

ERASMUS UNIVERSITEIT ROTTERDAM  
Erasmus School of Economics  
Bachelorscriptie Economie & Bedrijfseconomie

## De invloed van de klasgrootte op leerlingenprestaties

Naam: Rens van Reenen

Studentennummer: 610800

Begeleider: KFJ. Spiritus

Tweede beoordelaar: AJ. Dur

Datum definitieve versie: 5 juli 2024

*Het geschrevene in deze scriptie is de opvatting van de auteur en niet noodzakelijk die van de begeleider, Erasmus School of Economics of Erasmus Universiteit Rotterdam.*

## **ABSTRACT**

In deze bachelorscriptie wordt onderzoek gedaan naar de invloed van klasgrootte op leerlingenprestaties, gemeten met behulp van de PISA-score. Aanleiding is het wereldwijd groeiende lerarentekort en de potentiële invloed hiervan op klasgroottes. Het onderzoek begint met een literatuuronderzoek waaruit geconcludeerd wordt dat er een negatieve relatie bestaat tussen klasgrootte en studentenprestaties. Deze relatie is vooral sterk voor jonge studenten en studenten uit minderheidsgroepen.

In de empirische analyse wordt er gebruik gemaakt van een panelregressie, om te kijken naar de relatie tussen de PISA-scores van natuurwetenschappen, wiskunde en leesvaardigheid en de klasgrootte. Verder wordt er gecontroleerd voor lerarensalarissen en onderwijstijd. De dataset bevat observaties van 72 landen tussen 1998 en 2018.

De regressieresultaten zijn inconsistent tussen verschillende modellen en voor de verschillende vaardigheden. Voor wiskunde laat het model, dat controleert voor alleen onderwijstijd, zien dat klasgrootte een significant negatief effect heeft op de PISA-score. Voor natuurwetenschappen en leesvaardigheid zijn de resultaten inconsistent en niet-significant.

Concluderend lijkt het of kleinere klassen daadwerkelijk zorgen voor verbeterde studentenprestaties, maar de resultaten hangen af van de gebruikte methodologie en controle variabelen. Voor vervolgonderzoek wordt het gebruik van data en extra controle variabelen dan ook aangeraden om consistente resultaten te verkrijgen.

## INHOUDSOPGAVE

Hoofdstuk 1 Inleiding.....	blz.4
Hoofdstuk 2 Theoretisch kader.....	blz.6
2.1 De PISA-score.....	blz.6
2.2 De invloed van klasgrootte op PISA-score.....	blz.7
2.3 Invloedsfactoren PISA-scores en klasgrootte.....	blz.11
2.3.1 Invloed van status van leraren .....	blz.11
2.3.2 Invloed van lerarensalarissen .....	blz.11
2.3.3 Invloed van onderwijsuren .....	blz.12
Hoofdstuk 3 Data.....	blz.13
3.1 Variabelen.....	blz.13
3.1.1 Afhankelijke en onafhankelijke variabelen.....	blz.13
3.1.2 Controlevariabelen.....	blz.14
3.2 Datavoorbereiding.....	blz.15
3.3 Beschrijvende statistieken.....	blz.15
Hoofdstuk 4 Methodologie .....	blz.19
Hoofdstuk 5 Resultaten & Discussie.....	blz.21
5.1 Resultaten.....	blz.21
5.1.1 PISA-score wiskunde.....	blz.21
5.1.2 PISA-score leesvaardigheid.....	blz.23
5.1.3 PISA-score natuurwetenschappen.....	blz.25
5.2 Discussie.....	blz.27
5.2.1 PISA-score wiskunde.....	blz.27
5.2.2 PISA-score leesvaardigheid.....	blz.28
5.2.3 PISA-score natuurwetenschappen.....	blz.29
5.2.4 Algemene discussie.....	blz.29
Hoofdstuk 6 Conclusie.....	blz.30
Literatuurlijst.....	blz.31
Appendix A: Landen per variabele.....	blz.35
Appendix B: Gemiddelden per land.....	blz.37
Appendix C: Histogrammen.....	blz.39

## HOOFDSTUK 1 INLEIDING

Momenteel is er in Nederland sprake van een aanzienlijk lerarentekort, en naar verwachting zal dit ook de komende jaren nog een probleem blijven (Ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschap, 2023). Op mondiale schaal is er ook sprake van een lerarentekort. In 2023 hebben slechts vier van de tien landen genoeg leraren in het primair onderwijs. In het voortgezet onderwijs zal slechts één van de vijf landen genoeg leraren hebben in het secundair onderwijs (UNESCO & International Task Force on Teachers for Education 2030, 2024). Hoeveel leraren er nodig zullen zijn wordt bepaald door te kijken naar het aantal leraren dat de komende jaren zal stoppen, en door te kijken naar welke tekorten er nu al zijn. De grootste uitdagingen met betrekking tot het lerarentekort zullen ontstaan in Europa, Noord-Amerika en het zuidelijke Sahara gebied in Afrika. In Oost-Azië zullen de lerarentekorten naar verwachting relatief gezien minder ernstig zijn. Waar het lerarentekort in het Sahara-gebied vooral ontstaat als gevolg van een gebrek aan kennis, is het in Noord- Amerika en Europa vooral te wijten aan het feit dat veel mensen er op basis van hun voorkeuren voor kiezen om in andere sectoren dan het onderwijs te werken (UNESCO & International Task Force on Teachers for Education 2030, 2024).

Wanneer er lerarentekorten zijn zal dit ervoor zorgen dat er in de toekomst relatief gezien meer studenten per leraar zullen zijn. Dit onderzoek zal kijken naar het effect van klasgrootte op studentenprestaties. Hier zullen de PISA-scores als meting gelden voor studentenprestaties. Het Programme for International Student Assessment (PISA) is een onderzoek waarbij de schoolprestaties van 15-jarigen op het gebied van natuurwetenschappen, lezen en wiskunde in verschillende landen worden gemeten en vergeleken (OECD, 2014). De onderzoeksvraag zal dan ook als volgt luiden:

*Wat is de invloed van klasgrootte op PISA-scores?*

Dit onderzoek is maatschappelijk relevant omdat de uitkomsten kunnen bijdragen aan aanpassingen in klasgroottes, waardoor kansengelijkheid wordt bevorderd en studentenprestaties verbeteren. De overheid zou op basis hiervan beleid kunnen aanpassen, bijvoorbeeld door regels over maximale klasgroottes te wijzigen en door manieren te vinden om leraren te motiveren. Op deze manier zou er daadwerkelijk ruimte ontstaan voor kleinere klassen als blijkt dat deze een positieve invloed hebben op de prestaties van studenten en op kansengelijkheid.

Er zijn al veel onderzoeken uitgevoerd naar het effect van klasgrootte op studentenprestaties, waarbij zowel experimenten als bestaande data zijn gebruikt. Dit onderzoek is wetenschappelijk relevant omdat het zich onderscheidt door landen met elkaar te vergelijken en gebruik te maken van meerdere datapunten per land. Hierbij wordt op verschillende momenten in de tijd gekeken naar zowel de PISA-scores als de verhouding tussen leraren en studenten per land.

Het onderzoek begint met een overzicht van de bestaande literatuur over het effect van klasgrootte op studentenprestaties. Daarnaast wordt er ook in de literatuur gekeken naar andere factoren die mogelijk van invloed zijn op studentenprestaties. Dit is van belang voor de empirische analyse, waarin gebruik gemaakt zal worden van een meervoudige regressie met paneldata. Er zal gebruik gemaakt worden van drie modellen: één zonder controle variabelen, één met onderwijstijd als controle variabele en één met onderwijstijd en lerarensalarissen als controle variabelen. Op basis van de Hausman-Test zal bepaald worden voor de drie verschillende modellen of er gebruikt gemaakt moet worden van 'fixed effects' of van 'random effects'. De regressies zullen voor elke van de drie vaardigheden apart uitgevoerd worden.

## HOOFDSTUK 2 THEORETISCH KADER

### 2.1 De PISA-score

De 'Programme for International Assessment' (PISA) is een onderzoek van de 'Organisation for Economic Co-operation and Development' (OECD). Ze doen onderzoek naar schoolsystemen door te kijken naar de prestaties van 15-jarige scholieren op het gebied van lezen, wiskunde en natuurwetenschappen. Dit onderzoek wordt uitgevoerd in zowel landen die lid zijn van de OECD als in landen die geen lid zijn van de OECD, met als doel om data te verschaffen aan beleidsmakers. (OECD, 2014). Het onderzoek wordt sinds 2000 elke drie jaar uitgevoerd. Alleen het PISA-onderzoek van 2021 is naar 2022 uitgesteld als gevolg van de pandemie (Meelissen et al., 2023).

De test bestaat uit een digitale toets waar vragen gesteld worden die de vaardigheden op het gebied van lezen, wiskunde en natuurwetenschappen testen. Daarnaast vullen de scholieren een vragenlijst in waar vooral wordt gekeken naar persoonlijke kenmerken van de scholier. Er wordt een beeld geschetst van de sociaaleconomische status van de leerling, de demografische gegevens en het schoolklimaat waarin de leerling zich bevindt. Ook wordt er gekeken naar het welbevinden van de scholieren. Deze gegevens kunnen helpen verschillen in testresultaten tussen verschillende groepen te verklaren (Gubbels et al., 2019).

De score wordt zodanig geschaald dat het gemiddelde voor de OESO-landen (een samenwerkingsverband tussen 38 grotendeels welvarende landen (Centraal Bureau voor Statistiek, 2024)) ongeveer rond de 500 ligt, en de standaardafwijking rond de 100 scorepunten ligt. Feitelijk gezien is er dus geen minimum- of maximumscore. Ongeveer twee derde van alle scholieren scoort tussen de 400 en 600 (Meelissen et al., 2023).

In Nederland konden in 2018 verschillende conclusies getrokken worden na het evalueren van de testresultaten en vragenlijsten. Zo bleek dat in Nederland een kwart van de 15-jarigen risico loopt op laaggeletterdheid, en dus moeite heeft met het begrijpen van teksten. Verder bleek dat Nederlandse scholieren vergeleken met buurlanden gelukkiger zijn. Ook bleek dat de kansenongelijkheid in Nederland toegenomen is. Er is namelijk een gedeelte van de scholieren in Nederland dat geen toegang heeft tot hulpbronnen om hun vaardigheden te ontwikkelen. Het opleidingsniveau van de ouders en de migratieachtergrond hebben dan ook een grote invloed op de prestaties van 15-jarigen (Gubbels et al., 2019).

## **2.2 De invloed van klasgrootte op studentenprestaties**

Een van de meest invloedrijke studies van klasgrootte op studentenprestaties is Project STAR. Dit is een van de weinige gerandomiseerde experimenten die uitgevoerd zijn om te kijken naar de invloed van klasgrootte op studentenprestatie, en is daarnaast op grote schaal uitgevoerd. Eind 1980 werden in de Verenigde Staten 11.500 leerlingen die begonnen aan de kleuterklas willekeurig toegewezen aan drie soorten klassen: kleine klassen, reguliere klassen en reguliere klassen met een onderwijsassistent. Vervolgens werden gedurende vier jaar de prestaties van de leerlingen bijgehouden, waarna de resultaten van de verschillende groepen met elkaar werden vergeleken.

Uit de analyse van Krueger (1999) blijkt dat studenten in kleine klassen na het eerste jaar gemiddeld vier procentpunt hoger scoorden op hun toetsen. In de daaropvolgende drie jaar steeg dit verschil met één procentpunt per jaar. Dit effect was groter voor jongens dan voor meisjes. Verder bleek ook dat de voordelen van een kleine klas groter zijn voor studenten van kleur. Dit gold ook voor studenten die gratis lunch kregen op school, en dus behoorden tot de laagste economische klasse. Krueger (1999) geeft als verklaring voor het lange termijn effect, dat studenten die aan het begin van hun schoolperiode in een kleine klas zitten, zich beter kunnen aanpassen aan de schoolomgeving. Dit zou ertoe leiden dat ook op lange termijn de prestaties van studenten uit kleine klassen beter zijn. Verder blijkt uit de analyse van Krueger (1999) dat studenten die worden toegewezen aan reguliere klassen met onderwijsassistent niet significant beter presteren dan studenten die worden toegewezen aan reguliere klassen zonder onderwijsassistent.

Een andere analyse die is uitgevoerd met behulp van data van Project STAR, kijkt naar het effect van klasgrootte in de kleuterklas op de kans dat studenten op latere leeftijd een toelatingstoets voor het hoger onderwijs zullen afleggen. Het blijkt dat leerlingen die in de kleuterklas in kleine klassen zaten, een grotere kans hebben op het afleggen van een toelatingstoets voor het hoger onderwijs, maar dat de scores zelf niet significant verschillen van leerlingen die in de kleuterklas in een reguliere klas zaten (Krueger & Whitmore, 2001). Ook hier blijkt dat het effect voor leerlingen uit minderheidsgroepen, en dan met name studenten van kleur, groter is. Dit impliceert dat kleine klassen kunnen zorgen voor het verminderen van de kloof in prestaties tussen blanke studenten, en studenten van kleur (Krueger & Whitmore, 2001).

Waar het onderzoek van Krueger (1999) zich vooral richtte op korte termijn prestaties, richtte het onderzoek van Krueger & Whitmore (2001) zich op de langetermijnprestaties van de scholieren door de scholieren langer te volgen. Beide studies maken gebruik van regressieanalyses en correcties op selectieproblemen. Het onderzoek van Krueger & Whitmore (2001) maakt ook gebruik van nieuwe methoden om te corrigeren voor selectieproblemen, zoals de Heckman-correctie. Deze methode voegt een zogenaamde correctiefactor toe aan het model. Deze correctiefactor is gebaseerd op de waarschijnlijkheid van selectie.

Iversen en Bonesrønning (2013) richtten zich bij het doen van onderzoek over de effecten van klasgrootte op studentenprestaties vooral op studenten uit achtergestelde gezinnen. Uit onderzoek bleek dat voor deze studenten een kleinere klas een relatief grote positieve invloed heeft op hun studentenprestaties. Kleine klassen zouden volgens dit onderzoek bij kunnen dragen aan het verminderen van sociaaleconomische ongelijkheden. In dit onderzoek zijn er geen significante effecten gevonden voor studenten met hoger opgeleide ouders.

Voor dit onderzoek zijn gegevens gebruikt van openbare Noorse basisscholen. Er is gebruikgemaakt van de maximumklasgrootteregel om zo het voorkeurseffect van ouders weg te nemen. Hierbij is een vergelijking gemaakt tussen klassen die net over deze grens heen kwamen, en dus opgesplitst moesten worden, en tussen klassen die net onder de grens van het maximaal aantal leerlingen zaten. Ouders kunnen zich namelijk moeilijk aanpassen aan variaties in inschrijvingen, en zo wordt selectiebias tegengegaan.

Toch zijn er ook onderzoeken waaruit blijkt dat klasgrootte geen significante invloed heeft op studentenprestaties. Shen et al. (2017) onderzoekt het effect van klasgrootte op leesprestaties in acht Europese landen. Voor enkele landen is er een negatief significant effect, maar voor de meeste landen worden er geen significante resultaten gevonden. Er wordt gebruikgemaakt van data van de 'Progress International Reading Literacy Study' (PIRLS). Dit is een test die leesvaardigheden meet van 9- á 10-jarigen. Het onderzoek maakt gebruik van een meervoudige regressie waarbij ook andere variabelen worden meegenomen die kenmerkend zijn voor de school, de leerling als individu en de klas zelf. Ook is er gebruikgemaakt van de wettelijke maximale klasgrootte als instrumentele variabele. Met behulp van de Durbin-Wu-Hausman Test is gekeken of de resultaten van de regressieanalyse overeenkwamen met die van de IV-analyse. Voor landen waar het instrument sterk was, en de variabele dus exogeen is en sterk is gecorreleerd met de onafhankelijke variabele, wordt voorkeur gegeven aan de resultaten van de IV-analyse. Voor de andere landen wordt de voorkeur gegeven aan de regressieanalyse. Voor Roemenië was het instrument sterk en was er bij de IV-analyse een negatief significant effect van klasgrootte op leesprestaties in zowel 2001 als in 2011. Voor Duitsland en Hongarije was



het instrument zwak en was er bij de regressieanalyse een negatief significant effect van klasgrootte op leesprestaties in 2006.

Er kan op basis van het onderzoek van Shen et al. (2017) geen algemene conclusie worden getrokken over het effect van klasgrootte op leesprestaties. Over tijd en tussen de landen verschilt het effect tussen positief en negatief, en significant en niet-significant.

Verder toonde het onderzoek aan dat specifieke kenmerken van leraren, zoals het hoogst behaalde diploma, het aantal jaren ervaring en het geslacht, geen invloed hadden op de prestaties van de studenten. Echter, bleek het effect van kleine klassen op studentenprestaties significant groter te zijn voor minderheidsgroepen en leerlingen die afhankelijk waren van gratis lunch. Uit dit onderzoek bleek wederom dat klasgrootte een belangrijke rol speelt bij het verbeteren van studentenprestaties van bepaalde groepen, zoals minderheidsgroepen en leerlingen met een slechte financiële achtergrond.

Hoxby (2000) vond ook niet-significante effecten van klasgrootte op prestaties van leerlingen in het basisonderwijs. Het onderzoek waarbij gegevens uit een natuurlijk experiment werden gebruikt, onderscheidt zich door methoden te gebruiken die de resultaten minder gevoelig maken voor bias.

In de eerste methode werd er gekeken naar natuurlijke veranderingen in de grootte van de klassen. Zo kan er een groot verschil ontstaan tussen de grootte van de kleuterklas in twee opvolgende jaren, bijvoorbeeld wanneer er de maanden voor de peildatum weinig kinderen geboren worden en de maanden na de peildatum veel kinderen geboren worden.

In de tweede methode wordt gekeken naar situaties waarin een kleine verandering in inschrijvingen zorgt voor een plotselinge verandering in klasgrootte. Dit gebeurt wanneer een extra inschrijving ervoor zorgt dat het maximum aantal leerlingen wordt overschreden. Hierdoor moeten de klassen opnieuw worden ingedeeld, wat resulteert in kleinere klassen.

Hoxby (2000) kijkt dus naar verschil in klasgrootte als gevolg van 'natuurlijke' veranderingen. Hierdoor speelt de preferentie van ouders voor een grote of kleine klas een minder grote rol. Op deze manier wordt selectiebias tegengegaan.

Shin et al. (2009) voerden een meta-analyse uit waarin wordt gekeken naar de relatie tussen klasgrootte en studentenprestaties in de Verenigde Staten. Uit dit onderzoek blijkt dat klasgrootte vooral invloed heeft op de prestaties in de vroege leerjaren op de basisschool, en dat er in het 10e leerjaar zelfs sprake is van een positief effect van klasgrootte op studentenprestaties.

Verder bleek ook dat gepubliceerde studies een grotere invloed van klasgrootte aantonen dan niet-gepubliceerde studies. Dit insinueert dat er sprake zou kunnen zijn van publicatiebias.

Ook uit het onderzoek van Denny en Oppedisano (2013) bleek dat klasgrootte een positief effect heeft op studentenprestaties. Dit onderzoek keek naar het effect van klasgrootte op de wiskundescores van scholieren. In de empirische analyse zijn de PISA-scores van de Verenigde Staten en van het Verenigd Koninkrijk in 2003 gebruikt. Uit de resultaten bleek dat een stijging van de klasgrootte tot een verbetering van de wiskundescores leidt, maar slechts de resultaten van het Verenigd Koninkrijk waren significant.

Er is voor dit onderzoek gebruikgemaakt van twee methodes. Allereerst is als instrumentele variabele, gebruikgemaakt van de gemiddelde klasgrootte van klassen met hetzelfde niveau op dezelfde school. Deze variabele is namelijk alleen gecorreleerd met klasgrootte en niet met studentenprestaties.

De tweede methode is een voorstel gedaan door Lewbel (2012). Deze maakt gebruik van econometrische methodes waarbij er gebruikgemaakt wordt van heteroscedasticiteit. Er worden als het ware nieuwe instrumentele variabelen gecreëerd door gebruik te maken van de residuen van de eerste regressie. Deze methode kan als alternatief gebruikt worden wanneer er twijfel bestaat over de geldigheid van de instrumentele variabele. In het onderzoek is gebruikgemaakt van beide methodes, zodat de validiteit van de tweede methode beoordeeld kan worden. Denny en Oppedisano (2013) concluderen dat het gebruik van instrumentele variabelen niet volledig vervangen kan worden door het gebruiken van de methode voorgesteld door Lewbel (2012). Wel wordt geconcludeerd dat het efficiënt kan zijn de methode te gebruiken in combinatie met het gebruik van instrumentele variabelen.

In de literatuur worden verschillende verklaringen gegeven voor het positieve verband tussen klasgrootte en studentenprestaties. Dit zou te maken hebben met het feit dat studenten beter presteren wanneer er veel studenten zijn die op zichzelf lijken. Hoe groter de klassen zijn, hoe groter de kans is dat er studenten zijn die op elkaar lijken (Dobbelsteen et al., 2002).

Uit het onderzoek blijkt dat er dus verschillende opvattingen zijn over het effect van klasgrootte op studentenprestaties. De resultaten variëren over tijd, per land en afhankelijk van de gebruikte methode. Toch kan uit de literatuur over het algemeen geconcludeerd worden dat een grotere klasgrootte een negatief effect heeft op studentenprestaties, vooral voor studenten uit minderheidsgroepen.

## **2.3 Invloedsfactoren PISA-scores en klasgrootte**

### **2.3.1 De invloed van de status van leraren**

Verder blijkt ook dat er een positieve correlatie is tussen leraarstatus en PISA-scores. In landen waar er meer waardering is voor leraren, presteren de studenten over het algemeen dus beter (OECD, 2012). Ook heeft de status van leraren een effect op het lerarentekort. Over het algemeen wordt de mate waarin mensen respect hebben voor leraren beïnvloedt door politiek beleid. De afname van autonomie van leraren, als gevolg van politiek beleid met betrekking tot het onderwijs, zorgt ervoor dat de status van leraren vermindert. Ook de maatschappij speelt een grote rol bij de mate waarin er respect is voor leraren. De normen en waarden spelen een grote rol bij de sociale en economische klassen. Het veranderen van de status van leraren is van belang om te zorgen voor genoeg leraren, want uit onderzoek blijkt dat mensen minder gemotiveerd zijn om leraar te worden of te blijven wanneer het beroep een relatief lage status heeft (Ovenden-Hope, 2022).

### **2.3.2 De invloed van onderwijstijd**

Uit onderzoek blijkt dat het verlagen van het aantal onderwijsuren ervoor zorgt dat scholen beter in staat zijn om leraren te behouden (Connolly et al., 2023). Het verlagen van het aantal onderwijsuren zal de werkdruk verlagen zonder dat dit ten koste gaat van de resultaten van de leerlingen. De resultaten van de leerlingen zullen er volgens Connolly et al. (2023) namelijk niet onder leiden wanneer de tijdsbesteding van leraren op zo'n manier worden ingevuld dat er meer ruimte is voor ontwikkeling van de leraren. Hierbij kan worden gedacht aan meer tijd voor samenwerking met andere leraren, en meer tijd voor het voorbereiden van de lessen.

Ander onderzoek is uitgevoerd op openbare middelbare scholen in Kenia door Hillow et al. (2023). Hier is gebleken dat er een significante correlatie bestaat tussen een zware werkdruk en het behoud van leraren. Hierbij is gekeken naar het aantal lessen dat leraren gaven en is er gekeken naar interviews waaruit bleek dat veel leraren vanwege een te hoge werkdruk overwogen te vertrekken.

Ook uit een Engels rapport over de arbeidsmarkt voor leraren blijkt dat een hoge werkdruk een negatief effect heeft op het behoud van leraren. Van de leraren die overwogen het onderwijs te verlaten, gaf 94% aan dat dit te wijten is aan een hoge werkdruk (McLean et al., 2024).

Een hoge werkdruk en dus een hoog aantal onderwijsuren heeft een negatieve invloed op het behouden van leraren, en dus indirect op klasgrootte.

Uit een onderzoek naar het effect van instructietijd op studentenprestaties in Zwitserland blijkt dat extra instructietijd een positief significant effect heeft op de resultaten van leerlingen

(Cattaneo et al., 2016). Het onderzoek maakt hierbij gebruik van de PISA-scores van leerlingen in Zwitserland. Het blijkt dat het effect van extra instructietijd sterker is voor hogere schoolniveaus. Ook blijkt dat het verhogen van de instructietijd zorgt voor grotere onderlinge prestatieverschillen tussen leerlingen. Dit zou kunnen betekenen dat de extra instructietijd minder gericht is op leerlingen die ondergemiddeld presteren.

Ook uit onderzoek van Jez et al. (2015) blijkt dat er een positief significant verband bestaat tussen instructietijd en de prestaties van basisschoolleerlingen in Californië. Een toename van een kwartier schooltijd per dag doet de academische prestaties voor alle studenten met 1% stijgen. Uit dit onderzoek blijkt juist dat dit effect voor kansarme studenten zelfs nog groter is, voor hen zullen de prestaties zelfs met 1,5% stijgen.

Uit een meta-studie uitgevoerd door Kidron et al. (2014) blijkt dat een verlenging van de leertijd een kleine positieve invloed heeft op de lees- en rekenvaardigheden van studenten. Er blijkt verder dat een traditionele instructiestijl vooral de academische prestaties van leerlingen verbetert. De ervaringsgerichte instructiestijl waarbij er meer wordt geleerd door middel van projecten en excursies, draagt juist bij aan sociaal-emotionele vaardigheden van studenten. Voor leerlingen met een leerachterstand of ADHD blijkt extra leertijd extra efficiënt zijn. De meta-studie heeft gekeken naar leerlingen binnen het primair en secundair onderwijs.

### **2.3.3 De invloed van lerarensalarissen**

Volgens Varga (2017) hebben zowel wettelijke startsalariissen van leraren als salarisgroei gedurende het begin van de loopbaan van de leraren, een positief effect op de prestaties van studenten op de vakgebieden wiskunde en natuurwetenschappen. Verder blijkt dat er geen significant effect is op de leesprestaties van de studenten. De hoogte van salarissen later in de loopbaan van leraren hebben volgens Varga (2017) geen significant effect op de prestaties van studenten. De feitelijke salarissen zouden kunnen afwijken van de wettelijke salarissen, dit zou van invloed kunnen zijn op de resultaten. Het verschil tussen het wettelijke salaris en de feitelijke salarissen verschilt erg tussen verschillende Europese landen. Zo is het verschil in Noorwegen, Duitsland en Slovenië gering. In Oostenrijk, Frankrijk en Finland zijn de verschillen daarentegen erg groot.

Verder blijkt dat lerarensalarissen een positief effect hebben op lereraanbod, en dus op eventuele klasgrootte. (Worth et al., 2022). Uit het onderzoek blijkt dat het lerarensalaris een positief effect heeft op het aantal studenten dat zich aanmeldt voor de lerarenopleiding. Ook trainingssubsidies hebben een positieve invloed op het aantal studenten dat zich aanmeldt voor de lerarenopleiding.

## **HOOFDSTUK 3 DATA**

### **3.1 Variabelen**

#### **3.1.1 Afhankelijke en onafhankelijke variabelen**

Om studentenprestaties te meten zal als afhankelijke variabele de PISA-score gebruikt worden. Deze data is beschikbaar voor verschillende landen, voor drie vakken: natuurwetenschappen, leesvaardigheid en wiskunde. Deze data is beschikbaar gesteld door de OECD (PISA - Select Criteria. (z.d.).

Er zal gebruik worden gemaakt van de PISA-scores van 2000, 2003, 2006, 2009, 2012, 2015 en 2018. Niet voor elke vaardigheid zijn er al PISA-scores sinds 2000. Zo is de PISA-score voor wiskunde pas gemeten sinds 2003, en is de PISA-score voor algemene wetenschappen pas gemeten sinds 2006. Ook de landen waarvoor de PISA-scores gemeten zijn verschillen over de tijd. In totaal zijn de scores voor 72 verschillende landen bekend, maar niet voor elk land is de PISA-score op alle momenten gemeten. In de appendix is terug te vinden voor welke landen er precies data is. In totaal zijn er voor de PISA-score van wiskunde 327 observaties, voor de PISA-score van leesvaardigheden 357 observaties en voor de PISA-score van natuurwetenschappen zijn er 293 observaties.

Als onafhankelijke variabele wordt de pupil-teacher ratio gebruikt om de gemiddelde klasgrootte in het secundair onderwijs voor elk land aan te duiden. De pupil-teacher ratio geeft het gemiddeld aantal leerlingen per docent weer. Deze data is beschikbaar gesteld door de ‘worldbank’ (World Development Indicators | DataBank, z.d.). Hiervoor zal de data gebruikt worden van 1998 tot en met 2018. Deze periode zal ingedeeld worden in zeven kleinere perioden, die corresponderen met de jaren waarin de PISA-score is gemeten. Voor elke periode wordt het gemiddelde van de drie jaren genomen. Er is gekeken naar de data voor de landen waarvan ook de PISA-score is gemeten. Door missende gegevens zijn er uiteindelijk 287 observaties. Bij dit aantal is er al rekening gehouden met het samenvoegen van verschillende jaren tot één periode.

### 3.1.2 Controle variabelen

#### *Lerarensalarissen*

Als eerste controle variabele wordt er gebruik gemaakt van lerarensalarissen. Deze data komt uit de database van OECD data. Er is gekozen voor salarissen binnen het lager secundair onderwijs voor leraren met 15 jaar ervaring (Teachers - Teachers' Salaries - OECD Data, z.d.). Hier is voor gekozen omdat dit een goed beeld schetst van het gemiddelde salaris dat een docent verdient gedurende zijn loopbaan. Er is gekozen voor het lager secundair onderwijs omdat de PISA-score wordt gemeten voor leerlingen die het lager secundair onderwijs bijna hebben voltooid. Omdat de data pas beschikbaar is vanaf 2010, is er besloten om data te gebruiken van het jaar 2010 tot het jaar 2018. Deze jaren zijn samengevoegd tot drie periodes van drie jaar. Deze data is beschikbaar voor 39 landen, maar omdat er slechts van 32 van deze landen PISA-scores beschikbaar zijn, zijn er in totaal 72 observaties. In de appendix staat voor welke landen de salarissen zijn meegenomen in de regressie.

Voor in de regressies zal ik het salaris delen door 1000 zodat het makkelijker is om de coëfficiënten te interpreteren.

#### *Onderwijstijd*

Als tweede controle variabele wordt het gemiddeld aantal uren onderwijstijd per jaar in een land toegevoegd aan de regressie. Ook deze data komt uit de database van OECD data. Er is hier wederom gekozen voor het aantal uren in het lager secundair onderwijs (Teachers - Teaching Hours - OECD Data, z.d.). Onderwijstijd wordt hier gedefinieerd als het aantal uren dat gemiddeld per jaar wordt besteed aan het onderwijzen van een klas volgens het formele beleid in het land. De data die is gebruikt komt uit het jaar 2000, en daarna van 2005 tot het jaar 2018. Hierbij behoort het jaar 2000 tot de eerste periode, de jaren 2005 en 2006 tot de derde periode en vanaf daar behoort het gemiddelde van elke volgende drie jaar tot één periode.

De data is beschikbaar voor 37 verschillende landen. Echter zijn er van slechts 32 landen ook PISA-scores beschikbaar. In totaal zijn er voor onderwijstijd 112 observaties meegenomen in de regressie. In appendix A staat voor welke landen de onderwijstijd is meegenomen in de regressie.

### 3.2 Datavoorbereiding

Voor elk land dat in de regressie opgenomen wordt, wordt gekeken naar de gegevens van 1998 tot 2018. Deze periode zal worden opgedeeld in zeven periodes van drie jaar. Van elk van de periodes is in het laatste jaar de PISA-score gemeten. Voor de andere variabelen, waar jaarlijks data van is, wordt een gemiddelde van de drie jaar genomen. Er is gekozen om data tot 2018 te gebruiken, omdat er daarna als gevolg van COVID-19 veel is veranderd. Wanneer de data na 2018 meegenomen zou worden in de regressie, zou er een minder goed beeld gevormd kunnen worden over het effect van klassengrootte op studentenprestaties.

De indeling van de periodes is als volgt:

*Tabel 1: Periode-indeling*

<b>Periode</b>	<b>Jaren</b>
1	1998-2000
2	2001-2003
3	2004-2006
4	2007-2009
5	2010-2012
6	2013-2015
7	2016-2018

### 3.3 Beschrijvende statistieken

*Tabel 2: Beschrijvende statistieken*

	Observaties	Gemiddelden	Std. dev.	Min	Max
PISA wiskunde	327	466.60	54.32	318	573
PISA leesvaardigheid	357	466.01	48.91	312	556
PISA natuurwetens.	293	468.7	49.53	332	563
Pupil-teacher ratio	287	13.00	4.55	6.7	32.6
Salarissen	92	41198.39	20740.16	7177	115721
Onderwijstijd	163	684.41	164.48	415.1	1267.2

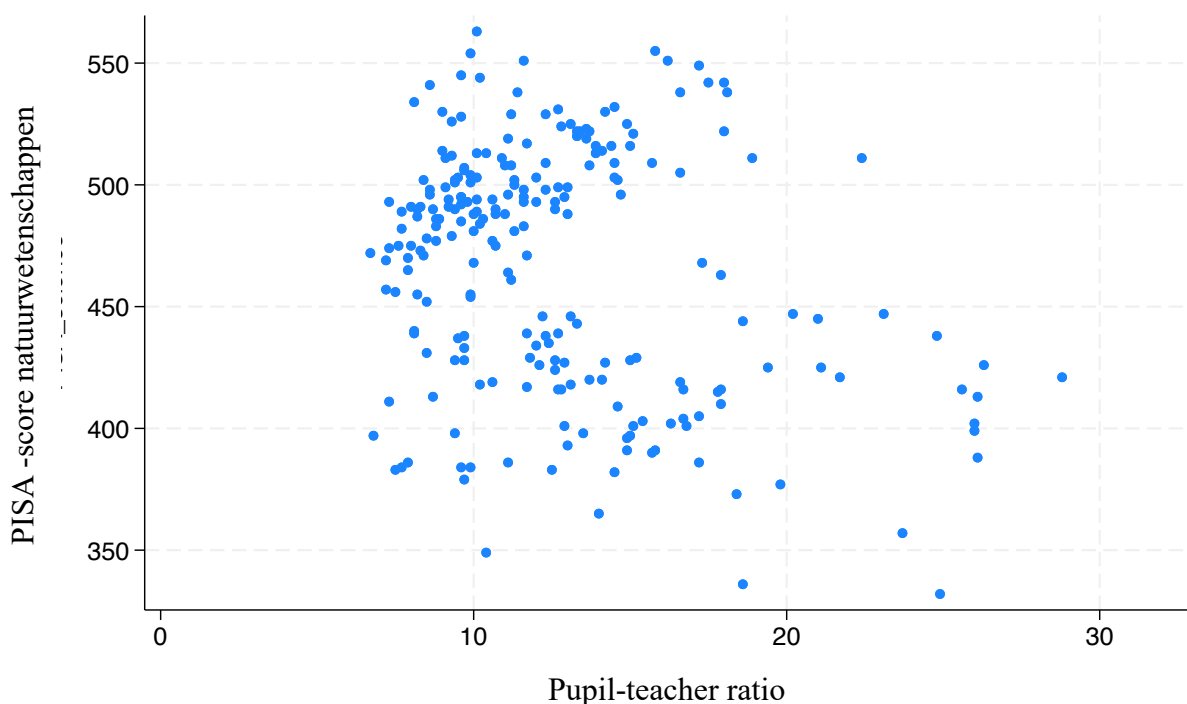
In tabel 2 zijn de beschrijvende statistieken te zien. De laagst gemeten gemiddelde PISA-score voor wiskunde is die van Qatar in 2006 met een score van 318. Singapore heeft met een score van 573 de hoogst gemeten score. Ook op leesvaardigheid heeft Qatar de laagste gemeten score, namelijk 312 in 2006. Korea heeft in 2006 met 556 de hoogst gemeten PISA-score voor leesvaardigheid. Op natuurwetenschappen is een laagste score gemeten van 332 in de Dominicaanse Republiek in 2015. De hoogste score werd in 2006 behaald door Finland met een score van 563.

De grootste klas had Chili in 2000 met gemiddeld 32,6 leerlingen per docent. De kleinste klas had Kroatië in 2018, met gemiddeld 6,7 leerlingen per docent.

Verder hebben leraren in Luxemburg het hoogste gemeten jaarsalaris van €115271 in 2018. Letland heeft het laagste gemeten jaarsalaris van slechts €7177 in 2012.

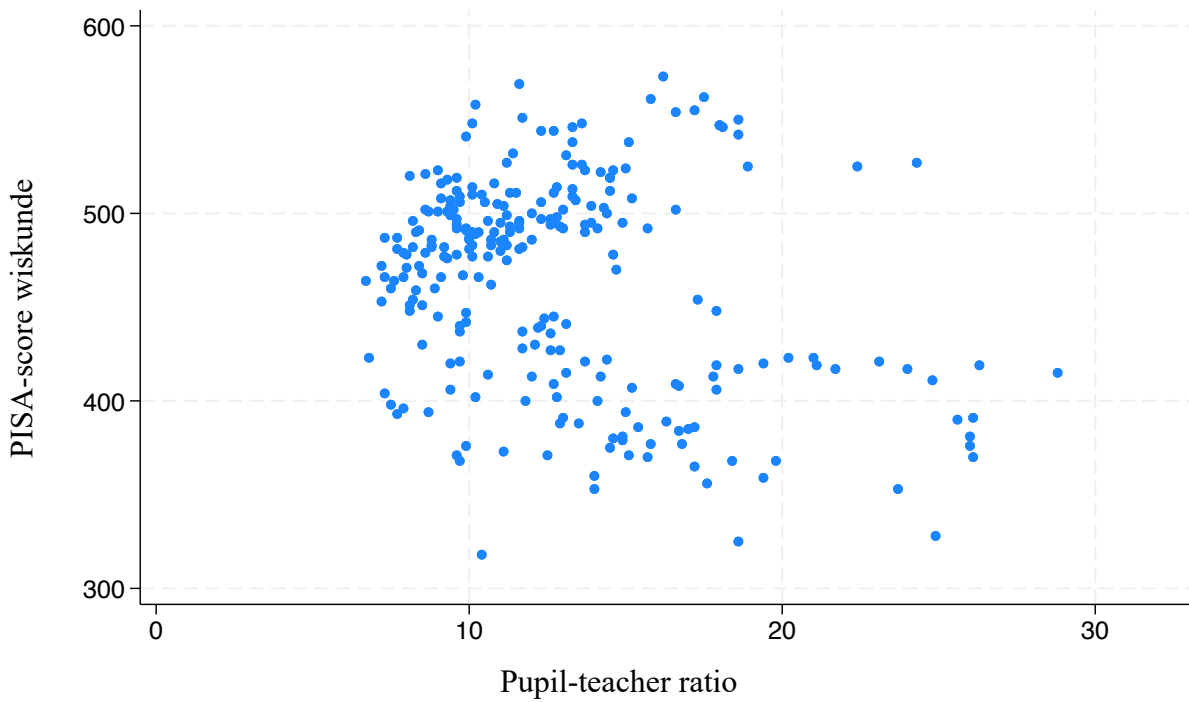
De meeste onderwijsuren werden gegeven in Costa Rica in 2018, namelijk 1267,2 uur. De minste onderwijsuren werden gegeven in Griekenland in 2012. Dat jaar werd er slechts 415,1 uur onderwijs gegeven.

*Figuur 1: Spreidingsdiagram pupil-teacher ratio en PISA-score natuurwetenschappen*

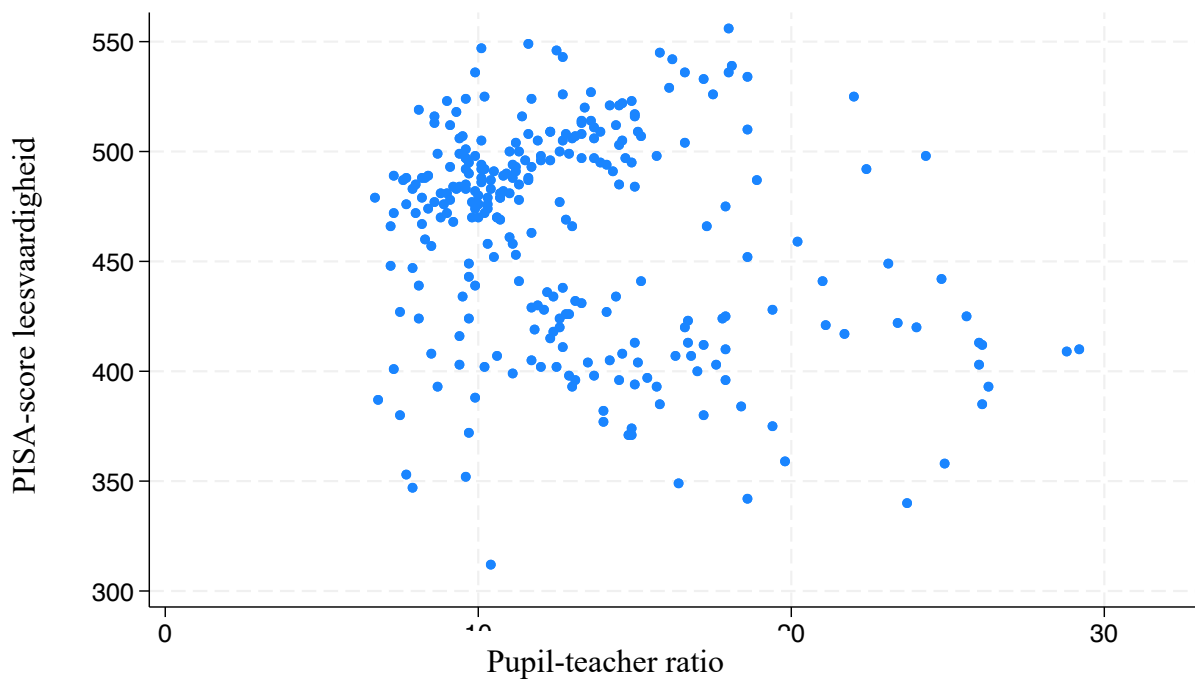




*Figuur 2: Spreidingsdiagram pupil-teacher ratio en PISA-score wiskunde*



*Figuur 3: Spreidingsdiagram pupil-teacher ratio en PISA-score leesvaardigheid*



Hierboven zijn drie spreidingsdiagrammen te zien. Deze geven de relatie tussen de PISA-scores en pupil-teacher ratio's weer en helpen om te beoordelen hoe de twee variabelen zich tot elkaar verhouden. In alle drie de figuren is te zien dat de hoge PISA-scores vooral te vinden zijn bij een lage pupil-teacher ratio, maar er is geen hele duidelijke trend te zien.

*Tabel 3: Correlatiematrix*

Correlatiematrix	Salarissen	Onderwijstijd	PT-ratio	PISA N.	PISA L.	PISA W.
Salarissen	1,0000					
Onderwijstijd	0,0679	1,0000				
PT.ratio	0,5306	-0,0044	1,0000			
PISA N.	-0,5518	0,1729	-0,4774	1,0000		
PISA L.	-0,5521	0,1941	-0,4486	0,9564	1,0000	
PISA W.	-0,6662	0,1974	-0,5742	0,9399	0,9057	1,0000

In tabel 3 is de correlatiematrix te zien. Deze tabel geeft aan hoe de verschillende variabelen met elkaar gecorreleerd zijn. In de tabel is te zien dat de PISA-scores voor de verschillende vaardigheden zeer sterk gecorreleerd met elkaar zijn. Dit wil zeggen dat als een land een relatief hoge score heeft op de ene vaardigheid, dit land ook vaak een hoge score heeft voor de andere twee vaardigheden.

Verder valt het op dat er een negatieve, middelmatige correlatie is tussen de PISA-scores en de pupil-teacher ratio. Dit betekent dat hoe hoger de pupil-teacher ratio zal zijn hoe lager de PISA-score gemiddeld is, en andersom geldt dit ook.

Daarnaast blijkt ook dat er een positieve, maar zwakke, correlatie bestaat tussen onderwijstijd en de PISA-scores.

Ook blijkt het dat er een negatieve, middelmatige correlatie is tussen de PISA-scores en de salarissen. Opvallend is dat er een hogere correlatie is tussen de PISA-score van wiskunde en salarissen vergeleken met de andere twee PISA-scores.

De onafhankelijke variabelen zijn onderling niet sterk met elkaar gecorreleerd. De kans dat er sprake is van multicollineariteit is nog steeds aanwezig, maar is hierdoor wel kleiner.

## HOOFDSTUK 4 METHODOLOGIE

Er zal voor het onderzoek naar het effect van klasgrootte op studentenprestaties gebruikgemaakt worden van een panelregressie. Allereerst zal deze methode ertoe leiden dat er gecontroleerd wordt voor land-specifieke factoren. Landen verschillen onderling van elkaar door verschil in onderwijsbeleid, verschil in cultuur en door verschillende economische omstandigheden. Door gebruik te maken van een panelregressie wordt er voor deze factoren gecontroleerd. Verder zal het gebruik van een panelregressie er ook voor zorgen dat er gecontroleerd wordt voor tijdspecifieke effecten. Er kunnen verschillende factoren zijn waardoor onderwijsprestaties wereldwijd zijn veranderd door de tijd heen. Een panelregressie controleert voor deze effecten. Als laatste heeft een panelregressie als voordeel dat er nauwkeurigere schattingen gemaakt kunnen worden, omdat er meer datapunten gebruikt worden.

Allereerst zullen er drie regressies worden uitgevoerd om het effect van de pupil-teacher ratio op de PISA-scores te analyseren. Het eerste model kijkt alleen naar het effect van de pupil-teacher ratio op de PISA-score. Het tweede model voegt als controlevariabele de onderwijstijd toe. Het derde model zal naast de onderwijstijd ook de lerarensalarissen als controlevariabele toevoegen aan de regressie. Zoals in het theoretisch kader al beschreven is, hebben beide variabelen zeer waarschijnlijk zowel effect op de studentenprestaties als op klasgroottes. Door de drie modellen met elkaar te vergelijken kan de mate van robuustheid van de bevindingen bekeken worden. Er wordt gekeken naar de mate van robuustheid vanwege het beperkt aantal observaties. Hierom is het van belang om te kijken of de bevindingen consistent zijn bij de verschillende modellen. Uit het theoretisch kader blijkt dat ook de status van leraren zou fungeren als goede controlevariabele. De status van leraren heeft namelijk zowel invloed op studentenprestaties als op het lerarenaanbod en zou dus een goede controlevariabele zijn. Echter is er voor gekozen deze niet mee te nemen in de regressies wegens een gebrek aan data.

Aan de hand van de Hausman-test wordt voor elk model bepaald of er gebruikgemaakt moet worden van een panelregressie met ‘fixed effects’ (FE) of van een panelregressie met ‘random effects’ (RE). Het gebruik van ‘fixed effects’ is meer geschikt wanneer er een vermoeden is dat niet-geobserveerde, tijd-invariante kenmerken correleren met onafhankelijke variabelen. Het gebruik van ‘random effects’ is meer geschikt wanneer er een vermoeden is dat verschillen tussen de landen random zijn en ongecorrleerd zijn met de afhankelijke variabelen.

Hieronder staan de regressievergelijkingen. Deze zullen steeds drie keer uitgevoerd worden: één voor de PISA-score van wiskunde, één voor de PISA-score van leesvaardigheid en één voor de PISA-score van natuurwetenschappen:

#### Regressievergelijkingen

1.  $\text{PISA-score}_{i,t} = \alpha + \beta_1 * \text{pupil-teacher ratio}_{i,t} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t}$
2.  $\text{PISA-score}_{i,t} = \alpha + \beta_1 * \text{pupil-teacher ratio}_{i,t} + \beta_2 * \text{onderwijstijd}_{i,t} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t}$
3.  $\text{PISA-score}_{i,t} = \alpha + \beta_1 * \text{pupil-teacher ratio}_{i,t} + \beta_2 * \text{onderwijstijd}_{i,t} + \beta_3 * \text{lerarensalarissen}_{i,t} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t}$

Hierbij staat  $\gamma$  voor het landenvaste effect en  $\delta$  voor het tijds vaste effect.

Er zal gebruik gemaakt worden van robuuste standaardfouten, omdat het gaat om clustering van groepen, in dit geval landen, en omdat er sprake is van relatief weinig observaties. De Hausman-Test werkt niet bij robuuste standaardfouten, dus bij het uitvoeren van de Hausman-Test zal er geen gebruik gemaakt worden van robuuste standaardfouten.

## HOOFDSTUK 5 RESULTATEN EN DISCUSSIE

### 5.1 Resultaten

#### 5.1.1 PISA-score wiskunde

Tabel 4 geeft de resultaten weer van de Hausman-Test die is uitgevoerd voor de drie modellen. Deze test kijkt of er gebruik gemaakt moet worden van ‘fixed effects’ of van ‘random effects’. Voor model 1 en 2 kan de nulhypothese dat er geen significant verschil is tussen de FE- en RE schatting, niet verworpen worden. Bij model 3 kan de nulhypothese wel verworpen worden. Dit betekent dat er bij model 3 een significant verschil bestaat tussen de schattingen van de FE- en RE-modellen. Voor model 3 moet er daarom gebruik gemaakt worden van ‘fixed effects’. Voor model 1 en 2 moet er gebruik gemaakt worden van ‘random effects’

*Tabel 4: Hausman-Test*

PISA wiskunde	Model 1	Model 2	Model 3
P-waarde	0.06	0.18	0.00

In tabel 5 zijn de uiteindelijke resultaten van de panelregressie te zien, wanneer er voor elk model gekozen is of er gebruik gemaakt moet worden van ‘fixed effects’ of van ‘random effects’.

In het eerste model waarbij slechts wordt gekeken naar de invloed van de pupil-teacher ratio op de PISA-score van wiskunde, blijkt dat de pupil-teacher ratio een significant negatief effect heeft op de PISA-score van wiskunde. Dit betekent dat de PISA-score voor wiskunde gemiddeld gezien met 1,73 zal dalen wanneer de pupil-teacher ratio met één zal toenemen.

In het tweede model wordt de onderwijstijd toegevoegd als controle variabele. In dit model heeft de pupil-teacher ratio ook een negatief significant effect op de PISA-score van wiskunde. Wanneer de pupil-teacher ratio met één stijgt, zal de PISA-score van wiskunde gemiddeld gezien afnemen met 1,70. Ook de onderwijstijd heeft een negatief significant effect op de PISA-score van wiskunde. Gemiddeld gezien zal voor elk extra uur onderwijstijd, de gemiddelde PISA-score dalen met 0,07.

In het derde model worden zowel onderwijstijd als lerarensalarissen toegevoegd aan het model als controle variabelen. De pupil-teacher ratio heeft hier een niet-significant positief effect op de PISA-score van wiskunde. Wanneer de pupil-teacher ratio met één stijgt zal de PISA-score van wiskunde gemiddeld gezien stijgen met 0,34. Verder hebben de salarissen een niet-significant negatief effect op de PISA-score van wiskunde. Gemiddeld gezien zal de PISA-score met 0,54 dalen wanneer het jaarsalaris met €1000 stijgt. De onderwijstijd heeft een niet-significant effect op de PISA-score van wiskunde. Elk uur extra onderwijstijd zal gemiddeld gezien zorgen voor een toename van de PISA-score voor wiskunde met 0,04.

Het toevoegen van de onderwijstijd, zorgt voor weinig verandering van de coëfficiënt van de pupil-teacher ratio. Dit wijst er op dat de onderwijstijd weinig invloed heeft op de relatie tussen de PISA-score en de pupil-teacher ratio.

Wanneer de lerarensalarissen in het derde model worden toegevoegd, veranderen de tekens van zowel de pupil-teacher ratio als de onderwijstijd van negatief naar positief. Dit kan wijzen op de aanwezigheid van ‘omitted variable bias’ in model 1 en 2. Het is mogelijk dat een deel van het negatieve effect van lerarensalarissen onterecht wordt meegenomen in de coëfficiënten van de pupil-teacher ratio en onderwijstijd in model 1 en 2. Door lerarensalarissen als controlevariabele toe te voegen, wordt de bias in de schattingen van de pupil-teacher ratio mogelijk verminderd.

*Tabel 5: Regressieresultaten PISA-score wiskunde*

<b>PISA wiskunde</b>	<b>Model 1</b>	<b>Model 2</b>	<b>Model 3</b>
	<b>(RE)</b>	<b>(RE)</b>	<b>(FE)</b>
Pupil-teacher ratio	-1,73*	-1,70*	0,34
	(0,53)	(1,59)	(2,32)
Onderwijstijd		-0,07**	0,04
		(0,03)	(0,04)
Lerarensalarissen			-0,54
			(0,18)
Constante	474,06**	552,31**	478,22**
	(7,99)	(22,68)	(41,29)
Observaties	256	112	68
R <sup>2</sup>	0,08	0,47	0,30

\*\* P-waarde > 0,01, \* P-waarde > 0,05

### 5.1.2 PISA-score leesvaardigheid

Tabel 6 geeft de resultaten weer van de Hausman-Test die is uitgevoerd voor de vier modellen. Voor model 1 kan de nulhypothese dat er geen significant verschil is tussen de FE- en RE schatting, niet verworpen worden. Bij model 3 kan de nulhypothese wel verworpen worden. Dit betekent dat er een significant verschil bestaat tussen de schattingen van de FE- en RE-modellen. Voor model 3 moet er daarom gebruik gemaakt worden van ‘fixed effects’. Voor model 1 moet er gebruik gemaakt worden van ‘random effects’.

Voor model 2 kon er geen Hausman-Test uitgevoerd worden omdat er aan niet aan de asymptotische aannames voldaan kon worden. Dit is waarschijnlijk het geval omdat de schattingen van de standaardfouten voor FE en RE te dicht bij elkaar liggen. Daarom wordt er van uitgegaan dat er geen significant verschil is tussen de FE- en RE schatting, en dus is er gekozen om voor model 2 gebruik te maken van ‘random effects’

*Tabel 6: Hausman-Test*

<b>PISA leesvaardigheid</b>	<b>Model 1</b>	<b>Model 2</b>	<b>Model 3</b>
P-waarde	0,70	-	0,00

In tabel 7 zijn de uiteindelijke resultaten van de panelregressie te zien. In het eerste model waarbij slechts wordt gekeken naar de invloed van de pupil-teacher ratio op de PISA-score van leesvaardigheid, blijkt dat de pupil-teacher ratio een significant negatief effect heeft op de PISA-score van leesvaardigheid. Dit betekent dat de PISA-score voor leesvaardigheid gemiddeld gezien met 2,41 zal dalen wanneer de pupil-teacher ratio met één zal toenemen.

In het tweede model wordt de onderwijstijd toegevoegd als controle variabele. In dit model heeft de pupil-teacher ratio een niet-significant negatief effect op de PISA-score. Wanneer de pupil-teacher ratio met één stijgt, zal de PISA-score van leesvaardigheid gemiddeld gezien afnemen met 0,92. De onderwijstijd heeft een negatief significant effect op de PISA-score van leesvaardigheid. Gemiddeld gezien zal voor elk extra uur onderwijstijd, de gemiddelde PISA-score dalen met 0,05.

In het derde model worden zowel onderwijstijd als lerarensalarissen toegevoegd aan het model als controle variabelen. De pupil-teacher ratio heeft hier een niet-significant positief effect op de PISA-score van leesvaardigheid. Wanneer de pupil-teacher ratio met één stijgt zal de PISA-score gemiddeld gezien stijgen met 0,08. Verder hebben de salarissen een significant negatief effect op de PISA-score van leesvaardigheid. Gemiddeld gezien zal de PISA-score met 1,04 dalen wanneer het jaarsalaris met €1000 stijgt. De onderwijstijd heeft een niet-significant positief op de PISA-score van leesvaardigheid. Elk uur extra onderwijstijd zal gemiddeld gezien zorgen voor een toename van de PISA-score voor leesvaardigheid met 0,02.

Het toevoegen van onderwijstijd in het tweede model zorgt voor een zwakkere relatie tussen de pupil-teacher ratio en de PISA-score. Dit kan wijzen op ‘omitted variable bias’ in het eerste model. Een gedeelte van het negatieve effect van onderwijstijd op de PISA-score, wordt hier meegenomen in de coëfficiënt van de pupil-teacher ratio.

Het toevoegen van lerarensalarissen als controle variabele in het derde model zorgt ervoor dat het teken van zowel de pupil-teacher ratio als de onderwijstijd veranderen. Dit kan ook wijzen op de aanwezigheid van ‘omitted variable bias’ in model 1 en 2. Het is mogelijk dat een deel van het negatieve effect van lerarensalarissen wederom onterecht wordt meegenomen in de coëfficiënten van de pupil-teacher ratio en onderwijstijd in model 1 en 2.

Door lerarensalarissen en onderwijstijd als controlevariabele toe te voegen, wordt de bias in de schattingen van de pupil-teacher ratio mogelijk verminderd.

*Tabel 7: Regressieresultaten PISA-score leesvaardigheid*

<b>PISA leesvaardigheid</b>	<b>Model 1</b>	<b>Model 2</b>	<b>Model 3</b>
	<b>(RE)</b>	<b>(RE)</b>	<b>(FE)</b>
Pupil-teacher ratio	-2,41** (0,66)	-0,92 (1,22)	0,08 (2,57)
Onderwijstijd		-0,05** (0,02)	0,02 (0,04)
Lerarensalarissen			-1.04** (0,31)
Constante	480,09** (9,55)	534,54** (16,27)	512,33** (41,29)
Observaties	279	122	67
R <sup>2</sup>	0,06	0,32	0,08

\*\* P-waarde > 0,01, \*\* P-waarde > 0,0



### 5.1.3 PISA-score natuurwetenschappen

Tabel 8 geeft de resultaten weer van de Hausman-Test die is uitgevoerd voor de drie modellen. Voor model 1 en 3 kan de nulhypothese dat er geen significant verschil is tussen de FE- en RE schatting, verworpen worden. Dit betekent dat er een significant verschil bestaat tussen de schattingen van de FE-en RE modellen. Bij model 2 kan de nulhypothese niet verworpen worden. Voor model 1 en 3 moet er dus gebruik gemaakt worden van ‘fixed effects’ en voor model 2 moet er gebruik gemaakt worden van ‘random effects’.

*Tabel 8: Hausman-Test*

PISA	Model 1	Model 2	Model 3
<b>natuurwetenschappen</b>			
P-waarde	0,04	0,68	0,00

In tabel 9 zijn de uiteindelijke resultaten van de panelregressie te zien. In het eerste model waarbij slechts wordt gekeken naar de invloed van de pupil-teacher ratio op de PISA-score van natuurwetenschappen, blijkt dat de pupil-teacher ratio een niet-significant negatief effect heeft op de PISA-score van natuurwetenschappen. Dit betekent dat de PISA-score voor gemiddeld gezien met 0,69 zal dalen wanneer de pupil-teacher ratio met één zal toenemen.

In het tweede model wordt de onderwijstijd toegevoegd als controle variabele. In dit model heeft de pupil-teacher ratio ook een negatief effect op de PISA-score. Het effect is echter niet significant. Wanneer de pupil-teacher ratio met één stijgt, zal de PISA-score van natuurwetenschappen gemiddeld gezien afnemen met 1,31. De onderwijstijd heeft een negatief significant effect op de PISA-score. Gemiddeld gezien zal voor elk extra uur onderwijstijd, de gemiddelde PISA-score dalen met 0,06.

In het derde model worden zowel onderwijstijd als lerarensalarissen toegevoegd aan het model als controle variabelen. De pupil-teacher ratio heeft hier een niet-significant negatief effect op de PISA-score van natuurwetenschappen. Wanneer de pupil-teacher ratio met één stijgt zal de PISA-score gemiddeld gezien dalen met 1,18. Verder hebben de salarissen een significant negatief effect op de PISA-score. Gemiddeld gezien zal de PISA-score met 1,25 dalen wanneer het jaarsalaris met €1000 stijgt. De onderwijstijd heeft een niet-significant positief effect op de PISA-score van natuurwetenschappen. Elk uur extra onderwijstijd zal gemiddeld gezien zorgen voor een toename van de PISA-score met 0,03.

Het toevoegen van onderwijstijd als controle variabele in model 2 zorgt ervoor dat het effect van pupil-teacher ratio op de PISA-score verandert. Er zou dus sprake kunnen zijn van ‘omitted variable bias’ in model 1. Het toevoegen van lerarensalarissen als controle variabele in het derde model zorgt voor een kleine verandering van de coëfficiënt van de pupil-teacher ratio. Het weglaten van de lerarensalarissen als controle variabele zorgt dus niet voor een veel grotere bias van de coëfficiënt van pupil-teacher ratio. Wel verandert het teken van de coëfficiënt van de onderwijstijd door het toevoegen van de lerarensalarissen als controle variabelen.

*Tabel 9: Regressieresultaten PISA-score natuurwetenschappen*

<b>PISA</b>	<b>Model 1</b>	<b>Model 2</b>	<b>Model 3</b>
<b>natuurwetenschappen</b>	<b>(FE)</b>	<b>(RE)</b>	<b>(FE)</b>
Pupil-teacher ratio	-0,69 (0,83)	-1,31 (1,45)	-1,18 (2,80)
Onderwijstijd		-0,06* (0,03)	0,03 (0,04)
Lerarensalarissen			-1,25** (0,38)
Constante	475,50** (10,56)	550,36** (20,09)	530,59** (44,09)
Observaties	231	110	68
R <sup>2</sup>	0,08	0,38	0,04

## 5.2 Discussie

### 5.2.1 PISA-score wiskunde

We zien dat bij het eerste model zonder controle variabelen, en bij het tweede model met alleen onderwijstijd als controle variabele, de pupil-teacher ratio een negatief significant effect van op de PISA-score heeft. Bij het derde model met beiden controle variabelen heeft de pupil-teacher ratio een positief niet-significant effect op de PISA-score.

Waarschijnlijk is de inconsistentie van de resultaten het gevolg van ‘omitted variabele bias’ in model 1 en 2. Multicollineariteit kan een andere oorzaak zijn van de inconsistente resultaten, maar dit lijkt onwaarschijnlijk aangezien er uit de correlatiematrix niet blijkt dat de onafhankelijke variabelen sterk gecorreleerd zijn. Toch is multicollineariteit niet uit te sluiten, en zou er in een verder onderzoek gekeken kunnen worden naar andere manieren om multicollineariteit te testen.

Ondanks het feit dat de resultaten bij het eerste model significant zijn, is dit model zeer waarschijnlijk niet betrouwbaar vanwege een hoge kans op ‘omitted variable bias’. Het weglaten van relevante variabelen zou kunnen leiden tot vertekende schattingen.

Het tweede en derde model hebben minder kans op ‘omitted variable bias’, maar nog steeds kunnen we niet spreken van een causaal effect aangezien er hoogstwaarschijnlijk nog meer variabelen zijn die zowel van invloed zijn op de afhankelijke als de onafhankelijke variabele. Wel heeft het tweede model significante resultaten voor zowel de pupil-teacher ratio als onderwijstijd en zou daarom een redelijk keuze zijn, aangezien deze ook de meest verklarende kracht heeft. Wel heeft onderwijstijd hier een negatief significant effect op de PISA-score en dit is in strijd met de literatuur.

Het derde model heeft de laagste kans op ‘omitted variable bias’ maar heeft minder verklarende kracht dan het tweede model. Daarnaast is er ook sprake van niet-significante resultaten voor alle variabelen, waarschijnlijk door het lage aantal observaties.

Wanneer er geen sprake zou zijn van databeperkingen zou het derde model het beste zijn omdat daar de kans op ‘omitted variabele bias’ het kleinste is, maar omdat in dit model alle resultaten niet-significant zijn is het tweede model een betere keuze. Deze zorgt voor significante resultaten, en heeft een kleinere kans op ‘omitted variabele bias’ dan het eerste model.

### 5.2.2 PISA-score leesvaardigheid

We zien dat het eerste model zonder controle variabelen zorgt voor een negatief significant effect van pupil-teacher ratio op de PISA-score. Bij het tweede model met alleen onderwijstijd als controle variabele heeft de pupil-teacher ratio ook een negatief effect op de PISA-score, maar deze is niet-significant. Bij het derde model met beiden controle variabelen heeft de pupil-teacher ratio een niet-significant positief effect op de PISA-score.

Waarschijnlijk is de inconsistentie van de resultaten wederom te wijten aan de ‘omitted variabele bias’ in de eerste twee modellen.

Wanneer we de modellen met elkaar vergelijken zien we dat het eerste model zorgt voor een significant effect van pupil-teacher ratio op de PISA-score. Echter is dit model zeer waarschijnlijk niet betrouwbaar vanwege een hoge kans op ‘omitted variable bias’.

Het tweede model heeft minder kans op ‘omitted variable bias’, maar nog steeds kunnen we niet spreken van een causaal effect aangezien er hoogstwaarschijnlijk nog meer variabelen zijn die zowel van invloed zijn op de afhankelijke als de onafhankelijke variabele.

De toegevoegde controle variabele is negatief significant, maar dit is wel in strijd met de literatuur. De coëfficiënt van de pupil-teacher ratio is niet significant.

Het derde model heeft de laagste kans op ‘omitted variable bias’ maar heeft minder verklarende kracht dan het tweede model. Daarnaast is er ook sprake van niet-significante resultaten voor twee van de drie variabelen, waarschijnlijk door het lage aantal observaties.

Het is moeilijk om hier het meest geschikte model te kiezen. Het enige model met significante resultaten voor de pupil-teacher ratio is het eerste model. Echter is dit model zeer incompleet en is de kans op ‘omitted variabele bias’ erg groot. Model 3 is daarom waarschijnlijk de beste keuze omdat hier de kans op ‘omitted variable bias’ het kleinste is.

### **5.2.3 PISA-score natuurwetenschappen**

We zien hier dat geen van de modellen significante resultaten voor de pupil-teacher ratio geeft. Wel heeft de pupil-teacher ratio een negatief effect voor alle modellen, wat overeenkomt met de literatuur. In het tweede model wordt onderwijstijd toegevoegd als controle variabele, en deze heeft hier een negatief significant effect op de PISA-score. Dit komt niet overeen met de literatuur. In het derde model worden beiden controle variabelen toegevoegd. Hier heeft onderwijstijd een niet-significant positief effect op de PISA-score en de lerarensalarissen een significant negatief effect op de PISA-score.

Het derde model lijkt hier het beste omdat de kans op ‘omitted variabele bias’ het kleinste is. Verder is een van de twee controle variabelen hier significant wat zorgt voor een redelijke betrouwbaarheid.

### **5.2.4 Algemene discussie**

In een vervolgonderzoek zou het kunnen helpen om te kijken naar data binnen een land, bijvoorbeeld door scholen met elkaar te vergelijken, in plaats van data van verschillende landen met elkaar te vergelijken. Dit zou kunnen zorgen voor meer betrouwbare resultaten, door een toename van het aantal datapunten. Dit zou wel ten koste kunnen gaan van de externe validiteit van het onderzoek. Daarnaast zou het toevoegen van andere controle variabelen waar meer data voor te vinden is er ook voor kunnen zorgen dat er consistente resultaten gevonden worden.

## HOOFDSTUK 6 CONCLUSIE

In dit onderzoek is gekeken naar het effect van klasgrootte op studentenprestaties. Hiervoor is allereerst een literatuuronderzoek gedaan en vervolgens is er een eigen empirische analyse gedaan. Uit de literatuur blijkt dat kleinere klassen vaak in verband worden gebracht met betere onderwijsprestaties. Dit effect lijkt vooral groot te zijn aan het begin van de schoolloopbaan en voor studenten uit minderheidsgroepen.

Project STAR is een van de meest invloedrijke experimenten geweest voor het onderzoek van klassengrootte op onderwijsprestaties. Project STAR is een van de weinige gerandomiseerde experimenten geweest die zijn uitgevoerd. Uit het experiment blijkt dat kleinere klassen tot betere prestaties leiden, dit is vooral het geval voor jongens, niet-blanke leerlingen en leerlingen uit economisch achtergestelde gezinnen. Het verkleinen van klassen kan dus bijdragen aan minder ongelijkheid tussen verschillende groepen leerlingen. Niet alle onderzoeken laten een significant negatief effect zien van klasgrootte op studentenprestaties. De resultaten variëren over tijd, per land en zijn ook afhankelijk van de gebruikte methode. Toch kan er vanuit de literatuur over het algemeen geconcludeerd worden dat klasgrootte een negatief effect heeft op studentenprestaties.

De empirische analyse is uitgevoerd door middel van een panelregressie. Hier is voor verschillende landen over tijd gekeken naar de PISA-scores en de klasgrootte. Dit is gedaan voor drie vaardigheden: wiskunde, leesvaardigheid en natuurwetenschappen. Er zijn drie modellen gebruikt, één zonder controle variabelen, één met onderwijstijd als controle variabele, en één met onderwijstijd en lerarensalarissen als controle variabelen. Door middel van de Hausman-Test is voor elk model bepaald of er gebruik gemaakt moest worden van ‘fixed effects’ of van ‘random effects’. Uiteindelijk zijn voor elke vaardigheid de verschillende modellen met elkaar vergeleken. Voor wiskunde, is het model met alleen onderwijstijd als controle variabele het meest geschikt. Hieruit blijkt dat klasgrootte een significant negatief effect heeft op de PISA-scores van wiskunde. Voor leesvaardigheid is het model met beiden controle variabelen het meest geschikt. Hieruit blijkt dat klasgrootte een niet-significant positief effect heeft op de PISA-scores voor leesvaardigheid. Voor natuurwetenschappen is ook het model met beiden controle variabelen het meest geschikt. Hieruit blijkt dat klasgrootte een niet-significant negatief effect heeft op de PISA-scores voor natuurwetenschappen.

## LITERATUURLIJST

- Cattaneo, M. A., Oggenfuss, C., Wolter, S. C., Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, & Institute for the Study of Labor. (2016). The More, the Better? The Impact of Instructional Time on Student Performance. In *IZA DP* (Nr. 9797).  
<https://docs.iza.org/dp9797.pdf>
- Centraal Bureau voor de Statistiek. (2024, 23 april). *OESO-Landen*. Centraal Bureau Voor de Statistiek. <https://www.cbs.nl/nl-nl/nieuws/2024/17/handelsmissies-helpen-bedrijven-internationaal-op-weg/oeso-landen#:~:text=De%20OESO%2Dlanden%20zijn%3A%20Belgi%C3%AB,%2C%20Finland%2C%20Hongarije%2C%20Isra%C3%ABl%2C>
- Connolly, V., Faculty of Education, University of Cambridge, & Professors Ricardo Sabates and Anna Vignoles. (2023). LESS CAN BE MORE: RETHINKING THE USE OF TIME IN SCHOOLS. *Buckingham Journal Of Education*, 4(1), 73–92.
- Denny, K., & Oppedisano, V. (2013). The surprising effect of larger class sizes: Evidence using two identification strategies. *Labour Economics*, 23, 57–65.  
<https://doi.org/10.1016/j.labeco.2013.04.004>
- Dobbelsteen, S., Levin, J., & Oosterbeek, H. (2002). The causal effect of class size on scholastic achievement: distinguishing the pure class size effect from the effect of changes in class composition\*. *Oxford Bulletin Of Economics And Statistics*, 64(1), 17–38. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.00003>
- Gubbels, J., Van Van Langen, L., Maassen, N., Meelissen, M., Universiteit Twente, Expertisecentrum Nederlands, KBA Nijmegen, Aalders, P., Dood, C., Hopster-den Otter, D., Segers, E., & Wolbers, M. (2019). Resultaten PISA-2018 in vogelvlucht. In *Universiteit Twente*. Universiteit Twente. <https://doi.org/10.3990/1.9789036549226>

- Hillow, R. A., Chui, M. M., Mount Kenya University, & Mount Kenya University. (2023). INFLUENCE OF MANAGEMENT OF TEACHERS' WORKLOAD ON RETENTION OF TEACHERS IN PUBLIC SECONDARY SCHOOLS IN MANDERA EAST SUB-COUNTY, MANDERA COUNTY, KENYA. In *African Journal Of Emerging Issues (AJOEI)* (Vol. 5, Nummer 15, pp. 85–99) [Journal-article].
- Hoxby, C. M. (2000). The Effects of Class Size on Student Achievement: New Evidence from Population Variation. *The Quarterly Journal of Economics*, 115(4), 1239–1285. <http://www.jstor.org/stable/2586924>
- Iversen, J. M. V., & Bonesrønning, H. (2013). Disadvantaged students in the early grades: will smaller classes help them? *Education Economics*, 21(4), 305–324. <https://doi.org/10.1080/09645292.2011.623380>
- Jez, S. J., 1, Wassmer, R. W., 1, & The Author(s). (2015). The Impact of Learning Time on Academic Achievement. In *Education And Urban Society* (pp. 284–306) [Article]. <https://doi.org/10.1177/0013124513495275>
- Kidron, Y., Lindsay, J., & American Institutes for Research. (2014). The effects of increased learning time on student academic and nonacademic outcomes: Findings from a meta-analytic review. In *U.S. Department Of Education* (meta-analytic review REL 2014-015). U.S. Department of Education, Institute of Education Sciences, National Center for Education Evaluation and Regional Assistance, Regional Educational Laboratory Appalachia. <http://ies.ed.gov/ncee/edlabs>
- Krueger, A. B. (1999). EXPERIMENTAL ESTIMATES OF EDUCATION PRODUCTION FUNCTIONS. *The Quarterly Journal Of Economics*, 497–498. <http://piketty.pse.ens.fr/files/Krueger1999.pdf>
- Krueger, A. B., & Whitmore, D. M. (2001). The Effect of Attending a Small Class in the Early Grades on College-Test Taking and Middle School Test Results: Evidence from Project STAR. *The Economic Journal*, 1–28. <https://www.jstor.org/stable/2667840>



- Lewbel, A. (2012). Using Heteroscedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor Models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 30(1), 67–80. <https://doi.org/10.1080/07350015.2012.643126>
- Meelissen, M., R. M., Maassen, N., A. M., Gubbels, J., Van Langen, A., A. M. L., Valk, J., Dood, C., Derks, I., In ‘T Zandt, M., & Wolbers, M. (2023). *Resultaten PISA-2022 in vogelvlucht*. Universiteit Twente. [https://ris.utwente.nl/ws/portalfiles/portal/330860617/Resultaten\\_PISA-2022\\_in\\_vogelvlucht.pdf](https://ris.utwente.nl/ws/portalfiles/portal/330860617/Resultaten_PISA-2022_in_vogelvlucht.pdf)
- McLean, D., Worth, J., Smith, A., Nuffield Foundation, & National Foundation for Educational Research. (2024). Teacher Labour Market in England Annual Report 2024. In *Teacher Labour Market in England Annual Report 2024* (p. 2).
- Ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschap. (2023, december 15). *Tekorten blijven hoog: kabinet en onderwijssector zetten alle zeilen bij*. Nieuwsbericht | Rijksoverheid.nl. <https://www.rijksoverheid.nl/actueel/nieuws/2023/12/15/tekorten-blijven-hoog-kabinet-en-onderwijssector-zetten-alle-zeilen-bij>
- OECD (2014), “What is PISA?”, in *PISA 2012 Results: What Students Know and Can Do* (Volume I, Revised edition, February 2014): Student Performance in Mathematics, Reading and Science, OECD Publishing, Paris. <https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/9789264208780-5-en.pdf?expires=1720109818&id=id&accname=guest&checksum=708773D8D371CE375FBE1B3D1EDD1151>
- Ovenden-Hope, T. (2022). A status-based crisis of teacher shortages? Exploring the role of ‘status’ in teacher recruitment and retention. *RESEARCH in TEACHER EDUCATION*, 00–00. <https://uel.ac.uk/sites/default/files/rite-nov-2022-pp-36-42-a-status-based-crisis-of-teacher-shortages-exploring-the-role-of-status-in-teacher-recruitment-and-retention-ovenden-hope.pdf>
- PISA - Select Criteria. (z.d.). <https://pisadataexplorer.oecd.org/ide/idepisa/>

- Shen, T., Konstantopoulos, S., & Michigan State University. (2017). Class size effects on reading achievement in Europe: evidence from PIRLS. In *Studies in Educational Evaluation*. <http://dx.doi.org/10.1016/j.stueduc.2017.04.001>
- Shin, I.-S., Dongguk University, Chung, J. Y., & Ewha Womans University. (2009). Class size and student achievement in the United States: A meta-analysis. *KEDI Journal Of Educational Policy*, 3–19.
- Teachers - Teaching hours - OECD Data*. (z.d.). theOECD.  
<https://data.oecd.org/teachers/teaching-hours.htm>
- Teachers - Teachers' salaries - OECD Data*. (z.d.). theOECD.  
<https://data.oecd.org/teachers/teachers-salaries.htm>
- UNESCO & International Task Force on Teachers for Education 2030. (2024). Global Report on Teachers: Addressing teacher shortages and transforming the profession. United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization.  
<https://www.unesco.org/en/open-access/cc-sa>
- Varga, J. (2017). The effects of policies concerning teachers' wages on students' performance. In Institute of Economics, Centre for Economic and Regional Studies, Hungarian Academy of Sciences, Budapest Working Papers On The Labour Market (BWP-2017/1). Hungarian Academy of Sciences, Institute of Economics, Centre for Economic and Regional Studies, Budapest. <https://hdl.handle.net/10419/173672>
- World Development Indicators | DataBank. (z.d.).  
<https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators/Series/SE.SEC.ENRL.TC.ZS#>
- Worth, J., Tang, S., Galvis, M. A., & National Foundation for Educational Research. (2022). *Assessing the impact of pay and financial incentives in improving shortage subject teacher supply*. National Foundation for Educational Research.  
[https://www.nfer.ac.uk/media/t1opzvjm/assessing\\_the\\_impact\\_of\\_pay\\_and\\_financial\\_incentives\\_in\\_improving\\_shortage\\_of\\_subject\\_teacher\\_supply.pdf](https://www.nfer.ac.uk/media/t1opzvjm/assessing_the_impact_of_pay_and_financial_incentives_in_improving_shortage_of_subject_teacher_supply.pdf)

## Appendix A: Landen per variabele

<b>PISA-score</b>	<b>Pupil-teacher ratio</b>	<b>Lerarensalarissen</b>	<b>Onderwijstijd</b>
Albania	Albania	Austria	Austria
Argentina	Argentina	Canada	Canada
Austria	Austria	Chile	Chile
Belarus	Belarus	Colombia	Colombia
Belgium	Belgium	Costa Rica	Costa Rica
Bosnia and Herzeg.	Bosnia and Herzeg.	Czechia	Czechia
Brazil	Brazil	Denmark	Denmark
Brunei Darussalam	Brunei Darussalam	Estonia	Estonia
Bulgaria	Bulgaria	Finland	Finland
Canada	Canada	France	France
Chile	Chile	Germany	Germany
Colombia	Colombia	Greece	Greece
Costa Rica	Costa Rica	Hungary	Hungary
Croatia	Croatia	Iceland	Iceland
Cyprus	Cyprus	Ireland	Ireland
Czechia	Czechia	Israel	Israel
Denmark	Denmark	Italy	Italy
Dominican Rep.	Dominican Rep.	Japan	Japan
Estonia	Estonia	Korea	Korea
Finland	Finland	Latvia	Latvia
France	France	Lithuania	Lithuania
Georgia	Georgia	Luxembourg	Luxembourg
Germany	Germany	Netherlands	Netherlands
Greece	Greece	New Zealand	New Zealand
Hong Kong	Hong Kong	Norway	Norway
Hungary	Hungary	Poland	Poland
Iceland	Iceland	Portugal	Portugal
Indonesia	Indonesia	Slovak Rep.	Slovak Rep.
Ireland	Ireland	Slovenia	Slovenia
Israel	Israel	Spain	Spain
Italy	Italy	Sweden	Turkiye
Japan	Japan	Turkiye	United States
Jordan	Jordan		
Kazakhstan	Kazakhstan		
Korea	Korea		
Latvia	Latvia		
Lebanon	Lebanon		
Lithuania	Lithuania		
Luxembourg	Luxembourg		
Macao	Macao		
Malaysia	Malaysia		
Malta	Malta		
Mexico	Mexico		
Moldova	Moldova		
Morocco	Morocco		

Netherlands	Netherlands		
New Zealand	New Zealand		
North Macedonia	North Macedonia		
Norway	Norway		
Panama	Panama		
Peru	Peru		
Philippines	Philippines		
Poland	Poland		
Portugal	Portugal		
Qatar	Qatar		
Romania	Romania		
Russia	Russia		
Saudi Arabia	Saudi Arabia		
Serbia	Serbia		
Singapore	Singapore		
Slovak Rep.	Slovak Rep.		
Slovenia	Slovenia		
Spain	Spain		
Sweden	Sweden		
Thailand	Thailand		
Tunisia	Tunisia		
Turkiye	Turkiye		
Ukraine	Ukraine		
United Arab Emirates	United Arab Emirates		
United Kingdom	United Kingdom		
United States	United States		
Uruguay	Uruguay		

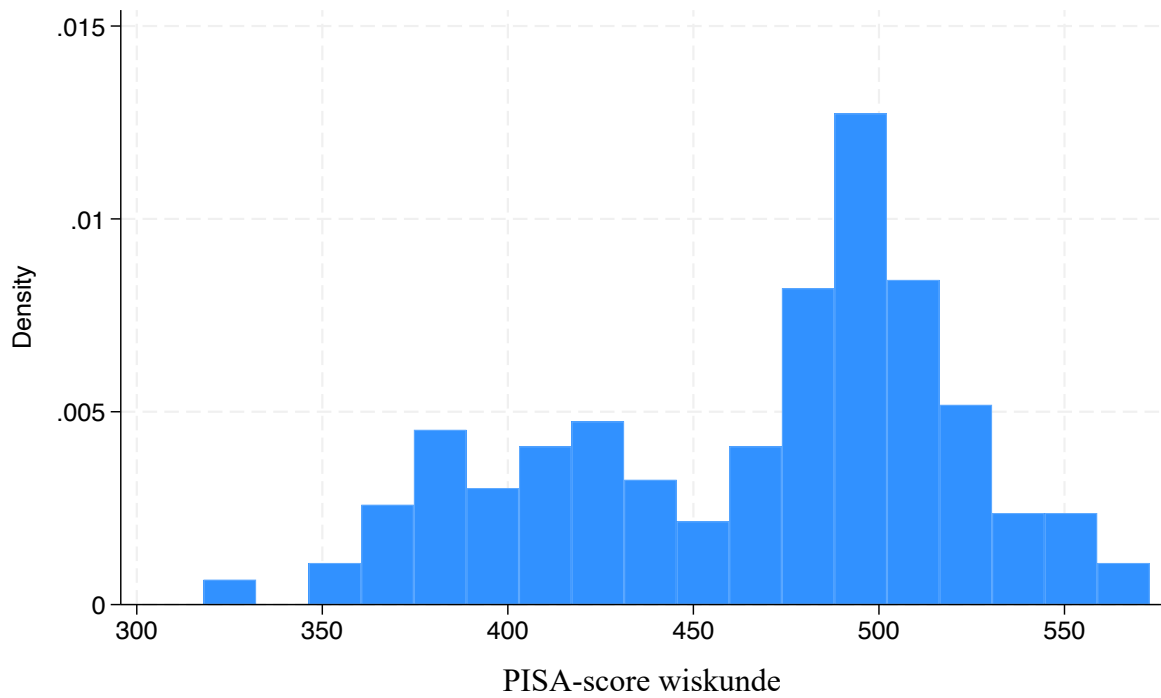
## Appendix B: Gemiddelden per land

Land	PISA R.	PISA.N	PISA. M	PT-ratio	Salarissen	Onderwijstijd
Albania	387,6	408	405,3	14,6		
Argentina	402,2	406,8	389	13,4		
Austria	486	499,2	501,5	10,1	49098	606,6
Belarus	474	471	472	8,4		
Belgium	503,1	504,6	515,7	9,3		
Bosnia and H.	483	398	406	9,4		
Brazil	404,4	400,4	377	16,9		
Brunei D.	408	431	430	8,5		
Bulgaria	424,8	437,8	431,4	12,2		
Canada	526,1	526,8	522		66920	743,2
Chile	442,2	444,2	419	24,2	27974	1112,4
Colombia	407,6	403,6	381,6	26	33442	1175,1
Costa Rica	431,3	421,7	403	14	39927	1267,2
Croatia	480,8	483,4	465,2	8,2		
Cyprus	438,7	436,7	442,7	9,2		
Czechia	487,4	502,2	501,5	11,1	20386	632,3
Denmark	496,4	497,6	508,3	10,3	54062	657,6
Dominican R.	350	334	326,5	21,8		
Estonia	512	532,8	518,2	8,8	13474	620,8
Finland	534,6	543	528,3	11,6	43740	588,3
France	497,4	496	497,8	12,2	36471	653,1
Georgia	390,5	397	401	7,4		
Germany	497,4	514,4	506,7	13,4	71522	750,4
Greece	470	463,4	454,7	8,7	26962	465,1
Hong Kong	528,6	537,2	552	15,8		
Hungary	481,7	491,8	484,3	10,2	17130	606,9
Iceland	488,9	482,6	500,7		33381	637,9
Indonesia	387,4	391,4	377	14,2		
Ireland	516,7	507,4	499,3		59780	733,5
Israel	466,7	461,6	457,6	10,1	30182	621,4
Italy	481,3	481,4	478,8	10,5	37480	613,8
Japan	513,7	536,8	530,2	11,3	48358	580,9
Kazakhstan	399,3	419,5	430	7,2		
Korea	531,6	526,6	539,8	17,4	51040	579,9
Latvia	481,1	492,6	486,7	9,4	8315	844,8
Lebanon	350	385	394,5	7,8		

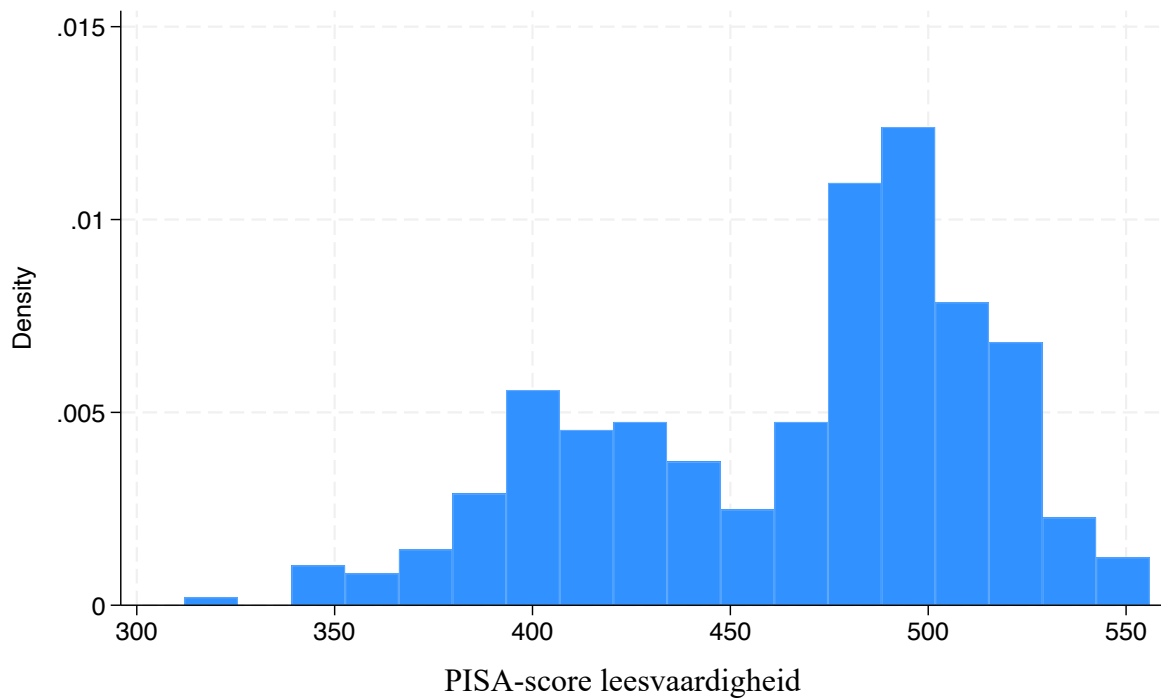
Lithuania	472,6	486,4	480,2	8,7	19122	617,7
Luxembourg	472,9	484,2	487,6	9,8	111063	692,3
Macao	491,7	523,2	536,2	18,1		
Malaysia	414,7	433,7	469	13,1		
Malta	447,5	461	475,5	7,6		
Mexico	417	415,2	406,7	17,3		
Moldova	420	428	420,5	9,6		
Morocco	359	377	368	19,8		
Netherlands	504,5	516,2	524,8	13,7	71721	769,5
New Zealand	517,1	519,8	508,8	14,5	46283	840
N. Macedonia	372,5	398,5	382,5	9,2		
Norway	501,1	494	495,8	8,7	44621	644,6
Panama	377	365	353	14		
Peru	388,3	385,8	380	18,4		
Philippines	340	357	353	23,7		
Poland	502,9	508,8	503	10,7	24439	484,9
Portugal	483,9	489,8	481,7	8,7	39640	623,1
Qatar	376,2	389,8	375,6	10,2		
Romania	424	429,2	432,2	12,6		
Russia		481,6	479,3	8,9		
Saudi Arabia	399	386	373	11,1		
Serbia	439	440	448	8,1		
Singapore	538	550	567	15,1		
Slovak Rep.	464,3	474,8	488,3	12,1	15102	647,6
Slovenia	491,6	513	505	9,8	39702	627
Spain	483,3	489,6	483,2	11,3	48279	712,8
Sweden	503,3	495	496,5	11,8	41342	
Thailand	418,9	427,4	419	24,4		
Tunisia	384,8	392,8	370	16,3		
Turkiye	453,5	446,8	435,7	18,2	29970	504
Ukraine	466	469	453	7,2		
U.A.E.	436	439,7	434,5	9,5		
United K.	502,9	513,4	497,2	15,2		
United States	499,8	497,2	478,8	14,7	60767	966,4
Uruguay	424,7	426,4	418,8	14,1		

## Appendix C: Histogrammen

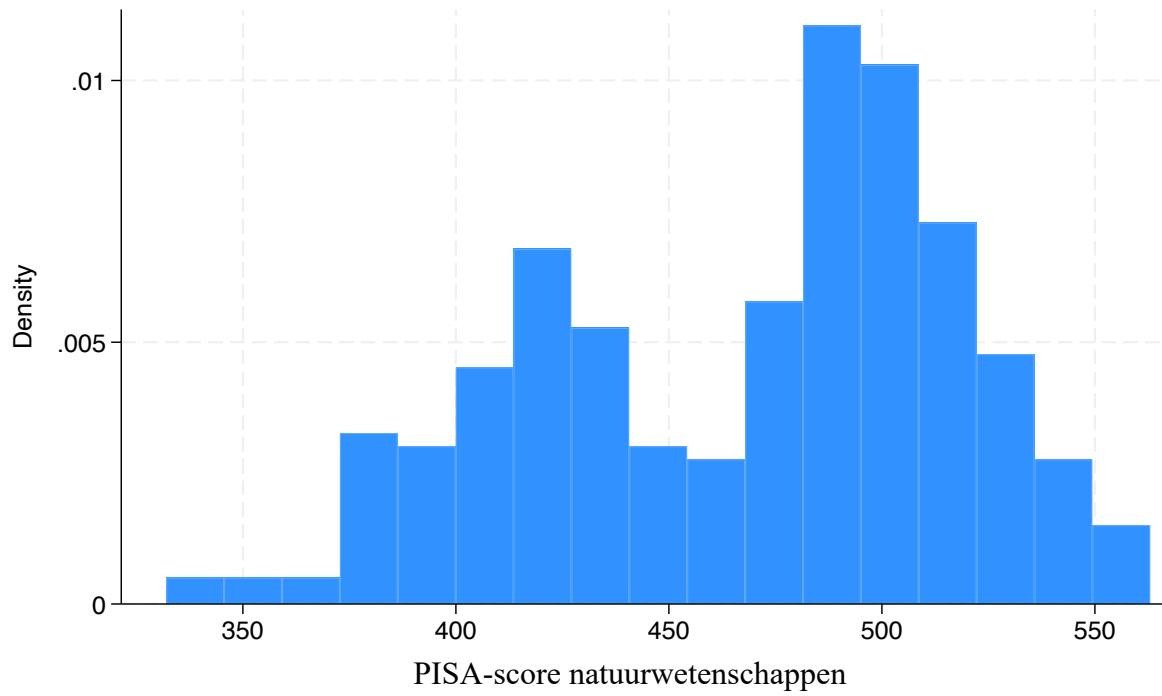
Figuur 4: Histogram PISA-score wiskunde



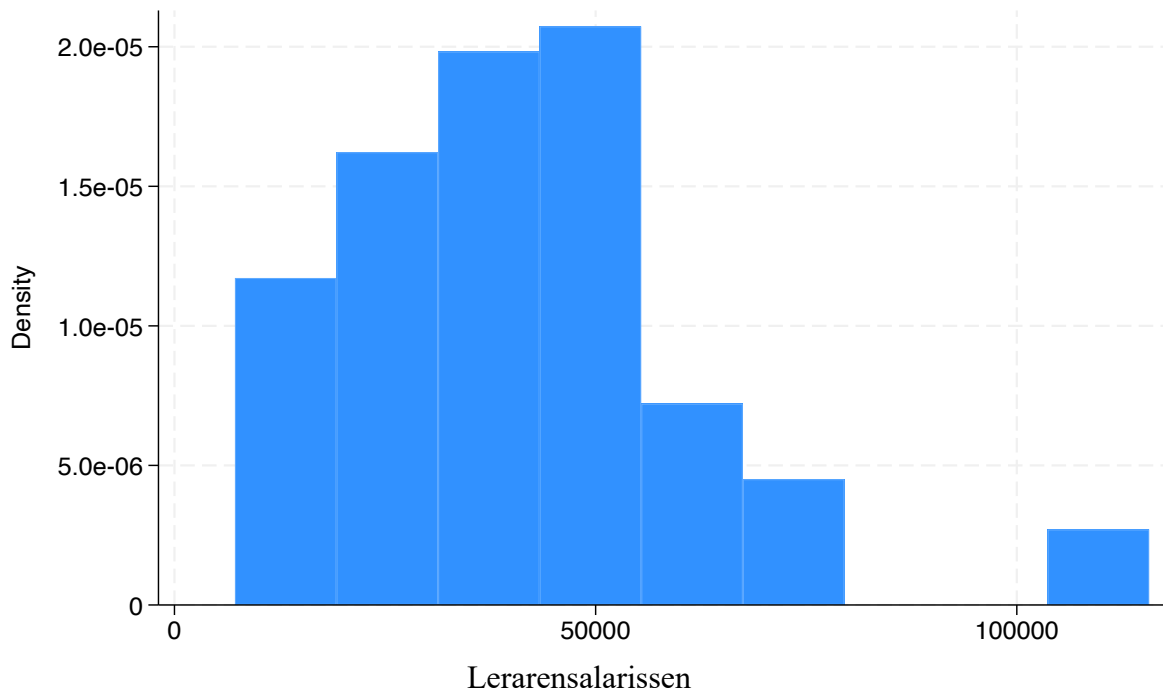
Figuur 5: Histogram PISA-score leesvaardigheid



*Figuur 6: Histogram PISA-score natuurwetenschappen*

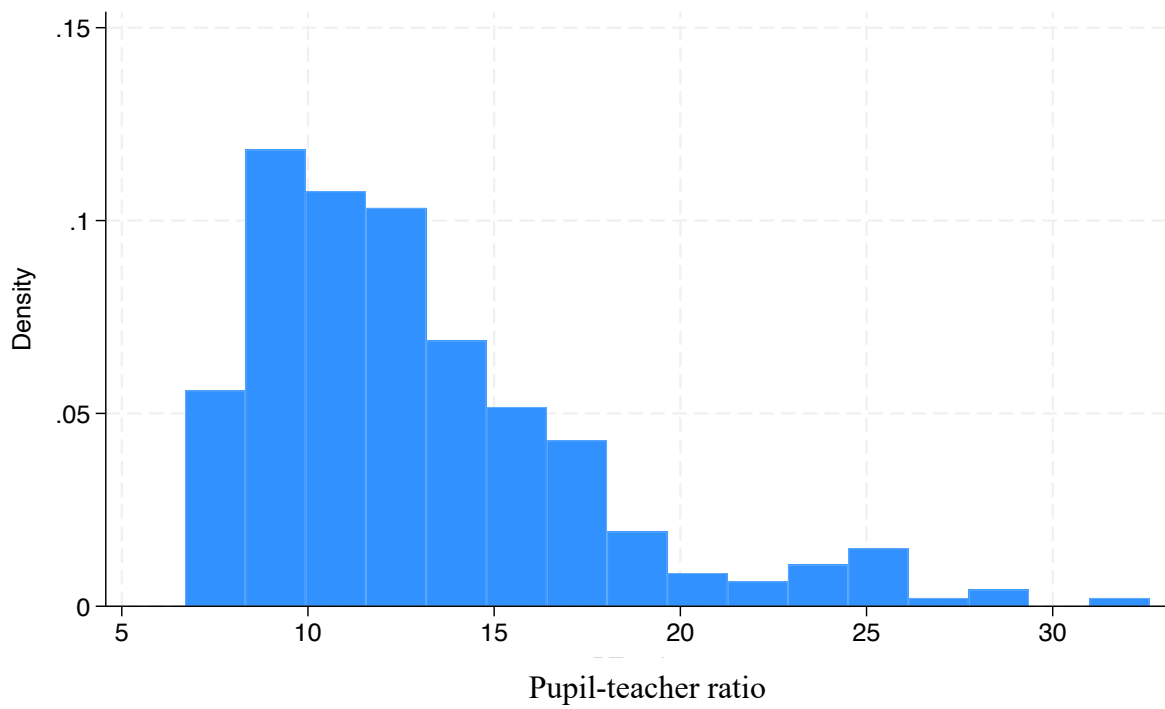


*Figuur 7: Histogram lerarensalarissen*





*Figuur 8: Histogram pupil-teacher ratio*



*Figuur 9: Histogram onderwijstijd*

