

Universiteit Antwerpen
Faculteit Sociale Wetenschappen
Departement Opleidings- en Onderwijswetenschappen

**INVLOED VAN INSTRUCTIONELE KWALITEIT OP PLEZIER
EN ACADEMISCH ZELFCONCEPT BIJ WISKUNDE**

Laura Doens

Masterproef voorgelegd
met het oog op het behalen
van de graad van master in de
Opleidings- en Onderwijswetenschappen

Promotor: prof. dr. S. De Maeyer
Medebeoordelaar: prof. dr. V. Donche

Dankwoord

Graag bedank ik bij het begin van deze masterproef enkele mensen, die hebben bijgedragen aan het tot stand komen van dit onderzoek.

Ten eerste wil ik mijn promotor van de Universiteit Antwerpen bedanken. Sven De Maeyer begeleidde me gedurende dit academiejaar bij het schrijven van mijn masterproef. Hij hielp me steeds het overzicht te bewaren en gaf me zinvolle suggesties voor het verbeteren van mijn tekst. Ook bedank ik graag Tine Van Daal en mijn medestudenten van de leergroep. Dankzij de sessies merkte ik dat ik niet alleen zat met mijn twijfels en problemen. We reflecteerden samen op ons proces en wisselden tips uit.

Mama en papa, dank jullie wel voor jullie interesse en steun. Jullie wisten me steeds te motiveren als ik het moeilijk had. Ten slotte wil ik alle vrienden en familie bedanken die geïnteresseerd in en enthousiast over mijn masterproef waren.

Bedankt!

Samenvatting

Op dit moment zijn er te weinig jongeren die voor een STEM-opleiding (*Science, Technology, Engineering, Mathematics*) kiezen in het hoger onderwijs, terwijl de vraag van de arbeidsmarkt voor technisch geschoolden en STEM-professionals steeds meer groeit (Bøe, Henriksen, Lyons, & Schreiner, 2011; Keith, 2018; Onderwijs Vlaanderen, 2012). De Vlaamse jongeren scoren redelijk goed op kennis en vaardigheden voor STEM-vakken, maar hun belangstelling ervoor is eerder zwak (Onderwijs Vlaanderen, 2012). De attitude van leerlingen moet dus verbeterd worden. Dit gebeurt best al op jonge leeftijd (Keith, 2018).

In deze kwantitatieve studie wordt de invloed van instructionele kwaliteit op twee attitudes van leerlingen in het Vlaamse lager onderwijs ten opzicht van wiskunde bestudeerd: *plezier in wiskunde* en *academisch zelfconcept voor wiskunde*. Daarvoor wordt gebruikgemaakt van de vragenlijsten voor leerlingen uit het TIMSS-onderzoek van 2015.

Aan de hand van een exploratieve en confirmatieve factoranalyse werd bevestigd dat het concept 'instructionele kwaliteit' uit vier dimensies bestaat: *klasmanagement*, *ondersteunend klasklimaat*, *uitlokken van hoger denken* en *ondersteuning voor leren*. Zowel de individuele percepties van de leerlingen als een geaggregeerde score op klasniveau wat betreft instructionele kwaliteit werd meegenomen in de multilevelanalyses. Er werd gecontroleerd op volgende achtergrondkenmerken: geslacht, sociaaleconomische status en thuistaal.

Uit de resultaten blijkt dat de invloed van instructionele kwaliteit op plezier in wiskunde en academisch zelfconcept redelijk gelijklopend is. Op individueel niveau hebben *klasmanagement*, *ondersteunend klasklimaat* en *uitlokken van hoger denken* een positieve invloed op de onderzochte attitudes. *Ondersteuning voor leren* en alle dimensies van instructionele kwaliteit op klasniveau hebben een negatief effect. De perceptie van de individuele leerlingen is veel sterker dan de geaggregeerde scores op klasniveau. Op klasniveau is enkel het effect van *ondersteuning voor leren* op plezier in wiskunde door te trekken naar de populatie, voor academisch zelfconcept geldt dat ook voor *klasmanagement*.

Leerkracht + wiskunde = plezier?!

27 mei 2019

Uit onderzoek blijkt dat nog veel te weinig studenten in het hoger onderwijs voor een STEM-richting kiezen. Nochtans groeit de vraag van de arbeidsmarkt voor technisch geschoolden steeds meer. De belangstelling van jongeren ten opzichte van wiskunde en wetenschappen is eerder zwak: de attitude ervoor moet dus verbeterd worden.

Vanuit deze vaststelling schreef Laura Doens, masterstudente Opleidings- en Onderwijswetenschappen aan de Universiteit Antwerpen, haar thesis. "Het stimuleren van attitudes van leerlingen moet al op jonge leeftijd beginnen. Daarom koos ik ervoor te onderzoeken welke invloed de leerkracht in het lager onderwijs heeft op een aantal attitudes in verband met wiskunde."

Zelfbeeld en plezier

Doens analyseerde de gegevens van ruim 5000 Vlaamse leerlingen uit het vierde leerjaar lager onderwijs. Ze bestudeerde twee attitudes van leerlingen in verband met wiskunde: zelfbeeld en plezier. "Uit de resultaten blijkt dat de leerkracht het zelfbeeld van leerlingen het best kan stimuleren door hen uit te dagen om op een hoger niveau te denken." Om plezier in wiskunde te bevorderen is vooral een ondersteunend klasklimaat noodzakelijk: "De relatie tussen leerkracht en leerling is dan optimaal. De leerkracht geeft constructieve feedback, ondersteunt de leerlingen individueel en toont belangstelling voor hun behoeften," legt Doens uit.

Sociaaleconomische status en thuistaal

Uit het onderzoek blijkt verder dat de sociaaleconomische status en de thuistaal van leerlingen geen invloed hebben op het zelfbeeld en het plezier in wiskunde. "Het geslacht van de leerlingen is wel van belang," vult Doens aan. "Jongens scoren hoger op beide attitudes. Leerkrachten en beleidsmakers zullen in de toekomst dus nog meer aandacht moeten besteden aan het verbeteren van het zelfbeeld bij meisjes en aan het verhogen van hun plezier."

Meer weten?

Laura Doens: laura.doens@gmail.com

Promotor Sven De Maeyer: sven.demaeyer@uantwerpen.be of 03 265 49 32

Inhoud

| | |
|--|----|
| Dankwoord | 3 |
| Samenvatting | 5 |
| Perstekst..... | 7 |
| Inhoud..... | 8 |
| Figuren en tabellen | 9 |
| Probleemstelling..... | 11 |
| Theoretisch kader..... | 13 |
| 1. Instructionele kwaliteit..... | 13 |
| 1.1. Instructionele kwaliteit (Klieme et al., 2009) | 13 |
| 1.2. Effecten van instructie | 15 |
| 2. Attitudes binnen wiskundeonderwijs | 16 |
| 2.1. Attitude | 17 |
| 2.2. Plezier in wiskunde..... | 18 |
| 2.3. Academisch zelfconcept | 18 |
| Deze studie | 20 |
| Methodologie | 21 |
| 1. Data en steekproef..... | 21 |
| 2. Meetinstrumenten | 21 |
| 2.1. Instructionele kwaliteit..... | 21 |
| 2.2. Attitudes..... | 24 |
| 2.3. Achtergrondkenmerken..... | 25 |
| 3. Analyse..... | 26 |
| 3.1. Nood aan multilevelanalyse | 26 |
| 3.2. Invloed van instructionele kwaliteit op plezier in wiskunde en academisch zelfconcept voor wiskunde | 27 |
| Onderzoeksresultaten | 28 |
| 1. Invloed van instructionele kwaliteit op plezier in wiskunde..... | 28 |
| 2. Invloed van instructionele kwaliteit op academisch zelfconcept voor wiskunde | 31 |
| Discussie en conclusie..... | 34 |
| 1. Discussie van de onderzoeksresultaten | 34 |
| 2. Beperkingen | 37 |
| 3. Vervolgonderzoek..... | 38 |
| 4. Algemene conclusie | 39 |
| Referentielijst | 40 |

Figuren en tabellen

| | |
|---|----|
| <i>Figuur 1.</i> Dimensies van instructionele kwaliteit en hun effect op het leren en de motivatie van leerlingen | 15 |
| <i>Figuur 2.</i> Confirmatieve factoranalyse voor 'cognitieve activatie', 'klasmanagement' en 'ondersteunend klasklimaat'..... | 23 |
| <i>Figuur 3.</i> Confirmatieve factoranalyse voor 'plezier in wiskunde' en 'academisch zelfconcept voor wiskunde' | 24 |
| | |
| Tabel 1. Overzicht van de schalen van instructionele kwaliteit | 23 |
| Tabel 2. Overzicht van de schalen van attitudes | 25 |
| Tabel 3. ICC 'instructionele kwaliteit', vóór en na controle voor achtergrondkenmerken (geslacht, thuistaal, aantal boeken) | 26 |
| Tabel 4. ICC 'plezier in wiskunde', vóór en na controle voor achtergrondkenmerken (geslacht, thuistaal, aantal boeken) | 28 |
| Tabel 5. Vergelijking tussen de geschatte modellen voor 'plezier in wiskunde' | 29 |
| Tabel 6. Resultaten multilevelanalyse voor 'plezier in wiskunde' met geaggregeerde score (Model 5) | 29 |
| Tabel 7. ICC 'academisch zelfconcept', vóór en na controle voor achtergrondkenmerken (geslacht, thuistaal, aantal boeken) | 31 |
| Tabel 8. Vergelijking tussen de geschatte modellen voor 'academisch zelfconcept voor wiskunde' | 31 |
| Tabel 9. Resultaten multilevelanalyse voor 'academisch zelfconcept voor wiskunde' met geaggregeerde score (Model 5) | 32 |

Probleemstelling

Er bestaat al een lange traditie in wetenschappelijk onderzoek naar de kwaliteit en effectiviteit van (wiskunde)onderwijs. Hattie (2009) stelt dat processen in de klas de sterkste invloed hebben bij het verklaren van schooleffectiviteit. Meer specifiek worden het leren en de resultaten van leerlingen grotendeels bepaald door de kwaliteit van het lesgeven en leren (Rožman & Klieme, 2017). Een deel van deze schooleffectiviteitsonderzoeken focust dus vooral op de invloed van de leerkracht.

Om schooleffectiviteit en leerlingenprestaties op grote schaal in kaart te brengen, bestaan er verschillende internationale vergelijkende studies die schoolsystemen en leerlingen van over de hele wereld evalueren. Voorbeelden hiervan zijn *Programme for International Student Assessment (PISA)* (OECD, 2019), *Progress in International Reading Literacy Study (PIRLS)* (IEA, 2019) en *Trends in International Mathematics and Science Study (TIMSS)* (IEA, 2019).

In de resultaten van zulk internationaal vergelijkend onderwijsonderzoek wordt vooral gesproken over de prestaties van de leerlingen en door welke factoren deze beïnvloed kunnen worden (zie o.a. Mullis, Martin, Foy, & Hooper, 2016). Er wordt echter veel minder gekeken naar de attitudes van leerlingen in het verhaal. Deze attitudes zijn nochtans een belangrijke factor. Zo zijn er momenteel bijvoorbeeld te weinig jongeren die voor een STEM-opleiding (*Science, Technology, Engineering, Mathematics*) kiezen in het hoger onderwijs, terwijl de vraag van de arbeidsmarkt voor technisch geschoolden en STEM-professionals steeds meer groeit (Bøe et al., 2011; Keith, 2018; Onderwijs Vlaanderen, 2012). De Vlaamse jongeren scoren redelijk goed op kennis en vaardigheden voor STEM-vakken, maar hun belangstelling ervoor is eerder zwak (Onderwijs Vlaanderen, 2012). Jongeren moeten dus warm gemaakt worden om toch vaker voor een STEM-richting te kiezen: er moet niet zozeer op cognitieve, maar eerder op affectieve factoren, waaronder attitudes, ingespeeld worden om dit probleem op te lossen.

Niet enkel vraag en aanbod op de arbeidsmarkt vormt een probleem, ook het genderonevenwicht moet aangepakt worden. Meisjes vinden nog veel minder dan jongens de weg naar STEM-richtingen in het hoger onderwijs (Huyer, 2015; OECD, 2018; Onderwijs Vlaanderen, 2012).

Keith (2018) geeft aan dat het belangrijk is om de interesse in STEM-vakken al vanaf het lager onderwijs te stimuleren.

Vanuit bovenstaande probleemstelling is het duidelijk dat er al vanaf het lager onderwijs aandacht moet zijn voor de interesse, belangstelling en attitudes van leerlingen in verband met STEM. In dit onderzoek wordt gefocust op één onderdeel van STEM, namelijk wiskunde. Verder kwam ook naar voor dat de leerkracht veel invloed uitoefent op het leren van de leerlingen. Een concept dat de invloed van de leerkracht goed beschrijft, is instructionele kwaliteit. Dit begrip wordt nader toegelicht in het theoretisch kader (zie p. 13).

Het doel van dit onderzoek is het bestuderen van de invloed van instructionele kwaliteit tijdens de lessen wiskunde op de attitudes van leerlingen in het Vlaamse lager onderwijs. Als immers blijkt dat er een effect van instructionele kwaliteit op de attitudes van leerlingen in verband met wiskunde is, zou dat gevolgen kunnen hebben voor het organiseren van wiskunde-instructie om zo de attitudes van leerlingen te verbeteren.

Theoretisch kader

In deze studie staan een aantal concepten centraal die wat meer duiding vragen. In een eerste deel wordt de wetenschappelijke literatuur over instructionele kwaliteit samengevat. De kwaliteit van de instructie is immers van groot belang voor het leren van kinderen (Rožman et al., 2017). Vervolgens worden ook de attitudes van leerlingen in verband met wiskunde verder verkend.

1. Instructionele kwaliteit

In de onderzoeksliteratuur zijn vele studies te vinden die het hebben over de rol van de leerkracht en de instructie die gegeven wordt (zie onder andere Baumert et al., 2010; Houtveen & van de Grift, 2007; Praetorius, Klieme, Herbert, & Pinger, 2018; van de Grift, Chun, Maulana, Lee, & Helms-Lorenz, 2017). Een model dat vaak geciteerd wordt, is dat van Klieme, Pauli, en Reusser (2009). Het model bevat veel concepten en ideeën die ook in andere studies aan bod komen, maar anders omschreven worden.

Eerst wordt het model van instructionele kwaliteit van Klieme et al. (2009) besproken, waarna er verder wordt ingegaan op de mogelijke effecten van deze instructionele kwaliteit.

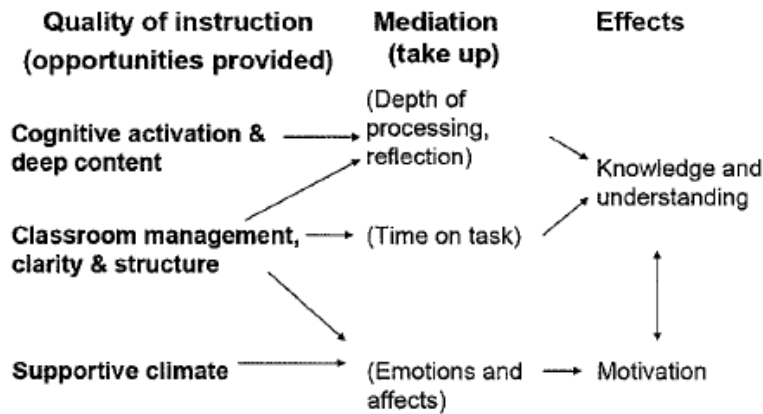
1.1. Instructionele kwaliteit (Klieme et al., 2009)

In hun model beschrijven Klieme et al. (2009) drie basisdimensies van instructionele kwaliteit: cognitieve activatie, een ondersteunend klimaat en klasmanagement (zie *Figuur 1*). Cognitieve activatie wordt gezien als de sleuteldimensie binnen het model. Het gaat om alle zichtbare acties van leerkrachten – het geven van uitdagende taken, het activeren van de voorkennis (zie o.a. Houtveen & van de Grift, 2007; van de Grift, 2014), het houden van onderwijsleergesprekken over de lesinhoud, het betrekken van de leerlingen – die ervoor zorgen dat leerlingen op een hoger niveau gaan nadenken en zich de leerstof eigen maken door middel van (co-)constructie. Cognitieve activatie zou volgens het model van Klieme et al. (2009) de kennis en het begrip van leerlingen positief beïnvloeden. Dit wordt bevestigd door onderzoek van andere auteurs: Hiebert & Grouws (2007) stellen dat het stimuleren van het denken op een hoger niveau een voorwaarde is voor een meer conceptueel begrip van de leerstof. Brown (1994) vult aan dat 'hogere denken' vergeleken kan worden met een interne dialoog. Door in de klas een gesprek over bepaalde leerstof te houden, kan deze interne dialoog bevorderd worden. Meer algemeen kan de leerkracht door het stellen van vragen het leerproces stimuleren, de leerlingen aanmoedigen kritisch na te denken, verbanden te zoeken, ... (Brophy, 2000). Van de Grift (2014) spreekt dan weer over de invloed van de leerkracht op 'task engagement', namelijk de mate waarin de leerlingen aandachtig en

geïnteresseerd met een taak bezig zijn. Deze taakbetrokkenheid kan geoptimaliseerd worden door klassikale lessen af te wisselen met interactieve werkvormen, door als leerkracht de activiteiten actief te sturen en op een betekenisvolle manier te communiceren met de leerlingen. Verder stelt hij dat het belangrijkste aspect van instructionele kwaliteit de mate is waarin de leerlingen de les zinvol en logisch vinden. Ook dit sluit aan bij 'cognitieve activatie' uit het bovenstaande model.

De tweede dimensie, een ondersteunend klasklimaat, wordt omschreven als alle observeerbare kenmerken van leerkracht-leerling interacties, zoals ondersteunende relaties, positieve en constructieve feedback, het positief benaderen van fouten en misconcepties, individuele ondersteuning en zorgzaam gedrag. Brophy (2000) stelt dat een leerkracht een ondersteunend klasklimaat kan bieden door zelf het goede voorbeeld te geven: vrolijk, vriendelijk en oprecht zijn en zich bekommeren om de leerlingen als individuen en als leerders. De leerkracht toont belangstelling voor hun behoeften en emoties en moedigt hen aan om op dezelfde manier met elkaar om te gaan. Het concept 'ondersteunend klasklimaat' kan gelinkt worden aan de zelfdeterminatietheorie van Ryan en Deci (2002). Deze theorie stelt dat aan drie behoeften voldaan moet worden om tot motivatie en leren te komen, namelijk autonomie, verbondenheid en competentie. Een ondersteunend klasklimaat speelt in op deze drie behoeften en zal dus een invloed hebben op leren en motivatie. Ryan en Deci (2002) stellen verder dat een ondersteunend klasklimaat eerder een directe invloed heeft op motivatie en meer indirect effect heeft op leerresultaten.

Naast cognitieve activatie en een ondersteunend klasklimaat is ook klasmanagement een belangrijke factor in instructionele kwaliteit. Leerkrachten moeten de leerlingen van kortbij opvolgen, overgangen tussen lessen vlot laten verlopen, regels bepalen en afspraken maken met de leerlingen, storend gedrag intomen, ... zonder hierbij het overzicht over de gehele klas te verliezen. Klasmanagement houdt echter niet enkel 'tucht' in, maar gaat ook – en vooral – om het geven van structuur: het vraagt om heldere instructies, zowel op inhoudelijk als op sociaal vlak. Dit vraagt om een degelijke voorbereiding van de lessen. Ook Houtveen en van de Grift (2007) en Scheerens (2004) benadrukken het belang van structuur en efficiënt georganiseerde lessen. De kwaliteit van het klasmanagement zal effect hebben op de hoeveelheid tijd die men effectief aan instructie besteedt en dus ook op de kennis en het begrip van leerlingen. Daarnaast zal het ook een invloed hebben op de motivatie van de leerlingen.



Figuur 1. Dimensies van instructionele kwaliteit en hun effect op het leren en de motivatie van leerlingen

1.2. Effecten van instructie

Instructionele theorieën beschrijven niet enkel het wat en hoe van instructie, maar ook de effecten van instructie. In deze alinea wordt er enkel gefocust op de effecten van wiskunde-instructie, omdat in het vervolg van dit onderzoek ook enkel op het wiskundeonderwijs wordt ingegaan.

Heel wat studies onderzochten het effect van wiskunde-instructie op de leerprestaties van leerlingen. Sommige onderzoekers vonden een positief verband tussen instructie en leerlingenprestaties (zie bijvoorbeeld Baumert et al., 2010; Ottmar, Rimm-Kaufman, Larsen, & Merritt, 2011). Ook Murnane en Raizen (1988) kwamen tot hetzelfde besluit: vooral de hoeveelheid tijd die in de klas aan instructie werd besteed, speelde hierin een rol. Kalin, Peklaj, Pecjak, Levpušcek en Zuljan (2017) concludeerden dat de wiskundescores van leerlingen die een meer traditionele vorm van instructie kregen, significant stegen ten opzichte van leerlingen die een eerder constructivistische instructie kregen. Volgens het onderzoek van Dodeen, Abdelfattah, Shumrani en Hilal (2012) speelt de leerkracht (en in het bijzonder de instructie) altijd een rol in leerprestaties, ongeacht het vak of schoolniveau. Andere onderzoekers spreken dit echter tegen: zij vonden geen significant verband tussen instructie en wiskundescores (Alvarez, 2008; Bettini, Park, Benedict, Kimerling, & Leite, 2016). Ook Yalcin, Demirtasli, Dibek en Yavuz (2017) maakten uit hun onderzoek op dat leerlingenprestaties niet beïnvloed werden door instructie, maar wel door academische druk vanuit de school.

Naast het effect van instructie op leerresultaten, werd door sommige auteurs ook de invloed op andere, meer affectieve componenten bestudeerd (zie bijvoorbeeld Vandecandelaere, Speybroeck, Vanlaar, De Fraine, & Van Damme, 2012). Deze onderzoeken zijn echter veel minder talrijk dan eerder genoemde studies.

In hun onderzoek bestudeerden Vandecandelaere et al. (2012) de invloed van de leerkracht op de attitudes van leerlingen in verband met wiskunde. Zij concludeerden dat leerlingen meer plezier hebben in wiskunde als de leerkracht de leerlingen motiveert om zich in te spannen voor het leren, hen aanzet tot zelfgereguleerd leren, hen feedback geeft en structuur biedt. Verder bleek dat het academisch zelfconcept en het gepercipieerde nut van wiskunde niet beïnvloed werden door deze leerkrachtactiviteiten.

In veel onderzoek naar de rol van instructie in verband met de affectieve kant van wiskundeonderwijs, wordt de nadruk gelegd op deze affectieve componenten en attitudes als mediërende variabelen in het effect van instructie op de leerresultaten. Uit onderzoek van Papanastasiou (2008) blijkt dat instructie een positieve invloed heeft op attitudes naar wiskunde toe en op de zelfperceptie van leerlingen. Dat zal dan weer een positief effect hebben op de wiskundeprestaties. Muijs et al. (2014) concludeerden dat een ondersteunend klasklimaat met duidelijke grenzen, hoge verwachtingen en goed gedragsmanagement een positieve, maar eerder beperkte, invloed hebben op het academisch zelfconcept van leerlingen, dat gelinkt wordt aan hun academische prestaties.

Uit bovenstaande onderzoeken werden reeds een aantal conclusies in verband met de invloed van instructie op wiskunde-attitudes getrokken. Daardoor ontstaan er bepaalde verwachtingen voor het huidige onderzoek, die later bevestigd of genuanceerd kunnen worden. In de conclusie worden de resultaten van huidige onderzoek vergeleken met de besluiten uit ander onderzoek om na te gaan of de verwachtingen ingelost werden of niet.

2. Attitudes binnen wiskundeonderwijs

In onderzoek naar (wiskunde)onderwijs wordt vaak de nadruk gelegd op de prestaties van de leerlingen. Naast dit cognitieve luik spelen echter nog andere factoren een rol. Emoties, gedrag, beleving, overtuigingen, ... zijn allemaal affectieve componenten. Ook attitudes vallen binnen de affectieve kant van onderwijs. In de volgende paragrafen wordt het concept 'attitude' uitgelegd en geoperationaliseerd. Daarnaast wordt ook de onderzoeksliteratuur rond effecten op deze attitudes besproken.

2.1. Attitude

Attitudes vallen, net zoals emoties en overtuigingen, binnen het affectieve domein van onderwijs (McLeod, 1992). Binnen dit domein wordt vaak een onderscheid gemaakt tussen attitudes en overtuigingen enerzijds en gevoelens anderzijds: attitudes en overtuigingen zijn over het algemeen stabiel, terwijl emoties snel kunnen veranderen (McLeod, 1992).

Hoewel er al veel onderzoek gedaan is naar attitude, is het concept moeilijk te definiëren (Cansiz Aktas & Tabak, 2018; Vandecandelaere et al., 2012). McLeod (1992) beschrijft attitude als "affectieve responsen die positieve of negatieve gevoelens van een matige intensiteit en met een behoorlijke stabiliteit met zich meebrengen" (p. 581). Adelson en McCoach (2011) onderscheiden in hun onderzoek drie types attitudes in verband met wiskunde: zelfperceptie over wiskunde, plezier in wiskunde en gepercipieerd nut van wiskunde. Kinderen ontwikkelen zelfperceptie over wiskunde al vroeg in hun schoolcarrière. Het behelst al de percepties over zichzelf als leerder, zoals zelfeffectiviteit en zelfconcept, maar ook over hun vermogen om wiskunde te leren en te kunnen (Adelson & McCoach, 2011). Plezier in wiskunde gaat om "de mate waarin een persoon plezier heeft in het doen en leren van wiskunde" (Adelson & McCoach, 2011, p. 226) en het gepercipieerd nut van wiskunde wordt beschreven als de overtuigingen over het praktische gebruik van wiskunde, zowel nu als in de toekomst (Adelson & McCoach, 2011).

Cansiz Aktas en Tabak (2018) beschrijven in hun onderzoek enkele subdimensies van attitude die min of meer overeenkomen met de drie bovenstaande types: de mate waarin leerlingen wiskunde nuttig vinden, het zelfvertrouwen dat leerlingen hebben om te slagen voor wiskunde, het plezier in en de interesse voor wiskunde, ...

In dit onderzoek worden de attitudes in verband met wiskunde gemeten door middel van de vragenlijst voor leerlingen binnen het TIMSS-onderzoek. In deze vragenlijst komen twee van deze attitudes voor: plezier in wiskunde en academisch zelfconcept. Het zijn dan ook deze twee concepten die worden meegenomen in de analyses. In onderstaande paragrafen wordt beschreven wat er in de literatuur al beschreven werd over plezier in wiskunde en academisch zelfconcept.

2.2. Plezier in wiskunde

Vandecandelaere et al. (2012) beschrijven plezier in wiskunde als “de mate waarin de leerling plezier heeft in de wiskundelessen en de leerstof zelf” (p. 110). Het gaat over het leuk vinden van wiskunde (Kadijevic, 2008), het graag oplossen van wiskunde problemen en –huiswerk. Leerlingen die plezier hebben in wiskunde kijken uit naar de wiskundelessen en geven aan dat wiskunde één van hun lievelingsvakken is (IEA, 2014). Leerlingen die graag wiskunde doen, zijn gemotiveerd en gebruiken gemakkelijker leerstrategieën, doen meer moeite en houden langer vol bij uitdagende taken (Adelson & McCoach, 2011).

2.3. Academisch zelfconcept

Onderzoek over zelfconcept focust op overtuigingen over en percepties van zichzelf. Deze percepties worden gevormd door het ervaren en interpreteren van de omgeving en door aanmoediging of feedback van anderen (McLeod, 1992; Shavelson & Bolus, 1982). Shavelson en Bolus (1982) en Huang (2011) geven aan dat zelfconcept een multidimensioneel en hiërarchisch begrip is: het algemeen zelfconcept kan opgesplitst worden in academisch en niet-academisch (sociaal, emotioneel, fysiek) zelfconcept. Academisch zelfconcept kan nog verder onderverdeeld worden in vakspecifiek zelfconcept, bijvoorbeeld voor wiskunde, wetenschappen, Nederlands, ... Het vakspecifiek academisch zelfconcept, in dit onderzoek voor wiskunde, betreft het beeld van zichzelf met betrekking tot de eigen capaciteit om de leerstof onder de knie te krijgen en wiskunde ‘goed te doen’. Het gaat om de kennis en percepties over zichzelf in situaties waarin gepresteerd moet worden (Bong & Skaalvik, 2003; Shavelson & Bolus, 1982; Vandecandelaere et al., 2012).

Uit onderzoek van Lindberg, Linkersdörfer, Ehm, Hasselhorn en Lonnemann (2013) blijkt dat het academisch zelfconcept van jongens en meisjes niet op dezelfde manier ontwikkelt. Waar meisjes doorgaans een iets hoger zelfconcept hebben voor taal, is dat voor wiskunde niet het geval: meisjes scoren hiervoor vaak lager. Het verschil tussen jongens en meisjes wordt duidelijker naarmate de leerlingen ouder worden, maar is al vanaf de eerste graad in het lager onderwijs aanwezig.

Marsh en Craven (2006) stellen dat het gedrag van leerkrachten een eerder beperkte invloed heeft op het academisch zelfconcept van leerlingen, omdat zij zichzelf vooral vergelijken met hun klasgenoten. Dit zorgt ervoor dat een sterkere leerling in een sterke klas een lager zelfconcept kan hebben dan een zwakkere leerling in een zwakke klas. Dit verschijnsel wordt ook wel het ‘big fish little pond’-effect genoemd (Marsh, Kong, & Hau, 1999).

Het academisch zelfconcept wordt soms verward met andere begrippen, zoals zelfvertrouwen en zelfeffectiviteit. McLeod (1992) geeft aan dat zelfconcept een veralgemening is van het vertrouwen dat men heeft om wiskunde te leren. Zelfeffectiviteit is dan weer meer taak-, context- en situatiespecifiek dan zelfconcept. Bovendien is zelfeffectiviteit afhankelijk van specifieke taken, terwijl zelfconcept eerder gebaseerd is op standaarden die door de omgeving worden opgelegd (Pajares & Miller, 1994).

Deze studie

Uit de probleemstelling werd reeds een algemeen doel voor deze studie afgeleid: het bestuderen van de invloed van instructionele kwaliteit op de attitudes in verband met wiskunde van leerlingen in het Vlaamse lager onderwijs.

In het theoretisch kader werd het concept 'instructionele kwaliteit' verder uitgewerkt. Er werd besloten om hiervoor het model van Klieme et al. (2009) te gebruiken. Instructionele kwaliteit wordt daarbij opgedeeld in drie dimensies: cognitieve activatie, ondersteunend klasklimaat en klasmanagement.

Daarnaast werd het concept 'attitudes' voor deze studie vertaald naar twee variabelen: plezier in wiskunde en academisch zelfconcept voor wiskunde.

Met deze informatie in het achterhoofd, wordt volgende onderzoeksvraag geformuleerd:

Wat is de invloed van de drie dimensies van instructionele kwaliteit op plezier in wiskunde en academisch zelfconcept voor wiskunde van leerlingen in het Vlaamse lager onderwijs?

Het is hiervoor interessant om niet enkel de individuele percepties van de leerlingen over de instructionele kwaliteit mee te nemen, maar ook een score op het niveau van de klas (en dus van de leerkracht). Op deze manier kan het effect worden nagegaan van hoe een leerkracht de instructie vormgeeft, naast de individuele percepties van leerlingen over die leerkracht.

In wat volgt, wordt geprobeerd een antwoord op deze onderzoeksvraag te formuleren. Eerst wordt de gebruikte methodologie besproken en vervolgens komen de resultaten aan bod. Ten slotte wordt er een conclusie gevormd en is er ruimte voor een discussie van de resultaten.

1. Data en steekproef

In dit onderzoek wordt gebruikgemaakt van de data uit de *Trends in International Mathematics and Science Study* (TIMSS) van 2015. TIMSS wordt sinds 1995 om de vier jaar uitgevoerd door de *International Association for the Evaluation of Educational Achievement* (IEA). Leerlingen in het vierde leerjaar van de lagere school en het tweede jaar van het secundair onderwijs worden getest op hun wiskundige en wetenschappelijke kennis. In 2015 namen 57 landen of landsdelen, waaronder Vlaanderen, deel (Mullis, Martin, Foy, & Hooper, 2016). Voor de huidige studie werden enkel de data in verband met wiskunde van Vlaamse leerlingen uit het vierde leerjaar gebruikt: 5404 leerlingen uit 295 klassen in 153 scholen.

De *Grade 4 student background file* werd van de *TIMSS 2015 International Database* (<https://timssandpirls.bc.edu/timss2015/international-database/>) gedownload. Deze dataset bevat de resultaten van de vragenlijst over de achtergrond van de leerlingen en werd door de leerlingen zelf gerapporteerd.

Daarnaast werden nog extra data rond instructionele kwaliteit verkregen, die enkel in Vlaanderen, Duitsland en Noorwegen bij de leerlingen verzameld werden (K. Bellens, persoonlijke communicatie, 5 maart 2019; zie ook Bellens, Van Damme, Van Den Noortgate, Wendt, & Nilsen, 2019). Deze extra data werden toegevoegd aan bovenstaande dataset.

2. Meetinstrumenten

2.1. Instructionele kwaliteit

Aan de vragenlijsten voor leerlingen in Vlaanderen werden een aantal extra items toegevoegd die peilen naar de drie dimensies van instructionele kwaliteit: *klasmanagement*, *ondersteunend klasklimaat* en *cognitieve activatie*. De schaal voor *klasmanagement* bestaat uit vijf items met een vierpunt-Likertschaal, gaande van (1) 'elke les', (2) 'de meeste lessen', (3) 'sommige lessen', (4) 'nooit of bijna nooit'. Zowel bij de items over *ondersteunend klasklimaat* (vijf items) als *cognitieve activatie* (zeven items), duiden de leerlingen aan in welke mate ze akkoord gaan met de stelling: (1) 'volledig akkoord', (2) 'eerder akkoord', (3) 'eerder niet akkoord', (4) 'volledig niet akkoord'.

Om ervoor te zorgen dat de items van de vragenlijst de drie dimensies van instructionele kwaliteit op een valide manier meten, wordt eerst de constructvaliditeit van de schalen bepaald. Om dit te doen, wordt er een confirmatieve factoranalyse (CFA) uitgevoerd aan de hand van het pakket *lavaan* (Rosseel, 2012). Op de drie latente variabelen worden in totaal

zeventien items geschat: voor *klasmanagement* CM1 – CM5, voor *ondersteunend klasklimaat* SC1 – SC5 en voor *cognitieve activatie* CA1 – CM7.

Omdat er bij een zeer groot aantal respondenten een kans is dat men een goed model op basis van de data verwerpt (Bagozzi & Yi, 2012), wordt er met een steekproef van 500 respondenten gewerkt.

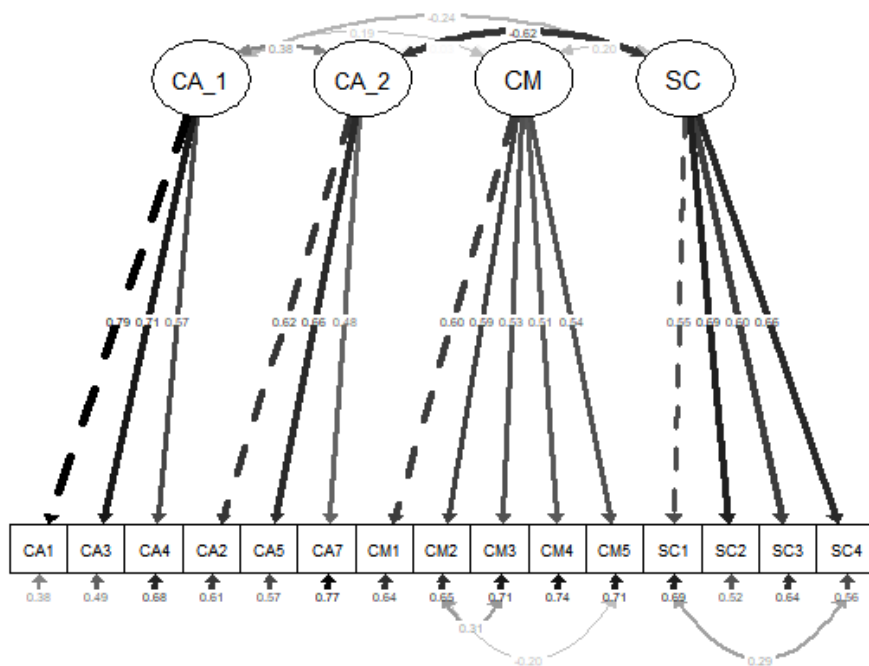
De items van de schaal *ondersteunend klasklimaat* worden gehercodeerd, zodat een hoge score op het item ook een hoge score op *ondersteunend klasklimaat* betekent.

De fit indices die gebruikt werden om een model al dan niet te verwerpen, zijn CFI en RMSEA. Voor CFI werd een waarde van 0,95 of hoger als goede fit aanvaard (Schumacker & Lomax, 2004), voor RMSEA een waarde van 0,05 of lager (Chen, Curran, Bollen, Kirby, & Paxton, 2008). χ^2 werd niet opgenomen omwille van de vertekening die mogelijk is bij deze steekproefgrootte (Barrett, 2006).

Uit het eerste CFA-model blijkt dat de data niet goed bij de voorspelde variantie-covariantiematrix passen (CFI = 0,753; RMSEA = 0,086). Bovendien laden zeven items laag tot zeer laag ($< 0,50$) op de latente variabelen. Om de achterliggende structuur van de data te achterhalen, wordt een exploratieve factoranalyse (EFA) uitgevoerd aan de hand van het pakket *psych* (Revelle, 2018). Uit deze analyse blijkt dat de dimensie *cognitieve activatie* uit twee factoren bestaat. Vervolgens wordt een nieuwe CFA uitgevoerd, ditmaal met vier dimensies: CM, SC, CA_1 en CA_2. Dit tweede model past al beter bij de data, maar nog niet voldoende (CFI = 0,878; RMSEA = 0,061). De items met een parameterschatting kleiner dan 0,50 worden weggelaten en aan het model worden een aantal errorcovarianties toegevoegd. Deze worden bepaald door de modificatie indices en hun aannemelijkheid op basis van de literatuur. Op deze manier wordt een goed model verkregen (Model 6: CFI = 0,951; RMSEA = 0,043; zie *Figuur 2*).

Uit bovenstaande analyses kan er geconcludeerd worden dat de items voor *klasmanagement* de latente variabele goed meten (factorladingen $> 0,50$). Voor *ondersteunend klasklimaat* wordt één item, namelijk SC5, weggelaten, omdat de factorlading kleiner dan de vooropgestelde 0,50 bedraagt. Ten slotte kan er geconcludeerd worden dat de items CA1 tot CA7 niet één, maar twee factoren meten. Items CA1, CA3 en CA4 duiden voornamelijk op het uitlokken van denken op een hoger of moeilijker niveau, terwijl items CA2, CA5 en CA7 eerder gaan over ondersteuning voor het leren. Item CA6 werd weggelaten omwille van een te lage factorlading ($< 0,50$). De schalen en bijhorende items worden voorgesteld in Tabel 1.

De vier schalen van instructionele kwaliteit (*klasmanagement*, *ondersteunend klasklimaat*, *uitlokken van hoger denken* en *ondersteuning voor leren*), waarmee later de analyses voor de onderzoeksvraag gedaan zullen worden, worden op basis van het laatste model opgebouwd.



Figuur 2. Confirmatieve factoranalyse voor 'cognitieve activatie', 'klasmanagement' en 'ondersteunend klasklimaat'

Tabel 1

Overzicht van de schalen van instructionele kwaliteit

| schaal | items | |
|---|---------------------------------|--|
| klasmanagement | CM1 | De leerlingen luisteren niet naar wat de juf of meester zegt. |
| | CM2 | Er is lawaai en wanorde. |
| | CM3 | Onze juf of meester moet lange tijd wachten voordat alle leerlingen rustig zijn. |
| | CM4 | De leerlingen kunnen niet goed werken. |
| | CM5 | De leerlingen beginnen pas te werken als de les al lang bezig is. |
| ondersteunend klasklimaat | SC1 | Mijn juf of meester is lief tegen mij, zelfs als ik een fout maak. |
| | SC2 | Mijn juf of meester wil dat het goed gaat met mij. |
| | SC3 | Mijn juf of meester zegt me wat ik beter kan doen als ik een fout maak. |
| | SC4 | Mijn juf of meester vindt mij leuk. |
| cognitieve activatie <i>uitlokken van hoger denken</i> | CA1 | Tijdens de les wiskunde lossen we oefeningen op waarbij ik heel hard moet nadenken. |
| | CA3 | Mijn juf of meester stelt vragen tijdens de les waarover ik heel hard moet nadenken. |
| | CA4 | Mijn juf of meester geeft ons opgaven die op het eerste zicht erg moeilijk lijken. |
| | <i>ondersteuning voor leren</i> | CA2 |
| CA5 | | Als we aan iets nieuws beginnen, vraagt onze juf of meester wat we hier al over weten. |
| CA7 | | Mijn juf of meester wil dat ik mijn antwoorden kan uitleggen. |

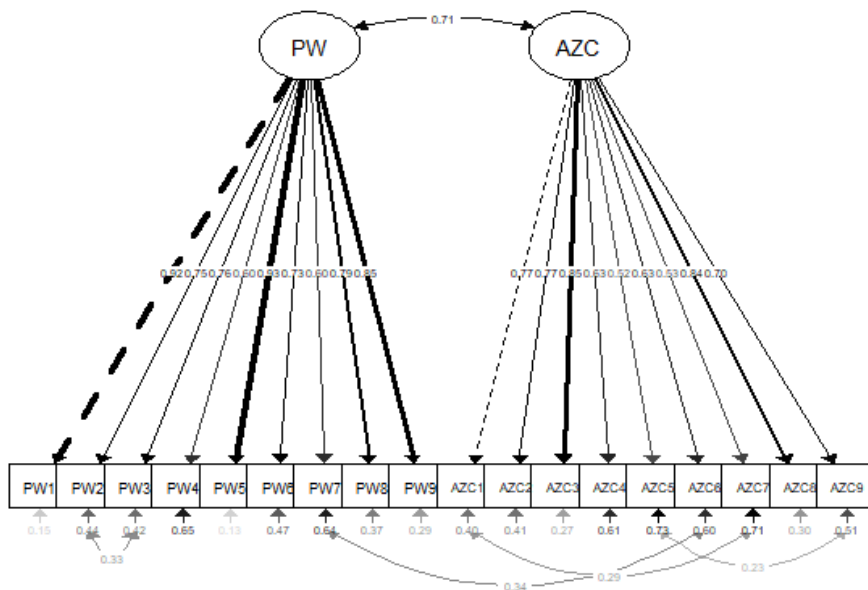
2.2. Attitudes

Uit de vragenlijst van de leerlingen werden twee attitudes gehaald: *plezier in wiskunde* enerzijds en *academisch zelfconcept voor wiskunde* anderzijds. Beide schalen bestaan uit negen items met een vierpunt-Likertschaal. De leerlingen geven hierop aan in welke mate ze akkoord gaan, op dezelfde manier als bij *ondersteunend klasklimaat* en *cognitieve activatie*.

Ook voor deze schalen wordt de constructvaliditeit getest, op een gelijkaardige manier als bij instructionele kwaliteit. Op beide latente variabelen worden telkens negen manifeste variabelen geschat (respectievelijk PW1 – PW9 en AZC1 – AZC9). Het model wordt geschat aan de hand van dezelfde steekproef als bij instructionele kwaliteit.

Een aantal items worden gehercodeerd zodat een hoge score op het item ook een hoge score op *plezier in wiskunde* of *academisch zelfconcept voor wiskunde* betekent.

Het eerste CFA-model wordt op basis van de fit indices beoordeeld (CFI = 0,925; RMSEA = 0,082) en verbeterd aan de hand van modificatie-indices. Door het toevoegen van een aantal errorcovarianties, die inhoudelijk aannemelijk zijn, wordt een goed model verkregen (Model 5: CFI = 0,953; RMSEA = 0,066; zie Figuur 3).



Figuur 3. Confirmatieve factoranalyse voor 'plezier in wiskunde' en 'academisch zelfconcept voor wiskunde'

Uit deze CFA kan besloten worden dat de items de onderliggende constructen goed meten (factorladingen > 0,50) en dat ze dus goed aangeven in welke mate leerlingen plezier beleven aan wiskunde en een hoog academisch zelfconcept voor wiskunde hebben. Bijgevolg worden dit model gebruikt om de schalen, die in de verdere analyses gebruikt worden, op te bouwen. In Tabel 2 worden de schalen van de attitudes met hun items opgelijst.

Tabel 2

Overzicht van de schalen van attitudes

| schaal | items | |
|------------------------|-------|---|
| plezier in wiskunde | PW1 | Ik leer graag wiskunde. |
| | PW2 | Ik wou dat ik geen wiskunde moest studeren. |
| | PW3 | Wiskunde is saai. |
| | PW4 | Ik leer veel interessante dingen tijdens de wiskundeles. |
| | PW5 | Ik vind wiskunde leuk. |
| | PW6 | Ik vind schoolwerk dat met cijfers te maken heeft leuk. |
| | PW7 | Ik los graag wiskunde problemen op. |
| | PW8 | Ik kijk uit naar de wiskundelessen. |
| | PW9 | Wiskunde is één van mijn lievelingsvakken. |
| academisch zelfconcept | AZC1 | Ik kan meestal goed wiskunde. |
| | AZC2 | Wiskunde is moeilijker voor mij dan voor mijn klasgenoten. |
| | AZC3 | Ik ben gewoon niet goed in wiskunde. |
| | AZC4 | Ik leer snel dingen bij wiskunde. |
| | AZC5 | Wiskunde maakt me nerveus. |
| | AZC6 | Ik ben goed in het oplossen van moeilijke wiskunde problemen. |
| | AZC7 | Mijn juf of meester zegt me dat ik goed ben in wiskunde. |
| | AZC8 | Wiskunde is moeilijker voor mij dan alle andere vakken. |
| | AZC9 | Wiskunde brengt me in de war. |

2.3. Achtergrondkenmerken

In dit onderzoek worden drie achtergrondkenmerken meegenomen: *geslacht*, *thuis taal* en *aantal boeken in huis*. Deze kenmerken worden gerapporteerd door de leerlingen.

Zoals in de probleemstelling reeds werd aangehaald, vinden meisjes moeilijker hun weg naar STEM-richtingen in het hoger onderwijs (Huyer, 2015; OECD, 2018; Onderwijs Vlaanderen, 2012). Een mogelijke verklaring hiervoor is dat meisjes minder plezier beleven aan wiskunde en wetenschappen. Het is dus belangrijk om geslacht als achtergrondvariabele mee te nemen in de analyses.

Uit de resultaten van TIMSS 2015 (Mullis et al., 2016) blijkt dat leerlingen die thuis (bijna) altijd Nederlands spreken, beter presteren. Men kan zich afvragen of dit ook zo is voor *plezier in wiskunde* en *academisch zelfconcept*. *Thuis taal* is een variabele, gerapporteerd door de leerlingen, bestaande uit vier categorieën: 'Ik spreek thuis (1) altijd, (2) bijna altijd, (3) soms, (4) nooit of bijna nooit Nederlands'.

Onderzoek richt zich de laatste jaren ook vaak op de kloof tussen leerlingen met een hoge en lage sociaaleconomische status (SES) (zie o.a. Bellens et al., 2019; Mullis et al., 2016). In TIMSS zijn verschillende variabelen te vinden om SES te meten: aantal (kinder)boeken in huis, opleidingsniveau van de ouders, thuis taal van de ouders, het hebben van een pc of tablet, ... In dit onderzoek wordt er gekozen om SES te meten aan de hand van het *aantal boeken in huis*, gerapporteerd door de leerling. De variabele bestaat uit vijf categorieën: (1) 0 - 10 boeken, (2) 11 - 25 boeken, (3) 26 - 100 boeken, (4) 101 - 200 boeken, (5) meer dan 200 boeken.

3. Analyse

Alle data-analyses worden uitgevoerd in RStudio (versie 1.1.383; RStudio Team, 2016). In deze studie wordt gewerkt met een multilevelanalyse. Waarom dat nodig is, wordt in een eerste paragraaf beargumenteerd. Daarnaast wordt de werkwijze van de analyse verder besproken.

3.1. Nood aan multilevelanalyse

Om een antwoord te formuleren op de onderzoeksvraag van deze studie, wordt gebruikgemaakt van multilevelanalyse. De data bestaan immers uit drie niveaus: school, klas en leerling. Moest deze hiërarchie niet in rekening worden gebracht, bestaat de kans dat de totale variantie onderschat wordt en er onterecht geen effect van instructionele kwaliteit op plezier in wiskunde en academisch zelfconcept wordt gevonden.

In een later stadium van het onderzoek zullen zowel de invloed van individuele percepties van de leerlingen als de invloed van de algemene perceptie over de instructionele kwaliteit op de attitudes per klas bekeken worden. Hiervoor zal een score voor elke dimensie van instructionele kwaliteit, geaggregeerd op klasniveau, berekend worden. Het berekenen van een geaggregeerde score heeft echter enkel zin als de variantie op klasniveau een deel van de verschillen tussen leerlingen verklaart. Daarom wordt er eerst een nulmodel geschat aan de hand van het pakket *lme4* (Bates, Maechler, Bolker, & Walker, 2015), op basis waarvan er Intra Class Correlations (ICC's) berekend worden.

Op basis van de ICC's van instructionele kwaliteit (zie Tabel 3), kan gesteld worden dat de klas de verschillen in gepercipieerd *klasmanagement* (18,4% na controle voor de achtergrondkenmerken) meer dan de verschillen in *ondersteunend klasklimaat* of *ondersteuning voor leren* bepaald. Voor *uitlokken van hoger denken* is het effect van de klas niet significant.

Tabel 3

ICC 'instructionele kwaliteit', vóór en na controle voor achtergrondkenmerken (geslacht, thuistaal, aantal boeken)

| ICC klas | Vóór controle voor achtergrondkenmerken | Na controle voor achtergrondkenmerken |
|----------------------------|---|---------------------------------------|
| klasmanagement | .181 * | .184 * |
| ondersteunend klasklimaat | .097 * | .097 * |
| uitlokken van hoger denken | .013 | .015 |
| ondersteuning voor leren | .055 * | .053 * |

*p<.05

Op basis van deze resultaten kan besloten worden dat het zinvol is om ook scores per dimensie, geaggregeerd op klasniveau, te berekenen. Hiervoor werd gebruikgemaakt van het pakket *dplyr* (Wickham, François, Henry, & Müller, 2018) in RStudio. Enkel voor *uitlokken van hoger denken* wordt dit niet gedaan, omdat de ICC niet significant is.

3.2. Invloed van instructionele kwaliteit op plezier in wiskunde en academisch zelfconcept voor wiskunde

De onderzoeksvraag wordt opgesplitst in twee delen: enerzijds de invloed van instructionele kwaliteit op plezier in wiskunde, anderzijds de invloed van instructionele kwaliteit op academisch zelfconcept voor wiskunde. Voor beide delen is de werkwijze gelijk.

Er worden vijf modellen geschat: ten eerste een nulmodel en een model met de achtergrondkenmerken, die ook al gebruikt werden om de ICC's te berekenen. Vervolgens worden er nog drie extra modellen geschat om de invloed van instructionele kwaliteit te bepalen: een model met de achtergrondkenmerken en de individuele scores (percepties) van leerlingen op instructionele kwaliteit, een model met dezelfde scores, maar dan geaggregeerd op klasniveau en een model met beide scores. Hiervoor werd naast het pakket *lme4* (Bates et al., 2015) ook het pakket *lmerTest* (Kuznetsova, Brockhoff, & Christensen, 2017) gebruikt. Voor de modellen met geaggregeerde scores wordt de variabele *CA_1* (*uitlokken van hoger denken*) niet meegenomen, omdat uit de ICC's blijkt dat deze niet significant is op klasniveau. Vervolgens wordt vergeleken welke modellen significant beter bij de data passen.

Onderzoeksresultaten

In dit deel worden de resultaten van de multilevelanalyses besproken in functie van de onderzoeksvraag die in het begin van deze studie vooropgesteld werd, namelijk 'Wat is de invloed van de drie dimensies van instructionele kwaliteit op plezier in wiskunde en academisch zelfconcept voor wiskunde van leerlingen in het lager onderwijs?'.

Uit de resultaten van de EFA en CFA's bleek echter dat de items van instructionele kwaliteit niet drie, maar vier componenten meten. De onderzoeksvraag wordt dus lichtelijk aangepast: ten eerste wordt de invloed van de vier dimensies van instructionele kwaliteit op plezier in wiskunde besproken, daarna de invloed op academisch zelfconcept voor wiskunde.

1. Invloed van instructionele kwaliteit op plezier in wiskunde

Voordat de invloed van de instructionele kwaliteit op plezier in wiskunde besproken wordt, is het belangrijk te weten hoe sterk de algemene invloed van de school en de klas op plezier in wiskunde is. Op die manier kan vergeleken worden of de invloed van school en klas op plezier in wiskunde anders is als daarnaast ook het effect van instructionele kwaliteit geschat wordt. Uit de ICC's blijkt dat zowel de school als de klas een significant effect heeft op plezier in wiskunde: 5,7% van de verschillen tussen leerlingen wat betreft plezier in wiskunde kan, na controle voor de achtergrondkenmerken, toegeschreven worden aan de school; 3,6% aan de klas (zie Tabel 4).

Tabel 4

ICC 'plezier in wiskunde', vóór en na controle voor achtergrondkenmerken (geslacht, thuistaal, aantal boeken)

| ICC | Vóór controle voor achtergrondkenmerken | Na controle voor achtergrondkenmerken |
|--------|---|---------------------------------------|
| school | .061 * | .057 * |
| klas | .033 * | .036 * |

*p<.05

Uit de vergelijking van de vijf geschatte modellen voor plezier in wiskunde (zie Tabel 5) blijkt dat het model met zowel de individuele scores als de scores geaggregeerd op klasniveau, na controle voor de achtergrondkenmerken, significant het best bij de data past (Model 5; verschil in -2LogLikelihood = 562,68 voor 4 vrijheidsgraden, p-waarde < 0,0001; zie Tabel 6).

In dit model verklaart de school 3,21% van de verschillen tussen leerlingen in plezier in wiskunde. 4,95% van deze variantie kan aan de klas worden toegeschreven en 92,08% aan individuele leerlingen. Deze varianties zijn significant, dus kan er met 95% zekerheid gesteld worden dat dit ook in de populatie het geval is.

Tabel 5

Vergelijking tussen de geschatte modellen voor 'plezier in wiskunde'

| model | -2LL | df | verschil -2LL | verschil df | p |
|---|---------|----|---------------|-------------|-----|
| Nulmodel | -6178.6 | 4 | - | - | - |
| Model met achtergrondkenmerken | -6125.1 | 12 | 107.00 | 8 | *** |
| Model met achtergrondkenmerken en individuele scores | -5828.3 | 12 | 593.51 | 0 | *** |
| Model met achtergrondkenmerken en klasscores | -6096.3 | 15 | 0.00 | 3 | |
| Model met achtergrondkenmerken en individuele en klasscores | -5814.9 | 19 | 562.68 | 4 | *** |

***p<.0001

Noot. -2LL: -2LogLikelihood; df: aantal vrijheidsgraden

Tabel 6

Resultaten multilevelanalyse voor 'plezier in wiskunde' met geaggregeerde score (Model 5)

| | Plezier in wiskunde | |
|--------------------------------------|---------------------|------|
| | β | SE |
| (intercept) | -.239* | .094 |
| <i>Individuele score</i> | | |
| klasmanagement (z-score) | .067*** | .017 |
| ondersteunend klasklimaat (z-score) | .241*** | .016 |
| uitlokken van hoger denken (z-score) | .208*** | .015 |
| ondersteuning voor leren (z-score) | -.109*** | .016 |
| <i>Geaggregeerde score</i> | | |
| klasmanagement (z-score) | -.041 | .023 |
| ondersteunend klasklimaat (z-score) | -.046 | .025 |
| ondersteuning voor leren (z-score) | -.100*** | .025 |
| <i>Achtergrondvariabelen</i> | | |
| 11 – 25 boeken thuis | .082 | .052 |
| 26 – 100 boeken thuis | .048 | .051 |
| 101 – 200 boeken thuis | .046 | .057 |
| meer dan 200 boeken thuis | .128* | .062 |
| soms Nederlands thuis | .205* | .086 |
| bijna altijd Nederlands thuis | .058 | .091 |
| altijd Nederlands thuis | -.011 | .084 |
| geslacht | .295*** | .027 |
| <i>Random effecten</i> | | |
| variantie op schoolniveau | .028 * | |
| variantie op klasniveau | .039 * | |
| residuele variantie | .774 * | |

***p<.0001; **p<.001; *p<.05

Noot. Referentiecategorie: geslacht=meisje, aantal boeken thuis=0 – 10, thuistaal=(bijna) nooit Nederlands

Uit de variantiedekking kan geconcludeerd worden dat zowel de school als de klas een beperkte invloed heeft op het plezier in wiskunde, maar dat de variantie grotendeels verklaard wordt door de individuele leerling. Merk op dat, als er rekening gehouden wordt met de instructionele kwaliteit, de school minder variantie verklaard dan als deze instructionele kwaliteit niet wordt meegenomen in de analyses. Voor de klas is dit omgekeerd: als instructionele kwaliteit mee in het model wordt opgenomen, dan stijgt de verklaarde variantie. Dit is logisch, aangezien instructionele kwaliteit een kenmerk op klas- en niet op schoolniveau is. Het is dus zinvol na te gaan wat de effecten van instructionele kwaliteit op plezier in wiskunde zijn, omdat het model aangeeft dat er toch een klein deeltje van de variantie door de klas en de school verklaard kunnen worden.

Bij het bestuderen van de achtergrondkenmerken valt op dat zowel thuistaal als het aantal boeken dat leerlingen in huis hebben meestal niet significant zijn. Enkel voor leerlingen die thuis soms Nederlands spreken is er een significant positief effect. Voor leerlingen die thuis altijd, bijna altijd of (bijna) nooit Nederlands spreken, kan er op basis van deze data met 95% zekerheid gesteld worden dat er in de populatie geen effect is. Ook voor aantal boeken geldt dit: enkel voor leerlingen die aangeven thuis meer dan 200 boeken te hebben is er hiervan een positief effect in de populatie. Het effect van geslacht is wel significant: meisjes scoren significant lager dan jongens wat betreft plezier in wiskunde.

De effecten van de vier dimensies van instructionele kwaliteit op individueel niveau zijn significant. Op klasniveau is enkel het effect van *ondersteuning voor leren* significant.

Op individueel niveau hebben *klasmanagement*, *ondersteunend klasklimaat* en *uitlokken van hoger denken* een positief effect op plezier in wiskunde, terwijl *ondersteuning voor leren* een negatieve invloed heeft. Daarbij hebben *ondersteunend klasklimaat* en *uitlokken van hoger denken* een sterkere invloed dan *ondersteuning voor leren* en *klasmanagement*.

De dimensies van instructionele kwaliteit geaggregeerd op klasniveau hebben allemaal een negatieve invloed op plezier in wiskunde. Voor *klasmanagement* en *ondersteunend klasklimaat* geldt deze invloed met 95% zekerheid niet in de populatie en is dus, wat betreft plezier in wiskunde, enkel de perceptie van de leerling over de instructionele kwaliteit van belang. Voor *ondersteuning voor leren* is het effect van de percepties op klasniveau en die van de individuele leerling nagenoeg gelijk. Een leerling die 1 SD hoger dan gemiddeld scoort op *ondersteuning voor leren*, scoort 0,10 SD lager op plezier in wiskunde. Als die leerling in een klas zit waarvan de gemiddelde perceptie van *ondersteuning voor leren* ook 1 SD hoger is dan gemiddeld, dan daalt zijn plezier nog eens met 0,11 SD.

2. Invloed van instructionele kwaliteit op academisch zelfconcept voor wiskunde

Om de invloed van instructionele kwaliteit op academisch zelfconcept te bepalen, wordt dezelfde werkwijze als bij plezier in wiskunde gehanteerd. Om het verschil in sterkte van de invloed van de school en de klas op academisch zelfconcept te vergelijken als er al dan niet rekening gehouden wordt met instructionele kwaliteit, worden eerst de ICC's van het nulmodel berekend. Hieruit blijkt dat enkel de variantie die toegeschreven kan worden aan de school significant is. 1,80% van de verschillen tussen leerlingen wat betreft academisch zelfconcept kan verklaard worden door de school. De ICC van de klas is niet significant. Dit impliceert dat leerlingen tussen de verschillende klassen in de populatie weinig van elkaar verschillen (zie Tabel 7).

Tabel 7

ICC 'academisch zelfconcept', vóór en na controle voor achtergrondkenmerken (geslacht, thuistaal, aantal boeken)

| ICC | Vóór controle voor achtergrondkenmerken | Na controle voor achtergrondkenmerken |
|--------|---|---------------------------------------|
| school | .015 * | .018 * |
| klas | .006 | .011 |

*p<.05

Ook voor academisch zelfconcept werden vijf modellen geschat (zie Tabel 8). Het model met zowel de individuele als de geaggregeerde scores, na controle voor de achtergrondkenmerken, blijkt significant het best bij de data te passen (Model 5; verschil in -2LogLikelihood = 1088,93 voor 1 vrijheidsgraad, p<0,001; zie Tabel 9).

Tabel 8

Vergelijking tussen de geschatte modellen voor 'academisch zelfconcept voor wiskunde'

| model | -2LL | df | verschil -2LL | verschil df | p |
|---|---------|----|---------------|-------------|-----|
| Nulmodel | -6258.6 | 4 | - | - | - |
| Model met achtergrondkenmerken | -6104.5 | 12 | 308.36 | 8 | *** |
| Model met achtergrondkenmerken en individuele scores | -5550.4 | 13 | 1108.06 | 1 | *** |
| Model met achtergrondkenmerken en klasscores | -6085.3 | 15 | 0.00 | 2 | |
| Model met achtergrondkenmerken en individuele en klasscores | -5539.1 | 16 | 1092.93 | 1 | *** |

***p<.0001

Noot. -2LL: -2LogLikelihood; df: aantal vrijheidsgraden

In het model verklaart de school 1,70% van de verschillen in academisch zelfconcept tussen leerlingen. 1,54% van de variantie kan toegeschreven worden aan de klas, maar dit effect is niet significant. Verder wordt de variantie voor 96,76% door individuele leerlingen verklaard. De verschillen tussen leerlingen qua academisch zelfconcept kunnen dus vooral door persoonlijke factoren verklaard worden, maar ook gedeeltelijk door de school waarin deze leerlingen zitten.

Tabel 9

Resultaten multilevelanalyse voor 'academisch zelfconcept voor wiskunde' met geaggregeerde score (Model 5)

| | Academisch zelfconcept voor wiskunde | |
|--------------------------------------|--------------------------------------|------|
| | β | SE |
| (intercept) | -.307*** | .045 |
| <i>Individuele score</i> | | |
| klasmanagement (z-score) | .101*** | .016 |
| ondersteunend klasklimaat (z-score) | .182*** | .016 |
| uitlokken van hoger denken (z-score) | .415*** | .014 |
| ondersteuning voor leren (z-score) | -.071*** | .016 |
| <i>Geaggregeerde score</i> | | |
| klasmanagement (z-score) | -.064*** | .019 |
| ondersteunend klasklimaat (z-score) | -.015 | .020 |
| ondersteuning voor leren (z-score) | -.055** | .019 |
| <i>Achtergrondvariabelen</i> | | |
| 11 – 25 boeken thuis | .005 | .049 |
| 26 – 100 boeken thuis | .071 | .047 |
| 101 – 200 boeken thuis | .150** | .053 |
| meer dan 200 boeken thuis | .169** | .058 |
| geslacht | .480*** | .026 |
| <i>Random effecten</i> | | |
| | Variantie | |
| variantie op schoolniveau | .012 * | |
| variantie op klasniveau | .011 | |
| residuele variantie | .701 * | |

***p<.0001; **p<.001; *p<.05

Noot. Referentiecategorie: geslacht=meisje, aantal boeken thuis=0 – 10

In dit model is het effect van thuistaal niet significant: er werd beslist deze variabele niet in het model mee te nemen omwille van spaarzaamheid. De andere achtergrondvariabelen zijn wel significant. Het aantal boeken dat een leerling aangeeft thuis te hebben, heeft een positief effect op academisch zelfconcept. Ook geslacht heeft een invloed: jongens scoren hoger op academisch zelfconcept dan meisjes.

Verder kan er uit de analyses afgeleid worden dat de effecten van de individuele percepties van leerlingen wat betreft instructionele kwaliteit allemaal significant zijn. Voor de geaggregeerde scores op klasniveau is dit ook het geval, behalve voor *ondersteunend klasklimaat*. Op individueel niveau hebben *klasmanagement*, *ondersteunend klasklimaat* en

uitlokken van hoger denken een positief effect op academisch zelfconcept, terwijl *ondersteuning voor leren* een negatieve invloed heeft. Ook *klasmanagement* en *ondersteuning voor leren* op klasniveau leiden tot een lagere score op academisch zelfconcept. Deze effecten zijn wel kleiner in vergelijking met de individuele scores. Hoewel de gemiddelde perceptie van de klas er dus toe doet, is de invloed van de individuele perceptie van groter belang wat betreft academisch zelfconcept.

Vooraf de invloed van geslacht en van *uitlokken van hoger denken* op individueel niveau hebben een grote impact op academisch zelfconcept (zie Tabel 9): een jongen scoort 0,480 SD hoger op academisch zelfconcept dan een meisje en een leerling die 1SD hoger scoort op *uitlokken van hoger denken*, scoort 0,415 SD hoger op academisch zelfconcept. Leerlingen die aangeven dat hun leerkracht hen moeilijke opgaven geeft of uitdagende vragen stelt, hebben dus een beter beeld van zichzelf op vlak van wiskunde.

Discussie en conclusie

In het laatste deel van deze studie worden de onderzoeksresultaten samengevat en worden ze teruggekoppeld naar het theoretisch kader en de wetenschappelijke literatuur. Daarnaast worden ook de beperkingen van het onderzoek en mogelijke pistes voor vervolgonderzoek aangegeven. Ten slotte wordt een overkoepelende conclusie van deze studie geformuleerd.

1. Discussie van de onderzoeksresultaten

In deze studie werd op zoek gegaan naar een antwoord op de volgende onderzoeksvraag: 'Wat is de invloed van de vier dimensies van instructionele kwaliteit op plezier in wiskunde en academisch zelfconcept voor wiskunde van leerlingen in het Vlaamse lager onderwijs?'. Hieronder worden de belangrijkste resultaten opgesomd en bediscussieerd. Om ervoor te zorgen dat de invloed van instructionele kwaliteit op een correcte manier gemeten werd, werd er steeds gecontroleerd voor relevante achtergrondkenmerken.

Ten eerste is het opvallend dat slechts een klein deel van de variantie in plezier in wiskunde en academisch zelfconcept kan toegeschreven worden aan de school en de klas. Voor beide attitudes geldt dat meer dan 90% van de variantie verklaard kan worden door het verschil tussen individuele leerlingen. Plezier in wiskunde en academisch zelfconcept worden dus vooral door leerlingenkenmerken zelf bepaald, en slechts beperkt door kenmerken van de klas- of schoolomgeving, zoals bijvoorbeeld instructionele kwaliteit. Deze vaststelling is in lijn met onderzoek van Vandecandelaere et al. (2012). Ook Marsh en Craven (2006) stelden in hun onderzoek vast dat leerkrachtengedrag slechts een zeer beperkte invloed heeft op het academisch zelfconcept. Het feit dat er toch kleine verschillen tussen klassen gevonden werden, duidt op de rol die de instructionele kwaliteit mogelijk speelt in het bevorderen van de attitudes van leerlingen in verband met wiskunde.

Zowel voor plezier in wiskunde als academisch zelfconcept kunnen redelijk gelijkaardige conclusies getrokken worden. Alle effecten van instructionele kwaliteit op de attitudes hebben dezelfde richting (positief of negatief) en ook de sterkte is gedeeltelijk gelijklopend. Om te beginnen worden de percepties van individuele leerlingen over de instructionele kwaliteit besproken. Daarna volgen de conclusies die uit de geaggregeerde scores op klasniveau getrokken kunnen worden.

Drie van de vier dimensies van instructionele kwaliteit, namelijk *klasmanagement*, *ondersteunend klasklimaat* en *uitlokken van hoger denken* hebben een positieve invloed op plezier in wiskunde en academisch zelfconcept. Voor plezier in wiskunde zijn vooral een *ondersteunend klasklimaat* en het *uitlokken van denken op een hoger niveau* van belang. *Uitlokken van hoger denken* heeft ook op het academisch zelfconcept een zeer groot effect, meer dan dubbel zo groot als op plezier in wiskunde. Leerkrachten die het plezier en het academisch zelfconcept van hun leerlingen in de wiskundelessen dus willen verhogen, zetten best in op het ontwikkelen van een goede relatie tussen leerlingen en zichzelf. Daarnaast is het ook belangrijk om uitdagende taken te geven en moeilijke vragen te stellen, zodat de leerlingen naar een hoger denkniveau getild worden. Dit is in lijn met wat Klieme et al. (2009) in hun onderzoek concludeerden: zij beschouwen cognitieve activatie (waarvan uitlokken van denken op een hoger niveau een deel is) als de sleuteldimensie binnen hun model. Verder gaven zij ook aan dat een ondersteunend klasklimaat vooral inspeelt op de emoties en affecten van leerlingen. De resultaten van deze studie bevestigen dit: vooral op plezier in wiskunde heeft een ondersteunend klasklimaat een grote invloed. Voor academisch zelfconcept is dit effect beperkter, zoals ook in onderzoek van Marsh en Craven (2006) en Muijs et al. (2014) al aangegeven werd. Ook Vandecandelaere et al. (2012) concludeerden dat leerlingen meer plezier hebben in wiskunde als de leerkracht de leerlingen motiveert om zich in te spannen voor het leren. Zij vonden echter geen effect op het academisch zelfconcept van de leerlingen, wat in tegenspraak is met de resultaten uit deze studie. Hoewel ook *klasmanagement* een positief effect heeft op beide attitudes, is de invloed ervan veel kleiner dan die van *ondersteunend klasklimaat* en *uitlokken van hoger denken*. Het is dus belangrijk om voor orde en structuur in de klas te zorgen, maar dit is, vooral voor plezier in wiskunde, van minder groot belang ten opzichte van een *ondersteunend klasklimaat* en *uitlokken van hoger denken*.

De laatste dimensie van instructionele kwaliteit, *ondersteuning voor leren*, heeft zowel op plezier in wiskunde als op academisch zelfconcept een negatieve invloed. Deze invloed is niet zo groot als die van *ondersteunend klasklimaat* en *uitlokken van hoger denken*, maar voor plezier in wiskunde wel groter dan de invloed van *klasmanagement*. Leerlingen die vinden dat hun leerkracht veel ondersteuning voor het leren biedt (zoals vragen of ze het begrepen hebben, vragen om hun antwoord uit te leggen en vragen naar hun voorkennis), hebben volgens deze data dus minder plezier in wiskunde en een lager academisch zelfconcept. Een mogelijke verklaring hiervoor is dat leerlingen deze ondersteuning meer als 'bemoederen' beschouwen, nog meer geconfronteerd worden met het gevoel dat ze de leerstof niet kunnen uitleggen, dat ze geen voorkennis hebben, ... waardoor hun academisch zelfconcept verkleint.

Andersom kan het ook zijn dat leerlingen de antwoorden die ze geven zo logisch vinden, of telkens opnieuw moeten zeggen dat de leerstof begrepen hebben, dat hun plezier daaronder lijdt. Over deze mogelijke verklaring werd in de wetenschappelijke literatuur geen bevestiging gevonden, dus zou vervolgonderzoek deze assumpties uitgebreider kunnen onderzoeken en verklaren.

Naast de individuele percepties van instructionele kwaliteit, werden ook geaggregeerde scores per klas in de analyses meegenomen. Alle dimensies van instructionele kwaliteit op klasniveau hebben een negatieve invloed op plezier in wiskunde en academisch zelfconcept: hoe hoger de gemiddelde perceptie van de klas waarin een leerling zit, hoe lager zijn score op plezier in wiskunde en academisch zelfconcept. Voor plezier in wiskunde zijn deze effecten echter zeer klein of niet significant, net zoals de invloed van *ondersteunend klasklimaat* op academisch zelfconcept.

Er kan dus vastgesteld worden dat de individuele percepties over het algemeen een positief, en de klaspercepties een negatief effect hebben op het academisch zelfconcept van leerlingen als deze samen in één model geschat worden. Dit lijkt op het eerste gezicht paradoxaal. Een mogelijke verklaring hiervoor is het 'big fish little pond'-effect (Marsh et al., 1999). Dit heeft te maken met hoe je je als leerling verhoudt tot de rest van de klas. Neem als voorbeeld de invloed van klasmanagement op academisch zelfconcept voor wiskunde: een leerling die het klasmanagement als goed percipieert, scoort volgens de resultaten hoger op academisch zelfconcept. Als diezelfde leerling in een klas zit die gemiddeld heel hoog scoort op dat klasmanagement (dus hoger dan de gemiddelde klas), dan daalt zijn academisch zelfconcept. De leerling percipieert het klasmanagement binnen de klas als minder goed dan de andere leerlingen, waardoor zijn academisch zelfconcept voor wiskunde daalt. Andersom geldt hetzelfde: stel dat dezelfde leerling in een klas zit waar het klasmanagement als zeer slecht ervaren wordt (dus lager dan de gemiddelde klas), dan stijgt zijn score voor academisch zelfconcept, omdat hij het klasmanagement beter dan de rest van de klas percipieert. Uit de resultaten kwam ook naar voor dat de individuele perceptie van een leerling een sterkere invloed heeft op academisch zelfconcept dan de geaggregeerde score op klasniveau. Algemeen geldt dus voor de dimensies van instructionele kwaliteit, behalve voor *ondersteuning voor leren*, dat een leerling die hoger dan het klasgemiddelde op een dimensie scoort, hoger dan gemiddeld scoort op academisch zelfconcept. Wie de instructionele kwaliteit lager percipieert dan het klasgemiddelde, scoort minder hoog op academisch zelfconcept in vergelijking met dezelfde leerling die in een klas zit waarvan de leerlingen de instructionele kwaliteit lager inschatten.

Ten slotte wordt ook het effect van de achtergrondkenmerken besproken. De sociaaleconomische status van leerlingen, die in deze studie gemeten werd aan de hand van het aantal boeken dat een leerling thuis heeft, heeft enkel op academisch zelfconcept een beperkte invloed. Thuistaal heeft op beide attitudes geen noemenswaardige invloed. Zowel voor plezier in wiskunde als academisch zelfconcept geldt dat geslacht wel een grote invloed heeft. Jongens scoren hoger dan meisjes op deze attitudes en dit effect is groter voor academisch zelfconcept dan voor plezier in wiskunde. Dit resultaat stemt overeen met conclusies uit andere onderzoeken (Lindberg et al., 2013; Onderwijs Vlaanderen, 2012). In de toekomst zal dus vooral moeten worden ingezet op het verhogen van het plezier en academisch zelfconcept van meisjes.

2. Beperkingen

Hoewel in deze studie zo veel mogelijk rekening gehouden werd met de 'regels van de kunst', zijn er een aantal beperkingen die vermeld moeten worden.

Zo werd er in deze studie vaak gesproken over 'effecten' van instructionele kwaliteit op plezier en academisch zelfconcept, hoewel dit niet doelt op causaliteit. Het huidige onderzoeksopzet laat immers niet toe om met zekerheid oorzaak-gevolgrelaties te onderscheiden (Lankshear & Knobel, 2004). Vervolgonderzoek kan hiervoor een oplossing bieden, bijvoorbeeld met een quasi-experiment. Bij zo'n onderzoeksdesign worden respondenten in al bestaande groepen (bijvoorbeeld klassen) verdeeld over verschillende condities: een experimentele conditie en een controleconditie. In de experimentele conditie worden bepaalde onafhankelijke variabelen gemanipuleerd, zodat op het einde van het experiment de causale relatie tussen de onafhankelijke en de afhankelijke variabelen bestudeerd kan worden. Dit kan door een pre- en posttest te doen. Vaak wordt er als manipulatie van de onafhankelijke variabelen een interventie opgezet, bijvoorbeeld door de instructie aan te passen (Lankshear & Knobel, 2004).

Ten tweede is het gebruiken van internationaal vergelijkend onderwijsonderzoek niet altijd ideaal, omdat de vragenlijsten voor zeer veel landen over de hele wereld gebruikt moeten kunnen worden. Deze zijn dus nooit volledig aangepast aan elk land. Hoewel de interne consistentie van de schalen op internationaal niveau werd onderzocht en voldoende hoog werd geacht (Martin et al., 2006), is dit niet apart voor de schalen in Vlaanderen onderzocht. Het is dus mogelijk dat de schalen van plezier in wiskunde en academisch zelfconcept voor wiskunde niet volledig meten wat ze beogen te meten. De schalen van instructionele kwaliteit werden voor Vlaanderen en twee andere landen specifiek ontworpen en gevalideerd, waardoor de kans groter is dat deze intern consistent zijn (Bellens et al., 2019).

Een derde beperking die te maken heeft met het gebruik van secundaire data, zoals internationaal vergelijkend onderwijsonderzoek, is het feit dat de vragenlijsten niet aangepast kunnen worden aan het eigen onderzoeksdoel. In de vragenlijsten van TIMSS werden als attitudes enkel plezier in wiskunde en academisch zelfconcept voor wiskunde opgenomen, hoewel er in de literatuur over veel meer verschillende soorten affectieve componenten en attitudes gesproken wordt. Het was in deze studie dus niet mogelijk om andere attitudes mee te nemen in de analyses. Bovendien wordt in de methodologische beschrijving van het TIMSS-onderzoek bijna niet ingegaan op de vraag waarom de onderzoekers juist deze twee concepten gekozen hebben om de attitudes van leerlingen te meten (Mullis & Martin, 2013).

Het feit dat de dimensies van instructionele kwaliteit gemeten werden aan de hand van vragenlijsten voor leerlingen, is een volgende beperking. In het huidige onderzoek zijn enkel percepties van leerlingen, maar niet van leerkrachten meegenomen. Leerkrachten kijken misschien helemaal anders naar de instructionele kwaliteit van hun lessen. In vervolgonderzoek zouden de percepties van deze twee actoren vergeleken kunnen worden, of zou er gebruikgemaakt kunnen worden van een meer 'objectieve' manier om de instructionele kwaliteit in te schatten, bijvoorbeeld door middel van observaties.

Ten slotte werd er in deze studie geen rekening gehouden met de covariantie tussen plezier in wiskunde en academisch zelfconcept. Deze bedraagt 0,71, wat eerder hoog is. Dit kan erop wijzen dat deze twee schalen eigenlijk maar één construct meten (De Maeyer, 2018). Toch werd ervoor gekozen deze twee concepten gescheiden te houden. Vervolgonderzoek zou hier dieper op kunnen ingaan.

3. Vervolgonderzoek

Hierboven werden al een paar mogelijke pistes voor vervolgonderzoek aangegeven, onder andere het verder onderzoeken en verklaren van het negatieve effect van *ondersteuning voor leren* op plezier in wiskunde en academisch zelfconcept. Daarnaast werd ook al aangegeven dat er door middel van een quasi-experiment niet enkel correlaties, maar ook causale verbanden bestudeerd kunnen worden (Lankshear & Knobel, 2004). Het meenemen van meerdere of andere variabelen om de attitudes van leerlingen in verband met wiskunde te meten vormt een derde piste voor vervolgonderzoek. Ten vierde zou ook de covariantie tussen de constructen plezier in wiskunde en academisch zelfconcept voor wiskunde nog verder onderzocht kunnen worden.

Daarnaast is het ook zinvol om de resultaten van deze studie meer in de diepte te onderzoeken. Omdat gewerkt werd met een vragenlijst voor leerlingen, kunnen zij enkel een keuze maken uit een aantal opties, zonder hierbij verdere uitleg of argumenten te geven.

Kwalitatief onderzoek zou dieper kunnen ingaan op de antwoorden van de leerlingen en op de verklaringen voor bepaalde positieve en negatieve effecten.

Ten slotte is het zeker ook nuttig om het onderzoek breder dan het lager onderwijs te trekken. Zijn dezelfde resultaten ook te vinden in het secundair of hoger onderwijs? Is er een evolutie in de manier waarop de instructionele kwaliteit plezier in wiskunde en academisch zelfconcept beïnvloed naargelang leerlingen ouder worden?

4. Algemene conclusie

Deze studie wordt afgesloten met een beknopte samenvatting van de resultaten en conclusie. De onderzoeksvraag die in dit onderzoek centraal stond, was: 'Wat is de invloed van de vier dimensies van instructionele kwaliteit op plezier in wiskunde en academisch zelfconcept voor wiskunde van leerlingen in het Vlaamse lager onderwijs?'

Ten eerste kan gesteld worden dat de invloed van de school en de klas (en dus ook van de instructionele kwaliteit) op de wiskundeattitudes van leerlingen eerder beperkt is. Het grootste deel van de variantie kan immers toegeschreven worden aan verschillen tussen leerlingen onderling. Er werd in de analyses ook gecontroleerd voor de achtergrondkenmerken van leerlingen: thuistaal en sociaaleconomische status doen er (bijna) niet toe, geslacht wel. Jongens hebben meer plezier in wiskunde en een veel hoger academisch zelfconcept dan meisjes. Hierin zit meteen ook een beleidsaanbeveling: het plezier en het academisch zelfconcept van meisjes moet nog meer gestimuleerd worden.

Over het algemeen kan gesteld worden dat de individuele percepties van de leerlingen wat betreft *klasmanagement*, *ondersteunend klasklimaat* en *uitlokken van hoger denken* een positieve invloed hebben op de onderzochte attitudes. Wie het plezier in wiskunde en het academisch zelfconcept van leerlingen dus wil verhogen, werkt best aan deze drie dimensies. *Ondersteuning voor leren* op individueel niveau en alle dimensies van instructionele kwaliteit op klasniveau hebben een negatief effect. Er moet echter vermeld worden dat de invloed van de perceptie van de individuele leerlingen veel sterker is dan die van de geaggregeerde scores op klasniveau. Op klasniveau is enkel het effect van *ondersteuning voor leren* op plezier in wiskunde door te trekken naar de populatie, voor academisch zelfconcept geldt dat ook voor *klasmanagement*.

Een groot deel van deze bevindingen bevestigt bestaand onderzoek. Over plezier in wiskunde bestaat nog niet zo veel onderzoek als over academisch zelfconcept, dus voor die attitude zijn de resultaten uit deze studie moeilijker te vergelijken. Voor een aantal effecten die in dit onderzoek gevonden werden, is nog geen verklaring gevonden. Deze effecten kunnen in vervolgonderzoek verder bestudeerd en verklaard worden.

Referentielijst

- Adelson, J. L., & McCoach, D. B. (2011). Development and psychometric properties of the Math and Me Survey: measuring third through sixth graders' attitudes toward mathematics. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 44(4), 225–247. <https://doi.org/10.1177/0748175611418522>
- Alvarez, R. (2008). *The relationship of teacher quality and student achievement in elementary schools from the New York City*. Online Submission.
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (2012). Specification, evaluation, and interpretation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 40(1), 8–34. <https://doi.org/10.1007/s11747-011-0278-x>
- Barrett, P. (2006). Structural equation modelling: Adjudging model fit. *Personality and Individual Differences* 42. 814-825.
- Bates, D., Maechler, M., Bolker, B., & Walker, S. (2015). Fitting linear mixed-effects models using "lme4". *Journal of Statistical Software*, 67(1), 1–48.
- Baumert, J., Kunter, M., Blum, W., Brunner, M., Voss, T., Jordan, A., Tsai, Y.-M. (2010). Teachers' mathematical knowledge, cognitive activation in the classroom, and student progress. *American Educational Research Journal*, 47(1), 133–180. <https://doi.org/10.3102/0002831209345157>
- Bellens, K., Van Damme, J., Van Den Noortgate, W., Wendt, H., & Nilsen, T. (2019). Instructional quality: catalyst or pitfall in educational systems' aim for high achievement and equity? An answer based on multilevel SEM analyses of TIMSS 2015 data in Flanders (Belgium), Germany, and Norway. *Large-Scale Assessments in Education*, 7(1). <https://doi.org/10.1186/s40536-019-0069-2>
- Bettini, E., Park, Y., Benedict, A., Kimerling, J., & Leite, W. (2016). Situating Special educators' instructional quality and their students' outcomes within the conditions shaping their work. *Exceptionality*, 24(3), 176–193. <https://doi.org/10.1080/09362835.2015.1107831>

- Bøe, M. V., Henriksen, E. K., Lyons, T., & Schreiner, C. (2011). Participation in science and technology: young people's achievement-related choices in late-modern societies. *Studies in Science Education*, 47(1), 37–72. <https://doi.org/10.1080/03057267.2011.549621>
- Bong, M., & Skaalvik, E. (2003). Academic self-concept and self-efficacy: how different are they really? *Educational Psychology Review*, 15, 1–40. <https://doi.org/10.1023/A:1021302408382>
- Brophy, J. E. (2000). *Teaching: Educational practices Series-1*. Geneva: International Academy of Education/International Bureau of Education (IAE).
- Brown, A. L. (1994). The advancement of learning. *Educational Researcher*, 23(8), 4. <https://doi.org/10.2307/1176856>
- Cansiz Aktas, M., & Tabak, S. (2018). Turkish adaptation of 'Math and Me Survey': A validity and reliability study. *European Journal of Educational Research*, 7(3). <https://doi.org/10.12973/eu-jer.7.3.707>
- Chen, F., Curran, P. J., Bollen, K. A., Kirby, J., & Paxton, P. (2008). An empirical evaluation of the use of fixed cutoff points in rmsea test statistic in structural equation models. *Sociological methods & research*, 36(4), 462–494. <https://doi.org/10.1177/0049124108314720>
- De Maeyer, S. (2018). *Structurele vergelijkingsmodellen* [cursus]. Antwerpen: Universiteit Antwerpen.
- Dodeen, H., Abdelfattah, F., Shumrani, S., & Hilal, M. A. (2012). The effects of teachers' qualifications, practices, and perceptions on student achievement in TIMSS mathematics: A comparison of two countries. *International Journal of Testing*, 12(1), 61–77.
- Hattie, J. (2009). *Visible Learning*. New York: Routledge.
- Hiebert, J., & Grouws, D. A. (2007). The effects of classroom mathematics teaching on students' learning. In F. K. Lester (Red.), *Second handbook of research on mathematics teaching and learning* (pp. 371-404). Greenwich, CT: Information Age

- Houtveen, T., & van de Grift, W. (2007). Reading instruction for struggling learners. *Journal of Education for Students Placed at Risk (JESPAR)*, 12(4), 405–424. <https://doi.org/10.1080/10824660701762001>
- Huang, C. (2011). Self-concept and academic achievement: A meta-analysis of longitudinal relations. *Journal of School Psychology*, 49(5), 505–528. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2011.07.001>
- Huyer, S. (2015). *Is the gender gap narrowing in science and engineering? UNESCO Science Report: Towards 2030*. 85–103.
- IEA. (2014). *TIMSS 2015 Student Questionnaire. Grade 4*. Geraadpleegd van https://timssandpirls.bc.edu/timss2015/questionnaires/downloads/T15_StuQ_4.pdf
- IEA. (2019). TIMSS and PIRLS. Geraadpleegd van <https://timssandpirls.bc.edu/>
- Kadijevic, D. (2008). TIMSS 2003: Relating dimensions of mathematics attitude to mathematics achievement. *Zbornik Instituta Za Pedagoska Istrazivanja*, 40(2), 327–346. <https://doi.org/10.2298/ZIPI0802327K>
- Kalin, J., Peklaj, C., Pecjak, S., Levpušček, M. P., & Zuljan, M. V. (2017). Elementary and secondary school students' perceptions of teachers' classroom management competencies. *Center for Educational Policy Studies Journal*, 7(4), 37–62.
- Keith, K. (2018). Case study: Exploring the implementation of an integrated stem curriculum program in elementary first grade classes (Doctoral dissertation). Concordia University, Portland.
- Klieme, E., Pauli, C., & Reusser, K. (2009). The Pythagoras study: Investigating effects of teaching and learning in Swiss and German mathematics classrooms. In T. Janik & T. Seidel (Red.), *The power of video studies in investigating teaching and learning in the classroom* (pp. 137–160). Münster, Germany: Waxmann.
- Kuznetsova, A., Brockhoff, P. B., & Christensen, R. H. B. (2017). "lmerTest" package: tests in linear mixed effects models. *Journal of Statistical Software*, 82(13), 1–26.
- Lankshear, C., & Knobel, M. (2004). Chapter 8: An introduction to teacher research as quantitative investigation. In *A handbook for teacher research: from design to implementation* (pp. 144–167). NY: Open University Press.

- Lindberg, S., Linkersdörfer, J., Ehm, J.-H., Hasselhorn, M., & Lonnemann, J. (2013). Gender differences in children's math self-concept in the first years of elementary school. *Journal of Education and Learning, 2*(3), 1–8.
- Marsh, H. W., & Craven, R. G. (2006). Reciprocal effects of self-concept and performance from a multidimensional perspective: Beyond seductive pleasure and unidimensional perspectives. *Perspectives on Psychological Science, 1*(2), 133–163. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6916.2006.00010.x>
- Marsh H. W., Kong C. K., Hau K. T. (2000). Longitudinal multilevel models of the big-fish-little-pond effect on academic self-concept: counterbalancing contrast and reflected-glory effects in Hong Kong schools. *Journal of Personality and Social Psychology 78*, 337–349.
- Martin, M. O., Mullis, I. V. S., Hooper, M., Yin, L., Foy, P., & Palazzo, L. (2006). Creating and interpreting the TIMSS 2015 context questionnaire scales. In M. O. Martin, I. V. S. Mullis, & M. Hooper, *Methods and procedures in TIMSS 2015* (p. 312). Geraadpleegd van <http://timss.bc.edu/publications/timss/2015-methods/chapter-15.html>
- McLeod, D. B. (1992). Research on affect in mathematics education: A reconceptualization. In D. G. Grouws (Red.), *Handbook of research on mathematics teaching and learning* (pp. 575–596). New York: McMillan.
- Muijs, D., Kyriakides, L., van der Werf, G., Creemers, B., Timperley, H., & Earl, L. (2014). State of the art – teacher effectiveness and professional learning. *School Effectiveness and School Improvement, 25*(2), 231–256. <https://doi.org/10.1080/09243453.2014.885451>
- Mullis, I. V. S., Martin, M. O., Foy, P., & Hooper, M. (2016). *TIMSS 2015 International results in mathematics*. Geraadpleegd van <http://timssandpirls.bc.edu/timss2015/international-results/wp-content/uploads/filebase/full%20pdfs/T15-International-Results-in-Mathematics.pdf>
- Mullis, I. V. S., & Martin, M. O. (Red.). (2013). *Timss 2015 assessment frameworks*. Chestnut Hill, MA : TIMSS & PIRLS International Study Center ; International Association for the Evaluation of Educational Achievement.

- Murnane, R. J., & Raizen, S. A. (1988). *Improving indicators of the quality of science and mathematics education in grades K-12*. Washington: National Academy Press.
- OECD. (2018). *Empowering women in the digital age. Where do we stand?* New York City: Organisation for Economic Co-operation and Development.
- OECD. (2019). PISA. Programme for International Student Assessment. Geraadpleegd van <http://www.oecd.org/pisa/>
- Onderwijs Vlaanderen. (2012). *Actieplan voor het stimuleren van loopbanen in wiskunde, exacte wetenschappen en techniek*. Geraadpleegd van <https://onderwijs.vlaanderen.be/sites/default/files/atoms/files/STEM-actieplan.pdf>
- Ottmar, E. R., Rimm-Kaufman, S. E., Larsen, R., & Merritt, E. G. (2011). *Relations between mathematical knowledge for teaching, mathematics instructional quality, and student achievement in the context of the "Responsive Classroom (RC)" approach*. Evanston, IL: Society for Research on Educational Effectiveness.
- Pajares, F., & Miller, M. D. (1994). The role of self-efficacy and self-concept beliefs in mathematical problem-solving: A path analysis. *Journal of Educational Psychology*, 86(2), 193-203.
- Papanastasiou, C. (2008). A residual analysis of effective schools and effective teaching in mathematics. *Studies in Educational Evaluation*, 34(1), 24-30. <https://doi.org/10.1016/j.stueduc.2008.01.005>
- Praetorius, A.-K., Klieme, E., Herbert, B., & Pinger, P. (2018). Generic dimensions of teaching quality: the German framework of three basic dimensions. *ZDM*, 50(3), 407-426. <https://doi.org/10.1007/s11858-018-0918-4>
- Revelle, W. (2018). psych: Procedures for psychological, psychometric, and personality research. Geraadpleegd van <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36.
- Rožman, M., Klieme, E., & International Association for the Evaluation of Educational Achievement (IEA). (2017). *Exploring cross-national changes in instructional*

- practices: evidence from four cycles of TIMSS. Policy brief No. 13.* Amsterdam: International Association for the Evaluation of Educational Achievement.
- RStudio Team. (2016). *RStudio: Integrated development for R.* Geraadpleegd van <http://www.rstudio.com/>
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2002). An overview of self-determination theory: An organismic-dialectical perspective. In R. M. Ryan & E. L. Deci (Red.), *Handbook of self-determination research* (pp. 3–33). Rochester: University Press.
- Scheerens, J. (2004). *Review of school and instructional effectiveness research.* Paris, France: UNESCO.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling, 2nd ed.* Mahwah, NJ, US: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Shavelson, R., & Bolus, R. (1982). Self concept: The interplay of theory and methods. *Journal of Educational Psychology, 74*, 3–17. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.74.1.3>
- van de Grift, W. J. C. M. (2014). Measuring teaching quality in several European countries. *School Effectiveness and School Improvement, 25*(3), 295–311. <https://doi.org/10.1080/09243453.2013.794845>
- van de Grift, W. J. C. M., Chun, S., Maulana, R., Lee, O., & Helms-Lorenz, M. (2017). Measuring teaching quality and student engagement in South Korea and The Netherlands. *School Effectiveness and School Improvement, 28*(3), 337–349. <https://doi.org/10.1080/09243453.2016.1263215>
- Vandecandelaere, M., Speybroeck, S., Vanlaar, G., De Fraine, B., & Van Damme, J. (2012). Learning environment and students' mathematics attitude. *Studies in Educational Evaluation, 38*(3), 107–120. <https://doi.org/10.1016/j.stueduc.2012.09.001>
- Wickham, H., François, R., Henry, L., & Müller, K. (2018). *dplyr: A grammar of data manipulation.* Geraadpleegd van <https://CRAN.R-project.org/package=dplyr>
- Yalcin, S., Demirtasli, R. N., Dibek, M. I., & Yavuz, H. C. (2017). The effect of teacher and student characteristics on TIMSS 2011 mathematics achievement of fourth- and eighth-grade students in Turkey. *International Journal of Progressive Education, 13*(3), 79–94.