

Leerlingpercepties en wiskundeprestaties: Een grootschalig onderzoek in het Vlaamse basisonderwijs naar het wiskundig zelfconcept, de inzet voor wiskunde en het schoolwelbevinden van leerlingen in relatie tot hun wiskundig functioneren¹

F. Depaepe, C. Lamote, G. Vanlaar, J. P. Verhaeghe, L. Verschaffel en J. Van Damme

Samenvatting

Deze bijdrage heeft tot doel wiskundeprestaties en geboekte leerwinst voor wiskunde in de bovenbouw van het basisonderwijs te verklaren door middel van leerlingpercepties inzake (wiskunde)leren (m.n. wiskundig zelfconcept, inzet voor wiskunde en schoolwelbevinden), rekening houdend met een aantal achtergrondkenmerken (m.n. geslacht, socio-economische status en voorafgaande schoolse vertraging). We baseren ons op een dataset van 2719 leerlingen uit 179 klassen in 113 scholen, die representatief is voor het Vlaamse basisonderwijs. Bij elke leerling werd op het einde van het vierde en het vijfde leerjaar een leerlingperceptievragenlijst en een wiskundetoets afgenomen. Multiniveauelementen tonen aan dat meisjes, leerlingen met een lage socio-economische status, voorafgaande schoolse vertraging, laag wiskundig zelfconcept en gepercipieerde hoge geleverde inspanning voor wiskunde significant slechter presteren voor wiskunde op het einde van het vierde leerjaar. Op de leerwinst tussen het einde van het vierde en van het vijfde leerjaar had alleen vroegere schoolse vertraging een negatief effect.

1 Inleiding

Dat affectieve kenmerken van leerlingen omtrent (wiskunde)leren een cruciale rol spelen in het leren in het algemeen en van wiskunde in het bijzonder, wordt algemeen aanvaard (De Corte, Mason, Depaepe, & Verschaffel, 2011; Roesken, Pepin, & Toerner, 2011). Sinds McLeod's (1992) invloedrijke analyse van de rol van affect in wiskundig denken en leren, wordt het affectieve domein gewoonlijk onderverdeeld in drie subdomeinen: emo-

ties (bijv. plezier of frustratie tijdens het oplossen van een wiskundig probleem), attitudes (bijv. (des)interesse in wiskunde) en opvattingen (bijv. 'wiskunde bestaat uit het memoriseren van regels en procedures'). Het belang van een adequaat affect bij leerlingen ten aanzien van wiskunde wordt onder meer in onderwijsbeleidsdocumenten onderstreept. Bijvoorbeeld, de Vlaamse eindtermen wiskunde benadrukken dat leerlingen de opvattingen moeten ontwikkelen dat alle leerlingen wiskundige bekwaamheid kunnen verwerven en dat wiskunde een praktische rol vervult in het dagelijkse leven (Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap, 2001).

Schoenfeld (1983) was één van de eersten die op een overtuigende manier aantoonde dat affectieve variabelen wiskundeprestaties beïnvloeden. Sindsdien bestuderen onderzoekers een veelheid aan opvattingen, attitudes en emoties in relatie tot wiskundig probleemoplossen. Een aantal studies wijst uit dat leerlingen vaak inadequate affectieve houdingen tegenover wiskunde vertonen (voor een overzicht, zie o.m. Verschaffel, Greer, & De Corte, 2000). Zo denken veel leerlingen dat de meeste wiskundige problemen in enkele stappen en een beperkte tijd op te lossen zijn of dat wiskunde weinig te maken heeft met de dagelijkse realiteit. Deze studies tonen aan dat een negatief affect tegenover wiskunde-leren succes in probleemoplossen kan verhinderen zelfs als leerlingen de vereiste vakinhoudelijke kennis bezitten (Schoenfeld, 1991). Interventiestudies wijzen uit dat leerlingpercepties positief kunnen worden beïnvloed mits aangepaste krachtige instructie wordt aangeboden (Mason & Scrivani, 2004; Verschaffel, De Corte, Lamote, & Dhert, 1998). Andere studies verklaren wiskunde-prestaties door middel van leerlingpercepties ten aanzien van zowel leren in het algemeen

(bijv. causale attributie, schoolwelbevinden) als wiskunde in het bijzonder (bijv. wiskundig zelfconcept, plezier in wiskunde). Voor een overzicht van de relatie tussen leerling-percepties en wiskundeleren verwijzen we onder meer naar McLeod (1994) en Leder, Pehkonen en Turner (2006). In lijn van deze onderzoekstraditie heeft voorliggende studie tot doel wiskundeprestaties op het einde van het vierde leerjaar en leerwinst voor wiskunde tijdens het vijfde leerjaar van een grote groep Vlaamse leerlingen uit het basisonderwijs te verklaren vanuit hun percepties over zichzelf als lerende in het algemeen en voor wiskunde in het bijzonder. De studie kadert binnen het SiBO-onderzoek (Schoolloopbanen in het Basisonderwijs), dat de schoolloopbaan van leerlingen in het basisonderwijs in kaart brengt. Drie leerlingpercepties werden in het vierde en het vijfde leerjaar gemeten: wiskundig zelfconcept, inzet voor wiskunde en schoolwelbevinden. Desondanks de eerder pragmatische keuze voor deze drie leerling-percepties (enkel deze drie percepties werden op beide meetmomenten gemeten), vertegenwoordigen ze de drie aspecten die McLeod (1992, 1994) in het affectieve domein onderscheidt, namelijk, opvattingen, attitudes en emoties. Hoewel deze drie affectieve aspecten diep verweven zijn, zijn ze volgens McLeod (1992, p. 579) als volgt te onderscheiden: “we can think of beliefs, attitudes, and emotions as representing increasing levels of affective involvement, decreasing levels of cognitive involvement”. Terwijl het zelfconcept voor wiskunde grotendeels cognitief van aard is, is in het schoolwelbevinden van leerlingen de affectieve component sterker verweven. Aangezien ook achtergrondkenmerken van leerlingen de wiskundeprestaties beïnvloeden (Dronkers, 1997; Veenstra & Kuyper, 2004), controleren we voor geslacht, socio-economische status (SES) en voorafgaande schoolse vertraging.

In de volgende paragraaf bieden we een literatuuroverzicht van elk van de drie onderscheiden leerlingpercepties in relatie tot wiskundeprestaties; interventiestudies vallen daarbij buiten het bestek van dit overzicht. Waar mogelijk beschrijven we de relatie tussen achtergrondkenmerken en leerlingpercepties. In de derde paragraaf wordt ingegaan op de

gehanteerde methode. In de vierde paragraaf beschrijven we de resultaten. Tot slot bespreken we de conclusies gevolgd door enkele methodologische beschouwingen, mogelijke pistes voor vervolgonderzoek en implicaties voor het onderwijsbeleid en de onderwijspraktijk.

2 Affect in relatie tot wiskundig leren

2.1 Wiskundig zelfconcept

Het begrip *wiskundig zelfconcept* wordt gedefinieerd als de verzameling van zelfbeoordelingen over het wiskundig functioneren (De Fraigne, Van Damme, & Onghena, 2007). Het omvat een affectieve component (bijv. “Ik kijk uit naar de les wiskunde”) en een competentiecomponent (bijv. “Ik haal goede punten in wiskunde”) (Arens, Yeung, Craven, & Hasselhorn, 2011; Marsh & Ayotte, 2003). Wiskundig zelfconcept wordt beschouwd als één van de opvattingen die het meest bijdragen tot de verklaring van wiskundeprestaties (Pajares & Miller, 1994; Reyes, 1984).

Wiskundig zelfconcept wordt sinds een vieraal decennia veelvuldig bestudeerd in relatie tot wiskundeprestaties. Studies wijzen op een significante positieve correlatie tussen de mate waarin leerlingen aangeven goed te zijn in wiskunde en hun feitelijke wiskundeprestaties (Chiu & Klassen, 2010). Jongens beschikken over een hoger wiskundig zelfconcept dan meisjes (Marsh & Ayotte, 2003; Nagy et al., 2010; Skaalvik & Skaalvik, 2004; Wilkins, 2004) en het wiskundig zelfconcept daalt naarmate leerlingen ouder worden (Wilkins, 2004). Bovendien hangt SES positief samen met het wiskundig zelfconcept (Janjetovic & Malenic, 2004).

Marsh e.a. (Marsh, 1990; Marsh & Craven, 2005; Marsh & Yeung, 1997) hebben de causaliteit tussen wiskundig zelfconcept en wiskundeprestaties onderzocht, gebruik makend van padanalyses en structural equation modeling (SEM) op longitudinale datasets bij leerlingen uit het secundair onderwijs, en vonden een wederkerige relatie. Bijvoorbeeld, in het onderzoek van Marsh en Yeung (1997) werden gedurende drie jaar gegevens verzameld bij 603 leerlingen uit de secundaire school

over onder meer hun wiskundig zelfconcept en wiskundeprestaties; significante effecten werden vastgesteld van het wiskundig zelfconcept op daaropvolgende wiskundeprestaties én van wiskundeprestaties op daaropvolgend wiskundig zelfconcept.

Deze wederkerige causale relatie tussen het wiskundig zelfconcept van leerlingen en hun wiskundeprestaties wordt echter niet in elk onderzoek bevestigd. Zo hebben Skaalvik en Valas (1999) gedurende twee jaar drie cohorten van in totaal 1005 leerlingen (uit het derde, zesde en achtste leerjaar) onderzocht. Ze stelden vast dat wiskundeprestaties een causale invloed uitoefenen op het wiskundig zelfconcept, maar vonden geen causaal effect in de omgekeerde richting. Deze tegenstrijdige resultaten zijn mogelijk te verklaren vanuit de complexiteit die de relatie tussen percepties en prestaties kenmerkt. In dit verband stellen Pajares en Graham (1999, p. 135) dat “controlling for previous achievements controls not only for those achievements but also for the prior impact of motivational determinants such as self-efficacy or self-concept on the achievements. Thus, the influence of affective factors on mathematics performance is potentially greater than the results obtained indicate”. Hoe dan ook, alle onderzoeksresultaten tonen aan dat er een zeer sterk verband bestaat tussen beide variabelen.

2.2 Inzet voor wiskunde

De relatie tussen de mate waarin leerlingen aangeven zich in te zetten voor wiskunde en hun wiskundeprestaties is in mindere mate bestudeerd dan de relatie tussen wiskundig zelfconcept en wiskundeprestaties. Een indicator die soms gehanteerd wordt om deze inzet te meten, is het bevragen van de hoeveelheid tijd die leerlingen zeggen te spenderen aan hun huiswerk. Singh, Granville en Dika (2002) gingen effecten na van motivatie, interesse en academisch engagement op de wiskunde- en wetenschapsprestaties van 24599 leerlingen uit het tweede jaar van het secundair onderwijs. De auteurs vonden een sterk direct positief verband tussen de tijd die leerlingen aangeven te spenderen aan hun huiswerk wiskunde en hun wiskundeprestaties. Veel studies vinden echter een negatief verband. Bijvoorbeeld De Jong, Westerhof en

Creemers (2000) stellen een lichte negatieve correlatie vast tussen de tijd die 1394 leerlingen van het eerste jaar van het secundair onderwijs besteden aan hun huiswerk en hun wiskundig presteren. De resultaten wijzen verder uit dat de gerapporteerde tijd voor het huiswerk sterk beïnvloed wordt door hun wiskundige voorkennis: leerlingen die sterk scoren voor wiskundige voorkennis geven aan gemiddeld negen minuten per les minder tijd te besteden aan het huiswerk dan leerlingen die over een minder goede voorkennis beschikken. Veenstra en Kuyper (2004) verklaren dit negatief verband tussen gerapporteerde tijdsinvestering en wiskundeprestaties vanuit een *optimaliseringsstrategie*: leerlingen proberen zo hoog mogelijke resultaten te behalen met zo weinig mogelijk inspanning.

Andere onderzoeken bevragen de inzet die wiskunde in het algemeen van leerlingen vereist om goede punten te behalen. Ook hier worden tegenstrijdige resultaten gevonden. Ho en Hau (2008) concluderen na hun onderzoek bij 1950 Chinese leerlingen uit het eerste jaar van het secundair onderwijs dat wiskundig engagement op een significante positieve manier de wiskundeprestaties van leerlingen voorspelt. Daarentegen besluit Watt (2000) na een onderzoek bij 400 leerlingen uit het eerste jaar van het secundair onderwijs dat leerlingen die slechter presteren voor wiskunde aangeven dat wiskunde het schoolvak is dat de meeste inzet vereist, terwijl goede presteerders vinden dat het minder inzet van hen vereist om goede punten voor wiskunde te halen.

Uit onderzoek blijkt dat meisjes aangeven zich meer in te zetten voor wiskundetaken dan jongens (Crombach, Voeten, & Boekaerts, 1994; Rustmeyer & Jubel, 1996).

2.3 Schoolwelbevinden

Schoolwelbevinden verwijst naar de mate waarin de leerling aangeeft zich goed te voelen op school (Hendrixx, Maes, Ghesquière, Verschueren, & Van Damme, 2008). Naast goede leerlingresultaten wordt welbevinden vaak als een belangrijke kwaliteitsindicator voor effectief onderwijzen beschouwd (Van Petegem, Aelterman, Van Keer, & Rosseel, 2008). Van het schoolwelbevinden wordt algemeen aangenomen dat er een positief ver-

band is met leerlingresultaten: het kan zowel een resultaat zijn van goede leerlingresultaten als deze resultaten positief beïnvloeden (Samdal, Wold, & Bronis, 1999). Met uitzondering van het onderzoek van Sherblom, Marshall en Caldwell (2005), dat een positieve relatie oplevert tussen het schoolwelbevinden en de wiskundeprestaties van 5750 leerlingen van het derde en het vierde leerjaar uit 40 verschillende scholen, is er nauwelijks onderzoek gedaan waarin de relatie schoolwelbevinden en wiskundeprestaties centraal staat. Ons onderzoek wil onder andere aan deze tekortkoming in de literatuur tegemoetkomen.

2.4 Onderzoeksvraag en hypotheses

We onderzoeken in welke mate wiskundeprestaties kunnen verklaard worden vanuit wiskundig zelfconcept, inzet voor wiskunde en schoolwelbevinden. Op basis van het literatuuroverzicht veronderstellen we (1) een positief verband tussen wiskundeprestaties en wiskundig zelfconcept, (2) een negatief verband tussen wiskundeprestaties en inzet voor wiskunde (in de lijn van de optimaliseringsstrategie) en (3) een positief verband tussen wiskundeprestaties en schoolwelbevinden. Wat de achtergrondkenmerken betreft, veronderstellen we dat meisjes slechter zullen presteren voor wiskunde dan jongens (Van de Gaer, 2006; Veenstra & Kuyper, 2004), dat SES positief samenhangt met wiskundeprestaties (Dronkers, 1997; OECD, 2009; Sammons, 1995) en dat schoolse vertraging negatief samenhangt met wiskundeprestaties (Broder, Richman, & Matheson, 1998; Ehmke, Drechsel, & Carstensen, 2010; Goos, Van Damme, Onghena, & Petry, 2010; Hong & Yu, 2007).

3 Methode

3.1 Dataset

We maakten gebruik van de SiBO-databank, die de schoolloopbaan van leerlingen in het Vlaamse basisonderwijs in kaart brengt. De voorliggende studie is gebaseerd op gegevens verzameld in het vierde (schooljaar 2006-2007) en vijfde leerjaar (schooljaar 2007-2008). De SiBO-databank voor het vierde leerjaar omvat 3464 leerlingen. Een uitval

van 21.50% (501 leerlingen door een ontbrekende wiskundescore, 84 leerlingen door ontbrekende leerlingperceptiegegevens en 160 leerlingen door ontbrekende achtergrondgegevens) zorgde voor een reductie van de oorspronkelijke dataset tot 2719 leerlingen, verdeeld over 179 klassen en 113 scholen.

3.2 Meetinstrumenten


Wiskundetoets

De SiBO wiskundetoets L4 en L5 werd afgenomen aan het eind van respectievelijk het vierde en het vijfde leerjaar en is gericht op wiskundig inzicht en rekvaardigheid (Hendriks, Cortois, Verachtert, & Van Damme, 2009; Hendriks, Verheaghe, Maes, Ghesquière, & Van Damme, 2008). Op basis van de SiBO-resultaten uit het voorgaande leerjaar werd aan de 25% zwakst presterende leerlingen een gemakkelijkere versie van deze wiskundetoets gegeven. De gemakkelijke en moeilijke versie van de wiskundetoets L4 omvatten elk 50 opgaven (waarvan 33 gemeenschappelijke), die van L5 omvatten elk 61 opgaven (waarvan 32 gemeenschappelijke). Beide toetsversies in L4 en L5 werden telkens gekalibreerd met behulp van de Item Respons Theorie tot één vergelijkbare score. Ook over de twee leerjaren heen werden de wiskundescores gekalibreerd. Er werd gekozen voor leerling-adaptief toetsen omdat de moeilijkheid van de opgaven zo beter past bij het vaardigheidsniveau van de leerlingen, waardoor een nauwkeuriger resultaat wordt verkregen. De toets richt zich op getallenleer, hoofdrekenen, vraagstukken, toepassings situaties metend rekenen, meetkunde en cijferen. Elk domein wordt in Tabel 1 geïllustreerd aan de hand van een item uit de wiskundetoets L4.

De toetsafnames gebeurden in de klas. Er was geen tijdsdruk bij het invullen ervan, maar om te voorkomen dat er eindeloos gewacht werd op trage leerlingen werd de afname afgebroken zodra meer dan 90% van de klas klaar was. Leerlingen konden geen gebruik maken van een zakrekenmachine; het gebruik van kladpapier was voor alle items toegestaan, behalve bij de hoofberekeningsitems. De betrouwbaarheid van de toets is voor beide leerjaren en beide versies hoog (Cronbach's $\alpha \geq .88$)².

Tabel 1

Illustraties van items uit de toets wiskunde L4 voor elk van de te onderscheiden domeinen

Domein	Omschrijving	Illustratie
Getallenleer	Verbale opgaven, waarbij een beroep wordt gedaan op kennis van termen, begrippen, symbolen en op inzicht in het getallensysteem tot 1 000.	Welk van de volgende getallen ligt tussen 6,3 en 6,6? 6,45 6,631 6,05 6,91 6,235
Hoofdrekenen	Opgaven waarbij een combinatie van bewerkingen is ingebouwd en die een inzicht vereisen in de eigenschappen van en de relatie tussen bewerkingen.	Uit het hoofd... $15,45 + 0,85 =$
Vraagstukken	Concrete probleemsituaties waarbij moet worden gerekend om de oplossing te vinden.	Er moeten 400 bureaustoelen worden vervoerd met een vrachtwagen. Op die vrachtwagen kunnen 60 stoelen worden geladen. Hoeveel ritten zijn er minstens nodig om alle stoelen te vervoeren?
Toepassingssituaties metend rekenen	Opgaven waarbij de kennis van de standaardmaateenheden van lengte, inhoud, gewicht, tijdstip en tijdsduur vereist is en waarbij die kennis gebruikt moet worden om concrete problemen op te lossen.	Op de stationsklok is het 9.07 uur. De trein vertrekt over drie kwartier. Hoe laat vertrekt die trein? Om Uur
Meetkunde	Opgaven die ruimtelijk inzicht vereisen en kennis van een aantal basisbegrippen uit de vormleer	Welke twee rechten staan loodrecht op elkaar? 
Cijferen	De procedures om te cijferen begrijpen en kunnen toepassen.	Maak de vermenigvuldiging hieronder. Schrijf dan je uitkomst in het hokje. $934 \times 24 =$ <input style="border: 1px solid black; width: 50px; height: 20px;" type="text"/>

Achtergrondkenmerken

Voor geslacht maakten we gebruik van een dichotome variabele, waarbij meisjes de waarde 1 aannemen en jongens de waarde 0. De continue variabele SES van leerlingen

werd geconstrueerd op basis van variabelen die verwijzen naar het sociale en economische kapitaal van het gezin, m.n. het opleidingsniveau van beide ouders, de arbeidssituatie van beide ouders (bijv. voltijds,

deeltijds aangesteld, loopbaanonderbreking), de tewerkstelling van beide ouders (het huidige of laatst uitgeoefende beroep van elk van de ouders), het gezinsinkomen, en de eigendommen (onroerend goed). We creëerden een dichotome variabele voor schoolse vertraging (op basis van de geboortedatum van leerlingen), waarbij leerlingen die vóór of op leeftijd zitten de waarde 1 krijgen en leerlingen die schoolse vertraging opliepen, de waarde 0 krijgen.

Wiskundig zelfconcept

Voor het meten van het zelfconcept wiskunde werd een beroep gedaan op de “self-description questionnaire” (SDQ I) van Marsh (1992). Er werd vertrokken van de vertaling van Simons en Fisette (2001), maar in functie van de beoogde doelgroep (m.n. de bovenbouw van het basisonderwijs) werd deze nog enigszins herwerkt.

De schaal *Zelfconcept wiskunde* in de leerlingperceptievragenlijst L4 bestond uit acht items (zie Tabel 2). Vier items hadden betrekking op de affectieve dimensie en vier op de competentiedimensie van het wiskundig zelfconcept. De acht items werden beoordeeld op een vijfpunten Likertschaal (variërend van 1=“helemaal niet akkoord” tot 5=“helemaal akkoord”); een hoge score weerspiegelde een hoog wiskundig zelfconcept. De interne consistentie van deze schaal, berekend op basis van onze dataset, is hoog (Cronbach’s $\alpha=.89$).

In het vijfde leerjaar werd, omwille van de lengte van de leerlingperceptievragenlijst in dat leerjaar, de schaal *Zelfconcept wiskunde* gereduceerd tot zes items³, te beoordelen op een vijfpunten schaal (Cortois, Hendriks, Maes, Van Damme, & Verschueren, 2009). De items “Ik kijk uit naar de les wiskunde”,

“Ik haal goede punten voor wiskunde”, “Ik leer snel bij voor wiskunde”, “Ik vind wiskunde leuk”, “Ik ben goed in wiskunde” en “Ik vind het leuk om taken te maken voor wiskunde” werden opgenomen. Ook bij de data van L5 is de interne consistentie hoog (Cronbach’s $\alpha=.89$).

Inzet voor wiskunde

De inzet van leerlingen voor wiskunde werd gemeten met behulp van twee items: “Ik werk hard voor wiskunde” en “Ik doe veel inspanningen voor wiskunde”. Deze items werden beoordeeld op een vijfpunten schaal, waarbij een hogere score een hogere inzet voor wiskunde betekende. Deze items werden ontleend aan de schaal “effort exerted” van Watt (2000). De interne consistentie van de schaal Inzet voor wiskunde is voor het vierde en vijfde leerjaar matig (Cronbach’s α =resp. .64 en .74).

Schoolwelbevinden

Schoolwelbevinden werd gemeten aan de hand van de schaal Plezier op school uit de Schoolvragenlijst van Smits en Vorst (1990). Deze schaal onderzoekt de mate waarin de leerling tevreden zegt te zijn met de school in het algemeen en bevrediging ontleent aan het schoolgaan. Deze schaal bestond uit acht items (zie Tabel 3).

Tabel 3 hier invoegen

De items werden beoordeeld op een vijfpunten schaal. In het vierde leerjaar werd de originele schaal integraal opgenomen. In het vijfde leerjaar werden, omwille van de lengte van deze leerlingenvragenlijst, slechts vier items van deze schaal opgenomen (m.n. “Ik ben blij dat ik op deze school zit”; “De meeste lessen

Tabel 2

De schaal Zelfconcept wiskunde zoals opgenomen in de leerlingenvragenlijst van het vierde leerjaar

Taken maken voor wiskunde vind ik gemakkelijk
 Ik kijk uit naar de les wiskunde
 Ik haal goede punten voor wiskunde
 Ik ben geïnteresseerd in wiskunde
 Ik leer snel bij voor wiskunde
 Ik vind wiskunde leuk
 Ik ben goed in wiskunde
 Ik vind het leuk om taken te maken voor wiskunde

Tabel 3
De schaal Plezier op School (Smits & Vorst, 1990)

Ik ben blij dat ik op deze school zit
Ik heb geen zin om naar school te gaan
De lessen op school vind ik vervelend
Ik vind dat we op deze school genoeg leuke dingen doen
Als ik mag kiezen, zit ik liever op een andere school
Ik vind het best leuk op school
Ik krijg slecht les op deze school
Ik heb plezier in het werk voor school

op school vind ik vervelend”; “Ik vind dat we op deze school genoeg leuke dingen doen”; en “Meestal heb ik plezier in het werk voor school”). De negatief geformuleerde items werden gehercodeerd zodat een hoge score een hoog schoolwelbevinden betekende. Cronbach’s α voor deze schaal op basis van onze dataset in het vierde en vijfde leerjaar is respectievelijk .81 en .70.

3.3 Data-analyse

Vooreerst berekenden we de correlaties tussen de schaalcores, de achtergrondkenmerken, en de wiskundeprestaties voor L4 en L5. Daarna maakten we gebruik van multiniveau-analyses voor het verklaren van verschillen in wiskundeprestaties in termen van verschillen in leerlingpercepties. We gebruikten hiërarchische lineaire regressieanalyses met vier niveaus, m.n. school (niveau l), klas (niveau k), leerling (niveau j) en meetmoment (niveau i). De assumptie van het gekozen model is de onderlinge afhankelijkheid van de metingen (Van der Leeden, 1998).

De afhankelijke variabele bestond uit alle wiskundescores, gemeten op beide meetmomenten. Aan de hand van volgende regressievergelijking werden de scores van de begin- en eindmeting gelijktijdig geanalyseerd:

$$\text{Wiskundescore}_{ijkl} = \beta_{0ijkl} \text{WiskEindL4} + \beta_{1ijkl} \text{Leerwinst}_{ijkl}$$

waarbij WiskEindL4 een constante is die voor beide meetmomenten (L4 en L5) de waarde 1 heeft. Leerwinst_{ijkl} is een dichotome variabele die de waarde 0 heeft voor de wiskundescores aan het einde van L4, en de waarde 1 voor de wiskundescores aan het

einde van L5. De wiskundescore van een leerling op het einde van L5 ($\beta_{0ijkl} + \beta_{1ijkl}$) werd dus geschat als een afwijking (β_{1ijkl}) van de wiskundescore van diezelfde leerling op het einde van L4 (β_{0ijkl}). Rekening houdend met de hiërarchische structuur van onze data, wordt aangenomen dat deze afwijking kan verschillen van klas tot klas en van school tot school (Van den Bergh & Kuhlemeier, 1997).

In het model wilden we zoveel mogelijk van de variabiliteit in de wiskundeprestaties en leerwinst verklaren in termen van de onafhankelijke variabelen (Pustjens, Van den Noortgate, Onghena, & Van Damme, 2004) – wiskundig zelfconcept, inzet voor wiskunde en schoolwelbevinden – rekening houdend met de achtergrondkenmerken geslacht, SES en schoolse vertraging. Om de leerlingpercepties die in L4 en L5 gemeten werden met elkaar te vergelijken én de interpretatie van de schattingen van deze schaalcores bij opname in het multiniveaumodel te vergemakkelijken, werkten we met gestandaardiseerde schaalcores per meetmoment (Hox, 2010). Aangezien we van dezelfde drie schaalcores (zelfconcept wiskunde, inzet voor wiskunde en schoolwelbevinden) per leerling twee waarden hebben, konden we beide schaalcores als ‘time-varying predictor’ simultaan in het model opnemen (McCoach & Kaniskan, 2010). De achtergrondkenmerken werden niet gestandaardiseerd.

We vertrokken van een leeg vierniveau-model, het nulmodel, en vulden dit stapsgewijs aan met eerst de achtergrondkenmerken van de leerlingen en vervolgens de time-varying schaalcores uit de leerlingperceptievragenlijst⁴. We gingen telkens na hoe de variantie verdeeld is over het leerling-, klas- en schoolniveau. Omdat het een verzaaid model is, is er op het vierde niveau (meetmoment) geen variantie. De verschillende modellen werden na stapsgewijze toevoeging van onafhankelijke variabelen en/of (co-)varianties steeds met elkaar vergeleken op basis van de model fit en het model met de laagste waarde werd behouden (Hox, 2010).

4 Resultaten

4.1 Beschrijvende statistieken

Onze dataset omvat 1366 jongens (50.24%) en 1353 meisjes (49.76%). De score voor SES varieerde tussen -1.74 en 1.32, met een gemiddelde van $M=0.14$ en een standaarddeviatie van $SD=0.66$. Slechts 14.12% van de leerlingen had schoolse vertraging opgelopen. In Tabel 4 geven we enkele beschrijvende statistieken van de nog niet gestandaardiseerde schaa scores van de leerlingperceptievragenlijst en de gekalibreerde wiskundescores.

Uit Tabel 4 blijkt dat leerlingen in het vierde leerjaar gemiddeld aangeven (1) goed te zijn in wiskunde, (2) een goede inzet te hebben voor wiskunde en (3) zich goed te voelen op school. Deze tendens zet zich grosso modo verder in het vijfde leerjaar, hoewel leerlingen in dit leerjaar gemiddeld lager scoren op elk van die schalen dan de vierdeklassers. Met behulp van variantieanalyses (ANOVA) voor herhaalde metingen gingen we na of deze verschillen op het leerlingniveau significant zijn. De resultaten tonen een statistisch significant verschil voor elk van de drie schalen: in L5 hebben leerlingen (1) een lager zelfconcept ($F_{(1,2718)}=140.78$; $p<.001$; $\eta^2=.05$), (2) een lagere inzet voor wiskunde ($F_{(1,2718)}=32.62$; $p<.001$; $\eta^2=.01$) en (3) een lager schoolwelbevinden ($F_{(1,2718)}=992.40$; $p<.001$; $\eta^2=.27$). Vooral voor schoolwelbevinden gaat het om een relatief groot verschil tussen beide leerjaren.

Tevens werd de samenhang tussen leerlingpercepties, achtergrondkenmerken en wiskundescores nagegaan. De correlaties tussen de verschillende variabelen (geslacht 'GESL',

SES, op leeftijd 'OPLFT', wiskundescores 'WI', wiskundig zelfconcept 'WZC', inzet ten aanzien van wiskunde 'INZET', schoolwelbevinden 'WBV' gemeten in het vierde '4' en het vijfde '5' leerjaar) worden weergegeven in Tabel 5.

De correlatiematrix in Tabel 5 toont een significante en sterke positieve samenhang tussen de wiskundescores van L4 en L5. Tussen dezelfde leerlingpercepties in L4 en L5 bestaat een significant positief verband én binnen eenzelfde leerjaar hangen deze drie percepties significant positief met elkaar samen.

Tabel 5 toont – in de lijn van onze verwachtingen (zie 2.4) – een significant positief verband tussen het wiskundig zelfconcept en de wiskunde prestaties. In L5 is er een lichte, doch significante, negatieve correlatie tussen de inzet ten aanzien van wiskundig schoolwerk en de wiskunde prestaties. De negatieve richting van de correlatie ligt in de lijn van de optimaliseringsstrategie. Hoewel we een significant positieve samenhang tussen schoolwelbevinden en wiskunde prestaties voorspeld hadden, blijkt de correlatie tussen die twee variabelen in onze dataset verwaarloosbaar. Ook de relatie tussen de achtergrondkenmerken en de wiskunde prestaties liggen in de lijn van onze verwachtingen: jongens, leerlingen met een hoge SES en die geen schoolse vertraging opliepen, behalen hogere wiskunde prestaties. Op de relatie tussen de wiskunde prestaties enerzijds en achtergrondkenmerken en leerlingpercepties anderzijds wordt in de volgende paragraaf (zie 4.2) verder ingegaan.

Wat betreft de relatie tussen achtergrondkenmerken en leerlingpercepties toont Tabel

Tabel 4

Beschrijvende statistieken voor de leerlingperceptieschalen en wiskundetoetsen

Meet instrument	Schaal	Minimum	Maximum	Gemiddelde	SD
Vragenlijst L4	Zelfconcept wiskunde	1	5	3.54	0.98
	Inzet voor wiskunde	1	5	3.88	0.95
	Schoolwelbevinden	1	5	4.20	0.67
Vragenlijst L5	Zelfconcept wiskunde	1	5	3.35	1.03
	Inzet voor wiskunde	1	5	3.76	0.97
	Schoolwelbevinden	1	5	3.70	0.87
Toets L4		67.35	116.68	97.97	7.92
Toets L5		72.75	124.69	103.50	8.34

Tabel 5

Significante samenhangen tussen de wiskundeprestaties en de leerlingpercepties in L4 en L5

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1WI4	1										
2WI5	.86**	1									
3GESL	-.19**	-.17**	1								
4SES	.35**	.37**	-.01	1							
5OPLFT	.32**	.35**	.02	.31**	1						
6WZC4	.39**	.38**	-.20**	.03	.06**	1					
7WZC5	.44**	.46**	-.19**	.10**	.11**	.67**	1				
8INZET4	-.03	-.02	-.03	-.08**	-.03	.32**	.18**	1			
9INZET5	-.09**	-.05*	-.05*	-.05*	-.06**	.11**	.26**	.32**	1		
10WBV4	.03	.01	.13**	-.03	.01	.31**	.22**	.23**	.16**	1	
11WBV5	.02	.07**	.13**	.01	.00	.17**	.35**	.14**	.31**	.43**	1

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

5 een lichte significante negatieve correlatie tussen geslacht en zelfconcept wiskunde L4 en L5. Jongens beschikken over een hoger wiskundig zelfconcept dan meisjes. In L5 is er een zwakke, maar significante, correlatie tussen inzet voor wiskunde en geslacht in die zin dat meisjes zich sterker inzetten voor wiskunde dan jongens. Geslacht en schoolwelbevinden L4 en L5 correleren zwak positief. In L5 hangen SES en wiskundig zelfconcept licht, maar significant, positief, samen. Een zwakke negatieve correlatie vinden we tussen SES en inzet voor wiskunde. Met welbevinden hangt SES niet significant samen. Er is een zwakke significante positieve correlatie tussen op leeftijd zitten en wiskundig zelfconcept L4 en L5. In L5 observeren we een lichte significante negatieve correlatie tussen op leeftijd zitten en inzet voor wiskunde. We vinden geen significante correlatie tussen op leeftijd zitten en schoolwelbevinden.

4.2 Verklaren van wiskundeprestaties in termen van achtergrondkenmerken en leerlingpercepties

Het nulmodel

We opteren voor een vierniveau-analyse (school – klas⁵ – leerling – meetmoment) omdat de model fit van het leeg vierniveau-model significant beter is dan van het leeg drienviveau-model (school – leerling – meetmoment) ($\chi^2(1)=64.82$; $p < .001$). Het lege vierniveau-model – Model 0 in Tabel 6 – geeft aan dat de gemiddelde wiskundescore voor L4 gelijk is aan 97.81. De gemiddelde leer-

winst is 5.48 punten. De variantietermen in het randomgedeelte van het leerwinstmodel weerspiegelen inzake wiskunde prestaties in L4 significante verschillen tussen scholen én tussen leerlingen binnen klassen, maar niet tussen klassen binnen scholen. Inzake leerwinst zijn er significante verschillen tussen scholen, tussen klassen binnen scholen én tussen leerlingen binnen klassen. Op leerlingniveau is er een significante samenhang tussen de wiskunde prestaties op het einde van het vierde leerjaar en de leerwinst tijdens het vijfde leerjaar: hoe hoger het niveau voor wiskunde op het einde van het vierde leerjaar, hoe lager de leerwinst, en vice versa.

In het nulmodel zien we hoeveel procent van de te verklaren variantie in wiskunde prestaties op elk niveau gesitueerd is. Het grootste gedeelte van de variantie, namelijk 85.97%, is gesitueerd op het leerlingniveau. Slechts 0.05% is gelegen op klasniveau, en 13.98% is gelegen op schoolniveau. Inzake leerwinst is 79.01% van de te verklaren variantie op leerlingniveau gesitueerd, 5.22% op klasniveau en 15.77% op schoolniveau.

Invloed van achtergrondkenmerken

Vooreerst gingen we de invloed van de achtergrondkenmerken geslacht, SES en schoolse vertraging op de wiskunde prestaties na. De resultaten van deze analyses zijn weergegeven onder Model 1 in Tabel 6.

Wat geslacht betreft, vinden we het verwachte sekse-effect (zie 2.4): op het einde van L4 presteren meisjes significant lager dan jongens. Bovendien stellen we een significant

Tabel 6

Overzichtstabel / multiniveau-analyses

	Model 0		Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE	Coef.	SE
WiskEindL4	97.813***	0.323	94.619***	0.429	94.486***	0.411	94.479***	0.408	94.464***	0.408
Leerwinst	5.481***	0.205	4.495***	0.297	4.968***	0.296	4.964***	0.298	4.951***	0.301
Meisje			-3.045***	0.297	-2.408***	0.279	-2.358***	0.277	-2.392***	0.279
Op leeftijd			5.173***	0.397	4.860***	0.369	4.804***	0.366	4.804***	0.366
SES			3.220***	0.232	3.119***	0.218	3.071***	0.217	3.074***	0.217
Meisje*Leerwinst			0.201	0.157	0.287	0.164	0.317	0.166	0.369*	0.171
Op leeftijd*Leerwinst			1.038***	0.240	0.773**	0.246	0.752**	0.248	0.755**	0.249
SES*Leerwinst			0.124	0.133	-0.031	0.136	-0.016	0.137	-0.019	0.137
Zelfconcept wiskunde					1.585***	0.093	1.785***	0.098	1.758***	0.103
Inzet voor wiskunde							-0.436***	0.085	-0.445***	0.086
Schoolwelbevinden									0.102	0.107
ZC wiskunde*Leerwinst					0.193*	0.090	0.123	0.095	0.168	0.101
Inzet voor wiskunde*Leerwinst							0.145	0.103	0.171	0.105
Schoolwelbevinden*Leerwinst									-0.155	0.118
Variantie comp.										
Schoolniveau										
Var WiskEindL4	8.896**	1.606	4.366***	0.939	4.869***	0.963	4.858***	0.956	4.854***	0.955
Cov WiskEindL4/leerwinst	0.328	0.734	-0.279	0.559	-0.368	0.547	-0.334	0.549	-0.318	0.548
Var leerwinst	3.179***	0.672	3.292***	0.671	2.806***	0.632	2.902***	0.642	2.880***	0.640
Cov WiskEindL4/SES			-0.768	0.563	-0.948	0.536	-0.975	0.532	-0.983	0.531
Cov Leerwinst/SES			-1.447**	0.486	-1.177**	0.429	-1.210**	0.431	-1.197**	0.429
Var SES			0.734	0.645	0.723	0.555	0.745	0.548	0.725	0.545
Klasniveau										
Var WiskEindL4s	0.031	0.622	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Cov WiskEindL4/leerwinst	-0.141	0.347	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Var leerwinst	1.051**	0.372	0.981**	0.347	1.184**	0.380	1.157**	0.377	1.164**	0.378
Cov WiskEindL4/meisje			0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Cov Leerwinst/meisje			-0.491	0.467	-0.728	0.449	-0.771	0.445	-0.751	0.445
Var meisje			3.552**	1.153	3.145**	0.995	3.117**	0.979	3.108**	0.978
Leerlingniveau										
Var WiskEindL4	54.700***	1.532	43.124***	1.238	37.018***	1.062	36.264***	1.040	36.342***	1.042
Cov WiskEindL4/leerwinst	-6.026***	0.597	-6.614***	0.535	-7.950***	0.516	-7.997***	0.514	-8.051***	0.515
Var leerwinst	15.923***	0.446	15.768***	0.442	16.514***	0.463	16.698***	0.468	16.682***	0.467
IGLS Deviance (model fit)		34150.658		33443.058		33055.743		33024.885		33018.255

*p<.05 **p<.01 ***p<.001

seks-effect vast op klasniveau ($\chi^2(3)=15.59$; $p=.001$; niet in tabel); de covariantie heeft echter geen duidelijke richting. Met andere woorden, de invloed van geslacht op de wiskundeprestaties van leerlingen in het vierde leerjaar varieert significant van klas tot klas; in sommige klassen presteren meisjes even goed of beter dan jongens, maar er zijn ook klassen waar de jongens het veel beter doen. Wat de leerwinst betreft, stellen we geen verschil tussen jongens en meisjes vast.

SES hangt, zoals verwacht, significant positief samen met de wiskundeprestaties in L4; SES heeft echter geen significant effect op de leerwinst. Hoewel de bekomen schatting van het random SES-effect op schoolniveau niet significant is (het effect van SES op de wiskundeprestaties in het vierde leerjaar verschilt niet significant tussen scholen), is er toch een interessante significante covariantie tussen SES en leerwinst, die een modelverbetering oplevert ($\chi^2(3)=10.80$; $p=.013$; niet in tabel). Naarmate SES in een school een sterkere rol speelt in de eindscore voor wiskunde in L4, is de leerwinst gemiddeld genomen lager; in scholen waar de invloed van SES op de wiskundeprestaties minder sterk is, wordt er gemiddeld meer leerwinst geboekt.

Schoolse vertraging heeft – eveneens zoals verwacht – een significant negatief effect op wiskundeprestatie en leerwinst. De invloed van schoolse vertraging op wiskundeprestaties en leerwinst varieert niet significant tussen leerlingen, klassen en scholen.

Het controleren voor de achtergrondvariabelen van leerlingen resulteert in een betere model fit ten opzichte van het nulmodel ($\chi^2(12)=707.62$; $p<.001$). De totale verklaarde variantie ten opzichte van het nulmodel bedraagt 21.16%. Er is geen variantie meer op het klasniveau.

Invloed van het zelfconcept wiskunde

Met behulp van een ‘time-varying predictor’ voor het zelfconcept wiskunde in L4 en L5 onderzochten we het effect van deze variabele op de wiskundeprestaties en leerwinst van leerlingen. Model 2 in Tabel 6 toont aan dat – na controle voor de achtergrondkenmerken – het wiskundig zelfconcept van leerlingen significant positief samenhangt met hun wis-

kundeprestaties én met hun leerwinst voor wiskunde. Zoals in voorgaand onderzoek (Chiu & Klassen, 2010; Wilkins, 2004) behalen leerlingen met een hoger wiskundig zelfconcept betere wiskundeprestaties én boeken ze een grotere leerwinst. We gingen ook na of de invloed van het zelfconcept wiskunde op de wiskundeprestaties en de leerwinst significant varieert tussen leerlingen, klassen en/of scholen, maar dit bleek niet het geval te zijn.

De model fit van Model 2 is beter dan deze van Model 1 ($\chi^2(2)=387.32$; $p<.001$). De totale verklaarde variantie ten opzichte van het nulmodel is 32.33%.

Invloed van inzet voor wiskunde

In Model 3 (zie Tabel 6) wordt rekening gehouden met de inzet van leerlingen voor wiskunde bij het verklaren van hun wiskundeprestaties en leerwinst. De negatieve significante coëfficiënt voor inzet voor wiskunde geeft aan dat leerlingen die zeggen veel te werken voor wiskunde minder goede wiskunderesultaten behalen. Deze bevindingen bieden steun aan de ‘optimaliseringsstrategie-hypothese’ van Veenstra en Kuiper (2004). Wat de leerwinst betreft is de schatting niet significant. Opmerkelijk is dat, na controle voor inzet voor wiskunde, er geen significante samenhang meer is tussen wiskundig zelfconcept en leerwinst. Dit heeft wellicht te maken met de positieve correlatie tussen inzet voor wiskunde en wiskundig zelfconcept (zie Tabel 5). De invloed van de inzet voor wiskunde varieert niet significant tussen leerlingen, klassen en/of scholen.

Rekening houden met de inzet voor wiskunde resulteert in een betere model fit ten aanzien van Model 2 ($\chi^2(2)=30.86$; $p<.001$). De predictoren in Model 3 verklaren 33.7% van de totale variantie in het nulmodel.

Invloed van het schoolwelbevinden

De laatste predictor die aan het vierniveaumodel wordt toegevoegd, is de mate waarin leerlingen aangeven zich goed te voelen op school. In tegenstelling tot onze verwachting, toont Model 4 in Tabel 6 geen significant verband tussen wiskundeprestaties en leerwinst enerzijds en schoolwelbevinden anderzijds. Net zoals in de voorgaande modellen is er een

positief verband tussen wiskundeprestaties en wiskundig zelfconcept en een negatief verband tussen wiskundeprestaties en inzet voor wiskunde. Model 4 toont, in tegenstelling tot de voorgaande modellen, een significante invloed van geslacht op de leerwinst. De significante schatting geeft aan dat meisjes – die significant lager presteren voor wiskunde op het einde van L4 – een grotere leerwinst boeken.

Model 4 zorgt voor een betere model fit in vergelijking met Model 3 ($\chi^2(2)=6.63; p<.05$). Dit model met alle opgenomen affectieve en achtergrondkenmerken verklaart 33.56% van de variantie ten opzichte van het nulmodel.

5 Conclusie en discussie

In deze studie bestudeerden we de relatie tussen affectieve variabelen en wiskundeprestaties, rekening houdend met achtergrondkenmerken. Wat de wiskundeprestaties betreft, waren we zowel geïnteresseerd in de wiskundescores die Vlaamse leerlingen in het vierde leerjaar behaalden, als in de leerwinst die ze boekten tijdens het vijfde leerjaar. Het samen modelleren van wiskundescore én leerwinst heeft, ten opzichte van een model waarbij eerdere wiskundescores als predictor voor latere wiskundescores fungeren, als voordeel dat er kan worden gekeken naar zowel de initiële invloed van een predictor op de wiskundescore als de mate waarin de invloed van deze predictor stijgt of daalt doorheen de tijd (Luyten, Schildkamp, & Folmer, 2009). Zowel in het vierde als vijfde leerjaar werden het wiskundig zelfconcept, de inzet voor wiskunde en het schoolwelbevinden gemeten. In de lijn van eerdere bevindingen (Wilkins, 2004) vonden we bij dezelfde groep leerlingen significant minder hoge scores in het vijfde dan in het vierde leerjaar voor schoolwelbevinden, en in mindere mate ook voor wiskundig zelfconcept en inzet voor wiskunde. Correlatieanalyses toonden een significante positieve samenhang tussen de drie leerlingpercepties: leerlingen met een hoog wiskundig zelfconcept rapporteerden gemiddeld een sterke inzet voor wiskunde en een hoog schoolwelbevinden, en vice versa. Aangezien de diverse percepties significant met elkaar correleerden

was het aangewezen om hun effect op de wiskundeprestaties van leerlingen samen te modeleren. We kozen voor een vierniveau-model (school, klas, leerling en meetmoment) waarbij uitdrukkelijk werd rekening gehouden met de hiërarchische structuur van onze data. De resultaten van de vierniveau-analyses kunnen als volgt worden samengevat.

Er is een significante negatieve samenhang tussen wiskundeprestaties en leerwinst: leerlingen die hoge scores voor wiskunde behaalden in het vierde leerjaar, boekten een relatief kleine leerwinst in het vijfde leerjaar, en vice versa. Deze kleinere leerwinst van sterker presterende leerlingen kan mede te wijten zijn aan het feit dat het moeilijker is om een grotere leerwinst te boeken bij hoge scores (hoewel de toetsen hogere scores toelieten), maar zou ook het gevolg kunnen zijn van onvoldoende stimuleringskansen voor sterkere leerlingen.

Ten tweede konden we de wiskundeprestaties in het vierde leerjaar verklaren in termen van hun geslacht, SES, schoolse vertraging, wiskundig zelfconcept en gepercipieerde inzet voor wiskunde. Jongens scoorden significant beter voor wiskunde, evenals leerlingen zonder schoolse vertraging en leerlingen met een hoge SES. Leerlingen met een hoger zelfconcept wiskunde en een zwakkere gepercipieerde inzet voor wiskunde scoren beter voor wiskunde in het vierde leerjaar. Deze negatieve relatie tussen inzet voor wiskunde en wiskundeprestaties kan ondersteuning bieden voor de optimaliseringsstrategie-hypothese van Veenstra en Kuyper (2004) waarbij leerlingen zo hoog mogelijke resultaten proberen te behalen met zo weinig mogelijk inspanning. Leerlingen rapporteren wellicht een lage inzet voor wiskunde als gevolg van het feit dat ze goed zijn in wiskunde, eerder dan dat een lage inzet voor wiskunde leidt tot betere wiskundeprestaties.

In termen van leerwinst merkten we, ten derde, dat leerlingen met schoolse vertraging een kleinere leerwinst voor wiskunde boekten. Nadat alle leerlingpercepties in ons model werden opgenomen, merkten we dat meisjes een significant grotere leerwinst voor wiskunde maakten dan jongens. Deze grotere leerwinst voor meisjes kan betekenen dat meisjes doorheen hun schoolloopbaan hun

achterstand voor wiskunde ten aanzien van jongens (ten dele) inhalen. Andere variabelen opgenomen in het model oefenden geen significante invloed uit op de leerwinst die leerlingen voor wiskunde maken.

Ten vierde, naast bovenstaande ‘vaste’ invloeden van leerlingenkenmerken op de wiskunde-prestaties en leerwinst voor wiskunde waren er ook significante verschillen tussen klassen en scholen. Klassen verschilden significant van elkaar in de mate waarin geslacht wiskunde-prestaties verklaart. Verder onderzoek zou kunnen nagaan of het verschil tussen klassen wat de invloed van geslacht op wiskunde-prestaties betreft een peereffect is (omwille van de samenstelling van de klas-groep) of een leerkrachteffect (omdat leerkrachten significant verschillend met sekse-verschillen in hun klas omgaan). Tevens vonden we dat naarmate SES een sterkere rol speelde in de wiskundescore binnen een school, was de leerwinst kleiner, en vice versa. Verder onderzoek moet uitwijzen of dit verschil op schoolniveau te wijten is aan de samenstelling van leerlingenpopulatie binnen een school (bijv. een homogener of heterogener samenstelling van leerlingen inzake hun SES) of aan het onderwijsbeleid van de school (m.n. de mate waarin die school erin slaagt de invloed van SES op de wiskunde-prestaties te verminderen).

In wat volgt bespreken we een aantal methodologische beperkingen van onze studie. Met twee meetmomenten voor de afhankelijke variabele (wiskunde-prestaties L4, en leerwinst wiskunde tussen L4 en L5) voldoet de studie minimaal aan de voorwaarden voor longitudinaal onderzoek. Het feit dat slechts twee meetmomenten in het onderzoek werden opgenomen, heeft meerdere gevolgen. Vooreerst zorgen de twee meetmomenten ervoor dat het gehanteerde multiniveaumodel gesatureerd is, waardoor we geen meetfout meer kunnen definiëren op het laagste niveau (het meetmoment). Meerdere meetmomenten toevoegen zou ervoor kunnen zorgen dat we meer empirische zekerheid hebben over de juistheid van de schattingen in ons model. Daarnaast zijn we op basis van de twee meetmomenten voor de predictoren (leerling-percepties) en de afhankelijke variabele (wiskun-

deprestaties) niet in staat om uitspraken te doen over het causale verband tussen de variabelen uit ons model. Ander onderzoek dat gebruik maakt van andere analysetechnieken en meerdere meetmomenten, is nodig om causale modellen te construeren waarbij directe en indirecte effecten tussen leerling-percepties en wiskunde-prestaties worden vooropgesteld.

Tevens zijn er een aantal tekortkomingen aan de gehanteerde schalen voor het meten van leerling-percepties. Vooreerst maakten we enkel gebruik van percepties die zowel in het vierde als in het vijfde leerjaar gemeten werden, m.n. zelfconcept wiskunde, inzet voor wiskunde en schoolwelbevinden. Deze variabelen werden eerder uit pragmatische overwegingen dan wel vanuit een voorafgaand omvattend theoretisch kader over de onderlinge samenhang van de affectieve variabelen, in het model geïntegreerd. Ten tweede, hadden twee van de drie affectieve variabelen specifiek betrekking op het wiskundeleren (zelfconcept wiskunde en inzet voor wiskunde) en één categorie op het leren in het algemeen (schoolwelbevinden). Verder onderzoek kan uitwijzen of andere leerling-percepties over schoolgaan in het algemeen en wiskundeleren in het bijzonder een bijkomende invloed uitoefenen op het wiskundig presteren van leerlingen. Ten derde, bestond de schaal “inzet voor wiskunde” uit slechts twee items, met een matige interne consistentie. Accurater meetinstrumenten voor de inzet voor wiskunde kunnen een beter inzicht geven in de manier waarop de inzet voor wiskunde en de wiskunde-prestaties samenhangen.

Vervolgens kadert voorliggende studie in een grootschalig onderzoek naar de schoolloopbanen van leerlingen uit het basisonderwijs dat reeds aanving in de derde kleuterklas. Uitval van leerlingen (naar andere scholen die niet in het onderzoek betrokken waren) zorgt ervoor dat de dataset beperkter is dan de oorspronkelijke SiBO-dataset. Een systematische analyse van deze uitval van leerlingen leert ons dat het voornamelijk de lager presterende leerlingen zijn waarvoor gegevens ontbraken. Deze observatie gebiedt ons voorzichtigheid in de interpretatie en de veralgemening van de resultaten.

Ondanks deze tekortkomingen, zien we toch drie mogelijke implicaties van onze onderzoeksresultaten voor het onderwijsbeleid en de onderwijspraktijk. Vooreerst stelden we vast dat leerlingen met schoolse vertraging slechter presteren voor wiskunde en tevens een kleinere leerwinst maken. Deze vaststelling kan de effectiviteit van zittenblijven in vraag stellen (Goos et al., 2010).

Ten tweede, stelden we een interessant neveneffect vast van het omgaan met SES op schoolniveau: hoe meer leerwinst er geboekt werd in een school, hoe kleiner de invloed van SES op de wiskundeprestaties van leerlingen. Dit zou kunnen betekenen dat scholen die erin slagen om de invloed van SES te minimaliseren (bijv. door gerichte ondersteuning van leerlingen met een lagere socio-economische achtergrond), een grotere leerwinst bij hun leerlingen boeken. Verder onderzoek hieromtrent is echter nodig.

Ten derde, merkten we een significante daling in 'gewenste' leerlingpercepties van het vierde naar het vijfde leerjaar inzake de drie bestudeerde affectieve variabelen. Dit betekent wellicht dat het bij tieners nog belangrijker is dan bij kinderen om gewenste leerlingpercepties te stimuleren.

Noot

- 1 Dit manuscript is gebaseerd op data verzameld in het kader van het SiBO-onderzoek (Schoolloopbanen in het basisonderwijs). Dit onderzoek werd gefinancierd door de Vlaamse Regering in het kader van het programma 'Steunpunten voor Beleidsrelevant Onderzoek'.
- 2 Meestal wordt .70 als norm gehanteerd voor interne consistentie; soms wordt een Cronbach's α van .60 als voldoende beschouwd (Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2006). De empirische betrouwbaarheid van de items op de IRT-schaal bedraagt voor L4 .89 (makkelijke toetsversie) en .90 (moeilijke toetsversie); voor L5 is de empirische betrouwbaarheid van de gemakkelijke en moeilijke toetsversie respectievelijk .90 en .89.
- 3 De leerlingperceptievragenlijst L4 beslaat 'slechts' 40 items, terwijl de leerlingperceptievragenlijst L5 109 stellingen omvat. Omwille van het hoge aantal schalen in de leerling-

perceptievragenlijst L5 in vergelijking met L4, werd het aantal stellingen binnen sommige schalen gereduceerd. In dit onderzoek werden enkel de schalen opgenomen die in beide leerlingperceptievragenlijsten vertegenwoordigd zijn, met uitzondering van degene die behoren tot het deelgebied 'taal' (bijv. zelfconcept taal).

- 4 Bij de multiniveau-analyses werd systematisch één variabele aan het model toegevoegd en werd het nieuw verkregen model met het oorspronkelijke model vergeleken op basis van model fit; het model met de laagste deviantie werd behouden. Om de verschillende modellen overzichtelijk weer te geven, beperken we ons in Tabel 6 tot een aantal "gegroepeerde modellen", m.n. specifiek voor wiskundeprestaties L4 en leerwinst L4-L5 het leeg vierniveaumodel (Model 0), het model met bijkomend alle achtergrondkenmerken (Model 1), het model met bijkomend het wiskundig zelfconcept (Model 2), het model met bijkomend de inzet voor wiskunde (Model 3), het model met bijkomend het schoolwelbevinden (Model 4). Enkel voor deze modellen rapporteren we in de tekst de verschillen in model fit.
- 5 We groepeerden leerlingen op basis van hun klas- en schoolindeling van het vijfde leerjaar. Voor ongeveer twee derde van de leerlingen betekende dit dezelfde klas- en schoolindeling als in het vierde leerjaar.

Literatuurlijst

- Arens, A. K., Yeung, A. S., Craven, R. G., & Haselhorn, M. (2011). The twofold multidimensionality of academic self-concept: domain specificity and separation between competence and affect components. *Journal of Educational Psychology, 103*, 970-981.
- Broder, H. L., Richman, L. C., & Matheson, P. B. (1998). Learning disability, school achievement, and grade retention among children with cleft: A two-center study. *Cleft Palate-Craniofacial Journal, 35*, 127-131.
- Chiu, M. M., & Klassen, R. M. (2010). Relations of mathematics self-concept and its calibration with mathematics achievement: Cultural differences among fifteen-year-olds in 34 countries. *Learning and Instruction, 20*, 2-17.

- Cortois, L., Hendrikx, K., Maes, F., Van Damme, J., & Verschueren, K. (2009). *Longitudinaal onderzoek in het basisonderwijs. Leerlingperceptievragenlijst vijfde leerjaar (schooljaar 2007-2008)*. Leuven: Steunpunt Studie en schoolloopbanen.
- Crombach, M. J., Voeten, M. J. M., & Boekaerts, M. (1994). A model for explaining individual differences between students in intended effort on curricular tasks. *Tijdschrift voor Onderwijsresearch*, 19, 301-317.
- De Corte, E., Mason, L., Depaepe, F., & Verschaffel, L. (2011). Self-regulation of mathematical knowledge and skills. In B. Zimmerman & D. Schunk (Eds.), *Handbook of self-regulation of learning and performance* (pp. 155-172). New York: Routledge/Taylor & Francis.
- De Fraine, B., Van Damme, J., & Onghena, P. (2007). A longitudinal analysis of gender differences in academic self-concept and language achievement. A multivariate latent growth curve approach. *Contemporary Educational Psychology*, 32, 132-150.
- De Jong, R., Westerhof, K. J., & Creemers, B. P. M. (2000). Homework and student math achievement in junior high schools. *Educational Research and Evaluation*, 6, 130-157.
- Dronkers, J. (1997). Loopbanen door het voortgezet onderwijs in de jaren negentig. *Beleid en Maatschappij*, 22, 85-95.
- Ehmke, T., Drechsel, B., & Carstensen, C. H. (2010). Effects of grade retention on achievement and self-concept in science and mathematics. *Studies in Educational Evaluation*, 36, 27-35.
- Goos, M., Van Damme, J., Onghena, P., & Petry, K. (2010). Less is more? *An application of propensity score stratification to first-grade retention*. (2010, March). Abstract Retrieved from <http://www.sreee.org/conferences/2010/program/abstracts/200.pdf>.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate data analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Hendrikx, K., Cortois, L., Verachtert, P., & Van Damme, J. (2009). *Longitudinaal onderzoek in het basisonderwijs. Toetsen vijfde leerjaar (schooljaar 2007-2008)*. Leuven: Steunpunt Studie en schoolloopbanen.
- Hendrikx, K., Maes, F., Ghesquière, P., Verschueren, K., & Van Damme, J. (2008). *Longitudinaal onderzoek in het basisonderwijs. Leerlingperceptievragenlijst vierde leerjaar (schooljaar 2006-2007)*. Leuven: Steunpunt Studie en schoolloopbanen.
- Hendrikx, K., Verhaeghe, J.P., Maes, F., Ghesquière, P., & Van Damme, J. (2008). *Longitudinaal onderzoek in het basisonderwijs. Toetsen vierde leerjaar (schooljaar 2006-2007)*. Leuven: Steunpunt Studie en schoolloopbanen.
- Ho, I. T., & Hau, K.-T. (2008). Academic achievement in the Chinese context: The role of goals, strategies, and effort. *International Journal of Psychology*, 43, 892-897.
- Hong, G., & Yu, B. (2007). Early-grade retention and children's reading and math learning in elementary years. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 29, 239-261.
- Hox, J. J. (2010). *Multilevel analysis. Techniques and applications. 2nd Edition*. New York: Routledge.
- Janjetovic, D., & Malenic, D. (2004). Family variables as predictors of mathematics and science self-concept of students. *Proceedings of the IRC-2004 TIMSS*, 2, 187-191.
- Leder, G. C., Pehkonen, E., & Turner, G. (Eds.). (2006). *Beliefs: A hidden variable in mathematics education?* (pp. 13-37). Dordrecht, The Netherlands: Kluwer Academic Publisher.
- Luyten, B., Schildkamp, K., & Folmer, E. (2009). Cognitive development in Dutch primary education, the impact of individual background and classroom composition. *Educational Research and Evaluation: An International Journal on Theory and Practice*, 15, 265-283.
- Marsh, H. W. (1990). The causal ordering of academic self-concept and academic achievement: A multiwave, longitudinal panel analysis. *Journal of Educational Psychology*, 82, 646-656.
- Marsh, H. W. (1992). *The Self-description Questionnaire I (SQD-I). Test manual and research monograph*. Macarthur: Australia University of Western Sydney.
- Marsh, H. W., & Ayotte, V. (2003). Do multiple dimensions of self-concept become more differentiated with age? The differential distinctiveness hypothesis. *Journal of Educational Psychology*, 95, 687-706.
- Marsh, H. W., & Craven, R. G. (2005). What comes first? A reciprocal effects model of the mutually reinforcing effects of academic self-

- concept and achievement. In H. W. Marsh, R. G. Craven, & D. M. McInerney (Eds.), *International advances in self research* (Vol. 2, pp. 15-52). Greenwich, CT: Information Age.
- Marsh, H. W., & Yeung, A. S. (1997). Causal effects of academic self-concept on academic achievement: Structural equation models of longitudinal data. *Journal of Educational Psychology, 89*, 41-54.
- Mason, L., & Scrivani, L. (2004). Enhancing students' mathematical beliefs: An intervention study. *Learning and Instruction, 14*(2), 153-176.
- McCoach, D. B., & Kaniskan, B. (2010). Using time-varying covariates in multilevel growth models. *Frontiers in Psychology, 1*, 17.
- McLeod, D. B. (1992). Research on affect in mathematics education: A reconceptualisation. In D. A. Grouws (Ed.), *Handbook of research on mathematics teaching and learning* (pp. 575-596). New York: Macmillan.
- McLeod, D. B. (1994). Research on affect and mathematics learning in the JRME: 1970 to the present. *Journal for Research in Mathematics Education, 25*, 637-647.
- Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap. (2001). *Ontwikkelingsdoelen en eindtermen. Informatiemap voor de onderwijspraktijk, gewoon basisonderwijs*. Brussel: Departement Onderwijs.
- Nagy, G., Watt, H. M. G., Eccles, J. S., Trautwein, U., Ludtke, O., & Baumert, J. (2010). The development of students' mathematics self-concept in relation to gender: Different countries, different trajectories? *Journal for Research on Adolescence, 20*, 482-506.
- OECD. (2009). *PISA 2009 assessment framework: Key competencies in reading, mathematics and science*. Paris: OECD. Retrieved from <http://www.oecd.org/dataoecd/11/40/44455820.pdf>
- Pajares, F., & Graham, L. (1999). Self-efficacy, motivation constructs, and mathematics performance of entering middle school students. *Contemporary Educational Psychology, 24*, 124-139.
- Pajares, F., & Miller, M. D. (1994). Role of self-efficacy and self-concept beliefs in mathematical problem solving: A path analysis. *Journal of Educational Psychology, 86*, 193-203.
- Pustjens, H., Van den Noortgate, W., Onghena, P., & Van Damme, J. (2004). *Multiniveau-analyse in de praktijk. Deel 1: Een eerste kennis-making*. Leuven: Acco.
- Reyes, L. H. (1984). Affective variables and math education. *The Elementary School Journal, 84*, 558-581.
- Roesken, B., Pepin, B., & Toerner, G. (2011). Beliefs and beyond: affect and the teaching and learning of mathematics. *ZDM – The International Journal on Mathematics Education, 43*, 451-455.
- Rustmeyer, R., & Jubel, A. (1996). Geschlechtsspezifische Unterschiede im Unterrichtsfach Mathematik hinsichtlich der Fähigkeitseinschätzung, Leistungserwartung, Attribution sowie im Lernaufwand und im Interesse. *Zeitschrift für Pädagogische Psychologie, 10*, 13-25.
- Samdal, O., Wold, B., & Bronis, M. (1999). Relationship between students' perceptions of school environment, their satisfaction with school and perceived academic achievement: An international study. *School Effectiveness and School Improvement, 10*, 296-320.
- Sammons, P. (1995). Gender, ethnic and socio-economic differences in attainment and progress: A longitudinal analysis of student achievement over 9 years. *British Educational Research Journal, 21*, 465-485.
- Schoenfeld, A. H. (1983). Beyond the purely cognitive: Belief systems, social, cognitions and metacognitions as driving forces in intellectual performance. *Cognitive Science, 7*, 329-363.
- Schoenfeld, A. H. (1991). On mathematics as sense-making: An informal attack on the unfortunate divorce of formal and informal mathematics. In J. F. Voss, D. N. Perkins, & J. W. Segal (Eds.), *Informal reasoning and education* (pp. 311-343). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Sherblom, S. A., Marshall, J. C., & Caldwell, S. D. (2005). *Growing character and academic achievement*. Paper gepresenteerd op de jaarlijkse bijeenkomst van de American Educational Research Association, Montreal.
- Singh, K., Granville, M., & Dika, S. (2002). Mathematics and science achievement: Effects of motivation, interest and academic engagement. *Journal of Educational Research, 95*, 323-332.
- Simons, J., & Fisette, P. (2001). Het zelfconcept bij kinderen uitgaande van een multidimensioneel hiërarchisch model. In J. Simons (Ed.), *Actuele themata uit de psychomotorische therapie, Jaarboek 2001* (pp. 79-98). Leuven, België: Acco.

- Skaalvik, S., & Skaalvik, E. M. (2004). Gender differences in math and verbal self-concept, performance expectations, and motivation. *Sex Roles, 50*, 241-252.
- Skaalvik, E. M., & Valas, H. (1999). Relations among achievement, self-concept, and motivation in mathematics and language arts: A longitudinal study. *The Journal of Experimental Education, 67*, 135-149.
- Smits, J. A. E., & Vorst, H. C. M. (1990). *Schoolvragenlijst voor basisonderwijs en voortgezet onderwijs: SVL*. Handleiding voor gebruikers. Nijmegen: Berkhout.
- Van de Gaer, E. (2006). *Gender differences in academic achievement. The role of school engagement, group composition, and educational choices*. Dissertatie. Katholieke Universiteit Leuven, Leuven.
- Van den Bergh, H., & Kuhlemeier, H. (1997). Over het modelleren van leerwinst in effectiviteitsonderzoek. *Tijdschrift voor Onderwijsresearch, 22*, 54-75.
- Van der Leeden, R. (1998). Multilevel analysis of repeated measures data. *Quality and Quantity, 32*, 15-29.
- Van Petegem, K., Aelterman, A., Van Keer, H., & Rosseel, Y. (2008). The influence of student characteristics and interpersonal teacher behaviour in the classrooms on student's wellbeing. *Social Indicators Research, 85*, 279-291.
- Veenstra, R., & Kuyper, H. (2004). Effective students and families: The importance of individual characteristic for achievement in high school. *Educational Research and Evaluation, 10*, 41-70.
- Verschaffel, L., De Corte, E., Lamote, C., & Dhert, N. (1998). Development of a flexible strategy for the estimation of numerosity. *European Journal for Psychology of Education, 13*, 347-270.
- Verschaffel, L., Greer, B., & De Corte, E. (2000). *Making sense of word problems*. Lisse, Nederland: Swets & Zeitlinger Publishers.
- Watt, H. (2000). Measuring attitudinal change in mathematics and English over the first year of junior high school: A multidimensional analysis. *The Journal of Experimental Education, 68*, 331-361.
- Wilkins, J. L. M. (2004). Mathematics and science self-concept: An international investigation. *The Journal of Experimental Education, 72*, 331-346.

Manuscript aanvaard op: 9 april 2013

Auteurs

Fien Depaep is als postdoctoraal onderzoeker van het Fonds voor Wetenschappelijk Onderzoek – Vlaanderen werkzaam aan het Centrum voor Onderwijsbeleid, -vernieuwing en Lerarenopleiding van de KU Leuven. **Carl Lamote** en **Gudrun Vanlaar** zijn als doctoraatsstudent verbonden aan het Centrum voor Onderwijseffectiviteit en –evaluatie van de KU Leuven. **Jean Pierre Verhaeghe** is coördinator van het Centrum voor Schoolfeedback en verbonden aan de Vakgroep Onderwijskunde van de UGent en aan het Centrum voor Onderwijseffectiviteit en –evaluatie van de KU Leuven. **Lieven Verschaffel** is als gewoon hoogleraar verbonden aan het Centrum voor Instructiepsychologie en –technologie van de KU Leuven. **Jan Van Damme** is als emeritus hoogleeraar verbonden aan het Centrum voor Onderwijseffectiviteit en –evaluatie van de KU Leuven.

Correspondentieadres:

fien.depaep@ppw.kuleuven.be

Abstract

Students' perceptions and mathematics performances: A large-scale study in Flemish elementary schools concerning students' mathematics self-concept, effort for mathematics and school wellbeing, in relation to their mathematics functioning.

The present study aims at explaining mathematics performances and gain scores in terms of students' perceptions about learning (mathematics) (i.e., mathematics self-concept, effort for mathematics, and school wellbeing) taking into account background characteristics (i.e., gender, earlier repeating of grades, and socio-economic status). We make use of a dataset of 2,719 students from 179 classrooms in 113 schools, which is representative for Flemish elementary schools. Each student was administered at the end of the fourth and fifth grade a student perception questionnaire and a mathematics test. Multilevel analyses revealed that girls and students with a low SES, earlier repeating of grades, low mathematics self-concept, and perceived high effort for mathematics have worse mathematics performances and make a smaller progress in mathe-

mathematics. Progress in mathematics between the end of the fourth and the fifth grade was only negatively influenced by earlier repeating of grades.