



Erasmus School of Economics
Bachelorscriptie Algemene Economie

Het opleidingsniveau van ouders en onder advisering in het primair onderwijs

Abstract

In dit paper wordt naar aanleiding van de jaarrapporten van de Onderwijsinspectie de relatie tussen het opleidingsniveau van ouders en basisschooladviezen nader bestudeerd. De resultaten zijn opvallend: op basis van multinomiale logistische regressieanalyse blijkt dat de kans op onder advisering kleiner is voor leerlingen met hoger opgeleide ouders, zelfs wanneer er voor een breed scala aan leerlingfactoren gecontroleerd wordt. Leerlingen met hbo/wo-ouders hebben met een relatieve kansverhouding van 0,535 een bijna twee keer zo kleine kans om ondergeadviseerd te worden ten opzichte van leerlingen met mbo-ouders. Kinderen van mbo-ouders hebben tevens een significant kleinere kans om ondergeadviseerd te worden ten opzichte van leerlingen met lager opgeleide ouders (zowel lo als lbo). Leerlingen met academisch opgeleide ouders worden niet significant vaker overgeadviseerd. Wel blijkt dat leerlingen met lo- en lbo-ouders significant minder vaak overgeadviseerd worden dan leerlingen met mbo-, hbo- of wo-ouders.

Naam student: Nicky Kuijpers

Studentnummer: 432071

Begeleider: Prof. Dr. Dinand Webbink

Tweede beoordelaar: Esmee Zwijs

Datum definitieve versie: 17 juli 2018

Inhoudsopgave

1. Inleiding	3
2. Literatuuroverzicht	6
3. Methodologie.....	10
4. Data	13
5. Resultaten	16
Visuele Vergelijking.....	16
Multinomiale logistische regressie	18
6. Conclusie en Discussie.....	26
7. Referenties.....	28
Appendix	33

1. Inleiding

Leerlingen met lager opgeleide ouders krijgen vaker een advies voor een lager onderwijsniveau én minder vaak een advies voor een hoger onderwijsniveau dan op basis van hun Cito-eindscore te verwachten zou zijn (Inspectie van het Onderwijs, 2018). Dat stelt de Onderwijsinspectie in het rapport “De Staat van het Onderwijs”, het onderwijsverslag over het schooljaar 2016/2017. Het is echter niet de eerste keer dat de inspectie dit ogenschijnlijk opmerkelijke probleem beschrijft: al in de onderwijsverslagen voor de schooljaren 2014/2015 en 2015/2016 werd gesteld dat leerlingen van lager opgeleide ouders bij gelijke Cito-scores vaker ondergeadviseerd worden. Kansenongelijkheid in het onderwijs lijkt volgens de rapporten tevens alsmaar toe te nemen. Als we de stellingen van de Onderwijsinspectie moeten geloven is er een zorgelijk probleem in het Nederlands onderwijsstelsel; het opleidingsniveau van de ouders van een leerling zou bij gelijke prestaties het advies niet mogen beïnvloeden. Kinderen van laagopgeleide ouders krijgen in dergelijk geval niet het onderwijs dat ze aan kunnen, waardoor talent onderbenut blijft.

In de empirische literatuur is de relatie tussen de sociale positie van de ouders en kansenongelijkheid in het Nederlands onderwijs al eerder onderzocht. Een deel van de kansenongelijkheid kan verklaard worden door betere ondersteuning van kinderen door hoogopgeleide ouders. Hoger opgeleide ouders kunnen niet alleen beter helpen bij het maken van huiswerk, maar kunnen de leerling ook op financiële wijze ondersteunen, bijvoorbeeld door middel van extra huiswerkbegeleiding of de aanschaf van een studieruimte (Brinkgreve en Van Stolk, 1997; Liefbroer en Dykstra, 2007). Mede hierdoor zijn kinderen van hoger opgeleide ouders gemiddeld succesvoller dan kinderen van lager opgeleide ouders (Dronkers en Ultee, 1995; SCP, 2010; Van de Werfhorst, 2015). Aangezien leerlingen met lager opgeleide ouders vaker ondergeadviseerd lijken te worden bij gelijke prestaties, is het mogelijk dat het opleidingsniveau van de ouders de prestatieverwachtingen van de leerkracht beïnvloed.

De Onderwijsinspectie onderzoekt in het jaarrapport het verschil in basisschooladviezen bij gelijke prestaties met betrekking tot het opleidingsniveau van de ouders. Allereerst zetten zij voor iedere standaardscore op de Cito eindtoets (cet-score) het percentage dat lager of hoger geadviseerd wordt dan verwacht uiteen, waarbij leerlingen met ouders die maximaal een mbo 2-diploma hebben worden vergeleken met leerlingen met ouders die een wo-diploma hebben. Vervolgens wordt de kans op zowel onder- als overadvisering berekend met behulp van een multinomiale logistische regressie. In deze regressie wordt echter enkel gecontroleerd voor geslacht, etniciteit, Cito-eindscore (cet-score) en de mate waarin de school in een stedelijk

gebied ligt. Het is goed mogelijk dat het gevonden verschil in schooladvies niet enkel voortkomt uit het opleidingsniveau van de ouders, maar ook uit niet-cognitieve leerlingfactoren die gecorreleerd zijn met het opleidingsniveau van de ouders, zoals de werkhouding van de leerling, de motivatie van de leerling, en de relatie tussen de leerling en de leerkracht. Niet-cognitieve vaardigheden hebben niet alleen een positieve invloed op sociaal en economisch succes, maar ook op onderwijsresultaten (Heckman & Rubenstein, 2001; Lleras, 2008). Indien de verschillen in adviezen niet voortkomen uit het opleidingsniveau van ouders maar uit niet-cognitieve factoren is de stelling van de Onderwijsinspectie misleidend: kinderen van lager opgeleide ouders worden vaker ondergeadviseerd omdat zij minder niet-cognitief vaardig zijn, en niet omdat hun ouders lager opgeleid zijn. In dit onderzoek wordt het verschil in onder advisering in de overgang van het primair naar het middelbaar onderwijs daarom nader onderzocht aan de hand van een representatieve steekproef van groep 8-leerlingen, controlerend voor dergelijke factoren.

Om de relatie tussen het opleidingsniveau van ouders en de mate van onder advisering bij leerlingen beter in kaart te brengen wordt in dit paper allereerst het onderzoek van de Onderwijsinspectie geïmiteerd met representatieve steekproefdata. Hierdoor kan er een uitspraak worden gedaan over de mate waarin het fenomeen dat de inspectie aantoonbaar is. Vervolgens wordt de kans op onder- en over advisering voor verschillende opleidingsniveaus van ouders berekend met behulp van een multinomiale logistische regressie, waarbij een breed scala aan controlevariabelen die vermoedelijk gecorreleerd zijn met het opleidingsniveau van de ouders en effect hebben op het schooladvies worden toegevoegd. Ten eerste zijn dit door de leerkracht bepaalde indicatoren voor eigenschappen van de leerling: het gedrag van de leerling, de mate waarin een leerling onderpresteert, de werkhouding van de leerling, de mate van onderpresteren van de leerling, de leerling-leerkracht relatie (in de variabelen afhankelijkheid, nabijheid en conflict), en de ouderbetrokkenheid. Daarnaast wordt er gecontroleerd voor een indicator of de leerling een zorgleerling is of niet, de etnische achtergrond van de leerling, het geslacht en de cet-score.

De schatting van dit uitgebreide regressiemodel leidt tot opvallende resultaten: zelfs controlerend voor een breed scala aan leerlingfactoren heeft het opleidingsniveau van de ouders een significant effect op de kans op onder advisering bij leerlingen. Leerlingen met ouders die hbo of wo hebben gevolgd hebben bijna twee keer zo weinig kans om ondergeadviseerd te worden ten opzichte van leerlingen met mbo-ouders. Kinderen van mbo-ouders hebben daarnaast een significant kleinere kans om ondergeadviseerd te worden ten opzichte van

kinderen van lbo-ouders. Op het gebied van overadvisering is er geen significant verschil tussen mbo- en hbo/wo ouders. Wel worden kinderen van zowel mbo als hbo/wo ouders significant vaker overgeadviseerd dan kinderen van zowel lo- als lbo-ouders. De gemiddelde voorspelde kans op onderadvisering is voor leerlingen met hbo/wo-ouders 7,2 procent, voor leerlingen met mbo-ouders 12,4 procent, en voor leerlingen met lo- en lbo-ouders 14,9 en 15,1 procent respectievelijk. De gemiddelde voorspelde kans op overadvisering is voor leerlingen met hbo/wo-ouders 11,7 procent, voor leerlingen met mbo-ouders 11,1 procent, en voor leerlingen met lo- en lbo-ouders 9,1 en 7,6 procent respectievelijk.

De rest van dit paper is als volgt opgezet. Allereerst wordt eerdere literatuur met betrekking tot kansenongelijkheid in het onderwijs besproken. Vervolgens wordt in hoofdstuk 3 de methodologie uiteengezet. Hierna wordt in hoofdstuk 4 de dataset beschreven, gevolgd door een uitgebreide bespreking van de resultaten in hoofdstuk 5. Ten slotte bevat hoofdstuk 6 discussie van de resultaten, evenals de conclusie.

2. Literatuuroverzicht

Niet alleen in Nederland, maar ook internationaal is er een groeiende hoeveelheid literatuur die sociale ongelijkheid in het onderwijs onderzoekt. Breen en Jonsson (2005) zetten een breed scala aan eerder onderzoek naar deze kansenongelijkheid uiteen. Als we de mechanismen achter sociale ongelijkheid in het onderwijs beschouwen zijn er meerdere onderzoeken die aantonen dat de sociale positie van de ouders gerelateerd is aan onderwijsuitkomsten van kinderen, zoals De Graaf et al. (2000), Duncan & Brooks-Gunn (1997) en Gamoran (2001). De sociale positie van ouders heeft invloed op onderwijsuitkomsten van het kind via overdracht van sociale eigenschappen (zowel erfelijk als aangeleerd) en via het maken van onderwijskeuzes.

Op het gebied van onderwijskeuzes is er veel onderzoek gedaan met als doel het modelleren van deze keuzes. Breen en Goldthorpe (1997) leggen de basis voor een rationele keuze theorie met betrekking tot onderwijskeuzes; leerlingen en ouders maken keuzes voor de verschillende onderwijsopties op basis van verwachte kosten en baten, én de kans op succesvolle afronding van het onderwijs. Verschillen in keuzes van ouders met een lagere en hogere sociale positie komen voort uit verschillen in middelen en beperkingen. Meerdere papers toetsen het model van Breen en Goldthorpe, zoals Becker (2003) en Davies et al. (2002), en vinden resultaten die het model grotendeels ondersteunen.

Erikson & Jonsson (1996) stellen dat de sociale achtergrond van grote invloed is op de schoolprestaties en aspiraties van een leerling, en dat dit verband invariant is over tijd. Volgens hen komen verschillen in dit sociale achtergronds-effect alleen voort uit veranderingen in schoolkosten en veranderingen in de leeftijd waarin voor het eerst onderwijskeuzes gemaakt moeten worden. Verandering in het keuzemoment met betrekking tot onderwijs heeft effect omdat de kans op succesvolle afronding, als in het Breen en Goldthorpe (1997) keuzemodel, sterker gerelateerd is aan de sociale achtergrond hoe eerder het keuzemoment plaatsvindt. Gezien het feit dat de sociale achtergrond een sterker effect heeft op onderwijsresultaten des te jonger het kind, zou dit betekenen dat onderwijshervormingen met als doel het tegengaan van sociale ongelijkheid in het onderwijs zich moeten focussen op het uitstellen van keuzemomenten in het onderwijs (Breen & Jonsson, 2000). Deze hypothese lijkt vooralsnog in de empirische literatuur ondersteunt te worden: Erikson (1996) vindt dat het uitstellen van onderwijskeuzes in Zweden de kansenongelijkheid verkleint, en McPherson en Willms (1987) vinden een soortgelijk effect in Schotland.

Lucas (2001) probeert een theoretische verklaring te vinden voor blijvende ongelijkheid in het onderwijs gerelateerd aan sociale achtergrond. Hij komt met de theorie “Effectively maintained inequality”. *Effectively maintained inequality* (EMI) is het idee dat socio-economisch bevoordeelde mensen altijd een bepaalde mate van voordeel voor henzelf en hun kinderen zullen vaststellen, waar dit ook mogelijk is. Als er kwantitatieve verschillen in het onderwijs zijn, bijvoorbeeld als een bepaald niveau van scholing niet universeel is, zullen ouders de socio-economische positie gebruiken om het kind op dit niveau te krijgen. Wordt dit niveau van scholing echter universeel (verdwijnen de kwantitatieve verschillen) dan zullen ouders de socio-economische positie gebruiken om het kind op hetzelfde niveau kwalitatief beter onderwijs te laten volgen. Kortom, kinderen van sociaal “sterke” ouders zullen altijd voordelen hebben ten opzichte van kinderen van sociaal minder sterke ouders, waardoor verschillen blijven bestaan.

Effectively maintained inequality lijkt op het eerste gezicht te gelden voor meerdere landen. Lucas en Byrne (2017) stellen dat in verschillende onderzoeken naar sociale ongelijkheid in het onderwijs resultaten worden gevonden die EMI ondersteunen (bijvoorbeeld Ayalon & Shavit, 2004, in Israël; Tolsma, Coenders, & Lubbers, 2007, in Nederland; Ding, 2007, in China; en Reimer & Pollack, 2010, in West-Duitsland). Het kwalitatieve aspect van EMI is echter niet in al deze onderzoeken geanalyseerd. Het blijft dus de vraag of EMI werkelijk een internationale eigenschap van maatschappijen is, of dat het in de realiteit alleen geldt voor de Verenigde Staten, waar de theorie zijn oorsprong vindt.

Zoals in de introductie al gesteld werd is kansenongelijkheid in het Nederlandse onderwijs meermaals onderzocht. Een deelverklaring voor de sociale ongelijkheid is het feit dat hoogopgeleide ouders meer mogelijkheden hebben om kinderen te ondersteunen in het schoolproces. Het gaat hierbij niet alleen om ondersteuning bij huiswerk/studie, maar ook ondersteuning op financiële wijze, bijvoorbeeld door middel van extra huiswerkbegeleiding en extra studiefaciliteiten (Brinkgreve en Van Stolk, 1997; Liefbroer en Dykstra, 2007). Dit leidt er vervolgens toe dat kinderen van hoger opgeleide ouders gemiddeld succesvoller zijn dan kinderen van lager opgeleide ouders (Dronkers en Ultee, 1995; SCP, 2010; Van de Werfhorst, 2015). Het is mogelijk dat dit fenomeen leidt tot een verschil in verwachtingen bij de leerkracht als het gaat om leerlingen met gelijke prestaties maar verschillende sociale achtergronden, en deze verwachtingen meeneemt in het beslissingsadvies.

Ook in Vlaanderen is kansenongelijkheid in het onderwijs al decennialang een groot probleem. Zo stelt Tan dat kinderen van bedienden en kinderen van hogeschoolden in Vlaanderen drie

a vier keer meer aan het hoger onderwijs participeren dan arbeidskinderen en kinderen van laaggeschoolden (1998). Verbergt, Cantillon en Van den Bosch vinden elf jaar later vergelijkbare resultaten: participatie in hoger onderwijs is nu relatief zelfs nog hoger voor kinderen van hogeschoolden (2009). Hirtt, Nicaise, en De Zutter (2007) stellen dat er in Vlaanderen een duidelijk verband is tussen de leeftijd waarin voor het eerst studietoelating plaatsvindt en de sociale ongelijkheid in onderwijsuitkomsten: hoe jonger de studietoelating plaatsvindt, hoe verder onderwijsverschillen uiteenlopen. Dit is in lijn met het idee van Breen & Jonsson (2000). Ook stellen ze dat marktwerking in het onderwijs leidt tot polarisatie tussen “elitescholen” en “gettoscholen”, waarbij de sociaal sterkste ouders enkel elitescholen kiezen voor hun kinderen. Hierdoor wordt sociale ongelijkheid in het onderwijs versterkt. Dit is in lijn met zowel de theorie van Lucas (2001) als de keuzetheorie van Breen en Goldthorpe (1997).

De aanleiding van dit onderzoek zijn de jaarrapporten van de Onderwijsinspectie, waarin de onder advisering van leerlingen met lager opgeleide ouders wordt aangekaart. In het jaarrapport over 2014/2015 stellen zij voor het eerst dat leerlingen met laagopgeleide ouders een lager advies krijgen voor het voortgezet onderwijs dan hoogopgeleide ouders (Inspectie van het Onderwijs, 2016). Daarnaast stellen zij ook dat deze adviezen steeds verder uiteenlopen, voornamelijk door dalende adviezen voor kinderen van laagopgeleide ouders. Als verklaring voor de kansongelijkheid geven zij ten eerste het feit dat hoger opgeleide ouders vaak bewustere schoolkeuzes maken en investeren in extra onderwijs voor hun kinderen. Ten tweede leidt toenemende homogenisering in het onderwijs volgens de Onderwijsinspectie ertoe dat leerlingen eerder worden gescheiden, terwijl kinderen van lager opgeleide ouders vaak laatbloeiers zijn. Hierdoor zitten kinderen van lager opgeleide ouders “vast” in een lager onderwijsniveau dan ze aan kunnen, en blijft talent onderbenut. De kansongelijkheid in het onderwijs met betrekking tot het opleidingsniveau van de ouders is tevens aanwezig in de schooljaren 2015/2016 en 2016/2017 (Inspectie van het Onderwijs, 2017, 2018).

In dit onderzoek worden verschillen in basisschooladviezen met betrekking tot het opleidingsniveau van ouders nader onderzocht door te controleren voor niet-cognitieve vaardigheden. Niet-cognitieve vaardigheden zijn van groot belang voor zowel sociaal als economisch succes in het leven (Heckman, 2006). Dergelijke vaardigheden hebben echter ook een positieve invloed op onderwijsresultaten (Heckman & Rubenstein, 2001; Lleras, 2008). Het is mogelijk dat leerlingen niet worden ondergeadviseerd op basis van het opleidingsniveau van ouders, maar op basis van niet-cognitieve factoren die gecorreleerd zijn met dit opleidingsniveau. In dit geval is onder advisering in het primair onderwijs geen vorm van

kansenongelijkheid, maar te verklaren aan de hand van niet-cognitieve factoren die het succes van een leerling kunnen beïnvloeden.

3. Methodologie

Dit onderzoek hanteert met betrekking tot de mate van onder- en overadvisering dezelfde methode als de Onderwijsinspectie. Er wordt onderscheid gemaakt tussen een advies van een niveau of meer lager dan de cet-norm, een advies van een half niveau lager dan de cet-norm, een advies gelijk aan de cet-norm, een advies van een half niveau hoger dan de cet-norm en een advies van een niveau of meer hoger dan de cet-norm. Deze norm is afkomstig van het Cito en is weergegeven in Tabel 1.

Tabel 1: Cet-norm

Niveau	Cet-score
Vmbo-b	< 519
Vmbo-b/k	519 – 525
Vmbo-k	526 – 528
Vmbo-gt	529 – 532
Vmbo-gt/havo	533 – 536
Havo	537 – 539
Havo/vwo	540 – 544
Vwo	545 – 550

**Halve niveaus zijn de dubbele adviezen: Vmbo-b/k, Vmbo-gt/havo en Havo/vwo.*

Naast onderadvisering moet ook het opleidingsniveau van de ouders voor dit onderzoek gedefinieerd worden. Het gaat hierbij om het hoogst genoten opleidingsniveau van de juridische ouder van de leerling die het hoogste opleidingsniveau genoten heeft. Wegens limitaties in de dataset met betrekking tot de categorieën voor het opleidingsniveau van de ouders ligt de focus in dit onderzoek op het verschil tussen leerlingen van ouders die maximaal mbo gevolgd hebben en leerlingen van ouders die hbo/wo gevolgd hebben. Er wordt echter ook gekeken naar leerlingen van ouders met een opleidingsniveau van maximaal lo en maximaal lbo, zodat er een uitspraak gedaan kan worden over een eventueel effect op basisschooladviezen met betrekking tot ouders met een opleiding lager dan mbo.

In het onderzoek achter de jaarrapporten van de Onderwijsinspectie wordt het percentage leerlingen met hogere en lagere adviezen dan de norm (op basis van de cet-score) van leerlingen met academisch geschoolde ouders en leerlingen waarvan de ouders maximaal een mbo 2-diploma hebben vergeleken. In dit onderzoek wordt allereerst een soortgelijke (visuele) vergelijking toegepast op de dataset. Op deze manier kan er een beeld gevormd worden van de mate waarin het effect beschreven door de Onderwijsinspectie zichtbaar is in de data. Daarnaast

kan een visuele vergelijking een beeld geven van de te verwachten resultaten. In de dataset van dit onderzoek wordt voor het opleidingsniveau van de ouders enkel onderscheid gemaakt tussen de categorieën maximaal lager onderwijs (lo), maximaal lager beroepsonderwijs (lbo), maximaal middelbaar beroepsonderwijs (mbo) en maximaal hoger beroepsonderwijs/wetenschappelijk onderwijs (hbo/wo). Om de resultaten te kunnen vergelijken met die van de Onderwijsinspectie zal het percentage leerlingen met hogere en lagere adviezen dan de norm vergeleken worden voor leerlingen van ouders met maximaal mbo en leerlingen van ouders met maximaal hbo/wo.

Om de kans op onder- en overadvisering te berekenen past de Onderwijsinspectie een multinomiale logistische regressie toe. In deze regressie wordt enkel gecontroleerd voor geslacht, etniciteit, cito eindscore (cet-score) en de mate van stedelijkheid van de school. Het is echter aannemelijk dat de gevonden verschillen in schooladvies tussen kinderen van laagopgeleide ouders en kinderen van hoogopgeleide ouders niet enkel voortkomt uit dit opleidingsniveau, maar ook veroorzaakt wordt door andere (niet-cognitieve) leerlingfactoren die gecorreleerd zijn met het opleidingsniveau van de ouders. In dit onderzoek wordt daarom een multinomiaal logistisch regressiemodel gespecificeerd waarbij ook gecontroleerd wordt voor dergelijke leerlingfactoren. In dit multinomiale logistische regressiemodel wordt de volgende vergelijking geschat:

$$\log\left(\frac{p_i}{1 - p_i}\right) = \beta_{0_i} + \beta_{1_i} \text{maxLO} + \beta_{2_i} \text{maxLBO} + \beta_{3_i} \text{maxMBO} \\ + \beta_{4_i} \text{maxHBO/WO} + \gamma_i X$$

Waarbij de afhankelijke variabele p_i de berekende kans definieert, met p_1 = minstens een heel niveau ondergeadviseerd en p_2 = minstens een heel niveau overgeadviseerd. Deze kansen worden berekend ten opzichte van de referentiecategorie, een advies dat maximaal een half niveau verschilt van de norm. β_{1_i} tot en met β_{4_i} zijn de coëfficiënten voor de onderzoeksvariabele: een dummy voor het opleidingsniveau van de ouders. X is een vector van controlevariabelen, met γ_i als coëfficiënten. Het gaat hierbij om de volgende variabelen: het gedrag van de leerling, de mate waarin een leerling onderpresteert, de werkhouding van de leerling, de leerling-leerkracht relatie in de variabelen afhankelijkheid, nabijheid en conflict, de ouderbetrokkenheid, een indicator of de leerling zorgleerling is of niet, een indicator of de leerling allochtoon is of niet, het geslacht, de cet-score en een dummyvariabele voor het observatiejaar.

Om het verschil in advisering met betrekking tot het opleidingsniveau van ouders nader te onderzoeken worden op basis van de geschatte logistische regressie de relatieve kansverhoudingen (rrr) vergeleken. De relatieve kansverhouding voor een variabele is de ratio van de kans op een bepaalde gebeurtenis voor twee verschillende waarden van deze variabele. In dit onderzoek is de gebeurtenis waarvoor de kans berekend wordt onder advisering van minimaal een heel niveau enerzijds en over advisering van minimaal een heel niveau anderzijds. Deze kansen zijn relatief aan de kans op een advies dat maximaal een half niveau verschilt van de norm (de referentiecategorie). Voor de categoriale variabelen, zoals het opleidingsniveau van ouders, geeft de rrr van een bepaalde categorie de verhouding weer van de kans op onder- of over advisering tussen deze categorie en de referentiecategorie¹. Voor continue variabelen, zoals de niet-cognitieve factoren, wordt de rrr geïnterpreteerd als de verandering in de kans op onder- of over advisering bij een toename van één voor deze variabele. Een rrr van 1 houdt in dat er geen kansverschil is, een rrr van lager dan 1 wijst op een negatief verschil, en een rrr van hoger dan 1 duidt op een positief verschil ten opzichte van de referentie-categorie.

Door de relatieve kansverhoudingen voor de verschillende categorieën ouders te vergelijken kan er een uitspraak worden gedaan over het verschil in de kans op onder- en over advisering van leerlingen voor verschillende opleidingsniveaus van ouders. Vervolgens worden ook de marginale effecten van de opleidingsniveaus beschouwd, zodat er een uitspraak gedaan kan worden over de voorspelde kans op zowel onder- als over advisering.

¹ Bijvoorbeeld: als de referentiecategorie voor het opleidingsniveau van ouders “Max mbo” is, dan geeft de rrr voor “Max hbo/wo” de verhouding weer tussen de kans op onder- of over advisering voor leerlingen met mbo-ouders (de referentiecategorie) en leerlingen met hbo/wo-ouders.

4. Data

Om het verschil in basisschooladviezen met betrekking tot het opleidingsniveau van ouders te analyseren wordt gebruik gemaakt van een dataset met gegevens voor het opleidingsniveau van de vader, het opleidingsniveau van de moeder, de cito-eindscore en het advies voor iedere leerling in de steekproef. Daarnaast bevat de dataset voor iedere leerling in de dataset door de leraar bepaalde scores voor onderprestatie, gedrag, werkhouding, afhankelijkheid van de leraar, nabijheid met betrekking tot de leraar, conflict met de leraar, en ouderbetrokkenheid. Ten slotte bevat de dataset gegevens voor de etniciteit van de leerling, het geslacht en het jaar van observatie. Alle data is afkomstig van het Cohort Onderzoek OnderwijsLoopbanen onder leerlingen van 5 tot 18 jaar (COOL⁵⁻¹⁸), een steekproef van leerlingen representatief voor alle leerlingen in Nederland. Voor dit onderzoek wordt de steekproef gelimiteerd tot alle groep acht leerlingen die de cito eindtoets gemaakt hebben en een advies hebben gekregen, voor alle drie de meetjaren van het cohortonderzoek (2008, 2011 en 2014).

Het opleidingsniveau van de vader en moeder is verkregen vanuit de school, vaak afkomstig van de administratie. Als indicator voor het opleidingsniveau van de ouders wordt het maximum opleidingsniveau over beide ouders genomen². Er wordt hier onderscheid gemaakt tussen de volgende categorieën: maximaal lager onderwijs (lo), maximaal lager beroepsonderwijs (lbo), maximaal middelbaar beroepsonderwijs (mbo, incl. mavo, havo en vwo) en maximaal hoger beroepsonderwijs/wetenschappelijk onderwijs (hbo/wo). De gegevens voor de basisschooladviezen van leerlingen zijn eveneens afkomstig van de scholen. Alle adviezen voor niveaus “lager” dan vmbo-b (zoals lwoo en/of pro adviezen) worden gelijkgesteld aan vmbo-b, omdat dit de minimale cet-norm is. Daarnaast worden alle vmbo-t en vmbo-gl adviezen gelijkgesteld aan een vmbo-gt advies, zodat er een directe vergelijking gemaakt kan worden met de cet-norm.

De Cito-eindscores variëren van 501 tot en met 550 en zijn afkomstig van het Cito-Leerlingvolgsysteem. De eindscore is een optelsom van de scores op de drie onderdelen taal, rekenen en studievaardigheden.

De variabelen onderprestatie, gedrag, werkhouding, afhankelijkheid van de leraar, nabijheid met betrekking tot de leraar, conflict met de leraar, en ouderbetrokkenheid zijn bepaald door de leerkracht van de leerling op basis van een vragenlijst (het leerlingprofiel). Ter bepaling van

² Bijvoorbeeld: als de vader hbo heeft gevolgd en de moeder mbo, dan is het opleidingsniveau van de ouders “maximaal hbo”.

deze scores konden de leerkrachten kiezen uit vijf antwoordcategorieën: (1) beslist onwaar, (2) onwaar, (3) niet onwaar, niet waar, (4) waar, en (5) beslist waar. De mate van onderpresteren, het gedrag, en de werkhouding worden bepaald op basis van een aantal vragen (Appendix A1). De resulterende schalen zijn zo geconstrueerd dat een hoge score overeenkomt met de naam van de schaal (Driessen, Elshof, Mulder en Roeleveld, 2015).

De relatie van de leerkracht met de leerling is gemeten met behulp van een verkorte versie van de Leerling-Leerkracht Relatie Vragenlijst van Koomen, Verschueren & Pianta (2007), een Nederlandstalige versie van de Student-Teacher Relationship Scale van Pianta (2001). De vragen zijn verdeeld in drie onderdelen: nabijheid, conflict en afhankelijkheid. “Nabijheid” meet de mate waarin een leerkracht genegenheid, warmte en open communicatie ervaart met de leerling, “Conflict” meet de mate waarin een leerkracht een negatieve en conflicterende relatie heeft met de leerling, en “Afhankelijkheid” meet de mate waarin een leerkracht een leerling als afhankelijk beschouwt ten opzichte van zichzelf.

Tabel 2a en 2b bevatten samenvattende statistieken voor de belangrijkste variabelen in de steekproef.

Tabel 2a: Beschrijvende statistiek: continue variabelen

Variabele	N	Gemiddelde	Std. Deviatie	Min	Max
Cet-score	17640	534,028	10,088	501	550
Gedrag	16840	3,750	0,851	1	5
Onderprestatie	16767	2,398	0,863	1	5
Werkhouding	16680	3,501	0,931	1	5
Afhankelijkheid	16845	1,966	0,803	1	5
Nabijheid	16832	3,547	0,682	1	5
Conflict	16848	1,679	0,806	1	5
Ouderbetrokkenheid	16797	3,654	0,909	1	5

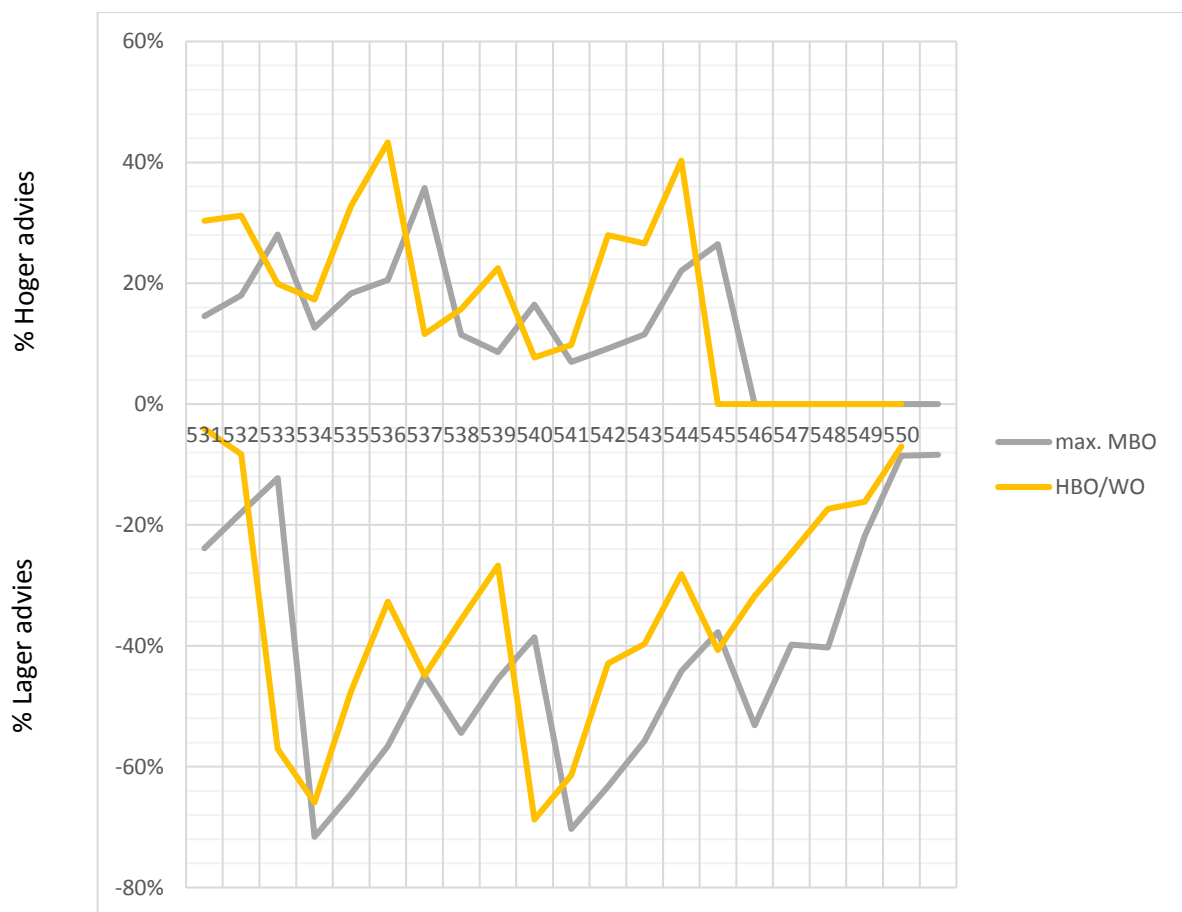
Tabel 2b: Beschrijvende statistiek: discrete variabelen

Variabele	N (%)
Opleidingsniveau	17.640
max. lo	1.333 (7,56)
max. lbo	2.943 (16,68)
max. mbo	7.556 (43,83)
max. hbo/wo	5.808 (32,93)
Advies	17.640
Vmbo-b	1.983 (11,24)
Vmbo-b/k	253 (1,43)
Vmbo-k	2.068 (11,72)
Vmbo-gt	4.445 (25,20)
Vmbo-gt/havo	1.387 (7,86)
Havo	3.090 (17,52)
Havo/vwo	1.723 (9,77)
Vwo	2.691 (15,26)
Afkomst	17.640
Autochtoon	12.731 (72,17)
Allochtoon	4.909 (27,83)
Geslacht	17.249
Jongen	8.537 (49,49)
Meisje	8.712 (50,51)
Zorgleerling	16.907
Niet	12.985 (76,80)
Wel	3.922 (23,20)
Jaar	17.640
2008	6.819 (38,66)
2011	5.740 (32,54)
2014	5.081 (28,80)

5. Resultaten

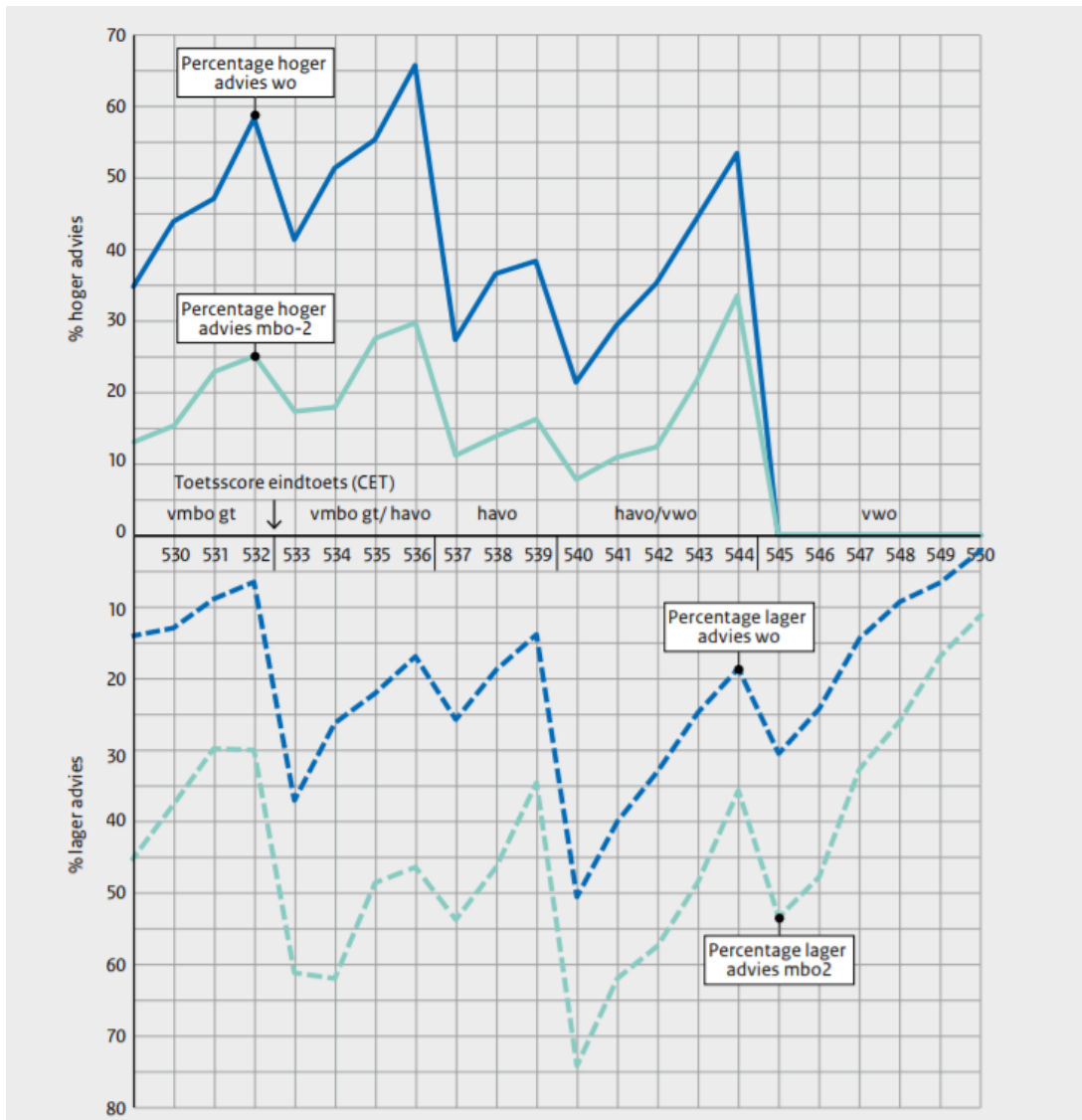
Visuele Vergelijking

Allereerst wordt het percentage onder- en overgeadviseerde leerlingen van ouders met maximaal mbo en leerlingen van ouders met hbo of wo visueel vergeleken (Figuur 1). Een leerling is ondergeadviseerd indien het gekregen advies een heel niveau of meer lager is dan de norm en overgeadviseerd indien het gekregen advies een heel niveau of meer hoger is dan de norm. De percentages worden voor iedere cet-score uiteengezet.



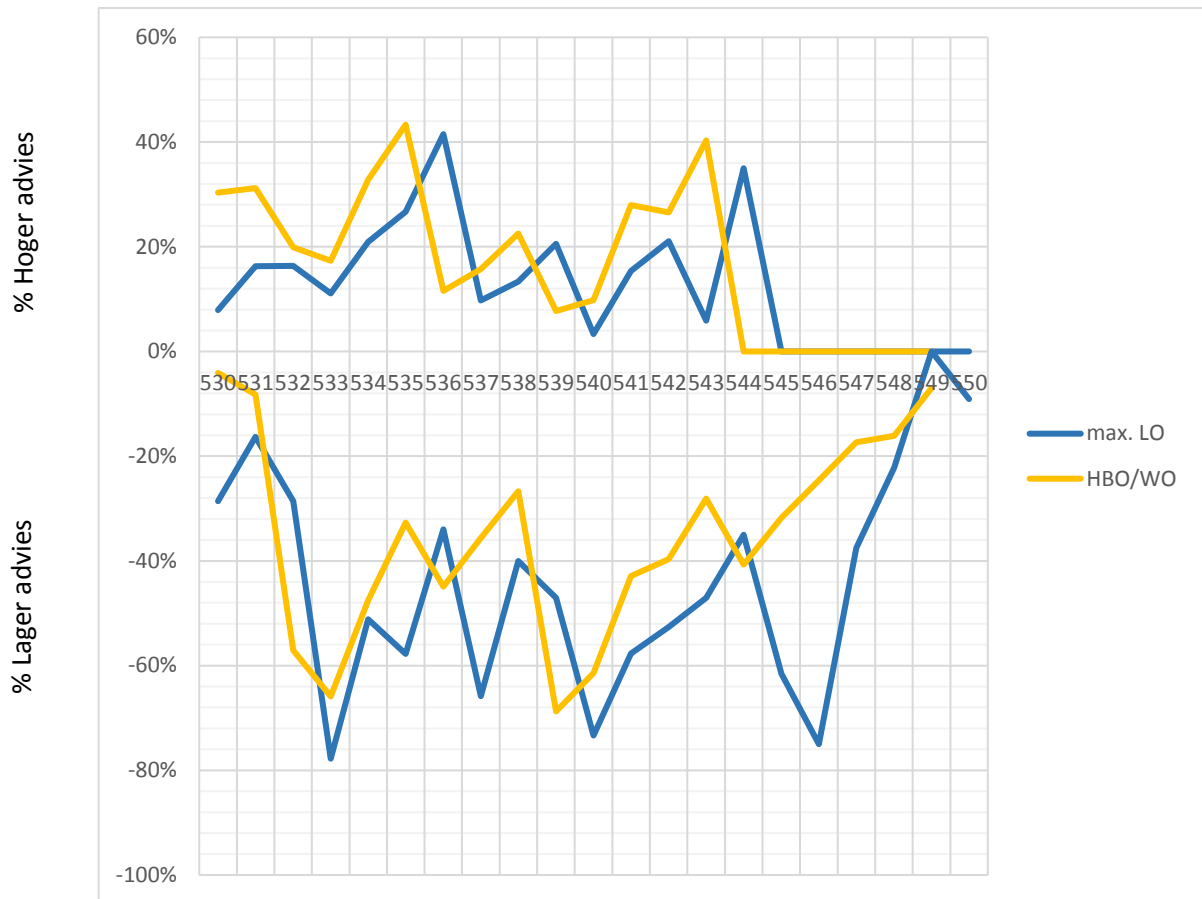
Figuur 1. Percentage onder- en overgeadviseerde leerlingen naar opleidingsniveau ouders, per cet-score.

We zien dat leerlingen van ouders met een hbo/wo opleiding gemiddeld iets vaker overgeadviseerd worden. Daarnaast zien we dat leerlingen van ouders met maximaal hbo/wo iets minder vaak ondergeadviseerd worden dan leerlingen van ouders met maximaal mbo. Opvallend is echter dat het verschil in zowel onder- als overadvisering voor leerlingen veel kleiner is dan het verschil dat wordt gevonden door de Onderwijsinspectie (Figuur 2).



Figuur 2. Percentage onder- en overgeadviseerde leerlingen naar opleidingsniveau ouders, per cet-score. Overgenomen uit De staat van het onderwijs: Onderwijsverslag 2016/2017 (p.25) door Inspectie van het Onderwijs (2018), Utrecht.

Een mogelijke verklaring voor de verschillende resultaten is de categorisering van het opleidingsniveau van de ouders. In dit onderzoek worden leerlingen van ouders met maximaal mbo-4 vergeleken met leerlingen van ouders met maximaal wo én hbo. De Onderwijsinspectie vergelijkt echter leerlingen van ouders met maximaal mbo-2 met enkel leerlingen van ouders met een wo-diploma. Dit is een substantieel groter verschil in opleidingsniveau, en zou de reden kunnen zijn voor het grotere verschil in zowel onder- als overadvisering. Vergelijken we het percentage onder- en overgeadviseerde leerlingen van ouders met maximaal lo en leerlingen van ouders met hbo of wo, dan zien we ook relatief kleine verschillen (Figuur 3).



Figuur 3. Percentage onder- en overgeadviseerde leerlingen naar opleidingsniveau ouders, per cet-score.

Het lijkt erop dat het verschil tussen onder- en overadvisering voor verschillende opleidingsniveaus van ouders in dit onderzoek en het onderzoek van de Onderwijsinspectie niet enkel veroorzaakt wordt door de categorisering van opleidingsniveaus, maar verschilt wegens andere redenen.

Multinomiale logistische regressie

Om het effect van het opleidingsniveau van ouders op de kans van onder-en overadvisering nader te analyseren wordt een multinomiale logistische regressieanalyse toegepast. Op deze manier kan het effect van de onderzoeksvariabelen (het opleidingsniveau van ouders) én controlevariabelen op de kans op onder- en overadvisering berekend worden. Er wordt hierbij eerst gekeken naar de relatieve kansverhoudingen (rrr). Tabel 3 geeft de relatieve kansverhoudingen weer voor twee categorieën: een advies dat tenminste 1 niveau lager is dan de Cito norm, en een advies dat tenminste 1 niveau hoger is dan de Cito norm. Deze kansen

zijn relatief aan de kans op een advies dat maximaal een half niveau verschilt van de cito norm (de referentiecategorie). Een rrr van 1 houdt in dat er geen kansverschil is, een rrr van lager dan 1 wijst op een negatief verschil, en een rrr van hoger dan 1 duidt op een positief verschil ten opzichte van de referentie-categorie. In model 1 worden de relatieve kansverhoudingen berekend zonder toegevoegde leerlingfactoren, vergelijkbaar met het onderzoek van de Onderwijsinspectie. In model 2, de volledige specificatie, worden de leerlingfactoren beschreven in de data-sectie toegevoegd. Door model 1 en 2 te vergelijken kan er een uitspraak worden gedaan over de robuustheid van het gevonden verschil in advisering met betrekking tot het opleidingsniveau van ouders.

Tabel 3: Multinomiale logistische regressie: kans op advies minstens heel niveau lager of hoger dan cet-norm.

Advies ten opzichte van cet-norm	Model 1 RRR (N = 17.249)	Std. Dev.	P > z	Model 2 RRR (N = 16.122)	Std. Dev.	P > z
Advies minstens een heel niveau lager (ref. = advies maximaal een half niveau verschil)						
Geslacht (ref. = jongen)	0,770	0,039	0,000	0,908	0,051	0,084
Afkomst (ref. = autochtoon)	0,824	0,053	0,003	0,878	0,060	0,062
cet-score	1,041	0,003	0,000	1,081	0,004	0,000
Jaar (ref. = 2008)						
2010	1,145	0,068	0,023	1,096	0,068	0,141
2013	1,230	0,077	0,001	1,228	0,080	0,002
Opleidingsniveau ouders (ref. = max mbo)						
Max lo	1,349	0,147	0,006	1,228	0,143	0,077
Max lbo	1,354	0,094	0,000	1,237	0,092	0,004
Max hbo/wo	0,535	0,033	0,000	0,535	0,035	0,000
Gedrag				1,169	0,053	0,001
Onderprestatie				1,202	0,043	0,000
Werkhouding				0,728	0,029	0,000
Afhankelijkheid				1,173	0,045	0,000
Nabijheid				1,170	0,051	0,000
Conflict				0,926	0,046	0,123
Ouderbetrokkenheid				0,807	0,028	0,000
Zorgleerling				1,881	0,124	0,000

Advies ten opzichte van cet-norm	Model 1 RRR (N = 17.249)	Std. Dev.	P > z	Model 2 RRR (N = 16.122)	Std. Dev.	P > z
Advies minstens een heel niveau hoger (ref. = advies maximaal een half niveau verschil)						
Geslacht (ref. = jongen)	1,010	0,054	0,855	0,974	0,059	0,670
Afkomst (ref. = autochtoon)	1,067	0,067	0,306	0,994	0,068	0,926
cet-score	0,907	0,003	0,000	0,883	0,003	0,000
Jaar (ref. = 2008)						
2010	1,002	0,064	0,973	0,968	0,066	0,639
2013	1,047	0,068	0,479	1,046	0,073	0,517
Opleidingsniveau ouders (ref. = max mbo)						
Max lo	0,696	0,072	0,000	0,785	0,088	0,030
Max lbo	0,559	0,043	0,000	0,629	0,052	0,000
Max hbo/wo	1,006	0,067	0,924	1,027	0,073	0,708
Gedrag				0,879	0,043	0,008
Onderprestatie				1,611	0,059	0,000
Werkhouding				1,385	0,059	0,000
Afhankelijkheid				1,033	0,043	0,435
Nabijheid				0,983	0,046	0,709
Conflict				0,886	0,047	0,021
Ouderbetrokkenheid				1,193	0,043	0,000
Zorgleerling				0,438	0,032	0,000

Allereerst zien we in model 1 dat kinderen van ouders met een maximaal opleidingsniveau van mbo minder vaak worden ondergeadviseerd dan kinderen van ouders met een opleiding van maximaal lo en lbo; de relatieve kansen voor deze opleidingsniveaus zijn 1,349 en 1,354 respectievelijk. Dit houdt in dat leerlingen van ouders met maximaal lo een 1,349 keer zo grote kans hebben om ondergeadviseerd te worden ten opzichte van leerlingen van ouders met maximaal mbo. Deze kans is voor ouders met maximaal lbo 1,354 keer zo groot. Beide coëfficiënten zijn tevens statistisch significant op het vijf procent niveau ($p = 0,006$ en $p = 0,000$). Wellicht interessanter is echter de relatieve kansverhouding voor ouders met een opleiding van hbo of wo. Leerlingen met dit type ouders hebben met een relatieve kansverhouding van 0,535 bijna twee keer zo weinig kans op onder advisering ten opzichte van leerlingen met ouders die maximaal mbo hebben gevolgd. Ook deze coëfficiënt is statistisch significant ($p = 0,000$). De resultaten lijken overeen te komen met de bevindingen van de Onderwijsinspectie: kinderen met lager opgeleide ouders worden controlerend voor cet-scores, geslacht, en afkomst vaker ondergeadviseerd.

Ook opvallend is het feit dat meisjes significant minder kans hebben om ondergeadviseerd te worden dan jongens, met een relatieve kansverhouding van 0,770 (p -waarde 0,000). Tevens hebben leerlingen van niet-Nederlandse afkomst significant minder kans om ondergeadviseerd te worden. De positieve coëfficiënt voor de cet-score is makkelijk te verklaren; bij een hogere cito score is de cet-norm hoger en is er dus meer ruimte om ondergeadviseerd te worden.

Beschouwen we de kans op over advisering, dan zien we dat er in tegenstelling tot bij onder advisering juist vrijwel geen verschil is tussen leerlingen van mbo-ouders en leerlingen van hbo/wo ouders, met een relatieve kansverhouding van 1,006. Er is echter wel een groot verschil tussen leerlingen met mbo-ouders en leerlingen met lo/lbo-ouders. Leerlingen waarvan de ouders maximaal lo gevolgd hebben worden met een relatieve kansverhouding van 0,696 significant minder vaak overgeadviseerd (p -waarde = 0,000). Dit verschil is nog sterker voor leerlingen waarvan de ouders maximaal lbo gevolgd hebben; deze hebben een relatieve kansverhouding van 0,559, eveneens met een p -waarde van 0,000. Het geslacht en de afkomst van de leerling lijken geen effect te hebben op de kans op over advisering. Zoals bij de kans op onder advisering is de coëfficiënt voor de cet-score eenvoudig te verklaren: leerlingen die hoger scoren op de cito-score hebben een hogere cet-norm, waardoor er minder ruimte is voor over advisering.

Zoals eerder gesteld is het goed mogelijk dat de gevonden verschillen in advisering niet veroorzaakt worden door het opleidingsniveau van de ouders, maar door onderliggende factoren

die met zowel het opleidingsniveau van ouders als het advies gecorreleerd zijn. In model 2 worden leerlingfactoren toegevoegd die een dergelijk onderliggend effect op het advies zouden kunnen hebben. Wederom analyseren we eerst de kans op onder advisering. We zien hier dat het verschil in onder advisering tussen leerlingen van mbo-ouders en leerlingen van zowel lo- als lbo-ouders kleiner wordt, maar nog steeds groter is dan 1 (1,228 en 1,237 respectievelijk). Het verschil tussen mbo-ouders en lo-ouders is met een p-waarde van 0,077 echter niet meer significant op het vijf procent niveau. Opvallend is dat de relatieve kansverhouding voor hbo/wo-ouders ten opzichte van mbo-ouders exact hetzelfde gebleven is: 0,535. Zelfs na het toevoegen van een breed scala aan leerlingfactoren die een significant effect hebben op de kans op onder advisering hebben leerlingen met hbo/wo ouders een bijna twee keer zo kleine kans om ondergeadviseerd te worden. Als we de gemiddelde marginale effecten van model 2 (de meest complete specificatie) analyseren zien we dit ook: de kans op onder advisering voor kinderen van hbo/wo-ouders is 7,2 procent, voor kinderen van mbo-ouders 12,4 procent, voor kinderen van lbo-ouders 15,1 procent en voor kinderen van lo-ouders 14,9 procent. De kans op onder advisering is significant kleiner voor kinderen van hoger-opgeleide ouders. Het gevonden verschil in advisering op basis van het opleidingsniveau van ouders kan dus niet enkel worden toegewezen aan de toegevoegde onderliggende factoren.

Als we de relatieve kansverhoudingen van de controlevariabelen analyseren zien we allereerst dat leerlingen die beter gedrag vertonen, wellicht tegen de verwachting in, een significant grotere kans hebben om ondergeadviseerd te worden. Een mogelijke verklaring hiervoor is het idee dat leerlingen die beter verdrag vertonen minder mondig zijn, waardoor de leerkracht conservatiever kan zijn met het advies (zonder consequenties). Ook leerlingen met een hogere mate van onderpresteren worden significant vaker ondergeadviseerd. Mogelijk zien leerkrachten onderprestatie als een fundamenteel probleem in de houding van de leerling, waardoor zij een lager advies geven.

Leerlingen met een betere werkhouding worden (niet geheel onverwachts) significant minder ondergeadviseerd, waarschijnlijk omdat een goede werkhouding bijdraagt aan succes op het voortgezet onderwijs. Leerlingen die afhankelijk zijn van de leraar worden juist vaker ondergeadviseerd, vermoedelijk omdat zelfstandigheid een belangrijke eigenschap is voor succes in het voortgezet onderwijs. Misschien minder vanzelfsprekend is de relatieve kansverhouding voor nabijheid met betrekking tot de leerkracht: leerlingen die een betere band hebben met de leerkracht worden vaker ondergeadviseerd. Vergelijkbaar met het gedrag zou het zo kunnen zijn dat leerkrachten conservatiever zijn met het advies voor leerlingen waarmee

zij een goede band hebben, omdat deze leerlingen minder snel in tegenspraak komen. Het is ook mogelijk dat leerkrachten de leerlingen waarmee zij een goede band hebben juist onderadviseren om ervoor te zorgen dat zij niet als bevoordeeld gezien worden. De relatieve kansverhouding voor de mate van conflict met de leerkracht is kleiner dan 1, maar niet statistisch significant

De relatieve kansverhoudingen voor de ouderbetrokkenheid en de indicator of een leerling een zorgleerling is of niet zijn eenvoudig te verklaren. Kinderen waarvan de ouders betrokkener zijn worden significant minder vaak ondergeadviseerd, vermoedelijk omdat de leerkracht verwacht dat de ouders het kind beter kan ondersteunen in het onderwijs. Zorgleerlingen worden significant vaker ondergeadviseerd, mogelijk omdat zij problemen hebben die het doorlopen van het voortgezet onderwijs zullen bemoeilijken.

Als we de kans op overadvisering beschouwen zien we in model 2 dat ook hier dat relatieve kansverhoudingen voor leerlingen van zowel lo- als lbo-ouders dicht bij de 1 komen: de kans op overadvisering voor leerlingen van mbo-ouders ten opzichte van leerlingen van lo- en lbo-ouders is kleiner dan in model 1. De verschillen zijn echter nog steeds significant, met p-waardes van 0,000 voor zowel lo- als lbo-ouders. Vergelijkbaar met de kans op overadvisering is de relatieve kansverhouding voor hbo/wo-ouders vrijwel onveranderd (van 1,006 naar 1,027), en nog steeds insignificant. Het lijkt er dus op dat overadvisering enkel significant minder plaatsvindt bij kinderen van ouders die een opleiding lager dan mbo hebben gevolgd. Dit zien we ook terug in de gemiddelde marginale effecten: de kans op overadvisering is voor kinderen van hbo/wo-ouders 11,7 procent en voor kinderen van mbo-ouders 11,1 procent. Voor kinderen van lo- en lbo-ouders is de kans op overadvisering echter 9,1 en 7,6 procent respectievelijk.

Met betrekking tot de controlevariabelen zien we dat zowel afhankelijkheid als nabijheid geen significant effect hebben op de kans op overadvisering. De relatieve kansverhoudingen voor de variabelen gedrag, werkhouding, ouderbetrokkenheid en de indicator die aangeeft of een leerling een zorgleerling is of niet zijn tegengesteld ten opzichte van de kansverhoudingen voor onderadvisering (waar deze groter dan 1 waren voor onderadvisering zijn deze nu kleiner dan 1, en vice versa) en zijn allen statistisch significant.

Opmerkelijk zijn de relatieve kansverhoudingen voor de mate van onderpresteren en de mate van conflict. Met een relatieve kansverhouding van 1,611 worden leerlingen met een hogere mate van onderpresteren sterk vaker overgeadviseerd, waar we eerder zagen dat leerlingen met een hogere mate van onderpresteren ook significant vaker werden ondergeadviseerd. Een

mogelijke verklaring hiervoor is dat leerkrachten verwachten dat de leerling beter kan presteren dan de behaalde cito-score, en daarom hogere adviezen geven op basis van potentie. Wellicht werken dit effect en het “slechte houding” effect als besproken bij de kans op onder advisering elkaar tegen, waardoor leerlingen met een hoge mate van onderpresteren minder vaak een advies krijgen dat gelijk is aan de norm, maar zowel vaker ondergeadviseerd als overgeadviseerd kunnen worden. Met betrekking tot de mate van conflict zien we dat leerlingen die een conflicterende relatie hebben met de leerkracht significant vaker overgeadviseerd worden ($r = 0,886$ en $p = 0,021$). Mogelijk geven leerkrachten leerlingen waarmee zij conflict hebben vaker een hoger advies, omdat zij verder conflict op basis van het advies willen vermijden.

Ter verduidelijking worden de (eerdergenoemde) marginale effecten van de volledige specificatie, model 2, uiteengezet. Tabel 4 geeft de voorspelde gemiddelde kans op onder- en over advisering weer voor alle categorieën ouders.

Tabel 4: Voorspelde gemiddelde kans op een advies minstens heel niveau lager of hoger dan cet-norm.

Opleidingsniveau ouders	Kans op Onder advisering	Std. Dev.	P > z	Kans op over advisering	Std. Dev.	P > z
Max. Lo	0,149	0,013	0,000	0,091	0,007	0,000
Max. Lbo	0,151	0,008	0,000	0,076	0,004	0,000
Max. Mbo	0,124	0,004	0,000	0,111	0,003	0,000
Max. Hbo/wo	0,072	0,003	0,000	0,117	0,005	0,000

We zien hier dat de kans op onder advisering voor kinderen van hbo/wo-ouders 7,2 procent is, terwijl dit voor kinderen van mbo-ouders ongeveer vijf procent hoger is (12,4). De kans op onder advisering is nog hoger voor leerlingen met lo- of lbo-ouders, 14,9 en 15,1 procent respectievelijk. Voor de kans op over advisering zien we dat de verschillen minder sterk uiteenlopen. Leerlingen met hbo/wo ouders hebben met 11,7 procent weliswaar de grootste kans om overgeadviseerd te worden, maar deze kans is maar 0,6 procent hoger dan die voor leerlingen met mbo-ouders. De kans op over advisering is echter wel sterk lager voor leerlingen met zowel lo- als lbo-ouders; 9,1 en 7,6 procent respectievelijk.

6. Conclusie en Discussie

In dit paper wordt naar aanleiding van de jaarrapporten van de Onderwijsinspectie de relatie tussen het opleidingsniveau van ouders en basisschooladviezen nader bestudeerd. Uit dit onderzoek blijkt dat de kans op onder advisering kleiner is voor leerlingen met hoger opgeleide ouders, zoals eerder gevonden werd door de Onderwijsinspectie. Mogelijk zorgwekkend is dat dit effect nog steeds aanwezig is in een uitgebreider logistisch regressiemodel waarin voor een breed scala aan niet-cognitieve factoren gecontroleerd wordt. Leerlingen met hbo/wo-ouders hebben met een relatieve kansverhouding van 0,535 een bijna twee keer zo kleine kans om ondergeadviseerd te worden ten opzichte van leerlingen met mbo-ouders. Leerlingen met mbo-ouders hebben tevens een kleinere kans om ondergeadviseerd te worden ten opzichte van leerlingen met lager opgeleide ouders (1,237 keer zo groot voor kinderen van lbo-ouders). Op het gebied van over advisering zien we in tegenstelling tot de Onderwijsinspectie dat leerlingen met academisch opgeleide ouders niet significant vaker overgeadviseerd worden dan kinderen van mbo-ouders. Wel blijkt dat leerlingen met lo- en lbo-ouders significant minder vaak overgeadviseerd worden dan leerlingen met mbo, hbo of wo-ouders.

Om de kansenongelijkheid in het Nederlandse onderwijs tegen te gaan moet de invloed van de sociale achtergrond verkleind worden. Het probleem is hier dat het verschil in advisering blijkbaar niet voortkomt uit verschillen in prestaties en andere leerling-eigenschappen die gedreven worden door het opleidingsniveau van de ouders, maar door het opleidingsniveau van de ouders zelf. Het is mogelijk dat leerkrachten op basis van het opleidingsniveau van de ouders een verwachting vormen voor de prestaties op het voortgezet onderwijs, en dit meenemen in de keuze voor het basisschooladvies. In dit geval is het de vraag in welke mate een dergelijk verwachtingspatroon overeenkomt met de werkelijkheid. Vervolgonderzoek naar het causale effect van het opleidingsniveau van ouders op prestaties in het voortgezet onderwijs zou een beeld kunnen geven van een dergelijk verwachtingseffect.

Als leerkrachten het effect van het opleidingsniveau van ouders op prestaties in het voortgezet verkeer inschatten zijn de resultaten van dit onderzoek zorgwekkend: leerlingen met lager opgeleide ouders worden bij gelijke prestaties vaker ondergeadviseerd, zelfs wanneer er gecontroleerd wordt voor een groot aantal eigenschappen van de leerling. Hierdoor zullen kinderen van lager opgeleide ouders vaker doorstromen naar een lager niveau dan zij aankunnen. Naast het morele probleem dat de onderwijskansen niet voor iedereen gelijk zijn betekent dit ook dat talent niet optimaal benut wordt, waardoor mensen inefficiënt worden opgeleid. In dit geval zou de overheid zich moeten richten op het minimaliseren van de impact

van het opleidingsniveau van ouders op de bepaling van het advies. Hiervoor zouden er grote aanpassingen gedaan moeten worden met betrekking tot het huidige systeem van basisschooladviezen, waar de leerkracht vrij is in het bepalen van het advies. Zo kan de overheid leerkrachten bijvoorbeeld de adviezen laten verantwoorden op basis van een lijst met factoren.

Dit onderzoek kent enkele beperkingen waarmee rekening gehouden moet worden. Ten eerste bevat de dataset enkel vier categorieën voor het opleidingsniveau van ouders. Vergelijkbaar onderzoek met uitgebreidere data met betrekking tot het opleidingsniveau van ouders geeft mogelijk een beter beeld van de verschillen in adviezen. Daarnaast is het mogelijk dat er andere factoren zijn die gecorreleerd zijn met het opleidingsniveau en een effect hebben op het basisschooladvies die niet meegenomen zijn in dit onderzoek. Dergelijke factoren zouden de resultaten met betrekking tot de kans op onder- en overadvisering kunnen beïnvloeden. De gevonden coëfficiënten lijken echter vrij robuust, zelfs wanneer er verschillende significante factoren worden toegevoegd.

Vervolgonderzoek zou zoals eerder gesteld het effect van het opleidingsniveau van ouders op prestaties van leerlingen in het voortgezet onderwijs kunnen onderzoeken. Het in kaart brengen van dit effect kan een beeld geven van de mate waarin de gevonden verschillen in adviezen tussen kinderen van laag- en hoogopgeleide ouders te verantwoorden is op basis van prestatieverwachtingen. Een ander interessant vervolgonderzoek zou de mate van onderadvisering met betrekking tot het opleidingsniveau van ouders kunnen analyseren tussen verschillende scholen. Een dergelijk vergelijkend onderzoek zou inzicht kunnen bieden op de achterliggende factoren die het verschil in basisschooladviezen met betrekking tot het opleidingsniveau van ouders veroorzaken.

7. Referenties

- Ayalon, H., Shavit, Y. (2004). Educational reforms and inequalities in Israel: The MMI hypothesis revisited. *Sociology of Education*, 77, 103-120.
- Becker, R. (2003). Educational Expansion and Persistent Inequalities of Education: Utilizing Subjective Expected Utility Theory to Explain Increasing Participation Rates in Upper Secondary School in the Federal Republic of Germany. *European Sociological Review*, 19(1), 1-24.
- Breen, R. & Goldthorpe, J.H. (1997). Explaining educational differentials: towards a formal rational action theory. *Rationality and Society*, 9(3), 275–305.
- Breen, R., & Jonsson, J.O. (2000). Analyzing Educational Careers: A Multinomial Transition Model. *American Sociological Review*, 65(5), 754-772.
- Breen, R., & Jonsson, J.O. (2005). Inequality of opportunity in comparative perspective: Recent research on educational attainment and social mobility. *Annual Review of Sociology*, 31, 223-243.
- Brinkgreve, C. en B. van Stolk (1997). *Van huis uit: een onderzoek naar sociale erfenissen*. Amsterdam, Nederland: Meulenhoff.
- Davies, R., Heinesen, E., & Holm, A. (2002). The Relative Risk Aversion Hypothesis of Educational Choice. *Journal of Population Economics*, 15(4), 683-713.

- De Graaf, N. D., De Graaf, P. M., & Kraaykamp, G. (2000). Parental cultural capital and educational attainment in the Netherlands: A refinement of the cultural capital perspective. *Sociology of education*, 92-111.
- Ding, X. (2007). Expansion and equality of access to higher education in China. *Frontiers of Education in China*, 2, 151-162.
- Driessen, G., Mulder, L., & Roeleveld, J. (2012). *Cohortonderzoek COOL⁵⁻¹⁸. Technisch rapport basisonderwijs, tweede meting 2010/11*. Nijmegen: ITS/Amsterdam, Nederland: Kohnstamm Instituut.
- Dronkers, J. en W. Ultee (red.) (1995) *Verschuivende ongelijkheid in Nederland: sociale gelaagdheid en mobiliteit*. Assen, Nederland: Van Gorcum.
- Duncan G.J. & Brooks-Gunn J. (1997). *Consequences of Growing Up Poor*. New York, NY: Russell Sage.
- Erikson, R. (1996). Explaining Change in Educational Inequality - Economic Security and School Reforms. In R. Erikson & J.O Jonsson (Eds.), *Can Education Be Equalized?* (p. 95-112). Boulder, CO: Westview Press.
- Erikson, R. & Jonsson J.O. (1996). Introduction. Explaining class inequality in education: The Swedish test case. In R. Erikson & J.O Jonsson (Eds.), *Can Education Be Equalized* (p. 1-64). Boulder, CO: Westview Press.
- Gamoran, A. (2001). American Schooling and Educational Inequality: A Forecast for the 21st Century. *Sociology of Education*, 74, 135-153.

Heckman, J., & Rubinstein, Y. (2001). The Importance of Noncognitive Skills: Lessons from the GED Testing Program. *The American Economic Review*, 91(2), 145-149.

Heckman, J., Stixrud, J., & Urzua, S. (2006). The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior. *Journal of Labor Economics*, 24(3), 411-482.

Hirtt, N., Nicaise, I., & De Zutter, D. (2007). *De school van de ongelijkheid*. Berchem-Antwerpen, België: Epo.

Kohnstamm Instituut, Universiteit van Amsterdam; ITS, Radboud Universiteit Nijmegen (2012). *Cohortonderzoek Onderwijsloopbanen van 5-18 jaar - COOL 5-18 - Basisonderwijs 2010/2011*. DANS.

Kohnstamm Instituut, Universiteit van Amsterdam; ITS, Radboud Universiteit Nijmegen (2015). *Cohortonderzoek Onderwijsloopbanen van 5-18 jaar - COOL 5-18 - Basisonderwijs 2013/2014*. DANS.

Koomen, H., Verschueren, K., & Pianta, R. (2007). *Leerling Leerkracht Relatie Vragenlijst. Handleiding*. Houten, Nederland: Bohn Stafleu van Loghum.

Liefbroer, A.C. en P.A. Dykstra (red.) (2007). *Van generatie tot generatie. Gelijkenis tussen ouders en kinderen*. Amsterdam, Nederland: Amsterdam University Press.

Lleras, C. (2008). Do skills and behaviors in high school matter? The contribution of noncognitive factors in explaining differences in educational attainment and earnings. *Social Science Research*, 37(3), 888-902.

Lucas, S. R. (2001). Effectively maintained inequality: Education transitions, track mobility, and social background effects. *American journal of sociology*, 106(6), 1642-1690.

Lucas, S. R., & Byrne, D. (2017). Effectively Maintained Inequality in Education: An Introduction. *American Behavioral Scientist*, 61(1), 3-7.

McPherson, A., & Willms, J. D. (1987). Equalisation and improvement: some effects of comprehensive reorganisation in Scotland. *Sociology*, 21(4), 509-539.

Onderwijsinspectie (2016). *De staat van het onderwijs: Onderwijsverslag 2014/2015*. Utrecht, Nederland: Inspectie van het Onderwijs.

Onderwijsinspectie (2017). *De staat van het onderwijs: Onderwijsverslag 2015/2016*. Utrecht, Nederland: Inspectie van het Onderwijs.

Onderwijsinspectie (2018). *De staat van het onderwijs: Onderwijsverslag 2016/2017*. Utrecht, Nederland: Inspectie van het Onderwijs.

Pianta, R. (2001). *Student-teacher relationship scale*. Lutz, Florida: Psychological Assessment Resources, Inc.

Reimer, D., Pollack, R. (2010). Educational expansion and its consequences for vertical and horizontal inequalities in access to higher education in West Germany. *European Sociological Review*, 26, 415-430.

SCO-Kohnstamm Instituut Amsterdam; ITS Radboud Universiteit Nijmegen (2007). *Cohortonderzoek Onderwijsloopbanen van 5-18 jaar - COOL 5-18 - Basisonderwijs 2007/08*. DANS.

SCP (2010) *Nederland in generatieperspectief. Sociaal en Cultureel Rapport 2010*. Den Haag, Nederland: Sociaal en Cultureel Planbureau.

Tan, B. (1998), *Blijvende Sociale ongelijkheden in het Vlaamse onderwijs*, Berichten/UFSIA, Centrum voor Sociaal Beleid: Universiteit Antwerpen..

Tolsma, J., Coenders, M., Lubbers, M. (2007). Trends in educational inequalities in the Netherlands: A cohort design. *European Sociological Review*, 23, 325-339.

Verbergt, G., Cantillon, B. & Van den Bosch, K. (1998), *Blijvende Sociale ongelijkheden in het Vlaamse onderwijs*, Berichten/UFSIA, Centrum voor Sociaal Beleid: Universiteit Antwerpen.

Werfhorst, H.G. van de (red.) (2015) *Een kloof van alle tijden: Verschillen tussen lager en hoger opgeleiden in werk, cultuur en politiek*. Amsterdam, Nederland: Amsterdam University Press.

Appendix

Appendix A1: Vragen ter constructie van leerlingfactoren “Onderpresteren”, “Gedrag” en “Werkhouding”

Leerlingfactor	(Bij) deze leerling(e) ...
Onderpresteren	geven prestaties goed beeld van talent
Onderpresteren	blijven prestaties achter bij capaciteiten
Onderpresteren	kan eigenlijk (nog) beter presteren
Gedrag	is vaak brutaal
Gedrag	houdt zich aan de regels
Gedrag	probeert altijd eigen zin door te drijven
Gedrag	maakt nooit ruzie
Werkhouding	werkt nauwkeurig
Werkhouding	denkt al gauw dat het werk af is
Werkhouding	houdt snel op als iets niet lukt