



DE ARBEIDSMARKTPERSPECTIEVEN VAN EEN BEROEPSGERICHTE OPLEIDING

Een analyse van de eerste jaren van
Vlaamse schoolverlaters op de
arbeidsmarkt

Ilse Laurijssen



DE ARBEIDSMARKTPERSPECTIEVEN VAN EEN BEROEPSGERICHTE OPLEIDING

Een analyse van de eerste jaren van
Vlaamse schoolverlaters op de
arbeidsmarkt

Ilse Laurijssen

Promotor: Ignace Glorieux

Research paper SONO/2017/OL1.7/1

Gent, juni 2017

Het Steunpunt Onderwijsonderzoek is een samenwerkingsverband van UGent, KU Leuven, VUB, UA en ArteveldeHogeschool.

Gelieve naar deze publicatie te verwijzen als volgt:

Ilse Laurijssen & Ignace Glorieux (2017). *De arbeidsmarktperspectieven van een beroepsgerichte opleiding. Een analyse van de eerste jaren van Vlaamse schoolverlaters op de arbeidsmarkt*. Gent: Steunpunt Onderwijsonderzoek.

Voor meer informatie over deze publicatie torinfo@vub.ac.be

Deze publicatie kwam tot stand met de steun van de Vlaamse Gemeenschap, Ministerie voor Onderwijs en Vorming.

In deze publicatie wordt de mening van de auteur weergegeven en niet die van de Vlaamse overheid. De Vlaamse overheid is niet aansprakelijk voor het gebruik dat kan worden gemaakt van de opgenomen gegevens.

© 2017 steunpunt onderwijsonderzoek

p.a. Coördinatie Steunpunt Onderwijsonderzoek
UGent - Vakgroep Onderwijskunde
Henri Dunantlaan 2, BE 9000 Gent

Deze publicatie is ook beschikbaar via www.steunpuntsono.be

Abstract

Beroepsgerichte onderwijssystemen staan bekend om hun vlotte transitiefase van onderwijs naar de arbeidsmarkt. Maar hoewel de tewerkstellingskansen voor beroepsopgeleide jongeren beter zijn, zijn de voordelen van een beroepsgerichte opleiding minder overtuigend op het vlak van andere indicatoren van de kwaliteit van het werk. De verwezenlijkingen van het beroepsgericht onderwijs op het vlak van de integratie van schoolverlaters op de arbeidsmarkt worden in de literatuur dan ook bekritiseerd omdat deze groepen weghouden van betere beroepsposities. Bovendien, zoals recent onderzoek aangeeft, slaan de kortetermijnvoordelen van beroepsonderwijs bij de arbeidsmarktintrede mogelijk om naar nadelen in de latere arbeidsloopbaan.

In dit rapport analyseren we de arbeidsmarktveraringen van schoolverlaters in Vlaanderen met recente paneldata. Verminderen de initiële voordelen voor beroepsopgeleide jongeren ten opzichte van de algemeen opgeleiden na enkele jaren op de arbeidsmarkt? Gaat dit op voor zowel de tewerkstellingskansen als het loon? Zijn de conclusies afhankelijk van het type beroepsonderwijs en het onderwijsniveau?

Ons onderzoeksdesign heeft een aantal troeven in vergelijking met veel van het recente onderzoek: a) We analyseren patronen van verandering gedurende de eerste jaren op de arbeidsmarkt in zowel tewerkstelling als loon, b) We passen multilevel groei modellen toe om de intra-individuele verandering over de tijd te analyseren, c) We vergelijken verschillende vormen van beroepsgerichte opleiding op het niveau van zowel het secundair als het hoger onderwijs.

We gebruiken data afkomstig van administratieve onderwijsdatabanken en daaraan gekoppelde socialezekerheidsgegevens voor de schoolverlaterscohort van 2008 in Vlaanderen. Gezien deze arbeidsmarktregistraties bevatten per kwartaal laten ze toe de individuele trajecten op de arbeidsmarkt in detail te reconstrueren vanaf het moment van schoolverlaten tot ruim vijf jaar later.

Globaal bieden de bevindingen steun voor de vrees dat schoolverlaters uit een beroepsgerichte opleiding mogelijk over minder bagage beschikken om op langere termijn op de arbeidsmarkt mee te kunnen draaien. In het bijzonder is de beroepsoriëntatie van de gevolgde opleiding van belang voor het salarisniveau op langere termijn: ondanks relatief goede startsalaries voor beroepsopgeleiden (in secundair en hoger onderwijs), kennen deze opleidingsgroepen vervolgens een minder snelle toename in hun loon, waardoor loonachterstanden ten opzichte van meer algemeen opgeleiden dan wel niet onmiddellijk maar wel reeds vanaf enkele jaren op de arbeidsmarkt ontstaan.

Op het vlak van tewerkstellingskansen komt in het hoger onderwijs eveneens het verwachte verschil tussen algemeen en beroepsgericht opgeleiden naar voor. Beroepsgericht opgeleiden vinden sneller werk na schoolverlaten, maar in de daaropvolgende jaren is de toename in tewerkstellingskans sterker voor de algemeen opgeleiden. Een uitzondering hierop vormen de

algemeen opgeleiden in het secundair onderwijs die de anderen niet bijbenen. Wel blijkt binnen de beroepsgerichte opleidingen van het secundair dat de relatieve voordelen van een sterkere beroepsspecialisatie (BSO versus TSO, zevende jaar versus derde graad) op langere termijn minder worden. De snellere toename van de tewerkstellingskansen voor algemeen opgeleiden is tenslotte eerder beperkt, zodat deze groepen na 5 jaar op de arbeidsmarkt nog niet de hogere tewerkstellingskansen van de meer beroepsgericht opgeleiden hebben bereikt.

Inhoud

Abstract	1
Inhoud	3
Beleidssamenvatting	5
Inleiding	9
Beroepsgerichte opleidingen op de arbeidsmarkt	11
Schoolverlaters in beroepsgerichte opleidingssystemen	11
Schoolverlaters met een beroepsgerichte opleiding	12
Contrasterende effecten op korte en lange termijn?	14
Veranderingen over de levensloop?	16
Causale effecten?	17
Data en methode	19
Gekoppelde schoolverlatersdata	19
Selectie cases	19
Operationalisering variabelen	20
Arbeidsmarktindicatoren	20
Opleidingsniveau	23
Sociaal-demografische achtergrondgegevens	24
Schoolloopbaanindicatoren	27
Tijdsveranderlijke gegevens	28
Multilevel groei modellen	28
Arbeidstrajecten van schoolverlaters: Werkzaamheidsgraad	31
Startmodel – modellering algemene tijdstrend	31
Basismodel	34
De rol van opleidingsniveau	36
Globale verschillen naar opleidingsniveau	36
Evolutie verschillen naar opleidingsniveau	39
De rol van achtergrondkenmerken	41
Arbeidstrajecten van schoolverlaters: Salarisniveau	43
Startmodel – modellering algemene tijdstrend	43
Basismodel	46
De rol van opleidingsniveau	48
Globale verschillen naar opleidingsniveau	48
Evolutie verschillen naar opleidingsniveau	50
De rol van achtergrondkenmerken	52
Conclusies	55
Bijlagen	59
Bibliografie	65

Beleidssamenvatting

Wanneer schoolverlaters het onderwijs verlaten en op zoek gaan naar hun eerste baan wordt erg tastbaar hoe goed jongeren daarop zijn voorbereid. Naast demografische en economische factoren, vormt het onderwijs dat jongeren hebben gevolgd een belangrijke verklaring van de arbeidsmarktintrede van schoolverlaters.

Er is relatief weinig bekend over de arbeidsmarktervaringen van recente schoolverlaters in Vlaanderen. Zo is het meeste meer gedetailleerde onderzoek naar de arbeidsmarkttuitkomsten van Vlaamse jongeren uit specifieke opleidingsniveaus, onderwijstypes en studierichtingen gebaseerd op de SONAR-data. De uitstroom uit het onderwijs van de jongeren in deze databank gaat evenwel 15 tot 20 jaar terug in de tijd. Aan de andere kant publiceert de Vlaamse Dienst voor Arbeidsbemiddeling (VDAB) jaarlijks een studie over de meest recente cohorte van schoolverlaters. Deze studie biedt evenwel slechts een inkijk in werkloosheid tot een jaar na schoolverlaten en niet in de aard van de tewerkstelling van de schoolverlaters of hun verdere ervaringen later in hun arbeidsloopbaan.

In dit rapport gebruiken we data afkomstig van administratieve onderwijsdatabanken en daaraan gekoppelde socialezekerheidsgegevens om de arbeidsmarktervaringen van de schoolverlaterscohorte van 2008 in Vlaanderen te analyseren. We gebruiken de arbeidsmarktregistraties per kwartaal uit het datawarehouse Arbeidsmarkt en Sociale Bescherming van KSZ die toelaten de individuele trajecten van schoolverlaters op de arbeidsmarkt in detail te reconstrueren vanaf het moment van schoolverlaten tot ruim vijf jaar later. Met deze gegevens en de analyses in dit rapport gaan we dan ook verder dan wat beschikbaar is met de VDAB-studies, op twee vlakken: a) we bekijken niet alleen de onmiddellijke start op de arbeidsmarkt na schoolverlaten, maar ook het verdere verloop gedurende hun eerste jaren op de arbeidsmarkt, en b) we bekijken niet enkel de werkzaamheidsgraad, maar analyseren ook het salarisniveau van schoolverlaters.

Deze beide uitbreidingen zijn van belang, in het bijzonder omdat onderzoek aangeeft dat een snelle inschakeling van schoolverlaters op de arbeidsmarkt niet noodzakelijk ook duurzame tewerkstelling betreft. Zo hebben beroepsopgeleide schoolverlaters vaak wel betere tewerkstellingskansen en dus een vlottere overgang van school naar werk, maar zijn resultaten minder overtuigend op het vlak van andere indicatoren van de kwaliteit van het werk. Bovendien, zoals recent onderzoek aangeeft, slaan de kortetermijnvoordelen van beroepsopleiding bij de arbeidsmarktintrede mogelijk om naar nadelen in de latere arbeidsloopbaan.

De internationale literatuur naar de arbeidsmarktperspectieven van beroepsgericht (secundair) onderwijs en in het bijzonder heel wat recente studies buigen zich over de vraag of de snelle inzetbaarheid op de arbeidsmarkt van leerlingen of studenten met beroepsgerichte kwalificaties samengaat met een duurzame integratie op de arbeidsmarkt op langere termijn, met andere woorden of er sprake is van een *trade-off* tussen korte- en langetermijnvoordelen.

We focussen in dit rapport op de arbeidsmarktervaringen van Vlaamse schoolverlaters uit beroepsgerichte opleidingen. Uit de VDAB-schoolverlatersstudie (2016) blijkt bijvoorbeeld dat de afgestudeerden van het beroeps- en technisch secundair onderwijs goede kansen maken om snel een baan te vinden, niet alleen in vergelijking met wie zonder diploma op de arbeidsmarkt komt, maar ook in vergelijking met het ASO en in het bijzonder het KSO in het secundair onderwijs. Schoolverlaters uit de leertijd doen het ook erg goed. Een deel van de verklaring voor de relatief goede tewerkstellingskansen van de schoolverlaters uit de leertijd, is te vinden in de sterke band met een werkgever die er al is tijdens de opleiding. Ten slotte blijken in het hoger onderwijs de professionele bachelors eveneens snel een baan te vinden.

De centrale onderzoeksvragen die we vanuit de literatuur en het recente onderzoek in dit rapport stellen zijn: 1) Verminderen de initiële voordelen voor beroepsopgeleide jongeren ten opzichte van de algemeen opgeleiden na enkele jaren op de arbeidsmarkt? 2) Gaat dit op voor zowel de tewerkstellingskansen als het loon? De vraag is immers of de snelle integratie op de arbeidsmarkt voor beroepsopgeleiden duurzaam blijkt wanneer we naast de onmiddellijke kans op werk ook het verdere verloop van de arbeidskansen bekijken en wanneer we niet alleen al dan niet werken maar ook het salarisniveau beschouwen.

We analyseren daarom de intrede van de schoolverlaters op de arbeidsmarkt vanaf het moment van schoolverlaten tot ruim 5 jaar later en bekijken of en welke trends zich daarin voordoen en in het bijzonder of die trends dezelfde zijn dan wel verschillen tussen de schoolverlaters met een beroepsgerichte opleiding en deze met een algemene opleiding. De resultaten van de uitgevoerde analyses bieden heel wat elementen om beide vragen bevestigend te beantwoorden. Tegelijk zijn er ook enkele nuances te maken.

Schoolverlaters met een meer beroepsgerichte opleiding blijken relatief goede kansen te hebben op de arbeidsmarkt onmiddellijk na schoolverlaten: een beroepsgerichte opleiding verhoogt, net zoals een hoger opleidingsniveau of langere opleidingsduur, zowel de kansen op het vlak van tewerkstelling als het salarisniveau.

Wat opgaat voor het startniveau, is niet waar voor de mate waarin in de eerste jaren na schoolverlaten verdere vooruitgang wordt gemaakt op de arbeidsmarkt. Voor wat betreft het salarisniveau, ondersteunen de bevindingen volledig de gestelde hypothese dat een algemene vorming niet onmiddellijk, maar wel op langere termijn voordelen biedt.

Op het vlak van tewerkstelling zijn de tendensen in toenameverschillen naargelang de oriëntatie van de opleiding minder groot. De opleidingsduur speelt op het vlak van de tewerkstellingskansen (en minder voor het salarisniveau) bovendien een grotere bijkomende rol in de mate van groei tijdens de eerste jaren na schoolverlaten, waarbij de opleidingstypes met langere opleidingsduur minder groei in de tewerkstellingskansen kennen. Wanneer we de opleidingsduur beschouwen als aanwijzing voor de mate van specialisatie, dan biedt deze bevinding wel verdere ondersteuning voor de hypothese. Tevens in lijn met de hypothese, blijken in het hoger onderwijs de meer algemeen geschoolden meer vooruitgang te maken in tewerkstellingskansen dan de meer beroepsgericht geschoolden.

De combinaties van werken en leren (leertijd, DBSO) hebben met elkaar gemeen dat de kansen op werk over de tijd weinig verbeteren, terwijl de andere schoolverlaters veel meer vooruitgaan. De

relatief goede inschatting die gemaakt wordt in de VDAB-studie (2016) van de kansen op de arbeidsmarkt van deze schoolverlaters, valt daarom minder positief uit als op iets langere termijn wordt gekeken. Maar ook al valt de vergelijking met de derde graad BSO niet zo goed uit, wel liggen de kansen op werk en het salarisniveau van de schoolverlaters met een kwalificatie van werken en leren ver voor op die van de ongekwalificeerde schoolverlaters.

Globaal bieden de bevindingen steun voor de vrees dat schoolverlaters uit een beroepsgerichte opleiding mogelijk over minder bagage beschikken om op langere termijn op de arbeidsmarkt mee te kunnen draaien. In het bijzonder is de beroepsoriëntatie van de gevolgde opleiding van belang voor het salarisniveau op langere termijn, en ontstaan achterstanden voor beroepsopgeleiden (in secundair en hoger onderwijs), weliswaar niet onmiddellijk maar wel vanaf enkele jaren op de arbeidsmarkt. Op het vlak van tewerkstellingskansen komt in het hoger onderwijs eveneens het verwachte verschil tussen algemeen en beroepsgericht opgeleiden naar voor. De tewerkstellingskansen van algemeen opgeleiden in het secundair onderwijs lopen daarentegen niet in op die van de anderen, maar binnen de beroepsgerichte opleidingen van het secundair blijkt wel dat de voordelen van een sterkere beroepsoriëntatie (BSO versus TSO, zevende jaar versus derde graad) minder worden op langere termijn (al worden initiële verschillen na 5 jaar op de arbeidsmarkt nog niet gedicht).

De *trade-off* die we inderdaad vinden tussen korte versus langere termijn arbeidsmarktperspectieven van schoolverlaters naargelang de beroepsgerichtheid van de opleiding, wordt in de literatuur in verband gebracht met een arbeidsmarkt die mede door snelle technologische verandering voortdurend verandert. Beroepsgebonden kennis en vaardigheden verliezen daardoor snel hun meerwaarde terwijl meer algemene competenties het voordeel bieden dat werknemers zich sneller kunnen aanpassen aan die veranderingen.

Om de inzetbaarheid van de beroepsgericht opgeleiden op voldoende lange termijn te waarborgen, lijkt dan ook aangewezen om ook binnen het beroepsgericht onderwijs de algemene vaardigheden niet uit het oog te verliezen, omdat die niet alleen in het specifieke beroep waarvoor wordt opgeleid toepasbaar zijn, maar veel breder inzetbaar zijn, en de toekomstige werknemers beter uitrusten om te kunnen omgaan met toekomstige veranderingen op de arbeidsmarkt.

Daarnaast kan ook inzetten op het verruimen van bijscholing voor beroepsgericht opgeleiden een methode zijn om het risico op de veroudering van hun kennis en vaardigheden te verminderen. Initiatieven van levenslang leren bereiken immers vaak vooral de reeds beter opgeleiden. Door de inspanningen voor de doelgroep van beroepsgericht opgeleiden te versterken, met name ook op de werkvloer, kunnen werkgevers worden gestimuleerd te investeren in de vaardigheden en kennisopbouw van hun werknemers zodat het vervangen van oudere werkkrachten met verouderde kennis en vaardigheden door jongere recenter opgeleiden minder de goedkopere of gemakkelijkere optie lijkt.

Ons onderzoeksdesign tot slot heeft een aantal troeven in vergelijking met veel van het recente onderzoek. a) We analyseerden patronen van verandering gedurende de eerste jaren op de arbeidsmarkt, waarbij we niet louter tewerkstelling bekijken maar ook het loon als een bijkomende indicator van arbeidsmarktsucces meenemen en de resultaten voor beide indicatoren vergelijken. b) We gebruikten multilevel groeimodellen voor de analyse van longitudinale data, waardoor we de intra-individuele verandering over de tijd kunnen analyseren, in plaats van met een cross-

sectioneel design, vergelijkingen tussen personen van verschillende leeftijden te maken. c) We onderscheiden voor de verschillende vormen van onderwijs zeer gedetailleerde onderwijscategorieën, waardoor we verschillende vormen van beroepsgerichte opleiding op het niveau van zowel het secundair als het hoger onderwijs kunnen vergelijken, in plaats van alle vormen van beroepsgericht onderwijs in één categorie samen te nemen.

Een duidelijke beperking van dit onderzoek is evenwel dat de arbeidsloopbaantrajecten maar ruim 5 jaar vanaf het moment van schoolverlaten kunnen worden opgevolgd. Mogelijk ook mede daardoor vonden we op het vlak van tewerkstellingskansen geen inhaalbeweging voor de algemeen opgeleiden uit het secundair onderwijs. Andere (cross-sectionele) studies bestuderen een veel ruimere leeftijdsgroep, en mogelijk is nog niet meteen in de vroege loopbaan het probleem van veroudering van de beroepsspecifieke vorming aan de orde, maar wordt dit vooral later in de loopbaan duidelijker. In onze studie is nog geen sprake van afname van de tewerkstellingskans over de eerste jaren na schoolverlaten, terwijl de studies waarvan sprake wellicht in het bijzonder de uitstroom van ouderen bij de eindloopbaan oppikken.

Inleiding

Onderwijs heeft als taak jongeren op te leiden opdat zij volwaardig kunnen participeren aan de samenleving. Wanneer schoolverlaters het onderwijs verlaten en op zoek gaan naar hun eerste baan wordt erg tastbaar hoe goed jongeren daarop zijn voorbereid. Naast demografische en economische factoren, vormt het onderwijs dat jongeren hebben gevolgd een belangrijke verklaring van de arbeidsmarktintrede van schoolverlaters. Het is dan ook niet verrassend dat het thema van de aansluiting tussen onderwijs en arbeidsmarkt hoog op de agenda van het beleid staat (Rekenhof, 2014). Een vlotte doorstroom van het onderwijs naar de arbeidsmarkt realiseren is een van de doelstellingen die de Minister van Onderwijs zich stelt in haar beleidsnota (Crevits, 2014). De inzetbaarheid van schoolverlaters op de arbeidsmarkt is tevens een duidelijke bezorgdheid vanuit het werkveld.

Toch is relatief weinig bekend over de arbeidsmarktervaringen van recente schoolverlaters in Vlaanderen. Zo is het meeste meer gedetailleerde onderzoek naar de arbeidsmarkttuitkomsten van Vlaamse jongeren uit specifieke opleidingsniveaus, onderwijstypes en studierichtingen gebaseerd op de SONAR-data. De uitstroom uit het onderwijs van de jongeren in deze databank gaat evenwel 15 tot 20 jaar terug in de tijd. Aan de andere kant publiceert de Vlaamse Dienst voor Arbeidsbemiddeling (VDAB) jaarlijks een studie over de meest recente cohorte van schoolverlaters. Deze studie biedt evenwel slechts een inkijk in werkloosheid tot een jaar na schoolverlaten en niet in de aard van de tewerkstelling van de schoolverlaters of hun verdere ervaringen later in hun arbeidsloopbaan.

Recent werd in het kader van een pilootproject van het Steunpunt Werk en Sociale Economie (WSE) en het Steunpunt Studie- en Schoolloopbanen (SSL) en in overleg met de betrokken Vlaamse administraties, data vanuit verschillende administratieve bronnen gekoppeld voor twee schoolverlaterscohorten. Voor al de jongeren die in de jaren 2008 en 2011 het Vlaamse onderwijs verlaten hebben, zijn in dat kader gegevens samengebracht over de onderwijsloopbaan enerzijds (secundair onderwijs, hoger onderwijs, leertijd, leer- en ervaringsbewijzen) en de arbeidsmarktloopbaan anderzijds (werkloosheid, ondernemersopleidingen, arbeidsmarkt).

In dit rapport gebruiken we deze gekoppelde arbeidsmarktgegevens van het datawarehouse Arbeidsmarkt en Sociale Bescherming (AM&SB) van KSZ om de arbeidsmarktintrede van recentere schoolverlaters diepgaander te analyseren. Met deze gegevens en de analyses in dit rapport gaan we verder dan wat beschikbaar is met de VDAB-studies op twee vlakken: a) we bekijken niet alleen de onmiddellijke start op de arbeidsmarkt na schoolverlaten, maar ook het verdere verloop gedurende hun eerste jaren op de arbeidsmarkt, en b) we bekijken niet enkel de werkzaamheidsgraad, maar analyseren ook het salarisniveau van schoolverlaters.

Deze beide uitbreidingen zijn van belang, in het bijzonder omdat onderzoek aangeeft dat een snelle inschakeling van schoolverlaters op de arbeidsmarkt niet noodzakelijk ook duurzame tewerkstelling betreft. Zo hebben beroepsopgeleide schoolverlaters vaak wel betere tewerkstellingskansen en dus een vlottere overgang van school naar werk, maar zijn resultaten

minder overtuigend op het vlak van andere indicatoren van de kwaliteit van het werk. Bovendien, zoals recent onderzoek aangeeft, slaan de kortetermijnvoordelen van beroepsonderwijs bij de arbeidsmarktintrede mogelijk om naar nadelen in de latere arbeidsloopbaan.

We focussen in dit rapport op de arbeidsmarktervaringen van Vlaamse schoolverlaters uit de beroepsgerichte opleidingen van het secundair onderwijs. Specifieke analyses voor de arbeidsmarktgerichte opleidingen uit het secundair onderwijs in Vlaanderen leveren op dat vlak een gemengd beeld op. Zo blijkt de transitie van onderwijs naar arbeidsmarkt relatief minder rooskleurig voor jongeren uit het DBSO in vergelijking met deze uit het voltijds onderwijs of de leertijd (Creten *et al.* 2004; VDAB 2016).

Van de schoolverlaters van het DBSO is bijna 30% een jaar na schoolverlaten op zoek naar werk, een aandeel dat maar enkele procentpunten onder dat van de ongekwalificeerde schoolverlaters (bijna 33%) ligt (VDAB 2016). De afgestudeerden van het beroeps- en technisch secundair onderwijs hebben wel goede kansen om snel een baan te vinden (respectievelijk ruim 13% en 12% is een jaar na schoolverlaten werkzoekend), niet alleen in vergelijking met wie zonder diploma op de arbeidsmarkt komt, maar ook in vergelijking met het ASO en in het bijzonder het KSO in het secundair onderwijs (respectievelijk bijna 13% en 19% zoekt een jaar na schoolverlaten werk). Schoolverlaters uit de leertijd doen het ook erg goed (12% schoolverlaters uit de leertijd is werkzoekend na een jaar; VDAB 2016). Een deel van de verklaring voor de relatief goede tewerkstellingskansen van de schoolverlaters uit de leertijd, is te vinden in de sterke band met een werkgever die er al is tijdens de opleiding.

Vraag is evenwel of de snelle integratie op de arbeidsmarkt voor beroepsopgeleiden duurzaam blijkt wanneer we naast de onmiddellijke kans op werk ook het verdere verloop van de arbeidskansen bekijken en wanneer we niet alleen al dan niet werken maar ook het salarisniveau beschouwen. Dit vormen de centrale onderzoeksvragen van dit rapport.

In de volgende sectie bespreken we de internationale literatuur en het onderzoek naar de arbeidsmarktkansen van personen met een beroepsgerichte opleiding, waarbij we dieper ingaan op de vraag naar duurzame arbeidsmarktintegratie. Vervolgens analyseren we de arbeidsmarktervaringen van recente schoolverlaters in Vlaanderen en gaan we in het bijzonder na of de initiële voordelen voor beroepsopgeleide jongeren ten opzichte van de algemeen opgeleiden verminderen na enkele jaren op de arbeidsmarkt, en of dit opgaat voor zowel de tewerkstellingskansen als het loon.

Beroepsgerichte opleidingen op de arbeidsmarkt

De wijze waarop jongeren de overgang van school naar de arbeidsmarkt maken heeft veel te maken met het soort onderwijs dat ze hebben genoten. Naarmate jongeren hoger opgeleid zijn, hebben ze doorgaans een betere toegang tot goede jobs. Niet enkel het niveau van onderwijs, maar ook het type onderwijs is evenwel van belang. In het bijzonder suggereren heel wat studies dat beroepsgericht onderwijs de inschakeling van schoolverlaters op de arbeidsmarkt kan vergemakkelijken. Gekend in dat opzicht zijn de onderwijssystemen met een sterk uitgebouwd systeem van duaal leren waarin school en werk worden gecombineerd (bv. de *apprenticeships* in Duitsland).

Niettemin blijft het onduidelijk in welke mate de globale evaluatie van beroepsgericht onderwijs eenduidig positief is. Sommige studies suggereren immers dat waar de effecten aan de start van de loopbaan van beroepsgericht onderwijs eerder positief zijn, op de langere termijn schoolverlaters met een meer academisch gerichte opleiding mogelijk beter af zijn.

De voordelen van beroepsgericht onderwijs voor schoolverlaters komen in de onderzoeksliteratuur tot uiting in a) landenvergelijkende studies en b) studies van individuele schoolverlaters. We bespreken hieronder kort de belangrijkste bevindingen uit de empirische onderzoeksliteratuur die de positieve effecten van beroepsgericht onderwijs ondersteunen en belichten vervolgens studies met meer kritische bevindingen.

Schoolverlaters in beroepsgerichte opleidingssystemen

Landenvergelijkend onderzoek pleit doorgaans heel sterk in het voordeel van sterk beroepsgerichte onderwijssystemen en in het bijzonder deze met een belangrijke component duaal leren. Die onderwijssystemen bereiden hun leerlingen niet alleen voor op een snelle inzetbaarheid op de arbeidsmarkt (afstemming op noden van de arbeidsmarkt), tevens bieden ze via uitgebreide contacten tussen het onderwijs en het werkveld aan potentiële werkgevers een goede basis om werknemers correct te kunnen inschatten op die inzetbaarheid (signalerings-effect). Bijkomend bieden stages en diverse vormen van werkplekleren, in het bijzonder in systemen van duaal leren, een rechtstreekse band tussen schoolverlaters en werkgevers die na schoolverlaten mogelijk wordt bestendigd (netwerkeffect).

In elk geval blijkt de overgang van onderwijs naar de arbeidsmarkt vlotter te verlopen voor jongeren in landen met een sterk beroepsgericht onderwijssysteem (Müller & Gangl 2003; Quintini & Manfredi 2009; Wolbers 2007). Meest opvallend en consistent is de jongerenwerkloosheid er lager dan in andere landen (Breen 2005, Ryan 2001) en vinden schoolverlaters er sneller een eerste baan (Bol & Van de Werfhorst 2013). Voor beroepsstatus daarentegen zijn de bevindingen voor de

landen met beroepsgerichte onderwijssystemen minder positief voor de schoolverlaters (bv. Wolbers 2007).

Uiteraard hebben cross-nationale vergelijkingen hun beperkingen. Om te beginnen bemoeilijken grotere en kleinere verschillen tussen onderwijssystemen de vergelijking over landen van “eenzelfde” opleidingsniveau en type opleiding. Een beroepsgerichte opleiding in het ene land is niet noodzakelijk zomaar vergelijkbaar met het beroepsgericht onderwijs in een ander land. Daarnaast zijn er op landenniveau heel wat randfactoren die de inrichting van bijvoorbeeld het beroepsgericht onderwijs meer of minder effectief kunnen maken (zie ook Wolter & Ryan 2011, Zimmermann *et al.* 2013). Tenslotte staat het landenniveau ver af van het individuele niveau, en hebben de cross-nationale verschillen in uitkomsten voor schoolverlaters mogelijk met heel andere factoren dan de bestudeerde dimensie of kenmerken van het onderwijssysteem te maken.

Al deze beperkingen van landenvergelijkende studies impliceren dat de gevonden samenhangen niet noodzakelijk als causale verbanden kunnen worden geïnterpreteerd. De macro-effecten hoeven ook niet overeen te stemmen met de micro-effecten.

Schoolverlaters met een beroepsgerichte opleiding

Ook op individueel niveau blijkt sprake van eenzelfde samenhang tussen de arbeidskansen van schoolverlaters en de beroepsgerichtheid van de gevolgde opleiding. Als het gaat om een goede start op de arbeidsmarkt, getuigen verschillende studies dat individuen met een beroepsgerichte kwalificatie sneller een baan vinden (Wolbers 2007), minder kans maken op (lange) werkloosheid bij de start van hun loopbaan, meer kans hebben om te starten in een geschoolde baan (Shavit & Müller 2000), en aldus een betere match realiseren tussen hun behaalde kwalificaties en deze gevraagd voor de baan (CEDEFOP 2013; Giret 2011), dan schoolverlaters uit een meer algemeen gerichte opleiding.

De resultaten van al deze empirische studies wijzen erop dat beroepsgericht onderwijs voor de betrokken schoolverlaters de transitie naar de arbeidsmarkt inderdaad vergemakkelijkt. Er zijn in de literatuur evenwel ook aanwijzingen die dit positieve verhaal doen nuanceren. Zo blijkt het effect van een beroepsgerichte opleiding niet in alle landen even sterk, zo vinden Ianelli en Raffe (2007) sterkere voordelen van een beroepsgerichte opleiding in landen met een sterk beroepsgerichte onderwijscomponent, het meest duidelijk in de vorm van duaal leren.

Ook wanneer bepaalde andere indicatoren van de kwaliteit van de baan worden geanalyseerd zijn de conclusies minder eenduidig positief. Zo geven studies die de lonen analyseren van schoolverlaters een eerder gemengd beeld. Sommige studies komen tot de conclusie dat beroepsgericht onderwijs bijdraagt tot hogere lonen (bv. Bishop & Mane 2004, op basis van Amerikaanse gegevens), in andere studies blijken personen met een algemene vorming dan weer meer te verdienen dan schoolverlaters uit het beroepssecundair onderwijs (bv. Cooke, 2003 voor Duitsland). Ook komen schoolverlaters uit het beroepsgericht secundair onderwijs vaker terecht in banen met een lager beroepsprestige (Shavit & Müller 2000), wat verband zou kunnen houden met die lagere lonen.

Shavit en Müller (2000) vinden bovendien dat de *voordelen* evenals de genoemde *nadelen* van de beroepsgerichte opleiding het sterkst tot uiting komen in landen met een specifiek beroepsgericht onderwijssysteem, wat hen doet concluderen dat het “safety net” dat deze beroepsgerichte opleidingen biedt aan schoolverlaters tevens een vorm van sociale reproductie impliceert, omdat het leerlingen uit arbeidersmilieus effectief weg houdt uit de hogere beroepen. Bol en Van de Werfhorst (2013) delen dezelfde bezorgdheid, maar hun bevindingen nuanceren dat het niet zozeer de aard of mate van beroepsgerichtheid van het onderwijssysteem is die samenhangt met de mate van ongelijkheid in onderwijskansen in een land, dan wel de mate waarin tracking in het onderwijssysteem aanwezig is.

Een laatste element dat de positieve bevindingen nuanceert, is de vraag naar de langere termijn gevolgen. Enkel de arbeidsmarktintrede van jongeren beschouwen geeft ons maar een beperkt beeld van de relatieve kansen die bepaalde opleidingen bieden. Beroepsgerichte vorming blijkt wel de inschakeling van jongeren op de arbeidsmarkt te vergemakkelijken, maar hoe duurzaam is dat voordeel? De voor- of nadelen van beroepsgericht dan wel academisch gericht onderwijs veranderen mogelijk over de levensloop. Door de sterke band van de geleerde kennis en vaardigheden in het beroepsonderwijs met het werkveld, bestaat immers het risico dat deze minder relevant worden over de tijd, wanneer de werkcontext verandert.

Uit studies die de effectiviteit van *apprenticeships* op langere termijn onderzochten blijkt bijvoorbeeld dat het onmiddellijke voordeel van de deelname aan duaal leren/werken (ten opzichte van schoolgebonden beroepsgericht onderwijs) niet permanent is (Bonnal et al., 2002 voor Frankrijk; Parey, 2009 voor Duitsland). Meer recent tonen een aantal studies aan dat beroepsgerichte kwalificaties wel bij jongeren voordelen opleveren maar eerder nadelig lijken bij ouderen (Hanushek et al. 2017; zie ook verder).

Het is tevens een element dat zou kunnen verklaren waarom studies die gebruik maken van cross-sectionele data doorgaans weinig consistente voor- of nadelen kunnen aantonen van beroepsgericht onderwijs. Studies die een inschatting maken van de looneffecten van beroepsgericht onderwijs zijn vaak niet beperkt tot schoolverlaters, maar maken gebruik van surveydata verzameld bij een ruime leeftijdsgroep.

Zo zijn er bijvoorbeeld twee studies, beide op basis van Britse LFS-gegevens die tot tegengestelde conclusies komen. Conlon (2001) concludeert dat de personen met een algemene vorming meer verdienen dan degenen met een beroepsgerichte vorming, terwijl McIntosh en Morris (2016) concluderen dat de beroepsgerichte kwalificaties een meerwaarde blijken. Mogelijk is er inderdaad iets veranderd over de tijd. Typisch wordt in dergelijke analyses wel gecontroleerd voor ervaring of leeftijd, maar niet nagegaan of verschillen afhankelijk zijn van de leeftijd of de duur op de arbeidsmarkt.

Ook een studie die de effecten van beroepsgericht onderwijs nagaat op basis van recente PIAAC-data (Brunello & Rocco 2015a) laat erg gemengde resultaten zien, waarbij de loonverschillen tussen beroepsgerichte en algemeen gerichte diploma's ondermeer afhankelijk zijn van het opleidingsniveau en variëren met de leeftijd of de cohorte. Waarbij verder grote landenverschillen worden vastgesteld zonder dat deze systematisch samenhangen met de mate waarin de nationale onderwijssystemen beroepsgericht zijn.

Contrasterende effecten op korte en lange termijn?

Beroepsgericht onderwijs bevordert een snelle inschakeling van schoolverlaters op de arbeidsmarkt, zo blijkt uit de literatuur. De interpretatie is dat beroepsgeschoolde personen aantrekkelijk zijn voor werkgevers, omdat ze beschikken over de benodigde beroepsspecifieke kennis en vaardigheden om onmiddellijk productief te zijn na aanwerving. Maar net die beroepsgebondenheid maakt personen met een beroepsspecifieke vorming ook kwetsbaar wanneer deze kennis en vaardigheden niet langer gevraagd worden op de arbeidsmarkt, waardoor ze op latere leeftijd minder gemakkelijk werk behouden of vinden. Het is die *trade-off* tussen een vroeg voordeel op de arbeidsmarkt enerzijds en minder goede arbeidsmarktperspectieven op het einde van de loopbaan voor personen met een beroepsgerichte kwalificatie, die Hanushek en anderen (2011, 2017) signaleerden die recent heel wat nieuw onderzoek stimuleerde naar de effecten van beroepsgericht onderwijs.

In hun studie analyseren Hanushek en anderen (*working paper* in 2011, gepubliceerd in 2017) de arbeidsmarktparticipatie over de levensloop bij mannen tot 65 jaar (IALS-data 1994-1998). Ze vinden dat bij de jongeren de personen met een beroepsgerichte kwalificatie het beter doen dan de algemeen geschoolden, terwijl bij de ouderen dit net omgekeerd is. De algemeen geschoolden hebben lagere kansen bij de start op de arbeidsmarkt die evenwel met de leeftijd verbeteren. De auteurs concluderen dat de voordelen van een beroepsgerichte opleiding initieel op de arbeidsmarkt moeten worden afgezet tegen de nadelen later in de levensloop.

De auteurs zien ook aanwijzingen dat de verschillen meer in het voordeel zijn van algemeen geschoolden in landen met sneller groeiende economieën. Hun interpretatie van de verschillen over de levensloop en landen is dat wanneer meer flexibiliteit wordt gevraagd van werknemers (aanpasbaarheid aan technologische en structurele veranderingen in de economie) dit in het voordeel is van algemeen geschoolden en dat personen met beroepsgerichte kwalificaties daarvoor minder bagage hebben.

Iets waar de auteurs zelf sterk de nadruk op leggen is dat ze niet zomaar verschillen tussen personen met de twee types kwalificaties bekijken, maar kijken naar de verschillen in de evolutie met de leeftijd (een zogenaamde “difference-in-difference” benadering). Het is niet het algemeen verschil tussen personen met een algemenere en meer beroepsgerichte opleiding dat de auteurs als indicator van de impact van algemeen onderwijs beschouwen, omdat in die parameter ook selectie-verschillen vervat zitten. Wel bekijken ze de verschillen in het tewerkstellingspatroon over leeftijdscohorten tussen beide opleidingsgroepen als indicator van de causale impact van onderwijstype.

Niettemin blijft het een analyse gebaseerd op de vergelijking van leeftijdsgroepen. Het is niet dat de arbeidsmarkttrajecten van dezelfde personen worden opgevolgd. In afwezigheid van dergelijke longitudinale gegevens, moeten de auteurs veronderstellen dat selectiviteit in de instroom in algemeen versus beroepsgericht onderwijs dezelfde is gebleven over de tijd. Maar evengoed kunnen cohorteverschillen aan de basis liggen van hun bevindingen. Jongvolwassenen nu met een bepaalde scholing worden op zelfde lijn gezet als 50-plussers met die scholing, maar in tussentijd is

heel wat veranderd in het onderwijs en de sortering van leerlingen of studenten in die onderwijstypes – de metselaars van vroeger zijn niet die van nu.

De studie van Hanushek en anderen vormde de aanzet tot meerdere andere analyses. Opvallend verschenen de laatste jaren wel drie studies onafhankelijk van elkaar die alle op basis van dezelfde data (PIAAC 2012) de bevindingen van de eerste studie verder toetsen. Alle drie (Forster *et al.* 2016; Hampf & Woessmann 2016; Lavrijsen & Nicaise 2014, 2017) analyseren ze de kans op tewerkstelling over de twee onderwijstypes en over de leeftijd, en vinden bevestiging voor de veronderstelde trade-off over de levensloop tussen kortetermijn- en langetermijneffecten van beroepsgericht onderwijs in tewerkstelling. De conclusies zijn dan ook dat beroepsgericht onderwijs inderdaad een relatief veilige overgang naar werk weet te bieden voor schoolverlaters; tegelijk wordt het aanvankelijke voordeel van beroepsgerichte opleidingen snel kleiner met de leeftijd om tot een nadeel om te buigen later in de levensloop.

Hampf & Woessmann (2016) vinden verder, aansluitend bij de bevindingen van Hanushek en anderen (2017) dat deze resultaten het sterkst zijn in landen met een sterke component beroepsgericht onderwijs en in het bijzonder met systemen van duaal leren. Opvallend genoeg vinden Forster en anderen (2016) daarentegen wel de trade-off in tewerkstelling, maar niet de gerapporteerde variatie over landen met verschillende beroepsonderwijssystemen (gebruik makend van dezelfde data!).

De hierboven geciteerde studies onderzochten alle de veronderstelde trade-off in de tewerkstellingskansen over de levensloop. Sommige onderzochten de trade-off ook op het vlak van andere indicatoren. De resultaten zijn het meest duidelijk voor wat betreft de tewerkstellingskansen. Ook bij een aantal andere indicatoren komen de genoemde verschillen tussen personen met een beroepsgerichte kwalificatie of een algemene kwalificatie naar voor, hoewel de resultaten soms minder duidelijk zijn.

Hanushek en anderen (2017) vinden een trade-off in zowel tewerkstelling, inkomen als beroepsgerelateerde vorming (levenslang leren). Lavrijsen & Nicaise (2014) vinden naast de trade-off in tewerkstellingskansen ook contrasterende effecten op korte en op lange termijn van beroepsgericht onderwijs in het loon, al is daar het initieel voordeel van beroepsopleiding minder groot, mogelijk doordat die opleidingen voorbereiden op lagere statusjobs. Een andere studie in het kader van het vorige steunpunt Studie- en Schoolloopbanen bevestigt tevens het bestaan van een zekere trade-off op het vlak van zogenaamde mismatches (Verhaest *et al.*, 2016), waar bij de start van de loopbaan de vaardigheden en kwalificaties van personen met een beroepsgerichte opleiding beter aansluiten bij wat de job vereist, maar die voordelen van beroepsgerichte scholing verdwijnen verder in de loopbaan.

Al deze studies kampen tenslotte met dezelfde problemen op het vlak van de interpretatie als de studie van Hanushek, gezien het cross-sectionele design van de gebruikte data, waardoor het onmogelijk is om leeftijds- van cohorte- en periode-effecten te onderscheiden. Verder zijn deze bevindingen gebaseerd op gepoolde internationale data waarbij verschillende vormen van beroepsgericht onderwijs als een homogene categorie samen worden geanalyseerd. Specifieke analyses voor de arbeidsmarktgerichte opleidingen in Vlaanderen leveren een gemengder beeld op, zoals ook al vermeld in de inleiding.

Veranderingen over de levensloop?

Verandert het effect van beroepsgericht dan wel algemeen gericht onderwijs over de levensloop? En hoe kunnen we dat interpreteren? In deze paragraaf gaan we in op mechanismen die aan de basis kunnen liggen van de vastgestelde trade-off tussen vroege en latere voor- en nadelen op de arbeidsmarkt. We eindigen deze paragraaf met enkele studies die gebruik maakten van paneldata eerder dan van cross-sectionele data die ons verder een idee geven van de mate waarin de conclusies van de reeds geciteerde studies overeind blijven wanneer de levensloopeffecten met adequate data worden onderzocht.

De bovenstaande studies gaan allemaal uit van de hypothese van de beperktere “aanpasbaarheid” van beroepsgericht opgeleide werknemers. Hanushek en collega’s (2017) argumenteren dat in deze tijden van snelle technologische ontwikkeling ook de vaardigheden die gevraagd worden op de arbeidsmarkt veranderen. Beroepsspecifieke kennis en vaardigheden kunnen daarom met de tijd afnemen in relevantie of zelfs overbodig worden. Personen met een beroepsgeoriënteerde scholing riskeren daarom op termijn minder aantrekkelijk te worden voor werkgevers, wanneer hun job of het type werkgelegenheid verandert. Zo treft de snelle technologische verandering volgens de auteurs personen met een beroepsgerichte vorming sterker dan personen met een algemene kwalificatie. Deze laatsten hebben immers een breder inzetbare kennis en ruimere basisvaardigheden, waardoor ze volgens de auteurs flexibeler zijn, meer in staat om met verandering in beroepseisen om te gaan.

Meer algemene en theoretische vorming zou ook leiden tot de opbouw van sleutelcompetenties die leren in een nieuwe context bevorderen. Naast het argument van de inzetbaarheid van de in het onderwijs verworven kennis en vaardigheden, is daarom ook de deelname aan levenslang leren en de ontwikkeling van nieuwe vaardigheden relevant. Deze deelname aan levenslang leren wordt ook door Lavrijsen & Nicaise (2014, 2017) aangevoerd als verklaring voor de trade-off die ze vonden in tewerkstelling voor beroepsgericht opgeleiden eerder dan algemeen opgeleiden. Voor Vlaanderen vonden Verhaest en Omey (2013) tevens dat algemeen opgeleiden meer vaardigheden opbouwen in hun eerste baan na het verlaten van de school dan beroepsgericht opgeleiden.

Een verklaring hiervoor, weliswaar weinig aangehaald in de literatuur, zou kunnen zijn dat beroepsopgeleiden minder kansen krijgen tot het leren van nieuwe vaardigheden; ze werken immers meer in lage-statusbanen en mogelijk willen werkgevers minder investeren in deze werknemers. Anderzijds halen beroepsopgeleiden mogelijk inderdaad minder uit bijkomende ervaringen en opleidingen, zoals ook een analyse op Belgische paneldata (de PSBH) van Karasiotou (2004) laat uitschijnen. Deze studie komt net als de reeds geciteerde studies hierboven uit op een minder hoge opbrengst op de arbeidsmarkt van initieel beroepsgericht onderwijs. Bijkomend analyseert deze studie het effect van verdere beroepsgerichte opleiding, na het initiële onderwijs, en stelt een positief effect daarvan op het loon vast, en dit in het bijzonder voor personen die in het secundair onderwijs een algemenere vorming eerder dan een beroepsgerichte vorming kregen.

Causale effecten?

Uit verschillende arbeidsmarktposities voor personen met een beroepsgerichte dan wel een algemene kwalificatie kan niet zomaar worden veralgemeend dat een bepaald type onderwijs leidt tot de geobserveerde uitkomsten. De leerlingen uit het beroepsgerichte onderwijs verschillen immers op vele vlakken van de leerlingen uit het algemeen onderwijs, verschillen die mede aan de basis kunnen liggen van de verschillende arbeidsmarktuitskomsten. Economische benaderingen benadrukken daarom dat rekening dient te worden gehouden met zelfselectie, omdat individuen zichzelf selecteren in die opleidingen waarvoor ze het meest getalenteerd en gemotiveerd zijn (Willis & Rosen, 1979).

Om het “causale” effect van het onderwijstype op de arbeidsmarktuitskomsten te kunnen vaststellen, dient het effect van zaken als algemeen vaardigheidsniveau en motivatie daarom uitgesloten te worden. Een heel aantal van bovenvermelde studies tracht dit ook te doen, door ofwel een doorgedreven controle voor achtergrondkenmerken ofwel door meer technische ingrepen door te voeren in de analyse waardoor wordt gecorrigeerd voor verschillen in de instroom tussen beroepsgerichte opleidingen en algemeen gerichte opleidingen. En hoewel het probleem van zelfselectie in beginsel relevant is, en in de economische literatuur sterk wordt benadrukt, is er weinig evidentie te vinden in de hierboven geciteerde onderzoeksliteratuur dat het effect ervan zodanig is dat conclusies van analyses fundamenteel veranderen door die correcties door te voeren.

Hierboven formuleerden we tevens bedenkingen bij het gebruik van cross-sectionele data om levensloopeffecten aan te tonen. Een betere aanpak daarvoor is het opvolgen van dezelfde individuen, door middel van het gebruik van paneldata. Twee uitzonderingen op de cross-sectionele benadering die wel individuele paneldata gebruiken, bekomen veel minder duidelijke evidentie voor een trade-off tussen korte- en langetermijn voor- en nadelen dan de hierboven geciteerde studies.

Brunello & Rocco (2015b) analyseerden UK panel gegevens (2 cohorten die ze 16 jaar kunnen volgen) en bij hen verschillen de bevindingen naargelang het opleidingsniveau. Zo blijkt dat het initieel voordeel van beroepsgericht onderwijs voor de tewerkstellingskansen en het loon zich niet voordoet bij de lager geschoolden. Bij de hoger geschoolden blijken de resultaten verder te verschillen naargelang de cohorte. Voor de jongste cohorte blijkt het nadeel op het vlak van loon voor hoger geschoolden van beroepsgericht onderwijs zich reeds voor te doen bij de start op de arbeidsmarkt. Algemeen bieden de bevindingen van deze studie dan ook geen duidelijke aanwijzingen voor een echte trade-off tussen korte termijn voordelen en lange termijn nadelen op het vlak van tewerkstellingskansen voor beroepsgerichte eerder dan algemene vorming.

In Vlaanderen onderzochten Verhaest & Baert (2017) op basis van SONAR-data het effect van stages tijdens de opleiding in het hoger onderwijs op de duur tot het vinden van een goed matchende job. Ze vonden geen aanwijzingen voor een trade-off tussen tewerkstellingskansen en een goede matching onmiddellijk en later op de arbeidsmarkt. Diverse verklaringen hiervoor worden geopperd: korte observatieperiode van ongeveer 4 jaar (eerste jaren op de arbeidsmarkt), mogelijk speelt het effect van beroepsgericht onderwijs niet in het hoger onderwijs, of voor de

opleidingen met stages als criterium om beroepsgerichte opleidingen te identificeren, omdat er weinig institutionele linken zijn die deze onderwijsverstrekkers verbinden met werkgevers.

In elk geval nemen we deze meer methodologische elementen mee naar de analyse in dit rapport. Wij gebruiken paneldata en een methode (multilevel groeimodellen) die corrigeert voor niet-geobserveerde individuele kenmerken, zoals in de volgende sectie uitgebreider wordt toegelicht.

Data en methode

We maken gebruik van de gekoppelde schoolverlatersdatabank (GSV) die in het kader van het steunpunt SSL en in samenwerking met het steunpunt WSE werd ontwikkeld op basis van administratieve databanken. Deze databank bevat gedetailleerde gegevens over de initiële arbeidsmarktloopbaan van twee cohorten van schoolverlaters in Vlaanderen, waarmee de arbeidsmarktkansen van individuen en de arbeidsmarktwaarde van diploma's kunnen worden beoordeeld.

Voor de analyses werken we met de schoolverlaters van 2008 omdat we voor deze cohorte de positie op de arbeidsmarkt langer kunnen opvolgen. Om maximaal gebruik te maken van alle beschikbare data pasten we multilevel groeimodellen toe.

Gekoppelde schoolverlatersdata

In de gekoppelde schoolverlatersdatabank zijn als schoolverlaters van 2008 opgenomen alle leerlingen of studenten die in 2008 geregistreerd staan in een van de onderwijsbestanden (voltijds of deeltijds secundair onderwijs, hoger onderwijs of Syntra zodat ook de leerlingen uit de leertijd meegenomen worden) en die in 2009 in geen van deze bestanden geregistreerd staan (N=82.415). In principe werden zo alle personen geïdentificeerd die het onderwijs verlieten na het schooljaar/academiejaar 2007-2008. Vervolgens werden deze personen opgezocht in de databanken van de Kruispuntbank Sociale Zekerheid (KSZ).

Selectie cases

We behouden voor de analyse de personen die maximaal 30 jaar zijn op het moment van schoolverlaten (geboortjaar 1978 of recenter) en die in België wonen in de periode na schoolverlaten (N=71.490). De selectie op woonplaats passen we toe omdat voor de personen die naar het buitenland gaan weinig informatie beschikbaar is en we voor de analyse minstens de arbeidsmarktstatus moeten kennen. Tenslotte behouden we voor de analyse ook enkel die schoolverlaters waarvoor een opleidingsniveau bekend is (N=69.302). Schoolverlaters zonder enige registratie in de LED-databank worden geweerd; waarschijnlijk hebben deze personen het grootste deel van hun schoolloopbaan doorgebracht buiten Vlaanderen.

Als moment van schoolverlaten gaan we voor deze schoolverlaterscohort uit van juni 2008. Helemaal accuraat is die datum niet, wanneer leerlingen of studenten bijvoorbeeld het schooljaar niet volledig uitdoen maar vervroegd uitstappen. Daarnaast zijn er groepen met een ander

uitstroommoment zoals studenten die afstuderen na het eerste semester in het hoger onderwijs (februari 2008) of pas na het afronden van een tweede zittijd (september 2008).

Voor de analyses maken we maximaal gebruik van alle informatie waarover we beschikken vanaf het moment van schoolverlaten. De observatieperiode begint daarom vanaf het derde kwartaal van 2008 en we gebruiken de arbeidsmarktgegevens voor elk van de kwartalen tot en met de laatste beschikbare gegevens van het vierde kwartaal van 2013. Op die manier beschikken we voor deze schoolverlaterscohort over 22 kwartaalobservaties.

Operationalisering variabelen

We analyseren enerzijds de kans op werk en anderzijds het salarisniveau, in beide gevallen gedurende de ruim vijf jaar na schoolverlaten. De kans op werk analyseren we voor elk van de 22 kwartalen van al de geselecteerde schoolverlaters (N= 1.524.644, voor 69.302 personen). Het salarisniveau is enkel gekend voor werknemers waardoor die analyse een beperkter aantal observaties betreft (N= 1.188.212, voor 65.611 personen). Ontbrekende waarden op verklarende variabelen worden opgevangen.

Arbeidsmarktindicatoren

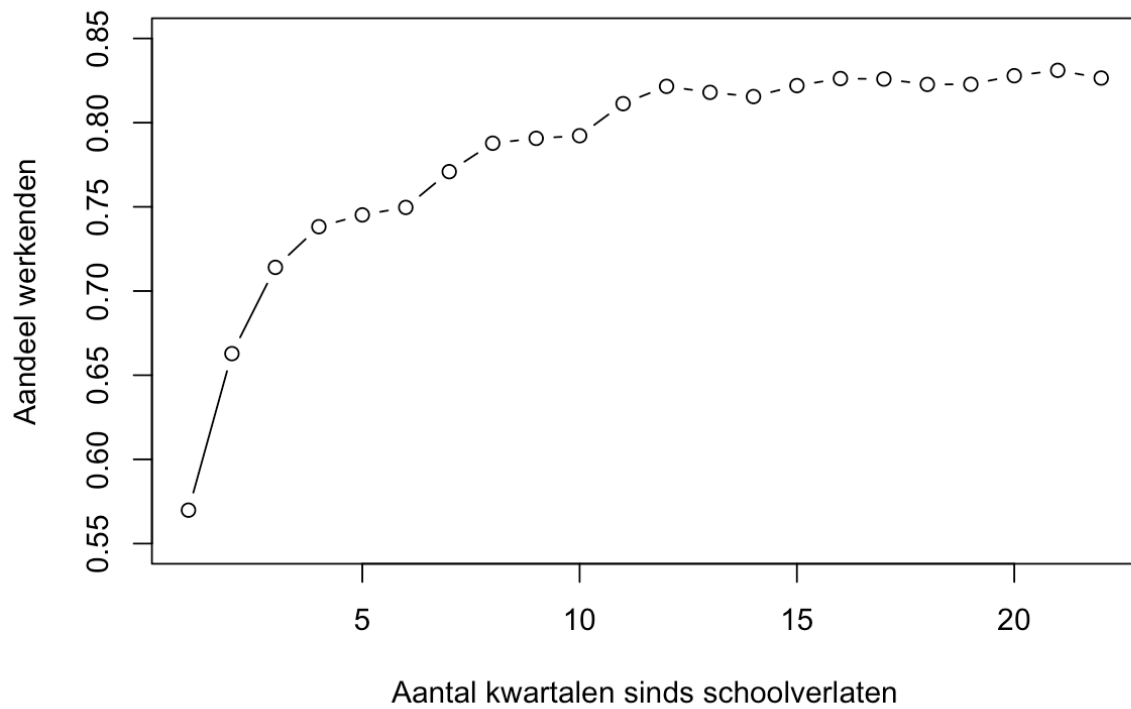
Kans op werk

Voor elk kwartaal weten we wie werkt, hetzij als werknemer, hetzij als zelfstandige.

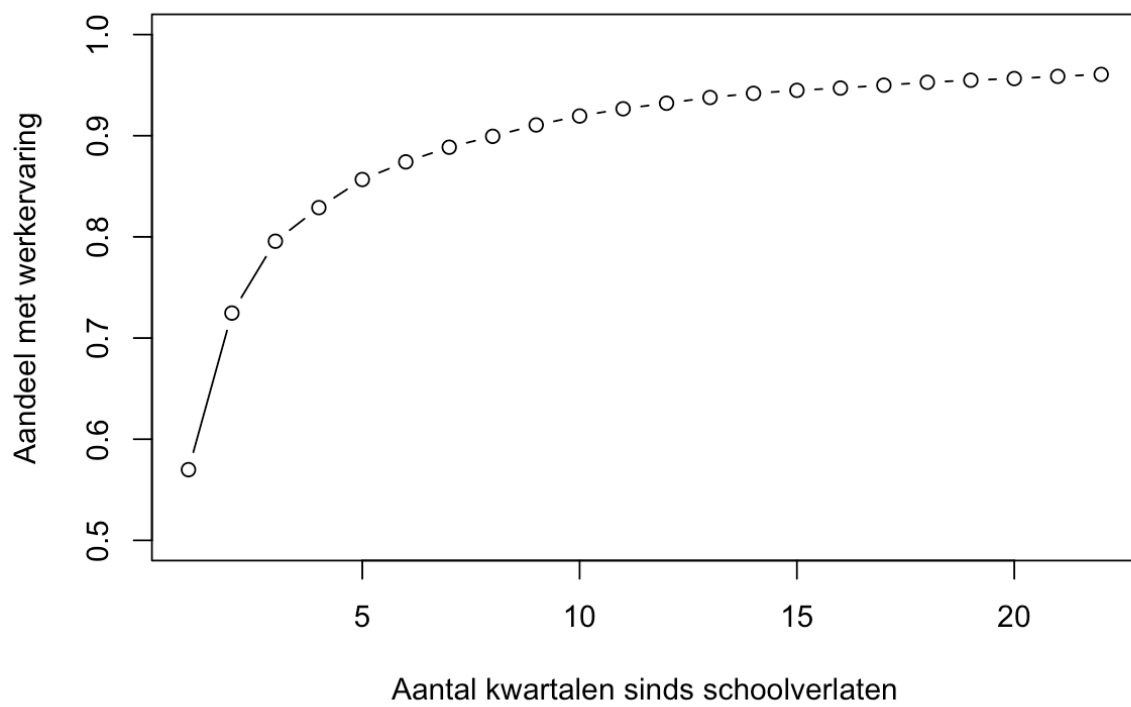
Deze kans op werk neemt duidelijk toe over de tijd na schoolverlaten, van 57,0% in het eerste kwartaal (september 2008) na schoolverlaten tot 82,6% vijf jaar later (zie Figuur 1). Er blijkt een fluctuerend patroon te zitten in de werkzaamheidsgraad, waarbij de toename in werkzaamheidsgraad telkens naar een iets lager niveau zakt in het laatste kwartaal van elk kalenderjaar om dan in het eerste kwartaal van het daaropvolgende kalenderjaar weer op te veren.

Over de tijd neemt het aantal personen met werkervaring toe. Het aandeel personen dat werkt of sinds schoolverlaten heeft gewerkt neemt toe vanaf het eerste kwartaal na schoolverlaten van 57,0% tot 96,1% van alle schoolverlaters na ruim 5 jaar op de arbeidsmarkt (Figuur 2). De groep die nooit werkte (3,9%) valt weg bij de analyse voor de tweede indicator die we analyseren, nl. het salarisniveau.

Figuur 1. Evolutie van het aandeel werkende schoolverlaters



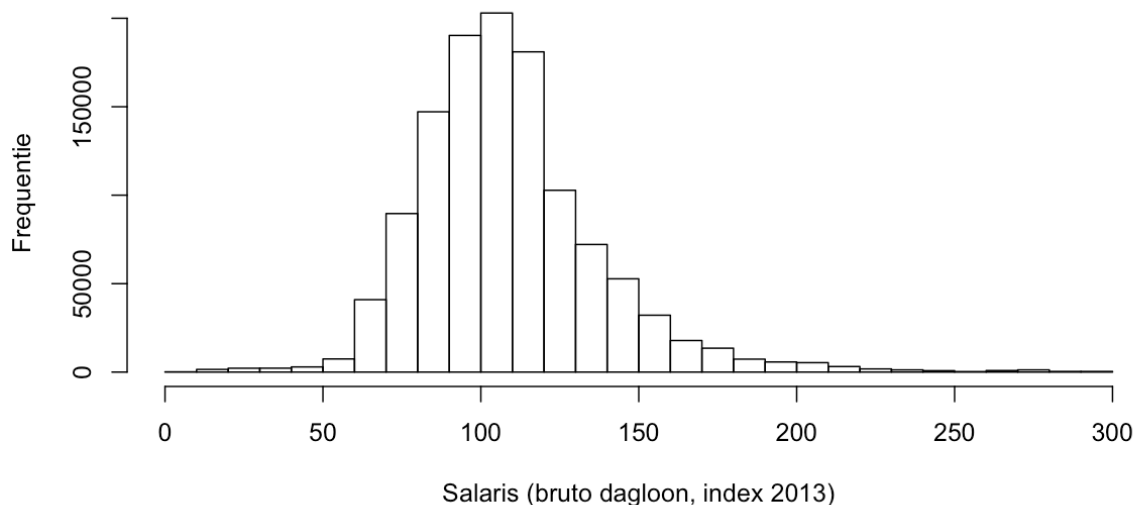
Figuur 2. Evolutie van het aandeel schoolverlaters met werkervaring



Salarisniveau

Het salarisniveau dat we analyseren heeft betrekking op het bruto dagloon (onafhankelijk van de arbeidsduur). In de gekoppelde schoolverlatersdata beschikken we over de salarisklasse dat het gemiddeld dagloon in gedetailleerde categorieën indeelt. Voor de verwerking hebben we het bereik van elke categorie gehercodeerd naar de middelste waarde van de categorie (midpoints), waarna we het gegeven verder als kwantitatief verwerken. Vervolgens hebben we deze waarden geïndexeerd naar het referentiejaar van 2013, op basis van de indexcijfers van consumptieprijzen die gepubliceerd worden door de FOD Economie.

Figuur 3. Histogram van bruto dagloon (in euro, index 2013)



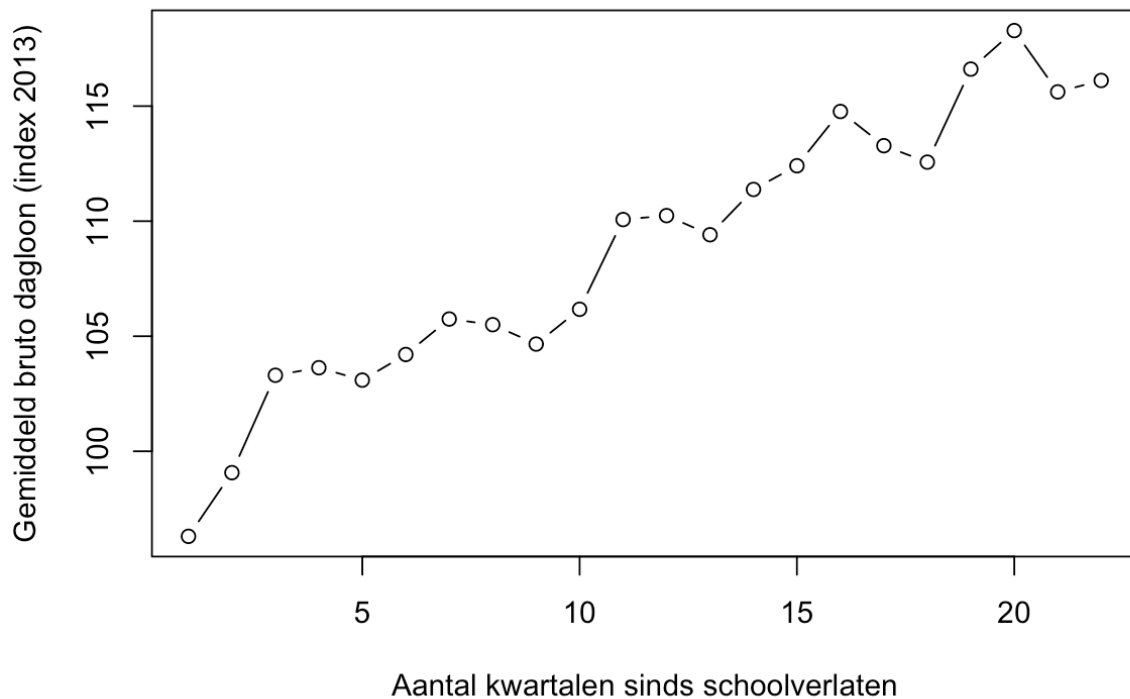
Zoals het histogram hierboven ook weergeeft, is het salarisniveau niet helemaal normaal verdeeld, maar is sprake van een grotere spreiding in de richting van de hogere waarden. Dergelijke “lange staart” aan de bovenkant komt courant voor bij loongegevens. Vandaar dat in lineaire regressieanalyses met het salarisniveau als afhankelijke variabele doorgaans het natuurlijk logaritme van het salarisniveau wordt genomen. Dat doen wij hier ook. Deze uitkomstvariabele heeft zo een range van 1,6 tot 5,7 (met mediaan en gemiddelde op 4,7).

Over de tijd neemt het gemiddeld salarisniveau van de werkende schoolverlaters toe, zoals Figuur 4 hieronder ook illustreert, van 96,3 euro in het eerste kwartaal tot 116,1 euro brutoloon per dag na ruim 5 jaar. In de eerste kwartalen na schoolverlaten lijkt de toename het sterkst, waarna de toename vertraagt.

Verder valt op dat de toename in het salarisniveau niet helemaal rechtlijnig verloopt. In het bijzonder lijkt er sprake van een wat fluctuerend patroon over de tijd. Dat dit het gevolg is van loonindexering lijkt geen plausible verklaring. We bekeken immers het patroon voor een andere

indicator voor het salaris, namelijk het salaris uitgedrukt in decielen ten opzichte van de volledig werkende populatie, en ook in die indicator bleek het schommelend patroon zich voor te doen.

Figuur 4. Evolutie van het bruto dagloon (in euro, index 2013) vanaf schoolverlaten



Opleidingsniveau

We wensen uitspraken te kunnen doen naar een gedetailleerde indeling van de gevolgde opleiding, waarbij erg goed het onderwijstype kan worden onderscheiden van de opleidingsduur of het opleidingsniveau. In de indeling onderscheiden we daarom de kwalificaties op een erg gedetailleerd niveau. Op basis van de registraties in de LED-databank maakten we een gedetailleerde indeling van het behaalde opleidingsniveau. In het secundair onderwijs maken we bijvoorbeeld een onderscheid naar de onderwijsvorm en tussen een diploma of getuigschrift van de derde graad dan wel van een zevende jaar. Voor de ASO- en KSO-schoolverlaters nemen we beide opleidingskwalificaties evenwel telkens samen in één categorie, omwille van de erg kleine aantallen met een zevende jaar.

In de categorie van ongekwalificeerde schoolverlaters (vsv 13,1%) zijn de schoolverlaters opgenomen die maximaal een kwalificatie van de eerste graad secundair onderwijs, van OV2 of OV1 van BuSO (of OV3 zonder eindkwalificatie), of van de tweede graad KSO, ASO, TSO of BSO behaalden.

Bij de schoolverlaters die het gewoon voltijds secundair onderwijs afronden, onderscheiden we het beroepssecundair onderwijs van de derde graad (bso3 4,1%), het kunstsecundair onderwijs van de derde graad (inclusief het zevende jaar) (kso3/7 0,9%), het technisch secundair onderwijs van de derde graad (tso3 13,8%), het algemeen secundair onderwijs van de derde graad (inclusief het zevende jaar) (aso3/7 5,7%), een zevende jaar beroepssecundair onderwijs (7bso 12,8%), de vierde graad beroepssecundair onderwijs (bso4 1,3%), en het zevende jaar technisch secundair onderwijs (7tso 2,0%).

Verder nemen we in een aparte categorie de schoolverlaters met een kwalificatie van OV3 van het buitengewoon secundair onderwijs (BuSO 1,9%) op. De combinatie leren en werken nemen we ook op, met enerzijds schoolverlaters van de derde graad van de leertijd (lt3 0,6%) en anderzijds deze van de derde graad van het deeltijds beroepssecundair onderwijs (dbso3 1,7%). Enkel indien de schoolverlaters in werken en leren een kwalificatie op het niveau van de derde graad behaalden worden ze bij deze twee onderwijscategorieën meegerekend; schoolverlaters uit deze types zonder deze kwalificatie zijn op basis van hun voorafgaande onderwijstraject bij de ongekwalificeerde schoolverlaters (vsv) opgenomen.

Bij de hogeschoolden (hoger onderwijs) zijn er de schoolverlaters met een professionele bachelor (pba 19,5%), een bachelor na bachelor of gelijkwaardig (pba+ 1,7%), een academische bachelor (aba 0,5%) een master (ma 14,4%) en een master na master of gelijkwaardig of doctoraat (ma+ 5,8%).

In de analyses gebruiken we de derde graad technisch onderwijs als referentiecategorie, omdat deze de grootste groep schoolverlaters van het secundair onderwijs is.

Sociaal-demografische achtergrondgegevens

De achtergrondgegevens die we mee opnemen in de analyses komen uit twee verschillende bronnen. Ten eerste zijn er een aantal gegevens beschikbaar in het Datawarehouse Arbeidsmarkt en Sociale Bescherming (geslacht, buitenlandse herkomst, arbeidsintensiteit op huishoudniveau). Ten tweede zijn er voor een specifieke groep van schoolverlaters tevens achtergrondkenmerken beschikbaar op basis van registraties in de databank secundair onderwijs (taal ouders, opleidingsniveau moeder, schooltoelage, kansarme buurt). Ontbrekende waarden worden doorgaans toegevoegd aan de grootste categorie, waarvoor met bijkomende dummies wordt gecontroleerd in de analyse.

Geslacht

De schoolverlaterscohort van 2008 is quasi gelijk verdeeld over geslacht, met 49,8% vrouwen.

Buitenlandse herkomst

Op basis van de nationaliteitshistoriek van personen en hun ouders uit het Rijksregister, is in het Datawarehouse Arbeidsmarkt en Sociale Bescherming een herkomstvariabele beschikbaar. Een

schoolverlater is van buitenlandse herkomst indien de huidige of geboortenationaliteit van de schoolverlater zelf of de geboortenationaliteit van een van de ouders niet-Belgisch is. We groepeerden verschillende herkomstlanden samen, en behouden voor de analyse volgende onderscheiden: Belgisch (85,1%), EU-landen (6,8%), Europese niet-EU-landen (0,9%), Maghreb en Turkije (4,8%), en andere landen (2,3%).

Arbeidsintensiteit op huishoudniveau

De arbeidsintensiteit op huishoudniveau geeft het werkelijk gepresteerde jaarlijkse arbeidsvolume weer ten opzichte van het potentiële jaarlijkse arbeidsvolume in het geval dat alle huishoudleden tussen 18 en 59 jaar voltijds zouden werken. Het eventuele arbeidsvolume van studenten jonger dan 25 jaar wordt niet meegeteld in de berekening.

Met deze indicator uit het Datawarehouse AM&SB kunnen huishoudens worden geïdentificeerd waarin weinig of geen betaalde arbeid wordt verricht, en aldus het risico op kansarmoede erg groot is. We nemen voor onze analyses de arbeidsintensiteit op huishoudniveau mee gemeten op basis van het jaar 2007 (het jaar voor afstuderen) als indicator voor het thuismilieu van de schoolverlater.

Wanneer we deze meting van arbeidsintensiteit van het huishouden wensen te gebruiken om de arbeidsmarktsituatie van schoolverlaters te verklaren, stelt zich evenwel het probleem dat deze niet geheel onafhankelijk is van de woon- en werksituatie van de schoolverlater zelf. Wanneer de schoolverlater immers niet meer bij de ouders woont, maar bijvoorbeeld samenwoont met een partner, heeft de indicator geen betrekking op het thuismilieu, maar wel op de situatie van de schoolverlater en zijn/haar partner. Daarom nemen we in de analyse de gezinspositie mee op als controlevariabele (zie verder).

Een tweede element is dat in de berekening van de arbeidsintensiteit van het huishouden studenten jonger dan 25 wel buiten beschouwing gelaten werden (voor zowel de teller als de noemer), maar dat de identificatie van die “studenten” niet noodzakelijk overeenstemt met een effectieve inschrijving in het onderwijs. Daardoor, en door de toegepaste leeftijdslijm, zijn er schoolverlaters uit de databank die hebben meegeteld in de berekening van de arbeidsintensiteit van het huishouden. Om hiervoor te corrigeren controleren we in de analyse voor het al dan niet student zijn volgens de afbakening die bij de berekening van de arbeidsintensiteit op huishoudniveau werd gehanteerd (zie ook verder).

De gemiddelde score op de arbeidsintensiteit op huishoudniveau (voor het jaar 2007) bedraagt 0,76, wat betekent dat gemiddeld $\frac{3}{4}$ van de potentiële betaalde arbeidstijd wordt gewerkt door de huishoudleden. Voor 1,8% van de schoolverlaters ontbreekt dit gegeven, mogelijk omdat geen enkele persoon in het huishouden binnen de gestelde voorwaarden (qua leeftijd en studeren) valt. De ontbrekende waarden voor deze groep vingen we op door de arbeidsintensiteit op 1 te zetten en een controledummy toe te voegen aan de analyse.

Gezinspositie

De gezinspositie waarover we beschikken is maar een ruwe indicator, omdat deze bijvoorbeeld niet toelaat te onderscheiden of personen samenwonen met hun kinderen of niet. Wel kunnen we het

onderscheid maken tussen de schoolverlaters die in het jaar voor schoolverlaten (we nemen de situatie in het laatste kwartaal van 2007) nog bij hun ouders inwoonden (93,2%) (referentiegroep in de analyse), zij die alleenwonend zijn (2,2%), samenwonen met een partner (3,5%), en de andere situaties (1%). Ontbrekende waarden (0,1%) worden samengenomen met de schoolverlaters die bij de ouders wonen (referentiegroep).

Student

Op basis van de gegevens van het Datawarehouse AM&SB identificeerden we de studenten volgens dezelfde criteria om deze groep uit te sluiten bij de berekening van de arbeidsintensiteit op huishoudniveau (d.i. het geval wanneer leeftijd < 25, kinderbijslag wordt ontvangen en de personen niet als werkzoekende in de wachttijd ingeschreven staan). 84,1% van de schoolverlaterscohort van 2008 wordt in het jaar voorafgaand aan schoolverlaten (vierde kwartaal van 2007) op basis van deze criteria als “student” beschouwd (referentiegroep in de analyse). Dezelfde kleine groep met ontbrekende waarden als voor de gezinspositie, wijzen we de referentiewaarde “student” toe. In de analyse keren we de codering om met “student” als referentiegroep (waarde 0) zodat we het effect van “geen student” meten. Studenten die tegelijk met studeren ook werken (en daarom geen kinderbijslag ontvangen) worden in het DWH AM&SB niet als student gerekend, evenals studenten die ouder zijn dan 24 jaar. Omdat voor die groepen de eigen werksituatie meetelt in de berekening van de arbeidsintensiteit op huishoudniveau, controleren we in de analyse voor het al dan niet als student beschouwd worden.

Taal ouders

Voor de schoolverlaters van het secundair onderwijs beschikken we tevens over gegevens die door de scholen werden opgevraagd over een aantal kenmerken van de thuissituatie (om de zogenaamde OKI - Onderwijs Kansarmoede Indicator – te bepalen). Voor een aanzienlijke groep kennen we deze indicatoren niet (63,2%), in grote mate omdat ze geen schoolverlater zijn uit het secundair onderwijs maar uit hoger onderwijs – deze aantallen zijn groter dan de aantallen met een diploma uit die onderwijsniveaus). Voor deze schoolverlaters werden de gegevens van het secundair onderwijs niet geleverd omdat daarvoor verder in de tijd moest worden teruggegaan en daardoor de beschikbaarheid van de indicator maar erg partieel is (59,8%), waarvoor we controleren met een extra dummyvariabele. Naast deze groep is er nog een kleinere groep zonder gegevens voor de OKI-variabelen (3,5%). Hiervoor controleren we met een variabele “missings op oki”.

De taal die leerlingen thuis spreken met hun ouders vormt een bijkomende indicator voor de buitenlandse herkomst van schoolverlaters. Op basis van de taal die de leerlingen spreken met hun ouders, onderscheiden we 3 categorieën: 1) enkel Nederlands (82,9%; referentiecategorie), 2) Nederlands + andere taal (5,8%), 3) geen Nederlands (11,3%). Naast de personen waarvan we geen enkel OKI-gegeven kennen, ontbreekt het gegeven thuistaal voor 1,5% van de schoolverlaters, welke we toewijzen aan de referentiecategorie. Omdat deze groep in grote mate overlapt met de groep met ontbrekende gegevens voor het opleidingsniveau van de moeder (zie hierna), nemen we in de analyse geen aparte dummyvariabele als controle hiervoor op in de analyse.

Opleidingsniveau moeder

Het opleidingsniveau van de moeder is een gegeven dat sterk verband houdt met de kansen in het onderwijs en gebruiken we als indicator voor de sociaal-culturele achtergrond van de schoolverlater. Het opleidingsniveau van de moeder is gekend in 5 categorieën: 1) geen lager onderwijs (5,3), 2) lager onderwijs (14,1%), 3) lager secundair onderwijs (23,7%), 4) hoger secundair onderwijs (41,4%, referentiegroep in de analyse) en 5) hoger onderwijs (15,5%). Voor 2,0% van de schoolverlaters ontbreekt dit gegeven (naast de groep zonder enige OKI-registratie), en wijzen we toe aan de referentiecategorie, waarvoor we tevens een bijkomende dummyvariabele in de analyse opnemen.

Schooltoelage

Van de schoolverlaters uit het secundair onderwijs heeft 8,5% een schooltoelage ontvangen in het laatste jaar secundair onderwijs voor schoolverlaten. We nemen deze variabele mee als indicator voor de socio-economische status van het gezin van herkomst.

Kansarme buurt

Opgroeien in een kansarme buurt kan de verdere kansen in het onderwijs en op de arbeidsmarkt afremmen. 11,5% van de schoolverlaters van het secundair onderwijs woont in een buurt waarin veel van de leerlingen schoolachterstand oplopen. Zowel op schooltoelage als kansarme buurt wijzen we ontbrekende waarden toe aan de referentiewaarde "0". Omdat er geen bijkomende ontbrekende waarden zijn voor de gegevens bovenop de personen zonder enige OKI-registratie, dient geen bijkomende controle variabele opgenomen te worden.

Schoolloopbaanindicatoren

Voor de schoolverlaters van het secundair onderwijs beschikken we over indicatoren die betrekking hebben op het verloop van de schoolloopbaan in het secundair onderwijs. De indicatoren van de schoolloopbaan in het secundair onderwijs die we meenemen in de analyses zijn: het al dan niet een B-attest ontvangen hebben (8,9%), het al dan niet een C-attest ontvangen hebben (10,5%) en twee indicatoren voor zittenblijven tijdens het secundair onderwijs.

We weten hoe vaak de leerlingen een jaar overdeden tijdens hun schoolloopbaan in het secundair onderwijs én of leerlingen een jaar overdeden nadat ze een B-attest behaalden. Om overlap tussen beide indicatoren van zittenblijven eruit te halen, behouden we de indicator: zittenblijven na B-

attest, en haalden dit gegeven uit het totale aantal keren zittenblijven dat we vervolgens dichotomiseerden tot al dan niet zittenblijven zonder B-attest.¹

Met deze werkwijze kunnen we nagaan of er een verschil is in de impact op de arbeidsmarkt van twee heel verschillende vormen van zittenblijven, omdat de eerste vorm immers een “vrijwillige” keuze is om in een bepaalde onderwijsrichting te kunnen blijven, terwijl de andere geen keuze laat aan de leerling.

Ontbrekende gegevens (gegevens van het secundair onderwijs werden enkel opgeleverd voor de schoolverlaters van het secundair onderwijs, zie hierboven) werden voor deze indicatoren van de schoolloopbaan in het secundair onderwijs telkens op de referentiewaarde “0” gezet.

Tot slot controleren we in de analyse van het salaris ook voor de timing van de werkervaring ten opzichte van het moment van schoolverlaten. 39,6% van de schoolverlaters werkte 1 of meerdere kwartalen tussen 2006 en het tweede kwartaal van 2008. We verwachten dat dit een impact kan hebben op het salarisniveau dat we observeren na het tijdstip van schoolverlaten.

Tijdsveranderlijke gegevens

In de analyse van het salaris nemen we als bijkomende controlevariabele de duur in de job (anciënniteit bij de werkgever) op.

Multilevel groeimodellen

We gebruiken voor onze analyses multilevel groeimodellen. Met deze modellen kunnen we op adequate wijze gebruik maken van de volledige reeks observaties (22 kwartalen) waarover we beschikken voor elke schoolverlater.

Bij longitudinale data van deze aard (meerdere metingen bij dezelfde personen) zijn de observaties niet onafhankelijk van elkaar, waardoor lineaire regressiemodellen niet betrouwbaar kunnen worden toegepast. Een gemakkelijke oplossing zou kunnen zijn om slechts één meetpunt te nemen, bijvoorbeeld de situatie een jaar na schoolverlaten, of ook het verschil tussen twee meetpunten, bijvoorbeeld de vooruitgang na een jaar op de arbeidsmarkt. Een nadeel is dan uiteraard dat slechts een fractie van de beschikbare data wordt meegenomen in de analyse. Door gebruik te maken van multilevel modellering maken we maximaal gebruik van de beschikbare gegevens.

Bij de multilevel benadering van dit soort longitudinale data zijn de verschillende metingen de observaties op het eerste niveau, en vormen de individuen zelf het tweede niveau. Deze modellen

¹ In het geval een leerling meer dan één keer een jaar overdeed na een B-attest en geen enkele keer een jaar overdeed zonder B-attest, geeft deze werkwijze een overschatting op de tweede indicator van zittenblijven die we construeerden. We gaan er evenwel van uit dat de aantallen waar dit het geval is erg beperkt zijn.

voorzien dat de observaties op het eerste niveau binnen individuen sterker kunnen samenhangen dan tussen individuen. Een *random intercept model* partitioneert de variantie in de afhankelijke variabele in twee delen: deze op het niveau van de individuele observaties en deze op het niveau van de individuen. Met een *random slope model* wordt bijkomend een variantieparameter voor het effect van een verklarende variabele geschat op het niveau van de individuen.

Een multilevel groeimodel is een bijzondere vorm van een multilevel model voor longitudinale gegevens, waarin de interesse uitgaat naar veranderingen over de tijd. Concreet gebeurt dit door een variabele die de tijd meet in het analysemodel op te nemen. Hierdoor krijgen de individuele observaties een duidelijke relatie of volgorde ten aanzien van elkaar. Door bijkomend een *random slope* voor de tijdsparameter te specificeren wordt verder geëxpliciteerd dat de verandering over de tijd niet voor alle individuen dezelfde is, wat ook technische voordelen heeft (Singer & Willett, 2003).

Gegeven ons uitgangspunt willen we nagaan of de evolutie over de tijd wel voor iedereen dezelfde is. Cruciaal is dat we voor de tijdsmodellering niet alleen het zogenaamde fixed effect meenemen, maar ook het random slope effect. Met *fixed effects* wordt immers bekeken welk effect de tijd als verklarende variabele heeft, maar wordt ervan uitgegaan dat dit effect voor alle schoolverlaters hetzelfde is. Met de toetsing van het *random slope effect* wordt ook de variantie van het tijdseffect mee opgenomen.

Doordat bij een multilevel model elk individu een eigen (afwijking op het) intercept heeft (en, bij een *random slope model* geldt dit ook voor het effect van een verklarende variabele), zijn de resultaten van deze modellen veel minder onderhevig aan het effect van eventuele niet-geobserveerde kenmerken. In het licht van het probleem van selectie, wordt doorgaans immers gepleit voor een doorgedreven controle voor achtergrondkenmerken. Zo wordt in veel van de hierboven geciteerde studies gewezen op het belang om rekening te houden met het IQ of de motivatie van personen. In de eigen data beschikken we wel over heel wat achtergrondkenmerken, maar is minder voorhanden om die specifieke zaken te meten. Met de hier gebruikte methode, stelt zich dit probleem evenwel minder.

Dit is met name maar mogelijk doordat we niet slechts 1 meetmoment analyseren, maar de volledige reeks, en de intra-individuele verandering kan worden geanalyseerd los van eventuele verschillen tussen individuen zelf. In zekere zin vertoont deze aanpak enige gelijkenis met de analyse zoals uitgevoerd door Hanushek en collega's (zie hierboven) die verandering met de leeftijd analyseren. Het belangrijke verschil is evenwel dat we hier analyses doen binnen dezelfde individuen, met als voordeel dat het om een vergelijking gaat met personen met dezelfde (over de tijd stabiele) kenmerken. Daardoor is ook veel meer uitzuivering mogelijk voor de effecten van individuele niet-geobserveerde kenmerken.

We analyseren hierna met behulp van multilevel groeimodellen eerst de verandering over de tijd in de kans op werk en vervolgens het salarisniveau. We volgen voor beide indicatoren van de positie op de arbeidsmarkt dezelfde werkwijze, waarbij eerst bekeken wordt welke vorm de verandering over de tijd (gemiddeld) aanneemt, we vervolgens de verschillen in het startniveau en in de verandering over de tijd naar opleidingsniveau bekijken, en tot slot ook de achtergrondkenmerken als bijkomende verklarende variabelen aan bod komen.

Arbeidstrajecten van schoolverlaters: Werkzaamheidsgraad

Startmodel – modellering algemene tijdstrend

Als eerste stap gaan we op zoek naar de beste manier om de algemene verandering over de tijd in de tewerkstellingskans van schoolverlaters voor te stellen. We schatten daarvoor een aantal modellen met verschillende modelleringen van de tijd. In Tabel 1 staan de modellen opgelijst en hun aantal parameters om de tijdstrend te schatten op de beide niveaus: het niveau van de observaties en de variantiecomponenten op het niveau van de individuen.

Tabel 1. Modelfit voor verschillende modelleringen van de tijdstrend voor de tewerkstellingskans van schoolverlaters

Voorspellers	Aantal tijds-parameters	Variantie	BIC
M0 Intercept	-	Random intercept	1055307
M1 Kwartaalobservatie (22 categorieën)	21	=M0	992231
M2 Tijd sinds schoolverlaten (lineair)	1	=M0	1008601
M3 =M2	1 + 1 (+1)	=M0 + random slope tijd	901178
M4 =M2 + tijd ²	2 + 1 (+1)	=M3	900276
M5 =M4	2 + 2 (+3)	=M3 + random slope tijd ²	863962
M6 =M4 + tijd ³	3 + 2 (+3)	=M5	862120
M7 =M6	3 + 3 (+6)	=M5 + RS tijd ³	841096
M8 =M4	2	=M0	996061
M9 =M6	3	=M0	994096
M10 Tijd sinds schoolverlaten (logistisch)	1	Random intercept	993828
M11 =M10	1 + 1 (+1)	=M10 + random slope tijd (logistisch)	910075
M12 Tijd sinds schoolverlaten (vw)	1	Random intercept	1000214
M13 =M12	1 + 1 (+1)	= M12 + random slope tijd (vw)	902515
M14 =M10 + kwartaal van het jaar (3)	4 + 1 (+1)	=M11	909899

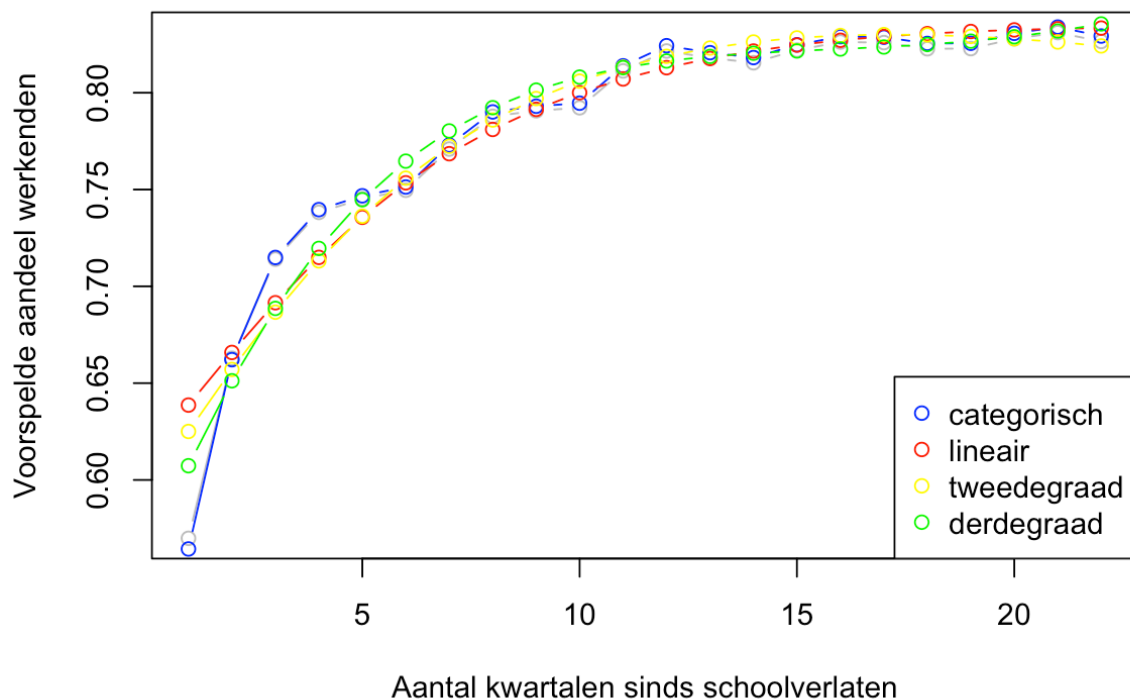
In een eerste model (M1) wordt de verandering over de tijd gemodelleerd met de tijd als een categorische variabele. Hierdoor wordt voor elk geobserveerd kwartaal de gemiddelde kans op

werk zo goed mogelijk benaderd. Dit model beschouwen we als het basismodel om meer spaarzame modelleringen van de tijd tegen af te zetten. De modelfit vergelijking met een random intercept model zonder tijdsvariabele (M_0) laat zien dat verandering over de tijd belangrijk is (sterke daling van BIC).

Een tweede model modelleert de kans op werk als een lineaire functie van de tijd sinds schoolverlaten (M_2). Hoewel deze modellering ook beter is dan het nulmodel, blijkt de modelfit minder goed. De modelfit van M_2 verbetert sterk door toevoeging van een random slope (+ correlatie met random intercept) voor het lineaire tijdseffect. Dat betekent dat er heel wat variatie is op individueel niveau in het verloop van de tewerkstellingskansen over de tijd.

In Figuur 5 wordt de voorspelde kans op werk op basis van deze modellen weergegeven. Logistische regressiemodellen voorspellen de logit (natuurlijk logaritme van de odds op werk). Wanneer de geschatte effecten van een lineaire predictor worden doorgerekend naar de kansen op werk (zoals in de grafiek) dan resulteert dit niet in een lineaire maar wel een logistische trendlijn. Met de voorspelde waarden wordt duidelijk waar een lineaire modellering te kort schiet: vanaf ongeveer 2 jaar na schoolverlaten (8 kwartalen) benadert een lineaire modellering (in rood) vrij goed de gemiddelde geobserveerde waarden (in blauw), maar in de periode onmiddellijk na schoolverlaten is de lineaire tijdstrend niet adequaat (te hoge start en vervolgens te trage toename).

Figuur 5. Modellering tijdstrend voor werkzaamheidsgraad (1)

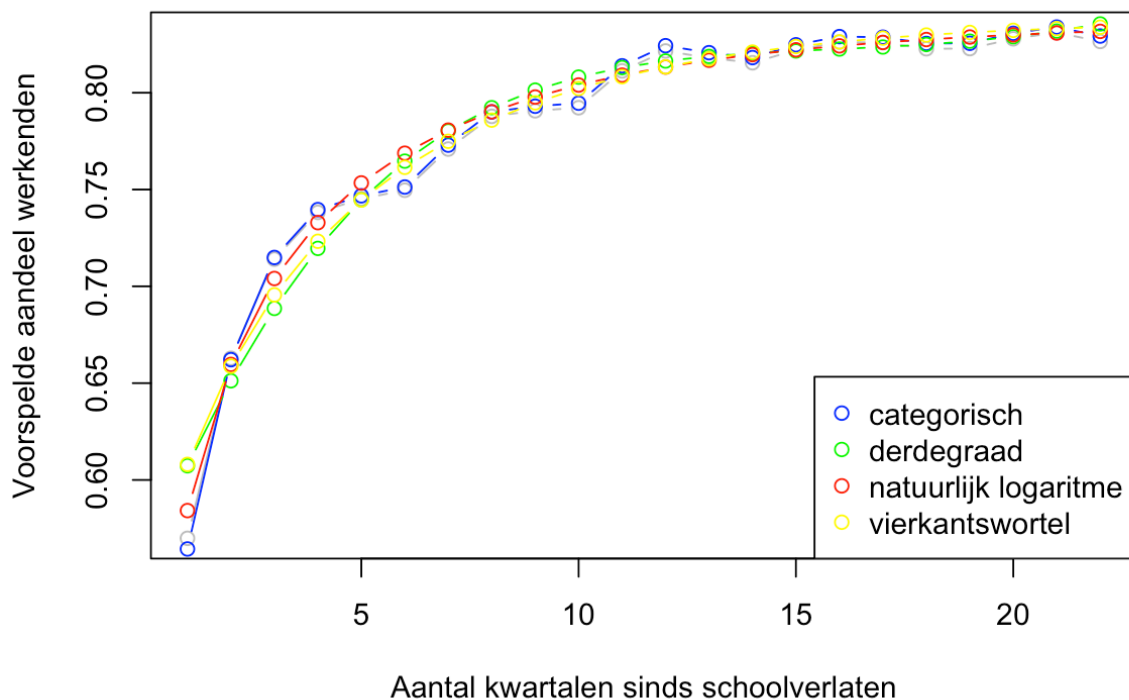


Wanneer vervolgens van een lineaire tijdsvariabele ook een tweedegraadsterm wordt toegevoegd verbetert de modelfit (M_4); toevoeging van een random slope (+ correlatie met random intercept

en met random lineaire term) geeft verdere verlaging van de BIC-waarde van het model (M5). Dit patroon zet zich verder door bij een modellering van de tijd als derdegraadsfunctie (M6 en M7). In Figuur 5 wordt duidelijk waarom: naarmate meer polynomiale termen worden toegevoegd, benaderen de voorspelde kansen steeds beter de geobserveerde kansen onmiddellijk na schoolverlaten (na enkele jaren zijn de verschillen niet zo groot).

Tegelijk blijven de voorspelde waarden met een polynomiale modellering van de tijdstrend duidelijk afwijken van de geobserveerde waarden in het bijzonder in de beginperiode. Vandaar dat we ook enkele alternatieve tijdsmodellen testten die beter een snelle initiële verandering die vervolgens vertraagt kunnen vatten. We testten een model met de logaritme van de tijd als predictor (M10). De modelfit van dit model is beter dan dat van het model met tijd als lineaire voorspeller. We testten tevens een model met de vierkantswortel van de tijd als predictor (M12). Ook dit model heeft een betere modelfit dan het model met tijd als lineaire voorspeller, maar heeft een minder goede modelfit dan het model met de logaritmische transformatie van de tijd sinds schoolverlaten. Vergelijken we deze alternatieve modelleringen van de tijd met de random intercept modellen met tijd als tweedegraads- of derdegraadsfunctie (M8 en M9) dan heeft de logaritmische specificatie zelfs een betere modelfit dan deze polynomiale specificaties. Tot slot voegen we tenslotte een random slope toe voor de logaritme van de tijd (M11) waardoor de modelfit verder verbetert.

Figuur 6. Modellering tijdstrend voor werkzaamheidsgraad (2)

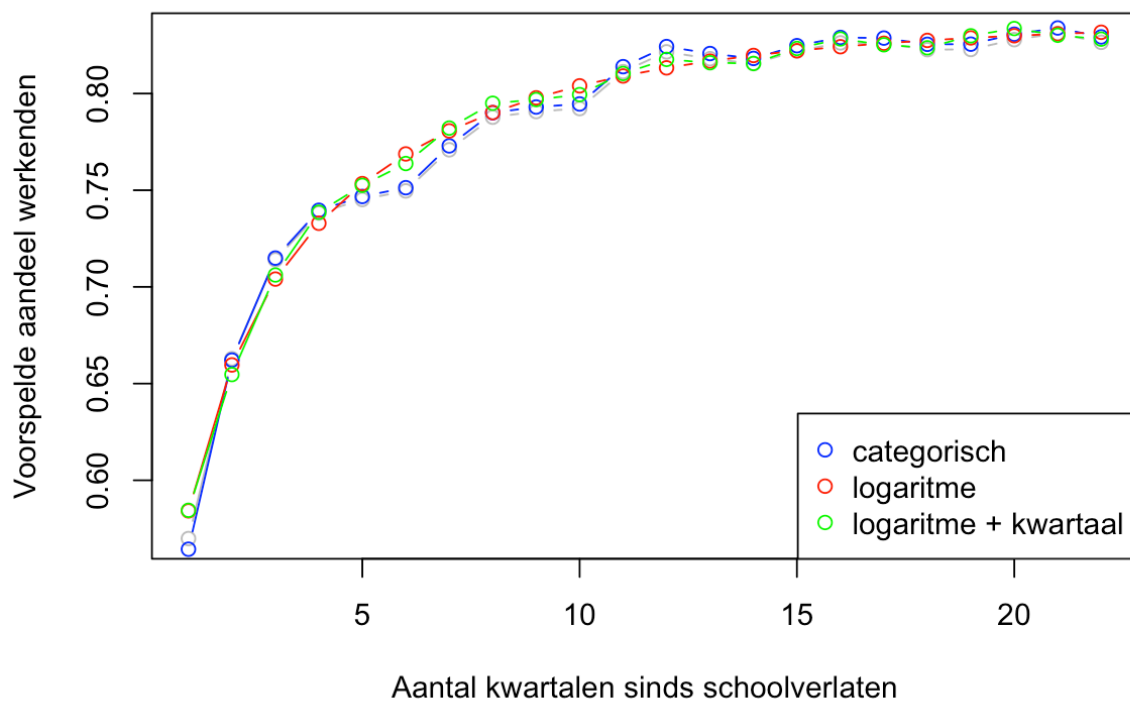


Op Figuur 6 worden de geschatte kansen op werk weergegeven voor beide alternatieve modelleringen van de tijd. Daarop geeft de vierkantswortel van de tijd een erg goede benadering van de trendlijn die de derdegraadsfunctie geeft, maar deze heeft net als de derdegraadsfunctie

als probleem dat de kansen onmiddellijk na schoolverlaten als te hoog worden ingeschat. De logaritmische functie van de tijd daarentegen doet het net in die beginperiode beduidend beter in de zin dat de voorspelde waarden veel meer de gemiddelde geobserveerde waarden benaderen (vergelijk de rode met de blauwe punten).

De logaritmische transformatie van de tijd als predictor weerhouden we daarom als finale modellering van de tijd. De fluctuaties in de werkzaamheidsgraad op basis van de gemiddelde geobserveerde waarden proberen we verder mee te nemen door het kwartaal van het jaar als categorische voorspeller in het model op te nemen (M14), wat de modelfit verder verbetert. Op Figuur 7 wordt ook duidelijk dat daarmee de voorspelde trend in de kans op werk nog beter aansluit op de geobserveerde waarden (vergelijk de groene met de blauwe punten).

Figuur 7. Modellering tijdstrend voor werkzaamheidsgraad (3)



Basismodel

Van het uiteindelijke basismodel bespreken we hier de bekomen parameters. We pasten een logaritmische transformatie toe op de tijd uitgedrukt in aantal kwartalen sinds schoolverlaten. We

namen de logaritme met basis 2 van de tijd², waardoor de effect-parameter van de tijdsvariabele kan geïnterpreteerd worden als het effect voor een verdubbeling in de tijd (1 eenheid toename in de logaritme met basis 2 staat gelijk aan een verdubbeling in de onderliggende tijdseenheid), dus bijvoorbeeld van het eerste naar het tweede kwartaal, maar evengoed van het eerste naar het tweede jaar of van het tweede naar het vierde jaar na schoolverlaten.

In een multilevel model kan het nuttig zijn om het nulpunt van voorspellende variabelen aan te passen. Vaak worden variabelen gecentreerd op hun gemiddelde, waardoor de gemiddelde waarde van de variabele op 0 komt te liggen. We pasten voor de tijdsvariabele in ons model ook een offset toe, zodanig dat het nulpunt ligt op het 4^e kwartaal na schoolverlaten. Hierdoor kunnen we de waarde van het intercept interpreteren als de waarde een jaar na schoolverlaten.

Aangezien de afhankelijke variabele enkel 2 waarden kan innemen (werkend of niet-werkend) maken we gebruik van logistische multilevel modellen, die de logit (=natuurlijk logaritme van de odds, waarbij de odds = kans op werk / kans op niet-werk) transformatie toepast op de te schatten afhankelijke. De bekomen effect-parameters staan voor de toe- of afname in de logit van werk; wanneer we deze parameters exponentiëren bekomen we cijfers die kunnen worden geïnterpreteerd in termen van de proportionele toe- of afname van de odds op werk. We rapporteren in onderstaande modellen steeds de 2 effect-parameters.

Tabel 2. Logistisch multilevel groeimodel voor kans op werk (modellering van de logit / odds); effect-parameters (B) en de geëxponentieerde effect-parameters (exp(B))

	B	Exp(B)	Sign
Intercept	2,801	16,463	***
Tijd sinds schoolverlaten°	0,717	2,048	***
Kwartaal 2	0,047	1,048	***
Kwartaal 3	-0,031	0,969	***
Kwartaal 4	-0,082	0,921	***
L2 varianties: intercept, tijdstrend, correlatie	15,047	1,788	-0,29

Aantal observaties: 1.524.644, aantal personen: 69.302

Tijd sinds schoolverlaten: logaritme met basis 2 van het aantal kwartalen sinds schoolverlaten - 2

Tabel 2 somt de relevante parameters van het basismodel voor de kansen op werk op. Het intercept geeft weer dat een jaar na schoolverlaten de geschatte odds op werk 16 bedraagt. Dit kunnen we opnieuw omrekenen naar proportie (odds/1+odds) en resulteert in een geschatte kans van 94%. De variantieparameter op het tweede niveau geeft weer hoe groot de spreiding is op het niveau van de individuen. De variantieparameter voor het intercept is 15, wat overeenkomt met een

² De modelfit en voorspelde waarden blijven dezelfde, ongeacht de basis van de logaritme. De enige overweging om een logaritme met basis 2 en niet de natuurlijke logaritme te nemen was met het oog op een gemakkelijkere interpretatie van de onderliggende eenheid.

standaardafwijking van 3,9 (we bekomen dit door de vierkantswortel te nemen). Voor het intercept impliceren de parameters dat de logit voor werk een jaar na schoolverlaten voor 95% van de individuen ligt tussen de waarden -5,0 en 10,6 ($2,8 \pm 2 \cdot 3,9$); er is dus sprake van een erg ruime spreiding van de kansen over de individuen (voorspelde kans van 0,6% tot 100%).

De effectparameter van de tijdsvariabele betekent dat de odds op werk 2 keer groter worden bij elke verdubbeling van de tijd na schoolverlaten (bijvoorbeeld van het tweede naar het vierde kwartaal na schoolverlaten, of van het eerste naar het tweede jaar na schoolverlaten). Ook voor de tijdstrend is de variantieparameter relatief groot: de geschatte logit ligt voor 95% van de individuen tussen de waarden -1,9 en 3,3 ($0,7 \pm 2 \cdot 1,3$), wat overeenkomt met een odds ratio tussen 0,15 en 27. Niet voor alle individuen is dan ook sprake van een positieve of opwaartse trend in de kans op werk, voor sommigen neemt de kans op werk af over de tijd.

De rol van opleidingsniveau

Om de hypothesen te testen, voegen we aan bovenstaande basismodel het opleidingsniveau van de schoolverlaters toe. In een eerste stap voegen we enkel het hoofdeffect van het opleidingsniveau (als categorische variabele) toe. Dit model heeft een beduidend lagere BIC-waarde en dus een betere modelfit. Om evenwel te kunnen toetsen of de verandering in de kans op werk over de tijd verschilt naargelang het opleidingsniveau, nemen we de interactie tussen het opleidingsniveau en de tijd mee op in het model. Dit resulteert ook in een betere modelfit, zoals de dalende BIC-waarden in Tabel 3 hieronder aangeven.

Tabel 3. Modelfit van de logistische multilevel groeimodellen ter verklaring van de tewerkstellingskans over de tijd

	BIC
Basismodel (logaritme van het kwartaal sinds schoolverlaten + kwartaal categorisch)	909.899
Basismodel + opleidingsniveau (15 categorieën)	889.435
Basismodel + opleidingsniveau * tijd	888.509
Opleidingsmodel + achtergrondkenmerken * tijd	884.749

Globale verschillen naar opleidingsniveau

Model 1 van Tabel 4 geeft de globale verschillen naar opleidingsniveau weer.

Tabel 4. Fixed effects van de multilevel modellen voor werkzaamheidsgraad en effect van opleidingsniveau (logistische regressie); effect-parameters en de geëxponentieerde effect-parameters (N=1.524.644, 69.302 personen)

	Model 1			Model 2						
	B	Exp(B)	Sig	Startniveau			Interactie – tijd			
				B	Exp(B)	Sig	B	Exp(B)	Sig	
Intercept° (ref: tso3)	3,53	34,16	***	3,83	46,14	***				
Kwartaal 2	0,05	1,05	***	0,05	1,05	***				
Kwartaal 3	-0,03	0,97	***	-0,04	0,96	***				
Kwartaal 4	-0,08	0,92	***	-0,08	0,92	***				
Tijd° (ref: tso3)	0,71	2,02	***				0,96	2,60	***	
vsv	-2,93	0,05	***	-3,24	0,04	***	-0,26	0,77	***	
buso	-1,50	0,22	***	-1,85	0,16	***	-0,29	0,74	***	
lt3	0,50	1,65	**	-0,33	0,72		-0,78	0,46	***	
dbso3	-1,06	0,35	***	-1,88	0,15	***	-0,71	0,49	***	
kso3/7	-2,55	0,08	***	-2,83	0,06	***	-0,23	0,80	***	
aso3/7	-2,27	0,10	***	-2,42	0,09	***	-0,12	0,89	***	
7tso	2,13	8,39	***	1,59	4,91	***	-0,43	0,65	***	
bso3	0,00	1,00		-0,34	0,71	***	-0,24	0,79	***	
7bso	0,89	2,45	***	0,49	1,63	***	-0,34	0,71	***	
bso4	3,27	26,27	***	2,50	12,14	***	-0,57	0,57	***	
pba	2,73	15,31	***	2,18	8,84	***	-0,43	0,65	***	
pba+	3,62	37,26	***	2,69	14,79	***	-0,66	0,52	***	
aba	-0,99	0,37	***	-0,68	0,51	**	0,26	1,29	**	
ma	1,97	7,20	***	2,06	7,88	***	0,06	1,06	*	
ma+	2,84	17,10	***	2,02	7,50	***	-0,62	0,54	***	

° Tijd: logaritme met basis 2 van de tijd sinds schoolverlaten (in kwartalen) – 2, zodat het intercept staat voor het vierde kwartaal na schoolverlaten.

Variatieparameters M1: intercept 13,0 tijd 1,9 (cor: 0,45); M2: intercept 12,8 tijd 1,9 (cor: 0,44)

Gebruikte schattingsmethode: omwille van convergentiemoeilijkheden bij de schatting van deze modellen, wijzigden we de standaard schattingsmethode en konden de modellen sneller en met minder iteraties worden geschat (nloptwrap als optimizer, resultaten bekomen met de standaard schattingsmethode zijn evenwel erg gelijkaardig, afwijkingen beperken zich doorgaans tot een verschuiving van maximaal 1 in het tweede cijfer na de komma).

De odds op werken zijn enerzijds groter naarmate schoolverlaters langer op de schoolbanken doorbrachten, zo nemen de odds op werken bijvoorbeeld toe als we van de derde graad BSO naar een zevende jaar BSO (ruim 2 keer groter) naar een vierde graad BSO (26 keer groter) gaan.

Hetzelfde zien we bij de schoolverlaters met een diploma van het TSO: met een zevende jaar zijn de odds op werk 8 keer groter dan met een diploma van het zesde jaar. De absolute grootteorde van de genoemde verschillen lijkt groot, maar dat is omdat het gaat om conditionele effecten.³

Daarnaast speelt erg duidelijk het verschil tussen algemeen gericht en beroepsgericht onderwijs: de odds op werk voor schoolverlaters met een diploma van ASO of KSO is ongeveer 10 keer kleiner dan met een diploma TSO (indien ze dezelfde niet-geobserveerde kenmerken hebben, zie laatste voetnoot). Verder is er weinig verschil tussen schoolverlaters van het TSO en BSO indien ze maximaal een diploma van het zesde jaar hebben; de betere kansen voor de schoolverlaters van een zevende jaar BSO zijn niet zo sterk als die voor een zevende TSO; een vierde graad BSO biedt dan weer de hoogste kansen op werk, hoger dan voor de schoolverlaters van het TSO.

Ook in het hoger onderwijs komt dit fenomeen sterk naar voor: de gediplomeerden van een professionele bachelor hebben een erg hoge kans op werk, voor schoolverlaters met een masterdiploma liggen die kansen iets lager, en voor de schoolverlaters met maximaal een academische bachelor zijn de kansen het laagst – voor hen zijn de tewerkstellingskansen wel nog hoger dan voor de schoolverlaters uit het ASO of KSO, maar heel wat minder goed dan voor deze uit het technisch of beroepsonderwijs.

De schoolverlaters zonder kwalificatie van het gewoon voltijds secundair onderwijs tenslotte hebben beduidend lagere kansen op werk, met evenwel een uitzondering. De schoolverlaters van de leertijd hebben bijzonder goede kansen op werk, zelfs nog beter dan de schoolverlaters met een diploma van de derde graad TSO of BSO.

³ Het gaat om conditionele effecten, waarbij alle andere variabelen gelijk blijven. In een multilevel model impliceert dit ook het gelijk blijven van het groepslidmaatschap, daarom worden de conditionele effecten ook als *within-person* effecten beschouwd. Voor intra-individuele effecten, bij variabelen die kunnen veranderen over de tijd, is de interpretatie nog logisch, maar hier gaat het om een level2-effect. Concreet dienen de effect parameters voor het opleidingsniveau te worden geïnterpreteerd als een vergelijking tussen personen met verschillend opleidingsniveau maar met dezelfde combinatie van niet-geobserveerde tijdsinvariante kenmerken (in bijzonder: zelfde *random intercept* en *random slope* voor tijd). Die laatste zijn evenwel niet op dezelfde wijze verdeeld over de groepen. Een effect gemiddeld over de populatie (en over de niet-geobserveerde individuele kenmerken) heen (ook marginale effecten genoemd) biedt in deze context wellicht een meer inzichtelijke inschatting van de verschillen naar opleidingsniveau. Daarom berekenen we later (op basis van het volgende model) ook de voorspelde kansen die dergelijke gemiddelde interpretatie over de populatie hebben. In de context van een lineair multilevel model dient bij de interpretatie van de effect-parameters dit onderscheid niet te worden gemaakt, omdat daar de conditionele effecten gelijk zijn aan de marginale effecten (het is door de logit transformatie dat bij een logistisch multilevel model deze interpretatiemoeilijkheid zich aandient).

Evolutie verschillen naar opleidingsniveau

Deze bevindingen houden evenwel nog geen rekening met hoe de verschillen over de tijd kunnen veranderen. Daarvoor bekijken we de resultaten van het tweede model van Tabel 4, waarin de interactie tussen het opleidingsniveau en de tijdstrend is opgenomen.

Toevoeging van de interactie tussen het opleidingsniveau en de tijd verandert het intercept en het effect voor de tijdsvariabele. Deze parameters beschrijven nu het traject dat de schoolverlaters van het zesde TSO doorlopen: een jaar na schoolverlaten bedraagt hun odds op werk bijna 50, en voor elke verdubbeling in de tijd worden hun odds op werk 2,6 keer groter.

De effectparameters voor de schoolverlaters met de andere diploma's drukken het verloop van het traject uit in vergelijking met de schoolverlaters van de derde graad TSO (referentiegroep van de analyse) (met dezelfde niet-geobserveerde kenmerken, zie laatste voetnoot). Zo is het startniveau van de schoolverlaters van het zevende jaar TSO hoger ($227 = 46,1 \times 4,9$), maar is de toename over de tijd minder groot ($1,7 = 2,6 \times 0,6$).

Globaal komen de algemene verschillen in de kansen op werk van het eerste model in grote mate terug in de verschillende startniveaus naar gelang het opleidingsniveau. Meest opvallend hebben de schoolverlaters met een beroepsgerichte opleiding op het niveau van het secundair onderwijs (zowel TSO, BSO) beduidend betere startkansen dan de schoolverlaters van een meer algemeen gerichte opleiding (ASO, KSO). Hetzelfde blijkt op het niveau van het hoger onderwijs, wanneer we de professionele bachelors vergelijken met de academische bachelors of masters. Daarenboven resulteert een verdere specialisatie (langere opleidingsduur) binnen eenzelfde opleidingstype in hogere startkansen (zowel in TSO, als BSO, als voor PBA en MA). Schoolverlaters uit de leertijd moeten verder niet onderdoen voor de schoolverlaters van de derde graad BSO. Schoolverlaters van het DBSO daarentegen doen het veel minder goed; zij blijken erg weinig voordeel te halen uit hun beroepsgerichte opleiding.

Op het vlak van groei over de tijd zijn er daarentegen heel wat verschillen die niet aan het licht komen met de eerste modelspecificatie. Meest opvallend biedt een beroepsgerichte opleiding hier geen voordeel, eerder integendeel. De schoolverlaters van de derde graad TSO kennen van alle schoolverlaters van het secundair onderwijs de sterkste toename in hun tewerkstellingskans over de tijd. De schoolverlaters van het ASO doen het net minder goed. Voor de schoolverlaters van het KSO en van het BSO is de toename in de tewerkstellingskans het meest beperkt. Ook het effect van opleidingsduur gaat in de richting van lagere groei in de tewerkstellingskans over de tijd, zowel binnen het TSO als binnen het BSO.

Op het niveau van het hoger onderwijs komen dezelfde tendensen in de mate van verandering in de tewerkstellingskans naar voor, waarbij de meer algemeen geschoolden (aba, ma) meer vooruitgang maken over de tijd dan de meer beroepsgericht geschoolden (pba). Tevens blijkt verdere specialisatie op de langere termijn minder op te brengen (pba+ en ma+). Dus ook op dit onderwijsniveau blijkt dat de toename op langere termijn het kleinst is voor de groepen met betere tewerkstellingskans op de korte termijn.

Bij de schoolverlaters zonder kwalificatie van het gewoon voltijds secundair onderwijs is het beeld iets anders: zij combineren een lagere tewerkstellingskans bij aanvang van de arbeidsloopbaan met

een beperktere toename daarin op langere termijn. Zo neemt voor de schoolverlaters van het DBSO en van de leertijd de kans op werk minder snel toe dan voor de schoolverlaters van de derde graad BSO. Voor de vroegtijdig schoolverlaters en deze van het BuSO is de lagere groei minder dramatisch.

Tabel 5. Voorspelde tewerkstellingskansen op bepaalde momenten (x tijd na schoolverlaten), naargelang het behaalde onderwijsdiploma, op basis van het logistisch multilevel groeimodel

	1 ^e kwartaal	1 jaar	2 jaar	3 jaar	4 jaar	5 jaar
vsv	33%	43%	50%	55%	58%	59%
buso	44%	57%	65%	68%	70%	71%
lt3	70%	80%	83%	83%	82%	82%
dbso3	57%	65%	68%	70%	71%	71%
kso3/7	36%	47%	54%	58%	60%	62%
aso3/7	38%	50%	57%	61%	63%	65%
tso3	51%	69%	78%	82%	84%	84%
7tso	72%	86%	90%	91%	91%	90%
bso3	54%	72%	79%	81%	83%	83%
7bso	62%	79%	85%	86%	87%	87%
bso4	81%	91%	93%	94%	94%	94%
pba	75%	90%	93%	94%	94%	94%
pba+	85%	94%	96%	96%	96%	96%
aba	41%	58%	67%	74%	78%	80%
ma	61%	83%	90%	91%	92%	92%
ma+	79%	90%	92%	92%	92%	92%

Gedeeltelijk bevestigen de resultaten wel de hypothesen, in het bijzonder zien we dat schoolverlaters uit de beroepsgerichte opleidingen doorgaans een relatief goede start hebben, maar op lange termijn ondervinden een aantal van hen minder vooruitgang in de tewerkstelling. De vraag die zich stelt is of dit wel erg is, aangezien juist de groepen met kleinere groei de groepen zijn met hogere start. Voor geen enkele opleidingsgroep wordt de groei ook negatief in absolute termen. Veel hangt dan af van de relatieve verhouding tussen start en groei of concreter het moment waarop voordelen in nadelen kunnen omslaan.

In Tabel 5 hierboven worden daarom de geschatte kansen op tewerkstelling voor de verschillende opleidingscategorieën op bepaalde tijdstippen weergegeven. Op basis van die cijfers blijkt duidelijk dat schoolverlaters met een kwalificatie van de leertijd of het DBSO een lagere kans op werk hebben dan schoolverlaters van de derde graad BSO, terwijl deze het onmiddellijk na schoolverlaten relatief goed deden. Deze twee opleidingsgroepen kennen evenwel de laagste vooruitgang over de tijd waardoor hun relatieve positie na verloop van tijd verslechtert ten opzichte van het BSO. Ook het verschil met de ongekwalificeerde schoolverlaters vermindert over de tijd, maar gezien deze laatsten zo bijzonder laag startten, blijft de arbeidspositie van de schoolverlaters met een combinatie leren en werken 5 jaar na schoolverlaten beter.

De schoolverlaters van het ASO en KSO vormen op het vlak van tewerkstelling na de ongekwalificeerde schoolverlaters de meest problematische groep, dat is zo meteen na

schoolverlaten, maar ook nog zo na 5 jaar op de arbeidsmarkt (wanneer respectievelijk 65% en 62% van hen aan het werk is). Deze opleidingscategorieën blijken niet meer vooruitgang te boeken dan de meer beroepsgericht opgeleiden van het secundair onderwijs. De wat beperktere vooruitgang vanuit het BSO dan het TSO vertaalt zich evenmin in belangrijke achterstanden na 5 jaar op de arbeidsmarkt.

Ook in het hoger onderwijs, waar de meer algemeen geschoolden wel een snellere groei in de tewerkstelling hebben dan de meer beroepsgeschoolden (vergelijk pba met aba en pba+ met ma), blijkt de minder goede start na schoolverlaten duidelijk nog niet uitgewist na 5 jaar op de arbeidsmarkt.

Al met al is de ondersteuning voor de gestelde hypothese op basis van deze bevindingen eerder partieel te noemen. Schoolverlaters uit opleidingen uit algemener gerichte opleidingen in het hoger onderwijs kennen meer vooruitgang op de arbeidsmarkt op langere termijn dan deze uit meer beroepsgerichte opleidingen. In het secundair onderwijs maken de schoolverlaters van TSO meer vooruitgang dan die van het BSO. Tot zover komen de resultaten overeen met de verwachtingen. Schoolverlaters uit het ASO en KSO kennen daarentegen geen verbetering van hun relatieve positie ten aanzien van de meer beroepsgericht opgeleiden. En bijkomend blijken de verschillen in de trends over de tijd te klein om op 5 jaar tijd na schoolverlaten al grote veranderingen in de “rangorde” tussen de opleidingscategorieën teweeg te brengen. Op dit laatste vormen de schoolverlaters van de leertijd en het DBSO wel de uitzondering omdat ze het onmiddellijk na schoolverlaten relatief goed doen, maar 5 jaren later blijkt een diploma TSO of BSO van de derde graad wel beter.

De rol van achtergrondkenmerken

In een volgende stap voegen we de achtergrondkenmerken toe aan bovenstaande model, om a) na te gaan of de bevindingen over de rol van het opleidingsniveau van hierboven standhouden en b) te bekijken welke andere kenmerken van de schoolverlaters samenhangen met verschillen in de trajecten in de tewerkstellingskansen.

Het opleidingsniveau blijft veruit de belangrijkste verklarende variabele in het model met controle voor de achtergrondkenmerken, zowel voor wat betreft de initiële kansen op werk als de verandering daarin over de tijd. Over het algemeen worden de effectparameters voor de verschillende categorieën van opleidingsniveau iets kleiner, wat betekent dat een beperkt deel van de verschillen in werkkansen naargelang de opleiding te verklaren valt op basis van de achtergrondkenmerken. Dit is evenwel niet het geval voor alle effectparameters, zo is er weinig afname of soms zelfs toename in de effecten voor schoolverlaters met een kwalificatie van de leertijd, het zevende jaar TSO of BSO, de vierde graad BSO, of de academische bachelor of master. De meest opvallende verandering in het effect van opleidingsniveau door controle voor de achtergrondkenmerken is de omkering van het effect van BuSO: schoolverlaters uit het BuSO hebben niet langer lagere maar hogere kansen op snelle tewerkstelling na schoolverlaten dan schoolverlaters van het zesde jaar TSO. Ook op langere termijn is de trend voor BuSO niet langer negatief na controle voor de achtergrondkenmerken. Blijkbaar heeft de groep schoolverlaters uit

het BuSO erg specifieke achtergrondkenmerken die ertoe bijdragen dat ze minder gemakkelijk starten op de arbeidsmarkt. Verder zijn de initiële kansen op werk voor de schoolverlaters van het zesde BSO niet langer statistisch significant lager dan die van het zesde TSO. Ondanks al deze verschuivingen veranderen de hiervoor geformuleerde conclusies met betrekking tot verschillen tussen meer beroepsgerichte en meer algemene studies niet.

De belangrijkste voorspellers van de kansen op werk onmiddellijk na schoolverlaten (in termen van verklaarde variantie) zijn, na het opleidingsniveau, de arbeidsintensiteit in het huishouden voor schoolverlaten, de herkomst en de controlevariabele voor missings op OKI. De schoolverlaters in gezinnen met een hogere werkintensiteit zijn meteen na schoolverlaten meer aan de slag. De schoolverlaters met een buitenlandse herkomst daarentegen blijken op dat ogenblik minder vaak aan het werk. De schoolverlaters waarvoor de OKI-gegevens niet beschikbaar zijn, vormen duidelijk geen a-selecte groep, aangezien ze beduidend lagere kansen op werk na schoolverlaten laten optekenen. Verder zijn de kansen op werk ook lager voor vrouwen dan mannen en voor schoolverlaters met een hooggeschoolde moeder.

De mate van progressie in de jaren na schoolverlaten wordt dan weer het meest verklaard door het al dan niet student zijn en de gezinspositie in het jaar voor schoolverlaten en geslacht. Met name de schoolverlaters die reeds voor schoolverlaten samenwoonden of alleenwoonden en niet als student meetellen voor de sociale zekerheid (door leeftijd of werk) maken minder vooruitgang. Het zijn dus de ideaaltypische schoolverlaters die nog bij de ouders woonden voor wie de eerste jaren na schoolverlaten de meeste toename in de kansen op werk wordt opgetekend. De kansen op werk nemen verder minder toe tijdens de eerste jaren na schoolverlaten voor vrouwen dan voor mannen. Andere effecten zijn beduidend minder groot, niet altijd even consistent, en bespreken we hier niet verder (cijfers in tabel in bijlage).

Arbeidstrajecten van schoolverlaters: Salarisniveau

Startmodel – modellering algemene tijdstrend

In Tabel 6 staan diverse modellen opgelijst om de algemene tijdstrend in het salarisniveau van schoolverlaters te modelleren. Een vergelijking van de modellen met de tijd sinds schoolverlaten als ofwel categorische (M1) ofwel als lineaire voorspeller (M2) met het random intercept model (M0) laat duidelijk zien dat tijd een belangrijke factor is (sterke afname van de BIC-waarden).

Tabel 6. Modelfit voor verschillende modelleringen van de tijdstrend voor salarisniveau van schoolverlaters

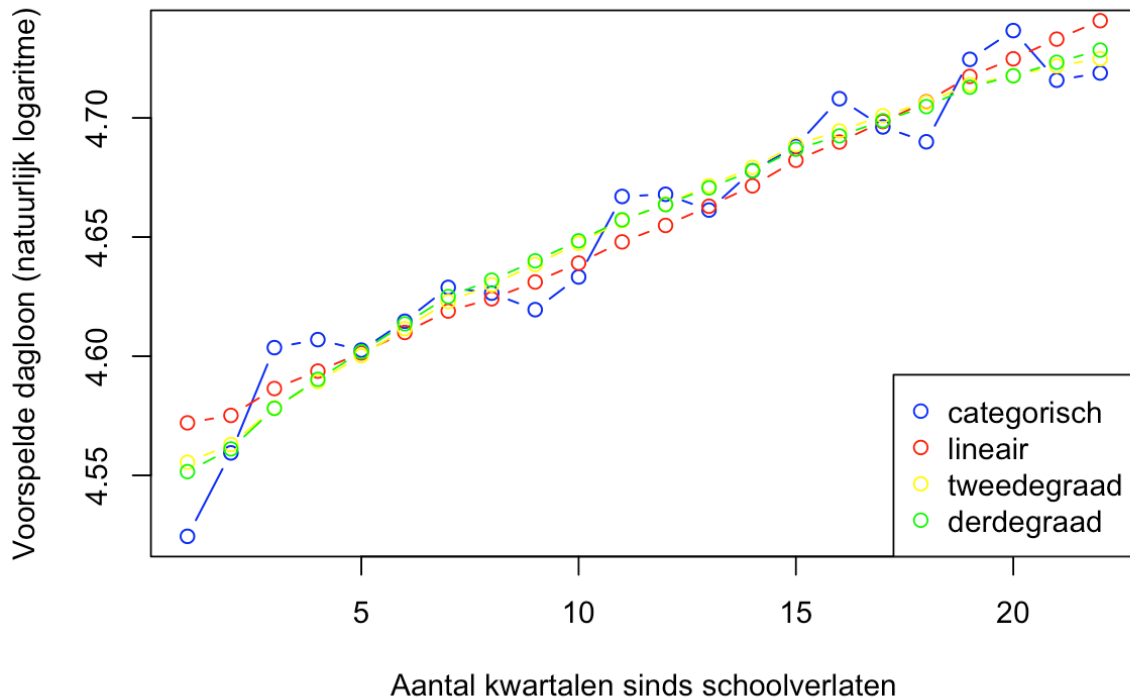
	Voorspellers	Aantal tijdsparameters	Variantie	BIC
M0	Intercept	-	Random intercept	-784.970
M1	Kwartaalobservatie (22 categorieën)	21	=M0	-944.316
M2	Tijd sinds schoolverlaten (lineair)	1	=M0	-931.947
M3	=M2	1 + 1 (+1)	=M0 + random slope tijd	-1.131.825
M4	=M2 + tijd ²	2 + 1 (+1)	=M3	-1.137.014
M5	=M4	2 + 2 (+3)	=M3 + random slope tijd ²	-1.215.255
M6	=M4 + tijd ³	3 + 2 (+3)	= M5	-1.215.444
M7	=M6	3 + 3 (+6)	=M5 + random slope tijd ³	-1.263.978
M8	Tijd sinds schoolverlaten (logaritme)	1	Random intercept	-930.882
M9	=M8	1 + 1 (+1)	=M8 + random slope tijd (log)	-1.135.134
M10	Tijd sinds schoolverlaten (vierkantswortel)	1	Random intercept	-936.575
M11	=M10	1 + 1 (+1)	=M10 + random slope tijd (vw)	-1.149.384
M12	=M11 + kwartaal v/h jaar (4 categorieën)	5 + 1 (+1)	=M11	-1.155.569

Vertrekkend van het model met de tijd als lineaire voorspeller en een random intercept (M2) blijkt het toevoegen van een random slope te resulteren in een beter model. De evolutie over de tijd in het salarisniveau wordt evenwel niet afdoende gevat met een lineaire trend. Dit kunnen we afleiden uit het feit dat het model met de tijd als categorische voorspeller (M1) een beduidend lagere BIC-waarde heeft dan met een lineaire tijdstrend (M2), terwijl het aantal te schatten parameters heel wat hoger is (waarvoor wordt gecorrigeerd in de berekening van BIC).

Daarom gaan we verder op zoek naar de vorm die de tijdstrend gemiddeld aanneemt. Naast de lineaire tijdstrend, schatten we ook polynomiale vormen. Te beginnen met een tweedegraadsfunctie: toevoeging van een tweedegraadsterm (M4) blijkt het model statistisch significant te verbeteren (dit zien we ook in de verdere afname van BIC). Een random slope voor die tweedegraadsterm resulteert verder in een beter model (M5). Ook een derdegraadsterm (M6) mét random slope (M7) blijkt statistisch significant. Opvallend is dat de modelfit telkens wel

verbetert wanneer een hogeregraadsterm wordt toegevoegd aan een model, maar dat die verbetering vooral groot is wanneer een random slope wordt toegevoegd.

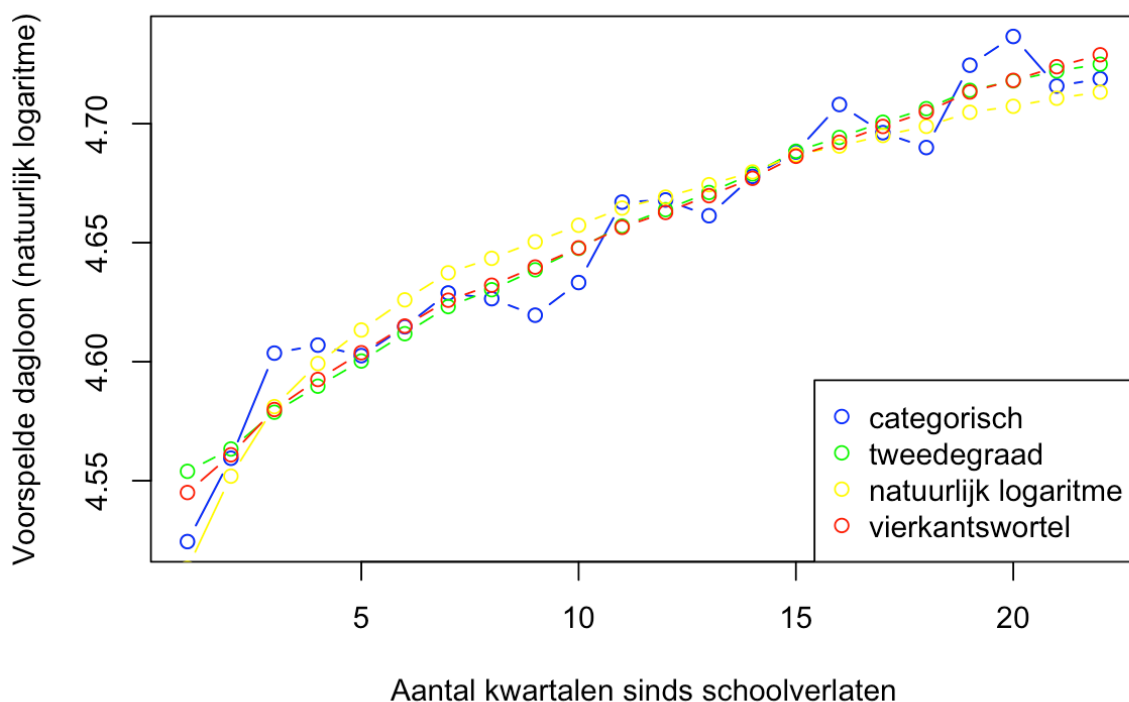
Figuur 8. Modellerings tijdstrend voor dagloon (1)



In Figuur 8 krijgen we te zien hoe de verschillende polynomiale tijds effecten zich vertalen naar voorspelde waarden. Een lineaire tijdstrend (rood in de grafiek) blijkt met name in de beginperiode na schoolverlaten het gemiddelde salarisniveau (in blauw) slecht te benaderen. Het is duidelijk dat daar de tweedegraad- en derdegraadsmodellering het beter doen. Tussen een tweede- en derdegraadstrend blijkt het verschil evenwel erg klein. Daarom dat we verder gaan met de tweedegraadsfunctie.

Omdat de schatting van het salarisniveau niet helemaal adequaat wordt gevat door de polynomiale trends, en omdat deze in het bijzonder onvoldoende de sterke initiële toename kunnen vatten, testten we ook enkele alternatieve modelleringen van de tijd uit die met name geschikt zijn om een vertragende verandering te meten: een logaritmische tijdsfunctie en een machtswortel van de tijd. Deze beide modelleringen van de trend in salarisniveau staan afgebeeld in Figuur 9, samen met de tweedegraads tijdstrend. De logaritmische functie (in geel) lijkt beter dan de tweedegraadsfunctie het lagere salarisniveau onmiddellijk na schoolverlaten mee te kunnen nemen, maar deze verbetering gaat gepaard met een minder goede benadering van het gemiddelde salarisniveau later naar het einde van de observatieperiode. De vierkantswortel van de tijd (in rood) geeft evenwel een erg goede benadering van de tweedegraadsmodellering met bijkomend een iets betere modellering onmiddellijk na schoolverlaten.

Figuur 9. Modelling tijdstrend voor dagloon (2)

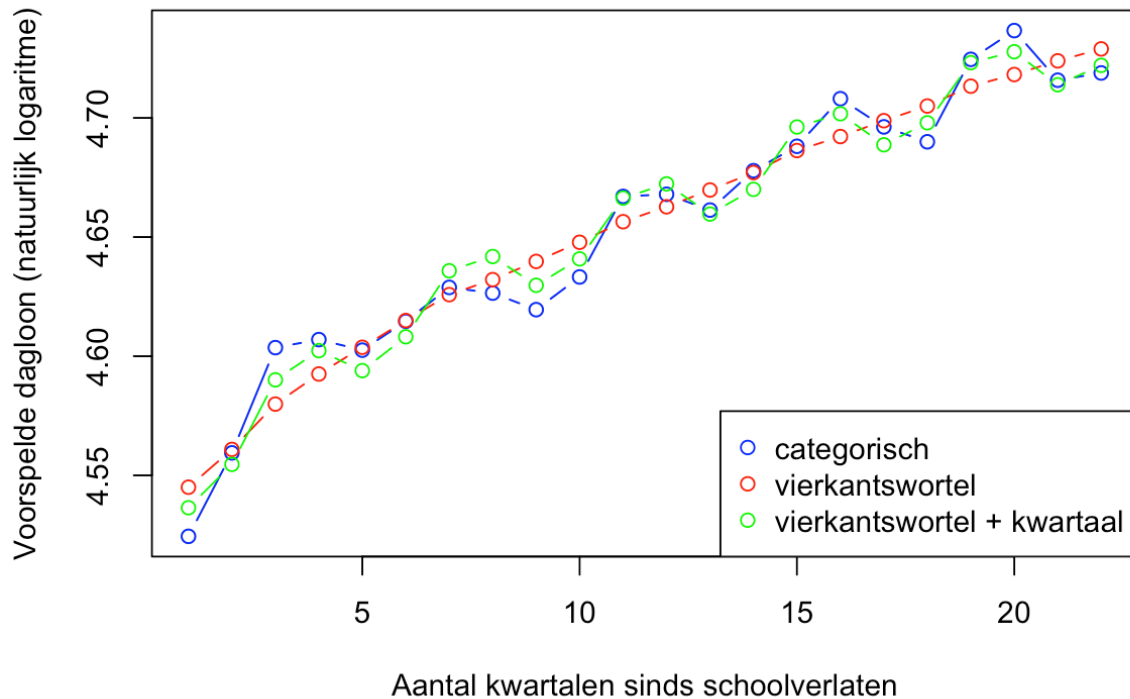


Ook de modelfit blijkt erg goed van een model waarin de tijdstrend door middel van de vierkantswortel van het kwartaal wordt gevat (zie Tabel 6). Zo is het random intercept model met de vierkantswortel van de tijd (M10) beter dan het lineaire model (M2). Het model met bijkomend een random slope voor de vierkantswortel van de tijd (M11) is zelfs beter dan het tweedegraadsmodel met random slope voor lineaire tijd (M4). Voordeel van dit model als finaal model is dat de volledige tijdstrend ook in een enkele parameter kan worden gevat, wat niet alleen voor de level o-effecten maar in het bijzonder ook voor de random slope specificatie van de tijdstrend resulteert in een spaarzamer model.

We zien tenslotte op de grafieken dat er naast een duidelijk opwaartse trend ook sprake is van fluctuaties. Er lijkt een zekere systematiek in te zitten, zo herhaalt zich om de 4 observaties een gelijkaardig patroon, met telkens in het eerste en tweede kwartaal van een kalenderjaar een piek. We schatten daarom bijkomend het kwartaaleffect (M12) wat inderdaad statistisch significant blijkt (Tabel 6). Onderstaande Figuur 10 geeft de schattingen over de tijd van het salarisniveau van de tijdsmodellering met de vierkantswortel van de tijd en het kwartaal van het jaar (M12) weer in groen. We zien een golvend patroon waarbij de piekwaarde telkens na het tweede kwartaal van

het jaar zakt om daarna weer toe te nemen.⁴ Met deze tijdsmodellering blijkt het geobserveerde patroon in het gemiddelde salarisniveau (in blauw) vrij goed benaderd te worden.

Figuur 10. Modellering tijdstrend voor dagloon (3)



Basismodel

Om de trend over de tijd te meten nemen we dus de vierkantswortel van de tijd als voorpeller. Dit impliceert dat de toename over de tijd steeds minder groot wordt als men verder in de tijd gaat. De effectparameter geeft voor deze tijdsvariabele (de impact van een stap van 1 op deze tijdsvariabele) de verandering in het salarisniveau wanneer bijvoorbeeld het eerste kwartaal wordt vergeleken met het vierde kwartaal (2^2), maar evengoed het vierde kwartaal met het negende (3^2), of het negende met het zestiende kwartaal (4^2). Het effect van de vierkantswortel formuleren we

⁴ Een verklaring voor de kwartaalfluctuaties hebben we niet onmiddellijk. Dat het aan indexeringsmechanismen zou liggen lijkt ons onwaarschijnlijk, omdat we hetzelfde beeld kregen wanneer we gebruik maken van het relatieve loon ten aanzien van de volledige populatie (salarisdecil). Dat het te maken heeft met een specifiek verloop in functie van de duur dat de schoolverlaters op de arbeidsmarkt zijn testten we eveneens, maar ook in een model dat controleert voor de anciënniteit bij de werkgever blijft het kwartaaleffect overeind.

op verkorte wijze ook als de verandering in het salarisniveau gedurende het eerste jaar na schoolverlaten (van 1^e naar 4^e kwartaal na schoolverlaten).

We hebben de tijdsvariabele in de analyses tevens gecentreerd. Centreren van voorspellers wordt aangeraden in (complexe) multilevelmodellen om de schatting van de parameters te vergemakkelijken. We centreerden niet op het gemiddelde tijdstip, wel op 4 kwartalen na schoolverlaten. Hierdoor kan de waarde van het intercept worden geïnterpreteerd als het geschatte salarisniveau op 1 jaar na schoolverlaten.

Omdat de afhankelijke variabele niet het salarisniveau maar wel het natuurlijk logaritme van het salarisniveau is, exponentiëren we ook de bekomen effectparameters. Deze hebben een relatief gemakkelijke interpretatie en laten toe uitspraken te doen in termen van de *proportionele* verandering in het salarisniveau.

Tabel 7. Multilevel groeimodel voor salarisniveau (natuurlijk logaritme); effect-parameters (B) en de geëxponentieerde effect-parameters (exp(B))

	B	Exp(B)	Sign
Intercept	4,575	97,002	***
Tijd sinds schoolverlaten°	0,054	1,056	***
Kwartaal 2	0,000	1,000	
Kwartaal 3	-0,020	0,980	***
Kwartaal 4	-0,017	0,983	***
L2 varianties: intercept, tijdstrend, correlatie	0,061	0,006	-0,35
L1 variantie residu	0,016		

Aantal observaties: 1.188.212, aantal personen: 65.611

Tijd sinds schoolverlaten: vierkantswortel van het aantal kwartalen sinds schoolverlaten - 2

Het intercept geeft het gemiddelde salarisniveau over alle schoolverlaters een jaar na schoolverlaten aan: 97 euro dagloon. Nemen we de variantie van het intercept mee in beschouwing, dan kunnen we stellen dat voor 95% van de schoolverlaters dit startloon ligt tussen 59,2 en 158,9 euro (interval $\exp(4,08) - \exp(5,07)$), waarbij die cijfers het resultaat zijn van: $4,575 + / - 2 * 0,025$, waarbij 0,025 de vierkantswortel is van de variantie van het intercept).

De effectparameter voor de geschatte tijdstrend kunnen we als volgt interpreteren: in het eerste jaar na schoolverlaten neemt het loon gemiddeld met 5,6% toe. Deze tijdstrend is globaal genomen positief. Met behulp van de L2 variantieparameter voor de tijdstrend zien we dat deze evenwel niet voor iedereen positief is over de tijd: voor 95% van de schoolverlaters ligt de tijdstrend binnen het interval van -0,107 tot 0,215 ($=0,054 \pm 2*0,08$, waarbij 0,08=standaardafwijking, welke we bekomen door de vierkantswortel te nemen van de variantie).

Tot slot duiden de effectparameters om de fluctuatie in het salaris over de kwartalen in kaart te brengen vooral op een verschil tussen kwartalen 1 en 2 enerzijds en kwartalen 3 en 4 anderzijds. In

het tweede deel van elk kalenderjaar ligt het salarisniveau zo'n 2% lager dan in het eerste deel van elk kalenderjaar (naast de algemene toename over de tijd die ook van toepassing is op die kwartalen).

De rol van opleidingsniveau

Vervolgens gaan we over naar de analyse van verschillen in het salarisniveau van schoolverlaters op basis van hun hoogst behaalde diploma. We voegen daarom aan het basismodel eerst het opleidingsniveau toe, en vervolgens ook de interactie tussen het opleidingsniveau en de tijd.

Tabel 8. Modelfit van de lineaire multilevel groeimodellen ter verklaring van het salaris over de tijd

	BIC	Model vergelijking (stapsgewijs)
Basismodel (vierkantswortel van het kwartaal sinds schoolverlaten + kwartaal categorisch)	-1.155.569	
Basismodel + opleidingsniveau (15 categorieën)	-1.187.840	Chi ² 32.617, df 15, p<0,001
Basismodel + opleidingsniveau * tijd (=opleidingsmodel)	-1.188.822	Chi ² 1.349, df 15, p<0,001
Opleidingsmodel + achtergrondkenmerken	-1.195.220	Chi ² 7.063, df 28, p<0,001
Opleidingsmodel + achtergrondkenmerken * tijd	-1.194.853	Chi ² 301, df 27, p<0,001

Chi-kwadraat testen van het verschil in de *log likelihood* van de modellen (laatste kolom in Tabel 8) geven aan dat het model met de interactie tussen opleidingsniveau en de tijdsvariabele het best past bij de data.

Globale verschillen naar opleidingsniveau

Met een eerste model in Tabel 9 bekijken we de verschillen tussen verschillende opleidingsniveaus globaal over de tijd zonder tijdsvariabele verschillen mee in rekening te brengen. Net als bij de kans op werk zien we voor het salarisniveau dezelfde tendensen terugkeren op vlak van verschillen naargelang de opleidingsduur als naargelang het opleidingstype.

Om te beginnen met de opleidingsduur: wanneer schoolverlaters een diploma hebben van een langere opleiding binnen hetzelfde opleidingstype, blijkt zich dit te vertalen in een hoger salaris in de eerste jaren op de arbeidsmarkt. Zo verdient een schoolverlater met een diploma van een zevende jaar TSO gemiddeld 3,7% meer dan een schoolverlater met een diploma van het zesde jaar TSO. Bij de afgestudeerden uit het BSO zien we eveneens een toename in het loon van de derde graad, naar het zevende jaar, naar de vierde graad. Ook in het hoger onderwijs blijken de schoolverlaters meer te verdienen als ze nog iets bijdeden na hun professionele bachelor of na hun

master. De hoogste lonen zijn weggelegd voor de schoolverlaters met een master na master of doctoraatsdiploma, dat diplomaniveau geeft 48,8% hoger loon dan een TSO-opleiding.

Tabel 9. Effect van opleidingsniveau in de multilevel groeimodellen voor salarisniveau (natuurlijk logaritme); effect-parameters (B) en de geëxponentieerde effect-parameters (exp(B)) (N=1.188.212, 65.611 personen)

	Model 1			Model 2						
	B	Exp(B)	Sign	Startniveau			Interactie – tijd			
				B	Exp(B)	Sign	B	Exp(B)	Sign	
Intercept° (ref: tso3)	4,490	89,142	***	4,492	89,312	***				
Kwartaal 2	0,000	1,000		0,000	1,000					
Kwartaal 3	-0,020	0,980	***	-0,020	0,980	***				
Kwartaal 4	-0,017	0,983	***	-0,017	0,983	***				
Tijd° (ref: tso3)	0,055	1,056	***				0,053	1,054	***	
vsv	-0,104	0,901	***	-0,107	0,899	***	0,002	1,002	*	
buso	-0,079	0,924	***	-0,044	0,957	***	-0,027	0,973	***	
lt3	-0,069	0,933	***	-0,082	0,922	***	0,010	1,010	*	
dbso3	-0,045	0,956	***	-0,035	0,966	***	-0,008	0,992	**	
kso3/7	-0,101	0,904	***	-0,101	0,904	***	0,000	1,000		
aso3/7	-0,027	0,973	***	-0,042	0,959	***	0,011	1,011	***	
7tso	0,036	1,037	***	0,048	1,049	***	-0,009	0,991	***	
bso3	-0,019	0,981	***	0,000	1,000		-0,015	0,985	***	
7bso	-0,001	0,999		0,019	1,020	***	-0,016	0,984	***	
bso4	0,174	1,189	***	0,193	1,213	***	-0,016	0,984	***	
pba	0,157	1,170	***	0,154	1,166	***	0,003	1,003	*	
pba+	0,252	1,287	***	0,251	1,285	***	0,001	1,001		
aba	0,109	1,116	***	0,092	1,096	***	0,013	1,013	**	
ma	0,284	1,328	***	0,253	1,288	***	0,024	1,024	***	
ma+	0,398	1,488	***	0,387	1,472	***	0,008	1,009	***	

° Tijd: vierkantswortel van de tijd sinds schoolverlaten (in kwartalen) – 4, zodat het intercept staat voor het vierde kwartaal na schoolverlaten.

Variatieparameters M1: intercept 0,042 tijd 0,006 (cor: -0,50) ; M2: intercept 0,045 tijd 0,006 (cor: -0,49)

Daarnaast zijn er opnieuw verschillen naargelang het type onderwijs, waarbij schoolverlaters uit algemeen gerichte opleidingen minder verdienen dan schoolverlaters uit meer beroepsgerichte opleidingen, zowel op het niveau van het secundair onderwijs, als in het hoger onderwijs. Schoolverlaters met een ASO- of KSO-diploma verdienen minder dan deze met een TSO- of BSO-

diploma. Verder blijken de schoolverlaters uit het TSO net iets meer te verdienen dan die uit het BSO (bij vergelijking met dezelfde opleidingsduur; verschil is evenwel niet statistisch significant voor zevende jaren), maar verdienen de schoolverlaters van de vierde graad BSO (voorloper van het HBO5) wel 18,9% meer dan deze van het TSO, waarbij ze zelfs meer verdienen dan de schoolverlaters met een bachelordiploma.

Bekijken we tenslotte de combinatie leren en werken, dan blijken beide vormen een iets hoger loon te bieden dan ongekwificeerd uitstromen, maar minder dan de beroepsgerichte opleidingen van het voltijds secundair onderwijs. Opvallend in vergelijking met de kansen op werk, vormt een kwalificatie van de leertijd hier geen uitzondering in de positieve zin, maar geeft dit een bijna 7% lager loon dan een diploma van het zesde TSO.

Evolutie verschillen naar opleidingsniveau

Het tweede model in Tabel 9 splitst het effect van opleidingsniveau op in verschillen in een startniveau en verschillen in de trend (interactie met de tijdsvariabele). Op het vlak van de startsalarissen (niveau een jaar na schoolverlaten) blijven de gevonden verschillen van het vorige model grotendeels overeind. Wat wel anders is, is dat een diploma van het BSO niet langer lager uitvalt dan van de derde graad TSO.

In termen van de verandering over de tijd in het salarisniveau, nuanceert dit model verder een aantal van de eerdere bevindingen. De BSO-gediplomeerden hebben van alle schoolverlaters van het secundair onderwijs de kleinste groei in salaris tijdens de eerste jaren op de arbeidsmarkt. Verschillen tussen derde graad, zevende jaar en vierde graad BSO zijn er enkel in termen van de initiële start op de arbeidsmarkt, veel minder in termen van de groei. De opleidingsduur maakt voor de verdere ontwikkeling in het salaris bijgevolg niet zo'n groot verschil al is ze wel van belang bij de startniveaus. Dat impliceert ook dat de initiële verschillen binnen het BSO op basis van de opleidingsduur over de tijd dezelfde blijven.

De TSO-opleidingen kennen alle een snellere groei dan de BSO-opleidingen. Ook voor de kwalificaties van het TSO geldt dat een zevende jaar zich vertaalt naar een hoger startsalaris, maar niet naar meer groei, integendeel is de groei daar zelfs iets minder dan voor de derde graad TSO.

Bij de laaggeschoolden en de groep die werken en leren combineerde is het startloon erg laag, maar blijkt de groei niet voor alle groepen beperkt. De schoolverlaters van het DBSO scoren slecht op zowel het startloon als de daaropvolgende vooruitgang. Voor de schoolverlaters met een kwalificatie van de leertijd is de loonvoortgang wel relatief goed. Zij kennen een nog minder goede start, maar een betere trend dan deze van BSO3. Hierdoor kunnen deze schoolverlaters relatief snel hun initiële achterstand op het DBSO en de derde graad BSO inlopen; na enkele jaren op de arbeidsmarkt hebben ze deze groepen bijgebeend.

Anders dan bij de modellen voor de werkzaamheidsgraad, blijken de ASO-ers op langere termijn wel meer voordeel te doen dan al de andere schoolverlaters van het secundair onderwijs.

Naast hogere startniveaus hebben de hooggeschoolden tevens meer toename in hun salaris over de tijd, en dat het meest bij de meer algemeen geschoolden (academische bachelor en master). De

sterkste groei zit bij de masterdiploma's, die een jaar na schoolverlaten reeds een 29% hoger loon geven dan een tso3-opleiding maar met de tijd groeit het loon ook nog eens sterker, zo is de groei in het loon in het eerste jaar na schoolverlaten 2,4% groter dan met een tso3-diploma. Ook voor de gediplomeerden van het hoger onderwijs geldt, net als voor deze van het secundair onderwijs, dat een langere opleidingsduur wel resulteert in een hoger startloon, maar niet in meer maar juist minder groei in het vervolgtraject (vergelijk pba met pba+ en ma met ma+).

Tabel 10. Voorspelde salarisniveau (bruto dagloon) op bepaalde momenten (x tijd na schoolverlaten), naar gelang het behaalde onderwijsdiploma, op basis van het lineair multilevel groeimodel

	1 ^e kwartaal	1 jaar	2 jaar	3 jaar	4 jaar	5 jaar
vsv	76	83	86	89	91	94
buso	84	87	88	89	91	92
lt3	75	83	87	91	95	98
dbso3	82	89	92	94	96	98
kso3/7	77	83	86	88	91	93
aso3/7	82	88	93	96	100	103
tso3	85	91	95	98	101	103
7tso	90	94	98	100	103	105
bso3	86	91	93	95	97	99
7bso	88	92	95	97	99	100
bso4	105	110	112	115	117	119
pba	99	105	110	113	117	120
pba+	108	115	120	124	128	131
aba	96	102	106	109	114	117
ma	108	117	124	130	135	140
ma+	124	133	139	144	149	154

Globaal vertaalt een hoger opleidingsniveau en een langere opleidingsduur binnen de opleidingstypes zich vooral in initieel hogere lonen. Het groeitempo is het meest afhankelijk van de opleidingstypes, waarbij het loon van de meer algemeen opgeleiden sterker toeneemt dan dat van de meer beroepsgericht opgeleiden. De snelste salaristoename over de tijd vinden we immers bij de meer algemeen gerichte opleidingen: derde graad ASO, academische bachelor en masteropleiding. De meest beperkte toename over de tijd situeert zich bij het BuSO gevolgd door de 3 BSO-opleidingen uit het secundair onderwijs. Op basis van deze resultaten kunnen we de hypothese dat schoolverlaters die meer algemeen georiënteerd onderwijs volgden zich beter kunnen handhaven, en in de vroege loopbaan gaat het om verbeteren, voor wat betreft het salarisniveau, heel sterk onderschrijven.

Omwille van de verschillende trends over de tijd naargelang het behaalde diploma, vallen vergelijkingen tussen opleidingscategorieën verschillend uit naargelang het tijdstip dat wordt beschouwd. Om dit alles te verduidelijken wordt in Tabel 10 voor elke opleidingscategorie het voorspelde salarisniveau weergegeven op een aantal tijdstippen (van het eerste kwartaal tot 5 jaar na schoolverlaten). Zo kunnen we zien dat waar schoolverlaters met een ASO-diploma minder hoog starten dan deze uit het TSO en BSO (derde graad en zevende jaar), 5 jaar na schoolverlaten de achterstand op het BSO al is bijgebeend, en de afstand tot het TSO al in grote mate gedicht.

Schoolverlaters uit de vierde graad BSO doen het erg goed bij start, beter zelfs dan deze met een professionele bachelordiploma, maar na 4 jaar halen de professionele bachelors hen in. Pba+ schoolverlaters starten op gelijke voet met deze met een masterdiploma, maar al vanaf een jaar na schoolverlaten ontstaat een duidelijke achterstand.

De rol van achtergrondkenmerken

Als laatste stap schatten we 2 modellen voor het salarisniveau op basis van het voorgaande model met naast de effecten van het opleidingsniveau ook de effecten van de achtergrondkenmerken. In een eerste stap voegden we de hoofdeffecten voor elk van de achtergrondkenmerken toe aan het vorige model, wat in een betere modelfit resulteert (Tabel 8). Vervolgens voegden we bijkomend voor elk van de achtergrondkenmerken de interactie met de tijdsvariabele toe. Dit laatste model geeft een statistisch significant betere modelfit (op basis van de log likelihood vergelijking), maar blijkt toch niet zo veel meer toe te voegen dan het model met enkel de hoofdeffecten van de achtergrondkenmerken (getuige de toename van de BIC-waarde die het aantal gebruikte parameters mee in rekening brengt).

In de modellen met bijkomende controle voor de achtergrondkenmerken valt op dat de effecten van het opleidingsniveau weinig veranderen. Aan de conclusies die we hierboven formuleerden verandert bijgevolg niets. Dit is niet zo verrassend, of toch minder verrassend dan het op het eerste zicht mogelijk lijkt, gezien de gebruikte modellen (multilevel groeimodellen) vrij stabiele schattingen kunnen maken ongeacht niet-geobserveerde kenmerken, zoals bij de methodologie ook al werd aangehaald. Enige uitzondering die kan worden genoteerd, is dat de effectparameter voor BuSO niet langer negatief, maar wel positief is: de startlonen van BuSO-leerlingen blijken na controle voor de achtergrondkenmerken niet langer lager te zijn dan van de leerlingen met een diploma van het zesde leerjaar TSO. Deze leerlingen hebben blijkbaar een specifieke achtergrond die ertoe bijdraagt dat hun startpositie op de arbeidsmarkt iets minder succesvol is. Voor de meer inhoudelijke vergelijkingen die in dit rapport centraal staan (beroepsgericht versus algemeen) zijn er evenwel geen wijzigingen.

Een tweede reden waarom deze modellen interessant zijn, is omdat ze een ruimer beeld kunnen geven van welke andere achtergrondkenmerken een rol spelen in de trajecten van schoolverlaters op de arbeidsmarkt. Naast het diploma is het geslacht de variabele die het grootste deel van de variantie in zowel het startniveau als de tijdstrend kan verklaren. Vrouwen hebben niet enkel een lager startloon dan mannen van eenzelfde opleidingsniveau, hun loon neemt ook minder snel toe, waardoor de verschillen tussen mannen en vrouwen toenemen naarmate ze langer de school hebben verlaten. De variabelen diploma en geslacht worden gevolgd door (op lange afstand) het op basis van de KSZ-data al dan niet beschouwd worden als student voor schoolverlaten en de gezinspositie voor schoolverlaten (verschillen wijzen op de rol van de levensfase: wie reeds aan het werk was voor schoolverlaten en niet langer bij de ouders inwoont, heeft wel een hoger startloon maar maakt nadien minder progressie), de anciënniteit (een hoger loon naarmate men langer bij dezelfde werkgever werkt) en de arbeidsintensiteit op huishoudniveau voor schoolverlaten (wat

aangeeft dat wie opgroeit in een gezin met werkende ouders betere loontrajecten na schoolverlaten kent).

De overige indicatoren voor de gezinsachtergrond en het verloop van de schoolloopbaan tijdens het secundair onderwijs verklaren heel wat minder van de variantie bovenop de reeds vernoemde variabelen. De bekomen resultaten voor deze individuele variabelen geven globaal ook niet alle een even logische interpretatie. Daarom bespreken we ze hier niet verder; de effectparameters zijn wel te vinden in de tabel in de bijlage.

Conclusies

Gebruik makende van data afkomstig van administratieve onderwijsdatabanken en daaraan gekoppelde socialezekerheidsgegevens, analyseerden we de arbeidsmarktervaringen van de schoolverlaterscohort van 2008 in Vlaanderen. We gebruikten de arbeidsmarktregistraties per kwartaal die toelaten de individuele trajecten op de arbeidsmarkt in detail te reconstrueren vanaf het moment van schoolverlaten tot ruim vijf jaar later.

De centrale onderzoeksvragen die we vanuit de literatuur en het recente onderzoek trachtten na te gaan zijn: 1) Verminderen de initiële voordelen voor beroepsopgeleide jongeren ten opzichte van de algemeen opgeleiden na enkele jaren op de arbeidsmarkt? 2) Gaat dit op voor zowel de tewerkstellingskansen als het loon?

De resultaten van de uitgevoerde analyses bieden heel wat elementen om beide vragen bevestigend te beantwoorden. Tegelijk zijn er ook enkele nuances te maken.

Schoolverlaters met een kwalificatie van een meer beroepsgerichte opleiding blijken relatief goede kansen te hebben op de arbeidsmarkt onmiddellijk na schoolverlaten: een beroepsgerichte opleiding verhoogt, net zoals een hoger opleidingsniveau of langere opleidingsduur, zowel de kansen op het vlak van tewerkstelling als het salarisniveau. Concreet hebben schoolverlaters van een derde graad of zevende jaar BSO globaal iets lagere kansen dan deze van TSO (bij vergelijking met dezelfde opleidingsduur), maar hebben al deze beroepsgericht opgeleiden beduidend hogere startniveaus dan de schoolverlaters van ASO en KSO. Binnen elke onderwijsvorm geldt dat de kansen hoger liggen bij langere opleidingsduur, een zevende jaar levert dus een betere startsituatie op, en de beste kansen blijken er te zijn voor de schoolverlaters van de vierde graad BSO. Deze laatsten doen het zelfs beter dan de professionele bachelors, die het dan weer beter doen dan de academische bachelors. Een bachelor na bachelor doet het eveneens beter dan een masterdiploma op het vlak van onmiddellijke kans op werk na schoolverlaten, qua salaris starten beide hogergeschoolde categorieën op gelijke voet.

Wat opgaat voor het startniveau, is niet waar voor de mate waarin in de eerste jaren na schoolverlaten verdere vooruitgang wordt gemaakt op de arbeidsmarkt.

Voor wat betreft het salarisniveau, ondersteunen de bevindingen volledig de gestelde hypothese dat een algemene vorming niet onmiddellijk maar wel op langere termijn voordelen biedt. Schoolverlaters van het BSO kennen een minder snelle groei in het salaris (zonder verschillen naar opleidingsduur) dan schoolverlaters van het TSO, en schoolverlaters van het ASO doen het op iets langere termijn op de arbeidsmarkt beter dan de meer beroepsgericht opgeleide schoolverlaters van het secundair onderwijs. Ook in het hoger onderwijs stellen we hetzelfde patroon vast dat de meer algemeen geschoolden (academische bachelor, master) na verloop van tijd evenveel en zelfs meer gaan verdienen dan de professionele bachelors die meteen na schoolverlaten het hoogste startsalaris hebben.

Op het vlak van tewerkstelling zijn de tendensen in toenameverschillen naargelang de oriëntatie van de opleiding minder groot. De kansen op werken nemen voor de schoolverlaters van het BSO minder toe dan voor deze van het TSO, maar het is niet zo dat de schoolverlaters van ASO op langere termijn dezelfde of betere tewerkstellingsperspectieven bekomen als al de meer beroepsgericht opgeleiden van het secundair onderwijs. Schoolverlaters van de derde graad TSO kennen de grootste groei na schoolverlaten, gevolgd door deze van ASO die op hun beurt meer groei kennen dan deze van BSO.

De opleidingsduur speelt op het vlak van de tewerkstellingskansen (en minder voor het salarisniveau) bovendien een grotere bijkomende rol in de mate van groei tijdens de eerste jaren na schoolverlaten. Voor de opleidingstypes met langere opleidingsduur is er minder groei in de tewerkstellingskansen: de kansen van schoolverlaters van de vierde graad BSO nemen minder sterk toe dan die van deze van het zevende jaar BSO dan die van de derde graad. Net die types hebben onmiddellijk na schoolverlaten evenwel hogere tewerkstellingskansen. Wanneer we de opleidingsduur beschouwen als aanwijzing voor de mate van specialisatie, dan biedt deze bevinding wel verdere ondersteuning voor de hypothese dat de voordelen van een beroepsgerichte vorming op langere termijn minder worden in vergelijking met een meer algemene opleiding.

In het hoger onderwijs blijken de meer algemeen geschoolden wel meer vooruitgang te maken in tewerkstellingskansen dan de meer beroepsgericht geschoolden: de professionele bachelors gaan minder vooruit dan de academische bachelors en de schoolverlaters met een bachelor na bachelor doen het eveneens minder goed op dat vlak dan deze met een masterdiploma.

Verder volgen de schoolverlaters met een kwalificatie van het DBSO en de leertijd erg verschillende trajecten op de arbeidsmarkt. Voor de schoolverlaters van de leertijd valt op dat zij onmiddellijk na schoolverlaten relatief goede tewerkstellingskansen hebben, maar met een bijzonder laag loon. Over de tijd nemen voor hen die tewerkstellingskansen niet zo sterk toe, maar op het vlak van loon weten ze zichzelf wel sterk te verbeteren tijdens de eerste jaren op de arbeidsmarkt. DBSO-schoolverlaters volgen een heel ander traject: hun kansen op werk zijn minder goed, en ook hun loon stijgt minder snel, al is hun startsalaris minder laag dan bij de schoolverlaters van de leertijd. Dat niet alle DBSO-schoolverlaters voldoende relevante werkervaring verwerven tijdens hun opleiding, kan mogelijk aan de basis liggen van hun beperktere tewerkstellingskansen.

Wat beide combinaties van werken en leren gemeenschappelijk hebben is dat de kansen op werk over de tijd weinig verbeteren, terwijl de andere schoolverlaters veel meer vooruitgaan. De relatief goede inschatting die gemaakt wordt in de VDAB-studie (2016) van de kansen op de arbeidsmarkt van deze schoolverlaters, valt daarom minder positief uit als op iets langere termijn wordt gekeken.

Ook al valt de vergelijking met de derde graad BSO niet zo goed uit, wel liggen de kansen op werk en het salarisniveau van de schoolverlaters met een kwalificatie van werken en leren ver voor op die van de ongekwalificeerde schoolverlaters.

Globaal bieden de bevindingen steun voor de vrees dat schoolverlaters uit een beroepsgerichte opleiding mogelijk over minder bagage beschikken om op langere termijn op de arbeidsmarkt mee te kunnen draaien. In het bijzonder is de beroepsoriëntatie van de gevolgde opleiding van belang voor het salarisniveau op langere termijn. Achterstanden voor beroepsopgeleiden (in secundair en

hoger onderwijs) op dat vlak ontstaan niet onmiddellijk maar wel vanaf enkele jaren op de arbeidsmarkt. Op het vlak van tewerkstellingskansen komt in het hoger onderwijs eveneens het verwachte verschil tussen algemeen en beroepsgericht opgeleiden naar voor. De tewerkstellingskansen van algemeen opgeleiden in het secundair onderwijs lopen daarentegen niet in op die van de anderen, maar binnen de beroepsgerichte opleidingen van het secundair blijkt wel dat het voordeel van een sterkere beroepsoriëntatie (BSO versus TSO, zevende jaar versus derde graad) minder wordt op langere termijn (al worden initiële verschillen na 5 jaar op de arbeidsmarkt nog niet gedicht).

Ons onderzoeksdesign tot slot heeft een aantal troeven in vergelijking met veel van het recente onderzoek. a) We analyseerden patronen van verandering gedurende de eerste jaren op de arbeidsmarkt, waarbij we niet louter tewerkstelling bekijken maar ook het loon als een bijkomende indicator van arbeidsmarktsucces meenemen en de resultaten voor beide indicatoren vergelijken. b) We gebruikten multilevel groeimodellen voor de analyse van longitudinale data, waardoor we de intra-individuele verandering over de tijd kunnen analyseren, in plaats van met een cross-sectioneel design vergelijkingen tussen personen van verschillende leeftijden te maken. c) We onderscheidden voor de verschillende vormen van onderwijs zeer gedetailleerde onderwijscategorieën, waardoor we verschillende vormen van beroepsgerichte opleiding op het niveau van zowel het secundair als het hoger onderwijs kunnen vergelijken, in plaats van alle vormen van beroepsgericht onderwijs in één categorie samen te nemen.

Een duidelijke beperking van dit onderzoek is evenwel dat de arbeidsloopbaantrajecten maar ruim 5 jaar vanaf het moment van schoolverlaten kunnen worden opgevolgd. Mogelijk ook mede daardoor vonden we op het vlak van tewerkstellingskansen geen inhaalbeweging voor de algemeen opgeleiden uit het secundair onderwijs. Andere (cross-sectionele) studies bestuderen een veel ruimere leeftijdsgroep, en mogelijk is nog niet meteen in de vroege loopbaan het probleem van veroudering van de beroepsopleiding aan de orde, maar wordt dit vooral later in de loopbaan duidelijker. In onze studie is nog geen sprake van afname van de tewerkstellingskans over de eerste jaren na schoolverlaten, terwijl de studies waarvan sprake wellicht in het bijzonder de uitstroom van ouderen bij de eindloopbaan oppikken.

BIJLAGEN

Tabel 11. Effect van opleidingsniveau en achtergrondkenmerken in de multilevel groeimodellen voor werkzaamheidsgraad (logistische regressie); effect-parameters (B) en de geëxponentieerde effect-parameters (exp(B)) (N=1.524.644, 69.302 personen)

	B	exp	sign	B	Exp	sign
(Intercept)	3,42	30,61	***			
Tijd sinds schoolverlaten°				1,10	2,99	***
<u>Kwartaal (1=ref)</u>						
- Kwartaal 2	0,05	1,05	***			
- Kwartaal 3	-0,04	0,96	***			
- Kwartaal 4	-0,08	0,92	***			
<u>Opleidingsniveau (tso3=ref)</u>						
- vsv	-2,43	0,09	***	-0,22	0,80	***
- buso	0,71	2,03	***	0,00	1,00	
- lt3	-0,33	0,72	.	-0,81	0,44	***
- dbso3	-1,30	0,27	***	-0,60	0,55	***
- kso3/7	-2,61	0,07	***	-0,20	0,82	**
- aso3/7	-2,21	0,11	***	-0,11	0,90	***
- 7tso	1,63	5,13	***	-0,43	0,65	***
- bso3	-0,09	0,91		-0,24	0,79	***
- 7bso	0,75	2,11	***	-0,31	0,74	***
- bso4	2,84	17,17	***	-0,40	0,67	***
- pba	1,99	7,31	***	-0,39	0,68	***
- pba+	2,51	12,26	***	-0,46	0,63	***
- aba	-0,75	0,47	***	0,35	1,42	***
- ma	1,84	6,31	***	0,11	1,12	***
- ma+	1,88	6,56	***	-0,33	0,72	***
<u>Buitenlandse herkomst (Belgisch = ref)</u>						
- EU	-0,66	0,52	***	-0,05	0,95	.
- Europese niet-EU	-1,16	0,31	***	-0,12	0,89	.
- Maghreb of Turkije	-1,07	0,34	***	-0,26	0,77	***
- Andere	-1,36	0,26	***	-0,02	0,98	
<u>Geslacht: vrouw</u>	-0,56	0,57	***	-0,15	0,86	***
<u>Arbeidsintensiteit op huishoudniveau voor sv</u>	1,30	3,67	***	-0,01	0,99	
(missings arbeidsintensiteit)	-0,80	0,45	***	0,01	1,01	
<u>Gezinspositie voor sv (inwonend = ref)</u>						
- alleenwonend	-0,56	0,57	***	-0,24	0,79	***
- samenwonend	-0,20	0,82	.	-0,34	0,71	***
- andere	0,07	1,07		0,02	1,02	
<u>Geen student voor schoolverlaten</u>	-0,05	0,95		-0,44	0,64	***
(missings op alle oki indicatoren)	-2,49	0,08	***	-0,30	0,74	***
<u>Taal ouders (enkel NI = ref)</u>						

- Nederlands + andere taal	-0,35	0,70 **	0,19	1,20 ***
- geen Nederlands	-0,74	0,47 ***	0,17	1,19 ***
<u>Schooltoelage</u>	0,10	1,10	-0,04	0,96 .
<u>Kansarme buurt</u>	-0,32	0,73 ***	-0,03	0,97
<u>Opleidingsniveau moeder</u> (hoger secundair = ref)				
- geen lager onderwijs	0,25	1,28 *	-0,12	0,89 *
- lager onderwijs	0,20	1,23 *	-0,10	0,91 **
- lager secundair onderwijs	0,15	1,17 *	-0,04	0,96
- hoger onderwijs	-1,47	0,23 ***	-0,03	0,97
(missings opleidingsniveau moeder)	-0,37	0,69 ***	-0,05	0,95
(missings op schoolloopbaan indicatoren)	0,03	1,03	0,01	1,01
<u>B-attest</u>	-0,08	0,92	0,01	1,01
<u>C-attest</u>	0,21	1,23 **	0,04	1,04
<u>Zittenblijven na B-attest</u>	0,13	1,14	0,01	1,01
<u>Zittenblijven niet na B-attest</u>	-0,33	0,72 ***	-0,06	0,94 *

° Tijd sinds schoolverlaten: logaritme met basis 2 van het kwartaal na schoolverlaten – 2

Variatieparameters: intercept 11,9 tijd 1,9 (cor: 0,43)

Tabel 12. Effect van opleidingsniveau en achtergrondkenmerken in de multilevel groeimodellen voor salarisniveau (natuurlijk logaritme); effect-parameters (B) en de geëxponentieerde effect-parameters (exp(B)) (N=1.188.212, 65.611 personen)

	B	exp	sign	B	Exp	sign
(Intercept)	4,502	90,197	***			
Tijd sinds schoolverlaten°				0,048	1,049	***
<u>Kwartaal (1=ref)</u>						
- Kwartaal 2	0,000	1,000				
- Kwartaal 3	-0,020	0,980	***			
- Kwartaal 4	-0,017	0,983	***			
<u>Opleidingsniveau (tso3=ref)</u>						
- vsv	-0,106	0,899	***	0,008	1,008	***
- buso	0,025	1,025	**	-0,017	0,983	***
- lt3	-0,092	0,912	***	0,011	1,011	**
- dbso3	-0,064	0,938	***	0,000	1,000	
- kso3/7	-0,083	0,920	***	0,002	1,002	
- aso3/7	-0,037	0,963	***	0,012	1,012	***
- 7tso	0,048	1,049	***	-0,008	0,992	***
- bso3	-0,002	0,998		-0,012	0,988	***
- 7bso	0,022	1,022	***	-0,014	0,986	***
- bso4	0,210	1,234	***	-0,011	0,989	***
- pba	0,171	1,186	***	0,002	1,002	
- pba+	0,244	1,276	***	0,004	1,004	
- aba	0,088	1,093	***	0,015	1,015	**
- ma	0,258	1,294	***	0,024	1,024	***
- ma+	0,359	1,431	***	0,013	1,013	***
<u>Buitenlandse herkomst (Belgisch = ref)</u>						
- EU	-0,007	0,993	*	0,002	1,002	
- Europese niet-EU	-0,019	0,981	*	-0,007	0,993	*
- Maghreb of Turkije	0,029	1,029	***	-0,006	0,994	**
- Andere	-0,030	0,970	***	-0,002	0,998	
<u>Geslacht: vrouw</u>	-0,087	0,917	***	-0,006	0,994	***
<u>Arbeidsintensiteit op huishoudniveau voor sv</u>	0,035	1,036	***	0,003	1,003	**
(missings arbeidsintensiteit)	-0,026	0,974	***	-0,005	0,995	*
<u>Gezinspositie voor sv (inwonend = ref)</u>						
- alleenwonend	0,048	1,049	***	-0,005	0,995	*
- samenwonend	0,094	1,098	***	-0,008	0,992	***
- andere	0,023	1,023	**	0,000	1,000	
<u>Geen student voor schoolverlaten</u>	0,045	1,046	***	-0,007	0,993	***
(missings op alle oki indicatoren)	-0,079	0,924	***	-0,006	0,994	*
<u>Taal ouders (enkel NI = ref)</u>						
- Nederlands + andere taal	-0,016	0,984	**	0,006	1,006	*

- geen Nederlands	-0,012	0,988 *	0,005	1,005 *
<u>Schooltoelage</u>	0,001	1,001	0,002	1,002
<u>Kansarme buurt</u>	-0,009	0,991 **	0,000	1,000
<u>Opleidingsniveau moeder (hoger secundair = ref)</u>				
- geen lager onderwijs	0,015	1,015 *	-0,012	0,988 ***
- lager onderwijs	0,009	1,009 *	-0,003	0,997 *
- lager secundair onderwijs	-0,001	0,999	0,002	1,002
- hoger onderwijs	-0,018	0,982 ***	0,004	1,004 *
(missings opleidingsniveau moeder)	0,004	1,004	-0,005	0,995 *
(missings op schoolloopbaan indicatoren)	0,061	1,063 ***	0,011	1,011 **
<u>B-attest</u>	-0,021	0,979 ***	0,005	1,005 ***
<u>C-attest</u>	0,016	1,016 ***	-0,003	0,997
<u>Zittenblijven na B-attest</u>	0,016	1,016 ***	-0,006	0,994 **
<u>Zittenblijven niet na B-attest</u>	-0,005	0,995	-0,004	0,996 **
<u>Gewerkt voor schoolverlaten</u>	0,019	1,019 ***	0,000	1,000
<u>Anciënniteit</u>	0,005	1,005 ***		

° Tijd sinds schoolverlaten: vierkantswortel van het kwartaal na schoolverlaten - 2

Varianteparameters: intercept 0,038 tijd 0,006 (cor: -0,52)

Bibliografie

- Bishop, J.H. & F. Mane (2004). The Impacts of Career-Technical Education on High School Labor Market Success. *Economics of Education Review*, 23, 4: 381- 402.
- Bol, T. & H.G. van de Werfhorst (2013). Educational Systems and the Trade-Off between Labor Market Allocation and Equality of Educational Opportunity. *Comparative Education Review*, 57, 2: 285-308.
- Bonnal, L., S. Mendes & C. Sofer. 2002. School-to-Work Transition: Apprenticeship Versus Vocational School in France. *International Journal of Manpower* 23 (5): 426– 442.
- Breen, R. (2005). Explaining cross-national variation in youth unemployment: Market and institutional factors. *European Sociological Review*, 21(2), 125–134.
- Brunello, G. & L. Rocco (2015a). The effects of vocational education on adult skills and wages: What can we learn from PIAAC? *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, 168. Paris: OECD Publishing.
- Brunello, G. & L. Rocco (2015b): *The Labour Market Effects of Academic and Vocational Education Over the Life Cycle: Evidence from Two British Cohorts*. IZA Discussion Paper. Bonn: Institute for the Study of Labor.
- Creten, H., V. Van de Velde & J. Van Damme (2004). *De transitie van het initieel beroepsonderwijs naar de arbeidsmarkt met speciale aandacht voor de ongekwalificeerde onderwijsverlaters*. Leuven: HIVA-KULeuven.
- Conlon, G. (2001). *The differential in Earnings Premia between Academically and Vocationally trained males in the United Kingdom*. London: Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science.
- Cooke, L.P. (2003). A comparison of initial and early life course earnings of the German secondary education and training system. *Economics of Education Review*, 22, p.79-88.
- Crevits, H. (2014). *Onderwijs. Beleidsnota 2014-2019*. Brussel: Vlaams Parlement.
- Forster, A.G., T. Bol & H.G. van de Werfhorst (2016): Vocational Education and Employment over the Life Cycle. *Sociological Science*, 24, 3: 473-494.
- Giret, J.-F. (2011). Does Vocational Training Help Transition to Work? The ‘New French Vocational Bachelor Degree’. *European Journal of Education*, 46, 2: 244-256.
- Hampf, F. & Woessmann, L. (2016). *Vocational vs. General Education and Employment over the Life-Cycle: New Evidence from PIAAC*. Research Discussion Paper. Centre for Vocational Educational Research. London: London School of Economics & Political Science.
- Hanushek, E., L. Woessmann & L. Zhang (2011). General education, vocational education, and labor-market outcomes over the life-cycle. *NBER Working Paper Series*, 17504.

- Hanushek, E. A., G. Schwerdt, L. Woessmann & L. Zhang (2017). General education, vocational education, and labor-market outcomes over the life-cycle. *Journal of Human Resources*: 52, 1: 49-88.
- Iannelli, C. & D. Raffe (2007). Vocational Upper-Secondary Education and the Transition from School. *European Sociological Review* 23, 1: 49-63.
- Karasiotou, P. (2004). General education versus vocational training: How do they affect individual labour market performance? Cahiers du CEREC, Facultés universitaires Saint-Louis à Bruxelles, 2004/6.
- Lavrijsen J. & Nicaise I. (2014): *Life cycle patterns in the labour market returns to vocational education. Evidence from the LFS and PIAAC*. SSL Research Paper, SSL/2014.05/1.1.1 Leuven: Steunpunt Studie- en Schoolloopbanen.
- Lavrijsen J. & Nicaise I. (2017): Returns on vocational education over the life cycle: between immediate labour market preparation and lifelong employability. *International Review of Education* (forthcoming).
- McIntosh, S. & D. Morris (2016). *Labour Market Returns to Vocational Qualifications in the Labour Force Survey*. Londen: Centre for Vocational Educational Research, London School of Economics & Political Science.
- Müller, W. & Gangl, M. (2003). *Transitions from education to work in Europe—the integration of youth into EU Labour markets*. Oxford: Oxford University Press.
- Parey, M. (2009). *Vocational Schooling versus Apprenticeship Training — Evidence from Vacancy Data*. University of Essex and Institute for Fiscal Studies.
- Quintini, G. & T. Manfredi (2009). Going Separate Ways? School-to-Work Transitions in the United States and Europe. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, 90. Paris: OECD Publishing.
- Rekenhof (2014). *Afstemming tussen onderwijs en arbeidsmarkt, verslag van het Rekenhof aan het Vlaams Parlement*. Brussel: Vlaams Parlement.
- Ryan, P. (2001). The school-to-work transition: a cross-national perspective. *Journal of Economic Literature*, 39: 34-92.
- Shavit, Y. & W. Müller (2000). Vocational secondary education. *European Societies*, 2, 1: 29-50.
- Singer, J.D. & J.B. Willett (2003). *Applied longitudinal data analysis. Modelling change and event occurrence*. Oxford University Press.
- Verhaest, D. & S. Baert (2017). The effects of workplace learning in higher education on employment and match quality: Is there an early-career trade-off? *Empirical Economics*, forthcoming.
- Verhaest, D., J. Lavrijsen, W. Van Trier, I. Nicaise & E. Omey (2016). *General education, vocational education and skill mismatches: short-run versus long-run effects*. Leuven: Steunpunt Studie- en Schoolloopbanen.
- Verhaest, D. & E. Omey (2013). The relationship between formal education and skill acquisition in young workers' first jobs. *The Manchester School*, 81 (4), 638-659.

VDAB (2016). *Werkzoekende schoolverlaters in Vlaanderen - editie 2016. Duaal leren = arbeidskansen maximaliseren*. Brussel: VDAB Studiedienst.

Wolter, S. & P. Ryan (2011). Apprenticeship. In: E. A. Hanushek, S. Machin & L. Woessmann (eds.), *Handbook of the Economics of Education*, vol. 3: 521-576. Amsterdam: Elsevier.

Wolbers, M.H.J. (2007). Patterns of labour market entry. A comparative perspective on school-to-work transitions in 11 European countries. *Acta Sociologica*, 50, 3: 189–210.

Zimmermann, K.F., C. Biavaschi, W. Eichhorst, C. Giulietti, M.J. Kendzia, A. Muravyev, J. Pieters, N. Rodriguez-Planas & R. Schmidl (2013): Youth Unemployment and Vocational Training. *Foundations and Trends in Microeconomics*, 9, 1-2: 1-157.