad. Bij het gebruik van dergelijke verschilcores moet eigenlijk van *relatieve leerwinst* of van verschillen in *relatieve posities* worden gesproken. Absolute leerwinst valt immers alleen te berekenen als de toetsen geheel of gedeeltelijk overlappen. Hier wordt alleen maar naar het verschil

in de relatieve positie van leerlingen op twee tijdstippen gekeken. Het gemiddelde verschil tussen de twee tijdstippen is gelijk aan nul.

In Tabel 5.1 worden de verschillen weergegeven. De verschillen Nederlands (tekstbegrip) voor vwo-leerlingen is bijvoorbeeld gemiddeld genomen 0,18. In het derde leerjaar scoorden vwo-leerlingen gemiddeld 1,06 standaarddeviatie boven het algehele gemiddelde op de toets Nederlands. Twee jaar eerder scoorden deze leerlingen 0,88 standaarddeviatie boven het gemiddelde. Het verschil tussen deze twee scores is $1,06 - 0,88 = 0,18$. Er is geen overduidelijk patroon in de relatie tussen schooltype en gemiddelde verschillen. Ivbo-leerlingen gaan gemiddeld genomen vooruit op Nederlands, maar raken sterk achterop in wiskunde. Behoorlijk vooruit in Nederlands gaan havo/vwo- en vwo-leerlingen. Voor wiskunde valt de vooruitgang van vbo/mavo-leerlingen op.

Tabel 5.1: Verschillen in relatieve positie naar schooltype

NEDERLANDS	GEM.	SD	MIN.	MAX.	N
IVBO	0,14	0,89	-2,73	2,91	416
VBO	-0,12	1,03	-3,55	2,91	1.899
VBO/MAVO	-0,09	1,08	-3,14	2,27	188
MAVO (incl. MAVO/HAVO)	-0,05	1,05	-3,60	4,13	2.092
HAVO	0,05	0,96	-3,05	3,18	806
HAVO/VWO	0,29	0,93	-2,33	2,90	254
VWO	0,18	0,85	-2,33	2,67	938
Totaal	0,00	1,00	-3,60	4,13	6.593
WISKUNDE	GEM.	SD	MIN.	MAX.	N
IVBO	-0,41	1,17	-4,75	2,64	391
VBO	-0,03	1,05	-5,36	3,17	1.712
VBO/MAVO	0,43	0,91	-3,38	2,81	167
MAVO (incl. MAVO/HAVO)	0,09	0,98	-3,68	3,98	1.722
HAVO	-0,05	0,92	-3,04	3,76	753
HAVO/VWO	0,05	0,91	-2,96	2,92	257
VWO	0,01	0,88	-3,05	3,47	840
Totaal	0,00	1,00	-5,36	3,98	5.842

Covariantie-analyse versus verschillen in relatieve posities

Het covariantie-analytisch model en het variantie-analytisch model van leerwinst zijn verscheidene keren met elkaar vergeleken (Allison, 1990; Van den Bergh & Kuhlemeier, 1997; Reichardt, 1979). In het onderstaande schema zijn enkele verschillen tussen beide methoden weergegeven. Waar in de covariantie-benadering een *toestand* op een bepaald moment centraal staat, is het kenmerkende begrip in een analyse van verschillen een *verandering* tussen twee momenten. Naar onderwijsonderzoek vertaald komen deze algemene constructen neer op een analyse naar leerprestaties dan wel leervorderingen. In de covariantie-benadering gaat het om wat een leerling op een bepaald tijdstip weet. In de verschillen-benadering gaat het om wat een leerling op een bepaald tijdstip weet en niet wist op een eerder tijdstip. Het gaat respectievelijk om de vraag waarom bepaalde leerlingen een voorsprong of achterstand hebben of waarom bepaalde leerlingen vooruit of achteruit gaan.

<i>Covariantie-benadering</i>	<i>Analytisch model</i>	<i>Verschilscore-benadering</i>
toestand	algemeen construct	verandering
leerprestaties	specifiek construct	leervorderingen
twee of meer	meetmomenten	twee of meer
toetsscore op t2	afhankelijke variabele	verschilscore (t2-t1)
toetsscore op t1	covariaat	-
voorsprong hebben	positief effect	vooruit gaan
achterstand hebben	negatief effect	achteruit gaan

Voor beide methoden zijn longitudinale gegevens nodig. Er zijn dus altijd twee of meer meetmomenten. In een analyse van verschillen in relatieve posities wordt de verschillen berekend tussen begin- en eindmeting. Deze verschillen is de afhankelijke variabele in een onderzoek naar leervorderingen. Aangezien het om het verschil in scores op *twee tijdstippen* gaat, heeft de verschillen betrekking op verandering. In de covariantie-benadering is de eindmeting de afhankelijke variabele. De afhankelijke variabele is dus de score op *één tijdstip*. Vandaar dat in deze benadering betrekking heeft op een toestand op een bepaald moment. De factor tijd zit in het covariantie-analytisch model niet in de afhankelijke variabele. Door de opname van de beginscore als covariaat worden de scores op de eindmeting gezuiverd van de invloed van de beginmeting. In beide modellen kan vervolgens de invloed van verschillende onafhankelijke variabelen op de criteriumvariabele worden nagegaan, zie het voorbeeld op pagina 143.

Om de vragen naar verschillen in leerprestaties te beantwoorden, kan gebruik worden gemaakt van de covariantie-benadering. Voor vragen naar leervorderingen is de verschillscore-benadering geschikt. Er zijn echter ook onderzoekers die gebruik maken van de covariantie-benadering om leerwinst te analyseren, zie bijvoorbeeld Hoffer, Greeley en Coleman (1985), Coleman en Hoffer (1987), Brandsma (1993), Smith (1993) en Weide (1995). In *High School and Beyond*, de dataset die Coleman en zijn collega's gebruikten, blijkt dat het verschil tussen begin- en eindmeting groter is op katholieke dan op openbare scholen. Op bijvoorbeeld een leestoets scoren leerlingen op openbare en katholieke scholen bij de eerste meting respectievelijk 9,2 en 10,6. Bij de tweede meting zijn de scores 10,2 en 11,8. De gemiddelde verschillscore is dus 1,0 voor openbare scholen en 1,2 voor katholieke scholen. Voor wiskunde zijn de gemiddelde verschillscores 1,3 voor openbare en 2,3 voor katholieke scholen (zie voor de gemiddelden: Willms, 1985). Deze *achievement growth* analyseren zij vervolgens met een covariantie-analytisch model (Hoffer, Greeley & Coleman, 1985). Met als gevolg dat in de analyses van deze onderzoekers leerprestaties en -vorderingen voortdurend met elkaar worden verward.

Tegen beide methoden zijn verschillende bezwaren gemaakt. Zo staat bijvoorbeeld de betrouwbaarheid van verschillscores ter discussie (Allison, 1990; Bosker, 1991; Collins, 1996; Swint, 1994; Williams & Zimmerman, 1996). Van den Bergh en Kuhlemeier (1997) brengen naar voren dat het covariantie-analytisch model gegevens enigszins kan vertekenen. Random effecten van een covariaat beïnvloeden de grootte en de significantie van variantieschattingen (Reichardt, 1979; Snijders & Bosker, 1999).ⁱ Verder geldt voor het covariantie-analytisch model dat random hellingen niet per se wijzen op differentiële effecten tussen klassen en scholen. De variantie in hellingen zou ook het gevolg kunnen zijn van bodem- en plafond-effecten of van verschillen tussen klassen in de betrouwbaarheid van de beginmeting (Van den Bergh & Kuhlemeier, 1997).

Belangrijker dan deze technische bezwaren is echter dat er inhoudelijke verschillen zijn tussen beide methoden. Afhankelijk van de vraag moet een onderzoeker een van de methoden kiezen. Wanneer een onderzoeker geïnteresseerd is in welke leerlingen op een bepaald moment een voorsprong of achterstand hebben in het onderwijs, dan is een covariantie-analyse gewenst. Wanneer een onderzoeker wil weten welke leerlingen voorop of achterop raken in het onderwijs, dan moet er worden gekozen voor een analyse van leerwinst of relatieve posities. Uit een vergelijking van de modellen kan niet worden opgemaakt dat het ene model beter is dan het andere. Wat blijkt is dat de modellen verschillen en dat ze elkaar aanvullen.

Het verschil tussen de covariantie-analyse en de analyse van verschillen in relatieve posities, kan worden gedemonstreerd met gegevens uit VOCL'93. Met gegevens uit dat cohort wil ik nagaan of etniciteit invloed heeft op leerprestaties (covariantie-analyse) en leervorderingen (analyse van verschillen in relatieve posities). In Tabel 5.2 staan voor autochtone en allochtone leerlingen de gestandaardiseerde toetsscores tekstbegrip weergegeven.

In de psychometrie en statistiek is veel aandacht besteed aan het onderscheid tussen het analyseren van enerzijds verschilscores en anderzijds *posttest* metingen met de *pretest* als covariaat. Dat deze twee analysemethodes in het geval van niet-experimentele designs (dus observationele of quasi-experimentele designs) tot verschillen kunnen leiden staat bekend als de paradox van Lord (1960; 1967).

Tabel 5.2: Toetsscores en verschilscore Nederlands (tekstbegrip) naar etniciteit

	AUTOCHTOON	ALLOCHTOON
Leerjaar 1	0,03	-0,63
Leerjaar 3	0,04	-0,62
Verschilscore	0,01	0,01

In beide leerjaren scoren autochtone leerlingen iets boven het gemiddelde. Allochtone leerlingen daarentegen scoren meer dan drievijfde standaarddeviatie onder het gemiddelde. De verschilscore (leerjaar 3 – leerjaar 1) is voor beide groepen vrijwel gelijk aan nul. In beide leerjaren nemen beide groepen dezelfde positie in. De achterstand in Nederlands van allochtone leerlingen op autochtone leerlingen verandert niet in de onderbouw van het voortgezet onderwijs.

Voor leervorderingen ziet de regressievergelijking met de verschilscore als afhankelijke variabele en etniciteit als onafhankelijke variabele er als volgt uit: $Y(\text{Verschilscore}) = 0,01 + 0,00 * X_1(\text{Etniciteit})$. Etniciteit heeft dus geen effect op leervorderingen. Uit Tabel 5.2 kon dit ook al worden opgemaakt, want de gemiddelde verschilscore is voor beide groepen gelijk. Etniciteit kan dus uit de regressievergelijking worden gelaten. Deze variabele draagt niets bij aan de verklaring van verschillen in relatieve posities.

De regressievergelijking voor leerprestaties met de toetsscore in leerjaar drie als afhankelijke variabele, etniciteit als onafhankelijke variabele en de toetsscore in leerjaar één als covariaat ziet er als volgt uit: $Y(\text{Toetsscore leerjaar 3}) = 0,02 - 0,30 * X_1(\text{Etniciteit}) + 0,54 * X_1(\text{Toetsscore leerjaar 1})$. Etniciteit levert, net als de eerdere toetsscore, een significante bijdrage aan de verklaring van verschillen in leerprestaties. Dit effect moet als volgt worden opgevat. Om de prestaties in leerjaar drie te voorspellen zijn prestaties van twee jaar eerder geschikt.

Leerlingen die in de brugklas goed presteerden op Nederlands, presteren twee jaar later gemiddeld genomen wederom goed. Deze voorspelling is niet perfect. Vandaar dat er variantie onverklaard blijft. Door de variabele etniciteit wordt een deel van die variantie gebonden.

Voor autochtone leerlingen ziet de regressievergelijking in de covariantie-benadering er als volgt uit: $Y(\text{Toetsscore leerjaar 3}) = 0,02 + 0,54 * X_1(\text{Toetsscore leerjaar 1})$. Voor autochtone leerlingen is de waarde van de dummy voor etniciteit gelijk aan nul. Vandaar dat het effect van etniciteit uit de vergelijking wegvalt. Voor allochtone leerlingen is de waarde van de dummy gelijk aan één en valt de regressievergelijking om te rekenen tot: $Y(\text{Toetsscore leerjaar 3}) = -0,28 + 0,54 * X_1(\text{Toetsscore leerjaar 1})$. Gegeven het effect van de toetsscore in leerjaar één scoren allochtone leerlingen twee jaar later 0,30 standaarddeviatie lager op de toets dan autochtone leerlingen. Beide benaderingen blijken dus duidelijk van elkaar te verschillen. De oplossing voor Lords paradox is het inzicht dat beide analysemethoden een antwoord geven op verschillende vragen, zie bijvoorbeeld Maxwell en Delaney (1990).

5.3 Het individuele niveau

In deze paragraaf ga ik na of er effecten van leerling- en gezinskenmerken zijn op de verschillen in relatieve posities voor Nederlands en wiskunde. Als eerste stap verricht ik een multiniveau analyse van de structurele kenmerken (cirkel vijf) op de verschilcores Nederlands en wiskunde. Vervolgens voeg ik steeds een concentrische cirkel toe en krijg ik uiteindelijk een model met de kenmerken van alle cirkels op de toetsscores. De kenmerken uit een cirkel worden simultaan toegevoegd. De resultaten van de multiniveau analyse zijn weergegeven in enerzijds Tabel 5.3 en 5.4 en anderzijds Bijlage 5A en 5B. In deze analyses zal ik dezelfde kenmerken opnemen als in hoofdstuk 3. De enige uitzondering is dat ik de eerdere prestaties niet als onafhankelijke variabelen gebruik. Er ontstaan namelijk interpretatieproblemen, wanneer leerwinst een functie is van eerdere prestaties (Allison, 1990).

In hoofdstuk 3 is gebleken dat in het covariantie-analytisch model talrijke leerling- en gezinskenmerken van invloed zijn op de prestaties Nederlands en wiskunde. De vraag is of deze kenmerken ook van invloed zijn op de leervorderingen op beide vakken. De verwachting is dat de resultaten van de verschillende modellen tot verschillende uitkomsten zullen leiden. Kenmerken die van invloed zijn op het niveau dat leerlingen in leerjaar drie op Nederlands en wiskunde hebben, hoeven niet

per definitie een invloed te hebben op de leerwinst die leerlingen tussen leerjaar één en drie behalen.

Structurele leerling- en gezinskenmerken

Het is de verwachting dat in de analyse van verschillen in relatieve posities *structurele kenmerken* nauwelijks of geen rol spelen (vergelijk Kuyper & Veenstra, 1995). De reden hiervoor is dat kenmerken als de sociaal-economische status, de etniciteit en het aantal ouders vooral invloed zullen hebben op de positie die leerlingen bij instroom in het voortgezet onderwijs innemen en niet op de vorderingen die ze in de onderbouw van dat onderwijs maken (Dronkers, 1997a). Dergelijke structurele kenmerken zijn vooral belangrijk in de voor- en vroegschoolse periode. De invloed van deze structurele kenmerken is dus al in de voormeting verdisconteerd, waardoor er als het ware vanzelf voor zulke kenmerken wordt gecontroleerd.ⁱⁱ

Als een structureel kenmerk een effect heeft op leervorderingen, dan is de kans het grootst dat het een sekse-effect is. Tussen jongens en meisjes zijn er verschillen in prestatiemotivatie, inzet, leefpatroon en schoolbeleving. Deze verschillen hebben mogelijk in de onderbouw van het voortgezet onderwijs hun uitwerking.

Culturele leerling- en gezinskenmerken

De *culturele kenmerken* hebben naar verwachting meer effect op leerwinst Nederlands en wiskunde dan de structurele kenmerken. Van sommige culturele kenmerken is de invloed mogelijk al verdisconteerd in het beginniveau van leerlingen. Voor de meeste kenmerken geldt echter dat ze juist tijdens het voortgezet onderwijs van belang kunnen zijn. Hierbij wordt gekeken naar de invloed van de autoritatieve opvoedingsstijl, het aantal contacturen tussen ouders en kind (cirkel vier), de huiswerkcontrole, praten met ouders (cirkel drie), het leefpatroon van leerlingen, het zelfbeeld (cirkel twee), de mening over klasgenoten, docenten en regels, de prestatiemotivatie, het aantal dagen huiswerk, het uitstellen van huiswerk en de non-verbale intelligentie (cirkel één).

De autoritatieve opvoedingsstijl, het aantal contacturen en het praten met ouders hebben naar verwachting een positief effect op de verschillen in relatieve posities op beide vakken. Voor het effect van de huiswerkcontrole is het interessant om na te gaan of dit effect ook optreedt in een analyse van verschillen in relatieve posities. In hoofdstuk 3 heb ik beweerd dat bij huiswerkcontrole vaak gesproken kan worden van crisis-interventie en dat deze vorm van interventie ongunstig zou zijn voor de prestaties van leerlingen. In de covariantie-analyse leidt het negatieve effect van huiswerkcontrole tot de vraag over wat oorzaak en wat gevolg is. Moeten ouders deze controle nalaten? Of zou het zo kunnen zijn dat ouders meer gaan controleren naarmate de schoolprestaties van hun kind lager zijn of lager worden? Wan-

neer uit de analyse van verschilcores blijkt dat huiswerkcontrole wederom een negatief effect heeft, dan wint de causale gedachte enigszins aan steun dat dit effect inhoudt dat leerlingen waarvan de ouders het huiswerk controleren meer achteruitgaan in hun relatieve positie ten opzichte van leerlingen waarvan de ouders die controle achterwege laten. Bij deze interpretatie blijft echter voorzichtigheid geboden.

De verwachting is dat de effecten van het leefpatroon van leerlingen op verschillen in relatieve posities dezelfde richting opgaan als in hoofdstuk 3. Naarmate leerlingen meer tijd op straat rondhangen, aan een bijbaantje of uitgaan besteden, wordt hun relatieve positie waarschijnlijk lager. Van een tijdbesteding waarin lezen en hobby's een belangrijke rol spelen gaat waarschijnlijk juist een positief effect uit. Dit effect is naar verwachting sterker voor Nederlands. Op de vorderingen in de onderbouw van het voortgezet onderwijs heeft het zelfbeeld waarschijnlijk ook een positief effect.

De mening over klasgenoten, docenten en regels en de prestatiemotivatie geven aan hoe leerlingen hun tijd in het voortgezet onderwijs beleven. Naarmate deze beleving positiever is, zal de relatieve positie waarschijnlijk hoger worden. Het aantal dagen huiswerk en het uitstellen van huiswerk zijn indicaties van de inzet en werkhouding van leerlingen. De verwachting is dat deze kenmerken een effect hebben op de verschillen in relatieve positie. Ook van de non-verbale intelligentie wordt een effect verwacht. Naarmate leerlingen beter kunnen abstraheren en redeneren, zullen ze waarschijnlijk meer vorderingen boeken.

Samenvattend wordt gesteld dat leerlingen meer vorderingen boeken in de onderbouw van het voortgezet onderwijs, wanneer leerlingen (1) meer autoritatief worden opgevoed; (2) meer contacturen hebben met hun ouders; (3) minder vaak door hun ouders worden aangespoord tot of gecontroleerd op het maken van huiswerk (crisis-interventie); (4) vaker met hun ouders praten (groei-interventie); (5) minder vrije tijd besteden op straat met vrienden; (6) minder vrije tijd besteden aan een bijbaantje; (7) minder vrije tijd besteden aan uitgaan; (8) een positiever zelfbeeld hebben; (9) positiever oordelen of hun medeleerlingen; (10) positiever oordelen over hun docenten en de schoolregels; (11) een hogere prestatiemotivatie hebben; (12) het maken van huiswerk minder uitstellen; (13) meer dagen in de week huiswerk maken; (14) een hogere non-verbale intelligentie hebben. Voor de vorderingen op Nederlands wordt verwacht dat (15) leerlingen meer vooruitgaan naarmate ze meer vrije tijd besteden aan lezen en hobby's. Verder wordt getoetst of er verschillen zijn in leervorderingen naar (16) sekse. Hierbij is onduidelijk welke richting deze effecten zullen hebben. Vandaar dat tweezijdig wordt getoetst. Van de overige structurele kenmerken wordt geen effect verwacht op leer-

vorderingen, te weten de sociaal-economische status, de etniciteit, de gezinssamenstelling en de positie in de kinderrij.

Resultaten

In de analyse van verschillen in relatieve posities heb ik de structuur van concentrische cirkels uit hoofdstuk 3 gehanteerd, zie dat hoofdstuk voor een beschrijving van de data. Net als in de voorgaande hoofdstukken zijn alle variabelen op ordinaal of hoger meetniveau gestandaardiseerd. Ook de verschillen uit Tabel 5.1 zijn omgezet in z-scores. Hierdoor zijn de regressiecoëfficiënten gelijk aan bèta-gewichten. De nominale variabelen, zoals de sekse of de positie in de kinderrij, zijn niet gestandaardiseerd. Hierdoor is, net als in de vorige hoofdstukken, de totale variantie niet precies gelijk aan één.

Allereerst heb ik gekeken naar de effecten van structurele kenmerken (cirkel vijf) op de verschillen in relatieve posities. In Bijlage 5A en 5B heb ik de resultaten voor Nederlands en wiskunde apart weergegeven. Onder constant houding van de andere kenmerken, hebben jongens op Nederlands een verschilscore die 0,194 lager is dan die van meisjes. Op wiskunde is opvallend genoeg de verschilscore van jongens 0,057 lager dan die van meisjes. Op beide vakken krijgen meisjes dus een hogere relatieve positie dan jongens, waarbij het effect voor Nederlands veel sterker is. Voor de rest zijn er geen invloeden op de verschillen in relatieve positie. Het enige structurele kenmerk met een effect op verschillen in relatieve positie is de sekse.

Aan het model met structurele kenmerken heb ik vervolgens cirkel voor cirkel culturele kenmerken toegevoegd. Van de kenmerken uit cirkel vier heeft de autoritaire opvoedingsstijl geen effect op de verschillen in relatieve positie op beide vakken. Het aantal contacturen met ouders heeft een positief effect op zowel Nederlands als wiskunde. De twee kenmerken uit cirkel drie hebben een invloed op beide vakken. Leerlingen die vaker door hun ouders worden aangespoord tot of gecontroleerd op het maken van huiswerk boeken minder leervorderingen. Voor praten met ouders geldt dat het effect in beide gevallen positief is. De meeste algemene leerlingkenmerken (cirkel twee) blijken een effect te hebben op de verschillen in relatieve posities. Leerlingen boeken op beide vakken meer vooruitgang, wanneer ze een positief zelfbeeld hebben. Ze gaan meer achteruit op Nederlands en wiskunde als ze veel op straat rondhangen. Van een bijbaantje blijkt alleen op Nederlands een negatief effect uit te gaan. Voor uitgaan is juist alleen van een effect op wiskunde sprake. Voor deze twee kenmerken van het leefpatroon zijn de effecten op het andere vak niet significant, maar wel in dezelfde richting. Door de opname van de algemene leerlingkenmerken is de

invloed van het aantal contacturen niet langer significant op Nederlands. Op wiskunde is het effect van dit kenmerk gehalveerd.

Tot slot zijn de schoolse leerlingkenmerken (cirkel één) in de analyse opgenomen. Van deze kenmerken hebben de mening over docenten en regels en de prestatie-motivatie voor beide vakken een positieve invloed op de verschillen in relatieve posities. Verder geldt dat naarmate leerlingen meer dagen in de week huiswerk maken, hun vooruitgang in wiskunde groter is. De overige kenmerken uit deze cirkel hebben geen invloed. Door de opname van cirkel één is het effect van het zelfbeeld meer dan gehalveerd. Het effect van het zelfbeeld op de leervorderingen wordt gemedieerd door de mening over docenten en regels en de prestatie-motivatie. Ook de effecten van de andere algemene leerlingkenmerken zijn minder sterk geworden.

*Tabel 5.3: Multiniveau analyse op leervorderingen. Spaarzaam model met contrasten (chi-kwadraat verdeeld, $df=1$) met **verschillende** of **vergelijkbare** effecten*

	CONTRAST	O ²	NED	WIS
Sekse (1=jongen)	-0,15	12,61	-0,168 (0,026) ***	-0,021 (0,027)
Huiswerkcontrole	-0,02	2,17	-0,030 (0,009) ***	-0,030 (0,009) ***
Op straat met vrienden	0,01	0,16	-0,041 (0,010) ***	-0,041 (0,010) ***
Bijbaan	-0,03	2,77	-0,028 (0,009) **	-0,028 (0,009) **
Uitgaan	0,02	1,52	-0,023 (0,009) **	-0,023 (0,009) **
Zelfbeeld	0,00	0,06	0,029 (0,010) **	0,029 (0,010) **
Mening over docenten/regels	0,01	0,47	0,046 (0,010) ***	0,046 (0,010) ***
Prestatiemotivatie	0,02	0,65	0,039 (0,010) ***	0,039 (0,010) ***
Aantal dagen huiswerk	-0,05	8,28	0,019 (0,013)	0,067 (0,014) **
Constante			0,100 (0,031)	-0,017 (0,039)

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

In Tabel 5.3 geef ik een spaarzaam model weer. Bij het opstellen van dit model heb ik de niet-significante variabelen uit de analyse verwijderd. Vervolgens ben ik voor de overgebleven variabelen nagegaan of ze een *vergelijkbaar of verschillend effect* hebben op leervorderingen Nederlands en wiskunde. In Tabel 5.3 geef ik het verschil tussen elk paar van effecten weer. Het contrast is berekend door van de parameter voor Nederlands de parameter voor wiskunde af te trekken. Het contrast is dus groter dan nul als het effect op de verschillscore Nederlands groter is dan het effect op de verschillscore wiskunde. Omgekeerd is het contrast kleiner

dan nul als het effect op wiskunde groter is dan het effect op Nederlands. Het verschil tussen deze parameters kan worden getoetst met een chi-kwadraattoets. De kritieke waarde van chi-kwadraat bij een significantieniveau van 0,05 en één vrijheidsgraad is 3,84.

Tabel 5.4: Multiniveau analyse op leervorderingen. Variantie- en covariantiecomponenten en modelfit

	VARIANTIE NEDERLANDS	VARIANTIE WISKUNDE	COVARIANTIE	DEVIANCE)
LEEG MODEL	PAR. (S.E.)	PAR. (S.E.)	PAR. (S.E.)		
Leerlingniveau	0,879 (0,016)	0,843 (0,016)	0,109 (0,012)	34.278,0	
Klasniveau	0,067 (0,011)	0,067 (0,011)	0,019 (0,008)		
Schoolniveau	0,058 (0,013)	0,130 (0,022)	0,020 (0,012)		
CIRKEL 5					
Leerlingniveau	0,870 (0,016)	0,839 (0,016)	0,105 (0,012)	34.179,8	98,2
Klasniveau	0,063 (0,010)	0,067 (0,011)	0,018 (0,008)		(df=20)
Schoolniveau	0,063 (0,013)	0,125 (0,021)	0,022 (0,012)		p<0,001
CIRKEL 4					
Leerlingniveau	0,869 (0,016)	0,836 (0,016)	0,104 (0,012)	34.156,6	23,2
Klasniveau	0,062 (0,010)	0,068 (0,011)	0,018 (0,008)		(df=4)
Schoolniveau	0,063 (0,013)	0,125 (0,021)	0,021 (0,012)		p<0,001
CIRKEL 3					
Leerlingniveau	0,865 (0,016)	0,834 (0,016)	0,101 (0,012)	34.118,7	37,9
Klasniveau	0,062 (0,010)	0,068 (0,011)	0,018 (0,008)		(df=4)
Schoolniveau	0,063 (0,013)	0,125 (0,021)	0,022 (0,012)		p<0,001
CIRKEL 2					
Leerlingniveau	0,859 (0,016)	0,828 (0,016)	0,095 (0,012)	34.028,4	90,3
Klasniveau	0,061 (0,010)	0,069 (0,011)	0,018 (0,008)		(df=10)
Schoolniveau	0,065 (0,013)	0,127 (0,022)	0,024 (0,012)		p<0,001
CIRKEL 1					
Leerlingniveau	0,852 (0,015)	0,822 (0,016)	0,089 (0,012)	33.939,6	88,8
Klasniveau	0,060 (0,010)	0,065 (0,011)	0,017 (0,008)		(df=12)
Schoolniveau	0,066 (0,013)	0,128 (0,022)	0,026 (0,012)		p<0,001
SPAARZAAM MODEL					
Leerlingniveau	0,855 (0,015)	0,826 (0,016)	0,091 (0,012)	33.987,6	48,0
Klasniveau	0,059 (0,010)	0,064 (0,011)	0,016 (0,008)		(df=39)
Schoolniveau	0,066 (0,013)	0,131 (0,022)	0,025 (0,013)		p>0,100

Twee effecten verschillen naar vak, namelijk sekse en aantal dagen huiswerk. Deze effecten zijn vet weergegeven. De andere variabelen hebben een vergelijkbaar effect op beide toetsen. Voor deze effecten kan daarom één parameter worden geschat. Hierbij gaat het om de volgende effecten: huiswerkcontrole (cirkel drie), op straat met vrienden, bijbaan, uitgaan, zelfbeeld (cirkel twee), mening over docenten en regels en prestatiemotivatie (cirkel één). Van de tien structurele kenmerken heeft alleen het verschil tussen jongens en meisjes invloed. Van de veertien culturele kenmerken hebben acht een invloed.

Variantiecomponenten en modelfit

In Tabel 5.4 vergelijk ik de variantiecomponenten en de modelfit. In het lege model bedragen de variantiecomponenten voor verschillen in relatieve positie Nederlands op leerlingniveau 0,879, op klasniveau 0,067 en op schoolniveau 0,058. De intra-klasse correlatiecoëfficiënt voor verschillen tussen klassen en scholen in verschillen in relatieve positie Nederlands is $(0,067 + 0,058) / (0,879 + 0,067 + 0,058) = 0,13$. De variantie tussen klassen en scholen bedraagt dus 13 procent. Deze variantie betreft voor 54 procent variantie tussen klassen en voor 46 procent variantie tussen scholen. Voor verschillen tussen scholen ziet de intra-klasse correlatiecoëfficiënt er als volgt uit: $0,058 / (0,067 + 0,058) = 0,46$. Voor verschillen in relatieve positie wiskunde is de variantie tussen klassen en scholen 19 procent en tussen scholen 66 procent. Met de schattingen van de varianties en covarianties kan op elk niveau de correlatie tussen de verschillen in relatieve positie op beide vakken worden berekend. In het lege model is de correlatie 0,23 op school-, 0,28 op klas- en 0,13 op leerlingniveau. De samenhang tussen de verschillen in relatieve positie voor Nederlands en wiskunde is dus op alle niveaus zwak.

In het tweede model zijn de structurele kenmerken toegevoegd. Op leerlingniveau verklaren deze kenmerken ongeveer 1 procent van de variantie in verschillen in relatieve positie op beide vakken. Op klas- en schoolniveau verklaren de structurele kenmerken voor wiskunde 2,2 en 3,0 procent van de variantie. Voor Nederlands wordt er op deze niveaus niets verklaard. Doordat de variantie op schoolniveau toeneemt, is de verklaarde variantie zelfs negatief (de formules 2.13, 2.14 en 2.15 zijn gebruikt; zie verder: Snijders & Bosker, 1999, hoofdstuk 7). In het model met alle culturele kenmerken, dus tot en met cirkel één, is de verklaarde variantie op leerlingniveau toegenomen tot ongeveer 2,5 procent. Voor wiskunde is de verklaarde variantie op de andere niveaus rond de 2 procent. Voor Nederlands is de verklaarde variantie op klasniveau 0,7 en die op schoolniveau is nog steeds negatief. Slechts een zeer beperkt deel van de variantie in verschillen in relatieve positie blijkt te binden door effecten van leerlingen en gezinnen.

In hoofdstuk 3 heb ik de verklaarde variantie grafisch weergegeven (Figuur 3.1 en 3.2). Voor de verschillscore-benadering zien die figuren er totaal anders uit. De variantie op individueel niveau loopt voor beide vakken op van iets minder dan 1 procent (cirkel vijf) naar ongeveer 2,5 procent (cirkel één). Op klasniveau schommelt de variantie rond de 0 en de 2 procent voor respectievelijk Nederlands en wiskunde. Op schoolniveau is de variantie voor Nederlands negatief. Voor wiskunde neemt de variantie op dat niveau af van 3,0 (cirkel vijf) naar 1,8 procent (cirkel één).

In Tabel 5.4 valt te zien dat de onverklaarde variantie op het individuele niveau groot is. Met de leerling- en gezinskenmerken valt deze onverklaarde variantie moeilijk lager te krijgen. Wanneer in de verschillscore-benadering wordt gekeken naar betrouwbaarheid zoals gemeten door bijvoorbeeld Cronbachs alfa, dan blijkt dat deze coëfficiënt betrekkelijk laag is. Op het individuele niveau is er een grote restvariantie die betekenisloze toevalvariatie is. Deze ruis is een deel van de variantie die niet kan en hoeft te worden verklaard. Eigenlijk zou de verklaarde variantie als fractie van de betrouwbare variantie moeten worden bepaald. Stel dat de betrouwbaarheid van de verschillscore \forall is, dan is een fractie van de variantie van $1-\forall$ onbetrouwbaar. Wanneer de betekenisvolle variantie \forall is, dan kan de verklaarde variantie nooit meer dan \forall zijn en kan de multiniveau analyse beter worden beoordeeld door het percentage verklaarde variantie gedeeld door de betrouwbare variantie: R^2 / \forall .

Daarnaast is het de vraag hoe relevant de variabiliteit in verschillscores is. Om de relevantie van de verschillscores te bepalen, kan de voor onbetrouwbaarheid gecorrigeerde correlatie tussen begin- en eindmeting worden berekend. Voor de verschillscore in wiskunde wil ik dit illustreren. De correlatie tussen de toetsen voor wiskunde is 0,74. Om het voorbeeld eenvoudig te houden wordt de betrouwbaarheid van beide toetsen op 0,84 gesteld. De scores op de beginmeting (Y_1) en eindmeting (Y_2) zijn op te delen in de ware scores (T) en de random error (E). De bijbehorende variantie is: $\sigma_Y^2 = \sigma_T^2 + \sigma_E^2$. De variantie in de begin- of eindmeting wordt bepaald door de ware en de foutenvariantie. Deze foutenvariantie is gelijk aan $1 - 0,84 = 0,16$. Aangezien de begin- en eindmeting gestandaardiseerd zijn, is de covariantie tussen beide toetsen gelijk aan de correlatie. Tevens valt af te leiden dat de ware covariantie gelijk is aan de geobserveerde covariantie en dat de ware variantie 0,84 is, het verschil tussen de variantie van de toetsscores (1,00) en de foutenvariantie (0,16). Met deze waarden kan de ware correlatie tussen de begin- en eindmeting worden berekend: $0,74 / \sqrt{(0,84*0,84)}=0,88$. Verder geldt dat de variantie van de ware verschillscore 0,20 is (variantie $(T_1 - T_2) =$ variantie $T_1 +$ variantie $T_2 - 2*covariantie $(T_1, T_2) = 0,84 + 0,84 - 2*0,74$). De standaarddeviatie van de ware verschillscore is dan 0,45. Ter vergelijking de standaarddeviatie van de$

ware begin- en eindmeting is $\sqrt{0,84} = 0,92$. Uit deze uiteenzetting blijkt dat de ware standaarddeviatie in de verschillcores twee keer zo klein is als de ware standaarddeviatie in de begin- of eindmeting. Toch is een standaarddeviatie van 0,45 nog vrij groot. Het betekent immers dan een leerling die in het eerste leerjaar op het gemiddelde scoort, twee jaar later heel goed 0,45 boven of onder het gemiddelde kan scoren. Wanneer een leerling twee standaarddeviaties boven of het onder gemiddelde scoort is het verschil zelfs 0,90. Een leerling die in de brugklas op mavo-niveau scoort en die twee jaar later 0,45 of zelfs 0,90 boven het gemiddelde scoort, presteert in leerjaar drie dan ongeveer op havo- respectievelijk vwo-niveau. Dergelijke verschillen tussen leerjaar één en drie zijn van groot gewicht.ⁱⁱⁱ

Door de opname van extra cirkels blijkt de deviance wel steeds af te nemen. De afname in deviance is in alle gevallen significant. Ofschoon de verklaarde variantie laag is, leidt de opname van een extra cirkel dus steeds tot een verbetering van de verklaring van de verschillen in relatieve positie voor beide vakken. Verder blijkt dat leerlingkenmerken meer invloed hebben op leervorderingen dan gezinskenmerken. Eerder werd al geconstateerd dat structurele kenmerken (vrijwel) geen en culturele kenmerken een zwakke invloed hebben op de vooruitgang op beide vakken.

Na controle voor leerlingkenmerken zijn de correlaties tussen de verschillen in relatieve positie voor beide vakken enigszins veranderd. In het spaarzame model bedragen deze op leerling-, klas- en schoolniveau 0,11, 0,27 en 0,26. Deze correlaties zijn laag vergeleken met die in de covariantie-benadering. Verder blijken voor beide vakken de residuele intra-klasse correlatiecoëfficiënten vrijwel gelijk aan de coëfficiënten in het lege model.

5.4 Het klas- en schoolniveau

Voor verschillen in leerprestaties bieden leerling- en gezinskenmerken een goede verklaring. Voor verschillen in leervorderingen geldt dat veel minder. De vraag is nu wat de invloed op leervorderingen is van kenmerken op klas- en schoolniveau. Net als in hoofdstuk 4 probeer ik deze vraag op verschillende manieren te beantwoorden. Allereerst ga ik na wat het effect is van de toevoeging van het door leerlingen gevolgde *schooltype*. Vervolgens onderzoek ik of er *random effecten* zijn van leerling- en gezinskenmerken. In hoofdstuk 4 bleek een aantal kenmerken een differentieel effect te hebben. Mogelijk dat er voor leervorderingen ook dergelijke

effecten worden gevonden. Tot slot voeg ik *vaste effecten* van contextuele en schoolkenmerken toe (zie voor een beschrijving van deze gegevens: hoofdstuk 4).

Controles op klas- en schoolniveau

Aan de kenmerken van leerlingen en gezinnen heb ik net als in hoofdstuk 4 het *schooltype* van leerlingen toegevoegd. Het is op voorhand onduidelijk welke kant deze effecten opgaan.

Tabel 5.5: *Multiniveau analyse op leervorderingen.*
Model met toevoeging van schooltype

	NEDERLANDS	WISKUNDE
Sekse (1=jongen)	-0,159 (0,026) ***	-0,019 (0,027)
Huiswerkcontrole	-0,025 (0,009) **	-0,025 (0,009) **
Op straat met vrienden	-0,034 (0,010) ***	-0,034 (0,010) ***
Bijbaan	-0,024 (0,009) **	-0,024 (0,009) **
Uitgaan	-0,021 (0,009) *	-0,021 (0,009) *
Zelfbeeld	0,022 (0,010) *	0,022 (0,010) *
Mening over docenten/regels	0,045 (0,010) ***	0,045 (0,010) ***
Prestatiemotivatie	0,045 (0,010) ***	0,045 (0,010) ***
Aantal dagen huiswerk	0,006 (0,014)	0,048 (0,014) ***
Schooltype (Referentiegroep: mavo)		
- ivbo	0,036 (0,068) } ***	-0,498 (0,073) } ***
- vbo	-0,135 (0,043) } ***	-0,115 (0,038) } ***
- vbo/mavo	0,095 (0,105) } ***	0,331 (0,114) } ***
- havo	0,172 (0,046) } ***	-0,048 (0,051) } ***
- havo/vwo	0,307 (0,108) } ***	-0,056 (0,114) } ***
- vwo	0,263 (0,049) } ***	0,007 (0,054) } ***
Constante	0,075 (0,040)	0,063 (0,046)

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

De resultaten zijn in Tabel 5.5 weergegeven. Vergeleken met mavo-leerlingen hebben leerlingen in de hogere schooltypen gemiddeld genomen een verschilscore voor Nederlands die 0,172 tot 0,307 hoger is. Van de leerlingen in de lagere schooltypen lopen vbo-leerlingen relatief gezien een achterstand op beide vakken op bij mavo-leerlingen. De verschilscore van vbo-leerlingen is voor Nederlands 0,135 en voor wiskunde 0,115 lager. Ivbo-leerlingen boeken beduidend minder

voortgang op wiskunde dan mavo-leerlingen. Het verschil is een halve standaarddeviatie. Vbo/mavo-leerlingen daarentegen boeken gemiddeld genomen meer vorderingen voor wiskunde dan mavo-leerlingen. Naar schooltype zijn er dus verschillen in gemiddelde verschilscore. Deze verschillen volgen niet een heel duidelijk patroon.

Uit de simultane toets (Goldstein, 1995²) voor de zes dummy's voor schooltype blijkt dat het contrast 75,11 is met zes vrijheidsgraden, wat overeenkomt met een significantieniveau kleiner dan 0,001. Hieruit kan worden opgemaakt dat het schooltype dus een verschillend effect heeft op de leervorderingen op beide vakken. In Tabel 5.5 zijn de effecten die verschillend zijn voor beide vakken met vet aangegeven.

Door de opname van het schooltype in de analyse veranderen de variantiecomponenten. De deviance neemt af met 122,8 bij twaalf vrijheidsgraden, wat significant is bij een alfa van 0,001. Deze gegevens worden in Tabel 5.8 samengevat onder het kopje 'schooltype'. In het vorige hoofdstuk werd in Figuur 4.3 en 4.4 de netto variantie in de prestaties Nederlands en wiskunde weergegeven. Voor de vorderingen op beide vakken zien de figuren er ongeveer hetzelfde uit. De relatieve binnenschoolse variantie bedraagt 86 procent voor Nederlands en 82 procent voor wiskunde. De relatieve tussenschoolse variantie voor Nederlands is 14 procent, welke valt te splitsen in een tweevijfde deel tussen klassen en een drievijfde deel tussen scholen. Voor wiskunde is de relatieve tussenschoolse variantie 18 procent, met eenderde deel op klasniveau en tweederde op schoolniveau.

In de tweede plaats ben ik nagegaan of klassen en scholen voor alle leerlingen even goed zijn. Ik heb dus gekeken naar *random effecten*. Voor alle leerling- en gezinskenmerken uit paragraaf 3 ben ik op klas- en schoolniveau nagegaan of er sprake is van enerzijds random hellingen en anderzijds covarianties tussen het random intercept en de random hellingen. Intercept-helling-covarianties heb ik niet gevonden, maar er zijn wel random hellingen.

In de analyse van verschillen in relatieve posities zijn er random hellingen voor sekse en het aantal dagen huiswerk (beide voor wiskunde), zie Tabel 5.6. Hoe belangrijk is een random helling van 0,022 voor het aantal dagen huiswerk op de verschilscore wiskunde? De standaarddeviatie van de helling is $\sqrt{0,022} = 0,148$ en de gemiddelde helling is 0,048 (zie Tabel 5.5). Wanneer er twee standaarddeviaties bij dit gemiddelde worden opgeteld of er van afgetrokken, dan is het bereik $-0,248$ tot $0,344$. Het effect van het aantal dagen huiswerk op verschillen in relatieve positie op beide vakken is dus in sommige klassen negatief

en in andere klassen positief. Dit effect varieert ongeveer drievijfde standaarddeviatie.

*Tabel 5.6: Multiniveau analyse op leervorderingen. Random effecten**

SCHOOLNIVEAU	PAR. (S.E.)
Variantie Nederlands	0,083 (0,015)
Variantie wiskunde	0,114 (0,019)
Covariantie Nederlands-wiskunde	0,037 (0,013)
KLASNIVEAU	
Variantie Nederlands	0,052 (0,009)
Variantie wiskunde	0,041 (0,010)
Covariantie Nederlands-wiskunde	0,021 (0,007)
Random helling van sekse (wiskunde)	0,043 (0,015)
Random helling van aantal dagen huiswerk (wiskunde)	0,022 (0,006)
LEERLINGNIVEAU	
Variantie Nederlands	0,848 (0,015)
Variantie wiskunde	0,795 (0,016)
Covariantie Nederlands-wiskunde	0,085 (0,012)

* Rekening houdend met de vaste effecten uit Tabel 5.5

Voor het random effect tussen jongens en meisjes geldt dat voor wiskunde het bereik loopt van $-0,429$ tot $0,396$. Voor de wiskundevorderingen maakt het dus nogal wat uit in welke klas meisjes en jongens zitten. In sommige klassen gaan jongens meer vooruit, maar in andere klassen boeken meisjes de meeste voorsprong.

Door de opname van random effecten neemt de variantie in de verschilcores wiskunde af, zie Tabel 5.8. Bij twee vrijheidsgraden is de afname in de deviance met 29,2 significant op een niveau van 0,001. Door de opname van de random effecten veranderen de vaste effecten nauwelijks. Deze effecten worden daarom niet opnieuw weergegeven.^{iv}

Effectieve scholen

Ten slotte onderzoek ik of er vaste effecten van contextuele en schoolkenmerken zijn op de verschillen in relatieve posities voor Nederlands en wiskunde. Als eerste stap verricht ik een multiniveau analyse van de contextuele kenmerken (cirkel C) op de verschilcores op beide vakken. Vervolgens voeg ik schoolkenmerken (cirkel B) toe. De docentkenmerken (cirkel A) laat ik opnieuw buiten be-

schouwing, omdat bij de docentgegevens de nodige twijfels zijn te plaatsen, zie paragraaf 4.3. De resultaten van de multiniveau analyses zijn weergegeven in Tabel 5.7.

In hoofdstuk 4 is gebleken dat in het covariantie-analytisch model enkele contextuele en schoolkenmerken van invloed zijn op de prestaties Nederlands en wiskunde. De vraag is of deze kenmerken ook van invloed zijn op de leervorderingen op beide vakken.

Contextuele kenmerken

Het is onduidelijk of kenmerken die vooral betrekking hebben op de *compositie* van scholen een effect hebben in de verschilscore-benadering. In hoofdstuk 4 heb ik een aantal kenmerken naar voren gehaald die te maken hebben met de compositie van scholen, te weten de locatiegrootte, het percentage allochtone leerlingen, de denominatie en de toelatingscriteria. Van deze vier kenmerken blijken de eerste drie gerelateerd te zijn aan de prestaties van leerlingen. Het is maar de vraag of deze kenmerken van invloed zijn op leervorderingen. Eerder in dit hoofdstuk bleken bijvoorbeeld structurele leerling- en gezinskenmerken niet van invloed op vorderingen van leerlingen. De verklaring daarvoor was dat structurele kenmerken een effect hebben op de positie die leerlingen bij aanvang in het voortgezet onderwijs innemen. De invloed van dat soort kenmerken is al in de voormeting verdisconteerd. In de verschilscore-benadering wordt er dus eigenlijk automatisch rekening mee gehouden. Voor de contextuele kenmerken zou hetzelfde kunnen gelden. Op scholen met kleine locaties, op ‘witte’ scholen of op bijvoorbeeld katholieke scholen zitten mogelijk ander soort leerlingen dan op scholen met veel leerlingen op één locatie, op scholen met veel allochtone leerlingen of op bijvoorbeeld openbare scholen. Dit soort verschillen uit zich, zo zou kunnen worden verondersteld, vooral in het aanvangsniveau van leerlingen. De vorderingen die leerlingen maken staan er mogelijk los van. Als dit scenario empirisch wordt bevestigd, dan hoeven ouders zich bij de schoolkeuze niet druk te maken om de contextuele verschillen tussen scholen. Er zou dan gelden dat leerlingen evenveel leren op scholen met een gunstige als op scholen met een ongunstige compositie.

Het zou echter ook kunnen dat de locatiegrootte, het percentage allochtone leerlingen en de denominatie wel een effect hebben op de vorderingen van leerlingen. De verklaring daarvoor zou zijn dat dit soort kenmerken niet alleen van invloed zijn op het aanvangsniveau van leerlingen, maar ook op processen binnen de school. Een negatief effect van de locatiegrootte op vorderingen zou het gevolg kunnen zijn van de grootschaligheid op veel scholen voor voortgezet onderwijs. Leerlingen boeken mogelijk minder vooruitgang op scholen waar ze een ‘nummer’ zijn en al snel verloren gaan in de massa. Een negatief effect van het percen-

tage allochtone leerlingen zou veroorzaakt kunnen worden doordat docenten hun lessen aanpassen of door vergelijkings- en beïnvloedingsprocessen tussen leerlingen. Voor de denominatie gelden soortgelijke vragen. Zijn verschillen tussen denominaties toe te schrijven aan selectiemechanismen (Witte, 1992) en is er dus enkel een relatie met leerprestaties? Of zijn er ook denominatie-effecten op leervorderingen, bijvoorbeeld doordat het klimaat op dergelijke scholen geschikter is voor het leren (Coleman, Hoffer & Kilgore, 1982)?

Schoolkenmerken

Voor kenmerken die te maken hebben met *processen* in het voortgezet onderwijs geldt mogelijk dat de invloed op leerprestaties vrijwel gelijk is aan de invloed op leervorderingen. In het vorige hoofdstuk zijn er effecten gevonden van de teamstabiliteit, maatregelen bij lesuitval, het mentoraatsysteem, de docent-leerling-ratio en de aard van de brugperiode. Deze kenmerken hebben betrekking op wat er in de klas of de school gebeurt. Het zijn kenmerken waarop scholen beleid kunnen voeren en waaruit de toegevoegde waarde van scholen kan blijken. De invloed van deze schoolkenmerken is niet in de voormeting verdisconteerd, zoals dat mogelijk wel geldt voor contextuele kenmerken.

Samenvattend en in lijn met het vorige hoofdstuk, is de verwachting dan ook dat in de onderbouw van het voortgezet onderwijs door leerlingen meer vorderingen worden geboekt, wanneer: (1) de teamstabiliteit groter is; (2) lesuitval opgevangen wordt door een invalregeling of een verplichte huiswerkles; (3) het mentoraatsysteem minder intensief is; (4) de docent-leerling-ratio kleiner is. Ook wordt getoetst of er verschillen zijn tussen scholen met (5) verschillende vormen van brugperiode. Hierbij is het niet duidelijk in welke richting dit effect zal optreden.

Deze effecten hoeven niet voor alle schooltypen hetzelfde te zijn. Net als in hoofdstuk 4 zal na worden gegaan of effecten gelden voor alle schooltypen of juist voor een deel van de schooltypen, bijvoorbeeld alleen voor scholen voor beroepsonderwijs of alleen voor scholen voor algemeen vormend onderwijs.

Overeenkomstig het vorige hoofdstuk wordt geen effect verwacht van de nadruk op basisvaardigheden, het professioneel en onderwijskundig leiderschap, de bewaking van leervorderingen, en de samenwerking tussen school en thuis. Voor dergelijke kenmerken zijn er geen aanwijzingen dat die een effect hebben op leerprestaties of -vorderingen in de onderbouw van het Nederlandse voortgezet onderwijs. Ook van het ordelijk schoolklimaat, de eenheid in visie en doelen of het prestatieniveau als extra toelatingscriterium wordt nu geen effect verwacht.

Tabel 5.7: Multiniveau analyse op leervorderingen.
Model met toevoeging van schoolkenmerken

	CONTRAST	O ²	NEDERLANDS	WISKUNDE
CONTEXTUELE KENMERKEN				
Locatiegrootte (log ₁₀)	-0,02	0,28	-0,070 (0,029) *	-0,070 (0,029) *
Denominatie (Referentiegroep: openbaar)				
- algemeen bijzonder	0,13	0,80	0,047 (0,098) *	0,047 (0,098) *
- rooms-katholiek	0,07	0,63	-0,050 (0,065) *	-0,050 (0,065) *
- interconfessioneel	0,28	3,67	-0,028 (0,109) *	-0,290 (0,136) *
- protestants-christelijk	0,08	0,58	0,065 (0,070) *	0,065 (0,070) *
- reformatorisch	-0,40	3,66	-0,265 (0,155) *	0,177 (0,206) *
- gereformeerd-vrijgemaakt	-0,30	2,31	0,113 (0,141) *	0,113 (0,141) *
- mavo * geref.-vrijgemaakt			0,190 (0,118) *	
SCHOOLKENMERKEN				
Maatregelen bij lesuitval (Referentiegroep: lesuitval)				
- invalregeling	0,24	5,70	0,263 (0,075) ***	0,099 (0,085) *
- verplichte huiswerkles	0,19	1,87	0,140 (0,095) ***	0,140 (0,095) *
- havo/vwo * invalregeling			-0,188 (0,084) ***	
Aard brugperiode (Referentiegroep: dakpansgewijs)				
- homogeen	-0,17	2,41	0,019 (0,071) *	0,019 (0,071) *
- heterogeen	-0,24	2,51	-0,202 (0,105) *	-0,202 (0,105) *
- vwo * heterogeen			0,420 (0,146) *	
Mentoraatsysteem (Referentiegroep: smal/verticaal)				
- smal/horizontaal	0,01	0,01	-0,061 (0,059) *	-0,061 (0,059) *
- breed/verticaal	0,10	1,12	-0,111 (0,064) *	-0,111 (0,064) *
- breed/horizontaal	-0,13	0,94	-0,262 (0,090) *	-0,262 (0,090) *
Docent-leerling ratio	0,00	0,01	0,026 (0,026) *	0,026 (0,026) *
(I)vbo * docent-leerling ratio			-0,128 (0,040) *	

NOOT: Op individueel niveau zijn de kenmerken uit Tabel 5.5 meegenomen.

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Resultaten

Van de locatiegrootte gaat een invloed uit op de leerwinst op beide vakken, zie Tabel 5.7. Dit duidt erop dat de locatiegrootte van invloed is op processen binnen de school. De leervorderingen zijn lager naarmate locaties groter zijn. Van het percentage allochtone leerlingen gaat geen effect uit op leervorderingen. Verschillen tussen 'witte' en 'zwarte' scholen hangen dus samen met verschillen in in-

stroom en niet met processen binnen scholen. Dit resultaat lijkt erop te wijzen dat leerlingen op scholen met veel allochtone leerlingen alleen slechter presteren, omdat ze gemiddeld genomen een achterstand hadden toen ze aan het voortgezet onderwijs begonnen. Dit geldt voor zowel de autochtone als de allochtone leerlingen op dat soort scholen.

Een effect van de denominatie is wel aanwezig. Wanneer de negen denominatie-effecten, zie Tabel 5.7, worden weggelaten, dan neemt de deviance af met 19,7 bij acht vrijheidsgraden. Het model verslechtert hierdoor significant. Voor dit kenmerk geldt dat het niet alleen samenhangt met leerprestaties (hoofdstuk 4), maar dat er ook een invloed van uitgaat op leervorderingen. Hieruit kan worden opgemaakt dat verschillen tussen scholen van verschillende denominaties samenhangen met de processen binnen scholen. Verschillen tussen denominaties komen niet door verschillen in leerlingensamenstelling. Door de toevoeging van contextuele kenmerken neemt de deviance af met 41,7 bij achttien vrijheidsgraden, zie Tabel 5.8.

Voor de overige schoolkenmerken is er ook een aantal effecten gevonden, zie Tabel 5.7. Deze effecten gaan steeds in dezelfde richting en zijn vaak ook van een vergelijkbare grootte als in het covariantie-analytisch model. Ivbo-, vbo- en mavo-leerlingen boeken meer vooruitgang in Nederlands, wanneer scholen lesuitval opvangen door een invalregeling. Voor havo- en vwo-leerlingen ontbreekt dit effect.^v Scholen die lesuitval opvangen door een verplichte huiswerkles boeken gemiddeld genomen meer vooruitgang in Nederlands en wiskunde, maar dit effect is niet significant. De aard van de brugperiode resulteert ook in verschillen in vooruitgang Nederlands. Voor dat vak geldt dat leerlingen, met uitzondering van vwo-leerlingen, op scholen met een heterogene brugperiode een achterstand oplopen ten opzichte van leerlingen op scholen met een dakpansgewijze brugperiode. De effecten van de aard van de brugperiode op vorderingen in Nederlands zijn gezamenlijk significant bij een niveau van 0,05. Door verwijdering van deze kenmerken neemt de deviance namelijk af met 11,0. Op scholen met een breed-horizontaal mentoraatsysteem presteren leerlingen niet alleen slechter in leerjaar drie (hoofdstuk 4), maar boeken ze ook minder vorderingen tussen leerjaar één en drie. In het algemeen geldt, hoe uitgebreider het mentoraatsysteem, hoe minder vooruitgang leerlingen boeken. De drie effecten van het mentoraatsysteem blijken gezamenlijk significant bij een niveau van 0,05. In het vorige hoofdstuk is al de vraag naar causaliteit naar voren gekomen. Nu het effect van het mentoraatsysteem niet alleen in de covariantie- maar ook in de verschillenscore-benadering negatief is, wint de causale gedachte, hoe uitgebreider het mentoraatsysteem hoe slechter de prestaties van leerlingen, aan steun.

Van de docent-leerling-ratio gaat geen effect uit op de leervorderingen van leerlingen in het algemeen vormend onderwijs. Net als in het vorige hoofdstuk geldt echter dat leerlingen in het beroepsonderwijs wel gebaat zijn bij een lagere docent-leerling-ratio. Door de toevoeging van schoolkenmerken neemt de deviance af met 66,2 bij 27 vrijheidsgraden, zie Tabel 5.8. De teamstabiliteit, een ordelijk schoolklimaat, de eenheid in visie en doelen, en prestaties als extra toelatingscriterium hebben geen effect op de vooruitgang in beide vakken.^{vi}

In Tabel 5.7 zijn alle effecten op de leervorderingen weergegeven. In de tabel is ook aangegeven of effecten voor beide vakken gelijk of verschillend zijn. Uitgaande van een significantieniveau van 0,10 is de kritieke waarde in de chi-kwadraatverdeling 2,71. Drie effecten blijken dan te verschillen naar vak. Op interconfessionele scholen gaan leerlingen significant meer achteruit in wiskunde dan in Nederlands. Op reformatorische scholen geldt juist het omgekeerde. Leerlingen gaan daar achteruit in Nederlands en vooruit in wiskunde. Het contrast tussen de beide effecten, zie ook Bijlage 5C, is -0,40 en de chi-kwadraat waarde ligt in het kritieke gebied. Het derde effect dat verschil naar vak is dat voor de invalregeling bij lesuitval. Voor Nederlands is dit effect sterker dan voor wiskunde.

In het spaarzame model is voor Nederlands de verklaarde variantie 6,1 procent op leerling-, 17,0 procent op klas- en 19,2 op schoolniveau. Voor wiskunde zijn deze percentages 10,7, 26,9 en 26,9 procent.

Tabel 5.8: *Multiniveau analyse op leervorderingen. Variantie- en covariantiecomponenten en modelfit*

	VARIANTIE NEDERLANDS	VARIANTIE WISKUNDE	COVARIANTIE	DEVIANCE)
INDIVIDUEEL	PAR. (S.E.)	PAR. (S.E.)	PAR. (S.E.)		
Leerlingniveau	0,855 (0,015)	0,826 (0,016)	0,091 (0,012)	33.987,6	
Klasniveau	0,059 (0,010)	0,064 (0,011)	0,016 (0,008)		
Schoolniveau	0,066 (0,013)	0,131 (0,022)	0,025 (0,013)		
SCHOOLTYPE					
Leerlingniveau	0,847 (0,015)	0,818 (0,016)	0,086 (0,012)	33.864,8	122,8
Klasniveau	0,052 (0,009)	0,064 (0,011)	0,023 (0,007)		(df=12)
Schoolniveau	0,083 (0,015)	0,122 (0,021)	0,038 (0,013)		p<0,001

RANDOM EFFECTEN					
Leerlingniveau	0,848 (0,014)	0,795 (0,016)	0,085 (0,012)	33.835,6	29,2
Klasniveau	0,052 (0,009)	0,041 (0,010)	0,021 (0,007)		(df=2)
Schoolniveau	0,083 (0,015)	0,114 (0,019)	0,037 (0,013)		p<0,001
CONTEXTUELE KENMERKEN					
Leerlingniveau	0,847 (0,015)	0,795 (0,016)	0,085 (0,012)	33.793,9	41,7
Klasniveau	0,051 (0,009)	0,041 (0,010)	0,020 (0,007)		(df=18)
Schoolniveau	0,065 (0,013)	0,093 (0,017)	0,034 (0,011)		p<0,001
SCHOOLKENMERKEN					
Leerlingniveau	0,845 (0,015)	0,795 (0,016)	0,085 (0,012)	33.727,7	66,2
Klasniveau	0,054 (0,009)	0,042 (0,010)	0,019 (0,007)		(df=27)
Schoolniveau	0,037 (0,009)	0,080 (0,015)	0,026 (0,009)		p<0,001
SPAARZAAM MODEL					
Leerlingniveau	0,845 (0,015)	0,794 (0,016)	0,085 (0,012)	33.760,6	32,9
Klasniveau	0,053 (0,009)	0,040 (0,010)	0,019 (0,007)		(df=23)
Schoolniveau	0,045 (0,010)	0,095 (0,017)	0,021 (0,010)		p=0,085

5.5 Covariantie- versus verschilscore-benadering

Uit een vergelijking van de covariantie-benadering en de verschilscore-benadering werd aan het begin van dit hoofdstuk opgemaakt dat beide methoden elkaar goed aanvullen. Afhankelijk van de vraag moet een onderzoeker een van de methoden kiezen. Wanneer een onderzoeker geïnteresseerd is in welke leerlingen op een bepaald moment een voorsprong of achterstand hebben in het onderwijs, dan is een covariantie-analyse gewenst. Wanneer een onderzoeker wil weten welke leerlingen voorop of achterop raken in het onderwijs, dan moet er worden gekozen voor een analyse van leerwinst of relatieve posities.

Uit het onderstaande overzicht blijkt dat de resultaten sterk verschillen tussen de modellen. Structurele kenmerken hebben een matige invloed op de leerprestaties van leerlingen. In de covariantie-benadering verklaren deze kenmerken respectievelijk 15 en 8 procent van de variantie in Nederlands en wiskunde. In de verschilscore-benadering hebben deze kenmerken (vrijwel) geen invloed. Dit betekent dat de invloed van structurele kenmerken vooral geldt in de periode voor en niet op de vorderingen in het voortgezet onderwijs. Ook de andere leerling- en gezinskenmerken, de culturele kenmerken, en het door de leerling gevolgde schooltype hebben in de verschilscore-benadering duidelijk een minder sterke invloed dan in de covariantie-benadering. Voor de contextuele en schoolkenmerken geldt dat de verschillen tussen beide benaderingen minder groot

zijn. Toch zijn de resultaten niet identiek. Een contextueel kenmerk als het percentage allochtone leerlingen hangt wel samen met leerprestaties, maar niet met leervorderingen. In grote lijn is de richting van effecten van schoolkenmerken in beide benaderingen gelijk en wisselt de sterkte van de effecten enigszins. Naast vaste effecten worden er in beide modellen ook random effecten gevonden. Regressie-effecten tussen klassen en scholen ontbreken in beide gevallen.

Wanneer wordt gekeken naar de intra-klasse correlatiecoëfficiënt dan valt op dat in de covariantie-benadering veel meer variantie is tussen klassen en scholen. De bruto variantie is op deze niveaus te zamen 51 procent voor Nederlands en 65 procent voor wiskunde. In de verschillscore-benadering is dit 13 en 19 procent. Dit grote verschil komt doordat leerprestaties sterk samenhangen met het samenstelling van klassen en scholen. Leervorderingen daarentegen worden veel minder door de compositie van scholen beïnvloed. De verschillscores variëren dus meer binnen dan tussen klassen en scholen.

Als gekeken wordt naar verschillen in netto variantie (waarbij gecontroleerd wordt voor leerling- en gezinskenmerken en het door leerlingen gevolgde schooltype), dan zijn de verschillen tussen beide benaderingen minder groot. Toch is er in de verschillscore-benadering nog steeds minder variatie tussen scholen dan in de covariantie-benadering. De variantie tussen scholen is ongeveer eenderde kleiner in de analyse van verschillen in relatieve posities dan in de covariantie-analyse. Voor wiskunde is er in plaats van 17 procent 12 procent residuele tussenschoolse variantie. Voor Nederlands is het 12 versus 9 procent.

In klassen en scholen waar goed wordt gepresteerd op Nederlands, zijn de prestaties op wiskunde ook goed. De correlaties tussen de afhankelijke variabelen is in de covariantie-benadering ongeveer 0,90. In de verschillscore-benadering is deze samenhang veel zwakker. Op leerlingniveau (binnen klassen binnen scholen) blijken de correlaties in beide benaderingen laag te zijn.

De totaal verklaarde variantie voor leerprestaties is hoog: 58 en 74 procent op leerlingniveau en ongeveer 90 procent op klas- en schoolniveau. In de verschillscore-benadering wordt minder variantie gebonden. De percentages zijn respectievelijk 6 en 11 procent op leerlingniveau en 17 tot 27 procent op klas- en schoolniveau. In paragraaf 5.3 is er al op gewezen dat hierbij rekening moet worden gehouden met de verschillen in betrouwbaarheid (zoals gemeten door Cronbachs alfa) van de afhankelijke variabelen in beide methoden. Samenvattend blijkt uit de vergelijking van de beide modellen dat de uitkomsten van de modellen verschillen. De covariantie- en verschillscore-benadering zijn duidelijk verschillende analysemethoden.

<i>Covariantie-benadering - leerprestaties -</i>	<i>Analytisch model</i>	<i>Verschilscore-benadering - leervorderingen -</i>
matige invloed	structurele kenmerken	geen invloed
sterke invloed	culturele kenmerken	zwakke invloed
sterke invloed	schooltype	zwakke invloed
zwakke invloed	schoolkenmerken	zwakke invloed
aanwezig	random effecten	aanwezig
afwezig	regressie-effecten tussen klassen en scholen	afwezig
Ned / Wis	bruto variantie:	Ned / Wis
29 % / 38 %	schoolniveau	6 % / 13 %
22 % / 27 %	klasniveau	7 % / 6 %
49 % / 35 %	leerlingniveau	87 % / 81 %
Ned / Wis	netto variantie:	Ned / Wis
12 % / 17 %	schoolniveau	9 % / 12 %
6 % / 6 %	klasniveau	5 % / 6 %
82 % / 77 %	leerlingniveau	86 % / 82 %
	bruto correlaties	
	Nederlands - wiskunde:	
0,93	schoolniveau	0,23
0,90	klasniveau	0,28
0,33	leerlingniveau	0,13
Ned / Wis	verklaarde variantie:	Ned / Wis
89 % / 91 %	schoolniveau	19 % / 27 %
87 % / 92 %	klasniveau	17 % / 27 %
58 % / 74 %	leerlingniveau	6 % / 11 %

5.6 Besluit

De covariantie- en verschilscore-benadering blijken duidelijk van elkaar te verschillen, wat komt doordat de twee analysemethoden op verschillende vragen een antwoord geven. Wanneer een onderzoeker geïnteresseerd is in welke leerlingen op een bepaald moment een voorsprong of achterstand hebben in het onderwijs, dan is een covariantie-analyse gewenst. Wanneer een onderzoeker wil weten welke leerlingen voorop of achterop raken in het onderwijs, dan moet er worden gekozen voor een analyse van leerwinst of relatieve posities. Hierbij wijs ik er nogmaals op dat het gebruik van longitudinale gegevens niet automatisch betekent dat een onderzoeker naar veranderingen kijkt. In een covariantie-analyse zijn er minimaal twee meetmomenten, maar heeft de analyse betrekking op een toestand op een bepaald moment. Beide methoden kunnen elkaar aanvullen, doordat ze elk antwoord geven op een andere vraag. Door de fundamentele verschillen tussen de methoden is de vraag of de ene methode beter is dan de andere minder interessant.

Op verschillen in relatieve posities blijken structurele kenmerken nauwelijks en culturele kenmerken veelal wel een effect te hebben. Van de structurele kenmerken is alleen de sekse van belang voor het verklaren van verschillen in relatieve posities. Van de culturele kenmerken zijn er effecten van de huiswerkcontrole (cirkel drie), het leefpatroon (op straat met vrienden, bijbaantje, uitgaan), het zelfbeeld (cirkel twee), de mening over docenten en regels, het aantal dagen huiswerk en de prestatiemotivatie (cirkel één). Behalve van deze leerling- en gezinskenmerken gaat er ook van het schooltype een effect uit.

Op klasniveau heb ik gekeken naar random effecten en regressie-effecten tussen klassen en scholen. In tegenstelling tot het laatste soort effecten blijken er wel random effecten. Er zijn namelijk random hellingen voor sekse en aantal dagen huiswerk. Het effect van deze leerlingkenmerken verschilt voor wiskunde van klas tot klas.

De uitkomsten tussen het covariantie-analytisch model en het variantie-analytisch model van verschillen in relatieve posities verschillen sterk. De etniciteit, het opleidingsniveau van vader en moeder, het aantal ouders (cirkel vijf), de autoritatieve opvoedingsstijl (cirkel vier), het tijd besteden aan lezen en hobby's (cirkel twee), de mening over klasgenoten en de non-verbale intelligentie (cirkel één) hebben wel een effect op de toetsscores Nederlands en wiskunde, maar geen effect op de verschillen in relatieve positie voor beide vakken. Hieruit kan worden opgemaakt dat de achterstand van leerlingen uit lagere sociale milieus of van allochtone leerlingen niet groter wordt in het voortgezet onderwijs. Omgekeerd is er in de analyse van verschillen in relatieve posities juist een effect van de prestatie-

motivatie. Voor de overige kenmerken geldt wel dat de richting van effecten voor beide modellen gelijk is, maar dat de sterkte van effecten opnieuw sterk verschilt.

Op klas- en schoolniveau blijken er in beide modellen geen regressie-effecten tussen klassen en scholen te zijn, maar wel random effecten en invloeden van enkele (contextuele) schoolkenmerken. Wat de invloed van contextuele kenmerken betreft blijkt dat van de locatiegrootte en de denominatie een invloed uitgaat op de verschillen in relatieve positie op beide vakken. Dit duidt erop dat deze kenmerken van invloed zijn op processen binnen de school. Grootschaligheid van onderwijs is voor de vorderingen van alle leerlingen negatief. Het is dus raadzaam om leerlingen zo veel mogelijk te spreiden over verschillende locaties in plaats van leerlingen allemaal op een locatie te huisvesten.

Daarentegen ontbreekt een effect van het percentage allochtone leerlingen in de analyse van verschillen in relatieve posities. Voor dit kenmerk geldt dat het weliswaar samenhangt met leerprestaties, maar dat er geen invloed van uitgaat op leervorderingen. Het percentage allochtone leerlingen is gerelateerd aan prestaties van leerlingen vanwege het instroomniveau en niet vanwege de processen binnen scholen. In de covariantie-benadering kunnen schoolkenmerken een effect hebben die niets te maken hebben met de kwaliteit van het onderwijsleerproces van de school maar die wel deels de verschillen in prestaties tussen scholen kunnen verklaren. In de verschilscore-benadering blijken zulke kenmerken geen effect te hebben.

Voor de overige schoolkenmerken is er ook een aantal effecten gevonden. Leerlingen boeken meer vooruitgang in Nederlands, wanneer scholen lesuitval opvangen door een invalregeling. De aard van de brugperiode resulteert ook in verschillen in vooruitgang. In scholen met een heterogene brugperiode boeken leerlingen, met uitzondering van vwo-leerlingen, minder vorderingen in Nederlands dan in scholen met een dakpansgewijze of homogene brugperiode. In scholen met een breed-horizontaal mentoraatsysteem boeken leerlingen minder vorderingen tussen leerjaar één en drie. Van de docent-leerling-ratio gaat in het beroepsonderwijs een effect uit op de leervorderingen.

Ook voor een analyse naar kenmerken van effectieve scholen maakt het uit welk model wordt gekozen. Kenmerken die betrekking hebben op het aanvangsniveau van leerlingen, zoals het percentage allochtone leerlingen, hebben soms wel een effect in de covariantie-benadering, maar geen effect in de verschilscore-benadering. Daarentegen zijn de uitkomsten voor kenmerken die betrekking hebben op processen in scholen meer overeenkomstig. Al met al blijkt uit een vergelijking van de covariantie- en de verschilscore-benadering dat de modellen op verschillende vragen antwoord geven. Door beide modellen te gebruiken, kan ant-

woord worden gegeven op de vraag naar zowel het niveau op een bepaald moment als de vooruitgang tussen twee momenten. Voor onderwijsonderzoek leidt dat tot een verrijking.

In de analyse van verschillen in relatieve posities zijn er op leerlingniveau minder effecten dan in hoofdstuk 3. Toch zijn er verscheidene kenmerken die ook in deze benadering van invloed zijn. Wanneer de modellen op verklaarde variantie worden vergeleken, dan is echter het contrast schril. Op leerlingniveau wordt in de analyse van verschillen in relatieve posities minder dan 2,5 procent variantie verklaard. Wanneer het effect van de eerdere prestaties niet wordt meegerekend, bedraagt dit percentage voor de covariantie-benadering 24 procent. De lage verklaarde variantie in de verschilscore-benadering heeft deels te maken met de grote restvariantie op het individuele niveau, maar impliceert ook dat nauwelijks bekend is waarom bepaalde leerlingen in de onderbouw een voorsprong boeken en anderen achterstand oplopen. Om vooruitgang in prestaties te verklaren, volstaan de gebruikelijke verklaringen uit onderzoek naar leerprestaties slechts in geringe mate. Over de invloeden op onderwijsprestaties in de onderbouw van het voortgezet onderwijs is dan ook nog te weinig bekend.

Eindnoten

- ⁱ De random helling van rekenen, zie het vorige hoofdstuk, heeft bijvoorbeeld invloed op de variantie in wiskunde.
- ⁱⁱ Wanneer leerlingen in het voortgezet onderwijs te maken hebben gehad met ingrijpende veranderingen in de structurele kenmerken, zoals een ouder die werkloos wordt of het uit elkaar gaan van ouders, dan zou er een effect op leervorderingen te verwachten zijn.
- ⁱⁱⁱ Voor Nederlands is de ware variabiliteit overigens nog groter, omdat de correlatie tussen begin- en eindmeting beduidend minder sterk is.
- ^{iv} Ten derde heb ik naar regressie-effecten tussen klassen en scholen gekeken. Net als in het vorige hoofdstuk heb ik op klas- en schoolniveau dergelijke effecten niet gevonden. De effecten van leerling- en gezinskenmerken zijn dus effecten binnen klassen en niet tussen klassen of scholen.
- ^v Voordat de integrale analyses zijn uitgevoerd, is eerst per schooltype gekeken naar de effecten van contextuele en schoolkenmerken. Zie Bijlage 4B en 4C voor soortgelijke analyses.
- ^{vi} Hierbij moet overigens worden opgetekend dat teamstabiliteit en prestaties als extra toelatingscriterium wel een effect hebben op wiskundevorderingen, zie Bijlage 5C. In het spaarzame model kunnen de effecten van deze twee kenmerken echter worden weggelaten zonder dat het model significant verslechtert.