

NAAR EEN NIEUWE MAATSTAF VOOR DE AANSLUITING TUSSEN ONDERWIJS EN ARBEIDSMARKT: EEN TOEPASSING VAN DE AANSLUITINGSSCORE OP SCHOOLVERLATERS IN BELGIË

DOOR | **SOFIE CABUS**

Onderzoeksinstituut voor Arbeid en Samenleving (HIVA), KU Leuven

1. INLEIDING

De transitie van het onderwijs naar de arbeidsmarkt is een belangrijke mijlpaal voor jongeren (Grosemans, Coertjes & Kyndt, 2017). Ze nemen onder andere beslissingen over hun loopbaan, verdienen een loon voor de verrichte arbeid, ontmoeten nieuwe collega's op de werkvloer en bouwen professionele netwerken uit. Literatuur toont aan dat de link tussen school en werk of de mismatch tussen opleiding en beroep bepalend is voor een succesvolle loopbaan (Baert et al., 2013; Damelang & Rug, 2023; Bol et al., 2019). De dynamiek van jongeren op de arbeidsmarkt is een bijzonder boeiend thema. Toch blijkt dat we momenteel maar beperkte kennis hebben over hoe afgestudeerden in België deze overgang maken (en ervaren). In Vlaanderen voert VDAB (2023) onderzoek uit naar pas afgestudeerden op de arbeidsmarkt, maar hun onderzoek beslaat slechts één jaar na het afstuderen, en ze kunnen geen conclusies trekken over de dynamiek van de beginnende loopbaan of over hoe goed het diploma aansluit bij de job.

In dit artikel presenteren we bewijsvoering over de aansluiting van schoolverlaters in België met hun job naar analogie met de methode beschreven in Bol et al. (2019). Met behulp van deze methode kunnen we een aansluitingscore berekenen in functie van het diploma enerzijds en anderzijds in functie van het uitgeoefende beroep. Daarmee wensen we de centrale onderzoeksvraag *'hoe goed het diploma van schoolverlaters aansluit bij de job'* te beantwoorden. We bekijken ook hoe de aansluitingscore tussen het diploma en de job verschilt naargelang het onderwijsgebied, en kijken bovendien naar de evolutie in passende jobs bij meerdere opeenvolgende jobs na schoolverlaten. We zullen hiervoor gebruik maken van panel data van de Enquête naar Arbeidskrachten (EAK) (2017-2023) van 27 327 schoolverlaters waarvan we hun onderwijs- en arbeidsmarktuitskomsten 3 tot 4 keer kunnen observeren over een periode van anderhalf jaar. Empirische toepassingen die gebruik maken van de panel datastructuur van de EAK, om onder andere de dynamiek van schoolverlaters op de arbeidsmarkt te presenteren, zijn nieuw. Pas sinds 2017 werd deze panel datastructuur geïmplementeerd in België.

Met de aansluitingsscore brengen we nieuwe bewijsvoering over schoolverlaters in (passende) jobs in België aan de hand van een indicator voor het meten van mismatch die rekening houdt met ingrediënten van zowel verticale als horizontale mismatch. Hiermee onderscheiden we ons van eerder onderzoek naar de mismatch tussen onderwijs en arbeidsmarkt in België. Zo werd overscholing bij de start van de loopbaan van schoolverlaters in Vlaanderen tien jaar geleden onderzocht op basis van enquêtes (bv. Baert et al., 2013; Sellami et al., 2018). Baert et al., (2013) volgen de korte-termijn arbeidsmarktresultaten van ongeveer 1.000 personen die deelnamen aan de SONAR-enquête (in 2003, 2005). Ze concluderen dat jongvolwassenen een zekere mate van mismatch bij het betreden van de arbeidsmarkt kunnen aanvaarden om zo werkloosheid te vermijden, maar dat overscholing bij het betreden van de arbeidsmarkt nadelig kan zijn voor verdere carrièrekansen. Hoewel de studie op dat moment uniek was, zijn de enquêtes waarop de auteurs hun resultaten baseren beperkt in steekproef en opvolging doorheen de tijd. Bovendien stopte SONAR in 2009 omwille van de complexiteit van de database.

Sellami et al. (2018) bestuderen verticale en horizontale mismatch (apart) en de invloed ervan op de lonen van Belgische schoolverlaters. Daartoe gebruiken ze ook de SONAR-data van ongeveer 3000 schoolverlaters in België met geboortejaren 1976, 1978 en 1980. De studie focust in het bijzonder op problemen in de empirie met in het bijzonder endogeniteit. Dit probleem impliceert dat mismatch gecorreleerd kan zijn met factoren die lonen bepalen. Bijvoorbeeld, lagere competenties van schoolverlaters kunnen resulteren in lagere lonen, terwijl lagere competenties ook in verband gebracht worden met onderwijsuitkomsten en mismatch. Zij zoeken een oplossing voor dit probleem door paneldatatechnieken te gebruiken. In dit artikel verkennen we ook de invloed van een hogere aansluitingsscore op de verloning van schoolverlaters en passen we paneldatatechnieken toe. Verder beschrijven Sellami et al. (2018) problemen met interne validiteit (meten we wat we willen meten) om mismatch te meten. Wij geloven dat ons artikel hier minder aan onderhevig is doordat we kijken naar ISCED en ISCO classificaties van diploma's en beroepen en hiervoor rekenen op de deskundigheid van STATBEL, de leverancier van de data van de EAK.

Nieuwe indicatoren verkennen voor het meten van mismatch is relevant en interessant omdat eerder onderzoek al aantoonde dat er in de huidige maatstaven tekortkomingen zitten en vatbaar zijn voor interpretatie (Sectie 2). De aansluitingsscore is eenvoudig om te berekenen en kan mits wat nuances ook worden ingezet in landen overstijgend onderzoek. We illustreren dit door in dit artikel de resultaten van België te vergelijken met eerdere resultaten over de aansluitingsscore in Frankrijk en Duitsland (Bol et al. 2019).

Dit artikel wordt gestructureerd als volgt. Allereerst duiken we in de literatuur over maatstaven om mismatch te meten in Sectie 2. In Sectie 3 beschrijven we de data, steekproefgrootte en definitie van schoolverlaters, daarna volgen er in Sectie 4 een beschrijving van de doelgroep van schoolverlaters. In Sectie 5 bestuderen we de werkzaamheidsgraad van schoolverlaters. Vervolgens kijken we naar de match tussen het diploma en de job (of aansluitingsscores) in Sectie 6. In deze sectie bestuderen we ook het verband tussen de aansluitingsscores en het lonen. Sectie 7 besluit.

2. MAATSTAVEN VAN MISMATCH

De aansluiting tussen onderwijs en arbeidsmarkt kan op verschillende manieren worden gemeten. Zo is er de maatstaf van overscholing, een indicator van verticale mismatch, waarbij men de scholingsgraad van de werknemer afzet tegenover de door de werkgever gevraagde scholingsgraad (Borghans en de Grip, 2000; Groot & Maassen van den Brink, 2000; Baert et al., 2013; Damelang & Rug, 2023). State-of-the-art literatuur kijkt ook naar horizontale mismatch (Sellami et al., 2017, 2018; Somers et al., 2019), mismatch van vaardigheden (Brunello & Wruuck, 2021; Cabus et al., 2021) en de school-naar-werk-koppeling (Bol et al., 2019). Studies over horizontale mismatch kijken in het bijzonder naar de fit tussen de job en studierichting. Ook kijken recente studies naar de fit tussen jobs en vaardigheden met bijzondere aandacht voor vaardigheden in STEM, sociale vaardigheden en groene vaardigheden (Cabus & Somers, 2017; Cabus et al., 2021, 2024). Vaardigheden blijken echter moeilijker te definiëren of te onderscheiden van scholingsgraad of diploma en af te zetten tegenover de door werkgevers gevraagde vaardigheden. Er bestaan zodoende wel wat uitdagingen om mismatch te meten tussen vaardigheden en jobs.

Auteurs gebruiken zowel subjectieve of zelf-gerapporteerde maatstaven van overscholing of horizontale mismatch. Verhaest & Omeij (2006, p.791) brachten over- en onderscholing in kaart voor Vlaanderen op basis van de 2001 SONAR-data (steekproefgrootte 3759) met behulp van drie verschillende maatstaven (Tabel 1): een subjectieve beoordeling door de werknemer zelf (Engels: worker self assessment of WA); job analyse (JA) en gerealiseerde matches (Engels: realized matches RM). De WA-methode kan zowel op een directe (DWA) als indirecte (IWA) manier worden bevestigd. Bij de directe methode wordt de vraag aan de respondent om in te schatten wat de meest gepaste scholingsgraad is om zijn/haar job uit te oefenen. Bij de indirecte WA-methode wordt er bijkomend gevraagd welke scholingsgraad er gevraagd werd in de vacature. Uit deze set van vragen worden ook de RM-statistieken afgeleid door de zelf-gerapporteerde scholingsgraad van de respondent te vergelijken met gemiddelde en modale scholingsgraden. De JA-statistieken worden gebaseerd op (onafhankelijke) inschattingen van job experts over de vereiste scholingsgraad om een beroep uit te oefenen.

TABEL 1: OVERSCHOLING EN ONDERSCHOLING IN VLAANDEREN

	Beoordeling werknemer (WA)		Beoordeling job experts (JA)	Gerealiseerde matches (RM)
	DWA	IWA		
Verticale mismatch				
Overscholing	26.4%	39.2%	50.6%	11.6%
Gepaste scholing	68.7%	57.4%	41.4%	67.9%
Onderscholing	4.9%	3.4%	8.0%	20.5%
Horizontale mismatch				
Match	59.2%	54.1%	74.4%	70.0%
Eerder match	25.0%		10.3%	
Mismatch	15.8%	24.5%	15.3%	30.0%
Geen onderwijsgebied vereist		21.4%		

Bron: Eigen verwerking van Verhaest & Omey (2006, p.791) en Sellami et al. (2018, p.158).

Tabel 1 presenteert opvallende verschillen in cijfers tussen de vier methoden. Verhaest en Omey (2006) en Sellami et al. (2018) voeren een discussie over het gebruik van verschillende methoden om mismatches te meten, waarbij zij aangeven dat de WA-methoden betrouwbaarder lijken dan de RM-methode. Daarnaast bepleiten zij het gezamenlijk gebruik van zowel de WA- als de JA-methode, waarbij de JA-methode kan fungeren als een geschikte controlemethode voor de robuustheid van WA-schattingen met betrekking tot het voorkomen van mismatch.

Verder kan men twijfelen aan de relevantie van statistieken over onderscholing, of tewerkgestelde personen met minder scholing voor de job dan gevraagd. Borghans en de Grip (2000) beargumenteren dat onderscholing voornamelijk een tijdelijk verschijnsel is, afhankelijk van de economische conjunctuur, en niet inherent structureel. Verhaest en Omey (2006) schrijven hierover dat 5% tot 8% van de werknemers feitelijk onderschoold is op basis van de SONAR-data, terwijl in realiteit tussen 0% en 3% structureel onderschoold blijkt te zijn.

Overscholing is daarentegen wél – althans ten dele – een indicator van structurele mismatch (Borghans & Grip, 2000), en daarom ook meer problematisch. Pasgang et al. (2018) schrijven hierover dat het opleidingsniveau van de beroepsbevolking in België weliswaar is gestegen, maar dat deze stijging niet heeft geleid tot een toename van het aantal overgeschoolde werknemers. Er zijn zelfs aanwijzingen dat de incidentie van overscholing op de Vlaamse arbeidsmarkt tussen 2011 en 2016 (licht) is afgenomen. Pasgang et al. (2018) baseren hun resultaten en conclusies op de EAK van 2016. De auteurs hebben echter een andere methodologie toegepast voor het berekenen van deze schattingen dan Verhaest & Omey (2006). Ze hebben het opleidingsniveau van werkenden op de arbeidsmarkt (als indicatie van de vraag naar arbeid) vergeleken met het opleidingsniveau van werkzoekenden (als indicatie van het aanbod van arbeid).

Daarbij hebben ze rekening gehouden met drie onderwijsniveaus: kortgeschoold (geen diploma secundair onderwijs), middengeschoold (diploma secundair onderwijs) en hooggeschoold (diploma hoger onderwijs). Met behulp van deze benadering schatten de auteurs een graad van overscholing van 21% in 2011 en 20% in 2016 in België. Voor het Vlaams Gewest liggen deze cijfers op 18% in 2011 en 16,5% in 2016.

Volgens (ondertussen al historische) gegevens van de OESO (2011) is het rendement op een diploma hoger onderwijs gestegen sinds 2000. Dit wordt ook geobserveerd in recenter onderzoek (Altonji et al., 2016; Deming & Noray, 2020). Het verhoogde rendement wordt echter voornamelijk veroorzaakt door een sterke vraag naar een beperkte groep afgestudeerden op de arbeidsmarkt (Somers et al., 2021). Uit diverse onderzoeken blijkt dat er inderdaad aanzienlijke verschillen bestaan in de arbeidsmarktperspectieven tussen verschillende onderwijsgebieden (een overzicht van dit onderzoek werd gepubliceerd in Somers et al. (2019)). Dit wijst erop dat niet alle disciplines in het (hoger) onderwijs automatisch leiden tot verbeterde kansen op de arbeidsmarkt. Het carrièresucces van schoolverlaters op de arbeidsmarkt hangt dus sterk af van het gekozen onderwijsgebied en de specifieke vaardigheden die zij daarin ontwikkelen.

Uit het overzicht aan studies en onderzoeken naar (het meten van) mismatch onthouden we dat scholingsgraad en onderwijsgebied aan de basis liggen van diverse indicatoren van mismatch. We onthouden ook dat er een verschuiving wordt vastgesteld van onderzoek naar verticale mismatch naar horizontale mismatch om zo onderwijsgebied meer en scholingsgraad minder aandacht te geven. Gebaseerd op deze conclusies wordt het interessant om onderzoek te verrichten dat in staat is om beiden tegelijkertijd mee te nemen bij de constructie van een indicator van mismatch. Dit is precies wat er wordt gedaan in de studie van Bol et al. (2019). De auteurs berekenen een aansluitingscore op basis van de fit tussen jobs en onderwijsuitkomsten, waarbij onderwijsuitkomsten worden bepaald door de scholingsgraad en de studierichting tezamen. In wat volgt verkennen we een toepassing van de methode van Bol et al. (2019) voor België.

3. DATA

We maken gebruik van data van de EAK. Sinds 2017 maakt de EAK gebruik van een panelstructuur. Individuen worden aangeschreven in waves (of rondes). Individuen die in een eerste wave geselecteerd worden zullen het kwartaal daarna opnieuw bevestigd worden in een tweede wave. Vervolgens zullen deze individuen twee kwartalen lang niet bevestigd worden, om dan opnieuw gecontacteerd te worden in kwartaal 5 en kwartaal 6 na hun eerste deelname aan de EAK. Concreet betekent dit dat individuen die alle vier waves deelnamen aan de EAK tot maximaal anderhalf jaar lang getraceerd kunnen worden in de data. Individuen die deelnemen aan drie waves worden tot een jaar na hun eerste deelname aan de EAK getraceerd. De EAK-data dekken de periode 2017-2023. Deze periode bevat 341*876 unieke individuen.

Omdat we toch ten minste tot 1 jaar na eerste deelname aan de EAK individuen wensen te traceren, hebben we alle individuen die minimaal de eerste drie waves

van de EAK beantwoord hebben, geselecteerd. We houden dan 127^o449 individuen (37,3%) in de sample.

In dit artikel zijn we echter geïnteresseerd in de loopbaanpaden van schoolverlaters en niet zozeer de gehele beroepsbevolking. Daarom maken we een bijkomende selectie op leeftijd en houden enkel (jong-)volwassenen in de sample met een leeftijd 18 tot en met 35 jaar. We houden zo in totaal 33^o022 unieke individuen in de sample

Vervolgens stellen we vast dat van de 33^o022 individuen met een leeftijd van 18 tot 35 jaar 15,7% in alle vier waves (nog) student is in het regulier onderwijs.¹ We verwijderen deze groep van studenten uit de sample omdat we van hen geen transitie naar de arbeidsmarkt observeren. Tegelijk houden we wel studenten in de sample die een transitie naar de arbeidsmarkt doormaken (m.a.w., de student maakt een transitie naar werk, werkzoekend of inactiviteit (excl. student) in minstens één wave van de bevestigingsrondes van de EAK). De sample bestaat dan uit 27^o820 schoolverlaters.

Ten slotte kunnen we dankzij de EAK-variabele ‘jaar waarin het hoogste diploma werd behaald’ de loopbaanpaden van schoolverlaters naargelang hun jaren sinds het laatst behaalde diploma van elkaar onderscheiden. Helaas hebben we voor 493 individuen geen informatie over het jaar waarin ze hun diploma hebben behaald. Zij worden uit de sample verwijderd. De finale sample bestaat zo uit 27^o327 individuen of 103^o322 observaties. We creëren vervolgens groepen van schoolverlaters op basis van het aantal jaren sinds het behalen van het diploma. Groep-1 wordt hooguit 1 jaar na behalen van het diploma in de EAK bevestigd. Het betreft een sample van 3^o468 (12,7%) individuen. In Groep-2 plaatsen we 7^o756 individuen (28,4%) tussen jaar 1 en 5 na diploma; en in Groep-3 zitten 7^o663 individuen (28,0%) tussen 5 en 10 jaar na diploma. In Groep-4 zitten 8^o440 individuen (30,9%) die al 10 jaar of langer geleden hun diploma hebben behaald.

4. BESCHRIJVING VAN DE SAMPLE

Op basis van de EAK hebben we een sample gecreëerd van 27^o327 individuen die ons informatie zal kunnen verschaffen over loopbaanpaden van schoolverlaters. In het bijzonder definiëren we schoolverlaters als personen met een leeftijd tussen 18 en 35 jaar die sinds het laatst behaalde diploma in het reguliere onderwijs geen ander diploma meer hebben behaald in het regulier onderwijs. Personen kunnen dus sinds schoolverlaten wel nog andere (deel-)certificaten behaald hebben via levenslang leren maar dat nemen we niet mee wanneer het niet leidt tot een erkend diploma in het regulier onderwijs. Verder maakten deze schoolverlaters een transitie door naar de arbeidsmarkt, naar de werkloosheid of behoren tot de populatie van niet-beroepsactieven (excl. studenten in alle vier waves van de EAK, zie Sectie 3).

(1) We baketen de groep van studenten af door STATBIT (inactief) te combineren met variabelen die aanduiden dat de persoon regulier onderwijs volgt (in het bijzonder ‘Niveau van gevolgde regulier onderwijs in referentiemaand detail’ variabele ‘Q81A_EXT’ tussen 2017-2020 en variabele ‘FE4_DETAIL’ tussen 2021-2023).

Tabel 2 presenteert enkele beschrijvende statistieken van de totale sample. Gemiddeld genomen is een schoolverlater in onze sample 27,7 jaar oud. De gemiddelde leeftijd neemt toe naarmate men het diploma langer geleden behaalde: 21,9 jaar in Groep (standaardafwijking 3.8); 24,0 jaar in Groep-2 (standaardafwijking 4.0); 28,8 jaar in Groep-3 (standaardafwijking 3.1) en 32,3 jaar in Groep-4 (standaardafwijking 2.3). Verder observeren we dat 50% van de EAK-respondenten in onze sample vrouw is. 82,5% werd geboren in België.

TABEL 2: KARAKTERISTIEKEN VAN DE SAMPLE (N=27°327 SCHOOLVERLATERS, WAVE 1)

Variabelen	Gemiddelde	Std.Afw.	Min.	Max.
Leeftijd	27.7	5.1	17.0	35.0
Leeftijd naar groepen in aantal jaren na behalen diploma				
Groep 1 (< 1 jaar)	21.9	3.8	17.0	35.0
Groep 2 (1-5 jaar)	24.0	4.0	17.0	35.0
Groep 3 (5-10 jaar)	28.8	3.1	17.0	35.0
Groep 4 (>10 jaar)	32.3	2.3	18.0	35.0
Geslacht (vrouw=1)	0.500	0.500	0	1
Geboorteland (België=1)	0.825	0.380	0	1
Gezinssituatie				
Inwonend bij ouders	0.276	0.447	0	1
Alleenstaande	0.143	0.350	0	1
Samenwonend	0.183	0.387	0	1
Samenwonen met kinderen	0.290	0.454	0	1
Eenoudergezin	0.029	0.169	0	1
Overige	0.079	0.270	0	1

Schoolverlaters in de leeftijdsgroep 18-35 jaar wonen nog vrij vaak thuis bij hun ouders of opvoeders. We noteren 27,6% van de schoolverlaters in deze situatie. Er is echter een logische afname van het aandeel inwonende kinderen naar leeftijd en jaar sinds diploma: 68,9% van de schoolverlaters in Groep-1 wonen thuis, terwijl dit nog slechts 5,5% is in Groep-4 (niet in tabel).

Een andere relatief grote groep schoolverlaters is samenwonend met kinderen (29%), samenwonend zonder kinderen (18,3%) of alleenstaande (14,3%). Een minderheid van de schoolverlaters vormt een eenoudergezin (2,9%). Van de overige categorie (7,9%) weten we niet precies wat de thuissituatie is.

5. ONDERWIJS- EN ARBEIDSMARKTUITKOMSTEN

5.1. SCHOLINGSGRAAD

Tabel 3 en Tabel 4 presenteren cijfers met betrekking tot de scholingsgraad van onze steekproef van 18-35-jarigen op het moment dat ze de EAK beantwoorden (wave 1). De eerste tabel bevat cijfers over scholingsgraad op een meer geaggregeerd niveau: kort-, midden- en hooggeschoold. De tweede tabel bevat scholingsgraad volgens ISCED-classificatie en geven meer detail over de behaalde graad van het diploma. Het is de ISCED-classificatie die gebruikt zal worden later bij de constructie van de aansluitingscore (Sectie 6).

Van de totale sample van 27°327 schoolverlaters is 15,2% kortgeschoold. Een persoon is kortgeschoold wanneer hij/zij het reguliere onderwijs heeft verlaten en geen diploma secundair onderwijs heeft behaald. Binnen de groep van kortgeschoolde schoolverlaters zijn er slechts weinigen met geen diploma (0,05%) of een diploma lager onderwijs (2,45%). Kortgeschoolden hebben dus overwegend een diploma lager secundair onderwijs (12,7%).

TABEL 3: SCHOLINGSGRAAD (N=27°327 SCHOOLVERLATERS, WAVE 1)

Variabelen	Gemiddelde
Kortgeschoold	0.152
Middengeschoold	0.425
Hooggeschoold	0.424

TABEL 4: BIJKOMENDE INFORMATIE OVER DE SCHOLINGSGRAAD NAAR ISCED-CLASSIFICATIE (N=27°327 SCHOOLVERLATERS, WAVE 1)

ISCED classificaties	Aantal	Aandeel
0:geen diploma	13	0.05%
1:lager onderwijs	668	2.45%
2:lager secundair onderwijs	3471	12.7%
3B:hoger secundair onderwijs, finaliteit arbeidsmarkt	2708	9.91%
3A:hoger secundair onderwijs, finaliteit hoger onderwijs	8357	30.6%
4:post-secundair onderwijs, niet hoger onderwijs	533	1.95%
5:korte cyclus hoger onderwijs	157	0.57%
6B:professionele bachelor	4910	18.0%
6A:academische bachelor	1573	5.76%
7:master	4764	17.4%
8:doctoraat op proefschrift	174	0.64%
Totaal	27327	100.0%

Verder observeren we dat 42,5% van de schoolverlaters middengespoold is, en 42,4% hooggeschoold. De groep van midden- en hooggeschoolde schoolverlaters in België blijkt dus in onze steekproef nagenoeg even groot te zijn. Voor wat betreft de groep van middengespoolden maken we onderscheid tussen een secundair onderwijsdiploma dat toegang geeft tot hoger onderwijs (30,6%) en een secundair onderwijsdiploma met finaliteit arbeidsmarkt (9,91%). In overeenstemming met de ISCED-classificatie beschouwen we de groep van post-secundair, niet hoger onderwijs ook als middengespoold (1,95%). Onder hoger onderwijs wordt de professionele en academische bachelor geplaatst (18,0% resp. 5,76%) alsook master (17,4%). De hoogste ISCED-classificatie bevat de personen met een doctoraat op proefschrift (0,64%).

5.2. ONDERWIJSGBIED

Tabel 5 presenteert het onderwijsgebied van het hoogst behaalde diploma van de groep van schoolverlaters ($N=27^{\circ}327$). Jongvolwassenen in België kunnen afstuderen in verschillende onderwijsgebieden. We hebben voor dezelfde indeling van onderwijsgebieden in België geopteerd als in het paper van Bol et al. (2019) (zie Sectie 6), namelijk in 20 verschillende onderwijsgebieden. Dit verhoogt de vergelijkbaarheid van onze resultaten met deze studie.

De grootste groep van schoolverlaters (24,8%) bezitten een diploma in algemene programma's. Daarna komen de gezondheidswetenschappen (12,4%) en bedrijfswetenschappen en administratie (11,9%). Minder populaire onderwijsgebieden zijn statistiek en wiskunde (0,3%), dierenarts (0,34%) en veiligheidkunde (0,34%).

TABEL 5: ONDERWIJSGEBIED (N=27*327 SCHOOLVERLATORS, WAVE 1)

Nr	Onderwijsgebied	Aantal	Aandeel
1	Algemene programma's	6785	24.8%
2	Onderwijs	1408	5.15%
3	Kunst en ambachten	1095	4.01%
4	Menswetenschappen	588	2.15%
5	Sociale en gedragswetenschappen	1321	4.83%
6	Journalistiek en informatiewetenschappen	325	1.19%
7	Bedrijfswetenschappen en administratie	3250	11.9%
8	Rechten	552	2.02%
9	Levenswetenschappen	277	1.01%
10	Natuurwetenschappen	254	0.93%
11	Statistiek en wiskunde	73	0.27%
12	Computerwetenschappen en ICT	705	2.58%
13	Ingenieur, handelsingenieur	2063	7.55%
14	Productie en verwerking	1079	3.95%
15	Architectuur en bouw	1020	3.73%
16	Landbouw en bosbeheer	310	1.14%
17	Dierenarts	92	0.34%
18	Gezondheidswetenschappen	3386	12.4%
19	Logistiek en transport	1376	5.04%
20	Veiligheidskunde	93	0.34%
-	Onbekend	1276	4.70%
Totaal		27327	100%

5.3. WERKZAAMHEIDSGRAAD

Tabel 6 presenteert de werkzaamheidsgraad of het aandeel schoolverlaters dat aan het werk is. De tabel presenteert ook de werkloosheidsgraad onder de groep van schoolverlaters in de steekproef. We observeren dat bijna de helft van de schoolverlaters (vlak) na het behalen van hun diploma aan het werk is. Dit aandeel loopt snel op van 48,6% in wave 1 naar 61,6% in wave 4. Het aandeel werkzoekenden onder deze groep van schoolverlaters blijft over alle vier waves onder de 10%.

Wanneer we kijken naar de groep van schoolverlaters tussen 1 en 5 jaar na het behalen van het diploma zien we een verdere toename van de werkzaamheidsgraad. Terwijl 63,6% van de schoolverlaters aan het werk is in wave 1, stijgt dit aandeel naar 71,8% in wave 4 (anderhalf jaar later). Bovendien stijgt dit cijfer verder door naar 80% en meer nadat de kaap van 5 jaar na het behalen van het hoogste diploma overschreden

is. Dit cijfer blijkt ook stabiel over de geobserveerde periode van 1,5 jaar in de EAK. Tegelijk valt de werkzaamheidsgraad lichtjes terug tot net onder de 80% in de laatste groep van schoolverlaters (tot 10 jaar en langer na diploma).

TABEL 6: AANDEEL (%) SCHOOLVERLATERS VOLGENS IAB-STATUUT WERKEND OF WERKZOEKEND

	Wave 1	Wave 2	Wave 3	Wave 4
max. 1 jaar na behalen diploma (N=3468)				
Werkend	48.6%	53.2%	65.3%	61.6%
Werkzoekend	8.3%	7.8%	9.6%	9.4%
1 tot 5 jaar na behalen diploma (N=7756)				
Werkend	63.6%	66.4%	73.1%	71.8%
Werkzoekend	6.1%	6.1%	7.4%	6.9%
5 tot 10 jaar na behalen diploma (N=7663)				
Werkend	82.8%	82.3%	82.6%	82.7%
Werkzoekend	5.9%	5.8%	5.5%	5.7%
10 jaar en langer na behalen diploma (N=8440)				
Werkend	78.3%	77.7%	78.5%	79.5%
Werkzoekend	6.1%	6.1%	5.8%	5.7%

Noot: Aantallen (N) verticaal interpreteren. Bijvoorbeeld: 53,2% van(N=3468) of 1845 personen werken onder de groep van schoolverlaters die hun hoogst behaalde diploma maximaal 1 jaar geleden hebben behaald.

6. AANSLUITING ONDERWIJS-ARBEIDSMARKT

6.1. BEREKENING VAN DE AANSLUITINGSSCORE

We kiezen in dit artikel ervoor om de methode van Bol et al. (2019) toe te passen op de data voor schoolverlaters in België. Bol et al. (2019) meten de school-naar-werk-koppeling voor Frankrijk, Duitsland en de Verenigde Staten van Amerika. Frankrijk werkt ook met de Labour Force Survey (of Enquête naar Arbeidskrachten). De steekproefgrootte voor Frankrijk is gelijk aan 102,292 respondenten in de jaren 2005 tot 2011. De dataset van Duitsland bevat een steekproefgrootte van 108,025 respondenten. Voor Duitsland wordt er gewerkt met de Mikrozensus van 2006. Dat is een random steekproef van ongeveer 1% van alle Duitse gezinnen. Wat betreft de Verenigde Staten van Amerika gebruiken de auteurs de 2009 American Community Survey (ACS). Omdat ACS geen informatie bevatte over onderwijsgebieden werd er nog een bijkomende vragenlijst gebruikt, met name de Survey of Income and Program Participation (SIPP) van 2004 en 2008. In deze steekproef zitten echter geen respondenten met enkel een diploma secundair onderwijs omdat deze studenten niet afstuderen in een bepaald onderwijsgebied. Omwille van de beperkte vergelijkbaarheid

van de Belgische situatie met deze van de VS nemen we de analyse van de VS uit Bol et al (2019) niet op in dit artikel.

Belangrijk om te onthouden bij een vergelijking van resultaten, is dat Bol et al. (2019) mismatch tussen onderwijs en arbeidsmarkt in beeld brengen voor de volledige beroepsbevolking, terwijl wij ons enkel focussen op 18-35-jarigen.

Geïnspireerd door de methodologie beschreven in het artikel van Bol et al. (2019- en DiPrete et al. (2017) berekenen we een aansluitingscore van (jong-)volwassenen in België. We houden daarbij geen rekening met jongeren zonder diploma hoger secundair onderwijs (of kortgeschoolden). Ook schrappen we combinaties van scholingsgraad en onderwijsgebied wanneer in de cellen minder dan 100 observaties zitten. In totaal behouden we zo 84 onderwijsuitkomsten of combinaties van scholingsgraad en onderwijsgebied voor België. Ter vergelijking: voor Frankrijk en Duitsland worden respectievelijk 66 en 82 onderwijsuitkomsten behouden in de analyses.

Om de aansluitingscore te berekenen wordt er gekeken naar tewerkstelling (E), beroepen (J) (volgens ISCO-classificatie) en diploma (G) (volgens ISCED-classificatie én onderwijsgebied). De formule is:

$$\text{aansluitingscore} = \frac{\Pr(E = 1 \mid G = g)}{\Pr(J = j \mid G = g)} \quad (1)$$

In de teller van formule (1) wordt de kans berekend dat een persoon met een bepaald diploma ($g \in G$) (tewerkgesteld is. Dit noteren we als $\Pr(E = 1 \mid G = g)$. In de noemer van formule (1) schatten we de kans op werken in job ($j \in J$) gegeven het diploma ($g \in G$) met behulp van een multinomial logit model. In feite wordt in de noemer de aanname getoetst dat werken in job ($j \in J$) indifferent zou zijn van diploma. Wanneer diploma's universeel inzetbaar zouden zijn op de arbeidsmarkt kan men dat inderdaad verwachten. Diploma's blijken (uiteraard) niet-universeel inzetbaar wat leidt tot falsificatie van de aanname van indifferentie. Zo wordt geobserveerd dat de kans op job ($j \in J$) hoger ligt (dichter bij 1) onder schoolverlaters met breed inzetbare diploma's op de arbeidsmarkt. Er worden met andere woorden meerdere combinaties van diploma g met job j geobserveerd wat in een multinomial logit model wordt vertaald in een hogere kansberekening. Wanneer de toegang tot een job wordt bepaald door het bezit van een specifiek diploma, bijvoorbeeld, het is vereist om verpleegkundige of arts te studeren om in een ziekenhuis te werken als verpleegkundige of arts, is er slechts één (of heel beperkte) combinatie(s) van diploma g met job j mogelijk. Dit leidt in een multinomial logit model tot een lagere kansberekening. In dit laatste geval spreken we van 'smalle arbeidsmarkten', naar analogie met het werk van Lazaer (2009).

Wanneer we de teller delen door de noemer in formule (1) krijgen we de aansluitingscore. Algemeen geldt hoe lager de aansluitingscore, des te lager de aansluiting is van de onderwijsuitkomsten van schoolverlaters met het beroep. Of nog, de aansluitingscore wordt (veel) groter dan 1 wanneer schoolverlaters een job uitoefenen waarvoor hun diploma vereist is. We presenteren de aansluitingscore in Tabel 7 (wave 1), en nemen daarbij de aansluitingscores van Frankrijk, Duitsland en Amerika mee (ook berekend op basis van één wave).

TABEL 7: AANSLUITINGSSCORES VAN BELGIË (EIGEN BEREKENINGEN), FRANKRIJK EN DUITSLAND

	België		Frankrijk		Duitsland	
	Gem.	Std.Afw.	Gem.	Std.Afw.	Gem.	Std.Afw.
Aansluitingscore	0.96	0.32	0.89	0.56	1.05	0.61
Aansluitingscore (secundair onderwijs)	0.80	0.16	0.64	0.33	0.82	0.41
Aansluitingscore (hoger onderwijs)	1.08	0.36	1.25	0.61	1.55	0.68

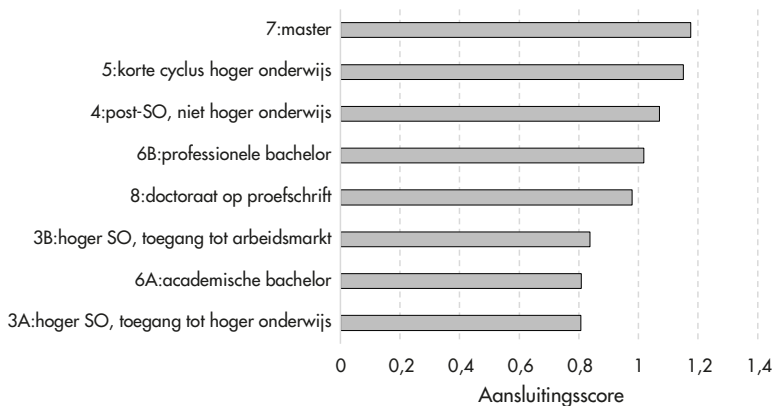
Bron: Steekproef schoolverlaters EAK met ten minste een hoger diploma secundair onderwijs voor België (Sectie 3) en de studie van Bol et al. (2019) voor Frankrijk en Duitsland.

We observeren voor België een gemiddelde aansluitingscore van 0.96. Hiermee doet België het beter dan Frankrijk (gemiddelde van 0.89) maar minder goed dan Duitsland (gemiddelde 1.05). Tabel 7 toont echter ook aan dat de aansluitingscore voor middengeschoolde schoolverlaters (0.80) lager is dan voor hooggeschoolde schoolverlaters (1.08). Dit beeld observeren we ook in Frankrijk en Duitsland.

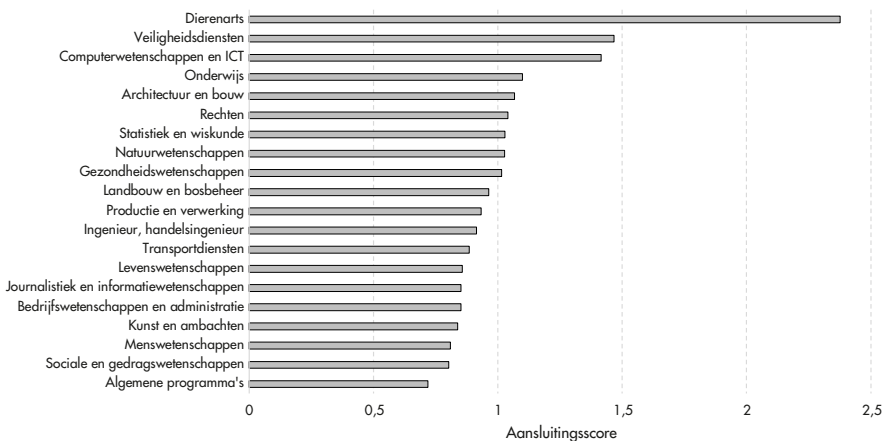
6.2. AANSLUITINGSSCORE NAAR SCHOLINGSGRAAD EN ONDERWIJSGEBIED

Figuur 1 en Figuur 2 tonen de gemiddelde aansluitingscores van tewerkgestelde schoolverlaters. De eerste figuur presenteert de gemiddelde aansluitingscores naar scholingsgraad. Helemaal bovenaan de figuur staat de scholingsgraad met de hoogste aansluitingscores, met name studies op masterniveau, en helemaal onderaan de scholingsgraad met de laagste aansluitingscore, met name secundair onderwijs met het hoger onderwijs als finaliteit. De professionele bachelor doet het beter wat betreft de aansluiting met de arbeidsmarkt dan de academische bachelor. Postsecundair, niet hoger onderwijs en de korte cyclus hoger onderwijs leiden personen op tot een beroep, en schoolverlaters die doorstromen naar de arbeidsmarkt met een dergelijk diploma op zak doen het beter wat betreft de aansluiting met de job. Een doctoraat op proefschrift zit ergens midden in het lijstje met de ISCED-niveaus. Wellicht is een doctoraat te gespecialiseerd om in de reguliere economie op doctoraat te kunnen werken.

FIGUUR 1: AANSLUITINGSSCORE NAAR SCHOLINGSGRAAD



FIGUUR 2: AANSLUITINGSSCORE NAAR ONDERWIJSGEBIED



Noot: We nemen de taxonomie over van Bol et al. (2019) om de onderwijsgebieden te definiëren. Dit om de vergelijkbaarheid met eerder onderzoek te verhogen. Onderwijsgebieden kunnen op meerdere ISCED-niveaus worden aangeboden.

Vervolgens bestuderen we de gemiddelde aansluitingscores naar onderwijsgebied in Figuur 2. Studies die leiden tot een diploma dierenarts, veiligheidsdiensten, computerwetenschappen en ICT, onderwijs, architectuur en bouw en rechten scoren bijzonder hoog, terwijl schoolverlaters in algemene programma's, sociale- en gedragswetenschappen, menswetenschappen, kunst en ambachten en bedrijfswetenschappen en administratie eerder lage aansluitingscores hebben. Over

het algemeen geldt dat aansluitingscores hoger zijn voor jobs waarvoor een diploma een vereiste is, en minder hoog tot laag voor jobs waarvoor meerdere diploma's in aanmerking kunnen komen. Bijvoorbeeld, om dierengeneeskunde uit te oefenen is een diploma van dierenarts nodig. Voor onderwijs, architectuur en bouw en rechten geldt dat evenzeer: om aan de balie te werken moet je rechten gestudeerd hebben, om gebouwen te renoveren of te bouwen dien je te beschikken over een diploma architectuur en bouw, en om als leraar te werken heb je een pedagogisch bekwaamheidsbewijs nodig.

6.3. VERBAND TUSSEN DE AANSLUITINGSSCORE EN LONEN

De EAK bevat informatie over het brutoloon per maand. Dit brutoloon onthult echter niets over de gepresteerde uren van de werknemer die nodig waren om dit loon te verdienen. Zo kan het lijken dat iemand een laag loon heeft, terwijl hij/zij toch hooggeschoold is, terwijl de verklaring is dat de persoon slechts deeltijds aan de slag is. Om rekening te houden met verschillende prestatieafspraken met werkgevers, berekenen we het brutoloon per uur aan de hand van informatie in de EAK over het aantal gewerkte uur per week. Op deze manier worden lonen vergelijkbaar tussen individuen met andere prestatieafspraken en procentuele tewerkstelling naargelang het beroep. Verder wordt het loon niet langer opgevraagd in de EAK vanaf 2021 maar berekend op basis van administratieve data. We hebben deze gegevens opgevraagd bij STATBEL maar tijdens het schrijven van dit artikel waren ze nog niet beschikbaar. Daarom beperkt onze loonanalyse zich in dit artikel tot de jaren 2017-2020.

Tabel 8 presenteert het brutoloon per uur. We observeren een gemiddeld brutoloon van 20,2 euro per uur voor de volledige steekproef van tewerkgestelde schoolverlaters (N=12°551 individuen). Verder presenteren we ook in de tabel de verschillen in uurloon naar geslacht, scholingsgraad, en aantal jaren na diploma (groepen schoolverlaters). Mannen en vrouwen verdienen 20 euro per uur en verschillen niet-significant van elkaar. Schoolverlaters met enkel een diploma secundair onderwijs verdienen daarentegen wel significant minder dan schoolverlaters met een diploma hoger onderwijs. Het gaat over 17.5 resp. 22.7 euro. We observeren ook verschillen in het uurloon naargelang het aantal jaren op de arbeidsmarkt. Eén jaar nadat het diploma werd behaald verdienen schoolverlaters gemiddeld 15,9 euro per uur. Het bruto-uurloon stijgt snel naar 19,6 euro voor de groep van schoolverlaters 1-5 jaar na diploma. Schoolverlaters 5-10 jaar na diploma verdienen gemiddeld 20,9 euro. Meer dan 10 jaar later zitten we aan 21,4 euro. Deze stijging in uurloon is significant tot op 1%-niveau voor alle groepen.

TABEL 8: GEMIDDELD BRUTOLOON PER UUR 2017-2020 WAVE 1 (N=12°551)

	Gem.	Std.Afw.
Uurloon	20.2	21.2
Man	20.2	15.7
Vrouw	20.3	25.8
Scholingsgraad		
Secundair onderwijs	17.5	15.9
Hoger onderwijs	22.7	24.7
Jaren na diploma (Groepen)		
<= 1 jaar	15.9	11.2
1-5 jaar	19.6	26.8
5-10 jaar	20.9	20.0
>=10 jaar	21.4	18.7

Vervolgens schatten we een regressiemodel van de aansluitingsscore en het bruto-uurloon. De resultaten worden gepresenteerd in Tabel 9. We nemen het natuurlijke logaritme van het bruto-uurloon als uitkomstvariabele om tegemoet te komen aan de aanname van een verwacht lineair verband tussen de aansluitingsscore en het lonen. In totaal schatten we vier modellen. In Model 1 wordt behalve de variabelen scholingsgraad (ISCED-classificatie) en 'jaren na diploma' (Groepen van schoolverlaters) geen andere controlevariabelen meegenomen. Model 2 neemt wel andere controlevariabelen mee, met name: leeftijd, leeftijd in kwadraat, geslacht, land van herkomst, en gezinssituatie. In Model 3 schatten we opnieuw hetzelfde model als Model 2, maar dan enkel voor middengeschoolden. In Model 4 leggen we de focus op hooggeschoolden. Alle modellen schatten robuuste standaardfouten die geclusterd worden op het niveau van het individu. We namen ook een variabele in de modellen die corrigeerde voor evoluties over de tijd (jaartrends).

Alle modellen worden geschat met behulp van paneldatatechnieken (zie discussie in Verhaest & Omey, 2006), in het bijzonder random effectenmodellen. Deze modellen corrigeren voor meerdere observaties van hetzelfde individu overheen de tijd. Door ISCED-classificatie mee te nemen in de lijst met controlevariabelen in alle modellen controleren we onrechtstreeks ook voor niet-geobserveerde verschillen in competentieniveaus tussen personen. Reden waarom we niet kiezen voor een vaste of *fixed* effectenmodellen is omdat we dan enkel zouden kijken naar aansluitingsscores

van personen die tijdens hun deelname aan de EAK zouden switchen van job.² Vaste effectenmodellen corrigeren de geschatte modellen immers voor alle (niet-geobserveerde) variabelen die vaststaan over de tijd. Wanneer schoolverlaters dus niet van job switchen, hebben zij eenzelfde aansluitingsscore doorheen de tijd, en vallen zij dus uit de schattingen. Er zijn wel degelijk personen in onze steekproef die switchen van job tijdens de verschillende EAK-waves (zie discussie in Sectie 6.4), maar het betreft een minderheid van de schoolverlaters in de steekproef. Zij zullen bestudeerd worden in een aparte analyse over mobiliteit.

TABEL 9: RELATIE TUSSEN DE AANSLUITINGSSCORE EN HET NATUURLIJK LOGARITME VAN HET BRUTOLOON PER UUR

	Model 1 Basismodel	Model 2 Extra controle- variabelen	Model 3 Secundair onderwijs	Model 4 Hoger- onderwijs
Aansluitingsscore	0.093 *** (0.021)	0.079 *** (0.020)	0.084 (0.057)	0.074 *** (0.020)
Controlevariabelen				
Jaartrend	X	X	X	X
Achtergrond- kenmerken		X	X	X
Scholingsgraad	X	X	X	X
Constante	X	X	X	X
Observaties	30839°	30839°	14175°	16664°
Individueen	12447°	12447°	5811°	6675°
R ²	0.0464	0.1059	0.0618	0.087

Noot: Alle modellen worden geschat met random effectenmodellen. Significantie wordt aangeduid op 10%-niveau (*); 5%-niveau (**) en 1%-niveau (***).

Over het algemeen beargumenteren we dat hogere aansluitingsscores geassocieerd worden met hogere lonen. Het betreft een coëfficiënt van +9,3% (Model 1) of +7,9% (Model 2) significant tot op 1%-niveau. Wanneer we echter Model 3 (8,4%) naast Model 4 (7,4%) leggen, besluiten we dat de geschatte coëfficiënten enkel significant blijven voor schoolverlaters met een diploma hoger onderwijs. Dit wordt ook vastgesteld in de studie van Bol et al. (2019). De magnitude van de associatie tussen

(2) Bovendien hebben we een statistische test uitgevoerd, de Hausman test, om te kijken of er bewijsvoering is voor het schatten van *fixed* effectenmodellen in plaats van *random* effectenmodellen. De test is significant wanneer er systematische verschillen worden geschat in de coëfficiënten van fixed en random effectenmodellen. De coëfficiënt van de Hausman test blijkt niet significant te zijn bij modellen die controleren voor achtergrondkenmerken. Dit betekent dat er statistisch gezien geen argumentatie is om te kiezen voor *fixed* effectenmodellen omdat de coëfficiënten van *random* effectenmodellen niet systematisch verschillen van *fixed* effecten modellen.

de aansluitingsscore en verloning op de arbeidsmarkt voor schoolverlaters van het hoger onderwijs in België (7,4%) is gelijkaardig aan deze geobserveerd voor Frankrijk (+7,6%). Wat betreft het secundair onderwijs wordt in Frankrijk een negatieve associatie gemeten tussen de aansluitingsscore en het brutoloon. De auteurs veronderstellen dat er een opwaartse mobiliteit van jongeren met breed inzetbare diploma's plaatsvindt op de Franse arbeidsmarkt; wat dan gepaard gaat met een hogere verloning. Tegelijk wordt beargumenteerd dat de gemeten coëfficiënt van -0.3%, hoewel significant, zeer klein in magnitude is. In België wordt dit fenomeen niet geobserveerd. We schatten een niet-significante coëfficiënt van 8,4%.

TABEL 10: VERGELIJKING IMPACT AANSLUITINGSSCORE OP BRUTOLOON MET STUDIE VAN BOL ET AL. (2019)

	België		Frankrijk		Duitsland	
	(1) Secundair onderwijs	(2) Hoger Onderwijs	(1) Secundair onderwijs	(2) Hoger Onderwijs	(1) Secundair onderwijs	(2) Hoger Onderwijs
	0.084 (0.057)	0.074 *** (0.020)	-0.03 *** (-5.07)	0.076 *** (-21.03)	0.011 (2.56)	-0.008 (-1.54)
Controlevariabelen						
Jaartrend	X	X	Cross section	Cross section	Cross section	Cross section
Achtergrondkenmerken	X	X	X	X	X	X
Scholingsgraad	X	X	X	X	X	X
Constante	X	X	X	X	X	X
Observaties	14175°	16664°	60503°	41789°	74213°	33812°
R ²	0.0682	0.0822	0.24	0.33	0.18	0.24

Noot: Significantie wordt aangeduid op 10%-niveau (*); 5%-niveau (**) en 1%-niveau (***).

6.4. MOBILITEIT, AANSLUITING EN VERLONING OP DE ARBEIDSMARKT

De hypothese van opwaartse mobiliteit en de invloed ervan op het loon is een interessante piste om verder te verkennen. Daartoe vertrekken we van doorgemaakte veranderingen in het uitgeoefende beroep (of ISCO-classificaties) tijdens één (of meerdere) waves van de EAK-bevraging. De beroepscode die we hiervoor gebruiken bevat 3 digits detailniveau. We observeren dat van wave 1 naar wave 2 van de EAK-bevraging 7,9% van de schoolverlaters een verandering in beroep(code) doormaakte. Van wave 2 naar wave 3 en van wave 3 naar wave 4 maakte 14,2% resp. 8,0%. Van de schoolverlaters een switch door in het beroep. In totaal zal 25,7% van de totale sample eens van beroep(code) switchen tijdens de EAK-bevraging. Switching vindt bovendien (bijna) evenredig plaats onder kort- midden- en hogeschoolden. Verder observeren we veel meer switches onder pas afgestudeerden minder dan 1 jaar tot 5 jaar na het behalen van het diploma.

TABEL 11: VERANDEREN VAN BEROEP TIJDENS DE GEOBSERVEERDE PERIODE IN DE EAK VAN 1,5 JAAR EN DE INVLOED ERVAN OP HET BRUTO-JUURLOON

	Model A	Model B Secundair onderwijs	Model C Hoger onderwijs
Aansluitingscore	0.041 *** (0.022)	-0.002 (0.065)	0.042 *** (0.023)
ISCO-switch	-0.195 *** (0.041)	-0.302 *** (0.098)	-0.183 *** (0.052)
Interactie-effect (Switch x aansluitingscore)	0.106 *** (0.044)	0.237 *** (0.123)	0.104 ** (0.050)
Controlevariabelen			
Jaartrend	X	X	X
Achtergrondkenmerken	X	X	X
Scholingsgraad	X	X	X
Constante	X	X	X
Observaties	30839°	14175°	16664°
Individueen	12447°	5811°	6675°
R ²	0.1113	0.0686	0.0915

Noot: Significantie wordt aangeduid op 10%-niveau (*); 5%-niveau (**) en 1%-niveau (***).

Vervolgens schatten we opnieuw modellen 2, 3 en 4 van Tabel 9, met daarin de indicator van ISCO-switch opgenomen en het interactie-effect tussen de aansluitingscore en ISCO-switch. De resultaten staan in Tabel 11 in Model A (zonder onderscheid naar scholingsgraad), Model B (secundair onderwijs) en Model C (hoger onderwijs).

De aansluitingscore behoudt een positieve associatie met loon al is de magnitude van de geschatte coëfficiënt gedaald van 7,9% naar 4,1%. Opnieuw vinden we in Model B een niet-significant verband tussen de aansluitingscore en het loon van middengeschoolden.

In Model A, B en C observeren we een negatief verband tussen ISCO-switch en het loon. Daaruit besluiten we dat switchers gemiddeld genomen minder verdienen dan niet-switchers (tijdens periode van observatie in de EAK). Uit de data leren we dat -19,5% (Model A) staat voor ongeveer 4 euro per uur minder loon dan niet-switchers. Schoolverlaters met een diploma secundair onderwijs ervaren de grootste verschillen tussen switchers en niet-switchers. Zij verdienen 30,2% of iets meer dan 6 euro per uur minder dan niet-switchers.

Het interactie-effect van ISCO-switch met de aansluitingscore is positief. Dit betekent dat schoolverlaters die de aansluitingscore kunnen verbeteren door te switchen naar een ander beroep, ook effectief meer gaan verdienen. Het geschatte effect van switchen

blijkt opnieuw het grootst te zijn onder de groep van middengeschoolden, maar ook voor de groep van hogeschoolden geldt dat switchen kan lonen in monetaire termen.

Bijkomende analyses tonen echter aan dat gemiddeld genomen één of meerdere switches tijdens de geobserveerde periode van 1,5 jaar *leidt tot een slechtere aansluitingscore*. De gemiddelde aansluitingscore vóór de switch onder de groep van switchers is gelijk aan 0.889, en na de switch 0.854. Dat is een negatief verschil in score van 0.035 significant tot op 1%-niveau. Het negatieve verschil meten we vooral onder middengeschoolden. Onder de groep van hogeschoolden meten we een significant doch beperkte verschilscore voor versus na de switch van -0.017. Verder observeren we een negatief effect van switchen op de aansluitingscore zowel onder pasafgestudeerden, als onder de groep van schoolverlaters 5 à 10 jaar na verlaten van het onderwijs. De verschilscore is echter het grootst onder de groep van pasafgestudeerden (-0.035) en onder de groep van 1-5 jaar op de arbeidsmarkt (-0.060). Daarom dient het interactie-effect eerder andersom geïnterpreteerd te worden, met name: wanneer schoolverlaters switchen van beroep, en zich hierbij verslechteren in aansluiting, verdienen ze 10,6% minder loon. Onder de groep van middengeschoolde schoolverlaters loopt loonverlies op tot 23,7%.

7. CONCLUSIE

We onderzochten in dit artikel de dynamiek van Belgische schoolverlaters op de arbeidsmarkt met bijzonder focus op de aansluiting tussen diploma's van schoolverlaters en de jobs die ze uitoefenen. Dankzij de ingevoerde paneldatastructuur van de EAK in 2017 kunnen we mismatchindicatoren berekenen voor een grotere steekproef en tegelijkertijd oog hebben voor de mobiliteit van schoolverlaters die hun aansluitingscore kunnen verbeteren of verslechteren in opeenvolgende jobs. Bovendien kunnen we onze resultaten leggen naast de studie van Bol et al. (2019) waarin voor Duitsland en Frankrijk een aansluitingscore werd berekend.

We stellen vast dat de grootste groep van schoolverlaters (24,8%) een diploma in algemene programma's bezitten. Net voor deze groep van schoolverlaters wordt een lagere aansluitingscore berekend. Schoolverlaters in jobs waarvoor een diploma vereist is, bijvoorbeeld dierenarts of rechten, doen het beter wat betreft hun aansluitingscore. Hierin studeren echter kleine aantallen af in vergelijking met de meer algemene programma's. Hun aansluitingscore zal daarom minder doorwegen in de steekproef van schoolverlaters. We observeren dan ook een gemiddelde aansluitingscore voor België van 0.96. Hiermee doet België het beter dan Frankrijk (gemiddelde van 0.89) maar minder goed dan Duitsland (gemiddelde 1.05). Tegelijk is het altijd belangrijk om waakzaam te zijn met landen overstijgende conclusies omdat de verschillende combinaties van beroepen met scholingsgraad en onderwijsgebied van elkaar kunnen verschillen.

Verder observeren we dat er gemiddeld genomen géén sprake is van opwaartse mobiliteit op de arbeidsmarkt, die de aansluitingscore doet verbeteren. Dit observeren we voor zowel midden- als hogeschoolden, maar het fenomeen weegt sterker door voor de groep van middengeschoolden. Pasafgestudeerden blijken ook kwetsbaarder te zijn voor de effecten van dergelijke job switches dan schoolverlaters langer dan 5 jaar op de arbeidsmarkt. Nochtans is er reden om te streven naar opwaartse mobiliteit omdat

een betere aansluitingsscore het loon significant kan doen stijgen. Een mogelijke verklaring voor de afwezigheid van opwaartse mobiliteit, althans gemiddeld genomen, kan wellicht gezocht worden in het gebrek aan loonincentives. Job switches worden dan niet gedreven door onvrede met het loon, maar door iets anders. Literatuur toont aan dat de kwaliteit van arbeid, interim contracten of flexijobs (Mattijssen & van Gaalen, 2022) andere verklaringen kunnen zijn om (frequent) aan job switches te doen bij de start van de carrière.

De resultaten van dit artikel bieden alleszins voer voor meer onderzoek. Zo kan er nog bijkomend gekeken worden naar de mate waarin schoolverlaters in een 'matched occupation' of beroep zitten (naar analogie met de studie van Bol et al., 2019), job switches met meer kwalitatieve bewijsvoering bestuderen, of onderzoek worden verricht naar recente evoluties in de lonen ten gevolge van de energiecrisis en koopkrachtcrisis. Ook lijkt het ons aangewezen om meer onderzoek doen naar de aansluitingsscore onder doelgroepen met kwetsbare profielen op de arbeidsmarkt.

REFERENTIES

Altonji, J. G., Arcidiacono, P., & Maurel, A. (2016). The analysis of field choice in college and graduate school: Determinants and wage effects. In *Handbook of the Economics of Education* (Vol. 5, pp. 396-305). Elsevier.

Baert, S., Cockx, B., & Verhaest, D. (2013). Overeducation at the start of the career: stepping stone or trap?. *Labour Economics*, 25, 123-140.

Bol, T., Ciocca Eller, C., Van De Werfhorst, H. G., & DiPrete, T. A. (2019). School-to-work linkages, educational mismatches, and labor market outcomes. *American Sociological Review*, 84(2), 275-307.

Borghans, L. and de Grip, A. (2000). The debate in economics about skill utilization. In: L. Borghans and A. de Grip (eds), *The Overeducated Worker?.* Cheltenham: Edward Elgar, pp. 3–23.

Brunello, G., & Wruuck, P. (2021). Skill shortages and skill mismatch: A review of the literature. *Journal of Economic Surveys*, 35(4), 1145-1167.

Cabus, S., Napierala, J., & Carretero, S. (2021). *The returns to non-cognitive skills: A meta-analysis* (No. 06|2021). JRC Working Papers Series on Labour, Education and Technology.

Cabus, S.J. & Somers, M.A. (2017). Jongeren Verbeteren de Aansluiting tussen Onderwijs en Arbeidsmarkt. Tijdschrift Over.Werk, Tijdschrift van het Steunpunt WSE, uitgeverij Acco.

Cabus, S., Nurski, L., & Vansteenkiste, S. (2024) *Toekomstige competentienoden in Vlaamse sectoren en bedrijven. Een dwarsstudie van 27 competentieprognoses in het kader van SCOPE* (Werk.Rapport 2024 nr. 2). Leuven: Steunpunt Werk.

Cockx, B., & Picchio, M. (2013). Scarring effects of remaining unemployed for long term unemployed school leavers. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 176(4), 951-980.

Deming, D. J., & Noray, K. (2020). Earnings dynamics, changing job skills, and STEM careers. *The Quarterly Journal of Economics*, 135(4), 1965-2005.

Goos, M., Manning, A., & Salomons, A. (2014). Explaining job polarization: Routine-biased technological change and offshoring. *American economic review*, 104(8), 2509-2526.

Grosemans, I., Coertjens, L., & Kyndt, E. (2017). Exploring learning and fit in the transition from higher education to the labour market: A systematic review. *Educational Research Review*, 21, 67-84.

Lazear, E. P. (2009). Firm-specific human capital: A skill-weights approach. *Journal of political economy*, 117(5), 914-940.

Mattijssen, L., van Gaalen, R., & Büyükkececi, Z. (2022). Vroege loopbaan van jongeren op een nieuwe manier in kaart gebracht. (CBS Publicatie). Centraal Bureau voor de Statistiek. DOI: <https://www.cbs.nl/nl-nl/longread/diversen/2022/vroege-loopbaan-van-jongeren-op-een-nieuwe-maier-in-kaart-gebracht?>

O'Reilly, J., Leschke, J., Ortlieb, R., Seeleib-Kaiser, M., & Villa, P. (Eds.) *Youth Labor in Transition. Inequalities, Mobility, and Policies in Europe*. Oxford: Oxford University Press.

Rumberger, R. W. (2020). The economics of high school dropouts. *The economics of education*, 149-158.

Sellami, S., Verhaest, D., Nonneman, W., & Van Trier, W. (2017). The impact of educational mismatches on wages: the influence of measurement error and unobserved heterogeneity. *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 17(1).

Sellami, S., Verhaest, D., & Van Trier, W. (2018). How to Measure Field of Study Mismatch? A Comparative Analysis of the Different Methods. *LABOUR*, 32(4), 141-173.

Somers, M., Cabus, S., Groot, W., & van den Brink, H. M. (2021). Analytische vaardigheden worden steeds meer beloond.

Somers, M. A., Cabus, S. J., Groot, W., & van den Brink, H. M. (2019). Horizontal mismatch between employment and field of education: Evidence from a systematic literature review. *Journal of Economic Surveys*, 33(2), 567-603.

SONAR, 2003. Hoe maken de jongeren de overgang van school naar werk? Basisrapportering Cohorte 1978 (eerste golf). Steunpunt WAV, Leuven.

SONAR, 2005. Hoe maken de jongeren de overgang van school naar werk? Basisrapportering Cohorte 1980 (eerste golf). Steunpunt WAV, Leuven.

OECD. (2011). *Education at a glance 2011: OECD Indicators*. Paris: OECD Publishing.

Pasgang, K., Vansteenkiste, S., & Sels, L. (2018). *Kent de Vlaamse arbeidsmarkt een sterke kwalitatieve mismatch?* (Werk.Focus 2018 nr. 8). Leuven: Steunpunt Werk.

VDAB (2023). *Schoolverlatersrapport – editie 2023*. DOI: <https://www.vdab.be/trends/schoolverlatersrapport>

Vooren, M., Haelermans, C., Groot, W., & Maassen van den Brink, H. (2019). The effectiveness of active labor market policies: a meta analysis. *Journal of Economic Surveys*, 33(1), 125-149.

Verhaest, D., Lavrijsen, J., Van Trier, W., Nicaise, I., & Omey, E. (2018). General education, vocational education and skill mismatches: short-run versus long-run effects. *Oxford Economic Papers*, 70(4), 974-993.

Verhaest, D., & Omey, E. (2006a). The impact of overeducation and its measurement. *Social Indicators Research*, 77(3), 419-448.

Verhaest, D., & Omey, E. (2006b). Measuring the incidence of over-and undereducation. *Quality and Quantity*, 40(5), 783-803.

INHOUDSTAFEL

NAAR EEN NIEUWE MAATSTAF VOOR DE AANSLUITING TUSSEN ONDERWIJS EN ARBEIDSMARKT: EEN TOEPASSING VAN DE AANSLUITINGSSCORE OP SCHOOLVERLATERS IN BELGIË

1.	INLEIDING	453
2.	MAATSTAVEN VAN MISMATCH	455
3.	DATA	457
4.	BESCHRIJVING VAN DE SAMPLE	458
5.	ONDERWIJS- EN ARBEIDSMARKTUITKOMSTEN	460
5.1.	SCHOLINGSGRAAD	460
5.2.	ONDERWIJSGEBIED	461
5.3.	WERKZAAMHEIDSGRAAD	462
6.	AANSLUITING ONDERWIJS-ARBEIDSMARKT	463
6.1.	BEREKENING VAN DE AANSLUITINGSSCORE	463
6.2.	AANSLUITINGSSCORE NAAR SCHOLINGSGRAAD EN ONDERWIJSGEBIED	465
6.3.	VERBAND TUSSEN DE AANSLUITINGSSCORE EN LONEN	467
6.4.	MOBILITEIT, AANSLUITING EN VERLONING OP DE ARBEIDSMARKT	470
7.	CONCLUSIE	472
	REFERENTIES	474

