

Een cross-sectioneel onderzoek naar cognitieve effecten van klassieke talen onderwijs in Vlaamse secundaire scholen

Steffi Philips

Studentennummer: 01908055

Promotor: prof. dr. Arnaud Szmalec

Masterproef ingediend tot het behalen van de academische graad van
Master of Science in de psychologie - klinische psychologie

Academiejaar 2023-2024

Abstract

De studierichting Latijn komt steeds meer onder druk te staan in het Vlaams secundair onderwijs terwijl de STEM-richtingen steeds meer aan populariteit winnen. Door de evolutie van de hedendaagse maatschappij wordt er steeds meer nadruk gelegd op wiskunde, wetenschappen en moderne talen. Daarom vraagt men zich af of het aanbod van de studierichting Latijn nog relevant is in het huidig Vlaams secundair onderwijs. Via een secundaire, cross-sectionele data-analyse werd binnen deze masterproef onderzocht of het studeren van Latijn cognitieve voordelen oplevert. Hiertoe werden data van 1158 leerlingen uit het Algemeen Secundair Onderwijs (ASO), verspreid over het eerste en het zesde middelbaar uit dertien Vlaamse secundaire scholen, geanalyseerd. In het eerste middelbaar scoorden de latinisten beter dan de niet-latinisten op alle cognitieve testen, namelijk op de testen die peilden naar fluïde intelligentie, gekristalliseerde intelligentie, visuele informatieverwerking, het verbaal kortetermijngeheugen, de algemene intelligentiefactor g, syntactisch bewustzijn, woordenschat, spelling en begrijpend lezen. De latinisten waren initieel ook consciëntieuzer, waren meer gedreven vanuit autonome motivatie en hadden een hogere self-efficacy dan de niet-latinisten, al waren de effect sizes hier wel kleiner dan bij de cognitieve variabelen. Deze bevindingen wijzen op preselectiviteit, voornamelijk op het cognitieve vlak. In het zesde middelbaar scoorden de latinisten hoger dan de niet-latinisten op de testen die peilden naar gekristalliseerde intelligentie, verbaal kortetermijngeheugen, de algemene intelligentiefactor g, syntactisch bewustzijn, woordenschat, spelling en gecontroleerde motivatie. Het verschil tussen de latinisten en de niet-latinisten werd enkel voor woordenschat en spelling groter in het zesde middelbaar dan in het eerste middelbaar. Dit zijn aanwijzingen voor near transfer. Vervolgens werden linear mixed models opgesteld voor vijf afhankelijke variabelen (de algemene intelligentiefactor g, syntactisch bewustzijn, woordenschat, spelling en begrijpend lezen) om te onderzoeken of het positief effect van Latijn robuust blijft na controle voor studiejaar, leerstoornis, de algemene intelligentiefactor g, verschillende non-cognitieve en demografische variabelen. Er werd een positief, robuust effect gevonden van het studeren van Latijn op de algemene intelligentiefactor g, woordenschat, spelling en begrijpend lezen. Deze positieve, robuuste effecten van de studie van Latijn zijn dus niet volledig te wijten aan preselectiviteit. Uit de resultaten van deze masterproef blijkt dat het studeren van Latijn een meerwaarde biedt, voornamelijk op het talige domein.

Sleutelwoorden: Latijn, cognitieve effecten, transfer, preselectiviteit

Dankwoord

Het schrijven van deze masterproef was uitdagend, maar het was eveneens een leerzaam en boeiend proces. Deze masterproef zou niet tot stand gekomen zijn zonder een aantal mensen die mij doorheen mijn onderzoeksproces hebben gesteund, op welke manier dan ook. In dit dankwoord richt ik mij dan ook graag tot hen.

Allereerst wil ik mijn promotor prof. dr. Arnaud Szmalec bedanken. Hij bood mij als promotor de kans om onderzoek te doen naar de cognitieve effecten van het studeren van Latijn. Dit leek mij reeds van bij de start een interessant onderwerp aangezien ik zelf Latijn studeerde in het middelbaar.

Vervolgens gaat mijn dank uit naar mijn begeleidster dra. Cathy Hauspie. Zij was gedurende het volledige traject betrokken bij mijn masterproef, maakte tijd vrij en bood constructieve feedback waar nodig.

Tenslotte wil ik mijn grote zus, mijn ouders en mijn grootouders bedanken voor hun onvoorwaardelijke steun gedurende deze periode. Jullie aanmoedigingen motiveerden me om deze masterproef en bij uitbreiding de hele opleiding tot een goed einde te brengen, zelfs wanneer ik het bos door de bomen niet meer zag. Bedankt voor alle kansen die ik van jullie gekregen heb.

Inhoudsopgave

Inleiding	1
Latijn in het Vlaams onderwijslandschap	1
Evolutie	1
Onderwijsrendement	2
Cognitief domein	2
De theorie van cognitieve transfer	2
Near transfer – taal.....	3
Far transfer – cognitie	5
Non-cognitief domein.....	6
Demografische variabelen	8
Preselectiviteit	8
Doel van de masterproef.....	9
Methode	11
Ethische verklaring.....	11
Participanten	11
Materiaal.....	11
Cognitieve variabelen	11
Intelligentie	11
Syntactisch bewustzijn	13
Woordenschat	13
Spelling.....	13
Begrijpend lezen	13
Non-cognitieve variabelen.....	13
Consciëntieusheid	13
Self-efficacy	14
Motivatie.....	14
Leerstrategieën.....	14
Demografische variabelen	14
Andere variabelen.....	15

Procedure.....	15
Statistische analyse.....	15
Resultaten	18
Vergelijking tussen latinisten en niet-latinisten op cognitief vlak	18
Vergelijking tussen latinisten en niet-latinisten op non-cognitief vlak	20
Effecten van Latijn na controle voor verschillende variabelen	21
Post-hoc vergelijkingen voor significante interactie-effecten	24
Discussie	26
Vergelijking tussen latinisten en niet-latinisten op cognitief vlak	26
Vergelijking tussen latinisten en niet-latinisten op non-cognitief vlak	29
Effecten van Latijn na controle voor verschillende variabelen	31
Beperkingen en richtlijnen voor toekomstig onderzoek	32
Conclusie	34
Referenties	35
Bijlage 1. Visualisatie van vergelijkingen op cognitieve testen tussen latinisten en niet-latinisten	43
Bijlage 2. Significante hoofdeffecten per best passend model.....	45

Inleiding

Waarom studeert men Latijn? Quot homines, tot sententiae. Zoveel mensen, zoveel meningen. Er zijn heel wat argumenten voor en tegen de studie van Latijn. Zo beschouwen voorstanders de studie als een toegangspoort naar moderne talen en de Europese geschiedenis en associëren ze Latijn studeren met een hogere status en intelligentie (Bracke & Bradshaw, 2020). Ze zijn ervan overtuigd dat het leren van Latijn, net als het leren van elke nieuwe taal, heel wat voordelen met zich meebrengt zoals “culturele verrijking, cognitieve ontwikkeling, sociale en educatieve voordelen” (Katz et al., 2020, p. 89). Latijn wordt echter in geen enkel land meer gesproken en wordt daarom voor andere doeleinden onderwezen dan communicatie (Eurydice/Eurostat, 2017). De voordelen van Latijn zijn niet tastbaar waardoor het vak door sommige studenten als nutteloos gezien wordt (Gheorghe, 2022). Latijn wordt dan ook door tegenstanders afgeschilderd als een moeilijke, dode taal zonder praktisch nut (Bracke & Bradshaw, 2020). De studierichting Latijn komt bovendien steeds meer onder druk te staan. Zo winnen de STEM-richtingen (Science, Technology, Engineering, Mathematics) steeds meer aan populariteit door de razendsnelle evolutie van de hedendaagse, moderne maatschappij, die gekenmerkt wordt door steeds nieuwe technologische ontwikkelingen. Door die evolutie wordt er in de leerplannen steeds meer nadruk gelegd op wiskunde, wetenschappen en moderne talen (Duyck et al., 2017; Haag & Stern, 2003). Daarom rijst de vraag of het studeren van Latijn nog relevant is of nog een toegevoegde waarde heeft in het Vlaams secundair onderwijs. Binnen deze masterproef wordt onderzocht of het studeren van Latijn cognitieve voordelen met zich meebrengt. Het is echter mogelijk dat de voordelen toe te schrijven zijn aan preselectiviteit. Bij preselectiviteit gaat men ervan uit dat de voordelen van het studeren van Latijn te wijten zijn aan de initiële verschillen tussen de latinisten en de niet-latinisten (Vereeck, 2023). Daarom wordt binnen deze masterproef gecontroleerd voor preselectiviteit.

Ondanks de kritiek op de studie van Latijn en de toenemende belangstelling voor STEM-richtingen blijft het vak sterk aanwezig in het onderwijsveld. In Nederland en België heeft Latijn nog steeds een centrale plaats binnen de onderwijscurricula (Bracke & Bradshaw, 2020). Toch kiezen leerlingen steeds minder voor de studierichting Latijn omdat ze ervan uitgaan dat deze studie hen geen onmiddellijk nut oplevert (Bracke & Bradshaw, 2020; Katz et al., 2020).

Latijn in het Vlaams onderwijslandschap

Evolutie

In Vlaanderen is er ook een dalende trend in het aantal leerlingen dat kiest voor de studierichting Latijn. Uit de webpagina van VLOT¹ vzw (<http://www.vlot-vzw.be/informatie/leerlingenaantallen/index.html>), die de officiële leerlingenaantallen toont van 2002 tot en met 2021, blijkt dat leerlingen doorheen de jaren steeds minder kiezen voor

¹ Vereniging van Leerkrachten Oude Talen

Latijn. Zo kozen in het schooljaar 2002-2003 4649 leerlingen in het zesde jaar voor Latijn (20,27% van het totaal aantal leerlingen in 6 ASO), terwijl dat aantal in het schooljaar 2020-2021 gezakt is naar 3986 leerlingen (15,29% van het totaal aantal leerlingen 6 ASO). Hoewel de studierichting Latijn in Vlaanderen nog steeds een vrij toegankelijke keuze is, neemt het aantal leerlingen dat kiest voor deze studierichting dus af.

Onderwijsrendement

Klassieke talen, waaronder Latijn en Grieks, worden aangeboden in de onderwijsvorm Algemeen Secundair Onderwijs (ASO). Deze onderwijsvorm is erop gericht om leerlingen voor te bereiden op het hoger onderwijs. De studie van Hauspie et al. (2024) toonde aan dat leerlingen die Latijn gestudeerd hadden in het secundair onderwijs beter presteerden op de universiteit dan leerlingen die geen Latijn gestudeerd hadden, voornamelijk in universitaire richtingen die niet gerelateerd zijn aan STEM. Declercq en Verboven (2010) legden in hun studie rond slaagcijfers van eerstejaarsstudenten aan Vlaamse universiteiten eveneens een positieve link tussen het studeren van klassieke talen in het middelbaar en de slaagkansen op de universiteit. De slaagcijfers, volgens het ASO diploma dat ze in het secundair onderwijs behaald hadden, bedroegen: 25% tot 28% voor Menswetenschappen of Economie-Moderne Talen, 60% voor Wetenschappen-Wiskunde, 68% voor Latijn-Wiskunde en 77% voor Grieks-Wiskunde. Ook volgens Rombaut et al. (2006) hadden leerlingen beduidend hogere slaagkansen wanneer ze een sterke component klassieke talen, wiskunde en wetenschappen in hun curriculum opgenomen hadden. Een kanttekening die hierbij gemaakt moet worden, is dat het grote verschil in slaagkansen beïnvloed wordt door de kenmerken van de studenten (Declercq & Verboven, 2010).

Cognitief domein

De theorie van cognitieve transfer

Zoals eerder vermeld, zijn de voordelen van Latijn niet altijd tastbaar. In die context is de theorie van cognitieve transfer een belangrijk theoretisch raamwerk omdat de veronderstelde voordelen van de studie van Latijn in het Vlaams secundair onderwijs hierin gekaderd kunnen worden (Vereeck et al., 2023). De theorie van cognitieve transfer, ook wel de theorie van identieke elementen of de overdrachtstheorie genoemd, gaat ervan uit dat de gelijkenis tussen twee taken bepalend is voor de overdracht, dus hoe meer identieke elementen er te vinden zijn tussen de twee taken, hoe beter de overdracht (Woodworth & Thorndike, 1901). Bijvoorbeeld, het leren van analytische meetkunde zou het verwerven van kennis in calculus vergemakkelijken omdat er enige overlap is tussen deze twee vakgebieden. Langs de andere kant is er geen duidelijke reden waarom het leren van Latijnse zinsstructuren zou bijdragen aan het leren van calculus omdat deze twee taken geen overlap vertonen (Sala et al., 2019).

Binnen de theorie van cognitieve transfer worden twee concepten onderscheiden, namelijk near transfer en far transfer. Near transfer komt erop neer dat de overdracht plaatsvindt naar een gelijkaardige context. Met andere woorden, de transfereffecten worden gegeneraliseerd binnen hetzelfde cognitieve domein. Indien er near transfer zou zijn bij het studeren van Latijn, zouden de transfereffecten gegeneraliseerd worden binnen het talige domein. (Barnett & Ceci, 2002; Sala & Gobet, 2017; Woodworth & Thorndike, 1901). Far transfer komt erop neer dat de overdracht plaatsvindt naar een context die niet gelijkaardig is. Bij het studeren van Latijn zouden far transfereffecten zich dus situeren buiten het talige domein, zoals bijvoorbeeld wiskunde (Barnett & Ceci, 2002; Sala & Gobet, 2017; Woodworth & Thorndike, 1901).

In termen van near transfer en far transfer, is near transfer waarschijnlijker dan far transfer. Sala et al. (2019) beschreven in hun meta-analyse van de tweede orde dat er een quasi compleet gebrek is aan evidentie voor far transfer. In wat volgt, wordt de link tussen zowel near transfer als far transfer met het studeren van Latijn meer in detail besproken.

Near transfer – taal

Uit onderzoek blijkt dat het studeren van klassieke talen talige voordelen biedt. Zo worden Romaanse talen (zoals Frans en Spaans) en Indo-Europese talen (zoals Engels en Duits) sneller geleerd omdat deze talen veel woorden bevatten met Latijnse wortels (Haag & Stern, 2003). Meer dan 60% van de Engelse woorden stammen af van het Latijn, ook al is de Engelse taal niet zo sterk afgeleid van het Latijn als de Romaanse talen (Green, 2020). Studenten krijgen door de studie van Latijn een sterker metalinguïstisch bewustzijn waardoor ze een abstract inzicht in het functioneren van de taal verwerven dat ook andere, niet-Romaanse talen ten goede komt (Pelling & Morgan, 2010). Metalinguïstisch bewustzijn impliceert het vermogen van een individu om taal te zien als een object op zich, om bewust over taal te reflecteren, om taal te analyseren en om er intentionele controle op uit te oefenen (Karmiloff-Smith et al., 1996; Schönflug, 2001). De studie van Latijn heeft bovendien een positieve impact op de taalvaardigheden in de eigen moedertaal, zoals bijvoorbeeld op grammatica, woordenschat, spelling en begrijpend lezen.

Haag en Stern (2000) vonden dat de studie van Latijn leidde tot een verhoogd begrip en inzicht in de grammatica. Ze voerden een onderzoek uit bij Duitssprekende leerlingen en vergeleken de groep die vier jaar Latijnse les kreeg met de groep die twee jaar Latijnse les kreeg en met de groep die geen Latijnse les kreeg. De groep die vier jaar Latijnse les kreeg, was beter in zowel het opsporen van grammaticafouten in een Duitse tekst als in het construeren van complexe zinnen.

Daarnaast toonden leerlingen die Latijn gestudeerd hadden significante verbeteringen wat betreft de woordenschat van hun moedertaal, in dit geval Engels. Bowker (1975) vergeleek leerlingen die twee jaar Latijn hadden gestudeerd met leerlingen die geen Latijn hadden

gestudeerd. De groep die Latijn gestudeerd had, scoorde significant hoger op een Engelse woordenschattoets, zowel op woorden van Latijnse oorsprong als op woorden zonder Latijnse oorsprong. Bowker (1975) had deze leerlingen echter niet gematcht en hij controleerde ook niet voor initiële verschillen tussen de leerlingen. Barber (1986) vond eveneens dat de groep die Latijn studeerde beter presteerde op woordenschat in vergelijking met de groep die geen Latijn studeerde. Deze twee groepen werden wel gematcht op het vlak van studieresultaten, maar de steekproef was bijzonder klein ($N = 21$ per groep). Offenberg (1971) vond dat de leerlingen die Latijn studeerden ongeveer één jaar voorsprong hadden op de leerlingen die geen Latijn studeerden wat betreft de scores op de Iowa Vocabulary subtest. De groepen werden gematcht wat betreft achtergrondkenmerken.

De studie van Latijn heeft bovendien gunstige effecten op spelling. Leerlingen die Latijn gestudeerd hadden, presteerden beter dan leerlingen die een andere vreemde taal studeerden. Dit was voornamelijk merkbaar bij woorden die een Latijnse oorsprong hadden (Barber, 1986; Carlisle & Liberman, 1989). Een mogelijke reden hiervoor is dat latinisten meer aandacht hebben voor de woordstructuren (Carlisle, 1993).

Ook de vaardigheden in het begrijpend lezen zouden door de studie van Latijn sterk verbeterd kunnen worden. Zo verwijzen Masciantonio (1977) en Mavrogenes (1979) in hun reviews naar een studie die uitgevoerd werd in Worcester waarbij de groep leerlingen die vijf keer per week Latijn kreeg, vergeleken werd met de groep leerlingen die het reguliere programma zonder Latijn volgde. De leerlingen werden at random geselecteerd uit de groep leerlingen die 1.5 tot 2.5 cijfers onder het leesniveau scoorden. De leerlingen die Latijn volgden, hadden negentien maanden voorsprong op de controlegroep wat betreft de cijfers op begrijpend lezen.

Een kanttekening die bij de bovenstaande studies gemaakt moet worden, is dat ze voornamelijk werden uitgevoerd bij leerlingen met Engels als moedertaal. Bovendien zijn de studies verouderd en zijn ze methodologisch vaak niet adequaat, bijvoorbeeld door kleine steekproeven, geen geschikte controlegroep of het niet matchen van de groepen.

Ook bij leerlingen met leerstoornissen is het leren van Latijn een goed hulpmiddel om hun vaardigheden in het Engels, hun moedertaal, te verbeteren (Ashe, 1998; Hill, 2006; Sparks et al., 1995). Bij deze studenten is er een “discrepantie waar te nemen tussen hun intellectueel vermogen (IQ) en hun academische prestaties op één of meer gebieden zoals woordherkenning, begrijpend lezen, geschreven taal, begrijpend luisteren, mondelinge uitdrukking en wiskunde” (Sparks et al., 1995, p. 166). Sparks et al. (1995) beschreven dat zowel studenten met leermoeilijkheden als studenten zonder leermoeilijkheden, een betere aanleg ontwikkelden voor het leren van een vreemde taal door de studie van Latijn. Hoewel de groep met leerstoornissen duidelijk verbeteringen vertoonde, bleef ze nog steeds lager scoren dan de groep zonder leerstoornissen (Sparks et al., 1995). Bovendien zijn deze resultaten

alleen terug te vinden wanneer Latijn werd aangeleerd via een multisensorische gestructureerde aanpak (MSL). Deze aanpak richt expliciet de aandacht op de fonologie, de orthografie en de syntax van een vreemde taal. Dezelfde effecten werden ook gevonden in een eerdere studie van Ganschow en Sparks (1995) waarbij Spaans werd aangeleerd.

Hoewel bovenvermelde studies uitgaan van een positieve impact van het studeren van Latijn op talige vaardigheden, is hier ook tegenevidentie voor. Haag en Stern (2003) onderzochten in hun studie welke taal, Latijn of Frans, als tweede vreemde taal naast Engels, de beste voorbereiding was op het leren van Spaans. De leerlingen die Frans opnamen, maakten minder fouten op het gebied van grammatica en woordenschat op de test die peilde naar hun vaardigheden in het Spaans dan de leerlingen die Latijn opgenomen hadden. Haag en Stern (2003) schreven daarom dat er negatieve overdrachtseffecten waren van het studeren van Latijn op het leren van Spaans omdat de twee talen oppervlakkige overeenkomsten vertonen, bijvoorbeeld door zogenaamde ‘valse vrienden’², wat kan leiden tot het onaangepast gebruik van Spaanse woorden.

Far transfer – cognitie

Het studeren van Latijn zou niet alleen talige voordelen met zich meebrengen, maar ook algemene cognitieve voordelen. Volgens de theorie van cognitieve transfer zouden we kunnen verwachten dat Latijn beperkte cognitieve transfereffecten heeft op taken die weinig lijken op het Latijn, zoals wiskunde (Woodworth & Thorndike, 1901). De resultaten van een project, uitgevoerd door Sheridan (1976), toonden aan dat de experimentele groep, die slechts vijf maanden Latijnse les kreeg, sterk verbeterde in vergelijking met de controlegroep die geen Latijnse les kreeg. Hierbij werd gecontroleerd voor verschillen in de cognitieve mogelijkheden van de leerlingen. De leerlingen die Latijnse les kregen, hadden een grote voorsprong op zowel talige vaardigheden, zoals woordkennis, lezen en spelling (vier maanden tot één jaar) als op niet-talige vaardigheden, zoals rekenen, wiskundige problemen oplossen en wetenschap (vijf tot negen maanden). Daarnaast wordt het leren van Latijn geassocieerd met logisch redeneren en complex, kritisch en analytisch denken waardoor Latijn soms als het verbale analoog van wiskunde of als “de wiskunde van de menswetenschappen” gezien wordt (DeVane, 1997; Pelling & Morgan, 2010, p. 6; VanTassel-Baska, 1987).

Er bestaat echter ook tegenevidentie voor far transfer van Latijn. Zo verwezen Haag en Stern (2003) naar de studie van Thorndike (1923) bij studenten in het hoger onderwijs waarbij er geen verschillen gevonden werden op het gebied van wiskunde en wetenschappen tussen de groep studenten die het vak Latijn op de middelbare school gevolgd hadden en de groep studenten die het vak Latijn niet gevolgd hadden. Haag en Stern (2000) vonden eveneens geen

² ‘Valse vrienden’ worden meestal gedefinieerd als twee woorden uit verschillende talen, die orthografisch en/of fonologisch lijken op mekaar, maar verschillende betekenissen hebben (Chamizo Domínguez & Nerlich, 2002). Een voorbeeld hiervan is het woord ‘sum’. In het Latijn en in het Engels zijn deze woorden orthografisch identiek, maar ze hebben andere betekenissen. In het Latijn betekent dit ‘ik ben’, terwijl het in het Engels ‘som’ betekent.

verschillen tussen de groep met Latijn als eerste vreemde taal en de groep met Engels als eerste vreemde taal wat betreft het verbaal en het non-verbaal IQ van leerlingen, hun scores op Duits (hun moedertaal) en hun scores op wiskunde. Ook in de follow-up studies van hun onderzoek werden geen verschillen gevonden op het vlak van IQ, wiskundeprestaties, deductief en inductief redeneren (Haag & Stern, 2003). In hun meta-analyse van de tweede orde beschreven Sala et al. (2019) eveneens dat er een quasi compleet gebrek is aan evidentie voor far transfer.

In deze masterproef worden de cognitieve effecten van het studeren van Latijn in het Vlaams secundair onderwijs nagegaan via een cross-sectioneel onderzoek. Onderzoeksvraag 1 wordt daartoe opgesteld: ‘Presteren latinisten beter op cognitieve testen dan niet-latinisten in het Vlaams secundair onderwijs?’. Indien er een voordeel is voor latinisten wordt hierbij nagegaan of dit voordeel groter is in het zesde middelbaar dan in het eerste middelbaar. Er wordt eveneens bekeken of dit voordeel zich enkel beperkt tot het talige domein of zich nog uitbreidt naar andere domeinen.

Non-cognitief domein

Non-cognitieve factoren worden door Allen et al. (2009) omschreven als “niet-traditionele voorspellers die gedrags-, attitudinale en persoonlijkheidsconstructies vertegenwoordigen, die voornamelijk afgeleid zijn van psychologische theorieën” (p. 2). Non-cognitieve factoren omvatten onder andere persoonlijkheidstrekken, self-efficacy, motivatie en leerstrategieën (Fonteyne et al., 2017). De Big Five theorie beschrijft vijf persoonlijkheidstrekken waaronder (1) openheid voor ervaringen, (2) consciëntieusheid, (3) extraversie, (4) altruïsme en (5) neuroticisme (Costa & McCrae, 1992; Goldberg, 1993). Persoonlijkheidstrekken worden vaak in verband gebracht met academische prestaties (Bergold & Steinmayr, 2018; Hakimi et al., 2011; Jensen, 2015; Laidra et al., 2007). Vooral tussen de persoonlijkheidstrek consciëntieusheid en academische prestaties werd een sterk positief verband gevonden (Bergold & Steinmayr, 2018; Busato et al., 2000; Laidra et al., 2007; Fonteyne et al., 2017). Volgens Roberts et al. (2009) wordt consciëntieusheid gedefinieerd als “de neiging om sociaal voorgeschreven normen voor impulscontrole te volgen, doelgericht te zijn, te plannen en bevrediging uit te stellen” (p. 369). In een recente studie onderzochten Brunello et al. (2023) in het Italiaans secundair onderwijs of de studie van klassieke talen een impact had op de persoonlijkheidstrekken van de leerlingen. Ze vergeleken hierbij volwassenen die klassieke talen studeerden in het middelbaar met volwassenen die een meer wetenschappelijk curriculum gevolgd hadden. Deze twee groepen werden gematcht op het vlak van achtergrondkenmerken. Brunello et al. (2023) kwamen tot de conclusie dat de studie van klassieke talen geen impact had op consciëntieusheid en openheid, maar dat ze zelfs een toename in neuroticisme teweegbracht.

Naast persoonlijkheidstrekken spelen ook andere non-cognitieve factoren een rol. Zo is self-efficacy een belangrijke predictor voor schoolprestaties. (Bandura, 1993; Bouih et al., 2021; Fonteyne et al., 2017; Kriegbaum et al., 2018; Robbins et al., 2004). De self-efficacy van studenten wordt gedefinieerd als “de overtuiging dat ze in staat zijn om hun eigen leren te reguleren en om academische activiteiten onder de knie te krijgen” (Bandura, 1993, p. 117). Op die manier speelt het een rol in wat de studenten later willen bereiken, hun motivatie en hun academische prestaties.

Daarnaast is motivatie een belangrijke predictor voor schoolprestaties (Kriegbaum et al., 2018; Steinmayr & Spinath, 2009). In de zelfdeterminatietheorie van Deci en Ryan (1985) wordt een onderscheid gemaakt tussen intrinsieke motivatie, extrinsieke motivatie en amotivatie. Hierbij verwijst intrinsieke motivatie naar de motivatie om iets te ondernemen omdat de activiteit op zich interessant en aangenaam is. Extrinsieke motivatie verwijst naar de motivatie om iets te ondernemen om er een voordeel uit te halen of om een straf te vermijden. Amotivatie verwijst naar het ontbreken van de motivatie om iets te ondernemen (Ryan & Deci, 2000). Later wordt in de zelfdeterminatietheorie gesproken van een onderscheid in autonome motivatie (interne drijfveren), gecontroleerde motivatie (externe drijfveren) en amotivatie als voorspellers van prestaties (Deci & Ryan, 2008). Er is een positieve relatie tussen de autonome of intrinsieke motivatie van leerlingen en hun schoolprestaties (Kriegbaum et al., 2018; Taylor et al., 2014; Vansteenkiste et al., 2009). Tussen de gecontroleerde of extrinsieke motivatie van leerlingen en hun schoolprestaties is er een negatieve relatie (Kriegbaum et al., 2018; Taylor et al., 2014). Bovendien vertonen intrinsiek gemotiveerde studenten een hogere self-efficacy omdat ze hun interesses kunnen vervullen via hun studie die ze als boeiend en uitdagend beschouwen (Vansteenkiste et al., 2007).

Ten slotte spelen leerstrategieën ook een belangrijke rol bij academische prestaties (Komarraju et al., 2011). Leerlingen gebruiken verschillende leerstrategieën om hetzelfde doel te bereiken, namelijk om goede resultaten te halen op school (Neroni et al., 2019). Chamot (2005) omschreef leerstrategieën als procedures die het leren vergemakkelijken. Deze strategieën zijn meestal bewust en gericht op een taak, zeker wanneer men aan een onbekende taak begint. Wanneer leerlingen leerstrategieën regelmatig gebruiken, raken ze er vertrouwd mee en wordt het een automatisme (Chamot, 2005). Er kan een onderscheid gemaakt worden tussen oppervlakkige leerstrategieën en diepgaande leerstrategieën, afhankelijk van het niveau van diepgang (Broekkamp & Van Hout-Wolters, 2006). Oppervlakkige leerstrategieën verwijzen vooral naar het louter reproduceren van inhoud, zonder verbanden te leggen. Diepgaande leerstrategieën verwijzen vooral naar het begrijpen en het structureren van informatie waarbij ze verbanden leggen tussen delen van de informatie en waarbij ze deze informatie kritisch evalueren (Loyens et al., 2013).

Hoewel we binnen deze masterproef voornamelijk de cognitieve effecten van het studeren van Latijn analyseren, zijn de non-cognitieve effecten zeker niet minder belangrijk. Daarom wordt onderzoeksvraag 2 opgesteld: ‘Presteren latinisten beter op non-cognitieve testen dan niet-latinisten in het Vlaams secundair onderwijs?’ Indien er een voordeel wordt gevonden voor latinisten, wordt hierbij eveneens nagegaan of het voordeel voor latinisten in het zesde middelbaar groter is dan in het eerste middelbaar.

Demografische variabelen

In deze masterproef wordt rekening gehouden met twee demografische variabelen, namelijk gender en het diploma van de moeder als proxy voor de sociaal-economische status (SES). Het is belangrijk om rekening te houden met gender omdat er een klein, maar significant voordeel is voor vrouwen ten opzichte van mannen op het gebied van schoolprestaties (Voyer & Voyer, 2014). Daarnaast is SES een belangrijke variabele om in beschouwing te nemen. SES indiceert “de economische en sociale positie van een individu of een gezin in de maatschappij” (Reynders et al., 2005, p. 4). Er is namelijk een positief verband tussen de SES van leerlingen en hun schoolprestaties (Berger & Archer, 2015; Farooq et al., 2011; Sirin, 2005). Leerlingen met een hogere SES halen betere resultaten op school dan leerlingen met een lagere SES. Er is daarnaast een sterke relatie tussen SES en de cognitieve ontwikkeling bij kinderen (Reardon, 2011). Het diploma van de moeder, dat als proxy voor de sociaal-economische status dient, heeft eveneens een significant effect op de academische prestaties van leerlingen (Farooq et al., 2011). Ook is het diploma van de moeder positief gecorreleerd met de cognitieve ontwikkeling bij kinderen (Harding et al., 2015; Jackson et al., 2017). Ten slotte is het belangrijk om op te merken dat geslacht, prestaties en SES belangrijke determinanten zijn voor de studiekeuze in het secundair onderwijs (De Fraine & Pinxten, 2011). Leerlingen met een hoge SES kiezen bijvoorbeeld meer voor richtingen met Latijn en/of wiskunde dan leerlingen met een lagere SES (Deprez et al., 2012).

Preselectiviteit

Naast cognitieve transfer is het mogelijk dat de voordelen die waar te nemen zijn door de studie van Latijn te wijten zijn aan preselectiviteit. Bij preselectiviteit gaat men ervan uit dat de voordelen van het studeren van Latijn te wijten zijn aan het cognitief sterker zijn van deze leerlingen in vergelijking met andere leerlingen en dat ze dus niet toe te schrijven zijn aan overdrachtseffecten (Vereeck et al., 2023). Om te kunnen uitsluiten dat de voordelen volledig te wijten zijn aan preselectiviteit, is het belangrijk om te controleren voor voorspellers van schoolprestaties. Intelligentie is daar een voorbeeld van (Deary et al., 2007; Kriegbaum et al., 2018; Neisser et al., 1996; Roth et al., 2015; Sala & Gobet, 2017). Verschillende non-cognitieve variabelen zoals consciëntieusheid, self-efficacy, motivatie en leerstrategieën zijn eveneens sterke voorspellers voor schoolprestaties (Bandura, 1993; Bergold & Steinmayr, 2018; Bouih et al., 2021; Busato et al., 2000; Fonteyne et al., 2017; Komarraju et al., 2011; Kriegbaum et al.,

2018; Laidra et al., 2007; Robbins et al., 2004; Steinmayr & Spinath, 2009). Hetzelfde geldt voor SES, aangezien er een positief verband is tussen SES en schoolprestaties (Berger & Archer, 2015; Farooq et al., 2011; Sirin, 2005). Bovendien kiezen leerlingen met een hoge SES meer voor richtingen met Latijn en/of wiskunde dan leerlingen met een lagere SES (Deprez et al., 2012). Een grote beperking van het bestaande onderzoek naar de effecten van Latijn is dat ze geen rekening houden met confounding die mogelijk ontstaat door dergelijke preselectiviteit. Binnen deze masterproef worden de effecten van het studeren van Latijn onderzocht, na controle voor studiejaar, leerstoornis, de algemene intelligentiefactor g , verschillende non-cognitieve en demografische variabelen.

Doel van de masterproef

De studierichting Latijn wordt steeds meer in vraag gesteld en men betwijfelt of het doceren van dit vak in het huidige Vlaams secundair onderwijs nog een toegevoegde waarde heeft in een meer STEM-georiënteerde wereld (Duyck et al., 2017). Leerlingen die een sterke component klassieke talen, wiskunde en wetenschappen hadden in hun curriculum in het secundair onderwijs, hebben wel beduidend hogere slaagkansen op de universiteit (Hauspie et al., 2024; Rombaut et al., 2006). Het grote verschil in slaagkansen kan echter beïnvloed worden door de kenmerken van de studenten (Declercq & Verboven, 2010). Uit onderzoek blijkt dat het studeren van Latijn talige voordelen biedt. Zo ontwikkelen leerlingen die Latijn studeren een sterker metalinguïstisch bewustzijn (Pelling & Morgan, 2010). Ook zou de studie van Latijn een positieve impact hebben op taalvaardigheden in de eigen moedertaal, zoals woordenschat, spelling en begrijpend lezen (Ashe, 1998; Barber, 1986; Bowker, 1975; Carlisle & Liberman, 1989; Haag & Stern, 2000; Hill, 2006; Masciantonio, 1977; Mavrogenes, 1979; Offenbergh, 1971; Sparks et al., 1995). De studies waaruit deze resultaten voortkomen, zijn echter uitgevoerd in andere landen met een andere moedertaal, voornamelijk het Engels. In Vlaanderen is dergelijk onderzoek nog niet gebeurd. Het doel van deze masterproef is om meer inzicht te krijgen in de effecten die het studeren van Latijn met zich meebrengt in het Vlaams secundair onderwijs. De resultaten van deze masterproef kunnen meer duidelijkheid geven over de toegevoegde waarde van de studierichting Latijn en kunnen zo bijdragen aan het onderwijsbeleid in Vlaanderen. De bevindingen zijn dus van maatschappelijk belang.

In deze masterproef wordt getracht om na te gaan of er cognitieve en non-cognitieve voordelen zijn voor latinisten ten opzichte van niet-latinisten in het Vlaams secundair onderwijs. Er wordt telkens bekeken of dit voordeel in het zesde middelbaar groter is dan in het eerste middelbaar. Ook wordt nagegaan of dit voordeel zich enkel in het talige domein manifesteert (near transfer) of zich ook uitbreidt naar andere domeinen (far transfer).

Volgens de overdrachtstheorie van Woodworth en Thorndike (1901) zou er verwacht kunnen worden dat er vooral near transfer plaatsvindt en in mindere mate far transfer. Verschillende studies toonden een positieve impact van het studeren van Latijn op

verschillende taalvaardigheden wat kan wijzen op near transfer. De studie van Sheridan (1976) toonde echter aan dat de positieve effecten van de studie van Latijn ook generaliseerbaar zijn naar andere domeinen.

Onderzoeksvraag 1: Presteren latinisten beter op cognitieve testen dan niet-latinisten in het Vlaams secundair onderwijs?

Onderzoeksvraag 1a: Is dit voordeel voor latinisten groter in het zesde middelbaar dan in het eerste middelbaar?

Onderzoeksvraag 1b: Beperkt dit voordeel zich enkel tot het talige domein?

Hypothese 1: Latinisten presteren beter op cognitieve testen dan niet-latinisten in het Vlaams secundair onderwijs en dit voordeel voor latinisten is groter in het zesde middelbaar dan in het eerste middelbaar. Dit voordeel beperkt zich niet tot het talige domein.

De studie van Sheridan (1976) toonde aan dat de studie van Latijn ook een positieve invloed heeft op andere domeinen. Er is echter zeer weinig onderzoek gedaan naar de vergelijking tussen latinisten en niet-latinisten wat betreft non-cognitieve variabelen. Daarom wordt binnen deze masterproef onderzocht of de latinisten consciëntieuzer zijn, een hogere self-efficacy hebben, meer autonoom gemotiveerd zijn en meer diepgaande leerstrategieën aanwenden dan de niet-latinisten.

Onderzoeksvraag 2: Presteren latinisten beter op non-cognitieve testen dan niet-latinisten in het Vlaams secundair onderwijs?

Onderzoeksvraag 2a: Is dit voordeel voor latinisten groter in het zesde middelbaar dan in het eerste middelbaar?

Hypothese 2: Latinisten presteren beter op non-cognitieve testen dan niet-latinisten in het Vlaams secundair onderwijs. Latinisten zijn met andere woorden consciëntieuzer, hebben een hogere self-efficacy, zijn meer autonoom gemotiveerd en maken meer gebruik van diepgaande leerstrategieën dan niet-latinisten. Het voordeel voor latinisten is groter in het zesde middelbaar dan in het eerste middelbaar.

Onderzoeksvraag 3 gaat na of het voordeel voor latinisten op het vlak van intelligentie overeind blijft wanneer we controleren voor studiejaar, leerstoornis, verschillende non-cognitieve en demografische variabelen. Dit wordt eveneens nagegaan op het vlak van verschillende taalvaardigheden waarbij we controleren voor studiejaar, leerstoornis, de algemene intelligentiefactor g, verschillende non-cognitieve en demografische variabelen. In de meeste studies die de voordelen van het studeren van Latijn onderzochten, werd geen rekening gehouden met mogelijke confounders, zoals gender en sociaal-economische status (Bracke & Bradshaw, 2020). Aangezien deze variabelen de resultaten kunnen beïnvloeden, is het belangrijk om hier rekening mee te houden.

Onderzoeksvraag 3: Blijft dit voordeel voor latinisten overeind wanneer we controleren voor studiejaar, leerstoornis, de algemene intelligentiefactor g, verschillende non-cognitieve en demografische variabelen?

Hypothese 3: Het voordeel voor latinisten op het cognitief domein blijft overeind wanneer we controleren voor studiejaar, leerstoornis, de algemene intelligentiefactor g, verschillende non-cognitieve en demografische variabelen.

Methode

Binnen het kader van deze masterproef werd een secundaire data-analyse uitgevoerd op de data verzameld door dra. Cathy Hauspie. De testen die vermeld worden binnen deze masterproef zijn ofwel bestaande testen ofwel ontwikkeld door Cathy Hauspie. Mogelijke wijzigingen in bestaande testen werden aangebracht door Cathy Hauspie.

Ethische verklaring

Deze studie werd goedgekeurd door de Ethische Commissie van de Faculteit Psychologie en Pedagogische Wetenschappen van de Universiteit Gent, met referentie 2022-019-Cathy Hauspie. De schooldirectie, de ouders van de leerlingen en de leerlingen zelf gaven allen hun geïnformeerde toestemming voor aanvang van de studie.

Participanten

Tabel 1

Aantal Leerlingen per Groep

	latinisten	niet-latinisten	totaal
eerste middelbaar	361	438	799
zesde middelbaar	126	233	359
totaal	487	671	1158

Data van 1158 leerlingen uit het Algemeen Secundair Onderwijs (ASO) in dertien Vlaamse secundaire scholen werden geanalyseerd³. De steekproef is verdeeld over het eerste ($N = 799$) en het zesde jaar ($N = 359$) van het secundair onderwijs. Zowel leerlingen die Latijn ($N = 487$) studeren als leerlingen die geen Latijn ($N = 671$) studeren, werden bevraagd (zie Tabel 1).

Materiaal

Cognitieve variabelen

Intelligentie. Om intelligentie in kaart te brengen, werd gebruik gemaakt van vier subtesten van de testbatterij CoVaT-3 (Van Parijs et al., 2021). Dit is een Vlaamse cognitieve vaardigheidstest die gebaseerd is op het Cattell-Horn-Carroll model (CHC-model) van

³ Leerlingen die Grieks studeren, werden buiten beschouwing gelaten voor deze masterproef. Deze masterproef focust uitsluitend op leerlingen die Latijn studeren. Ook leerlingen die zich identificeren als X bij geslacht werden niet opgenomen vanwege het lage aantal leerlingen ($N = 8$).

intelligentie⁴ (McGrew, 1997). De subtest ‘Puntreeksen’ ($M = 29.49$, $SD = 5.19$, maximum score = 48, Cronbach’s $\alpha = .81$) houdt in dat deelnemers verschillende puntreeksen moeten verderzetten op basis van de te ontdekken regel geldend voor de opbouw van de reeks. De subtest is ontworpen om het inductief redeneren te meten en peilt naar fluïde intelligentie (Gf). Fluïde intelligentie verwijst naar het gebruik van bewuste en gecontroleerde mentale operaties om nieuwe problemen aan te pakken die niet automatisch opgelost kunnen worden. Inductief en deductief redeneren zijn indicatoren van fluïde intelligentie (McGrew, 2009). Bij de subtest ‘Tegenstellingen’ ($M = 26.19$, $SD = 5.50$, maximum score = 45, Cronbach’s $\alpha = .80$) moeten deelnemers uit de geboden alternatieven het woord zoeken dat (het meest) tegengesteld is aan het gegeven woord. Bijvoorbeeld, wanneer het gegeven woord ‘zwart’ is en de deelnemers kunnen kiezen uit de geboden alternatieven ‘donker’, ‘licht’, ‘wit’, ‘nacht’, is ‘wit’ het woord dat het meest tegengesteld is aan het gegeven woord. De subtest is ontworpen om de lexicale kennis te meten en peilt naar gekristalliseerde intelligentie (Gc). Gekristalliseerde intelligentie (verwijst naar de breedte en diepte van de declaratieve (wat) en de procedurele (hoe) kennis die iemand binnen een bepaalde cultuur verworven heeft op het vlak van taal, informatie en concepten en/of naar de toepassing van deze kennis (McGrew, 2009). Bij ‘Gedraaide Figuren’ ($M = 28.73$, $SD = 11.24$, maximum score = 70, Cronbach’s $\alpha = .92$)⁵ moeten deelnemers beoordelen hoe een gegeven tweedimensionale figuur kan draaien in het (platte) vlak. De subtest is ontworpen om de spatiale relaties te meten en peilt naar visuele informatieverwerking (Gv). Visuele informatieverwerking verwijst naar het vermogen om visuele beelden te genereren, op te slaan, op te roepen en te transformeren (McGrew, 2009). Tenslotte moeten deelnemers bij de subtest ‘Verbaal Geheugen’ ($M = 17.31$, $SD = 10.21$, maximum score = 48, Cronbach’s $\alpha = .89$)³ gedurende een vastgelegde tijd 48 woorden van buiten leren, om onmiddellijk erna zoveel mogelijk van deze woorden op een voorgestructureerde wijze te reproduceren. De subtest is ontworpen om de geheugenspanne te meten en peilt naar het verbaal kortetermijngeheugen (Gsm). Het kortetermijngeheugen verwijst naar het vermogen om een beperkt aantal informatie-elementen van gebeurtenissen die zich recent hebben voorgedaan op te merken en in het onmiddellijk bewustzijn te houden (McGrew, 2009).

Spearman (1904) introduceerde als eerste de algemene intelligentiefactor *g*. Zijn theorie gaat ervan uit dat de prestatie op cognitieve testen beïnvloed wordt door deze *g*-factor. Zoals voorgeschreven door de ontwikkelaars van de CoVaT-3 gebruiken we de volgende formule om de algemene intelligentiefactor *g* ($M = 157.92$, $SD = 29.88$, maximum score =

⁴ Het CHC-model is een integratie van vroegere, invloedrijke theoretische modellen van intelligentie, namelijk de theorie van fluïde en gekristalliseerde intelligentie (Gf en Gc) (Cattell, 1941; Horn, 1965) en de drie-stratum theorie van Carroll (1993). Dit valt buiten het bestek van deze masterproef.

⁵ Merk op dat bij de subtesten ‘Gedraaide Figuren’ en ‘Verbaal Geheugen’ de standaarddeviatie groter is in vergelijking met de subtesten ‘Puntreeksen’ en ‘Tegenstellingen’. Dit komt door de mogelijkheid van een score van -1 op de items uit de subtesten ‘Gedraaide Figuren’ en ‘Verbaal Geheugen’.

304), die als proxy voor intelligentie fungeert, te berekenen: “ $g = 2Gf + 2Gc + Gv + Gsm$ ” (Van Parijs et al., 2021). De algemene intelligentiefactor g wordt berekend door twee keer de somscore van ‘Puntreeksen’ (Gf) op te tellen met twee keer de somscore van ‘Tegenstellingen’ (Gc), één keer de somscore van ‘Gedraaide Figuren’ (Gv) en één keer de somscore van ‘Verbaal Geheugen’ (Gsm).

Syntactisch bewustzijn. Syntactisch bewustzijn verwijst naar het inzicht in de grammaticale structuur van taal (Cain, 2007). Om het syntactisch bewustzijn van de leerlingen te onderzoeken, werd gebruik gemaakt van de grammatical correction task ($M = 4.10$, $SD = 1.84$, maximum score = 8, Cronbach’s $\alpha = .62$). Deze taak werd door dra. Hauspie ontwikkeld op basis van een bestaande test uit de Gletschr testbatterij (Depessemier & Andries, 2009). De leerlingen moesten in deze taak acht zinnen beoordelen en aangeven of ze een syntactische fout zagen. Wanneer de leerling een syntactische fout zag, moest hij of zij deze fout corrigeren. Een antwoord werd als correct gemarkeerd wanneer de leerling een juiste correctie kon geven.

Woordenschat. Om te peilen naar de woordenschat van de leerlingen werd een woordenschattest ($M = 14.12$, $SD = 5.45$, maximum score = 30, Cronbach’s $\alpha = .81$) afgenomen. In deze test zitten zowel woorden die afgeleid zijn van het Latijn als woorden die geen verband hebben met de Latijnse etymologie. Deze test werd ontwikkeld door Vander Beken et al. (2018) en gedeeltelijk aangepast door dra. Hauspie. De leerlingen moesten aangeven welke betekenis hoort bij het opgegeven woord waarbij ze de keuze hadden uit vier betekenissen. Bijvoorbeeld, wanneer het opgegeven woord ‘quasi’ is en men de keuze heeft uit vier betekenissen, namelijk ‘zogenaamd’, ‘zegevierend’, ‘erfelijk’ en ‘geslaagd’, is de betekenis ‘zogenaamd’ de juiste.

Spelling. Om te peilen naar de spellingsvaardigheden van de leerlingen werd een dictee afgenomen ($M = 18.38$, $SD = 5.25$, maximum score = 30, Cronbach’s $\alpha = .85$). Deze taak komt uit de Gletschr testbatterij (Depessemier & Andries, 2009). De leerlingen moesten de woorden die ze hoorden, correct neerschrijven.

Begrijpend lezen. Om te peilen naar de vaardigheden in het begrijpend lezen kregen de leerlingen één tekst aangeboden, met tien bijhorende meerkeuzevragen waarbij ze de keuze hadden uit vier antwoordalternatieven ($M = 6.16$, $SD = 2.46$, maximum score = 10, Cronbach’s $\alpha = .71$). Deze test werd overgenomen uit het onderzoek van Van Gelderen et al. (2007) en licht aangepast aan de hedendaagse context. Alle leerlingen van het eerste en het zesde middelbaar kregen de tekst “Walvisvangst” die 443 woorden bevat.

Non-cognitieve variabelen

Consciëntieusheid. Om te peilen naar consciëntieusheid werden de bijpassende items van de Nederlandse vertaling van de IPIP-NEO-120 gebruikt ($M = 43.13$, $SD = 5.95$, maximum score = 60, Cronbach’s $\alpha = .77$) (Blanken et al., 2018; Johnson, 2014). De leerlingen moesten hier ook per stelling aangeven in welke mate ze akkoord gingen met de stelling door

middel van een Likertschaal van één (*helemaal niet akkoord*) tot en met vijf (*helemaal akkoord*).

Self-efficacy. Om te peilen naar self-efficacy werd de component self-efficacy uit de CP-SRLI afgenomen ($M = 45.32$, $SD = 7.37$, maximum score = 65, Cronbach's $\alpha = .80$) (Vandeveldt et al., 2013). Aan de leerlingen werden dertien stellingen voorgelegd, die peilen naar waar ze denken goed in te zijn. De leerlingen gaven per stelling op een Likertschaal van één (*helemaal niet akkoord*) tot en met vijf (*helemaal akkoord*) aan in welke mate ze akkoord gaan met een bepaalde stelling.

Motivatie. Om te peilen naar de motivatie werd de component motivatie uit de CP-SRLI afgenomen (Vandeveldt et al., 2013). Hierbij werden veertien stellingen voorgelegd aan de leerlingen die peilen naar de redenen waarom ze hun best doen op school. Drie stellingen peilen naar externe regulatie en vier stellingen naar geïntrojecteerde regulatie. Er zijn dus zeven stellingen die peilen naar gecontroleerde motivatie ($M = 20.82$, $SD = 4.63$, maximum score = 35, Cronbach's $\alpha = .65$). Vier stellingen peilen naar geïdentificeerde regulatie en drie stellingen naar interne regulatie. Deze zeven stellingen peilen dus naar autonome motivatie ($M = 25.44$, $SD = 4.88$, maximum score = 35, Cronbach's $\alpha = .86$). De leerlingen gaven op een Likertschaal van één (*helemaal niet akkoord*) tot en met vijf (*helemaal akkoord*) aan in welke mate ze akkoord gaan met een bepaalde stelling.

Leerstrategieën. Om te peilen naar de leerstrategieën die de leerlingen hanteren, werd de component leerstrategieën uit de Children's Perceived use of Self-Regulated Learning Inventory (CP-SRLI) afgenomen (Vandeveldt et al., 2013). Hierbij werd gevraagd wat de leerlingen doen tijdens het maken van hun schoolwerk aan de hand van veertien stellingen. Vier stellingen peilen naar oppervlakkige leerstrategieën ($M = 14.60$, $SD = 2.73$, maximum score = 20, Cronbach's $\alpha = .63$). De andere tien stellingen peilen naar diepgaande leerstrategieën ($M = 33.40$, $SD = 5.23$, maximum score = 50, Cronbach's $\alpha = .66$). Ze moesten voor elke stelling een keuze maken op de Likertschaal van één (*nooit*) tot en met vijf (*altijd*).

De bovenstaande non-cognitieve variabelen zijn telkens gemeten op een vijfpunts Likertschaal, gaande van één (*nooit of helemaal niet akkoord*) tot en met vijf (*altijd of helemaal akkoord*). Zoals in de sociale wetenschappen gebruikelijk is, wordt aangenomen dat de verschillen tussen de punten op de schaal (bv. het verschil tussen één en twee of tussen vier en vijf) gelijk zijn. Volgens deze aanname zijn de vijfpunts Likertschalen en bijgevolg de non-cognitieve variabelen van intervalniveau.

Demografische variabelen

De demografische variabele gender is binnen deze masterproef een nominale, dichotome variabele die de waarden 'man' of 'vrouw' kan aannemen. De variabele diploma moeder is een ordinale variabele die aangeeft wat het hoogst behaalde diploma is van de moeder. Deze variabele kan de waarden van nul tot zeven aannemen waarbij nul staat voor

geen diploma, één voor lager onderwijs, twee voor secundair onderwijs, drie voor graduaatsopleiding, vier voor professionele bachelor, vijf voor academische bachelor, zes voor master en zeven voor doctoraat.

Andere variabelen

De variabelen Latijn en leerstoornis zijn dichotome variabelen, die de waarden nul en één kunnen aannemen. Nul staat respectievelijk voor geen Latijn en geen leerstoornis. Eén staat respectievelijk voor Latijn en leerstoornis. De variabele studiejaar is eveneens een dichotome variabele die de waarden ‘eerste middelbaar’ of ‘zesde middelbaar’ kan aannemen.

Procedure

Deze leerlingen werden getest tussen september 2022 en juni 2023 en wisten niet dat ze deelnamen aan een studie die specifiek de effecten van Latijn in het onderwijs evalueerde. In de plaats daarvan werd de deelnemers verteld dat ze deelnamen aan een studie die de cognitieve ontwikkeling binnen verschillende studieprogramma’s onderzocht. Het testmoment werd georganiseerd in groepen en duurde maximaal drie lesperiodes (150 minuten). Een pauze was inbegrepen. Alle tests werden online afgenomen via Qualtrics en het CoVaT-3 testplatform. De verantwoordelijke onderzoeker of medewerkers waren steeds aanwezig tijdens de testmomenten.

Statistische analyse

Om de statistische analyses uit te voeren, werd gebruik gemaakt van het softwarepakket en programmeertaal R (versie 4.3.0). Voor de eerste twee onderzoeksvragen werd gebruik gemaakt van eenzijdige independent samples t-testen. Voor de derde onderzoeksvraag werd gebruik gemaakt van linear mixed models. Post-hoc pairwise comparisons werden uitgevoerd voor significante interactie-effecten. Om de *p*-waarden hiervan te rapporteren, werd de methode van Tukey (1991) toegepast.

Binnen deze masterproef werd een cross-sectioneel design gehanteerd waarbij data van verschillende individuen werden verzameld op één meetmoment. De variabelen werden hierbij niet gemanipuleerd. De totaalscores van de variabelen, behalve deze van de categorische variabelen, zijn gestandaardiseerd en omgezet in z-scores. Deze z-scores hebben een gemiddelde van nul en een standaarddeviatie van één, om de scores vergelijkbaar te maken en zo de interpretatie ervan te vergemakkelijken.

Om onderzoeksvraag 1 ‘Presteren latinisten beter op cognitieve testen dan niet-latinisten in het Vlaams secundair onderwijs?’ en de bijhorende subvraag 1a ‘Is het voordeel voor latinisten groter in het zesde middelbaar dan in het eerste middelbaar?’ te onderzoeken, werden independent samples t-testen (Welch two-sample t-test) gebruikt. De assumpties voor het uitvoeren van een t-test zijn nagegaan. De leerlingen binnen de twee groepen die vergeleken werden, zijn onafhankelijk van elkaar. De leerlingen Latijn zaten namelijk in een andere klas dan de leerlingen die geen Latijn volgden. De afhankelijke variabele werd telkens

op ten minste intervalniveau gemeten. De afhankelijke variabele is ook telkens normaal verdeeld. Dit werd geïnspecteerd aan de hand van een Q-Q plot. De centrale limietstelling stelt eveneens dat de steekproefverdeling van het gemiddelde altijd een normale verdeling zal volgen als de steekproefgrootte voldoende groot is. De centrale limietstelling gaat dus op voor alle groepen. Er werden eenzijdige t-toetsen uitgevoerd, overeenkomstig met de vooropgestelde hypothesen. De independent samples t-test wordt gebruikt om te onderzoeken of twee steekproefgemiddeldes van niet-verwante groepen significant van elkaar verschillen. Hierbij werden twee vergelijkingen gemaakt: 1) tussen latinisten en niet-latinisten uit het eerste middelbaar en 2) tussen latinisten en niet-latinisten uit het zesde middelbaar. Concreet werden de scores op de cognitieve testen vergeleken. Er werden eveneens effectgroottes berekend aan de hand van Cohen's *d*. Om een antwoord te kunnen bieden op subvraag 1a werden de verschillen in effectgroottes tussen het eerste en het zesde middelbaar bekeken. Om subvraag 1b 'Beperkt dit voordeel zich enkel tot het talige domein?' te onderzoeken, werden de latinisten vergeleken met de niet-latinisten wat betreft de scores op de talige testen en wat betreft de scores op de niet-talige testen.

Om onderzoeksvraag 2 'Presteren latinisten beter op non-cognitieve testen dan niet-latinisten in het Vlaams secundair onderwijs?' en de bijhorende subvraag 2a 'Is het voordeel voor latinisten groter in het zesde middelbaar dan in het eerste middelbaar?' te onderzoeken, werd dezelfde werkwijze gehanteerd als bij onderzoeksvraag 1 en bij subvraag 1a, maar dan toegepast op de non-cognitieve testen.

Om onderzoeksvraag 3 'Blijft dit voordeel voor latinisten overeind wanneer we controleren voor studiejaar, leerstoornis, de algemene intelligentiefactor *g*, verschillende non-cognitieve en demografische variabelen?' te onderzoeken, werd gebruik gemaakt van linear mixed models (LMMs) met een random intercept voor de variabele klas. Dit random intercept werd opgenomen omdat er binnen een klas altijd een bepaalde klascultuur heerst die een invloed kan hebben op de resultaten. Hierdoor kunnen de resultaten van leerlingen binnen eenzelfde klas meer correleren met elkaar en afhankelijk zijn van elkaar.

Het voordeel van linear mixed models (LMMs) is dat ze kunnen omgaan met clustering in de data, missing data en een onevenwichtigheid in het aantal waarnemingen. De volgende assumpties voor het uitvoeren van een LMM zijn nagegaan: normale verdeling van de residuen, homoscedasticiteit, lineariteit, onafhankelijke waarnemingen en een normale verdeling van de random effecten.

Voor de verschillende afhankelijke variabelen (de algemene intelligentiefactor *g*, syntactisch bewustzijn, woordenschat, spelling en begrijpend lezen) werden linear mixed models opgesteld. Het basismodel met de controlevariabelen en het hoofdeffect van Latijn ziet er voor *g* als afhankelijke variabele als volgt uit: ' $g \sim \text{gender} + \text{studiejaar} + \text{diploma moeder} + \text{leerstoornis} + \text{Latijn} + \text{oppervlakkige leerstrategieën} + \text{diepgaande leerstrategieën} +$

gecontroleerde motivatie + autonome motivatie + self-efficacy + consciëntieusheid + (1|klas)'. Dit is het model zonder interactie-effecten. Drie interactie-effecten werden beoordeeld alvorens ze op te nemen in het uitgebreide model, namelijk gender:Latijn, studiejaar:Latijn en diploma moeder:Latijn. Deze interactie-effecten leken interessant omdat er geslachtsverschillen kunnen zijn afhankelijk van de studierichting (Latijn of geen Latijn). Ook studiejaar (eerste middelbaar of zesde middelbaar) kan interageren met studierichting. Er kunnen eveneens verschillen zijn in het hoogst behaalde diploma van de moeders van de latinisten in vergelijking met de moeders van de niet-latinisten. Uiteindelijk werden twee interactietermen weerhouden, namelijk gender:Latijn en studiejaar:Latijn. De interactieterm diploma moeder:Latijn werd niet opgenomen in het uitgebreide model omwille van twee redenen. De eerste reden is dat de AIC-waarde (Akaike Information Criterion) steeg bij het includeren van deze interactieterm in vergelijking met het model zonder deze interactieterm wat wijst op een slechtere fit. Bij het nagaan van multicollineariteit vertoonde deze interactieterm ook een extreem hoge GVIF-waarde (Generalized Variance Inflation Factor) wat wijst op ernstige multicollineariteitsproblemen. Het uitgebreide model voor g als afhankelijke variabele ziet er dus als volgt uit: 'g ~ gender:Latijn + studiejaar:Latijn + gender + studiejaar + diploma moeder + leerstoornis + Latijn + oppervlakkige leerstrategieën + diepgaande leerstrategieën + gecontroleerde motivatie + autonome motivatie + self-efficacy + consciëntieusheid + (1|klas)'. Voor de andere afhankelijke variabelen werd het model op dezelfde manier opgebouwd, maar werd g toegevoegd aan het model als onafhankelijke variabele. Bij alle vijf uiteindelijke modellen is multicollineariteit nagegaan en de GVIF-waarden van alle predictoren liggen onder de drempelwaarde van 3.16 (Fox & Monette, 1992).

Nadien werd er aan de hand van achterwaartse selectie een optimale subset van aan Latijn gerelateerde predictoren (het hoofdeffect van Latijn en de twee interactietermen gender:Latijn en studiejaar:Latijn) geselecteerd per afhankelijke variabele. Hierbij werd vertrokken van het volledige, uitgebreide model met alle controlevariabelen, het hoofdeffect van Latijn en de twee interactietermen. Via een ANOVA werd bekeken welke van de drie aan Latijn gerelateerde predictoren (het hoofdeffect van Latijn en de twee interactietermen) de grootste *p*-waarde had, die groter was dan α (.05) en bijgevolg dus niet significant was. Deze predictor werd dan verwijderd uit het model. Dit proces werd herhaald tot er enkel significante predictoren (het hoofdeffect van Latijn en de twee interactietermen) overbleven. Indien alle drie predictoren bij de eerste stap significant zouden zijn, zou er niets verwijderd moeten worden. In mijn masterproef was dit niet het geval. Bij vier van de vijf modellen werd er één interactie-effect verwijderd die niet significant was. Bij één van de vijf modellen werd zowel het hoofdeffect als de twee interactie-effecten verwijderd via achterwaartse selectie wegens het niet significant zijn van deze predictoren. Het model dat uiteindelijk bekomen werd per afhankelijke variabele is telkens het best passende model. De vergelijking tussen dit

model en het model met enkel de controlevariabelen, werd gerapporteerd aan de hand van een chi-kwadraattoets en een p -waarde. Indien er geen significante effecten gevonden werden voor Latijn, werd gekozen voor het model met enkel de controlevariabelen. In dat geval werd de chi-kwadraattoets en de niet-significante p -waarde van de vergelijking tussen het model met alleen het hoofdeffect van Latijn en het model met enkel de controlevariabelen gerapporteerd.

Op die manier kon vastgesteld worden of de predictor Latijn een significante toevoeging was aan het regressiemodel en kon worden bepaald wat het hoofdeffect en de interactie-effecten van de variabele Latijn specifiek bijdragen aan de voorspelling van de afhankelijke variabele, bovenop de controlevariabelen. De unieke R^2 werd gerapporteerd om zicht te krijgen op de incrementele voorspellende waarde van het hoofdeffect en de interactie-effecten van Latijn. Om het unieke effect van de toegevoegde predictoren, die gerelateerd zijn aan Latijn, te achterhalen, werd het verschil in marginale R^2 tussen het best passende model en het minst complexe model berekend. De marginale R^2 beschrijft het deel van de variantie dat alleen door de fixed effects wordt verklaard (Nakagawa & Schielzeth, 2013). Er werd gekozen voor de marginale R^2 omdat deze masterproef focust op de effecten van het studeren van Latijn (fixed effecten). Het klaseffect (random effect) werd vooral meegenomen ter controle. De intraclasscorrelatie (ICC) werd gerapporteerd om zicht te krijgen op de invloed van het klaseffect. De ICC drukt het deel van de totale variantie uit die toe te schrijven is aan de verschillen tussen de klassen.

Resultaten

Vergelijking tussen latinisten en niet-latinisten op cognitief vlak

Er werd een significant verschil gevonden tussen de latinisten en de niet-latinisten uit het eerste middelbaar bij alle cognitieve testen/variabelen die in de tabel terug te vinden zijn, in het voordeel van de latinisten. Er werd een significant verschil gevonden tussen de latinisten en de niet-latinisten uit het zesde middelbaar bij de subtest Tegenstellingen, de subtest Verbaal Geheugen, de algemene intelligentiefactor g , syntactisch bewustzijn, woordenschat en spelling, in het voordeel van de latinisten (zie Tabel 3). Figuur 1 toont de vergelijking in de algemene intelligentiefactor g tussen de latinisten en de niet-latinisten. De visualisaties van de vergelijkingen tussen de latinisten en de niet-latinisten wat betreft syntactisch bewustzijn, woordenschat, spelling en begrijpend lezen zijn te vinden in Bijlage 1.

Tabel 3

Overzicht Resultaten Eenzijdige Independent Samples t -testen

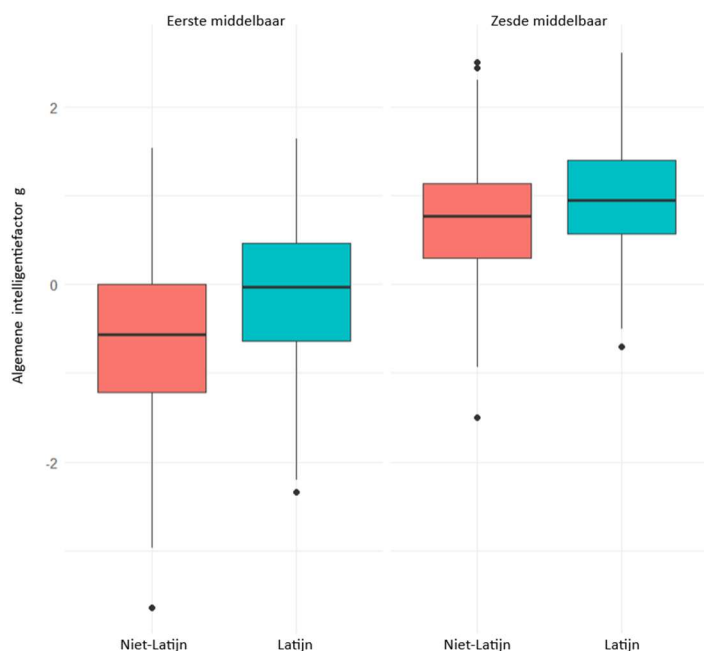
Test / Variabele	eerste middelbaar latinisten vs. niet-latinisten	zesde middelbaar latinisten vs. niet-latinisten
Subtest Puntreeksen	$t(767.5) = 3.89, p < .001$ Cohen's $d = 0.28$, 95% BI [0.14:0.42]	$t(253.87) = 0.85, p = .199$ Cohen's $d = 0.09$, 95% BI [-0.12:0.31]

Subtest Tegenstellingen	$t(754.11) = 10.08, p < .001$ Cohen's $d = 0.72,$ 95% BI [0.58:0.87]	$t(268.07) = 4.88, p < .001$ Cohen's $d = 0.53,$ 95% BI [0.31:0.75]
Subtest Gedraaide Figuren	$t(773.98) = 3.59, p < .001$ Cohen's $d = 0.26,$ 95% BI [0.12:0.40]	$t(253.94) = -0.76, p = .777$ Cohen's $d = 0.09,$ 95% BI [-0.13:0.30]
Subtest Verbaal Geheugen	$t(734.34) = 7.44, p < .001$ Cohen's $d = 0.54,$ 95% BI [0.40:0.68]	$t(254.21) = 3.65, p < .001$ Cohen's $d = 0.41,$ 95% BI [0.19:0.63]
Algemene intelligentiefactor g	$t(749.98) = 8.97, p < .001$ Cohen's $d = 0.65,$ 95% BI [0.51:0.79]	$t(265.09) = 3.19, p < .001$ Cohen's $d = 0.35,$ 95% BI [0.13:0.57]
Syntactisch bewustzijn	$t(777.93) = 4.76, p < .001$ Cohen's $d = 0.34,$ 95% BI [0.20:0.48]	$t(242.05) = 2.04, p < .05$ Cohen's $d = 0.23,$ 95% BI [0.01:0.45]
Woordenschat	$t(718.53) = 6.97, p < .001$ Cohen's $d = 0.50,$ 95% BI [0.36:0.64]	$t(285.31) = 7.55, p < .001$ Cohen's $d = 0.80,$ 95% BI [0.58:1.03]
Spelling	$t(781.05) = 8.95, p < .001$ Cohen's $d = 0.63,$ 95% BI [0.49:0.78]	$t(327.76) = 7.77, p < .001$ Cohen's $d = 0.78,$ 95% BI [0.56:1.00]
Begrijpend lezen	$t(780.1) = 7.93, p < .001$ Cohen's $d = 0.56,$ 95% BI [0.42:0.70]	$t(284.98) = 1.46, p = 0.073$ Cohen's $d = 0.16,$ 95% BI [-0.06:0.37]

Noot. Wanneer er een negatieve t-waarde gevonden werd, werd de eenzijdige t-toets in de andere richting uitgevoerd. Hierbij werd geen significant verschil gevonden.
95% BI staat hierbij voor het 95% betrouwbaarheidsinterval.

Figuur 1

Vergelijking van de Algemene Intelligentiefactor *g* tussen de Latinisten en de Niet-Latinisten



Vergelijking tussen latinisten en niet-latinisten op non-cognitief vlak

Er werd een significant verschil gevonden tussen de latinisten en de niet-latinisten uit het eerste middelbaar wat betreft consciëntieusheid, autonome motivatie en self-efficacy, in het voordeel van de latinisten. De latinisten uit het zesde middelbaar werden significant meer gedreven vanuit gecontroleerde motivatie dan de niet-latinisten uit het zesde middelbaar. Dit is het enige significante verschil dat gevonden werd tussen de latinisten en de niet-latinisten uit het zesde middelbaar (zie Tabel 4).

Tabel 4

Overzicht Resultaten Eenzijdige Independent Samples *t*-testen

Variabele	eerste middelbaar	zesde middelbaar
	latinisten vs. niet-latinisten	latinisten vs. niet-latinisten
Consciëntieusheid	$t(767.8) = 2.62, p < .01$ Cohen's $d = 0.19,$ 95% BI [0.05:0.33]	$t(237.72) = 0.37, p = .354$ Cohen's $d = 0.04,$ 95% BI [-0.17:0.26]
Self-efficacy	$t(786.01) = 2.45, p < .01$ Cohen's $d = 0.17,$ 95% BI [0.03:0.31]	$t(261.65) = 1.55, p = .061$ Cohen's $d = 0.17,$ 95% BI [-0.05:0.39]
Gecontroleerde motivatie	$t(747.85) = -0.50, p = .690$ Cohen's $d = 0.04,$ 95% BI [-0.10:0.17]	$t(276.72) = 1.82, p < .05$ Cohen's $d = 0.20,$ 95% BI [-0.02:0.41]

Autonome motivatie	$t(786.07) = 4.53, p < .001$ Cohen's $d = 0.32$, 95% BI [0.17:0.46]	$t(236.74) = 0.75, p = .227$ Cohen's $d = 0.09$, 95% BI [-0.13:0.30]
Oppervlakkige leerstrategieën	$t(792.61) = 0.37, p = .358$ Cohen's $d = 0.03$, 95% BI [-0.11:0.16]	$t(253.67) = -2.67, p = .996$ Cohen's $d = 0.30$, 95% BI [0.08:0.51]
Diepgaande leerstrategieën	$t(781.92) = 0.34, p = .368$ Cohen's $d = 0.02$, 95% BI [-0.11:0.16]	$t(252.4) = 0.81, p = .208$ Cohen's $d = 0.09$, 95% BI [-0.13:0.31]

Noot. Wanneer er een negatieve t-waarde gevonden werd, werd de eenzijdige t-toets in de andere richting uitgevoerd. Uit deze resultaten blijkt dat de niet-latinisten uit het zesde middelbaar significant meer gebruik maakten van oppervlakkige leerstrategieën in vergelijking met de latinisten uit het zesde middelbaar, $t(253.67) = 2.67, p < .05$.

95% BI staat hierbij voor het 95% betrouwbaarheidsinterval.

Effecten van Latijn na controle voor verschillende variabelen

In alle linear mixed models werd een significant hoofdeffect van Latijn gevonden, behalve in het model met syntactisch bewustzijn als afhankelijke variabele. In de vier modellen met een significant hoofdeffect van Latijn werden eveneens significante interactie-effecten gevonden. Echter, in geen enkel model waren beide interactie-effecten significant. Er was een significante interactie tussen gender en Latijn voor de modellen met de algemene intelligentiefactor g en spelling als afhankelijke variabele. Voor de modellen met woordenschat en begrijpend lezen als afhankelijke variabele was er een significante interactie tussen studiejaar en Latijn. Het best passende model per afhankelijke variabele werd telkens gerapporteerd in Tabel 5. Voor vier van de vijf afhankelijke variabelen werd gevonden dat de variantie die uniek verklaard werd door het hoofdeffect van Latijn en significante interactie-effecten, varieerde van .01 tot .04 (zie Tabel 5). Een overzicht van alle significante hoofdeffecten per model is te vinden in Bijlage 2.

Tabel 5

Modellen per Afhankelijke Variabele

Afhankelijke variabele	Het best passende model ($\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 * X_1 + \dots + \hat{\beta}_n * X_n$)	χ^2 -toets	Marginale R^2	Unieke R^2	ICC
Algemene intelligentiefactor g	-1.177 + 0.136 * Gender + 1.114 * Studiejaar + 0.184 * Diploma moeder1 + 0.497 * Diploma moeder2 + 0.407 * Diploma moeder3 + 0.628 * Diploma moeder4 + 0.519 *	$\chi^2(2, N = 1031) = 34.01$ $p < .001$.37	.04	.09

	<p>Diploma moeder5 + 0.661 * Diploma moeder6 + 0.881 * Diploma moeder7 - 0.250 * Leerstoornis + 0.537 * Latijn - 0.066 * Oppervlakkige leerstrategieën + 0.034 * Diepgaande leerstrategieën - 0.017 * Gecontroleerde motivatie + 0.081 * Autonome motivatie - 0.113 * Self-efficacy + 0.052 * Consciëntieusheid - 0.242 * GenderVrouw:Latijn1 + (1 Klas)</p>				
Syntactisch bewustzijn	<p>-0.119 + 0.150 * Gender + 0.927 * Studiejear - 0.692 * Diploma moeder1 - 0.327 * Diploma moeder2 - 0.210 * Diploma moeder3 - 0.190 * Diploma moeder4 - 0.288 * Diploma moeder5 - 0.165 * Diploma moeder6 - 0.416 * Diploma moeder7 - 0.330 * Leerstoornis - 0.010 * Oppervlakkige leerstrategieën - 0.017 * Diepgaande leerstrategieën + 0.010 * Gecontroleerde motivatie + 0.059 * Autonome motivatie - 0.047 * Self-efficacy + 0.082 * Consciëntieusheid + 0.210 * g + (1 Klas)</p>	<p>$\chi^2(1, N = 1029) = 2.25$ $p = .133$</p>	.37	-	.05
Woordenschat	<p>-0.517 - 0.110 * Gender + 1.497 * Studiejear - 0.272 * Diploma moeder1 + 0.009 * Diploma moeder2 + 0.026 * Diploma moeder3 - 0.004 * Diploma moeder4 - 0.036 * Diploma moeder5 - 0.093 * Diploma moeder6 + 0.162 * Diploma moeder7 - 0.203 * Leerstoornis + 0.164 * Latijn - 0.026 * Oppervlakkige leerstrategieën + 0.017 * Diepgaande leerstrategieën + 0.005 * Gecontroleerde motivatie + 0.018 * Autonome motivatie + 0.025 * Self-efficacy - 0.015 * Consciëntieusheid +</p>	<p>$\chi^2(2, N = 1030) = 32.37$ $p < .001$</p>	.72	.01	.07

	0.176 * g + 0.246 * Studiejaar:Latijn + (1 Klas)				
Spelling	-1.168 + 0.021 * Gender + 1.154 * Studiejaar + 0.383 * Diploma moeder1 + 0.625 * Diploma moeder2 + 0.835 * Diploma moeder3 + 0.769 * Diploma moeder4 + 0.668 * Diploma moeder5 + 0.720 * Diploma moeder6 + 0.559 * Diploma moeder7 - 0.685 * Leerstoornis + 0.386 * Latijn - 0.087 * Oppervlakkige leerstrategieën + 0.012 * Diepgaande leerstrategieën + 0.042 * Gecontroleerde motivatie - 0.003 * Autonome motivatie + 0.030 * Self- efficacy + 0.068 * Conscientiousness + 0.272 * g - 0.185 * Gender:Latijn + (1 Klas)	$\chi^2(2, N = 1026)$ = 33.96 $p < .001$.61	.02	.04
Begrijpend lezen	-0.427 - 0.036 * Gender + 0.786 * Studiejaar - 0.019 * Diploma moeder1 - 0.047 * Diploma moeder2 + 0.124 * Diploma moeder3 + 0.152 * Diploma moeder4 + 0.018 * Diploma moeder5 + 0.222 * Diploma moeder6 + 0.391 * Diploma moeder7 + 0.077 * Leerstoornis + 0.269 * Latijn - 0.041 * Oppervlakkige leerstrategieën + 0.016 * Diepgaande leerstrategieën + 0.018 * Gecontroleerde motivatie + 0.031 * Autonome motivatie - 0.045 * Self-efficacy + 0.044 * Conscientiousness + 0.335 * g - 0.270 * Studiejaar:Latijn	$\chi^2(2, N = 1029)$ = 12.61 $p < .01$.41	.02	.04

Noot. Dummyvariabelen werden aangemaakt aan de hand van dummycodering. Bij gender werd 'man' de referentiecategorie, bij studiejaar werd 'eerste middelbaar' de referentiecategorie, bij leerstoornis werd '0' (geen leerstoornis) de referentiecategorie en bij diploma moeder werd '0' (geen diploma) de referentiecategorie. De referentiecategorie zal telkens de waarde 0 aannemen. De andere waarden worden 1, behalve bij diploma moeder, waar de waarden van 1 t.e.m. 7 gaan.

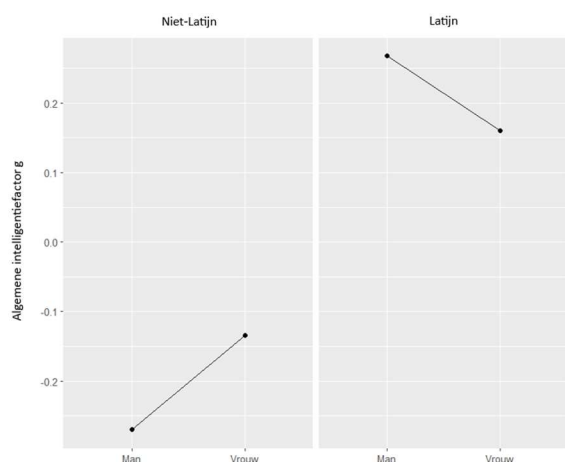
Wanneer er een streepje staat in de kolom Unieke R² wil dit zeggen dat het hoofdeffect van Latijn en de twee interactie-effecten niet opgenomen werden in het model en de unieke R² bijgevolg niet berekend kon worden.

Post-hoc vergelijkingen voor significante interactie-effecten

In het model met de algemene intelligentiefactor g als afhankelijke variabele werd een significant interactie-effect gevonden tussen gender en Latijn ($F_{1, 1011.89} = 5.80, p < .05$). De mannelijke niet-latinisten ($M = -0.27$) verschilden significant van de mannelijke latinisten ($M = 0.27$) ($t(241) = -5.93, p < .001$) en van de vrouwelijke latinisten ($M = 0.16$) ($t(204) = -5.01, p < .001$). De vrouwelijke niet-latinisten ($M = -0.13$) verschilden ook significant van de vrouwelijke latinisten ($M = 0.16$) ($t(177) = -3.55, p < .01$) en van de mannelijke latinisten ($M = 0.27$) ($t(230) = -4.49, p < .001$). Figuur 2 geeft de gemiddeldes per subgroep weer, rekening houdend met de controlevariabelen uit dit model.

Figuur 2

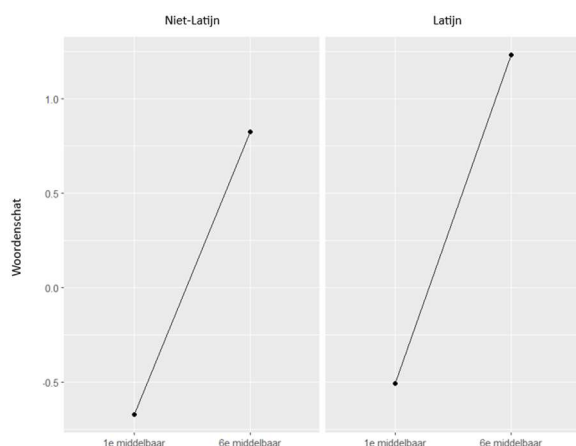
Significant Interactie-Effect tussen Gender en Latijn bij het Model met g als Afhankelijke Variabele



In het model met woordenschat als afhankelijke variabele werd een significant interactie-effect gevonden tussen studiejaar en Latijn ($F_{1, 111.57} = 6.57, p < .05$). De niet-latinisten uit het eerste middelbaar ($M = -0.67$) verschilden significant van de niet-latinisten uit het zesde middelbaar ($M = 0.83$) ($t(152.3) = -22.10, p < .001$), maar ook van de latinisten uit het eerste middelbaar ($M = -0.51$) ($t(86.8) = -2.82, p < .05$) en van de latinisten uit het zesde middelbaar ($M = 1.23$) ($t(196.3) = -23.81, p < .001$). De niet-latinisten uit het zesde middelbaar ($M = 0.83$) verschilden significant van de latinisten uit het eerste middelbaar ($M = -0.51$) ($t(112) = 19.81, p < .001$) en van de latinisten uit het zesde middelbaar ($M = 1.23$) ($t(143.3) = -5.26, p < .001$). De latinisten uit het eerste middelbaar ($M = -0.51$) verschilden eveneens significant van de latinisten uit het zesde middelbaar ($M = 1.23$) ($t(145.1) = -22.20, p < .001$). Figuur 3 geeft de gemiddeldes per subgroep weer, rekening houdend met de controlevariabelen uit dit model.

Figuur 3

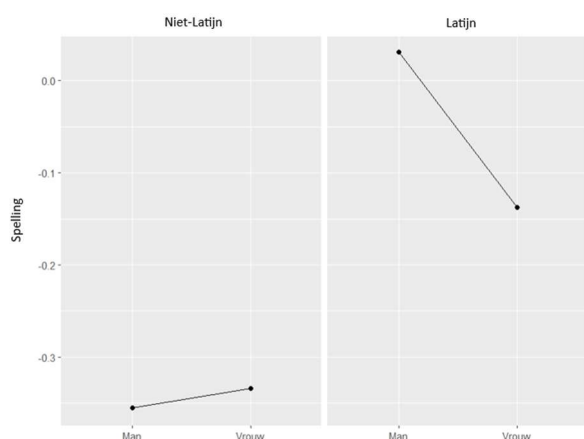
Significant Interactie-Effect tussen Studiejaar en Latijn bij het Model met Woordenschat als Afhankelijke Variabele



In het model met spelling als afhankelijke variabele werd eveneens een significant interactie-effect gevonden tussen gender en Latijn ($F_{1, 1002.41} = 5.54, p < .05$). De mannelijke niet-latinisten ($M = -0.36$) verschilden significant van de mannelijke latinisten ($M = 0.03$) ($t(286) = -5.65, p < .001$) en van de vrouwelijke latinisten ($M = -0.14$) ($t(236) = -3.41, p < .01$). De vrouwelijke niet-latinisten ($M = -0.33$) verschilden significant van de vrouwelijke latinisten ($M = -0.14$) ($t(198) = -3.24, p < .01$) en van de mannelijke latinisten ($M = 0.03$) ($t(268) = -5.47, p < .001$). De mannelijke latinisten ($M = 0.03$) verschilden significant van de vrouwelijke latinisten ($M = -0.14$) ($t(1001) = 2.75, p < .05$). Figuur 4 geeft de gemiddeldes per subgroep weer, rekening houdend met de controlevariabelen uit dit model.

Figuur 4

Significant Interactie-Effect tussen Gender en Latijn bij het Model met Spelling als Afhankelijke Variabele

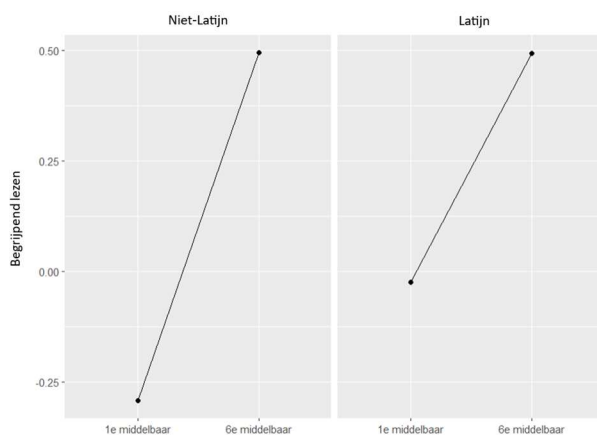


In het model met begrijpend lezen als afhankelijke variabele werd eveneens een significant interactie-effect gevonden tussen studiejaar en Latijn ($F_{1, 123.05} = 4.49, p < .05$). De niet-latinisten uit het eerste middelbaar ($M = -0.29$) verschilden significant van de niet-latinisten uit het zesde middelbaar ($M = 0.49$) ($t(160.8) = -8.62, p < .001$), maar ook van de

latinisten uit het eerste middelbaar ($M = -0.02$) ($t(84.2) = -3.56, p < .01$) en van de latinisten uit het zesde middelbaar ($M = 0.49$) ($t(210.3) = -7.20, p < .001$). De niet-latinisten uit het zesde middelbaar ($M = 0.49$) verschilden significant van de latinisten uit het eerste middelbaar ($M = -0.02$) ($t(114.2) = 5.80, p < .001$). De latinisten uit het eerste middelbaar ($M = -0.02$) verschilden eveneens significant van de latinisten uit het zesde middelbaar ($M = 0.49$) ($t(152.5) = -4.89, p < .001$). Figuur 5 geeft de gemiddeldes per subgroep weer, rekening houdend met de controlevariabelen uit dit model.

Figuur 5

Significant Interactie-Effect tussen Studiejaar en Latijn bij het Model met Begrijpend Lezen als Afhankelijke Variabele



Discussie

In deze masterproef werd onderzocht of het studeren van Latijn cognitieve voordelen met zich meebrengt en of deze voordelen groter zijn in het zesde middelbaar dan in het eerste middelbaar. Ook werd bekeken of deze voordelen zich enkel beperken tot talige vaardigheden. Daarnaast werd onderzocht of het studeren van Latijn ook non-cognitieve voordelen met zich meebrengt en of deze voordelen groter zijn in het zesde middelbaar dan in het eerste middelbaar. Bovendien werd nagegaan of de voordelen van latinisten op het cognitief domein overeind blijven wanneer gecontroleerd werd voor studiejaar, leerstoornis, de algemene intelligentiefactor g, verschillende non-cognitieve en demografische variabelen.

Vergelijking latinisten en niet-latinisten op cognitief vlak

Om hypothese 1 te onderzoeken, werden de latinisten en de niet-latinisten vergeleken op verschillende cognitieve testen en variabelen.

Uit de resultaten blijkt dat de latinisten uit het eerste middelbaar significant beter scoorden dan de niet-latinisten op alle afgenomen cognitieve testen. Dit wijst op preselectiviteit waarbij de leerlingen die cognitief sterker zijn, kiezen voor de studierichting Latijn. Bij preselectiviteit gaat men ervan uit dat de voordelen van het studeren van Latijn te wijten zijn aan de initiële verschillen tussen de latinisten en de niet-latinisten (Vereeck, 2023). Cognitief sterkere leerlingen krijgen mogelijk aan het einde van de lagere school het advies

vanuit de school om de studierichting Latijn te volgen, omdat men in Vlaanderen deze studierichting nog beschouwt als de “hoogste” richting, zeker in het eerste jaar van het secundair onderwijs. Ook hun ouders kunnen hen aansporen om de studierichting Latijn te volgen. Bovendien voelen leerlingen die cognitief sterker zijn, zich wellicht meer aangetrokken tot een cognitief uitdagende studierichting zoals Latijn (Bennett, 2021). Uit de resultaten van deze masterproef blijkt namelijk dat de latinisten uit het eerste middelbaar significant beter scoorden dan de niet-latinisten wat betreft autonome motivatie, al is de effect size wel eerder klein (Cohen's $d = 0.32$).

Daarnaast werd gevonden dat de latinisten uit het zesde middelbaar significant beter scoorden op gekristalliseerde intelligentie (Gc), verbaal kortetermijngeheugen (Gsm), de algemene intelligentiefactor g, syntactisch bewustzijn, woordenschat en spelling.

Dit kan eveneens wijzen op preselectiviteit waarbij de cognitief sterkere leerlingen die in het eerste middelbaar voor Latijn gekozen hebben de richting blijven volgen tot in het zesde middelbaar. Een andere mogelijke verklaring is de invloed van klasgenoten die een competitieve omgeving creëren waardoor leerlingen aangespoord worden om het beter te doen. De componenten waar de latinisten in het zesde middelbaar nog steeds beter scoorden dan de niet-latinisten zijn eerder talig van aard. Mogelijk zijn de leerlingen die sterk zijn in taal de studierichting Latijn blijven volgen. Bij de subtesten die peilden naar fluïde intelligentie (Gf) en visuele informatieverwerking (Gv), scoorden de latinisten in het eerste middelbaar beter dan de niet-latinisten, maar in het zesde middelbaar was dit niet meer zo. Deze subtesten zijn eerder wiskundig van aard en vereisen ruimtelijk inzicht. Mogelijk is dit eveneens toe te schrijven aan preselectiviteit waarbij de leerlingen die sterker zijn in wiskunde en ruimtelijk inzicht in het eerste jaar voor Latijn gekozen hebben en nadien ingestroomd zijn in eerder wetenschappelijke richtingen waarbij er meer nadruk gelegd wordt op de wiskundige en wetenschappelijke component.

Het kan ook zijn dat het voordeel voor latinisten op gekristalliseerde intelligentie (Gc), verbaal kortetermijngeheugen (Gsm), de algemene intelligentiefactor g, syntactisch bewustzijn, woordenschat en spelling voor een deel toe te schrijven is aan de studie van Latijn. Het voordeel op het vlak van de algemene intelligentiefactor g is mogelijk toe te schrijven aan het uitdagende, intellectuele karakter van de studie van Latijn. Het voordeel op het vlak van taalvaardigheden kan toe te schrijven zijn aan de aandacht die in het vak gegeven wordt aan de Latijnse woordenschat. Leerlingen moeten vaak woorden vanbuiten leren, wat het verbaal geheugen ten goede kan komen. Daarnaast zorgt het leren van Latijnse woorden voor een uitbreiding in de woordenschat omdat vele moderne talen, inclusief het Nederlands, een aanzienlijke hoeveelheid woorden van Latijnse oorsprong bevatten (Green, 2020; Haag & Stern, 2003). Waarschijnlijk gebruiken latinisten hun kennis van de Latijnse woordenschat ook om de betekenis van de woorden met een Latijnse oorsprong af te leiden. Carlisle &

Liberman (1989) vonden eveneens dat leerlingen die Latijn studeerden beter presteerden op de spellingstest dan leerlingen die een andere moderne taal studeerden, voornamelijk bij woorden van Latijnse oorsprong. Latijn heeft ook een complexe grammaticale structuur die studenten aanzet tot logisch en analytisch denken. Dit draagt mogelijk bij tot een verbeterd syntactisch bewustzijn. Leerlingen lezen daarnaast ook veel Latijnse teksten met de bedoeling om ze te vertalen, maar ook met de bedoeling om ze te begrijpen of de moraal erachter te ontdekken. Begrijpend lezen is dus ook van belang binnen dit vak. Het is opmerkelijk dat de latinisten uit het eerste jaar significant beter scoorden op deze test dan de niet-latinisten uit hetzelfde jaar, terwijl de latinisten uit het zesde jaar niet meer significant beter scoorden dan de niet-latinisten uit hetzelfde jaar. De leerlingen kregen binnen dit onderzoek slechts één tekst voorgeschoteld met tien bijhorende meerkeuzevragen. Er kan mogelijk sprake zijn van een plafondeffect waarbij de tekst en de test die ze kregen niet aangepast was aan hun niveau aangezien dezelfde test afgenomen werd bij de leerlingen in het eerste jaar. Bovendien is het mogelijk dat leerlingen uit andere studierichtingen met moderne talen ook sterk zijn in tekstueel inzicht waardoor het initiële verschil verdwijnt.

Enkel bij de variabelen woordenschat en spelling was de Cohen's d groter in het zesde middelbaar dan in het eerste middelbaar. Dit betekent dat het verschil tussen de latinisten en de niet-latinisten groter werd doorheen het secundair onderwijs wat betreft woordenschat en spelling. Dit zou kunnen betekenen dat er near transfer plaatsvindt. Near transfer komt erop neer dat er transfer plaatsvindt binnen hetzelfde cognitieve domein (Barnett & Ceci, 2002; Sala & Gobet, 2017; Woodworth & Thorndike, 1901). In het geval van het studeren van Latijn is dit het talige domein, waaronder dus woordenschat en spelling. In het zesde middelbaar hebben ze een grotere kennis van Latijn wat het cumulatief effect kan verklaren.

Voor de andere cognitieve variabelen buiten woordenschat en spelling was het voordeel voor de latinisten in vergelijking met de niet-latinisten in het zesde middelbaar kleiner. De persoonlijke kenmerken van de studenten die onderzocht werden, spelen mogelijk een rol. Uit de resultaten bleek namelijk dat de latinisten uit het eerste middelbaar significant beter scoorden dan de niet-latinisten wat betreft consciëntieusheid (Cohen's $d = 0.19$), autonome motivatie (Cohen's $d = 0.32$) en self-efficacy (Cohen's $d = 0.17$). Het is wel belangrijk om op te merken dat de effect sizes voor deze non-cognitieve variabelen klein waren in vergelijking met de effect sizes voor de cognitieve variabelen. Mogelijk is er voornamelijk preselectiviteit op basis van cognitieve factoren en in mindere mate op basis van de non-cognitieve factoren. De verschillen tussen de latinisten en de niet-latinisten in termen van consciëntieusheid, autonome motivatie en self-efficacy waren minder uitgesproken. Deze verschillen verdwenen ook naar het zesde middelbaar toe. Dit kan deels verklaren waarom het voordeel voor de latinisten op de cognitieve testen kleiner werden, behalve voor woordenschat en spelling. Deze non-cognitieve factoren spelen namelijk een belangrijke rol in de schoolprestaties van

leerlingen (Bandura, 1993; Bergold & Steinmayr, 2018; Bouih et al., 2021; Busato et al., 2000; Fonteyne et al., 2017; Komarraju et al., 2011; Kriegbaum et al., 2018; Laidra et al., 2007; Robbins et al., 2004; Steinmayr & Spinath, 2009). Longitudinaal onderzoek zou uitgevoerd moeten worden om de persoonlijke ontwikkeling van de leerlingen te kunnen volgen en een generationeel effect te kunnen uitsluiten.

Kort samengevat, de latinisten presteerden grotendeels beter dan de niet-latinisten op de cognitieve testen. Dit voordeel was enkel voor woordenschat en spelling groter in het zesde middelbaar dan in het eerste middelbaar. Dit kan wijzen op near transfer. Het voordeel voor de latinisten beperkte zich niet enkel tot het talige domein, want in het eerste middelbaar scoorden de latinisten significant beter op alle cognitieve testen dan de niet-latinisten. Dit wijst op preselectiviteit waarbij leerlingen die cognitief sterker zijn, kiezen voor de studierichting Latijn. In het zesde middelbaar zijn de testen waar de latinisten beter op scoorden dan de niet-latinisten wel eerder talig van aard. Dit kan te wijten zijn aan preselectiviteit waarbij de leerlingen die sterker zijn in taal de studierichting Latijn blijven volgen of aan de voordelen die de studie van Latijn met zich meebrengt, bijvoorbeeld door de sterke nadruk die in het vak Latijn gelegd wordt op woordenschat en op het analyseren van teksten met een complexe grammaticale structuur. Wellicht is het toe te schrijven aan een combinatie van zowel preselectiviteit als de studie van Latijn.

Vergelijking latinisten en niet-latinisten op non-cognitief vlak

Om hypothese 2 te onderzoeken werden de latinisten en de niet-latinisten vergeleken op verschillende non-cognitieve variabelen, namelijk oppervlakkige leerstrategieën, diepgaande leerstrategieën, consciëntieusheid, gecontroleerde motivatie, autonome motivatie en self-efficacy.

Uit de resultaten blijkt dat de latinisten uit het eerste middelbaar significant beter scoorden dan de niet-latinisten wat betreft consciëntieusheid, autonome motivatie en self-efficacy. De effect sizes waren kleiner bij de non-cognitieve variabelen dan bij de cognitieve variabelen. Dit betekent dat de verschillen tussen de latinisten en de niet-latinisten minder uitgesproken zijn op het non-cognitief vlak dan op het cognitief vlak. Naar het zesde middelbaar werden de verschillen op het vlak van consciëntieusheid, autonome motivatie en self-efficacy niet meer waargenomen. Dit wijst op preselectiviteit. Leerlingen die consciëntieus zijn en autonoom gemotiveerd zijn voor hun schoolwerk in het zesde leerjaar van de lagere school krijgen mogelijk het advies van de leerkracht om Latijn te gaan studeren. Dit advies kan er ook toe bijdragen dat deze leerlingen een hogere self-efficacy ontwikkelen dan leerlingen die dit advies niet gekregen hebben. Ze krijgen mogelijk meer zelfvertrouwen omdat ze georiënteerd worden in de “hoogste” richting.

De significante verschillen die gevonden werden tussen de latinisten en de niet-latinisten uit het zesde middelbaar zijn: de latinisten uit het zesde middelbaar werden meer

gedreven vanuit gecontroleerde motivatie dan de niet-latinisten uit het zesde middelbaar en de niet-latinisten uit het zesde middelbaar maakten meer gebruik van oppervlakkige leerstrategieën dan de latinisten uit het zesde middelbaar. Opvallend is dat de latinisten uit het eerste middelbaar significant meer gedreven waren vanuit autonome motivatie dan de niet-latinisten uit het eerste middelbaar (Cohen's $d = 0.32$) en dat de latinisten uit het zesde middelbaar significant meer gedreven waren vanuit gecontroleerde motivatie dan de niet-latinisten (Cohen's $d = 0.20$). Mogelijk is dit te wijten aan de competitieve klasomgeving waarin de latinisten zich bevinden. Ze zijn misschien meer prestatiegericht en dus meer gedreven door het behalen van hoge cijfers of door het voldoen aan de verwachtingen van de omgeving. De niet-latinisten uit het zesde middelbaar maakten significant meer gebruik van oppervlakkige leerstrategieën dan de latinisten uit het zesde middelbaar (Cohen's $d = 0.30$). Mogelijk kan dit te maken hebben met de manier waarop de niet-latinisten bevraagd worden op hun toetsen. Als ze hoge scores halen op hun toetsen door het louter memoriseren van informatie zullen ze deze strategieën blijven aanwenden en niet op zoek gaan naar alternatieve leerstrategieën.

Bij de variabelen oppervlakkige leerstrategieën, diepgaande leerstrategieën en gecontroleerde motivatie was de Cohen's d groter in het zesde middelbaar dan in het eerste middelbaar. Dit betekent dat het verschil tussen de latinisten en de niet-latinisten groter werd doorheen het secundair onderwijs wat betreft deze variabelen. De meeste p -waarden waren hier echter niet significant, meer specifiek bij oppervlakkige en diepgaande leerstrategieën in zowel het eerste als in het zesde middelbaar en bij gecontroleerde motivatie in het eerste middelbaar. Ondanks dat er verschillen waren tussen de steekproefgemiddeldes op zich, was de variantie binnen iedere groep op zich mogelijk te groot, waardoor de p -waardes niet significant tekenden. Dit zou kunnen betekenen dat de verschillen die gevonden werden aan de hand van Cohen's d aan het toeval toe te schrijven zijn. Het kan interessant zijn om de groep niet-latinisten op te delen in subgroepen, per studierichting in ASO, om zo te zien welke invloed dit heeft op de variantie. Misschien wordt de variantie per studierichting in dit geval kleiner en wordt er een duidelijker effect gevonden. Dit is een suggestie voor toekomstig onderzoek. Ook hier kan het zinvol zijn om bij vervolgonderzoek te kiezen voor een longitudinaal design.

Kort samengevat, de latinisten uit het eerste middelbaar waren consciëntieuzer, waren meer gedreven vanuit autonome motivatie en hadden een hogere self-efficacy dan de niet-latinisten uit het eerste middelbaar. Dit is toe te schrijven aan preselectiviteit. Deze effecten werden niet meer gevonden in het zesde middelbaar. In het zesde middelbaar werden de latinisten meer gedreven vanuit gecontroleerde motivatie, wat te wijten kan zijn aan de prestatiegerichte omgeving waarin ze zich bevinden. De hypothese dat de latinisten meer gebruik maken van diepgaande leerstrategieën, consciëntieuzer zijn, meer autonoom

gemotiveerd zijn en een hogere self-efficacy hebben en dat dit voordeel groter zou zijn in het zesde middelbaar dan in het eerste middelbaar moet dus weerlegd worden op basis van de bevindingen. Een longitudinaal onderzoek kan hier echter meer duidelijkheid in scheppen. Het kan bijvoorbeeld zijn dat de leerlingen uit het eerste middelbaar een ander psychologisch profiel hebben dan de leerlingen uit het zesde middelbaar binnen dit cross-sectioneel onderzoek.

Effecten van Latijn na controle voor verschillende variabelen

De t-testen die ingezet werden om hypothese 1 te onderzoeken, wezen uit dat de latinisten significant beter scoorden dan de niet-latinisten op het vlak van de algemene intelligentiefactor g, syntactisch bewustzijn, woordenschat en spelling, zowel in het eerste middelbaar als in het zesde middelbaar. Voor begrijpend lezen werd dit effect enkel gevonden in het eerste middelbaar. De achterwaartse selectie van de linear mixed models toonde bij vier van de vijf afhankelijke variabelen een significante bijdrage van het hoofdeffect van Latijn en eventuele interactie-effecten, na controle voor studiejaar, leerstoornis, de algemene intelligentiefactor g en verschillende non-cognitieve en demografische variabelen. Enkel bij syntactisch bewustzijn werden in het uiteindelijke model geen predictoren opgenomen die gerelateerd zijn aan Latijn. In dit geval is het effect op syntactisch bewustzijn toe te schrijven aan andere variabelen dan de studie van Latijn. Binnen het uiteindelijke model voor syntactisch bewustzijn werden namelijk significante hoofdeffecten gevonden van gender, studiejaar, leerstoornis en consciëntieusheid. De studie van Sparks et al. (1995) vond eveneens geen verbeteringen op de Engelse grammatica, ondanks de sterke nadruk die in het vak Latijn op grammatica gelegd wordt. Haag en Stern (2000) vonden echter bij Duitssprekende leerlingen dat de groep die vier jaar Latijnse les kreeg beter was in zowel het opsporen van grammaticafouten in een Duitse tekst als in het construeren van complexe zinnen dan de groepen leerlingen die twee jaar of geen Latijnse les volgden.

Voor de modellen met de algemene intelligentiefactor g en spelling als afhankelijke variabele werd een significant interactie-effect gevonden tussen gender en Latijn. Uit de post-hoc vergelijkingen bij deze twee modellen bleek dat de mannelijke latinisten significant hoger scoorden dan de mannelijke niet-latinisten. De vrouwelijke latinisten scoorden eveneens significant hoger dan de vrouwelijke niet-latinisten. De verschillen tussen de mannelijke niet-latinisten en de mannelijke latinisten zijn groter dan de verschillen tussen de vrouwelijke niet-latinisten en de vrouwelijke latinisten. Er is dus een grotere variatie binnen de groep mannen. Dit is congruent met onderzoek naar geslachtsverschillen in intelligentie en naar geslachtsverschillen in andere testen waaronder spelling (Deary et al., 2003; Feingold, 1992; Hedges & Nowell, 1995). Bij het model van spelling werd bovendien gevonden dat mannelijke latinisten beter scoorden op de spellingstest dan vrouwelijke latinisten. Waarschijnlijk is dit

eveneens te wijten aan de grotere spreiding bij mannen waarbij de cognitief sterkere mannen voor de studierichting Latijn gekozen hebben en ze het gemiddelde naar boven trekken.

Voor de modellen met woordenschat en begrijpend lezen als afhankelijke variabele werd een significant interactie-effect gevonden tussen studiejaar en Latijn. Uit de post-hoc vergelijkingen bij het model met woordenschat als afhankelijke variabele bleek dat de latinisten uit het eerste middelbaar significant beter scoorden dan de niet-latinisten uit het eerste middelbaar. De latinisten uit het zesde middelbaar scoorden eveneens significant beter dan de niet-latinisten uit het zesde middelbaar. Uit de post-hoc vergelijkingen bij het model met begrijpend lezen als afhankelijke variabele bleek dat de latinisten uit het eerste middelbaar significant beter scoorden dan de niet-latinisten uit het eerste middelbaar. In het zesde middelbaar is dit niet meer zo en scoren beide groepen ongeveer gelijk op de test van begrijpend lezen. Misschien is dit te wijten aan een plafondeffect waarbij de subtiele verschillen tussen de leerlingen uit het zesde middelbaar op de test niet meer op te pikken zijn. Dit kan toe te schrijven zijn aan het lage aantal meerkeuzevragen die ze kregen en de test is wellicht niet aangepast aan hun niveau aangezien dezelfde test afgenomen werd bij de eerstejaars.

De uniek verklaarde variantie door het hoofdeffect van Latijn en eventuele interactie-effecten die geïncorporeerd werden in de uiteindelijke modellen varieerde van 1% tot 4%. Hoewel deze unieke verklaarde variantie laag lijkt, moeten deze cijfers geëvalueerd worden in het licht van de praktische bruikbaarheid in de voorspellingen (Allen et al., 2009). Een bijdrage van 1% tot 4% kan relevant zijn als het bijdraagt aan het verbeteren van de schoolresultaten, bijvoorbeeld door een adequate studieoriëntatie. Bovendien bleef het effect van Latijn bij vier van de vijf afhankelijke variabelen robuust, bovenop de andere variabelen. Deze effecten kunnen dus niet louter toe te schrijven zijn aan de controlevariabelen. Ze zijn bijgevolg niet volledig toe te schrijven aan preselectiviteit.

Kort samengevat, er is een positief effect van het studeren van Latijn op vier van de vijf afhankelijke variabelen, namelijk de algemene intelligentiefactor *g*, woordenschat, spelling en begrijpend lezen. Enkel voor syntactisch bewustzijn als afhankelijke variabele werd dit effect niet gevonden. We kunnen hypothese 3 dus grotendeels bevestigen.

Beperkingen en richtlijnen voor toekomstig onderzoek

Binnen deze masterproef werd een cross-sectioneel onderzoek uitgevoerd waarbij verschillende groepen op één specifiek tijdstip werden gemeten. Hierdoor was het niet mogelijk om within-subject effecten te bepalen en om ze te onderscheiden van between-subject effecten. Er konden ook geen causale conclusies getrokken worden, aangezien we niet dezelfde leerlingen volgden. Met een longitudinaal onderzoek zou dit wel mogelijk kunnen zijn.

Er waren daarnaast missing data bij sommige participanten voor één of meerdere subtesten van CoVaT-3 door technische moeilijkheden. Daardoor hadden we geen totaalscore voor deze participanten. Bovendien kan het zijn dat sommige leerlingen een lage inzet vertoonden voor de testen waardoor vertekening in de resultaten kon optreden. Bovendien vertoonden enkele testen (oppervlakkige leerstrategieën, diepgaande leerstrategieën en gecontroleerde motivatie) een Cronbach's alpha onder de drempelwaarde van .70 (Nunnally, 1978). De betrouwbaarheid voor deze testen is dus lager, maar dit is hoogstwaarschijnlijk te wijten aan het lage aantal items bij deze testen. Het verwijderen van items zorgde niet voor substantiële verbeteringen. Om die reden werd beslist om alle items te behouden. Aangezien er binnen deze masterproef een secundaire data-analyse uitgevoerd werd, kon er ook niets aangepast worden in de testen.

Leerlingen die de studierichting Latijn gevolgd hadden voor enkele jaren, maar in het zesde middelbaar niet meer in de studierichting Latijn zaten, werden binnen dit onderzoek beschouwd als leerlingen die geen Latijn studeerden. Mogelijk hebben de jaren Latijn die deze leerlingen gevolgd hadden toch een invloed. Het kan in toekomstig onderzoek interessant zijn om een longitudinale studie uit te voeren waarbij leerlingen, die enkele jaren Latijn gevolgd hebben, maar erna gestopt zijn, uit de controlegroep (de niet-latinisten) te halen om zo een zuiver onderscheid te kunnen maken tussen de latinisten en de niet-latinisten.

Een suggestie voor toekomstig onderzoek is om een opdeling te maken van studierichtingen in het ASO omdat de groep niet-latinisten nu waarschijnlijk erg heterogeen is. Daarnaast kan de vergelijking tussen de studierichting Latijn en de studierichting moderne talen gemaakt worden. Het kan bijvoorbeeld zijn dat het studeren van moderne talen dezelfde effecten teweegbrengt als het studeren van Latijn, zoals werd geponeerd in de studie van Haag en Stern (2003).

Het kan bovendien interessant zijn om in een longitudinale studie de leerlingen reeds vanaf het zesde leerjaar in de lagere school te volgen en bij hen dezelfde testen af te nemen. Vervolgens kan er bekeken worden welke leerlingen instromen in de verschillende studierichtingen. Mogelijk kiezen de leerlingen die bijvoorbeeld hoger scoren op de algemene intelligentiefactor g , de leerlingen die consciëntieuzer zijn en meer autonoom gedreven zijn voor schoolwerk voor de studierichting Latijn. Op die manier kan er gecontroleerd worden voor preselectiviteit.

Binnen dit onderzoek werden slechts twee interactie-effecten opgenomen, namelijk $\text{gender}:\text{Latijn}$ en $\text{studiejaar}:\text{Latijn}$ omdat binnen deze masterproef voornamelijk gekeken werd naar de effecten van het studeren van Latijn. De keuze voor deze interactie-effecten werd eerder verduidelijkt. Mogelijk zijn er nog andere interessante interactie-effecten waar te nemen of op te nemen in een volgend onderzoek.

Conclusie

Uit de resultaten van deze masterproef blijkt dat de latinisten uit het eerste middelbaar significant beter scoorden dan de niet-latinisten uit het eerste middelbaar op alle afgenomen cognitieve testen. Dit wijst op preselectiviteit waarbij leerlingen die cognitief sterker zijn, kiezen voor de studierichting Latijn. De initiële verschillen die gevonden werden op het vlak van consciëntieusheid, autonome motivatie en self-efficacy in het voordeel van de latinisten wijzen eveneens op preselectiviteit. Het voordeel voor de latinisten op het vlak van woordenschat en spelling werd nog groter in het zesde middelbaar, wat mogelijk wijst op near transfer. Wanneer gecontroleerd werd voor studiejaar, leerstoornis, verschillende non-cognitieve en demografische variabelen is er nog steeds een robuust, positief effect van het studeren van Latijn op de algemene intelligentiefactor g . Wanneer gecontroleerd werd voor deze variabelen en de algemene intelligentiefactor g vinden we ook een robuust, positief effect van het studeren van Latijn op woordenschat, spelling en begrijpend lezen. In deze gevallen is het positief effect van de studie van Latijn niet volledig te verklaren door preselectiviteit. Voor syntactisch bewustzijn werd geen effect van de studie van Latijn gevonden, na controle voor studiejaar, leerstoornis, de algemene intelligentiefactor g , verschillende non-cognitieve en demografische variabelen.

Er zijn aanwijzingen voor near transfer wat betreft woordenschat en spelling. De studie van Latijn heeft bovendien een robuust, positief effect op de algemene intelligentiefactor g , woordenschat, spelling en begrijpend lezen, dat niet volledig te verklaren is door preselectiviteit. De resultaten die bekomen werden in deze masterproef tonen dus aan dat het studeren van Latijn een meerwaarde biedt en dat de studierichting Latijn nog steeds een plaats in het secundair onderwijs in Vlaanderen verdient.

Referenties

- Allen, J., Robbins, S. B., & Sawyer, R. (2009). Can measuring psychosocial factors promote college success? *Applied Measurement in Education*, 23(1), 1–22.
<https://doi.org/10.1080/08957340903423503>
- Ashe, A. C. (1998). Latin for Special Needs Students: Meeting the Challenge of Students with Learning Disabilities. In R. Lafleur (Ed.), *Latin for the 21st century: From Concept to Classroom*, 237-250. Scott Foresman – Addison Wesley.
- Bandura, A. (1993). Perceived Self-Efficacy in cognitive development and functioning. *Educational Psychologist*, 28(2), 117–148.
https://doi.org/10.1207/s15326985ep2802_3
- Barber, G. (1986). Latin as a Practical Study. *The Classical Journal*, 81(2), 158–160.
- Barnett, S. M., & Ceci, S. J. (2002). When and where do we apply what we learn?: A taxonomy for far transfer. *Psychological Bulletin*, 128(4), 612–637.
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.128.4.612>
- Bennett, D. (2021). A case study into pupil perceptions of Latin, conducted with a mixed-ability Year 9 Latin class at a comprehensive faith school. *The Journal Of Classics Teaching*, 22(43), 38–46. <https://doi.org/10.1017/s2058631021000052>
- Berger, N., & Archer, J. (2015). School socio-economic status and student socio-academic achievement goals in upper secondary contexts. *Social Psychology of Education*, 19(1), 175–194. <https://doi.org/10.1007/s11218-015-9324-8>
- Bergold, S., & Steinmayr, R. (2018). Personality and intelligence interact in the prediction of academic achievement. *Journal of Intelligence*, 6(2), 27.
<https://doi.org/10.3390/jintelligence6020027>
- Blanken, T., Dekker, K., & van Someren, E. (2018). How personality profile similarity can improve comparability between assessment formats: An example of the Mini-IPIP and IPIP-NEO-120 in a Dutch community sample. <https://doi.org/10.31234/osf.io/pjtgx>
- Bouih, A., Nadif, B., & Benattabou, D. (2021). Assessing the effect of general self-efficacy on academic achievement using path analysis: a preliminary study. *Journal of English Language Teaching and Applied Linguistics*, 3(4), 18–24.
<https://doi.org/10.32996/jeltal.2021.3.4.3>
- Bowker, R. (1975). English vocabulary comparison of Latin and non-Latin students. *Technical Report 831*. Boston: Human Engineering Laboratories.
- Bracke, E., & Bradshaw, C. (2020). The impact of learning Latin on school pupils: a review of existing data. *The Language Learning Journal*, 48(2), 226–236.
<https://doi.org/10.1080/09571736.2017.1400578>

- Broekkamp, H., & Van Hout-Wolters, B. (2006). Students' adaptation of study strategies when preparing for classroom tests. *Educational Psychology Review*, 19(4), 401–428.
<https://doi.org/10.1007/s10648-006-9025-0>
- Brunello, G., Esposito, P., Rocco, L., & Scicchitano, S. (2023). Do Classical Studies Open Your Mind?. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4381866>
- Busato, V., Prins, F. J., Elshout, J. J., & Hamaker, C. (2000). Intellectual ability, learning style, personality, achievement motivation and academic success of psychology students in higher education. *Personality and Individual Differences*, 29(6), 1057–1068.
[https://doi.org/10.1016/s0191-8869\(99\)00253-6](https://doi.org/10.1016/s0191-8869(99)00253-6)
- Cain, K. (2007). Syntactic awareness and reading ability: Is there any evidence for a special relationship? *Applied Psycholinguistics*, 28(4), 679–694.
<https://doi.org/10.1017/s0142716407070361>
- Carlisle, J. F. (1993). The influence of study of a second language on improvement in spelling. *Reading and Writing*, 5(4), 339–353. <https://doi.org/10.1007/bfo1043111>
- Carlisle, J. F., & Liberman, I. Y. (1989). Does the study of Latin affect spelling proficiency? *Reading and Writing*, 1(2), 179–191. <https://doi.org/10.1007/bfo0377470>
- Chamot, A. U. (2005). Language Learning Strategy Instruction: Current Issues And Research. *Annual Review Of Applied Linguistics*, 25, 112–130.
<https://doi.org/10.1017/s0267190505000061>
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1992). Revised NEO Personality Inventory (NEO-PI-R) and NEO Five-Factor Inventory (NEO-FFI) professional manual. Psychological Assessment Resources.
- Deary, I. J., Thorpe, G., Wilson, V., Starr, J. M., & Whalley, L. J. (2003). Population sex differences in IQ at age 11: the Scottish mental survey 1932. *Intelligence*, 31(6), 533–542. [https://doi.org/10.1016/s0160-2896\(03\)00053-9](https://doi.org/10.1016/s0160-2896(03)00053-9)
- Deary, I. J., Strand, S., Smith, P., & Fernandes, C. (2007). Intelligence and educational achievement. *Intelligence*, 35(1), 13–21. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2006.02.001>
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. Springer.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2008). Self-determination theory: A macrotheory of human motivation, development, and health. *Canadian Psychology*, 49(3), 182–185.
<https://doi.org/10.1037/a0012801>
- Declercq, K., & Verboven, F. (2010). Slaagkansen aan Vlaamse universiteiten: tijd om het beleid bij te sturen? *VIVES Briefings*.
- De Fraine, B., & Pinxten, M. (2011). Wie kiest welke studierichting in het secundair onderwijs? En welke rol speelt de school bij deze studiekeuze?
<https://kuleuven.limo.libis.be/discovery/fulldisplay?docid=lirias1939047&context=Se>

[archWebhook&vid=32KUL_KUL:Lirias&search_scope=lirias_profile&tab=LIRIAS&daptor=SearchWebhook&lang=en.](#)

- Depessemier, P., & Andries, C. (2009). *Gletschr. Dyslexie bij +16-jarigen. Test voor Gevorderd Lezen en Schrijven*. Garant.
- Deprez, E., Van Damme, J., & Pinxten, M. (2012). De invloed van de belangstelling en de specifieke begaafdheid op de studiekeuze in het secundair onderwijs. *Tijdschrift voor Onderwijsrecht en Onderwijsbeleid*, 3, 236–245.
- DeVane, A. K. (1997). The Efficacy of Latin Studies in the Information Age. *Educational Psychology*, 1-12.
- Duyck, W., Janse, M., & Soltic, J. (2017). Stem voor Grieks en Latijn. Wat overleeft, leeft. In *Vorming door onderwijs. Humaniora tussen verleden en toekomst*, 169–184. Acco.
- Eurydice/Eurostat. (2017). *Key Data on Eurydice Report Teaching Languages at School in Europe – 2017 Edition*. <https://op.europa.eu/en/publication-detail/-/publication/73ac5ebd-473e-11e7-aea8-01aa75ed71a1/language-en/format-PDF>
- Farooq, M. S., Chaudhry, A. H., Shafiq, M., & Berhanu, G. (2011). FACTORS AFFECTING STUDENTS' QUALITY OF ACADEMIC PERFORMANCE: A CASE OF SECONDARY SCHOOL LEVEL. *Journal of Quality and Technology Management*.
- Feingold, A. (1992). Sex Differences in Variability in Intellectual Abilities: A New Look at an Old Controversy. *Review Of Educational Research*, 62(1), 61–84.
<https://doi.org/10.3102/00346543062001061>
- Fonteyne, L., Duyck, W., & De Fruyt, F. (2017). Program-specific prediction of academic achievement on the basis of cognitive and non-cognitive factors. *Learning and Individual Differences*, 56, 34–48. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2017.05.003>
- Fox, J., & Monette, G. (1992). Generalized Collinearity Diagnostics. *Journal Of The American Statistical Association*, 87(417), 178–183.
<https://doi.org/10.1080/01621459.1992.10475190>
- Ganschow, L., & Sparks, R. (1995). Effects of Direct Instruction in Spanish Phonology on the Native-Language Skills and Foreign-Language Aptitude of At-Risk Foreign-Language Learners. *Journal Of Learning Disabilities*, 28(2), 107–120.
<https://doi.org/10.1177/002221949502800205>
- Gheorghe, A. (2022). Teaching Latin language and Roman culture as a journey from present to past: an action research project at a secondary classroom. *The Journal of Classics Teaching*, 23(46), 155–164. <https://doi.org/10.1017/s2058631022000113>
- Goldberg, L. R. (1993). The structure of phenotypic personality traits. *American Psychologist*, 48(1), 26–34. <https://doi.org/10.1037/0003-066x.48.1.26>
- Green, T. M. (2020). *The Greek & Latin roots of English (6th edition)*. Rowman & Littlefield Publishers.

- Haag, L., & Stern, E. (2000). Non scholae sed vitae discimus? In Search of Global and Specific Transfer Effects of Learning Latin. *14*, 146-157.
- Haag, L., & Stern, E. (2003). In search of the benefits of learning Latin. *Journal of Educational Psychology*, *95*(1), 174–178. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.95.1.174>
- Hakimi, S., Elaheh, H., & Lavasani, M. G. (2011). The relationships between personality traits and students' academic achievement. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, *29*, 836–845. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2011.11.312>
- Harding, J. F., Morris, P., & Hughes, D. (2015). The Relationship Between Maternal Education and Children's Academic Outcomes: A Theoretical Framework. *Journal Of Marriage And The Family/Journal Of Marriage And Family*, *77*(1), 60–76. <https://doi.org/10.1111/jomf.12156>
- Hauspie, C., Schelfhout, S., Dirix, N., Fonteyne, L., Janse, M., Szmalec, A., Vereeck, A., & Duyck, W. (2024). Does studying Latin in secondary education predict study achievement in academic higher education? *Language Learning*. <https://doi.org/10.1111/lang.12639>
- Hedges, L. V., & Nowell, A. (1995). Sex Differences in Mental Test Scores, Variability, and Numbers of High-Scoring Individuals. *Science*, *269*(5220), 41–45. <https://doi.org/10.1126/science.7604277>
- Hill, B. (2006). Latin for Students with Severe Foreign Language Learning Difficulties. *When Dead Tongues Speak: Teaching Beginning Greek and Latin*, 50–67. Oxford University Press.
- Jackson, M., Kiernan, K., & McLanahan, S. (2017). Maternal Education, Changing Family Circumstances, and Children's Skill Development in the United States and UK. *Ann Am Acad Pol Soc Sci*, *674*(1), 59-84. <https://doi.org/10.1177/0002716217729471>
- Jensen, M. (2015). Personality traits, learning and academic achievements. *Journal of Education and Learning*, *4*(4), 91. <https://doi.org/10.5539/jel.v4n4p91>
- Johnson, J. A. (2014). Measuring thirty facets of the Five Factor Model with a 120-item public domain inventory: Development of the IPIP-NEO-120. *Journal of Research in Personality*, *51*, 78–89. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2014.05.003>
- Karmiloff-Smith, A., Grant, J., Sims, K., Jones, M., & Cuckle, P. (1996). Rethinking metalinguistic awareness: representing and accessing knowledge about what counts as a word. *Cognition*, *58*(2), 197–219. [https://doi.org/10.1016/0010-0277\(95\)00680-x](https://doi.org/10.1016/0010-0277(95)00680-x)
- Katz, J.W., Noels, K.A., & Fitzner, A.R. (2020). Why Learn Latin? Motivation for Learning a Classical Language. *Teaching Classical Languages*, *11*(1), 89-129.

- Komaraju, M., Karau, S. J., Schmeck, R. R., & Avdic, A. (2011). The Big Five personality traits, learning styles, and academic achievement. *Personality and Individual Differences*, 51(4), 472–477. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2011.04.019>
- Kriegbaum, K., Becker, N., & Spinath, B. (2018). The relative importance of intelligence and motivation as predictors of school achievement: A meta-analysis. *Educational Research Review*, 25, 120–148. <https://doi.org/10.1016/j.edurev.2018.10.001>
- Laidra, K., Pullmann, H., & Allik, J. (2007). Personality and intelligence as predictors of academic achievement: A cross-sectional study from elementary to secondary school. *Personality and Individual Differences*, 42(3), 441–451. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.08.001>
- Loyens, S. M., Gijbels, D., Coertjens, L., & Côté, D. J. (2013b). Students' approaches to learning in problem-based learning: Taking into account professional behavior in the tutorial groups, self-study time, and different assessment aspects. *Studies in Educational Evaluation*, 39(1), 23–32. <https://doi.org/10.1016/j.stueduc.2012.10.004>
- Masciantonio, R. (1977). Tangible Benefits of the Study of Latin: A Review of Research. *Foreign Language Annals*. <https://doi.org/10.1111/j.1944-9720.1977.tb02999.x>
- Mavrogenes, N. A. (1979). Latin in the Elementary School: A Help for Reading and Language Arts. *The Classical Outlook*, 57(2), 33-35.
- McGrew, K. S. (1997). Analysis of the major intelligence batteries according to a proposed comprehensive Gf-Gc framework. *Contemporary Intellectual Assessment: Theories, Tests, And Issues*, 151–180. Guilford Press.
- Nakagawa, S., & Schielzeth, H. (2013). A General and Simple Method for Obtaining R² from Generalized Linear Mixed-Effects Models. *Methods in Ecology And Evolution*, 4(2), 133–142. <https://doi.org/10.1111/J.2041-210x.2012.00261.X>
- Neisser, U., Boodoo, G., Bouchard, T. J., Boykin, A. W., Brody, N., Ceci, S. J., Halpern, D. F., Loehlin, J. C., Perloff, R., Sternberg, R. J., & Urbina, S. (1996). Intelligence: Knowns and Unknowns. *American Psychologist*, 51(2), 77-101. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.51.2.77>
- Neroni, J., Meijjs, C., Gijbels, H. J., Kirschner, P. A., & De Groot, R. H. (2019). Learning strategies and academic performance in distance education. *Learning And Individual Differences*, 73, 1–7. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2019.04.007>
- Offenberg, R. M. (1971). Evaluation of the Elementary School (FLES) Latin Program 1970-71. *ERIC Clearinghouse*.
- Pelling, C., & Morgan, L. (2010). Latin for Language Learners: Opening opportunity for primary pupils. *London: Politeia*.
- Reardon, S. F. (2011). The Widening Academic Achievement Gap Between the Rich and the

- Poor: New Evidence and Possible Explanations. *Whither Opportunity? Rising Inequality, Schools, And Children's Life Chances*.
- Reynders, T., Nicaise, I., & Van Damme, J. (2005). Longitudinaal onderzoek in het basisonderwijs: de constructie van een SES-variabele voor het SIBO-onderzoek (LOA-rapport nr. 31). *Loopbanen doorheen onderwijs naar arbeidsmarkt*.
- Robbins, S. B., Lauver, K. J., Le, H., Davis, D. C., Langley, R., & Carlstrom, A. H. (2004). Do psychosocial and study skill factors predict college outcomes? A Meta-Analysis. *Psychological Bulletin*, 130(2), 261–288. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.130.2.261>
- Roberts, B. W., Jackson, J. J., Fayard, J. V., Edmonds, G., & Meints, J. (2009). Conscientiousness. In M. R. Leary & R. H. Hoyle (Eds.), *Handbook of individual differences in social behavior* (pp. 369–381). The Guilford Press.
- Rombaut, K., Cantillon, B. & Verbist, G. (2006). Determinanten van de differentiële slaagkansen in het hoger onderwijs. *Antwerpen: Centrum voor Sociaal Beleid Herman Deleek*.
- Roth, B., Becker, N., Romeyke, S., Michael, T., Domnick, F., & Spinath, F. M. (2015). Intelligence and school grades: A meta-analysis. *Intelligence*, 53, 118–137. <https://doi.org/10.1016/j.intell.2015.09.002>
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). Intrinsic and Extrinsic Motivations: classic definitions and new directions. *Contemporary Educational Psychology*, 25(1), 54–67. <https://doi.org/10.1006/ceps.1999.1020>
- Sala, G. B., & Gobet, F. (2017). Does far transfer exist? Negative evidence from chess, music, and working memory training. *Current Directions in Psychological Science*, 26(6), 515–520. <https://doi.org/10.1177/0963721417712760>
- Sala, G., Aksayli, N. D., Tatlidil, K. S., Tatsumi, T., Gondo, Y., & Gobet, F. (2019). Near and Far Transfer in Cognitive Training: A Second-Order Meta-Analysis. *Collabra Psychology*, 5(1), 18. <https://doi.org/10.1525/collabra.203>
- Schönplflug, U. (2001). Bilingualism: Cognitive aspects. In Elsevier eBooks (pp. 1171–1175). <https://doi.org/10.1016/b0-08-043076-7/01528-x>
- Sheridan, R. (1976). Augmenting Reading Skills through Language Learning Transfer. *FLES Latin Program Evaluation Reports*.
- Sirin, S. R. (2005). Socioeconomic Status and Academic Achievement: A Meta-Analytic Review of Research. *Review of Educational Research*, 75(3), 417–453. <https://doi.org/10.3102/00346543075003417>
- Sparks, R. L., Ganschow, L., Fluharty, K., & Little, S. (1995). An Exploratory Study on the Effects of Latin on the Native Language Skills and Foreign Language Aptitude of Students with and without Learning Disabilities. *The Classical Journal*, 91(2), 165-184.

- Spearman, C. (1904). 'General intelligence,' objectively determined and measured. *The American Journal of Psychology*, 15(2), 201–293. <https://doi.org/10.2307/1412107>
- Steinmayr, R., & Spinath, B. (2009). The importance of motivation as a predictor of school achievement. *Learning and Individual Differences*, 19(1), 80–90. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2008.05.004>
- Taylor, G., Jungert, T., Mageau, G. A., Schattke, K., Dedic, H., Rosenfield, S., & Koestner, R. (2014). A self-determination theory approach to predicting school achievement over time: the unique role of intrinsic motivation. *Contemporary Educational Psychology*, 39(4), 342–358. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2014.08.002>
- Thorndike, E. L. (1923). The influence of first-year Latin upon ability to read English. *School and Society*, 17, 165–168.
- Tukey, J. W. (1991). The Philosophy of Multiple Comparisons. *Statistical Science*, 6(1), 100–116. <https://doi.org/10.1214/ss/1177011945>
- Vander Beken, H. V., Woumans, E., & Brysbaert, M. (2017). Studying texts in a second language: No disadvantage in long-term recognition memory. *Bilingualism: Language and Cognition*, 21(4), 826–838. <https://doi.org/10.1017/s1366728917000360>
- Vandeveld, S., Van Keer, H., & Rosseel, Y. (2013). Measuring the complexity of upper primary school children's self-regulated learning: A multi-component approach. *Contemporary Educational Psychology*, 38(4), 407–425. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2013.09.002>
- Van Parijs, K., Joris, S., Tierens, M., & Magez, W. (2021). *COVAT-3 Draaiboek. Ondersteuning bij de COVAT-3 testafname*. Psychodiagnostisch Centrum, Toegepaste Psychologie, Thomas More Antwerpen.
- Vansteenkiste, M., Sierens, E., Soenens, B., & Lens, W. (2007). Willen, moeten en structuur: over het bevorderen van een optimaal leerproces. *BEGELEID ZELFSTANDIG LEREN*, 37, 1–27.
- Vansteenkiste, M., Sierens, E., Soenens, B., Luyckx, K., & Lens, W. (2009). Motivational profiles from a self-determination perspective: The quality of motivation matters. *Journal of Educational Psychology*, 101(3), 671–688. <https://doi.org/10.1037/a0015083>
- VanTassel-Baska, J. (1987). A case for the teaching of Latin to the verbally talented. *Roeper Review*, 9(3), 159–161. <https://doi.org/10.1080/02783198709553036>
- Vereeck, A., Janse, M., De Herdt, K., Szmalec, A., Hauspie, C., & Duyck, W. (2023). Why Plato needs psychology. Proposal for a theoretical framework underpinning research on the cognitive transfer effects of studying classical languages. *Psihološka Obzorja*, 32(2), 121–130. <https://doi.org/10.20419/2023.32.580>

Voyer, D., & Voyer, S. D. (2014). Gender differences in scholastic achievement: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, *140*(4), 1174–1204.

<https://doi.org/10.1037/a0036620>

Woodworth, R. S., & Thorndike, E. L. (1901). The influence of improvement in one mental function upon the efficiency of other functions. *Psychological Review*, *8*(3), 247–261.

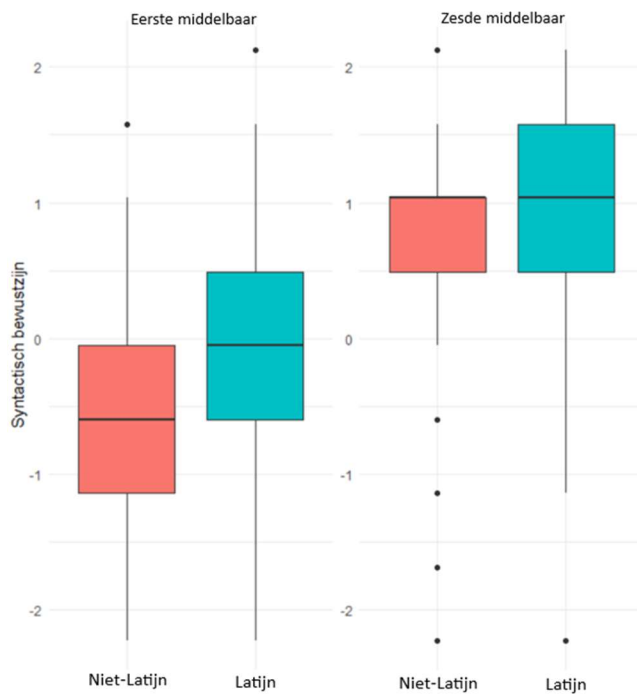
<https://doi.org/10.1037/h0074898>

Bijlage 1

Visualisatie van vergelijkingen op cognitieve testen tussen latinisten en niet-latinisten

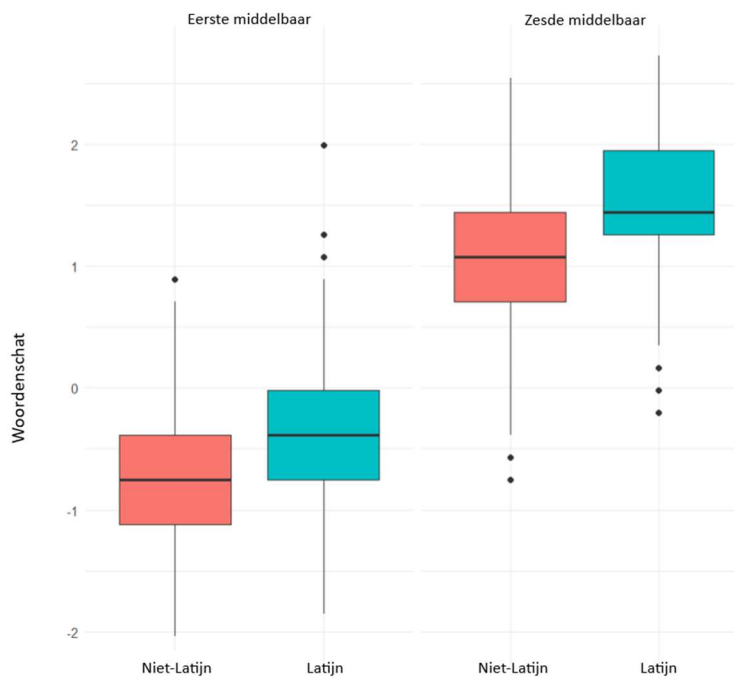
Figuur 1

Vergelijking van het Syntactisch Bewustzijn tussen de Latinisten en de Niet-Latinisten



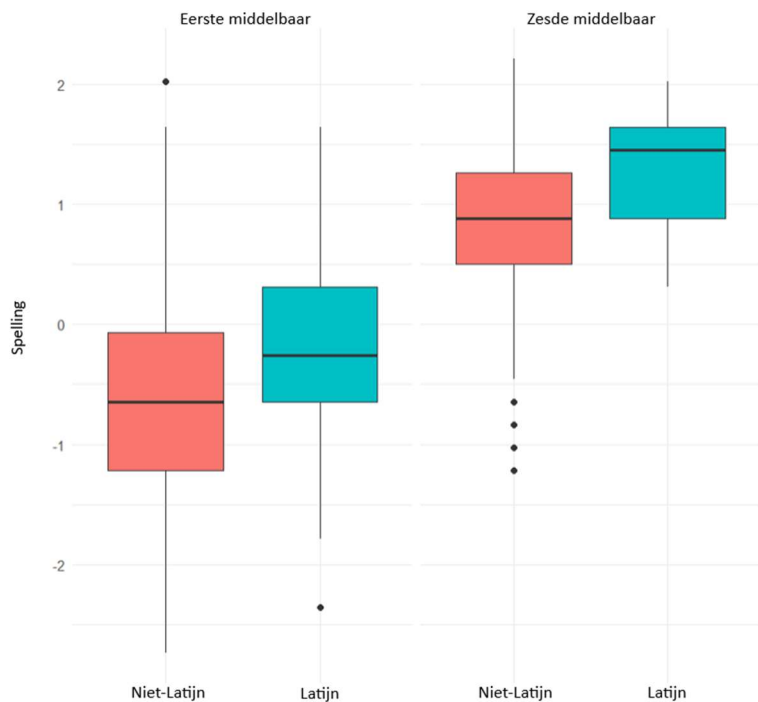
Figuur 2

Vergelijking van Woordenschat tussen de Latinisten en de Niet-Latinisten



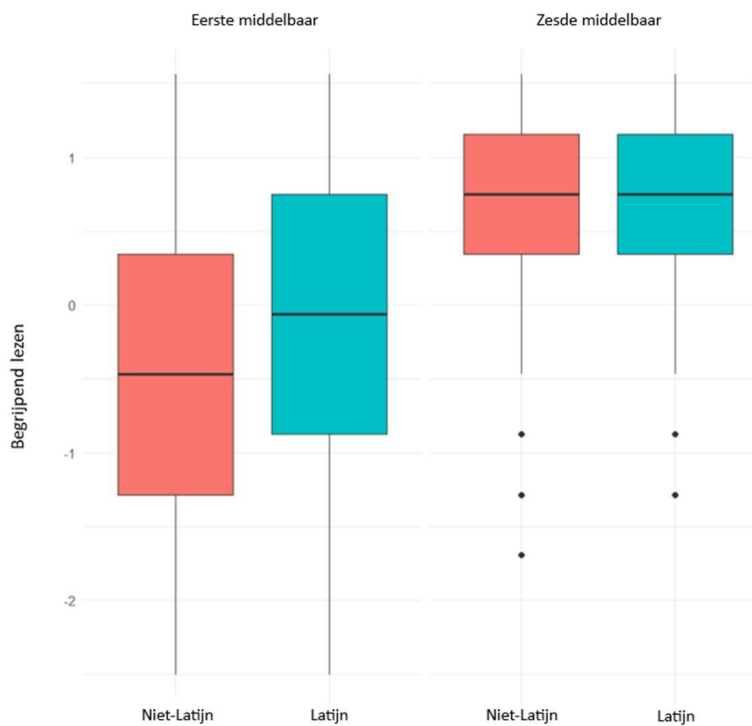
Figuur 3

Vergelijking van Spelling tussen de Latinisten en de Niet-Latinisten



Figuur 4

Vergelijking van Begrijpend Lezen tussen de Latinisten en de Niet-Latinisten



Bijlage 2

Significante hoofdeffekten per best passend model

In het model met de algemene intelligentiefactor *g* als afhankelijke variabele werden significante hoofdeffekten gevonden voor diploma moeder ($F_{7, 988.72} = 2.86, p < .01$), studiejaar ($F_{1, 114.60} = 222.57, p < .001$), Latijn ($F_{1, 91.44} = 34.67, p < .001$), oppervlakkige leerstrategieën ($F_{1, 1003.62} = 4.84, p < .05$), autonome motivatie ($F_{1, 1002.62} = 6.93, p < .01$) en self-efficacy ($F_{1, 976.27} = 9.07, p < .01$).

In het model met syntactisch bewustzijn als afhankelijke variabele werden significante hoofdeffekten gevonden voor gender ($F_{1, 1010.89} = 8.22, p < .01$), studiejaar ($F_{1, 201.14} = 148.93, p < .001$), leerstoornis ($F_{1, 1007.63} = 6.14, p < .05$), consciëntieusheid ($F_{1, 1006.29} = 6.25, p < .05$) en de algemene intelligentiefactor *g* ($F_{1, 972.97} = 45.19, p < .001$).

In het model met woordenschat als afhankelijke variabele werden significante hoofdeffekten gevonden voor gender ($F_{1, 1009.20} = 9.79, p < .01$), studiejaar ($F_{1, 181.43} = 858.92, p < .001$), leerstoornis ($F_{1, 994.18} = 5.17, p < .05$), Latijn ($F_{1, 120.74} = 34.26, p < .001$) en de algemene intelligentiefactor *g* ($F_{1, 1009.76} = 67.72, p < .001$).

In het model met spelling als afhankelijke variabele werden significante hoofdeffekten gevonden voor diploma moeder ($F_{7, 997.72} = 3.25, p < .01$), studiejaar ($F_{1, 215.37} = 369.71, p < .001$), leerstoornis ($F_{1, 999.14} = 42.83, p < .001$), Latijn ($F_{1, 116.81} = 33.37, p < .001$), oppervlakkige leerstrategieën ($F_{1, 1006} = 13.16, p < .001$), gecontroleerde motivatie ($F_{1, 999.17} = 4.27, p < .05$) en de algemene intelligentiefactor *g* ($F_{1, 999.33} = 117.94, p < .001$).

In het model met begrijpend lezen als afhankelijke variabele werden significante hoofdeffekten gevonden voor diploma moeder ($F_{7, 1000.82} = 2.56, p < .05$), studiejaar ($F_{1, 212} = 75.26, p < .001$), Latijn ($F_{1, 134.16} = 4.22, p < .05$), de algemene intelligentiefactor *g* ($F_{1, 1003.39} = 117.38, p < .001$).