

EVALUATIE VAN HET VLAAMSE DOELGROEPENBELEID

Sam Desiere, Sofie Cabus & Bart Cockx



KU LEUVEN

HIVA

ONDERZOEKSINSTITUUT VOOR
ARBEID EN SAMENLEVING

KU LEUVEN

HIVA

VIONA

ONDERZOEKSINSTITUUT VOOR
ARBEID EN SAMENLEVING



UNIVERSITEIT
GENT

EVALUATIE VAN HET VLAAMSE DOELGROEPENBELEID

Sam Desiere, Sofie Cabus & Bart Cockx

Onderzoek in opdracht van Vlaams minister van Werk Ph. Muyters in het kader van het Viona-programma 2018

Gepubliceerd door
KU Leuven
HIVA - ONDERZOEKSINSTITUUT VOOR ARBEID EN SAMENLEVING
Parkstraat 47 bus 5300, 3000 LEUVEN, België
hiva@kuleuven.be
<http://hiva.kuleuven.be>

© 2020 HIVA-KU Leuven

Niets uit deze uitgave mag worden verveelvuldigd en/of openbaar gemaakt door middel van druk, fotokopie, microfilm of op welke andere wijze ook, zonder voorafgaande schriftelijke toestemming van de uitgever.
No part of this book may be reproduced in any form, by mimeograph, film or any other means, without permission in writing from the publisher.

Beleidssamenvatting

Beleidscontext

Het doelgroepenbeleid kent een loonkostensubsidie toe aan werkgevers - in Vlaanderen typisch onder de vorm van een vermindering van de patronale RSZ-bijdrage¹ - die een werknemer uit de doelgroep tewerkstellen. De doelstelling is het verhogen van de werkzaamheidsgraad van de doelgroep. Dit VIONA-onderzoek evalueert in welke mate het Vlaamse doelgroepenbeleid de positie op de arbeidsmarkt van de doelgroepen heeft versterkt. Als gevolg van de zesde staatshervorming werd het toekennen van loonkostensubsidies aan de werkgever op basis van kenmerken van de werkzoekende een Vlaamse bevoegdheid. Dat gaf aanleiding tot een grondige hervorming van het doelgroepenbeleid. Die hervorming werd gekenmerkt door een sterke vereenvoudiging: het aantal doelgroepen werd beperkt; de toegekende bedragen en de looptijd van de RSZ-verminderingen werden in zekere mate geüniformeerd; de ‘geactiveerde uitkeringen’ werden afgeschaft; en de administratieve procedures voor het aanvragen van RSZ-verminderingen werden sterk vereenvoudigd onder meer door het afschaffen van de werkkaart. Die vereenvoudigingen maken het Vlaamse doelgroepenbeleid overzichtelijker en gebruiksvriendelijker dan het federale doelgroepenbeleid.

De Vlaamse regering zette in op 3 doelgroepen: (1) laag- en middengeschoolde jongeren; (2) oudere werkzoekenden; en (3) personen met een arbeidshandicap (tabel 1). Ten opzichte van het federale doelgroepenbeleid werden de loonkostensubsidies genereuzer voor de middengeschoolde jongeren, een groep waarvoor het federale doelgroepenbeleid geen loonkostensubsidies toekende (m.u.v. middengeschoolde jongeren die 6 maanden werkloos waren). Voor alle andere doelgroepen werden de loonkostensubsidies (iets) minder genereus. Voor laaggeschoolde jongeren (minder dan 6 maanden werkloos) daalde de maximale loonkostensubsidie bijvoorbeeld van 13 600 euro, toegekend over een periode van 12 kwartalen in het federale doelgroepenbeleid, naar 9 200 euro, toegekend over een periode van 8 kwartalen in het Vlaamse doelgroepenbeleid. Ook de loonkostensubsidie voor het aanwerven van een werkzoekende 55+ daalde sterk, voornamelijk door het afschaffen van de Vlaamse tewerkstellingspremie 50+. De Vlaamse Ondersteuningspremie (VOP) voor personen met een arbeidshandicap bleef behouden.

Binnen het Vlaamse arbeidsmarktbeleid is het Vlaamse doelgroepenbeleid een belangrijke maatregel (tabel 2). Het kostte 582 miljoen euro in 2018. Daarvan ging 334 miljoen euro, of bijna 60% van het volledige budget naar de RSZ-vermindering voor zittende 55+. Die RSZ-vermindering werd toegekend aan 114 656 werknemers in het tweede kwartaal van 2018. RSZ-verminderingen voor het aanwerven van werkzoekende 55+ werden daarentegen maar toegekend voor 5 978 begunstigden. De RSZ-verminderingen voor laag- en middengeschoolde jongeren werd respectievelijk toegekend voor 20 821 en 46 081 jongeren in het tweede kwartaal van 2018 en kostten op jaarbasis respectievelijk 40 en 101 miljoen euro. Het aantal begunstigden van de VOP is al jaren vrij stabiel en schommelt rond 12 500 personen per kwartaal. Die maatregel kostte in 2018 91 miljoen euro op jaarbasis.

¹ Het federale doelgroepenbeleid en het huidige doelgroepenbeleid in de andere gewesten maken ook gebruik van het activeren van de werkloosheidsuitkering of het leefloon om zo de loonkosten te verlagen.

Bepaalde (doel)groepen kwamen in het Vlaamse doelgroepenbeleid niet meer in aanmerking voor loonkostensubsidies. De langdurig werkzoekenden zijn daarvan het beste voorbeeld. Het federale doelgroepenbeleid voorzag verschillende (genereuze) loonkostensubsidies voor langdurig werkzoekenden waarbij de looptijd en de toegekende bedragen van de subsidies varieerden in functie van de leeftijd en werkloosheidsduur van de werkzoekende. Het Vlaamse doelgroepenbeleid behield het criterium ‘werkloosheidsduur’ niet bij het afbakenen van doelgroepen. Dat heeft als voordeel dat - in tegenstelling tot in het federale doelgroepenbeleid - er geen overlappende groepen zijn. Werkzoekenden komen maar voor één RSZ-vermindering in aanmerking. Wel werd een aanwervingspremie van maximaal 4 250 euro ingevoerd voor werkgevers die een werkzoekende tussen 25 en 55 jaar aanwerven die 2 jaar werkloos is. Die loonkostensubsidie ligt echter aanzienlijk lager dan de loonkostensubsidies voor langdurig werkzoekenden in het federale doelgroepenbeleid.

Tabel 1 Evolutie van het Vlaamse doelgroepenbeleid

Doelgroep	Sinds 1 juli 2016 (RSZ-vermindering per kwartaal, 8 kwartalen)	Versterking sinds 1 januari 2019	Nieuw beleid sinds 1 januari 2020
<i>Jongeren</i>			
Laaggeschoold	1 150 euro	Volledige vrijstelling	
Middengeschoold	1 000 euro		Afgeschaft
<i>55+</i>			
Nieuwe aanwervingen	55-59 jaar: 1 150 euro >59 jaar: 1 500 euro	Volledige vrijstelling	Leeftijd verhoogt naar 58 jaar
Zittende werknemers	55-59 jaar: 600 euro (permanent) >59 jaar: 1 150 euro (permanent)	Bedrag voor >59 jaar verhoogt naar 1 500 euro	Leeftijd verhoogt naar 58 jaar
<i>Personen met een arbeids handicap (VOP)</i>	20% tot 60% van het geplafonneerd referteloon (afhankelijk van het kwartaal & uitzonderlijke verhogingen)	VOP bepaalde duur (20% van geplafonneerde referteloon)	

Bron Tabel 2.1 bespreekt de exacte modaliteiten van het Vlaamse doelgroepenbeleid, zoals van kracht tussen 1 juli 2016 en 31 december 2018

Het Vlaamse doelgroepenbeleid werd vervolgens versterkt op 1 januari 2019, en werd opnieuw hervormd door de nieuwe Vlaamse regering. Het effect van die hervormingen valt buiten de scope van dit onderzoek. Toch bevat tabel 1 voor de volledigheid een overzicht van die hervormingen. De overgangsmaatregelen werden in die tabel niet opgenomen. De belangrijkste wijzigingen in voege sinds 1 januari 2020 is de afschaffing van de RSZ-vermindering voor middengeschoolde jongeren en de verhoging van de leeftijd voor het toekennen van RSZ-verminderingen voor oudere werkzoekenden en werknemers van 55 naar 58 jaar.

Tabel 2 Begunstigden en kostprijs van het Vlaamse doelgroepenbeleid

	Aantal begunstigden (2018 Q2)	Kostprijs (2018) (miljoen €)
<i>Jongeren</i>		
Laaggeschoolde jongeren	20 821	40
Middengeschoolde jongeren	46 081	101
<i>55+</i>		
Zittende werknemers	114 656	334
Nieuwe werknemers	5 978	16
VOP	12 319	91
Totale kost		582

Bron Meer gedetailleerde cijfers zijn te vinden in tabel 2.1, tabel 5.1, tabel 6.1, tabel 7.1.

Onderzoeksopzet

De onderzoeksvraag is in welke mate het doelgroepenbeleid de uitstroom naar werk van de doelgroepen heeft versterkt. Daarbij ligt de focus op het bepalen van causale verbanden. We onderzoeken met andere woorden *de impact van het doelgroepenbeleid op de uitstroom naar werk van de doelgroepen*. Daarenboven werd aandacht besteed aan het effect van het afschaffen van de RSZ-verminderingen voor langdurig werkzoekenden. Tabel 3 vat de resultaten samen.

Die onderzoeksvraag werd beantwoord op basis van gegevens van de VDAB over werkzoekenden ingestroomd bij de VDAB tussen januari 2012 en februari 2019. VDAB-gegevens bevatten informatie over de socio-economische kenmerken van werkzoekenden (leeftijd, geslacht, opleidingsniveau, ...) en laten toe om elke maand de arbeidsmarktpositie van elke werkzoekende te bepalen. Die gegevens werden gekoppeld aan gegevens op kwartaalbasis aangeleverd door het Departement Werk en Sociale Economie over wie in welk kwartaal welke doelgroepvermindering kreeg.

Er werd gesteund op geavanceerde micro-econometrische methoden om de impact van het doelgroepenbeleid te bepalen. Hoewel de onderzoeksvraag voor elke doelgroep dezelfde is, hangt de methode af van de beschouwde maatregel. Voor meer details verwijzen we de lezer naar het hoofdstuk 'methodologie' en naar de verschillende hoofdstukken per doelgroep.

Effectiviteit van het doelgroepenbeleid voor de verschillende doelgroepen

Middengeschoolde jongeren kwamen in aanmerking voor een RSZ-vermindering van 1 000 euro/kwartaal gedurende 8 kwartalen. Met de meest betrouwbare methode - Regression Discontinuity Design - vinden we *geen statistisch significant positief effect* op de uitstroom naar werk. Bijgevolg zou het merendeel van de middengeschoolde jongeren ook zonder RSZ-vermindering aan het werk zijn. We zien hiervoor 3 verklaringen. Ten eerste zijn middengeschoolde jongeren geen kwetsbare groep op de Vlaamse arbeidsmarkt. Cijfers van Steunpunt Werk tonen aan dat de werkzaamheidsgraad van middengeschoolde jongeren (excl. studenten) in 2017 78,6% bedroeg, wat iets hoger is dan het Vlaamse gemiddelde. Zeker in tijden van arbeidsmarktkrapte vinden middengeschoolde jongeren dus vlot de weg naar de arbeidsmarkt. Ten tweede stellen we vast dat slechts voor een minderheid van de *middengeschoolde* jongeren gedurende meerdere opeenvolgende kwartalen een RSZ-vermindering wordt aangevraagd. Zo krijgt slechts 16% van de middengeschoolde jongeren gedurende 8 opeenvolgende kwartalen een doelgroepvermindering. Dat suggereert dat middengeschoolde jongeren periodes van werk (eventueel bij verschillende werkgevers) regelmatig afwisselen met periodes van werkloosheid. Ten derde zijn het in de eerste plaats middengeschoolde jongeren met een sterker profiel die worden aangeworven. Dat zijn de jongeren die ook zonder RSZ-vermindering het meest kans maken werk te vinden.

Laaggeschoolde jongeren kwamen in aanmerking voor een RSZ-vermindering van 1 150 euro/kwartaal gedurende 8 kwartalen. Net zoals voor de middengeschoolde jongeren vinden we op basis van een Regression Discontinuity Design *geen statistisch significant positief effect* op de uitstroom naar werk. Ook laaggeschoolde jongeren stromen dus niet sneller uit naar werk dankzij de RSZ-vermindering. Toch wensen we die bevindingen iets voorzichtiger te interpreteren dan voor middengeschoolde jongeren. De eerste reden is dat laaggeschoolde jongeren wel degelijk een kwetsbare groep vormen op de arbeidsmarkt (werkzaamheidsgraad excl. studenten in 2017: 49,1%). Dit in tegenstelling tot middengeschoolde jongeren die het t.a.v. laaggeschoolde jongeren overwegend goed doen op de arbeidsmarkt. Een tweede argument voor het behouden van de RSZ-vermindering voor laaggeschoolde jongeren is dat die maatregel relatief goedkoop is: 40 miljoen euro op jaarbasis in 2018 versus 101 miljoen euro voor de middengeschoolden. Ook voor laaggeschoolde jongeren stellen we vast dat de RSZ-vermindering weinig duurzaam is. Slechts voor 12% van de jongeren wordt de doelgroepvermindering gedurende 8 opeenvolgende kwartalen toegekend.

Tabel 3 Effectiviteit van het doelgroepenbeleid op de uitstroom naar werk

(Doel)groep	Methode	Effectiviteit
<i>Jongeren</i>		
Laaggeschoolde jongeren	DiD & RDD	Geen significant positieve resultaten
Middengeschoolde jongeren	DiD & RDD	Geen significant positieve resultaten
<i>55+</i>		
Zittende werknemers	Geen causale evaluatie mogelijk in dit rapport	Geen causale evaluatie mogelijk in dit rapport
Nieuwe werknemers		
VOP	RDiT	Er wordt een significant effect geschat van het recht op VOP op de uitstroom naar werk. Er wordt een grotere impact geschat onder schoolverlaters van BuSO.
<i>Werkzoekende 45+ die minimaal 6 maanden werkloos zijn</i>	DiD met controle voor dynamische selectie-effecten	Uitstroom naar werk daalt met 1,5 procentpunten door het afschaffen van de RSZ-vermindering

* DiD: differences-in-differences. RDD: Regression Discontinuity Design. RDiT: Regression Discontinuity in Time.

Het effect van de *RSZ-verminderingen voor 55+* kunnen we *niet evalueren*. Voor de *zittende werknemers* beschikken we niet over de juiste gegevens omdat de VDAB-gegevens enkel informatie bevatten over werkzoekenden, niet over werknemers. Een dergelijke evaluatie kan enkel gebeuren op basis van KSZ-gegevens. Bij de start van dit onderzoek waren er nog onvoldoende gegevens beschikbaar voor een evaluatie. Een evaluatie van Albanese en Cockx (2015) van een gelijkaardige federale maatregel waarbij 400 euro/kwartaal werd toegekend voor zittende, oudere werknemers toonde wel aan dat die RSZ-vermindering nauwelijks effect heeft en niet kosteneffectief is. De RSZ-vermindering voor het *aanwerven van werkzoekende 55+* kunnen we niet evalueren doordat het aantal begunstigen van die maatregel eerder beperkt is én doordat de afgelopen jaren verschillende andere hervormingen voor werkzoekende 55+ werden geïmplementeerd waardoor we het effect van de RSZ-vermindering niet kunnen onderscheiden van het effect van andere hervormingen. Een interessante vaststelling is wel dat *30% van de werkgevers de lagere RSZ-vermindering voor de zittende werknemer aanvragen, terwijl ze ook in aanmerking komen voor de hogere RSZ-vermindering voor het aanwerven van een werkzoekende 55+*.

Langdurig werkzoekenden komen niet meer in aanmerking voor een RSZ-vermindering binnen het Vlaamse doelgroepenbeleid, maar waren wel een afzonderlijke doelgroep in het federale doelgroepenbeleid. Gezien in 2019 65% van de werkzoekenden² meer dan 6 maanden werkzoekend waren, blijven langdurig werkzoekenden wel een relevante (doel)groep. Daarom werd toch gekozen om te analyseren of RSZ-verminderingen voor langdurig werkzoekenden een zinvol instrument kunnen zijn. Typisch wordt gesproken over langdurige werkloosheid van zodra een werkzoekende meer dan twaalf maanden werkloos is. In dit rapport wijken we af van die traditie, en spreken we van 'langdurige' werkloosheid van zodra een werkzoekende zes maanden werkloos is. We doen dit omdat we focussen op de effectiviteit van de federale RSZ-vermindering voor werkzoekenden die minstens 45 jaar oud zijn en 6 maanden werkloos zijn. We stelden vast dat het *afschaffen van die RSZ-vermindering heeft geleid tot een daling in uitstroom naar werk met 1,5 procentpunten* van werkzoekenden die meer dan 6 maanden werkloos zijn. Dat is een substantieel effect, want het impliceerde dat de RSZ-vermindering uitstroom naar werk verhoogde met 18% (van 8,3 naar 9,8%). We schatten de jaarlijkse kost per voltijds equivalente job die dankzij die RSZ-vermindering werd gecreëerd op 14 000 euro.

In de afwezigheid van een beleidswijziging hebben we de toepassingsmogelijkheden van een regression discontinuity in time (RDIT) geëxploreerd om uitspraken te doen over de effecten van het recht op VOP op uitstroom naar werk onder werkzoekenden met een arbeidshandicap. Resultaten tonen aan dat werkzoekenden significant meer kans hebben om uit te stromen naar werk na een periode van werkloosheid nadat ze een recht op VOP hebben verworven. De geschatte korte termijn-effecten zijn gelijk aan 1,9 procentpunten meer kans op uitstroom naar werk voor personen zonder indicatie BuSO. Voor personen met een indicatie BuSO verhoogt de kans op uitstroom naar werk met 2,9 procentpunten. De resultaten zijn significant op 1%-niveau en bovendien robuust aan de inclusie van achtergrondkenmerken en tijdseffecten in de regressieanalyse.

Beleidsaanbevelingen

In dit rapport formuleren we enkele concrete beleidsaanbevelingen per maatregel en meer algemeen over het Vlaamse doelgroepenbeleid. Hoewel we in het rapport antwoorden kunnen geven op de geformuleerde vraagstellingen in het project, rijzen er tegelijk ook vragen over de werkzame mechanismen van sommige maatregelen. Daarom formuleren we in de beleidsaanbevelingen ook belangrijke pistes voor verder onderzoek.

Het doelgroepenbeleid voor middengeschoolde jongeren bleek niet effectief. Per 1 januari 2020 werd die RSZ-vermindering afgeschaft. We kunnen deze beslissing van de minister tegemoetkomen met de resultaten gepresenteerd in dit rapport. Wat betreft het doelgroepenbeleid t.a.v. (erg) laaggeschoolde jongeren, zijn we, desondanks de tegenvallende resultaten, toch iets voorzichtiger in de conclusies. De doelgroep is kwetsbaar op de arbeidsmarkt, zoals onder andere blijkt uit de Vlaamse jeugdwerkloosheidscijfers. Hoewel we in dit rapport niet-significante resultaten presenteren, weten we niet waarom het doelgroepenbeleid t.a.v. laaggeschoolde jongeren niet effectief blijkt te zijn. We maken de suggestie dat de relatief korte contacten tussen werkgevers en laaggeschoolde jongeren mee aan de basis kan liggen van de geschatte resultaten. Dit vereist echter bijkomend onderzoek naar de werkzame mechanismen van het doelgroepenbeleid. De evaluatie van het doelgroepenbeleid t.a.v. langdurig werkzoekenden toont aan dat de RSZ-vermindering, die in Vlaanderen werd afgeschaft, wel degelijk 45+ met minimaal 6 maanden werkloosheid kon activeren. Daarom suggereren we om te overwegen om de maatregel voor deze doelgroep opnieuw in te voeren, waarbij het design van de maatregel eventueel wordt bijgestuurd aan de hand van bijkomend onderzoek. Resultaten over het doelgroepenbeleid t.a.v. werkzoekenden met een arbeidshandicap tonen aan dat de VOP het verschil kan maken voor een zorgvuldig geselecteerde doelgroep. Het is daarom zinvol om dit beleid te

² <https://arvastat.vdab.be/>

continuëren. De effectiviteit van VOP kan mogelijkwijze geïnterpreteerd worden in combinatie met (gespecialiseerde) arbeidsbemiddeling, begeleiding op de werkvloer, en kennisoverdracht rond de VOP van VDAB naar werkgevers. Het toetsen van deze hypothese aan de praktijk vereist echter bijkomend onderzoek.

Meer algemeen werd er tijdens het onderzoek voor elk van de geëvalueerde maatregelen gelijkaardige vaststellingen gemaakt. Eén van deze vaststellingen is dat werkgevers die werkzoekenden in een bepaalde doelgroep aanwerven niet altijd gebruik maken van de (meest optimale) loonkostensubsidies. Daarom suggereren we dat het doelgroepenbeleid effectiever zou kunnen zijn wanneer men werkgevers *automatisch* het recht op de RSZ-vermindering toekent. Een andere vaststelling is dat de loonkostensubsidies in de meeste gevallen niet gedurende meerdere opeenvolgende kwartalen worden toegekend, wat suggereert dat werkzoekenden slechts een beperkt aantal opeenvolgende kwartalen bij dezelfde werkgever aan de slag is. Dit is vooral problematisch wanneer het de signaalwaarde van de werkzoekende op de arbeidsmarkt aantast. Zo toont onderzoek van Baert et al (2016) aan dat het carrièrepad van oudere werknemers bepalend is voor hun perspectieven op de arbeidsmarkt. Verschillende periodes van werkloosheid na perioden van werk, bv. door einde contract of door opeenvolgende jobs in de uitzendsector, kan werkgevers het signaal geven dat de doelgroepen geen 'blijvers' zijn. De observatie kan op termijn zelfs versterkend werken wanneer doelgroepen pas worden aangeworven met de bijbehorende incentive in het geval werkgevers op zoek zijn naar werknemers voor een kortlopend project. Deze kortlopende projecten kunnen interessant zijn, maar tegelijk ook niet aansluiten bij het profiel en noden van de doelgroep. We suggereren daarom diepgaand onderzoek naar (het gebrek van) duurzaamheid van het activeringsbeleid; wat opnieuw betekent dat er meer onderzoek nodig is naar het optimale design (of werkzame mechanismen) van doelgroepenbeleid. Terwijl in het Vlaamse doelgroepenbeleid vaak wordt gewerkt met een regressieve methode over de tijd, zou men ook kunnen nadenken over progressieve maatregelen over de tijd of zelfs naar werkloosheidsduur. Loonkostensubsidies in Wallonië en Brussel, of zelfs in het buitenland, kunnen meer informatie verstrekken over werkzame mechanismen van doelgroepenbeleid. Ook kan het inzicht geven in RSZ-verminderingen t.a.v. andere ondersteunende maatregelen.

Inhoud

Beleidssamenvatting	3
Lijst afkortingen	13
Lijst tabellen	15
Lijst figuren	19
1 Loonkostensubsidies	23
1.1 Een beknopte literatuurstudie	23
1.1.1 De doelgroep	24
1.1.2 Structuur van de subsidies	24
1.1.3 Voorwaarden voor werkgevers	25
1.2 (Kosten)effectiviteit	28
2 Het Vlaamse doelgroepenbeleid	31
2.1 Het nieuwe Vlaamse doelgroepenbeleid	31
2.2 Kerncijfers van het Vlaamse doelgroepenbeleid	33
2.3 Van een federaal naar een Vlaams doelgroepenbeleid	34
2.3.1 Beleidskeuzes	34
2.3.2 Nieuwe administratieve procedures	35
2.3.3 Overgangsmaatregelen	36
2.3.4 Recente versterking van het Vlaamse doelgroepenbeleid	36
2.4 Loonkost	37
2.4.1 Effect doelgroepenbeleid	37
2.4.2 Effect tax shift	39
2.5 De winnaars en verliezers van het Vlaamse doelgroepenbeleid	40
2.5.1 Jongeren	41
2.5.2 Oudere werknemers	44
2.5.3 Langdurig werkzoekenden	45
2.5.4 Personen met een arbeidshandicap	47
2.6 De effectiviteit van het Vlaamse doelgroepenbeleid: acht hypothesen	48
3 Data	51
3.1 VDAB en DWSE-gegevens	51
3.1.1 VDAB-gegevens	51
3.1.2 DWSE-gegevens	54
3.2 Koppelen van DWSE en VDAB-gegevens	54
4 Methodologie	57
4.1 Inleiding	57
4.2 Drie evaluatiestrategieën	58
4.2.1 Difference-in-differences	58
4.2.2 Regression Discontinuity Design	60
5 Middengeschoolde jongeren	65
5.1 Kerncijfers	65
5.2 Profiel	69
5.3 Take-up	71
5.3.1 Methodologie	71
5.3.2 Schatting take-up	72
5.4 Duurzaamheid doelgroepvermindering en tewerkstelling	73
5.5 Evaluatie met difference-in-differences	75

5.5.1	Keuze van de controlegroep	75
5.5.2	Impact op korte termijn	77
5.5.3	Impact op kortlopende en duurzame tewerkstelling	80
5.6	Evaluatie met een Regression Discontinuity Design	84
5.6.1	Impact op korte termijn	84
5.6.2	Impact op kortlopende en duurzame tewerkstelling	88
5.7	Twee verschillende evaluaties, tegengestelde resultaten?	90
5.8	Conclusie	91
6	Laaggeschoolde jongeren	93
6.1	Kerncijfers	93
6.2	Profiel	97
6.3	Take-up	99
6.4	Duurzaamheid doelgroepvermindering en tewerkstelling	100
6.5	Evaluatie met difference-in-differences	102
6.5.1	Keuze van de controlegroep	102
6.5.2	Impact op korte termijn	105
6.5.3	Impact op kortlopende en duurzame tewerkstelling	109
6.6	Evaluatie met een Regression Discontinuity Design	114
6.6.1	Impact op korte termijn	114
6.6.2	Impact op kortlopende en duurzame tewerkstelling	118
6.7	Twee verschillende evaluaties, tegengestelde resultaten?	120
6.8	Conclusie	122
7	55+	123
7.1	Kerncijfers	123
7.2	Profiel	127
7.3	Take-up	128
7.4	Duurzaamheid doelgroepvermindering en tewerkstelling	129
7.5	Evaluatie	131
8	Langdurig werkzoekenden	133
8.1	Kerncijfers	135
8.2	Methodologie	137
8.3	Resultaten	140
8.3.1	Grafische analyse	140
8.3.2	Regressies	141
8.3.3	Andere hervormingen voor langdurig werkzoekenden	143
8.4	Een kosten(-baten) analyse	145
8.5	Conclusie	147
9	De Vlaamse ondersteuningspremie (VOP)	151
9.1	Literatuur	152
9.2	Wettelijk kader	155
9.3	Data	157
9.3.1	Data van DWSE	157
9.3.2	Kerncijfers	158
9.3.3	Looptijd van VOP	159
9.3.4	Data van VDAB	161
9.3.5	De steekproef van analyse	163
9.4	Een evaluatie van de Vlaamse Ondersteuningspremie (VOP)	166
9.5	Resultaten	169
9.5.1	Geen indicatie BuSO	170
9.5.2	Indicatie BuSO	172
9.6	Robuustheidsanalyse	173
9.6.1	Zijn er problemen met omgekeerde causaliteit	173
9.6.2	Zijn er problemen met interne validiteit	174
9.7	Conclusie	175
10	Beleidsaanbevelingen	177
10.1	Inleiding	177
10.2	RSZ-vermindering voor middengeschoolde jongeren	177

10.3	RSZ-vermindering voor laaggeschoolde jongeren	177
10.4	RSZ-vermindering voor 55+	178
10.5	RSZ-vermindering voor langdurige werkzoekenden	179
10.6	Loonkostensubsidies voor werkzoekenden met een arbeidshandicap	179
10.7	Algemeen	180

- BIJLAGEN -

	- BIJLAGEN -	181
bijlage 1	Take-up van RSZ-verminderingen in het federale doelgroepenbeleid	183
bijlage 2	Kerncijfers van het federale en Vlaamse doelgroepenbeleid	185
bijlage 3	Loonverdeling	193
bijlage 4	Middengeschoolde jongeren: bijkomende analyses	195
bijlage 5	Laaggeschoolde jongeren: bijkomende analyses	203
bijlage 6	Effect doelgroepenbeleid op aandeel geregistreerde schoolverlaters	213
bijlage 7	Invloed conjunctuur op laag-, midden- en hooggeschoolde jongeren	215
bijlage 8	Langdurig werkzoekenden: bijkomende analyses	221

Referenties

223

Lijst afkortingen

DGV	Doelgroepvermindering
IBO	Individuele Beroepsopleiding
KSZ	Kruispuntbank Sociale Zekerheid
RSZ	Rijksdienst voor Sociale Zekerheid
SERV	De Sociaal-Economische Raad van Vlaanderen
TWE	Tijdelijke Werkervaring
VDAB	Vlaamse Dienst voor Arbeidsbemiddeling en Beroepsopleiding
VTE	Voltijds equivalent

Lijst tabellen

Tabel 1	Evolutie van het Vlaamse doelgroepenbeleid	4
Tabel 2	Begunstigden en kostprijs van het Vlaamse doelgroepenbeleid	5
Tabel 3	Effectiviteit van het doelgroepenbeleid op de uitstroom naar werk	6
Tabel 1.1	Literatuuroverzicht	26
Tabel 2.1	Overzicht van het Vlaamse doelgroepenbeleid (van 1 juli 2016 tot 31 december 2018)	32
Tabel 2.2	Kerncijfers Vlaams doelgroepenbeleid	34
Tabel 2.3	Loonkostensubsidies voor laag- en middengeschoolde jongeren voor de hervorming	42
Tabel 2.4	Loonkostensubsidies voor oudere werknemers voor de hervorming	44
Tabel 2.5	Loonkostensubsidies voor langdurig werkzoekenden voor de hervorming	46
Tabel 2.6	Loonkostensubsidies voor personen met verminderde arbeidsgeschiktheid/handicap voor de hervorming	48
Tabel 3.1	Aantal werkzoekenden die meerdere keren instromen in de werkloosheid in de periode 2012-2019	53
Tabel 3.2	Aandeel middengeschoolde jongeren waarvoor wel een DGV werd uitgekeerd, maar die niet zijn uitgestroomd naar werk volgens VDAB-gegevens (in %)	55
Tabel 4.1	Structuur van hoofdstukken 5 t.e.m. 9	57
Tabel 5.1	Kerncijfers doelgroepvermindering middengeschoolde jongeren	66
Tabel 5.2	Prestatie van middengeschoolde jongeren met DGV per kwartaal (in %)	66
Tabel 5.3	Middengeschoolde jongeren met een DGV niet gekend bij VDAB	70
Tabel 5.4	Kenmerken middengeschoolde jongeren met een DGV per kwartaal	70
Tabel 5.5	Profiel van middengeschoolde jongeren met en zonder DGV (in %)	71
Tabel 5.6	Take-up (in %)	73
Tabel 5.7	Aandeel midden- en hooggeschoolde werkzoekende jongeren (17-24,5 jaar) aan het werk 6 maanden na instroom in de werkloosheid (in %)	78
Tabel 5.8	Effect doelgroepenbeleid op tewerkstelling middengeschoolde jongeren (17-24,5 jaar) 6 maanden na instroom in de werkloosheid	79
Tabel 5.9	Effect doelgroepenbeleid op aandeel jongeren aan het werk na 6 maanden per studierichting	79
Tabel 5.10	Effect doelgroepenbeleid in gemeenten met een lage versus hoge jeugdwerkloosheid	80
Tabel 5.11	Effect doelgroepenbeleid op kortlopende en duurzame tewerkstelling van middengeschoolde jongeren (17-24 jaar)	83
Tabel 5.12	Uitstroom naar werk binnen het beschouwde kwartaal van middengeschoolde werkzoekenden tussen 24,75 en 25 jaar (doelgroep) versus middengeschoolde werkzoekenden tussen 25 en 25,25 jaar (controlegroep)	87
Tabel 5.13	Effect doelgroepenbeleid op uitstroom naar werk binnen het beschouwde kwartaal van middengeschoolde jongeren	87
Tabel 5.14	Validiteit van de RDD: verschil in uitstroom naar werk tussen doel- en controlegroep voor de hervorming van het doelgroepenbeleid	88

Tabel 5.15	Kans op uitstroom naar werk binnen het beschouwde kwartaal en tewerkstelling van een minimaal aantal maanden (doel- versus controlegroep, in %)	89
Tabel 5.16	Effect doelgroepenbeleid op kortlopende en duurzame tewerkstelling	89
Tabel 6.1	Kerncijfers doelgroepvermindering laaggeschoolde jongeren	94
Tabel 6.2	Prestatie van laaggeschoolde jongeren met DGV per kwartaal (in %)	94
Tabel 6.3	Laaggeschoolde jongeren met een DGV niet gekend bij VDAB	97
Tabel 6.4	Kenmerken laaggeschoolde jongeren met een DGV per kwartaal	98
Tabel 6.5	Profiel van laaggeschoolde jongeren met en zonder DGV (in %)	99
Tabel 6.6	Take-up (in %)	100
Tabel 6.7	Aandeel laag- en hooggeschoolde werkzoekende jongeren (17-24,5 jaar) aan het werk 6 maanden na instroom in de werkloosheid (in %)	106
Tabel 6.8	Effect doelgroepenbeleid op tewerkstelling laaggeschoolde jongeren (17-24,5 jaar) 6 maanden na instroom in de werkloosheid	107
Tabel 6.9	Effect doelgroepenbeleid op laaggeschoolde jongeren (17-24,5 jaar) naar studierichting	108
Tabel 6.10	Effect doelgroepenbeleid in gemeenten met een lage versus hoge jeugdwerkloosheid	109
Tabel 6.11	Effect doelgroepenbeleid op kortlopende en duurzame tewerkstelling van laaggeschoolde jongeren (17-24 jaar)	112
Tabel 6.12	Uitstroom naar werk binnen het beschouwde kwartaal van laaggeschoolde werkzoekenden tussen 24,75 en 25 jaar (doelgroep) versus laaggeschoolde werkzoekenden tussen 25 en 25,25 jaar (controlegroep)	116
Tabel 6.13	Effect doelgroepenbeleid op uitstroom naar werk binnen het beschouwde kwartaal van laaggeschoolde jongeren	117
Tabel 6.14	RDD naar studieniveau	117
Tabel 6.15	Validiteit van de RDD: verschil in uitstroom naar werk tussen doel- en controlegroep voor de hervorming van het doelgroepenbeleid	118
Tabel 6.16	Kans op uitstroom naar werk binnen het beschouwde kwartaal en tewerkstelling van een minimaal aantal maanden (doel- versus controlegroep, in %)	119
Tabel 6.17	Effect doelgroepenbeleid op kortlopende en duurzame tewerkstelling	120
Tabel 7.1	Kerncijfers doelgroepvermindering aanwerven 55+	124
Tabel 7.2	Prestatie van 55+ met DGV per kwartaal (in %)	124
Tabel 7.3	55+ met een DGV niet gekend bij VDAB	127
Tabel 7.4	Kenmerken 55+ met een DGV per kwartaal	128
Tabel 7.5	Profiel van 55+ met en zonder DGV (in %)	128
Tabel 7.6	Take-up (in %)	129
Tabel 8.1	Loonkostensubsidies voor langdurig werkzoekenden (minstens 45 jaar oud) in het federale doelgroepenbeleid	135
Tabel 8.2	Kerncijfers RSZ-vermindering '6 maanden werkzoekend'	136
Tabel 8.3	Kerncijfers RSZ-vermindering '12 maanden werkzoekend'	136
Tabel 8.4	Effect van het afschaffen van de RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekenden op uitstroom naar werk na 6 maanden	142
Tabel 8.5	Uitstroom naar werk van langdurig werkzoekenden in de controlegroep	145
Tabel 8.6	Kost per nieuwe netto-job van de RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekenden	147
Tabel 9.1	Samenvatting van de literatuur	153
Tabel 9.2	Wettelijk kader in verband met de Vlaamse Ondersteuningspremie	156

Tabel 9.3	Kerncijfers Vlaamse Ondersteuningspremie voor personen met een arbeidshandicap (N=18855)	159
Tabel 9.4	Achtergrondkenmerken van personen naar indicatie BuSO en indicatie recht op VOP	162
Tabel 9.5	Achtergrondkenmerken van de steekproef van personen met een recht op VOP naar indicatie BuSO	164
Tabel 9.6	Informatie over gemiddelde aantal werkloosheidsperioden per persoon over de periode 2012-2018	167
Tabel 9.7	Geen indicatie BuSO: Impact van recht op VOP op uitstroom naar werk (%)	171
Tabel 9.8	Indicatie BuSO: Impact van recht op VOP op uitstroom naar werk (%)	173
Tabel 10.1	Samenvatting conclusies	177
Tabel b1.1	Take-up van RSZ-verminderingen in het federale doelgroepenbeleid bij laaggeschoolde werkzoekenden jonger dan 25 jaar (in %)	183
Tabel b1.2	Take-up van RSZ-verminderingen in het federale doelgroepenbeleid bij middengeschoolde werkzoekenden jonger dan 25 jaar	184
Tabel b2.1	Gemiddeld aantal maandelijke Activa-begunstigden (Vlaams Gewest)	186
Tabel b2.2	De jaarlijkse kost van Activa (Vlaams Gewest) (miljoen euro)	186
Tabel b2.1	RSZ-vermindering voor jongeren met werkplaats in het Vlaamse Gewest (VTE)	188
Tabel b2.2	RSZ-vermindering voor oudere werknemers met werkplaats in het Vlaamse Gewest (VTE)	189
Tabel b2.3	RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekenden met werkplaats in het Vlaamse Gewest (VTE)	189
Tabel b2.4	Evolutie aanvragen tewerkstellingspremie 50+	192
Tabel b4.1	Parallel trend assumptie voor middengeschoolde werkzoekende jongeren (doelgroep) vs. hooggeschoolde werkzoekende jongeren (controlegroep) voor de indicator 'aandeel aan het werk na 6 maanden'	195
Tabel b4.2	Parallel trend assumptie voor indicatoren minimaal 1 tot 12 opeenvolgende maanden gewerkt bij eerste tewerkstelling over een periode van 12 maanden	196
Tabel b4.3	Effect van de DGV voor middengeschoolden per leeftijdsgroep	199
Tabel b4.4	Schatten van het diff-in-diff model op de RDD-steekproef	201
Tabel b5.1	Testen van de parallel trend assumptie voor laaggeschoolde jongeren voor drie controlegroepen (laaggeschoolde werkzoekenden, 25-30 jaar; laaggeschoolde werkzoekenden, 30-35 jaar; en hooggeschoolde werkzoekenden, 17-24,5 jaar)	203
Tabel b5.2	Testen van de parallel trend assumptie voor analyses naar studieniveau met hooggeschoolde werkzoekenden (17-24,5 jaar) als controlegroep	205
Tabel b5.3	Parallel trend assumptie voor indicatoren minimaal 1 tot 12 opeenvolgende maanden gewerkt bij eerste tewerkstelling over een periode van 12 maanden	207
Tabel b5.4	Effect van de DGV voor laaggeschoolden per leeftijdsgroep	209
Tabel b5.5	Schatten van het diff-in-diff model op de RDD-steekproef	211
Tabel b7.1	Correlatie tussen uitstroom naar werk binnen 6 maanden van laag-en hooggeschoolde jongeren en de conjunctuur	217
Tabel b7.2	Effect van de DGV voor laaggeschoolden, na controle voor de economische conjunctuur	218
Tabel b7.3	Effect van de DGV voor middengeschoolden, na controle voor de economische conjunctuur	219

Lijst figuren

Figuur 2.1	Simulatie van het effect van de DGV jongeren op loonkost (situatie op 2019 Q1)	38
Figuur 2.2	Simulatie van het effect van de DGV 55-plus op loonkost (situatie op 2019 Q1)	39
Figuur 2.3	Simulatie van de evolutie van de loonkost na tax shift en DGV middengeschoolde jongeren	40
Figuur 2.4	Simulatie van de maximale loonkostensubsidie bij het aanwerven van een laag- of middengeschoolde jongere voor en na de hervorming	43
Figuur 2.5	Simulatie van de maximale loonkostensubsidie bij aanwerving van een oudere werkzoekende in functie van diens leeftijd voor en na de hervorming	45
Figuur 2.6	Simulatie van de maximale loonkostensubsidie voor langdurig werkzoekenden in het federale doelgroepenbeleid (voor werkzoekenden jonger en ouder dan 45 jaar) versus de nieuwe aanwervingsincentive voor langdurig werkzoekenden (AWI)	47
Figuur 5.1	Cumulatieve distributie toegekende DGV voor middengeschoolde jongeren (2016 Q3 t.e.m. 2018 Q2)	67
Figuur 5.2	Cumulatieve distributie van de refertekwartaallonen (2016 Q3 t.e.m. 2018 Q2)	68
Figuur 5.3	Reëel effect van de RSZ-vermindering voor middengeschoolde jongeren op de loonkost	69
Figuur 5.4	Duurzaamheid van de doelgroepvermindering: voor welk aandeel van de jongeren voor wie in een eerste kwartaal een DGV wordt toegekend, wordt ook in de daaropvolgende kwartalen een DGV toegekend?	74
Figuur 5.5	Aandeel jongeren (onafgebroken) aan het werk nadat voor het eerst een DGV werd toegekend	75
Figuur 5.6	Parallel trends voor middengeschoolde werkzoekende jongeren (doelgroep) vs. hooggeschoolde werkzoekende jongeren (controlegroep)	76
Figuur 5.7	Uitstroom naar werk van midden- en hooggeschoolde werkzoekende jongeren (17-24,5 jaar)	77
Figuur 5.8	Aandeel middengeschoolde werkzoekende jongeren (17-24 jaar) dat minimaal 1 tot 12 opeenvolgende maanden heeft gewerkt bij de eerste tewerkstelling binnen 12 maanden na instroom in de werkloosheid	81
Figuur 5.9	Effect doelgroepenbeleid op kortlopende en duurzame tewerkstelling (op basis van resultaten in Tabel 5.11)	82
Figuur 5.10	Take-up van de DGV bij middengeschoolde jongeren uitgestroomd naar werk (doel- versus controlegroep)	85
Figuur 5.11	Uitstroom naar werk van middengeschoolde werkzoekenden in het beschouwde kwartaal in functie van de leeftijd op de laatste dag van dat kwartaal	86
Figuur 6.1	Cumulatieve distributie toegekende DGV voor laaggeschoolde jongeren (2016 Q3 t.e.m. 2018 Q2)	95
Figuur 6.2	Cumulatieve distributie van de refertekwartaallonen (2016 Q3 t.e.m. 2018 Q2)	96
Figuur 6.3	Reëel effect van de DGV voor laaggeschoolde jongeren op de loonkost	97

Figuur 6.4	Duurzaamheid van de doelgroepvermindering: voor welk aandeel van de jongeren voor wie in een eerste kwartaal een DGV wordt toegekend, wordt ook in de daaropvolgende kwartalen een DGV toegekend?	101
Figuur 6.5	Aandeel jongeren (onafgebroken) aan het werk nadat voor het eerst een DGV werd toegekend	102
Figuur 6.6	Testen van de parallel trend assumptie voor drie mogelijke controlegroepen	104
Figuur 6.7	Uitstroom naar werk van laag- en hooggeschoolde werkzoekende jongeren (17-24,5 jaar)	106
Figuur 6.8	Aandeel laaggeschoolde werkzoekende jongeren (17-24 jaar) dat minimaal 1 tot 12 opeenvolgende maanden heeft gewerkt bij de eerste tewerkstelling binnen 12 maanden na instroom in de werkloosheid	110
Figuur 6.9	Effect doelgroepenbeleid op kortlopende en duurzame tewerkstelling (op basis van tabel 6.11)	113
Figuur 6.10	Effect doelgroepenbeleid op kortlopende en duurzame tewerkstelling van erg laaggeschoolde jongeren (links) en laaggeschoolde jongeren met diploma 2 ^{de} graad BSO of uit deeltijds beroepsonderwijs (rechts)	113
Figuur 6.11	Take-up van de DGV bij laaggeschoolde jongeren uitgestroomd naar werk (doel- versus controlegroep)	114
Figuur 6.12	Uitstroom naar werk van laaggeschoolde werkzoekenden in het beschouwde kwartaal in functie van de leeftijd op de laatste dag van dat kwartaal	115
Figuur 7.1	Cumulatieve distributie toegekende DGV voor aanwerven 55+ (2016 Q3 t.e.m. 2018 Q2)	125
Figuur 7.2	Cumulatieve distributie van de referentekwartaallonen (2016 Q3 t.e.m. 2018 Q2)	126
Figuur 7.3	Reëel effect van de DGV voor het aanwerven van 55+ op de loonkost	127
Figuur 7.4	Duurzaamheid van de doelgroepvermindering: voor welk aandeel van de 55+ voor wie in een eerste kwartaal een DGV wordt toegekend, wordt ook in de daaropvolgende kwartalen een DGV toegekend?	130
Figuur 7.5	Aandeel 55+ (onafgebroken) aan het werk nadat voor het eerst een DGV werd toegekend	131
Figuur 7.6	Potentiële controlegroepen voor 55+: de parallel trend assumptie houdt niet	132
Figuur 8.1	Cumulatieve distributie toegekende RSZ-verminderingen voor langdurig werkzoekenden (2015 Q1 t.e.m. 2018 Q2)	137
Figuur 8.2	Uitstroom naar werk van werkzoekenden van 45 t.e.m. 48 jaar voor en na het afschaffen van de RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekenden (hazard rate)	140
Figuur 8.3	Andere hervormingen: uitstroom naar werk voor en na de hervorming in de controlegroep (hazard rate)	144
Figuur 8.4	Uitstroom naar werk dankzij de RSZ-vermindering	146
Figuur 8.5	Samenvatting van de analyses	148
Figuur 9.1	Structuur van de dataset van Departement Werk en Sociale Economie (N=18855)	158
Figuur 9.2	Looptijd van VOP: aandeel werkgevers die kwartaal 2016Q3 tot 2017Q2 40%, kwartaal 2017Q3 tot 2018Q2 30% en kwartaal 2018Q2 en 2018Q3 20% van het geplafonneerd refereteloon krijgen voor de tewerkstelling van een persoon met arbeidshandicap	160
Figuur 9.3	Looptijd van VOP: aandeel werkgevers die over de ganse looptijd 40% van het geplafonneerd refereteloon krijgen voor de tewerkstelling van een persoon met arbeidshandicap	160
Figuur 9.4	Jaar waarin het recht op VOP wordt verworven voor de steekproef van personen met arbeidshandicap naar indicatie BuSO	163

Figuur 9.5	Aandeel van de personen dat gedurende 10 opeenvolgende kwartalen VOP gebruikt naar indicatie BuSO	165
Figuur 9.6	Percentage van het geplafonneerd referteloon dat VOP gebruikers krijgen tijdens hun tewerkstelling	165
Figuur 9.7	Voorbeeld van werkloosheid en werk historiek van één persoon met arbeidshandicap in de dataset	167
Figuur 9.8	Geen indicatie BuSO: De kans op uitstroom naar werk (%) na een periode van werkloosheid in functie van het aantal maanden voor/na het verwerven van het recht op VOP	170
Figuur 9.9	Indicatie BuSO: De kans op uitstroom naar werk (%) na een periode van werkloosheid in functie van het aantal maanden voor/na het verwerven van het recht op VOP	172
Figuur 9.10	Aantal maanden werkloos op het moment van het verwerven van het recht op VOP	174
Figuur b1.1	Evolutie van het aantal begunstigden van RSZ-verminderingen voor laaggeschoolde jongeren (federaal doelgroepenbeleid, overgangsmatregelen, Vlaams doelgroepenbeleid)	184
Figuur b3.1	Loondistributie van werknemers per leeftijdsgroep	193
Figuur b3.2	Loondistributie 55+ (2018 Q3)	194
Figuur b4.1	Parallel trend assumptie voor middengeschoolde werkzoekenden 30-35 jaar	197
Figuur b6.1	Evolutie aandeel schoolverlaters geregistreerd bij VDAB	214
Figuur b7.1	Evolutie van de conjunctuur	216
Figuur b8.1	Uitstroom naar werk met een RSZ-vermindering in functie van het aantal maanden na instroom in de werkloosheid (hazard rate)	222

1 | Loonkostensubsidies

1.1 Een beknopte literatuurstudie

Loonkostensubsidies hebben als doel de vraag naar arbeid te verhogen door het verlagen van de loonkost. Loonkostensubsidies zijn dus een instrument om jobs te creëren. Hoewel de doelstellingen en filosofie van loonkostensubsidies steeds dezelfde zijn, kunnen de modaliteiten sterk verschillen. Die modaliteiten beïnvloeden de effectiviteit van loonkostensubsidies (Brown et al., 2011, Sjögren & Vikström, 2015). In deze sectie geven we een beknopt overzicht van de verschillende elementen waaruit moet worden gekozen bij het vormgeven van loonkostensubsidies. Het Nederlandstalige rapport van Coomans en Bollens (2013) gaat hier dieper op in. Het uitgebreide Franstalig rapport van Dejemeppe en Van der Linden (2013) en een beknoptere nota van dezelfde auteurs (Dejemeppe & Van der Linden, 2016) bieden ook een interessant overzicht en bespreken de effecten op tewerkstelling van enkele specifieke loonkostensubsidies in België.

Tabel 1.1 bespreekt de modaliteiten en effectiviteit van verschillende (buitenlandse) loonkostensubsidies. We selecteerden daarbij academische studies op basis van vier inclusiecriteria: (1) de loonkostensubsidie wordt toegekend aan de werkgever (en niet aan de werknemer, cf. de werkbonus); (2) de doelgroep zijn jongeren, ouderen, personen met een arbeidshandicap of langdurig werkzoekenden, of het beleid zet in op het subsidiëren van laagbetaalde arbeid; (3) de studie evalueert de impact van de loonkostensubsidie op de tewerkstelling van de doelgroep; en (4) de studie gebruikt daarbij een robuuste econometrische identificatiestrategie, waarbij er wordt gewerkt met een controlegroep.

In totaal selecteerden we elf studies. Met uitzondering van een studie over loonkostensubsidies voor jongeren in Chili, behandelen de andere studies loonkostensubsidies in Europese landen (vier studies in Duitsland, drie studies in Zweden, en één studie in België, Finland en Frankrijk). Het gaat om studies die recente beleidswijzigingen evalueren. De oudste loonkostensubsidie die wordt geëvalueerd werd geïmplementeerd in 1998 (Jaenichen & Stephan, 2011). Drie studies bespreken het effect van een structurele verlaging van de loonkosten op de tewerkstelling van oudere werknemers in België (Albanese & Cockx, 2015) en jongeren in Zweden (Egebark & Kaunitz, 2018, Saez et al., 2019). Alle andere studies bespreken subsidies die de loonkosten tijdelijk verlagen bij het aanwerven van een werkzoekende uit een specifieke doelgroep of bij het aanwerven van een werkzoekende in een laagbetaalde job. We identificeerden geen enkele studie over een loonkostensubsidie voor personen met een arbeidshandicap die voldeed aan de vier inclusiecriteria.

Op basis van de geselecteerde studies bespreken we achtereenvolgens volgende kenmerken van loonkostensubsidies: (1) verschillen m.b.t. de doelgroep, (2) de structuur van de subsidies (e.g. bedrag en looptijd), en (3) voorwaarden voor werkgevers om in aanmerking te komen voor loonkostensubsidies. We gebruiken die studies eveneens om in sectie 1.2 te illustreren met welke (ongewenste) effecten van loonkostensubsidies er rekening moet worden gehouden bij het evalueren van de (kosten-)effectiviteit van loonkostensubsidies.

1.1.1 De doelgroep

Loonkostensubsidies richten zich typisch op een specifieke doelgroep. We onderscheiden daarbij enerzijds loonkostensubsidies die afhangen van de kenmerken van de job (e.g. loon, sector, nachtwerk, ...) en anderzijds loonkostensubsidies die worden toegekend op basis van persoonskenmerken (jongeren, ouderen, langdurig werkzoekenden, migranten, ...). Loonkostensubsidies op basis van persoonskenmerken worden vaak enkel toegekend aan werknemers onder een bepaalde loongrens.

In de meeste landen worden loonkostensubsidies toegekend op basis van ‘objectieve’ kenmerken, die eenvoudig te verifiëren zijn (e.g. leeftijd, werkloosheidsduur, loon). Opvallend is echter dat Duitsland en Zweden in het verleden ook werkten met loonkostensubsidies die werden toegekend door bemiddelaars van arbeidsbemiddelingsdiensten (Jaenichen en Stephan, 2011, Schünemann et al., 2015, Lombardi et al., 2018). In Duitsland kwamen werkzoekenden die tussen 12 en 24 maanden werkzoekend waren in aanmerking voor een loonkostensubsidie, maar enkel als dit expliciet werd goedgekeurd door de bemiddelaar. Uiteindelijk kregen slechts 2,5% tot 4,5% van de langdurig werkzoekenden ook effectief de loonkostensubsidie (Schünemann et al., 2015). Lombardi et al. (2018) tonen zelfs aan dat een loonkostensubsidie voor langdurig werkzoekenden in Zweden die expliciet moet worden goedgekeurd door bemiddelaars effectiever is dan een gelijkaardige subsidie die automatisch wordt toegekend. De auteurs suggereren dat bemiddelaars kunnen inschatten of een bedrijf daadwerkelijk sterk staat en groeit of enkel loonkostensubsidies gebruikt om de eigen kosten te kunnen drukken. Doordat bemiddelaars enkel loonkostensubsidies toekennen aan gezonde bedrijven verhoogt de effectiviteit van de maatregel.

1.1.2 Structuur van de subsidies

De structuur van de subsidies behelst (1) de hoogte van de loonkostensubsidies, (2) structurele subsidies of subsidies begrensd in tijd en (3) of, en in welke mate, de subsidies toenemen, constant blijven of dalen over tijd. Deze drie elementen en de keuze van de doelgroep bepalen de budgettaire kost van de loonkostensubsidies. Om de kosten voor de overheid te beperken zijn in het algemeen loonkostensubsidies die veel werknemers bereiken minder genereus dan loonkostensubsidies die zich richten op een kleine, kwetsbare groep. Om dezelfde reden zijn structurele loonkostensubsidies of subsidies met een lange looptijd vaak lager dan subsidies die slechts voor een korte periode worden toegekend.

We stellen grote verschillen vast m.b.t. de structuur van de subsidies (tabel 1.1): de loonkostensubsidies variëren van 5% tot 60% van de loonkost; zowel structurele als tijdelijke loonkostensubsidies worden ingezet; bij tijdelijke subsidies varieert de looptijd van een paar maanden tot een paar jaar; en de meeste subsidies blijven ofwel constant, of dalen over tijd. De nieuwe doelgroepverminderingen in het Brussels Hoofdstedelijk Gewest is een van de weinige loonkostensubsidies die toenemen over tijd (zie kader).

De doelgroepverminderingen in het BHG zijn het hoogst tussen de 7^{de} en de 19^{de} maand

In het kader van de zesde staatshervorming werden ook in het BHG de doelgroepverminderingen hervormd. Er werd gekozen om in te zetten op langdurig werkzoekenden (minimaal 12 maanden werkzoekend), laaggeschoolde werkzoekenden jonger dan 30 jaar, en werkzoekenden ouder dan 57 jaar.³

In tegenstelling tot de andere gewesten wordt de doelgroepvermindering niet gedifferentieerd per doelgroep. Voor elke werkzoekende uit de drie doelgroepen krijgt de werkgever een subsidie van 350 euro/maand tijdens de eerste 6 maanden, 800 euro/maand gedurende de volgende 12 maanden en opnieuw 350 euro/maand gedurende de laatste 12 maanden. De totale subsidie loopt dus op tot 15 900 euro over een periode van 30 maanden. De vermindering wordt verder verhoogd in geval van verminderde arbeidsgeschiktheid.

Wat uitzonderlijk is aan die loonkostensubsidie is dat ze in een eerste periode beperkt is tot 350 euro/maand, maar in een tweede periode wel sterk toeneemt (800 euro/maand), en vervolgens opnieuw daalt (350 euro/maand). De loonkostensubsidie stijgt dus over tijd, terwijl in de meeste andere landen, inclusief de regio's Vlaanderen en Wallonië, de subsidies typisch constant blijven of dalen over tijd.

1.1.3 Voorwaarden voor werkgevers

Loonkostensubsidies worden vaak enkel toegekend als de werkgever voldoet aan specifieke voorwaarden. Dat is erg context specifiek. Volgende voorwaarden komen wel regelmatig terug:

- de verplichting om contracten van onbepaalde duur aan te bieden;
- de verplichting om minimaal een deeltijdse tewerkstelling aan te bieden;
- de verplichting om de werknemers opleidingen op de werkvloer aan te bieden;
- na afloop van de loonkostensubsidies, dient de betrokken werknemer minimaal gedurende dezelfde periode als de looptijd van de subsidie te worden tewerkgesteld;
- enkel subsidies voor bedrijven waar het aantal werknemers toeneemt (om zo te vermijden dat turnover toeneemt en bedrijven enkel bestaande werknemers vervangen door goedkopere, nieuwe werknemers);
- enkel subsidies voor KMO's.

In welke mate die voorwaarden de (kosten-)effectiviteit van de loonkostensubsidies verhogen is nauwelijks geëvalueerd in de literatuur.

³ Sommige specifieke groepen komen eveneens in aanmerking voor een doelgroepvermindering. Voor alle details zie www.actiris.be/Portals/33/ACTIVA%20Brussels%20WZ%20bis.pdf.

Tabel 1.1 Literatuuroverzicht

Auteurs	Land	Jaar hervorming doelgroepen-beleid	Doelgroep	Details doelgroep	Beschrijving loonkostensubsidie	Identificatie strategie	Effectiviteit	Kosteneffectief
Egebark & Kaunitz (2014)	Zweden	2007; 2009	Jongeren	<25 jaar; uitgebreid in 2009 tot <26 jaar	Permanente belastingverlaging: 11 pp in 2007; bijkomende verlaging met 6 pp in 2009	DiD	+	-
Saez; Schoefer & Seim	Zelfde hervorming als beschreven hierboven, maar bestudeert naast het effect op de tewerkstelling van jongeren ook het effect op bedrijven zelf en lonen van alle werknemers (ongeacht leeftijd)					DiD	+	
Bravo & Rau (2013)	Chili	2009	Jongeren	18-24 jaar; met een hoge 'kwetsbaarheid' score (<40% armste deel van de bevolking)	Subsidie voor de werknemer tot 20% van het jaarlijks inkomen (take-up rate van 20%) Subsidie voor de werkgever tot 10% van de jaarlijkse loonkost (take-up rate van slechts 5%)	RDD	+	
Caliendo et al. (2011)	Duitsland		Jongeren		Studie evalueert verschillende ALMP waaronder de WS (loonkostensubsidie van 1 jaar; tot 50% van de loonkost) en de JWS (loonkostensubsidie van 1 jaar voor 60% van de loonkost, of voor 2 jaar voor 40% van de loonkost). Verplichting om de werknemer na afloop van de subsidie te werk te stellen gedurende een bepaalde periode (WS: even lang als de periode van de subsidie; JWS: minimaal de helft van de periode van de subsidie)	PSM	+	
Sjögren & Vikström (2015)	Zweden	2007; 2009	Langdurig werkzoekenden	12 maanden werkloos (inclusief sommige vormen van inactiviteit) in de laatste 15 maanden	New Start Jobs; subsidie gelijk aan de payroll tax (31.4%); looptijd is gelijk aan de voorgaande werkloosheidsperiode; de subsidie verdubbelde in 2009 als reactie op de recessie; subsidie loopt tweemaal zo lang voor werkzoekenden ouder dan 55 jaar; andere regels voor migranten en jongeren	DiD; RDD	+	+/- (slechts gedeeltelijk onderzocht, verdubbelen van de looptijd wel kosten-effectiever dan verdubbelen subsidie)
Schünemann et al. (2015)	Duitsland	1989; 2002	Langdurig werkzoekenden	Tussen de 12 en 24 maanden werkzoekend (definitieve beslissing door bemiddelaar)	60% van de loonkost in de eerste 6 maanden; 40% in de laatste 6 maanden; maximale looptijd 12 maanden; werknemers krijgen een contract van onbepaalde duur; na afloop van de subsidie dient de werknemer voor minimaal dezelfde periode als de looptijd van de subsidie te worden aangeworven; gesloten financiering, waarbij de bemiddelaar beslist wie recht krijgt; slechts 2,5% tot 4,5% van de langdurig werkzoekenden krijgen uiteindelijk de subsidie	DiD & RDD; PSM	0	

Tabel 1.1 Literatuuroverzicht (vervolg)

Auteurs	Land	Jaar hervorming doelgroepen-beleid	Doelgroep	Details doelgroep	Beschrijving loonkostensubsidie	Identificatie strategie	Effectiviteit	Kosteneffectief
Huttunen et al. (2013)	Finland	2009; 2010	Oudere werknemers	Oudere werknemers in laag-betaalde arbeid	Werknemers ouder dan 54 jaar met een loon tussen 900 en 2000 euro/maand; maximale subsidie gelijk aan 16% van de loonkost, maar daalt met het loon (dooft uit bij 2 000 euro/maand)	Triple DiD	0	-
Albanese & Cockx (2015)	België	2002	Oudere werknemers	Werknemers ouder dan 58 jaar. Evaluatie enkel voor mannen.	Permanente verlaging van de sociale zekerheidsbijdragen van 400 euro/kwartaal voor werknemers ouder dan 58 jaar die minimaal 80% werken (lagere subsidies voor werknemers <80% werken) (4% van de mediaan loonkost)	cDiD	+/- (enkel positief effect bij hoog risico op vervroegd pensioen)	-
Boockmann et al. (2012)	Duitsland	1998; 2002; 2004	Oudere werknemers	Kwetsbare werkzoekenden ouder dan 50 jaar (beslissing om subsidie toe te kennen door de bemiddelaar) Tot 2002 enkel langdurig werkzoekenden	50% van de loonkost; maximaal 24 maanden	DiD	+/- (enkel voor vrouwen in Oost-Duitsland)	-
Cahuc et al. (2018)	Frankrijk	December 2008	Laagbetaalde arbeid	Nieuwe aanwervingen bij bedrijven met minder dan 10 werknemers	Subsidie voor nieuwe aanwervingen; subsidie bedraagt 12% van de loonkost voor werknemer met het minimumloon; daalt met loon (geen subsidie meer bij 1.6 keer minimumloon); reactie op recessie	DiD	+	+
(Jaenichen & Stephan, 2011)	Duitsland	1998; 2003	Kwetsbare werkzoekenden	Kwetsbare werkzoekenden (langdurig werkzoekend, personen met arbeidshandicap, ...); beslissing door de bemiddelaar	50% van de loonkost; maximaal 12 maanden	DiD	+ (maar onvoldoende controle voor negatieve effecten)	

* (c)DiD: (conditional) difference-in-differences; RDD: regression discontinuity design; PSM: propensity score matching.

1.2 (Kosten)effectiviteit

De doelstelling van loonkostensubsidies is het verhogen van de tewerkstelling in de samenleving, en niet enkel het verhogen van de tewerkstelling van de specifieke doelgroep. Een loonkostensubsidie voor jongeren die weliswaar tewerkstelling van jongeren verhoogt, maar dit ten koste van tewerkstelling voor 25-plussers is dus niet effectief. *Een effectieve loonkostensubsidie creëert dus nieuwe jobs, die zonder deze subsidie niet zouden bestaan.*

Het evalueren van de effectiviteit van loonkostensubsidies is complex. Drie effecten bemoeilijken dergelijke evaluaties (Marx, 2001):

- deadweight effecten: een deel van de werkzoekenden die aan de slag gaan met een loonkostensubsidie zouden ook werk hebben gevonden zonder deze subsidie;
- *substitutie effecten*: werkgevers kunnen beslissen om werkzoekenden uit de doelgroep aan te werven ten koste van werkzoekenden die niet genieten van een loonkostensubsidie. Een klassiek voorbeeld is de substitutie van werkzoekenden die ouder zijn dan 25 jaar (waarvoor geen loonkostensubsidie geldt) door jongeren (waarvoor wel een subsidie wordt toegekend);
- *verdringingseffecten (displacement effects)*: jobs die verloren gaan bij werkgevers die geen loonkostensubsidies ontvangen, maar concurreren met werkgevers die wel subsidies ontvangen.

Daarnaast wijst de empirische literatuur ook op *stigma-effecten*, waarbij werkzoekenden die aangeven dat ze recht hebben op een loonkostensubsidie een negatief signaal sturen naar de werkgever en daardoor niet worden aangeworven (Burtless, 1985). Wanneer stigma-effecten belangrijk zijn, kan een loonkostensubsidie zelfs een negatief effect hebben op de tewerkstelling van de betrokken groep. Stigma-effecten spelen onder meer een rol bij personen met een arbeidshandicap. Zo toonde Baert (2016) aan dat werkzoekenden met een arbeidshandicap veel minder vaak worden uitgenodigd op een sollicitatiegesprek dan werkzoekenden zonder arbeidshandicap. Het expliciet vermelden van het recht op een loonkostensubsidie maakte daarbij geen enkel verschil. Een gelijkaardige studie in Zwitserland kwam tot dezelfde bevindingen (Deuchert & Kauer, 2017). Bij het verklaren van de beperkte doorstroom van de sociale economie naar de reguliere economie wordt ook soms op stigma-effecten gewezen (Gerfin et al., 2005).

Verschillende auteurs hebben er ook op gewezen dat subsidies voor het aanwerven van nieuwe werknemers kunnen leiden tot een *verhoogde turnover* (Brown et al., 2011, Neumark en Grijalva, 2013, Bördós et al., 2015). Werkgevers hebben een incentive om werknemers te vervangen door werkzoekenden waarvoor ze dan gedurende een bepaalde periode een subsidie ontvangen. Om dat te vermijden wordt soms als voorwaarde gesteld dat de werknemer, waarvoor de werkgever een loonkostensubsidie ontvangt, na afloop van de subsidie gedurende een bepaalde periode in dienst moet blijven. Cahuc et al. (2018) vinden echter geen empirische evidentie van een verhoogde turnover in Frankrijk na de introductie van een loonkostensubsidie voor het aanwerven van nieuwe werknemers in bedrijven met minder dan 10 werknemers. Lombardi et al. (2018) tonen eveneens aan dat in Zweden de tewerkstelling groeide in bedrijven die gebruik maakten van loonkostensubsidies, wat suggereert dat nieuwe aanwervingen niet worden gebruikt om zittende werknemers te vervangen.

Empirisch evalueren in welke mate en onder welke voorwaarden deadweight, substitutie en verdringingseffecten de effectiviteit van loonkostensubsidies ondermijnen vereist een *counterfactual outcome*, i.e. een manier om te kunnen inschatten hoe tewerkstelling zou zijn geëvolueerd zonder loonkostensubsidies. Het bepalen van een counterfactual is vaak niet mogelijk, en in veel gevallen complex. Wat het bepalen van een counterfactual vereenvoudigt, is een (plotse) beleidswijziging, waarbij een loonkostensubsidie wordt ingevoerd of afgeschaft. Dan kan het effect van die beleidswijziging worden gemeten. Vaak wordt een beleidswijziging echter aangekondigd vooraleer ze ook effectief wordt geïmplementeerd. In dat geval moet een evaluatie rekening houden met een *anticipatie-effect*,

waarbij bedrijven juist voor het invoeren van een nieuwe loonkostensubsidie tijdelijk niemand meer aanwerven en juist na de hervorming extra werkzoekenden uit de betrokken doelgroep aanwerven. Dergelijke anticipatie-effecten kunnen de evaluatie vertekenen. Tot slot gaat een beleidswijziging vaak gepaard met *overgangsmaatregelen*, wat het opnieuw moeilijker maakt om een zuivere controlegroep te identificeren.

Ondanks die uitdagingen trachten verschillende studies toch de effectiviteit van loonkostensubsidies te evalueren (zie tabel 1.1 voor een selectie). Verschillende meta-analyses tonen aan dat loonkostensubsidies veelbelovender zijn dan sommige andere vormen van arbeidsmarktbeleid zoals gesubsidieerde tewerkstelling in de publieke sector, maar - zeker op korte termijn - minder effectief zijn dan een intensieve ondersteuning in de zoektocht naar werk en controle door de arbeidsbemiddelingsdienst (Card et al., 2010, Card et al., 2015, Caliendo & Schmidl, 2016, Vooren et al., 2018). Dezelfde studies tonen aan dat de effectiviteit van loonkostensubsidies hoger is op middellange termijn (1 tot 2 jaar na afloop programma) dan op korte termijn (tot 1 jaar na afloop programma).

De deadweight, substitutie en verdringingseffecten van loonkostensubsidies zijn vaak wel aanzienlijk. De positieve effecten op tewerkstelling zijn ook vrij klein (Marx, 2001). In een review van de literatuur over loonkostensubsidies concluderen Neumark en Grijalva (2013) zelfs dat loonkostensubsidies bij het aanwerven van kwetsbare doelgroepen eerder ineffectief zijn. Ze argumenteren wel dat de effectiviteit toeneemt tijdens economische recessies. De studies opgenomen in tabel 1.1 schetsen een gemengd beeld: het merendeel van de studies vinden positieve, maar kleine effecten van loonkostensubsidies op de werkgelegenheid of op de kans om uit te stromen naar werk.

Een effectieve loonkostensubsidie is een noodzakelijke voorwaarde voor een kosteneffectieve maatregel. Het is echter geen voldoende voorwaarde. Het is mogelijk dat de loonkostensubsidie de tewerkstelling dan wel verhoogt, maar dat het positieve effect te klein is om de budgettaire kost van de maatregel te rechtvaardigen. Het evalueren van kosteneffectiviteit is nog complexer dan het evalueren van effectiviteit, omdat het bijkomende assumpties vereist over het uitkeringsstelsel. Bovendien is het moeilijk om ook rekening te houden met indirecte opbrengsten (bv. daling van de armoede) die nauwelijks kwantificeerbaar zijn. Dat is waarschijnlijk de reden waarom de meeste academische studies de kosteneffectiviteit niet evalueren. Vier van de zes studies in tabel 1.1 die dit wel doen, concluderen dat de loonkostensubsidie niet kosten-efficiënt is. Verschillende studies wijzen er expliciet op dat loonkostensubsidies een (te) dure vorm van actief arbeidsmarktbeleid zijn. Een interessante uitzondering is de studie van Cahuc et al. (2018), waarin de kosteneffectiviteit van de (tijdelijke) loonkostensubsidie tijdens de recente financiële en economische crisis in Frankrijk werd onderzocht (zie kader).

Naast positieve, directe effecten van loonkostensubsidies op tewerkstelling, zijn er eventueel ook positieve, indirecte effecten op bedrijven die ervan gebruik maken. De meeste studies focussen echter uitsluitend op de vraag of bedrijven loonkostensubsidies gebruiken om bijkomende werkzoekenden uit de doelgroep aan te werven. Een beperkter aantal studies evalueert echter ook of de subsidies leiden tot hogere investeringen, omzet en winst. Saez et al. (2019) tonen aan dat een permanente vermindering van de werkgeversbijdrage voor jongeren in Zweden een positief effect heeft op de investeringen, omzet en winst van bedrijven die veel jongeren tewerkstelden. Bovendien stelden ze ook vast dat de betrokken bedrijven de verlaging van de loonlasten deels gebruikten om de lonen van alle werknemers – ongeacht of deze nu tot de doelgroep behoorden – te verhogen. Lombardi et al. (2018) vergelijken identieke bedrijven in Zweden en tonen aan dat bedrijven het dankzij loonkostensubsidies voor langdurig werkzoekenden op een aantal vlakken (winst, toegevoegde waarde, ...) beter presteren.

De kosteneffectiviteit van (tijdelijke) loonkostensubsidies in recessies

In de literatuur bestaat discussie of loonkostensubsidies al dan niet effectiever zijn in recessies (Kitao et al., 2011, Neumark, 2011, Neumark & Grijalva, 2013). Recent kon dit empirisch worden getest (Cahuc et al., 2018). De resultaten zijn verrassend, en tonen dat loonkostensubsidies een kosteneffectieve manier kunnen zijn om tijdens een recessie jobs te behouden.

Als reactie op de economische crisis in Frankrijk werd in december 2008 onverwachts een tijdelijke loonkostensubsidie ingevoerd voor alle nieuwe werknemers die minder dan 1.6 keer het minimumloon verdienen, en dit enkel voor bedrijven die minder dan 10 werknemers in dienst hebben. De loonkostensubsidie bedroeg 12% van de loonkost voor een werknemer met een minimumloon, en daalde vervolgens met het loon. Cahuc et al. (2018) gebruiken die plotse beleidswijziging als een natuurlijk experiment om de kosteneffectiviteit van de maatregel te evalueren. Ze tonen overtuigend aan dat dit leidde tot een sterke toename van het aantal aanwervingen in bedrijven met minder dan 10 werknemers in vergelijking met gelijkaardige bedrijven met 10 of meer werknemers. Ondanks de schatting dat 84% van de nieuwe werknemers ook zonder loonkostensubsidie zou zijn aangeworven (deadweight effect), was de maatregel toch kosteneffectief. De netto-kost voor de overheid van elke nieuwe job was ongeveer gelijk aan nul. Bovendien wordt aangetoond dat de loonkostensubsidie minder effectief was in regio's waar vacatures snel werden ingevuld, wat verder bevestigt dat loonkostensubsidies een effectiever instrument zijn in laag- dan hoogconjunctuur.

Ook Zweden versterkte de loonkostensubsidies als reactie op de recessie. In 2009 werd de bestaande loonkostensubsidie voor langdurig werkzoekenden verdubbeld (Sjögren & Vikström, 2015), en werd de loonkost verder structureel verlaagd voor jongeren onder de 26 jaar (Egebark & Kaunitz, 2014).

2 | Het Vlaamse doelgroepenbeleid

2.1 Het nieuwe Vlaamse doelgroepenbeleid

Sinds de zesde staatshervorming is het doelgroepenbeleid een regionale bevoegdheid. De Vlaamse Regering zette in op drie doelgroepen: (1) laag- en middengeschoolde jongeren,⁴ (2) oudere werknemers en (3) personen met een arbeidshandicap (Decreet VR (607), 2016). Sinds 1 juli 2016 wordt de tewerkstelling van deze jongeren en oudere werknemers ondersteund door het verlagen van de RSZ-werkgeversbijdrage en de tewerkstelling van personen met een arbeidshandicap via een loonpremie. De RSZ-verminderingen vervangen andere Vlaamse en federale maatregelen (o.a. de Activa-maatregelen en de Vlaamse tewerkstellingspremie 50+), die langzaam uitdoofden. Tabel 2.1 geeft een overzicht van het doelgroepenbeleid zoals van kracht tussen 1 juli 2016 en 31 december 2018.⁵ Het doelgroepenbeleid werd verder versterkt op 1 januari 2019 (zie sectie 2.3.4).

De doelgroepvermindering voor laag- en middengeschoolde jongeren wordt toegekend aan de werkgever bij het aanwerven van laag- en middengeschoolde jongeren. De vermindering wordt toegekend gedurende 8 kwartalen, en is iets hoger voor laag- (1 150 euro/kwartaal) dan middengeschoolde jongeren (1 000 euro/kwartaal).⁶ Ook bij de naadloze overgang naar een nieuwe job, zonder inschrijving als niet-werkende werkzoekende, kan de vermindering worden toegekend op voorwaarde dat de jongere op het moment van de aanwerving nog steeds jonger dan 25 jaar is en nog steeds laag- of middengeschoold is.

De doelgroepvermindering voor oudere werknemers bestaat uit twee luiken: er wordt zowel een RSZ-vermindering toegekend voor zittende werknemers (i.e. werknemers die reeds in dienst zijn) als voor nieuwe aanwervingen van niet-werkende werkzoekenden. Dit onderzoek focust hoofdzakelijk op de effectiviteit van de doelgroepvermindering voor nieuwe aanwervingen. De vermindering voor het aanwerven van oudere niet-werkende werkzoekenden loopt eveneens gedurende 8 kwartalen en bedraagt 1 150 euro/kwartaal voor de leeftijdsgroep 55 t.e.m. 59 jaar en 1 500 euro/kwartaal vanaf 60 jaar.⁷

Personen met een arbeidshandicap hebben recht op de Vlaamse ondersteuningspremie (VOP). VDAB is bevoegd voor het erkennen van een arbeidshandicap. De premie bedraagt 40% van het geplafonneerd referteloon (maximaal 3 825 euro/kwartaal) gedurende de eerste 5 kwartalen na aanwerving en daalt vervolgens tot 30% (kwartaal 6 t.e.m. 9) en tenslotte tot 20% (vanaf kwartaal 10) van het geplafonneerd referteloon. In principe loopt de VOP af na 5 jaar, maar die termijn kan worden verlengd. In uitzonderlijke gevallen kan de premie worden verhoogd tot 60% van het geplafonneerd referteloon.

4 Daarnaast is er ook een doelgroepvermindering voorzien voor jongeren in alternerende opleidingen. In 2018 Q3 werd die vermindering toegekend voor 973 (VTE) leerlingen en voor 26 (VTE) jonge werknemers met een alternerende opleiding. Omwille van de beperkte schaalgrootte en specificiteit van de vermindering wordt ze niet behandeld in dit rapport.

5 Zie voor een gedetailleerd overzicht van het nieuwe beleid ook de Vokawijzer 'doelgroepverminderingen': www.voka.be/lobbydossiers/lasten-en-kosten/doelgroepenbeleid.

6 Vanaf 1/1/19 geldt een volledige vrijstelling van de werkgeversbijdragen.

7 Vanaf 1/1/19 geldt een vrijstelling van de werkgeversbijdragen voor beide leeftijdsgroepen.

Tabel 2.1 Overzicht van het Vlaamse doelgroepenbeleid (van 1 juli 2016 tot 31 december 2018)

Doelgroepen	Criteria	RSZ-vermindering
<i>Jongeren (<25 jaar)</i>		
Laaggeschoold	Geen diploma secundair onderwijs of geen studiegetuigschrift tweede leerjaar derde graad Refertekwartaalloon ¹ lager dan 7 500 euro gedurende de eerste 4 kwartalen en lager dan 8 100 euro/kwartaal in de daaropvolgende 4 kwartalen	1 150 euro/kwartaal, max. 8 kwartalen
Middengeschoold	Hoogstens een diploma secundair onderwijs of een studiegetuigschrift tweede leerjaar derde graad Refertekwartaalloon lager dan 7 500 euro gedurende de eerste 4 kwartalen en lager dan 8 100 euro/kwartaal in de daaropvolgende 4 kwartalen	1 000 euro/kwartaal, max. 8 kwartalen
<i>55+</i>		
Zittende werknemers	Refertekwartaalloon lager dan 13 400 euro	55-59 jaar: 600 euro/kwartaal >59 jaar: 1 150 euro/kwartaal
Nieuwe aanwervingen	Refertekwartaalloon lager dan 13 400 euro	55-59 jaar: 1 150 euro/kwartaal, max. 8 kwartalen >59 jaar: 1 500 euro/kwartaal, max. 8 kwartalen
<i>Personen met een arbeidshandicap</i>		
VOP – Vlaamse Ondersteuningspremie	Personen met een arbeidshandicap	Kwartaal 1 t.e.m. 5: 40% geplafonneerd ² referteloon (maximaal 3 825,02 euro/kwartaal) Kwartaal 6 t.e.m. 9: 30% geplafonneerd referteloon (maximaal 2 868,77 euro/kwartaal) Kwartaal 10 t.e.m. 20: 20% geplafonneerd referteloon (maximaal 1 912,51 euro/kwartaal) In uitzonderlijke gevallen kan de tegemoetkoming worden verhoogd tot 60% van het referteloon. De VOP loopt af na 5 jaar, maar kan worden verlengd.

¹ Refertekwartaalloon: ongeveer het totale brutoloon dat de werkgever uitbetaald aan de werknemer in de loop van een kwartaal bij een voltijdse tewerkstelling en prestatie.

² Het referteloon is geplafonneerd tot het dubbele van het gewaarborgd gemiddeld minimumaandinkomen (GMMI). Op 1 september 2018 bedroeg het GMMI 1 593,76 euro/maand. Het referteloon wordt bij VOP gedefinieerd als brutoloon + RSZ-bijdragen – RSZ-verminderingen.

Bron DWSE, <https://www.werk.be/online-diensten/doelgroepverminderingen>

De RSZ-doelgroepverminderingen in tabel 2.1 zijn de maximale doelgroepverminderingen. In praktijk liggen deze bedragen lager. Zo bedroeg de gemiddelde doelgroepvermindering in 2017 (Q2) 605 euro voor laaggeschoolde jongeren, 697 euro voor middengeschoolde jongeren, 741 euro voor de aanwerving van 55-plussers en 1 804 euro voor een persoon met een arbeidshandicap (DWSE, 2018, tabel 2). Daar zijn twee redeneren voor. Ten eerste worden de doelgroepverminderingen verlaagd wanneer de werknemer minder dan 80% van een voltijdse presentatie werkt of wanneer de werknemer niet het volledige kwartaal aan de slag is. Ten tweede zijn doelgroepverminderingen begrensd tot de RSZ-bijdrage van de werkgever. Op lage lonen - typisch voor onder meer laaggeschoolde jongeren - is de RSZ-werkgeversbijdrage lager dan de doelgroepvermindering. In dat geval komt de doelgroepvermindering neer op een volledige vrijstelling van de RSZ-bijdrage.

Wat de RSZ-vermindering voor jongeren betreft komen alle werkgevers (private en publieke sector, inclusief vzw's) gevestigd in het Vlaamse Gewest in aanmerking. Werkgevers dienen niet langer aan de jongerenverplichting (startbaanverplichting)⁸ te voldoen om recht te hebben op de doelgroepverminderingen voor jongeren. De RSZ-vermindering voor oudere werknemers wordt, met een beperkt aantal uitzonderingen, enkel toegekend aan werkgevers uit de private sector. De VOP kan worden toegekend aan werkgevers uit de private sector, zelfstandigen, lokale besturen, scholen en maatwerkbedrijven.

2.2 Kerncijfers van het Vlaamse doelgroepenbeleid

Tabel 2.2 geeft per doelgroep de evolutie van het aantal toegekende RSZ-verminderingen (VTE), de kost van het doelgroepenbeleid en de kost per VTE sinds de start van het Vlaamse doelgroepenbeleid in 2016 Q3 t.e.m. 2019 Q1.

In absolute aantallen is de vermindering voor zittende, oudere werknemers veruit de belangrijkste. In 2018 Q3 werd die vermindering toegekend aan 117 835 werknemers. Bijgevolg heeft die vermindering ook veruit de grootste budgettaire implicaties. Zo kostte in 2018 Q3 het Vlaamse doelgroepenbeleid ongeveer 150 miljoen euro. Daarvan bedroeg de vermindering voor zittende, oudere werknemers 88,78 miljoen euro, of bijna 60% van de totale kost van het doelgroepenbeleid. De vermindering voor het aanwerven van oudere werkzoekenden werd in 2018 Q3 toegekend aan 3 581 werknemers (VTE) en kostte 4,05 miljoen euro. Op jaarbasis kostte het doelgroepenbeleid in 2018 ongeveer 575 miljoen euro.

Het aantal jongeren waarvoor een RSZ-vermindering werd toegekend nam gestaag toe sinds de start van het Vlaamse doelgroepenbeleid. In 2018 Q3 werden 10 090 voltijds equivalente laaggeschoolde en 27 316 middengeschoolde jongeren bereikt. Dat kostte respectievelijk 10,11 en 25,77 miljoen euro.

De Vlaamse ondersteuningspremie werd van 2016 Q3 t.e.m. 2018 Q3 elk kwartaal aan ongeveer 12 500 unieke personen met een arbeidsbeperking toegekend. In 2017 Q2 kostte dat 22,52 miljoen euro, of 1 804 euro per persoon.

8 De verplichte aanwerving van ten minste 3% jongeren voor bedrijven met meer dan 50 werknemers (met verschillende uitzonderingen) (https://www.socialsecurity.be/employer/instructions/dmfa/nl/latest/instructions/obligations/obligations_other/startingjobobligation.html).

Tabel 2.2 Kerncijfers Vlaams doelgroepenbeleid

A. ARBEIDSVOLUME

	2016/3	2016/4	2017/1	2017/2	2017/3	2017/4	2018/1	2018/2	2018/3	2018/4	2019/1
<i>Oudere werknemers (VTE)</i>											
Zittend	102 056	83 974	103 170	107 535	110 218	88 874	108 235	114 656	117 633	95 425	121 046
Nieuwe aanwervingen	410	1 053	1 444	2 111	2 372	2 842	3 143	3 763	3 631	3 517	3 840
<i>Jongeren (VTE)</i>											
Laaggeschoold	2 675	4 990	5 269	8 009	8 492	8 681	9 115	11 555	10 326	8 789	8 800
Middengeschoold	6 717	13 243	15 615	20 911	22 291	20 611	26 498	31 431	27 985	20 636	25 760
<i>VOP (unieke personen)</i>	12 271	12 540	12 234	12 484	12 546	12 676	12 167	12 319	12 159		

B. KOST (miljoen €)

	2016/3	2016/4	2017/1	2017/2	2017/3	2017/4	2018/1	2018/2	2018/3	2018/4	2019/1
<i>Oudere werknemers</i>											
Zittend	76,43	64,25	78,72	81,58	82,64	68,79	83,33	87,38	88,63	74,54	100,57
Nieuwe aanwervingen	455	1,185	1,644	2,36	2,64	3,30	3,61	4,26	4,11	4,17	6,48
<i>Jongeren</i>											
Laaggeschoold	2,66	4,91	5,04	7,84	8,34	8,79	9,08	11,56	10,37	9,07	10,01
Middengeschoold	6,08	12,09	14,08	19,11	20,55	19,51	25,12	29,49	26,43	19,88	24,09
<i>VOP</i>	21,47	23,93	21,48	22,52	21,60	24,42	21,71	22,33	21,07		
Totaal	107,10	106,36	120,98	133,41	135,77	124,81	142,84	155,01	150,61	107,66	141,16

C. KOST PER BEGUNSTIGDE

	2016/3	2016/4	2017/1	2017/2	2017/3	2017/4	2018/1	2018/2	2018/3	2018/4	2019/1
<i>Oudere werknemers (€/VTE)</i>											
Zittend	749	765	763	759	750	774	770	762	753	781	831
Nieuwe aanwervingen	1 111	1 126	1 139	1 119	1 114	1 163	1 149	11 31	1 132	1 185	1 688
<i>Jongeren (€/VTE)</i>											
Laaggeschoold	996	983	957	978	982	1 012	996	1 001	1 004	1 031	1 137
Middengeschoold	905	913	902	914	922	947	948	938	944	964	935
<i>VOP (€/pp)</i>	1 750	1 908	1 756	1 804	17 22	1 926	1 784	1 813	1 733		

* Tewerkstelling in VTE zijn niet beschikbaar voor de VOP. Cijfers houden rekening met gegevens lokale en provinciale overheden (DIBISS).

Bron RSZ; jaarrapport doelgroepenbeleid 2017 (DWSE) voor de VOP; interne communicatie DWSE voor cijfers VOP vanaf 2017/3

2.3 Van een federaal naar een Vlaams doelgroepenbeleid

2.3.1 Beleidskeuzes

Bij de hervorming van het doelgroepenbeleid maakte de Vlaamse Regering inhoudelijke keuzes. Daardoor verschilt het huidige Vlaamse doelgroepenbeleid op verschillende punten van het federale doelgroepenbeleid. De belangrijkste verschillen vatten we hieronder samen. In sectie 2.5 gaan we dieper in op de invloed van die keuzes op de loonkostensubsidies voor jongeren, oudere werkzoekenden, langdurig werkzoekenden en personen met een arbeidshandicap.

De belangrijkste keuzes van het Vlaamse doelgroepenbeleid zijn de volgende:

- het doelgroepenbeleid werd *sterk vereenvoudigd* en zo opgebouwd dat er geen overlap meer bestaat tussen doelgroepen. Op die manier werd vermeden dat de werkgever moest kiezen uit verschillende maatregelen;
- het aantal doelgroepen werd teruggebracht tot (1) *laag- en middengeschoolde jongeren*, (2) *oudere werkzoekenden* en (3) *personen met een arbeidshandicap*;
- die vereenvoudiging betekent ook dat het criterium *werkloosheidsduur* niet meer wordt gebruikt bij het afbakenen van doelgroepen (m.u.v. de aanwervingsincentive voor langdurig werkzoekenden, zie sectie 2.3.4). Ook de doelgroep *erg laaggeschoolde jongeren* viel weg;
- het federale doelgroepenbeleid werkte met twee types van loonkostensubsidies: RSZ-verminderingen en geactiveerde uitkeringen.⁹ Het Vlaamse doelgroepenbeleid maakt enkel gebruik van *RSZ-verminderingen*. Dat heeft als gevolg dat doelgroepverminderingen worden toegekend op basis van de werkplaats. RSZ-verminderingen worden toegekend wanneer de werkzoekende wordt aangevraagd in een vestiging van een bedrijf in Vlaanderen, ongeacht de woonplaats van de werkzoekende (de VOP is de uitzondering en wordt toegekend op basis van de woonplaats van de betrokkene).

2.3.2 Nieuwe administratieve procedures

Voor de hervorming van het doelgroepenbeleid dienden werkzoekenden te beschikken over een *werkkaart* die werd uitgereikt door de RVA en attesteerde dat een werkzoekende in aanmerking kwam voor een doelgroepvermindering. Sinds 1 juli 2016 reikt de RVA in Vlaanderen geen werkkaarten meer uit aan jongeren en werkzoekenden met verminderde arbeidsgeschiktheid. Sinds 1 januari 2017 worden ook geen werkkaarten meer uitgereikt aan langdurig werkzoekenden en werknemers getroffen door herstructureringen. Werkkaarten werden dus de facto afgeschaft in Vlaanderen en vervangen door een loopbaanportfolio bij VDAB. In de andere gewesten blijven ze wel in voege.

Om in aanmerking te komen voor een vermindering (m.u.v. de vermindering voor oudere, zittende werknemers) dient de nieuwe werknemer wel te beschikken over een *portfolio bij de VDAB*. De gegevens uit het portfolio worden automatisch bezorgd aan de RSZ. Werkgevers kunnen op hun beurt via het elektronische systeem Ecaro¹⁰ zien voor welke werknemers ze een doelgroepvermindering krijgen. Het VDAB portfolio wordt automatisch aangemaakt bij het inschrijven als werkzoekende bij de VDAB. Jongeren die overstappen naar een nieuwe job, zonder een periode werkzoekend te zijn en zich dus niet registreren als werkzoekende bij de VDAB, kunnen een VDAB portfolio aanmaken via de inschrijvingswizard in Mijn Loopbaan. Zij dienen enkel identiteits- en studiegegevens door te geven. Op basis van deze informatie wordt de doelgroepkorting toegekend aan werkgevers via de verplichte *RSZ-kwartaalaangifte* van de arbeidstijden en loongegevens. Het voordeel wordt verrekend in de sociale zekerheidsbijdrage van de werkgever.

Werkzoekenden kunnen kiezen of ze al dan niet expliciet aangeven in hun dossier dat ze recht hebben op een doelgroepvermindering. Werkgevers kunnen niet zelf verifiëren of een werkzoekende al dan niet in aanmerking komt voor een doelgroepvermindering. Ze kunnen de werkzoekende wel vragen tijdens het sollicitatiegesprek in te loggen op Mijn Loopbaan, of om een bewijs voor te leggen.

⁹ Geactiveerde uitkeringen of werkuikeringen zijn uitkeringen die de werkgever van het nettoloon van de werknemer kan aftrekken. Vervolgens wordt die uitkering uitbetaald aan de werknemer door de RVA.

¹⁰ https://www.socialsecurity.be/site_nl/employer/applics/ecaro/index.htm.

2.3.3 Overgangsmaatregelen

Bij de overgang van het federale naar het Vlaamse doelgroepenbeleid werden overgangsmaatregelen voorzien. Daarbij zijn er drie sleutelmomenten:

- op *1 juli 2016* werd het Vlaamse doelgroepenbeleid van kracht. Bij aanwervingen na 1 juli 2016 worden een aantal loonkostensubsidies (Activa Start, Activa Verminderde Arbeidsgeschiktheid, federale doelgroepvermindering jonge werknemers, Vlaamse tewerkstellingspremie 50+) niet langer toegekend;
- op *1 januari 2017* werd de aanwervingsincentive voor langdurig werkzoekenden ingevoerd. Vanaf 1 januari 2017 werden geen nieuwe werkkaarten voor Activa Langdurig Werkzoekenden en werknemers getroffen door herstructurering toegekend. De financiële voordelen die hieraan waren verbonden werden eveneens niet meer toegekend. Voordelen die voor 1 januari 2017 werden toegekend bleven wel doorlopen. Op hetzelfde moment werd de tender Tijdelijk Werkervaring (TWE) gelanceerd, een tender die zicht richt op werkzoekenden die door gebrek aan recente werkervaring niet onmiddellijk aan de slag kunnen in de reguliere economie en dus ook wordt ingezet voor het ondersteunen van langdurig werkzoekenden;
- op *31 december 2018* werden voordelen toegekend op basis van het federale doelgroepenbeleid definitief stopgezet. Werkgevers die nog loonkostensubsidies ontvingen op basis van het federale doelgroepenbeleid behielden die voordelen tot 31 december 2018. In sommige gevallen betekende dit dat de normale duurtijd werd ingekort.

2.3.4 Recente versterking van het Vlaamse doelgroepenbeleid

Loonkostensubsidies werden op twee manieren versterkt sinds juli 2016:

- op 1 januari 2017 voerde de Vlaamse Regering een *aanwervingsincentive in voor langdurig werkzoekenden (AWI)*. Die loonkostensubsidie heeft als doelgroep werkzoekenden tussen 25 en 55 jaar die minimaal 2 jaar ingeschreven zijn bij de VDAB als niet-werkende werkzoekende. De incentive wordt uitbetaald in twee schijven: 1 250 euro nadat de werknemer 3 maanden is tewerkgesteld en 3 000 euro nadat de werknemer 12 maanden is tewerkgesteld;
- op 1 januari 2019 werden de doelgroepverminderingen verder versterkt:¹¹
 - werkgevers die een *laaggeschoolde jongere* aanwerven worden gedurende 8 kwartalen *volledig vrijgesteld van RSZ-bijdragen*;
 - werkgevers die een *werkzoekende 55-plusser* aanwerven worden gedurende 8 kwartalen *volledig vrijgesteld van RSZ-bijdragen*;
 - de doelgroepvermindering voor *zittende werknemers vanaf 60 jaar* wordt verhoogd van 1 150 euro/kwartaal naar 1 500 euro/kwartaal;
 - het *loonplafond* voor oudere werkzoekenden wordt opgetrokken van 13 400 euro/kwartaal naar 13 945 euro/kwartaal. Voor het vierde kwartaal (eerste kwartaal voor uitzendkrachten) wordt het loonplafond opgetrokken naar 18 545 euro/kwartaal.

Gezien die beleidswijzigingen pas recent werden doorgevoerd, kan de effectiviteit ervan nog niet worden geëvalueerd.

¹¹ <https://www.werk.be/online-diensten/doelgroepverminderingen/wat-verandert-er-op-112019>

2.4 Loonkost

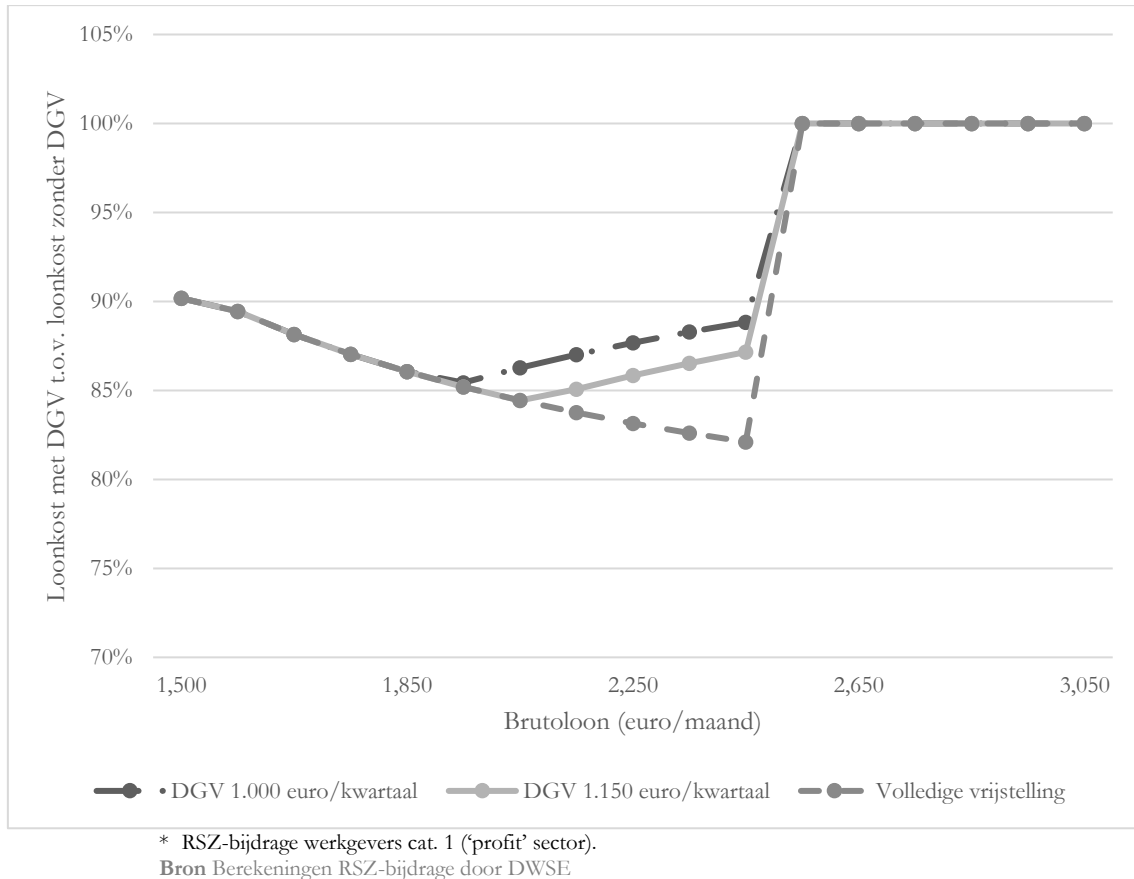
2.4.1 Effect doelgroepenbeleid

Het Vlaamse doelgroepenbeleid verlaagde de RSZ-bijdrage van werkgevers waardoor de loonkost vanaf 1 juli 2016 daalde voor specifieke doelgroepen. Terzelfdertijd verlaagde de tax shift, waarvan de eerste fase inging op 1 april 2016, de patronale RSZ-bijdrage van alle werknemers. Het effect van de tax shift bespreken we in sectie 2.4.2. Hier bespreken we het effect van het doelgroepenbeleid op de loonkost op 1 januari 2019, waardoor we rekening houden met de tax shift. We vergelijken daarbij de loonkost met en zonder doelgroepvermindering.

Figuur 2.1 toont het effect van de RSZ-vermindering voor laag- en middengeschoolde jongeren op de loonkost in functie van het bruto maandloon van de jongere. Daarbij beschouwen we drie RSZ-verminderingen: een vermindering van 1 000 euro/kwartaal (middengeschoolde jongeren), een vermindering van 1 150 euro/kwartaal (laaggeschoolde jongeren) en een volledige vrijstelling (laaggeschoolde jongeren, vanaf 1 januari 2019). Voor brutolonen lager dan of gelijk aan 1 935 euro/maand hebben die verminderingen hetzelfde effect. Op die lonen is de ‘normale’ RSZ-bijdrage lager dan 1 000 euro/kwartaal, waardoor de werkgever in de drie gevallen geen RSZ-bijdrage dient te betalen. Daardoor is het effect van de RSZ-vermindering op de loonkost niet het grootst bij de laagste lonen. Zo zien we dat een RSZ-vermindering van 1 000 euro/kwartaal de loonkost verlaagt met 10% bij een brutoloon van 1 500 euro/maand en met 15% bij een brutoloon van 1 935 euro/maand. Voor lonen hoger dan 7 500 euro/kwartaal (8 100 euro/kwartaal, laatste 4 kwartalen) betaalt de werkgever de volledige RSZ-bijdrage.

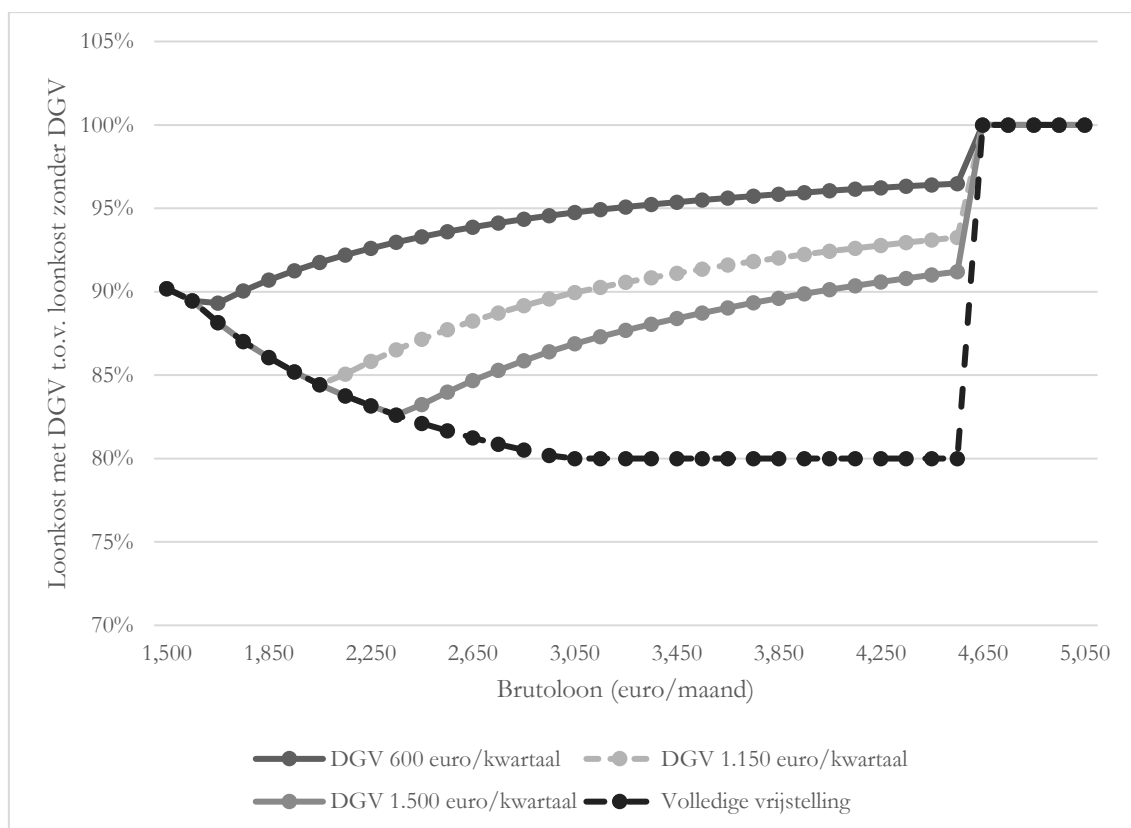
Voor middengeschoolde jongeren (RSZ-vermindering 1 000 euro/kwartaal) verlaagt de RSZ-vermindering de loonkost met 10% tot 15%. Voor laaggeschoolde jongeren (RSZ-vermindering 1 150 euro/kwartaal) daalt de loonkost met 10% tot 16%. Bij een volledige vrijstelling daalt de loonkost met 10% tot 18%.

Figuur 2.1 Simulatie van het effect van de DGV jongeren op loonkost (situatie op 2019 Q1)



Figuur 2.2 geeft het effect van de RSZ-vermindering op de loonkost van 55-plussers. We beschouwen vier gevallen: een RSZ-vermindering van 600 euro/kwartaal (zittende werknemers, 55-59 jaar), 1 150 euro/kwartaal (zittende werknemer, >59 jaar en aanwerving werkzoekende 55-59 jaar), 1 500 euro/kwartaal (aanwerving werkzoekende, >59 jaar & zittende werknemer, >59 jaar, vanaf 1 januari 2019) en een volledige vrijstelling (aanwerving werkzoekenden >59 jaar vanaf 1 januari 2019). Omdat de toegekende RSZ-vermindering nooit hoger is dan de 'normale' RSZ-bijdrage zien we opnieuw dat het effect op de loonkost niet maximaal is bij de laagste lonen. Vanaf een brutoloon van 13 945 euro/kwartaal dient de werkgever de volledige RSZ-bijdrage te betalen. *Het effect van de RSZ-vermindering op de loonkost van oudere werknemers bedraagt minimaal 4% (RSZ-vermindering van 600 euro/kwartaal) en maximaal 20% (volledige vrijstelling).*

Figuur 2.2 Simulatie van het effect van de DGV 55-plus op loonkost (situatie op 2019 Q1)



* RSZ-bijdrage werkgevers cat. 1 ('profit' sector).
Bron Berekeningen RSZ-bijdrage door DWSE

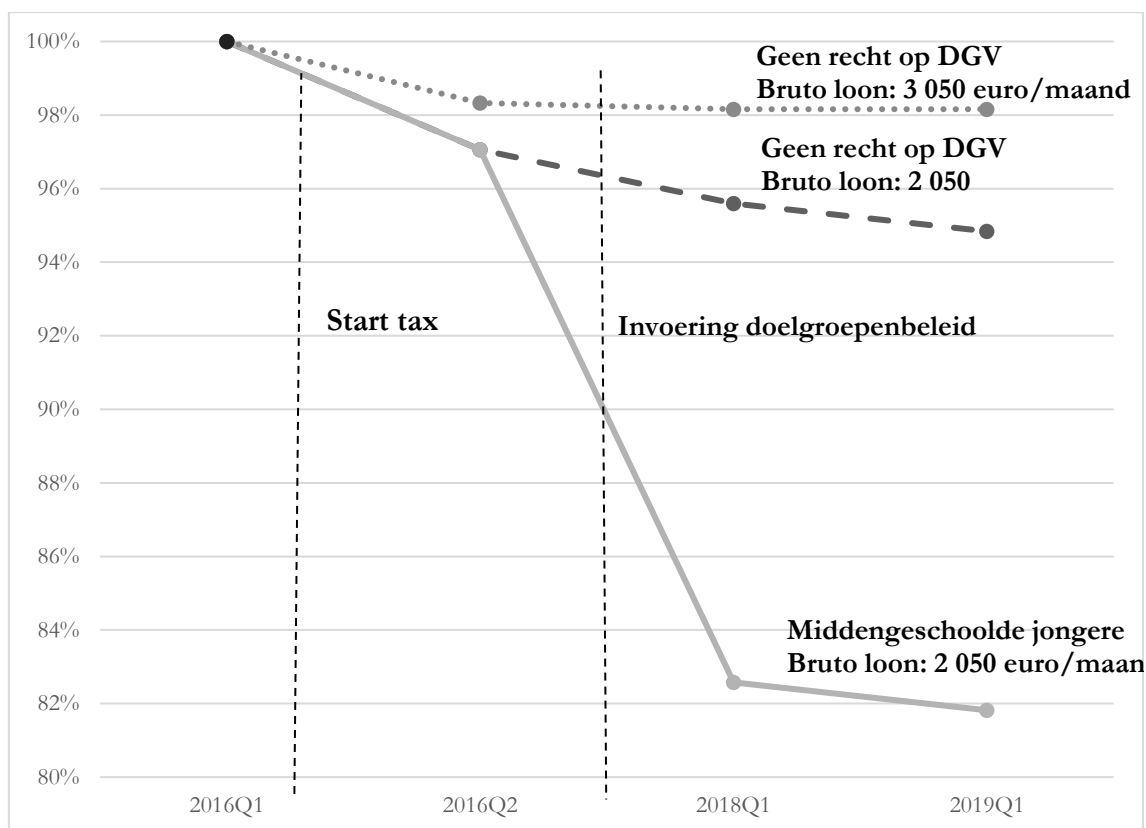
2.4.2 Effect tax shift

De tax shift verlaagde de patronale RSZ-bijdrage in drie fases. De eerste fase ving aan op 1 april 2016. De tax shift werd afgerond met een derde fase op 1 januari 2019.¹² De tax shift valt dus gedeeltelijk samen met de invoering van het Vlaamse doelgroepenbeleid. Figuur 2.3 toont het effect van de tax shift en de doelgroepvermindering op de loonkost. We beschouwen drie gevallen: een werknemer met een brutoloon van 3 050 euro/maand die geen recht heeft op een DGV, een werknemer met een brutoloon van 2 050 euro/maand die geen recht heeft op een DGV en een middengeschoolde jongere met een brutoloon van 2 050 euro/maand die recht heeft op een DGV.

Dankzij de tax shift daalde de loonkost sinds 2016 met 2% tot 5%. De tax shift in combinatie met een DGV voor middengeschoolde jongeren verlaagt de loonkost met 18%. *Het effect van het doelgroepenbeleid op de loonkost is dus veel sterker dan het effect van de tax shift.*

¹² <http://www.werk.belgie.be/defaultTab.aspx?id=45436>

Figuur 2.3 Simulatie van de evolutie van de loonkost na tax shift en DGV middengeschoolde jongeren



* RSZ-bijdrage werkgevers cat. 1 ('profit' sector).
Bron Berekeningen RSZ-bijdrage door DWSE

2.5 De winnaars en verliezers van het Vlaamse doelgroepenbeleid

De vereenvoudiging van het doelgroepenbeleid impliceert enerzijds een versterking van de loonkostensubsidies voor sommige doelgroepen en anderzijds een vermindering van het aantal doelgroepen. Er zijn met andere woorden winnaars en verliezers. Begrijpen welke groepen hebben gewonnen en welke groepen hebben verloren in vergelijking met het federale doelgroepenbeleid is essentieel voor de evaluatie van de effectiviteit van het Vlaamse doelgroepenbeleid, wat in de volgende hoofdstukken aan bod komt. Daarbij vergelijken we immers steeds het beleid voor en na de hervorming.

In deze sectie bestuderen we welke groepen hebben gewonnen en welke groepen hebben verloren. We vergelijken daarbij steeds het Vlaamse doelgroepenbeleid (zoals van kracht tussen 1 juli 2016 en 31 december 2018) met het federale doelgroepenbeleid. Daarbij *simuleren we de maximale loonkostensubsidie per doelgroep* bij voltijdse tewerkstelling voor en na de hervorming. Het is van belang te benadrukken dat het om een simulatie gaat. Dat betekent dat we geen rekening houden met de take-up rate, deeltijdse tewerkstelling of specifieke wetgeving waardoor sommige werkzoekenden en/of werkgevers toch geen recht hebben op een loonkostensubsidie. Die elementen zorgen ervoor dat de reële loonkostensubsidies steeds lager zijn dan de maximale loonkostensubsidies (zie tabel 2.2 voor de reële loonkostensubsidies).

Voor elke doelgroep formuleren we vervolgens *hypotheses* m.b.t. de impact van het Vlaamse doelgroepenbeleid op de uitstroom naar werk in vergelijking met het federale doelgroepenbeleid. De hypothesen veronderstellen dat de 'winnaars' van het Vlaamse doelgroepenbeleid nu sneller zullen

uitstromen naar werk t.o.v. het federale doelgroepenbeleid, terwijl de ‘verliezers’ van het Vlaamse doelgroepenbeleid minder snel zullen uitstromen naar werk. Die hypothesen zijn doelgroepspecifiek. Ze worden in de volgende hoofdstukken getest. In sectie 2.6 worden de hypothesen samengevat.

De (administratieve) vereenvoudiging van het doelgroepenbeleid kan echter ook een positief effect hebben op de tewerkstelling van alle doelgroepen. De vereenvoudiging vergemakkelijkt het informeren van werkzoekenden, werkgevers en sociale secretariaten. Een betere kennis van het doelgroepenbeleid door alle betrokken partijen kan de effectiviteit ervan verhogen. Dat geeft aanleiding tot een eerste hypothese:

- *hypothese 1*: dankzij de (administratieve) vereenvoudiging is het huidige Vlaamse doelgroepenbeleid - ceteris paribus - voor alle doelgroepen effectiever dan het federale doelgroepenbeleid.

2.5.1 Jongeren

Tabel 2.3 geeft een vereenvoudigd overzicht van de loonkostensubsidies voor laag- en middengeschoolde jongeren voor de hervorming. De loonkostensubsidies bestaan zowel uit RSZ-verminderingen als geactiveerde uitkeringen.

Het federale doelgroepenbeleid onderscheidde erg laaggeschoolde,¹³ laaggeschoolde en middengeschoolde jongeren. Naast het studieniveau bepaalde ook de werkloosheidsduur de loonkostensubsidie. Middengeschoolde jongeren kregen enkel een loonkostensubsidie indien ze minimaal 6 maanden in de afgelopen 9 maanden werkzoekend waren. Tot slot bestond er eveneens een loonkostensubsidie voor alle jongeren, ongeacht het scholingsniveau, die minimaal 12 maanden in de afgelopen 18 maanden werkzoekend waren. Het aantal kwartalen waarop de werkgever recht had op een RSZ-vermindering varieert van 12 tot 16. De geactiveerde uitkering werd toegekend gedurende 6, 16 of 36 maanden.

Een belangrijk detail is de manier waarop wordt omgegaan met de leeftijdsgrens van 25 jaar. Het federale doelgroepenbeleid zette loonkostensubsidies stop na het kwartaal waarin de jongere 26 jaar werd. Het Vlaamse doelgroepenbeleid kent een RSZ-vermindering toe op voorwaarde dat de jongere jonger is dan 25 jaar op de laatste dag van het kwartaal waarin hij werd aangeworven. Die RSZ-vermindering wordt evenwel niet stopgezet indien de betrokken werknemer in de daaropvolgende 7 kwartalen 25 jaar wordt. Dat impliceert enerzijds dat jongeren tussen 25 en 26 jaar in het federale doelgroepenbeleid nog een beperkt aantal kwartalen recht hadden op een loonkostensubsidie, terwijl ze nu niet meer in aanmerking komen. Anderzijds kent het Vlaamse doelgroepenbeleid gedurende 8 kwartalen een RSZ-vermindering toe aan jongeren die aangeworven worden juist voor ze 25 jaar worden, terwijl het federale doelgroepenbeleid de loonkostensubsidie zou stopzetten op het moment dat de jongere 26 jaar wordt.

¹³ Een erg laaggeschoolde jongere is een jongere die geen getuigschrift van de tweede graad van het secundair onderwijs of van het lager secundair onderwijs bezit. Laaggeschoolde jongeren met een handicap en laaggeschoolde jongeren van buitenlandse afkomst werden gelijkgesteld aan de ‘erg laaggeschoolden’.

Voor meer details, zie https://www.rva.be/nl/documentatie/infoblad/e12#h2_3

Tabel 2.3 Loonkostensubsidies voor laag- en middengeschoolde jongeren voor de hervorming

Doelgroep	Duur	Bedrag
Laaggeschoolde jongeren	RSZ-vermindering: 8 + 4 kwartalen	Eerste 8 kwartalen: 1 500 euro/kwartaal Kwartaal 9-12: 400 euro/kwartaal
Erg laaggeschoolde jongeren	RSZ-vermindering: 12 + 4 kwartalen Werkuitkering: 6 maanden	Eerste 12 kwartalen: 1 500 euro/kwartaal Kwartaal 13-16: 400 euro/kwartaal Werkuitkering: 350 euro/maand
Laaggeschoolde jongeren (<30 jaar), 6 maanden werkzoekend	RSZ-vermindering: 12 kwartalen Werkuitkering: 36 maanden	RSZ-vermindering: 1 500 euro/kwartaal Werkuitkering: 500 euro/maand
Middengeschoolde jongeren, 6 maanden werkzoekend	RSZ-vermindering: 4 + 8 kwartalen	Eerste 4 kwartalen: 1 000 euro/kwartaal Kwartaal 5-12: 400 euro/kwartaal
Alle jongeren, 12 maanden werk- zoekend	RSZ-vermindering: 5 kwartalen Werkuitkering: 16 maanden	RSZ-vermindering: 1 000 euro/kwartaal Werkuitkering: 500 euro/maand

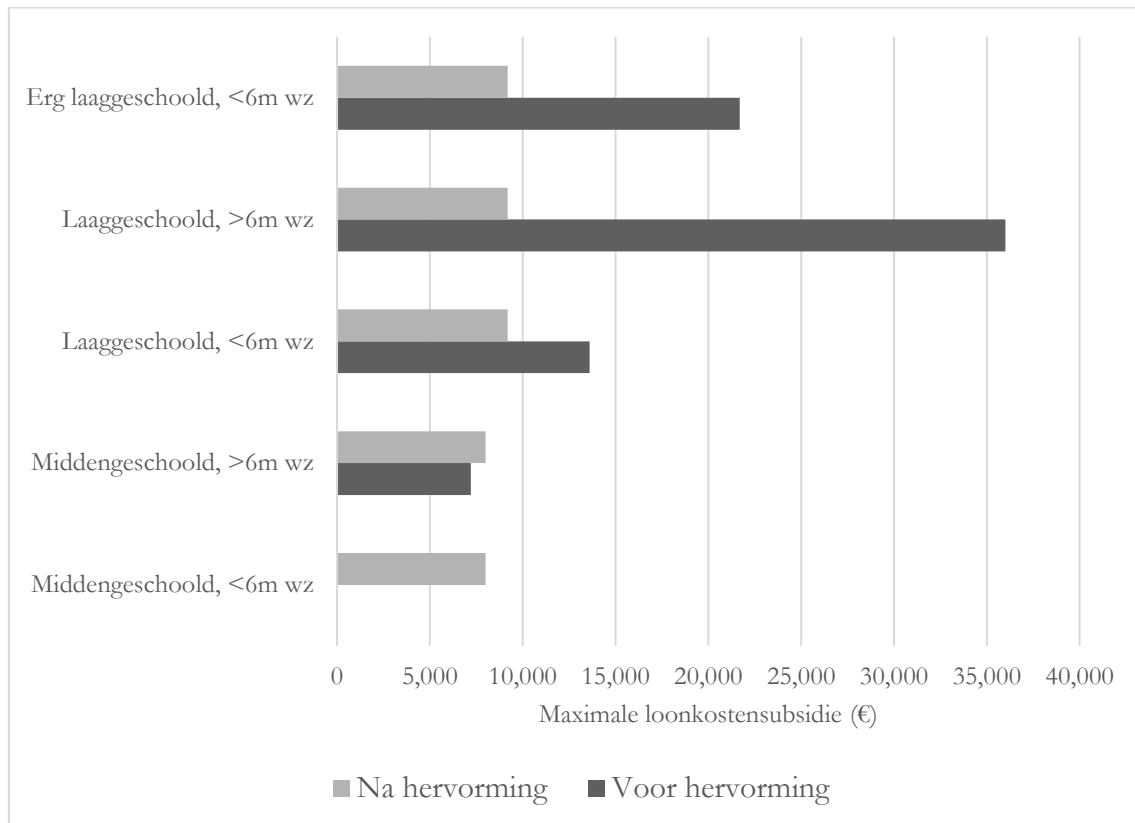
Bron RVA documentatie: Infoblad E1 en E12

Figuur 2.4 *simuleert de maximale loonkostensubsidie* voor en na de hervorming¹⁴ over de volledige looptijd van de subsidie voor (1) erg laaggeschoolde jongeren, minder dan 6 maanden werkzoekend; (2) laaggeschoolde jongeren, minder dan 6 maanden werkzoekend; (3) laaggeschoolde jongeren, meer dan 6 maanden werkzoekend; (4) middengeschoolde jongeren, minder dan 6 maanden werkzoekend; en (5) middengeschoolde jongeren, meer dan 6 maanden werkzoekend.

De simulatie maakt duidelijk dat de maximale loonkostensubsidie voor *erg laaggeschoolde jongeren* en voor *laaggeschoolde jongeren die meer dan 6 maanden werkzoekend zijn sterk zijn gedaald*. Over de volledige looptijd van de loonkostensubsidie kwamen erg laaggeschoolde jongeren voor de hervorming in aanmerking voor een loonkostensubsidie van maximaal 21 700 euro over een periode van 16 kwartalen, terwijl ze na de hervorming in aanmerking kwamen voor een subsidie van maximaal 9 200 euro over een periode van 8 kwartalen. Voor laaggeschoolde jongeren die meer dan 6 maanden werkzoekend waren daalde de loonkostensubsidie van maximaal 36 000 euro over een periode van 12 kwartalen voor de hervorming naar 9 200 euro over een periode van 8 kwartalen na de hervorming. De *laaggeschoolde jongeren minder dan 6 maanden werkzoekend verloren ook, maar in mindere mate*. Voor die groep daalde de maximale loonkostensubsidie van 13 600 euro over een periode van 12 kwartalen naar 9 200 euro over een periode van 8 kwartalen.

¹⁴ Het Vlaamse doelgroepenbeleid verlaagde het referentekwartaalloon van 9 000 euro/kwartaal tot 7 500 euro/kwartaal gedurende de eerste 4 kwartalen en 8 100 euro/kwartaal gedurende de laatste 4 kwartalen. Laag- en middengeschoolde jongeren met een loon hoger dan het referentekwartaalloon hebben geen recht op een doelgroepvermindering. Het DWSE-jaarrapport doelgroepenbeleid 2017 toont aan dat slechts een minderheid van de pas aangeworven laaggeschoolde jongeren meer dan 7 500 euro/kwartaal verdient. Schattingen op basis van de Enquête naar Arbeidskrachten (EAK) geven aan dat 98% van de laag- en middengeschoolde jongeren onder die loongrens valt. De simulaties houden geen rekening met de verlaging van het referentekwartaalloon.

Figuur 2.4 Simulatie van de maximale loonkostensubsidie bij het aanwerven van een laag- of midden-geschoolde jongere voor en na de hervorming



* Doelgroepverminderingen na hervorming zoals van kracht tussen 1 juli 2016 en 31 december 2018.

* De simulatie van de maximale loonkostensubsidie veronderstelt dat (1) alle bestaande subsidies (RSZ-vermindering en geactiveerde uitkering) worden aangevraagd en toegekend, (2) de werkzoekende voltijs aan de slag gaat, (3) de werkzoekende wordt aangeworven op de eerste dag van een kwartaal, (4) de werkzoekende gedurende de volledige looptijd van de subsidie in dienst blijft van de werkgever en (5) de werkzoekende jonger is dan 25 jaar op de laatste dag van het kwartaal waarin hij wordt aangeworven en geen 26 jaar wordt gedurende de looptijd van de subsidie. De reële loonkostensubsidies kunnen (aanzienlijk) lager zijn dan de maximale loonkostensubsidies.

De maximale loonkostensubsidie voor *middengeschoolde jongeren steeg* wel na de hervorming. Voor middengeschoolde jongeren meer dan 6 maanden werkzoekend steeg de maximale loonkostensubsidie met 800 euro, van 7 200 euro over een periode van 12 kwartalen naar 8 000 euro over een periode van 8 kwartalen. De loonkostensubsidie *steeg het sterkst voor middengeschoolde jongeren die minder dan 6 maanden werkzoekend waren*. Die groep had geen recht op een loonkostensubsidie voor de hervorming, terwijl de loonkostensubsidie na de hervorming 8 000 euro bedraagt.

Op basis van bovenstaande vergelijkingen formuleren we drie hypothesen:

- *hypothese 2*: t.o.v. het federale doelgroepenbeleid heeft het Vlaamse doelgroepenbeleid een positief effect op de uitstroom naar werk van *middengeschoolde jongeren*;
- *hypothese 3*: t.o.v. het federale doelgroepenbeleid heeft het Vlaamse doelgroepenbeleid een negatief effect op de uitstroom naar werk van *laaggeschoolde jongeren*;
- *hypothese 4*: t.o.v. het federale doelgroepenbeleid heeft het Vlaamse doelgroepenbeleid een sterk negatief effect op uitstroom naar werk van *erg laaggeschoolde jongeren*;
- *hypothese 5*: t.o.v. het federale doelgroepenbeleid heeft het Vlaamse doelgroepenbeleid een sterk negatief effect op uitstroom naar werk van *laaggeschoolde jongeren die meer dan 6 maanden werkzoekend zijn*.

2.5.2 Oudere werknemers

Tabel 2.4 geeft een overzicht van de loonkostensubsidies voor oudere werknemers voor de hervorming van het doelgroepenbeleid. Naast een federale reductie van de werkgeversbijdrage voor zittende werknemers, voorzag de Vlaamse overheid ook een tewerkstellingspremie 50+ voor nieuwe aanwervingen van niet-werkende werkzoekenden. Vanaf 1 januari 2015 werd die tewerkstellingspremie toegekend bij het aanwerven van een 55-plusser, die minimaal 1 dag werkzoekend was.¹⁵ Daarnaast werden premies toegekend voor werkzoekenden vanaf 50 jaar die minimaal 12 maanden werkzoekend waren.

Het Vlaamse doelgroepenbeleid verhoogde enerzijds de minimumleeftijd voor de doelgroepvermindering voor zittende werknemers van 54 jaar naar 55 jaar en reduceerde anderzijds het aantal leeftijdsklassen (55-59 jaar, 60-65 jaar). Tegelijkertijd werd een RSZ-vermindering toegekend voor nieuwe aanwervingen van niet-werkende werkzoekenden, die opnieuw werd gedifferentieerd naar twee leeftijdsklassen.

Tabel 2.4 Loonkostensubsidies voor oudere werknemers voor de hervorming

Doelgroep	Loonkostensubsidie
<i>Structurele vermindering</i>	
54-57 jaar	400 euro/kwartaal
58-61 jaar	1 000 euro/kwartaal
62-64 jaar	1 500 euro/kwartaal
Vanaf 65 jaar	800 euro/kwartaal
<i>Bij aanwerving (Vlaamse tewerkstellingspremie 50+)</i>	
Vanaf 55 jaar	4 kwartalen, 50% referteloon, maximaal 4 505,46 euro/kwartaal
50-54 jaar, 12-24 maanden werkzoekend	4 kwartalen, 50% referteloon, maximaal 4 505,46 euro/kwartaal
Vanaf 50 jaar, 24 maanden werkzoekend	8 kwartalen, 50% referteloon, maximaal 4 505,46 euro/kwartaal

Bron Structurele vermindering (FOD WASO, www.werk.belgie.be/defaultTab.aspx?id=32132); Tewerkstellingspremie 50+ (DWSE, www.werk.be/nieuws/belangrijke-wijziging-aan-reglementering-tewerkstellingspremie-50)

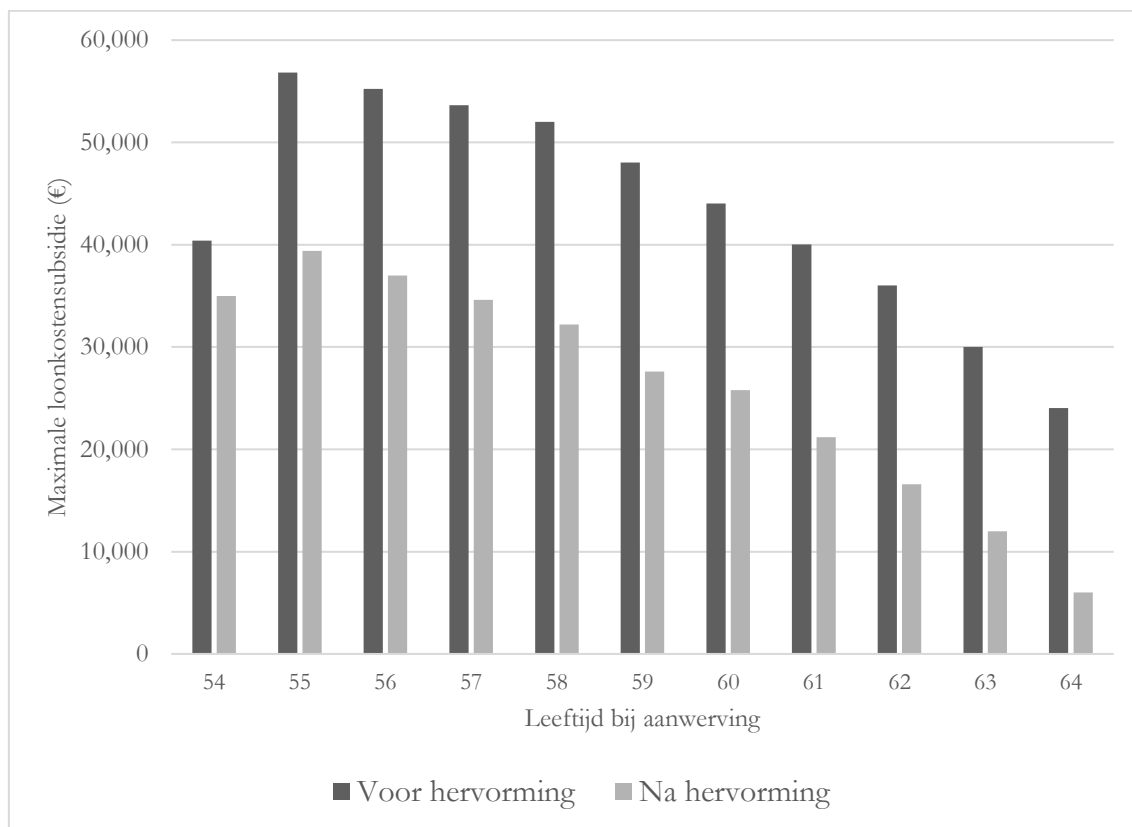
Om het vorige en huidige doelgroepenbeleid te vergelijken, simuleren we de maximale loonkostensubsidie voor een werkgever die een oudere werkzoekende aanwerft die minder dan 12 maanden werkzoekend is. Dat betekent dat we enkel rekening houden met de Vlaamse tewerkstellingspremie voor werkzoekenden vanaf 55 jaar, en geen rekening houden met de premies voor oudere, langdurig werkzoekenden. We nemen ook aan dat de maximale tewerkstellingspremie wordt uitbetaald (4 505 euro/kwartaal, 4 kwartalen). Verder veronderstellen we dat de werknemer in dienst blijft tot het pensioen op 65 jaar. Op die manier houden we zowel rekening met de doelgroepvermindering bij aanwerving als de doelgroepvermindering voor zittende werknemers.

Figuur 2.5 geeft de maximale loonkostensubsidie voor het aanwerven van een oudere werkzoekende over diens volledige loopbaan in functie van de leeftijd bij aanwerving voor en na de hervorming. De maximale loonkostensubsidie voor oudere werkzoekenden is sterk gedaald sinds de hervorming. Dat heeft voornamelijk te maken met het afschaffen van de Vlaamse tewerkstellingspremie 50+. In onderstaande

¹⁵ Op 1 januari 2015 werd de premie voor het aanwerven van een werkzoekende tussen 50 en 55 jaar (30% referteloon, max. 2 703,28 euro/kwartaal, 4 kwartalen) afgeschaft (<https://www.werk.be/nieuws/belangrijke-wijziging-aan-reglementering-tewerkstellingspremie-50>).

simulatie nemen we aan dat de maximale tewerkstellingspremie (18 018 euro over de volledige looptijd van de premie) wordt toegekend. Wanneer we geen rekening houden met de Vlaamse tewerkstellingspremie, zijn loonkostensubsidies voor oudere werkzoekenden voor en na de hervorming ongeveer gelijk gebleven.

Figuur 2.5 Simulatie van de maximale loonkostensubsidie bij aanwerving van een oudere werkzoekende in functie van diens leeftijd voor en na de hervorming



* De simulatie van de maximale loonkostensubsidie veronderstelt dat (1) alle bestaande subsidies (RSZ-vermindering en Vlaamse tewerkstellingspremie 50+) worden aangevraagd en toegekend, (2) het loon van de werknemer hoger is dan twee keer het GMMI zodat de toegekende Vlaamse tewerkstellingspremie maximaal is (4 505 euro/kwartaal), (3) de werkzoekende voltijds aan de slag gaat, (4) de werkzoekende wordt aangenomen op de eerste dag van een kwartaal, (5) de werkzoekende in dienst blijft van de werkgever tot het pensioen op 65 jaar en (6) de werkzoekende minder dan 12 maanden werkloos is. De reële loonkostensubsidies kunnen (aanzienlijk) lager zijn dan de maximale loonkostensubsidies.

Op basis van deze vergelijking formuleren we de volgende hypothese:

- *hypothese 6*: t.o.v. het federale doelgroepenbeleid heeft het Vlaamse doelgroepenbeleid een *negatief effect* op de uitstroom naar werk van *oudere werkzoekenden*.

2.5.3 Langdurig werkzoekenden

Tabel 2.5 en figuur 2.6 behandelen de loonkostensubsidies voor langdurig werkzoekenden voor de hervorming van het doelgroepenbeleid. Loonkostensubsidies voor langdurig werkzoekende jongeren en ouderen werden niet mee opgenomen. Het federale doelgroepenbeleid maakte een onderscheid tussen werkzoekenden jonger en ouder dan 45 jaar. Loonkostensubsidies voor de oudere leeftijdsgroep startten vanaf een werkloosheidsduur van 6 maanden en verhoogden bij een werkloosheidsduur van 12 en 18 maanden. Loonkostensubsidies voor werkzoekenden jonger dan 45 jaar startten vanaf een werkloosheidsduur van 12 maanden en verhoogden bij een werkloosheidsduur van 24, 36

en 60 maanden. De loonkostensubsidies bestonden uit RSZ-verminderingen en geactiveerde uitkeringen.

Het huidige Vlaamse doelgroepenbeleid kent geen RSZ-verminderingen meer toe op basis van de werkloosheidsduur. Wel werd vanaf 1 januari 2017 een aanwervingsincentive voor werkzoekenden tussen 25 en 55 jaar met een werkloosheidsduur van 2 jaar ingevoerd. Die incentive wordt in twee schijven uitbetaald en bedraagt in totaal 4 250 euro.

Zoals figuur 2.6 duidelijk maakt zijn de *maximale loonkostensubsidies voor langdurig werkzoekenden sterk gedaald* in Vlaanderen sinds de hervorming van het doelgroepenbeleid. Dat leidt tot de volgende hypothese:

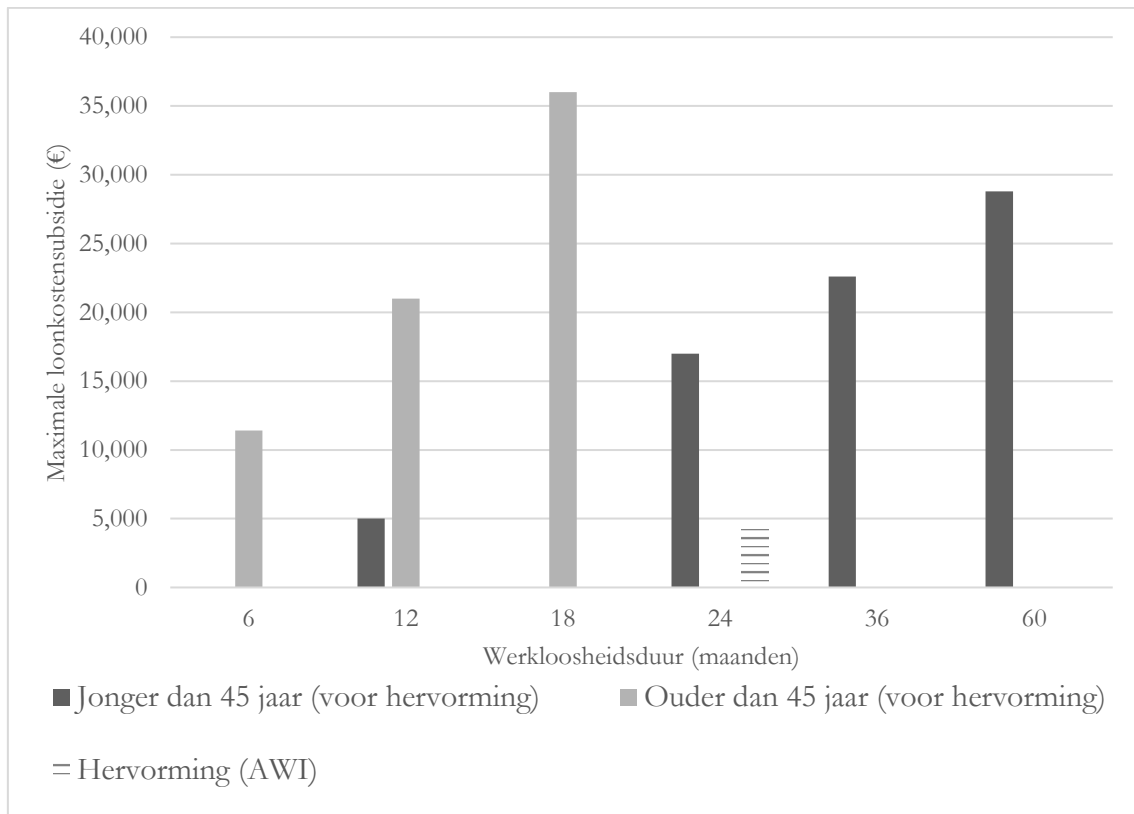
- *hypothese 7*: t.o.v. het federale doelgroepenbeleid heeft het Vlaamse doelgroepenbeleid een *negatief effect* op de uitstroom naar werk van *langdurig werkzoekenden*.

Tabel 2.5 Loonkostensubsidies voor langdurig werkzoekenden voor de hervorming

Werkloosheidsduur	Duur	Bedrag
<i>Jonger dan 45 jaar</i>		
12 maanden	RSZ-vermindering: 5 kwartalen	1 000 euro/kwartaal
24 maanden	RSZ-vermindering: 9 kwartalen Werkuitkering: 16 maanden	1 000 euro/kwartaal Werkuitkering: 500 euro/maand
36 maanden	RSZ-vermindering: 9 +4 kwartalen Werkuitkering: 24 maanden	Eerste 9 kwartalen: 1 000 euro/kwartaal Laatste 4 kwartalen: 400 euro/kwartaal Werkuitkering: 500 euro/maand
60 maanden	RSZ-vermindering: 9 +12 kwartalen Werkuitkering: 30 maanden	Eerste 9 kwartalen: 1 000 euro/kwartaal Laatste 12 kwartalen 400 euro/kwartaal Werkuitkering: 500 euro/maand
<i>Minstens 45 jaar</i>		
6 maanden	RSZ-vermindering: 5 + 16 kwartalen	Eerste 5 kwartalen: 1 000 euro/kwartaal Laatste 16 kwartalen: 400 euro/kwartaal
12 maanden	RSZ-vermindering: 21 kwartalen	Eerste 21 kwartalen: 1 000 euro/kwartaal
18 maanden	RSZ-vermindering: 21 kwartalen Werkuitkering: 30 maanden	Eerste 21 kwartalen: 1 000 euro/kwartaal Werkuitkering: 500 euro/maand

Bron RVA documentatie: Infoblad E1

Figuur 2.6 Simulatie van de maximale loonkostensubsidie voor langdurig werkzoekenden in het federale doelgroepenbeleid (voor werkzoekenden jonger en ouder dan 45 jaar) versus de nieuwe aanwervingsincentive voor langdurig werkzoekenden (AWI)



* Simulatie voor werkzoekenden tussen de 25 en 55 jaar.

De simulatie van de maximale loonkostensubsidie veronderstelt dat (1) alle bestaande subsidies (RSZ-vermindering en geactiveerde uitkering) worden aangevraagd en toegekend, (2) de werkzoekende voltijds aan de slag gaat, (3) de werkzoekende gedurende de volledige looptijd van de subsidie in dienst blijft van de werkgever. De reële loonkostensubsidies kunnen (aanzienlijk) lager zijn dan de maximale loonkostensubsidies.

2.5.4 Personen met een arbeidshandicap

De Vlaamse ondersteuningspremie (VOP) voor personen met een arbeidshandicap bestond reeds voor de hervorming van het doelgroepenbeleid. Na de hervorming werd enkel de doelgroep licht uitgebreid. Wel werd Activa Verminderde Arbeidsgeschiktheid afgeschaft. Tabel 2.6 geeft een overzicht van loonkostensubsidies voor personen met verminderde arbeidsgeschiktheid en/of personen met een handicap die werden stopgezet. De definitie van personen met een arbeidsbeperking die wordt gebruikt bij het toekennen van een VOP verschilt op een aantal punten van de federale definitie die werd gebruikt bij het toekennen van Activa Verminderde Arbeidsgeschiktheid. Het is moeilijk te zeggen waar de verschillen precies zaten: sommige personen kwamen zowel voor de VOP als Activa Verminderde Arbeidsgeschiktheid in aanmerking; anderen kwamen slechts voor één van beide maatregelen in aanmerking.

Bij het vergelijken van de totale loonkostensubsidie voor personen met een arbeidshandicap dient zowel rekening te worden gehouden met het behoud van de VOP, het afschaffen van Activa Verminderde Arbeidsgeschiktheid en de hervorming van het doelgroepenbeleid voor jongeren en ouderen. De VOP kan immers worden gecombineerd met RSZ-verminderingen.¹⁶ Zo kan een werkgever

¹⁶ Bij de berekening van de VOP wordt rekening gehouden met de vermindering, de VOP wordt op een lager loon berekend.

die een middengeschoolde jongere met een arbeidshandicap aanwerft zowel een VOP als een RSZ-vermindering voor middengeschoolde jongeren aanvragen.

Houden we met deze elementen rekening, dan stellen we vast dat voor sommige werkzoekenden met een arbeidshandicap de loonkostensubsidies zijn toegenomen, terwijl voor andere groepen minder subsidies worden toegekend. Net zoals voor andere laag- en middengeschoolde jongeren, dalen de loonkostensubsidies voor laaggeschoolde jongeren met een handicap en stijgen ze voor middengeschoolde jongeren met een handicap. Het afschaffen van de geactiveerde uitkering voor werkzoekenden met verminderde arbeidsgeschiktheid verlaagt de loonkostensubsidies voor personen met een arbeidshandicap met 500 euro/maand (gedurende 36 maanden na aanwerving). Anderzijds betekent het afschaffen van die vermindering ook dat de VOP wordt berekend op een hoger loon, en er bijgevolg een hogere VOP wordt toegekend. Grosso modo kunnen we daarom stellen dat de loonkostensubsidies voor personen met een arbeidshandicap, m.u.v. de middengeschoolde jongeren met een arbeidshandicap, licht zijn gedaald.

We formuleren volgende hypothesen:

- *hypothese 8*: t.o.v. het federale doelgroepenbeleid heeft het Vlaamse doelgroepenbeleid een beperkt negatief effect op de uitstroom naar werk van *personen met een arbeidshandicap*.

Tabel 2.6 Loonkostensubsidies voor personen met verminderde arbeidsgeschiktheid/handicap voor de hervorming

Doelgroep	Loonkostensubsidie
Laaggeschoolde jongere met handicap	Zelfde voorwaarden als voor de ‘erg laaggeschoolde jongeren’ (zie tabel 2.3)
Middengeschoolde jongere met handicap	Zelfde voorwaarden als voor de ‘middengeschoolde jongeren, 6 maanden werkzoekend’ (voorwaarde werkloosheidsduur valt weg) (tabel 2.3)
Jonger dan 45 jaar, verminderde arbeidsgeschiktheid, geen studies dagonderwijs	Werkuitkering: 36 maanden 500 euro/maand
Ouder dan 45 jaar, verminderde arbeidsgeschiktheid	Werkuitkering: 36 maanden 500 euro/maand

Bron RVA documentatie: Infoblad E1 en E12

2.6 De effectiviteit van het Vlaamse doelgroepenbeleid: acht hypothesen

In de vorige secties hebben we het Vlaamse doelgroepenbeleid vergeleken met het federale doelgroepenbeleid. Daarbij hebben we de ‘winnaars’ en ‘verliezers’ van het nieuwe beleid in kaart gebracht. Dat gaf aanleiding tot de volgende zeven hypothesen:

- *hypothese 1*: dankzij de (administratieve) vereenvoudiging is het huidige Vlaamse doelgroepenbeleid - ceteris paribus - *voor alle doelgroepen effectiever* dan het federale doelgroepenbeleid;
- *hypothese 2*: t.o.v. het federale doelgroepenbeleid heeft het Vlaamse doelgroepenbeleid een positief effect op de uitstroom naar werk van *middengeschoolde jongeren*;
- *hypothese 3*: t.o.v. het federale doelgroepenbeleid heeft het Vlaamse doelgroepenbeleid een negatief effect op de uitstroom naar werk van *laaggeschoolde jongeren*;
- *hypothese 4*: t.o.v. het federale doelgroepenbeleid heeft het Vlaamse doelgroepenbeleid een sterk negatief effect op de uitstroom naar werk van *erg laaggeschoolde jongeren en laaggeschoolde jongeren die meer dan 6 maanden werkzoekend zijn*;
- *hypothese 5*: t.o.v. het federale doelgroepenbeleid heeft het Vlaamse doelgroepenbeleid een sterk negatief effect op de uitstroom naar werk van *laaggeschoolde jongeren die meer dan 6 maanden werkzoekend zijn*;

- *hypothese 6*: t.o.v. het federale doelgroepenbeleid heeft het Vlaamse doelgroepenbeleid een negatief effect op de uitstroom naar werk van *oudere werkzoekenden*;
- *hypothese 7*: t.o.v. het federale doelgroepenbeleid heeft het Vlaamse doelgroepenbeleid een negatief effect op de uitstroom naar werk van *langdurig werkzoekenden*;
- *hypothese 8*: t.o.v. het federale doelgroepenbeleid heeft het Vlaamse doelgroepenbeleid een beperkt negatief effect op de uitstroom naar werk van *personen met een arbeidshandicap*.

In de volgende hoofdstukken worden de hypothesen getest.

3 | Data

3.1 VDAB en DWSE-gegevens

De analyses steunen op twee datasets: (1) VDAB-gegevens en (2) DWSE-gegevens. VDAB deelde gedetailleerde informatie over de populatie werkzoekenden. DWSE deelde informatie over welke doelgroepverminderingen wanneer aan wie werden toegekend. Beide dataset werden gekoppeld op basis van een geanonimiseerd klantnummer.

3.1.1 VDAB-gegevens

De VDAB-gegevens bevatten de populatie van werkzoekenden ingestroomd bij VDAB tussen januari 2012 en februari 2019. Doorheen die periode waren 1 064 144 unieke individuen geregistreerd bij VDAB.¹⁷

Voor elke werkzoekende hebben we *basisgegevens* zoals de geboortedatum, geslacht, woonplaats, kennis van het Nederlands, Frans en Engels, nationaliteit, origine en arbeidshandicap/beperking. Die variabelen werd steeds bepaald op het moment waarop de werkzoekende voor het eerst instroomde bij VDAB. Dat betekent dat variabelen die kunnen veranderen doorheen de tijd, zoals kennis van het Nederlands, accuraat zijn gemeten wanneer de werkzoekende zich voor het eerst registreerde bij de VDAB, maar na verloop van tijd niet steeds meer accuraat zijn.

Een belangrijke variabele is het *studieniveau*. VDAB beschikt over die gegevens dankzij een automatische koppeling met de LED-databank.¹⁸ We delen de populatie op in laag- (maximaal secundair onderwijs 2^{de} graad), midden- (maximaal secundair onderwijs 3^{de} graad) en hogeschoolden. Ook het studieniveau wordt gemeten op het moment waarop de werkzoekende voor het eerst instroomde in de werkloosheid. Het studieniveau van werkzoekenden die na een eerste inschrijving opnieuw gingen studeren wordt daardoor verkeerd geregistreerd in onze dataset. Een laaggeschoolde werkzoekende die voor de eerste keer ingeschreven is bij de VDAB in 2012, maar vervolgens toch nog een diploma middelbaar onderwijs behaalt (en dus middengeschoold is) zal bijvoorbeeld foutief worden gelabeld als 'laaggeschoold' in onze dataset. We kunnen slechts gedeeltelijk corrigeren voor die meetfout door gebruik te maken van een tweede dataset. Onderstaand kader documenteert hoe vaak het studieniveau verandert doorheen de tijd en hoe we hiervoor gedeeltelijk kunnen corrigeren.

¹⁷ Omdat we werken met data op maandbasis bevat de dataset geen informatie over werkzoekenden die binnen dezelfde maand in- en uitstromen.

¹⁸ <http://leerenervaringsbewijzendatabank.be/>.

Laag- of middengeschoold in onze dataset, toch midden- of hooggeschoold in werkelijkheid

In onze dataset worden alle kenmerken van werkzoekenden bepaald op het moment dat de werkzoekende voor de eerste keer instroomde in de werkloosheid. We weten dus niet of het studieniveau later nog verandert. Dat betekent dat het studieniveau niet steeds correct is geregistreerd op elk moment in de tijd.

We beschikken over een tweede dataset waardoor we kunnen verifiëren hoe vaak het studieniveau verandert. Die dataset geeft het studieniveau in juli 2016. Onderstaande tabel vergelijkt het studieniveau bij instroom in de werkloosheid voor juli 2016 met het studieniveau in juli 2016. Daaruit leren we dat 7,6% van de werkzoekenden die bij een eerste instroom in de werkloosheid laaggeschoold zijn in juli 2016 middengeschoold zijn, terwijl 2,9% van de middengeschoolden in juli 2016 hooggeschoold is. Omgekeerd stellen we ook vast dat 3,1% van de werkzoekende die voor juli 2016 middengeschoold zijn in juli 2016 plots laaggeschoold zijn. Dat is theoretisch niet mogelijk en wijst op meetfouten in de data.

Bij eerste instroom voor juli 2016	Eind juli 2016			Totaal
	Laaggeschoold	Middengeschoold	Hooggeschoold	
Laaggeschoold	325 513	27 028	4 838	357 379
Middengeschoold	16 969	512 874	15 629	545 472
Hooggeschoold	682	4 706	325 513	330 901

We maken gebruik van de tweede dataset met het onderwijsniveau in juli 2016 om het studieniveau nauwkeuriger te meten. Voor elke werkzoekenden die na juli 2016 opnieuw instroomt in de werkloosheid passen we het studieniveau zo aan dat het overeenstemt met het studieniveau zoals bekend in juli 2016. Hierdoor is het studieniveau correct voor elke werkzoekende die tussen een eerste werkloosheidsperiode en juli 2016 alsnog een bijkomend diploma behaalde. Er blijft echter een foutenmarge bestaan voor werkzoekenden die opnieuw instromen in de werkloosheid en een bijkomend diploma behaalden na juli 2016. Hierdoor classificeren we een aantal middengeschoolden foutief als laaggeschoold en een aantal hooggeschoolden foutief als laag- of middengeschoold.

Voor elke werkzoekende kennen we de *arbeidsmarktpositie* vanaf januari 2012 of vanaf het moment waarop de werkzoekende voor het eerst gekend was bij de VDAB t.e.m. februari 2019. De arbeidsmarktpositie wordt bepaald op het einde van elke maand. VDAB hanteert 33 codes - de zogenaamde catwz-codes - om de arbeidsmarktpositie aan te geven (zie onderstaand kader voor een overzicht van de catwz-codes). Die codes bepalen of een werkzoekende wordt geclassificeerd als inactief, werkzoekend of als uitgestroomd naar werk. We volgen daarbij de conventies van de VDAB met uitzondering van de IBO. In tegenstelling tot de VDAB classificeren we een werkzoekende in een IBO als werkzoekend en niet als uitgestroomd naar werk.

De *arbeidsmarktpositie* wordt niet in alle gevallen perfect gemeten. Dat komt omdat er enkel een automatische flux is met Dimona¹⁹ voor werkzoekenden met een 'actief' dossiers (catwz-code<15). Daardoor klopt de arbeidsmarktpositie niet steeds voor werkzoekenden die reeds langere tijd zijn uitgeschreven. Neem een werkzoekende die uitgeschreven wordt in catwz 77 (hervatten studies), vervolgens een aantal maanden studeert en dan werk vindt zonder zich eerst opnieuw in te schrijven bij VDAB. In dat geval zal de arbeidsmarktpositie van dat individu foutief geregistreerd staan als 'hervatten studies' en niet als 'aan het werk'. Gelijkaardige situaties doen zich voor bij werkzoekenden die werk vinden en vervolgens opnieuw hun werk verliezen zonder zich opnieuw te registreren bij VDAB. Die individuen zullen foutief worden gelabeld als 'aan het werk'. Met dit type fouten kunnen we geen rekening houden in de analyses.

¹⁹ De Dimona (Déclaration Immédiate/Onmiddellijke Aangifte) is het elektronische bericht waarmee de werkgever iedere indienstreding en uitdiensttreding van een werknemer aangeeft bij de RSZ (zie www.socialsecurity.be/site_nl/employer/applics/dimona/index.htm).

Overzicht catwz-codes

De VBAB bepaalt de arbeidsmarktpositie aan de hand van catwz-codes.

Volgende codes definiëren werk:

- Cat 25:** Derde arbeidscircuit - voltijds
- Cat 30:** Vrijgesteld van inschrijving in het kader van PWA-activiteiten
- Cat 55:** Derde arbeidscircuit - deeltijds
- Cat 70:** Gewone plaatsing - voltijds
- Cat 78:** Uitschrijving wegens werk
- Cat 80:** Deeltijdse werknemer met inkomensgarantie-uitkering
- Cat 82:** Werkzoekende die deeltijds werken tijdens hun wachtuitkering
- Cat 88:** Werkzoekenden die in een beschutte werkplaats werken
- Cat 89:** Uitzendarbeid (minstens 10 dagen gewerkt als interim in de laatste 28 dagen)
- Cat 90:** De voltijds werkende vrij ingeschreven werkzoekende
- Cat 91:** Jongeren die deeltijds leren en werken
- Cat 92:** Sommige tijdelijke werklozen (overmacht, technische werkloosheid, ...)
- Cat 93:** Vrij ingeschreven deeltijds werknemers

Volgende codes definiëren werkloosheid:

- Cat 00:** Uitkeringsgerechtigd volledig werkloos
- Cat 02:** Werkzoekende in wachttijd
- Cat 03:** Vrij ingeschreven werkzoekende in wachttijd
- Cat 05:** Verplicht ingeschreven OCMW
- Cat 06:** Inschrijving omwille van begeleiding omwille van een persoon met een arbeidshandicap
- Cat 11:** Werkzoekende in deeltijds onderwijs
- Cat 14:** Van recht op uitkering uitgesloten werkzoekende
- Cat 85:** Werkzoekende in individuele beroepsopleiding

Werkzoekenden kunnen *meerdere keren in- en uit de werkloosheid stromen*. In deze studie wordt uitstroom gedefinieerd als een werkzoekende die minimaal 1 maand gewerkt heeft. Wanneer die persoon vervolgens opnieuw zijn werk verliest én aangeeft opnieuw op zoek te gaan naar werk, spreken we van een nieuwe instroom. Op die manier kan dezelfde werkzoekende meerdere malen voorkomen in de dataset. Tabel 3.1 geeft aan hoe vaak een werkzoekende opnieuw instroomt in de werkloosheid. Hoewel de dataset slechts 1 064 144 unieke personen telt, bevat de dataset wel 2 112 874 observaties. Dat komt omdat elke unieke werkzoekende gemiddeld 1,99 keer instroomt in de werkloosheid in de periode 2012 tot 2019.

Tabel 3.1 Aantal werkzoekenden die meerdere keren instromen in de werkloosheid in de periode 2012-2019

Aantal keer ingestroomd	Observaties
1	588 844
2	227 512
3	110 313
4	58 762
>=5	78 713
Unieke werkzoekenden	1 064 144

De definitie van in- en uitstroom uit de werkloosheid wijkt af van de definitie die VDAB hanteert bij het berekenen van de *werkloosheidsduur*. VDAB volgt de richtlijnen van Eurostat²⁰ en wijzigt de werkloosheidsdatum - gekend als 'eurodat' - pas van zodra de werkzoekende minimaal 3 opeenvolgende maanden heeft gewerkt. Een werkzoekende die dus slechts 1 maand werkt blijft volgens de VDAB-definities werkloos, terwijl in onze studie die werkzoekende eerst uitstroomt naar werk en vervolgens opnieuw instroomt in de werkloosheid.

²⁰ https://arvastat.vdab.be/help/arvastat_help_nwwzduur.html

3.1.2 DWSE-gegevens

De gegevens aangeleverd door het DWSE bevatten informatie over voor *wie wanneer welke doelgroepvermindering* werd toegekend. Met uitzondering van de VOP komt die informatie uit de DmfA-aangifte, waarin werkgevers loon- en arbeidstijden van werknemers doorgeven aan de bevoegde diensten.

DGV worden toegekend op *kwartaalbasis*. Voor elk kwartaal kennen we het referteloon van de betrokken werknemer, de sector waarin deze was tewerkgesteld, het aantal gewerkte dagen (de prestatiebreuk) en het toegekende bedrag. We hebben geen informatie over de werkgever.

Voor elke DGV hebben we informatie vanaf de start van het nieuwe beleid in 2016 Q3 t.e.m. 2018 Q2. Informatie voor 2018 Q3 en 2018 Q4 was nog niet beschikbaar in februari 2019. Voor de VOP hebben we daarentegen gegevens voor 2016 Q3 t.e.m. 2018 Q4. Naast informatie over de Vlaamse doelgroepverminderingen kennen we ook de RSZ-verminderingen die werden toegekend in het kader van de overgangsmaatregelen van het federale naar het Vlaamse doelgroepenbeleid.

We dienden *keuzes te maken bij het verwerken* van de DWSE-gegevens. Ten eerste werden werknemers waarvoor weliswaar een doelgroepvermindering was toegekend, maar waarvoor het uitgekeerde bedrag gelijk was aan nul verwijderd uit de dataset. Ten tweede stelden we vast dat het aantal gepresteerde uren en toegekende bedragen vaak erg laag was. We kozen ervoor om alle observaties te behouden, ook wanneer de toegekende bedragen zeer laag zijn. Dat heeft echter als nadeel dat voor sommige werkzoekenden wel een DGV werd toegekend in een bepaald kwartaal, maar dat die werkzoekenden volgens de VDAB-gegevens niet zijn uitgestroomd naar werk.

3.2 Koppelen van DWSE en VDAB-gegevens

Om beschrijvende statistieken op te stellen, de take-up van de doelgroepvermindering te schatten en duurzaamheid van de doelgroepvermindering te analyseren werden de VDAB en DWSE-gegevens gekoppeld. Die koppeling gebeurde op basis van een geanonimiseerd klantnummer.

Sommige *werknemers met een doelgroepvermindering zijn niet gekend bij de VDAB*. Een eerste reden is dat de doelgroepverminderingen voor laag- en middengeschoolde jongeren kunnen worden toegekend aan schoolverlaters zonder dat die zich eerst inschreven als niet-werkende werkzoekende of aan jongeren die van werkgever veranderen (job-job transitities). Over die groepen hebben wij geen informatie. Daarom werden ze verwijderd uit de gekoppelde datasets. Een tweede reden is dat de VDAB-dataset geen werkzoekenden bevat die binnen dezelfde maand in- en uitstromen uit de werkloosheid. Die werkzoekenden hebben echter wel recht op een doelgroepvermindering. In elk hoofdstuk rapporteren we per doelgroep voor welk aandeel van de begunstigden we geen informatie hebben.

VDAB-gegevens zijn opgesteld op *maandbasis*, terwijl de DWSE-gegevens op *kwartaalbasis* zijn opgesteld. De gekoppelde dataset is eveneens op maandbasis zodat we voor elke werkzoekende weten of ze al dan niet zijn uitgestroomd naar werk in een specifieke maand. We veronderstelden daarbij dat de doelgroepvermindering voor het eerst werd toegekend in de maand waarin de werkzoekende uitstroomde naar werk. Voor sommige werkzoekenden werd wel een doelgroepvermindering toegekend in een bepaald kwartaal, maar werkten ze volgens de VDAB niet in dat kwartaal. Zo stellen we vast dat 7% van de middengeschoolde jongeren die in kwartaal 2016 Q3 voor het eerst een DGV kreeg volgens de VDAB niet heeft gewerkt in dat kwartaal (tabel 3.2). Van die groep werkte echter 74% minder dan 25% van een voltijds equivalent. Ook voor de andere doelgroepen stelden we vast dat een aantal begunstigden volgens de VDAB niet zijn uitgestroomd naar werk. Met die werkzoekenden wordt geen rekening gehouden wanneer we de take-up van een maatregelen schatten of wanneer we

onderzoeken hoe de tewerkstelling evolueert nadat een werkzoekende voor het eerst werd tewerkgesteld met een DGV.

Tabel 3.2 Aandeel middengeschoolde jongeren waarvoor wel een DGV werd uitgekeerd, maar die niet zijn uitgestroomd naar werk volgens VDAB-gegevens (in %)

	Middengeschoolde jongeren	
	Wel DGV, niet gewerkt	waarvan minder dan 25% VTE
2016 Q3	7	74
2016 Q4	7	77
2017 Q1	7	72
2017 Q2	9	74
2017 Q3	10	75
2017 Q4	12	80
2018 Q1	12	78
2018 Q2	21	80

Het koppelen van DWSE en VDAB-gegevens leidde dus tot een aantal problemen. *Die koppeling is echter enkel strikt noodzakelijk voor de beschrijvende statistieken die worden gepresenteerd in het eerste deel van elk hoofdstuk. Voor het schatten van de effectiviteit van het doelgroepenbeleid steunen we enkel op de VDAB-gegevens* en hebben we geen informatie nodig over wie wel en wie geen DGV heeft gekregen. Bijgevolg kunnen problemen met het koppelen van VDAB en DWSE-gegevens geen effect hebben op de evaluatie van de effectiviteit van het beleid.

4 | Methodologie

4.1 Inleiding

Het doelgroepenbeleid heeft als doel het verbeteren van de positie op de arbeidsmarkt van de doelgroepen. In hoofdstuk 2 formuleerden we acht hypothesen, die aangeven of we een positief dan wel negatief effect van de hervorming verwachten. Naast de drie doelgroepen (laag- en middengeschoolde jongeren, oudere werkzoekenden en personen met een arbeidsbeperking), bespraken we ook het effect van de hervorming op langdurig werkzoekenden.

In de volgende vijf hoofdstukken testen we voor elke doelgroep de verschillende hypothesen. Elk hoofdstuk heeft een gelijkaardige structuur en bestaat uit twee delen (tabel 4.1). In het *eerste deel* worden *beschrijvende statistieken* gepresenteerd. Die statistieken geven de kerncijfers van een specifieke maatregel (aantal begunstigden, kostprijs, distributie refertekwartaallonen, effect op de loonkost), beschrijven het profiel van de begunstigden, schatten de take-up en evalueren de duurzaamheid van de doelgroepvermindering en van de tewerkstelling.

Het *tweede deel* evalueert de *impact* van het doelgroepenbeleid op de beschouwde doelgroep. De strategie waarmee die impact wordt bepaald is niet in elk hoofdstuk dezelfde, maar hangt af van de specifieke maatregel. We onderscheiden *drie strategieën*: (1) *difference-in-differences*; (2) *Regression Discontinuity Design (RDD)*; en (3) *Propensity Score Matching (PSM)*. Tabel 4.1 geeft aan welke strategieën worden gebruikt in welk hoofdstuk. Merk op dat de impact van het doelgroepenbeleid voor oudere werkzoekenden niet wordt geëvalueerd, doordat we geen geschikte strategie kunnen identificeren. In hoofdstuk 7 wordt dat verder toegelicht. Omdat dezelfde identificatiestrategieën in verschillende hoofdstukken worden gebruikt, bespreken we in dit hoofdstuk elke strategie. PSM gebruiken we enkel voor de evaluatie van de VOP. Die methode wordt daarom in dat het hoofdstuk over de VOP besproken.

Tabel 4.1 **Structuur van hoofdstukken 5 t.e.m. 9**

Hoofdstuk	Doelgroep	Deel 1: Kerncijfers, profiel begunstigden, take-up en duurzaamheid	Deel 2: evaluatie		
			Diff-in-Diff	RDD	PSM
5	Middengeschoolde jongeren	✓	✓	✓	✗
6	Laaggeschoolde jongeren	✓	✓	✓	✗
7	Oudere werkzoekenden	✓	✗	✗	✗
8	Langdurig werkzoekenden	✓	✓	✗	✗
9	Personen met een arbeidsbeperking	✓	✗	✗	✓

4.2 Drie evaluatiestrategieën

4.2.1 Difference-in-differences

De eerste evaluatiestrategie staat bekend als *difference-in-differences* (verschil-in-verschillen). Die strategie zullen we gebruiken om de Vlaamse doelgroepvermindering voor laag- en middengeschoolde jongeren te evalueren. Ook het effect van het afschaffen van de loonkostensubsidies voor langdurig werkzoekenden onderzoeken we difference-in-differences. Voor langdurig werkzoekenden is die methode echter iets complexer. Hoofdstuk 8 gaat daar verder op in.

Difference-in-differences vergelijkt de uitstroom naar werk van de doelgroep *voor en na de hervorming*. Dat resultaat wordt vervolgens vergeleken met *een controlegroep*. Een controlegroep laat toe om het effect van het doelgroepenbeleid te isoleren van andere factoren, zoals de economische conjunctuur of andere beleidswijzigingen, die ook een invloed kunnen hebben op de tewerkstelling van de doelgroep. De controlegroep dient te bestaan uit werkzoekenden waarvoor (1) het doelgroepenbeleid niet wijzigde en (2) waarvoor, voor de hervorming, de kans op het vinden van werk op dezelfde manier wordt beïnvloed door economische factoren (e.g. conjunctuur) en beleidswijzigingen (e.g. tax shift) als voor werkzoekenden in de doelgroep. Die laatste voorwaarde staat bekend als de parallel trend assumptie.

Het kiezen van een ‘goede’ doelgroep is een essentiële stap. Dit kan worden getest door middel van *placebo tests*. Die testen gaan na of, voor de hervorming van het doelgroepenbeleid, de controlegroep op eenzelfde manier evolueerden (parallel trends). Voor elke analyse tonen we aan dat de parallel trends houden, zowel met een grafische analyses als met meer formele placebo tests. Zo zullen we aantonen dat hooggeschoolde werkzoekende jongeren een goede controlegroep vormen voor zowel de laag- als middengeschoolde jongeren.

Wanneer de placebo tests houden geeft dit een eerste indicatie dat we, dankzij de controlegroep, kunnen controleren voor wijzigingen in de conjunctuur voor én na de hervorming. Toch zullen we specifiek voor laag- en middengeschoolde jongeren expliciet testen of *de conjunctuur* - zoals gemeten door de maandelijkse synthetische conjunctuurbarometer van de Nationale Bank - niet leidt tot een onder- dan wel overschatting van de effectiviteit van het doelgroepenbeleid. Die resultaten worden gerapporteerd in bijlage 7.

Difference-in-differences laat niet toe te controleren voor *substitutie-effecten tussen de doel- en controlegroep*. Indien werkgevers werkzoekenden uit de doelgroep aanwerven ten koste van werkzoekenden uit de controlegroep overschatten we de impact van de doelgroepenbeleid op de tewerkstelling van de doelgroep. In die zin bepaalt diff-in-diff het maximale effect van het doelgroepenbeleid.

Meer specifiek wordt difference-in-differences geschat met volgende vergelijking:

$$y_{it} = \alpha \text{Doelgroep}_{it} + \beta \text{Hervorming}_{it} + \delta (\text{Doelgroep}_{it} \times \text{Hervorming}_{it}) + \eta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Waarbij y_{it} de uitkomstvariable is voor werkzoekende i op tijdstip t ; de variabele Doelgroep_{it} de waarde 1 aanneemt als werkzoekende i behoort tot de doelgroep; de variabele Hervorming_{it} gelijk is aan 1 wanneer werkzoekende i instroomt in de werkloosheid na 30 juni 2016; X_i is een vector met kenmerken van de werkzoekende; en ϵ_{it} is de foutenterm. De parameter δ geeft aan of het doelgroepenbeleid werkt. Ze duidt aan of doelgroep na de hervorming sneller werk vindt dan voor de hervorming t.o.v. de controlegroep. We schatten de vergelijking met gewone kleinste kwadraten

(OLS). Daarbij worden de foutentermen geclusterd op het niveau van de werkzoekende om zo te corrigeren voor werkzoekenden die meerdere keren werkloos zijn in de beschouwde periode.

Voor het schatten van bovenstaande vergelijking hebben we geen informatie nodig over welke werkzoekenden een doelgroepvermindering hebben gekregen. Het is voldoende dat we weten of een werkzoekende behoort tot de doelgroep en dus in aanmerking komt voor een doelgroepvermindering. *De onderzoeksvraag die we beantwoorden is dus of het doelgroepenbeleid de positie van de doelgroep heeft versterkt, ongeacht of de werkzoekende al dan niet een doelgroepvermindering heeft gekregen. In technische termen betekent dit dat we het 'Intention-To-Treat (ITT)' effect schatten en niet het 'Average Treatment Effect (ATE)' (zie kader). Die methode is betrouwbaarder dan het vergelijken van de uitstroom naar werk tussen werkzoekenden met en zonder een doelgroepvermindering (Schünemann et al., 2015). Dat komt doordat werkzoekenden die uitstromen met een doelgroepvermindering en dus werden aangeworven door een werkgever ongetwijfeld een sterker profiel hebben om redenen die niet observeerbaar zijn voor de onderzoekers maar wel voor de werkgever (motivatie, ...) dan werkzoekenden die niet werden aangeworven.*

ITT versus (L)ATE

Intention-To-Treat (ITT) en het **Local Average Treatment Effect (LATE)** zijn twee verschillende manieren om de impact van een beleidsmaatregel te karakteriseren. ITT wordt beïnvloed door de *take-up* van de maatregel; LATE is onafhankelijk van de *take-up*.

ITT meet het 'reëel' effect van de beleidsmaatregel op de beoogde doelgroep. Die parameter is interessant voor beleidsmakers omdat dit het effect is op de doelgroep wanneer het beleid wordt geïmplementeerd. ITT houdt er immers rekening mee dat de *take-up* van een maatregel zelden 100% is.

LATE meet het 'zuiver' effect van de 'treatment'. Dat effect is interessant omdat het onafhankelijk is van de *take-up* van de beleidsmaatregel. Hierdoor kan het worden vergeleken met gelijkaardige maatregelen in het buitenland (waar de *take-up* niet noodzakelijkerwijs dezelfde is). ATE kan ook worden gelinkt aan economische theorie.

Er bestaat een eenvoudige relatie tussen LATE en ITT (Angrist & Pischke, 2008): $ITT = LATE * Take - up$

Gegeven LATE, neemt ITT toe met de *take-up* van de maatregel. Dat is ook wat we intuïtief verwachten: een programma met een hogere *take-up*, zal een groter effect hebben op de beoogde doelgroep.

Difference-in-differences analyseert de positie van de doelgroep voor versus na de hervorming. Daardoor geven de analyses enkel aan welk effect de hervorming precies heeft op de doelgroep. *Een correcte interpretatie van de resultaten vereist dus een goed begrip van het Vlaamse én federale doelgroepenbeleid.* De interpretatie van de resultaten hangt af van de aard van de hervorming. Bovendien laten de resultaten iet in alle gevallen toe te evalueren wat er zou gebeuren indien het doelgroepenbeleid werd afgeschaft.

We illustreren dat met twee voorbeelden. Voor middengeschoolde jongeren werd het doelgroepenbeleid versterkt. Bijgevolg verwachten we dat t.o.v. het federale doelgroepenbeleid, de positie van middengeschoolde jongeren is verbeterd. We verwachten met andere woorden dat de parameter δ in vergelijking 1 positief is. Doordat het federale doelgroepenbeleid slechts in beperkte mate RSZ-verminderingen voor middengeschoolde jongeren toekende, kunnen we δ interpreteren als het effect van het invoeren van een RSZ-vermindering voor middengeschoolden. Daardoor kunnen we ook het effect inschatten van het afschaffen van die RSZ-vermindering. Anders gesteld, voor *middengeschoolden* beantwoorden we de onderzoeksvraag '*welk effect het Vlaamse doelgroepenbeleid op middengeschoolde jongeren heeft t.o.v. de situatie waarin dit beleid niet zou bestaan*'.

Voor laaggeschoolde jongeren is de interpretatie van de parameter δ complexer. Voor die doelgroep werden de loonkostensubsidies afgebouwd. De parameter δ meet het effect van het afbouwen van die subsidies. Omdat de subsidies daalden verwachten we intuïtief dat de parameter δ negatief is. Omdat zowel in het Vlaamse als federale doelgroepenbeleid een loonkostensubsidie bestond, kunnen we δ in dit geval niet interpreteren als het effect van het afschaffen van het doelgroepenbeleid voor

laaggeschoolde jongeren op die doelgroep. De interpretatie wordt nog verder bemoeilijkt doordat de take-up van de RSZ-vermindering niet even hoog ligt in het Vlaamse en federale doelgroepenbeleid. Ander gesteld beantwoorden we voor *laaggeschoolden* de onderzoeksvraag ‘*welke effect heeft het Vlaamse doelgroepenbeleid op laaggeschoolde jongeren heeft t.o.v. het federale doelgroepenbeleid?*’

We kunnen bovenstaande vergelijking schatten voor verschillende uitkomstvariabelen. De eerste uitkomstvariabele geeft aan of een werkzoekende aan het werk is 6 maanden na instroom in de werkloosheid. Op die manier evalueren we of het doelgroepenbeleid de *uitstroom naar werk op korte termijn* versnelt. Dat is een momentopname. De andere uitkomstvariabelen evalueren of het doelgroepenbeleid een ander effect heeft op *kortlopende- versus duurzame tewerkstelling*. Daarvoor evalueren we of het doelgroepenbeleid een effect heeft op het aantal opeenvolgende maanden dat een werkzoekende werkt bij de eerste tewerkstelling binnen de 12 maanden na instroom in de werkloosheid. We definiëren 12 uitkomstvariabelen. Uitkomstvariabele 1 geeft aan of een werkzoekende minimaal 1 maand gewerkt heeft binnen 12 maanden; uitkomstvariabele 2 geeft aan of een werkzoekende minimaal twee opeenvolgende maanden gewerkt heeft bij een eerste tewerkstelling; enz. Die indicatoren combineren twee elementen: de snelheid waarmee een werkzoekenden uitstroomt naar werk en de duurzaamheid van de tewerkstelling. Zo kan een werkzoekende die pas na 10 maanden voor het eerst wordt tewerkgesteld hoogstens twee opeenvolgende maanden werken binnen de 12 maanden. *Die indicatoren meten dus of het doelgroepenbeleid zowel uitstroom naar werk versnelt als de duurzaamheid van de tewerkstelling bevordert.*

Tot slot is er één specifiek element bij de doelgroepvermindering voor laag- en middengeschoolde jongeren die de validiteit van de difference-in-differences bedreigt. De wetgeving stelt dat alle laag- en middengeschoolde jongeren in aanmerking komen voor een doelgroepvermindering, ongeacht of ze al dan niet ingeschreven zijn als niet-werkende werkzoekende bij VDAB. Ook jongeren die zich nooit registreren bij VDAB of jongeren die van werkgever veranderen komen in aanmerking. Over die groepen hebben we echter geen informatie (zie sectie 5.2). Het doelgroepenbeleid zou ertoe kunnen leiden dat jongeren sneller onmiddellijk werk vinden en zich niet langer registreren bij VDAB. Dat zou de resultaten vertekenen omdat we met die jongeren geen rekening kunnen houden bij het schatten van de difference-in-differences op basis van data van de VDAB over geregistreerde werkzoekenden. We testen in bijlage 6 of het aandeel schoolverlaters geregistreerd bij VDAB is gedaald sinds de hervorming van het doelgroepenbeleid.

4.2.2 Regression Discontinuity Design

De tweede evaluatiestrategie staat bekend als de ‘*Regression Discontinuity Design*’. Die strategie gebruiken we enkel voor het evalueren van de effectiviteit van de doelgroepvermindering van laag- en middengeschoolde jongeren. Dat komt omdat die strategie vereist dat, door specifieke wetgeving, een regel bestaat waardoor sommige werkzoekenden juist wel en andere werkzoekenden juist niet in aanmerking komen voor een DGV. Een dergelijke regel bestaat voor laag- en middengeschoolde jongeren, maar niet voor de andere doelgroepen.

De wetgeving stelt dat een laag- en middengeschoolde werkzoekende jonger moet zijn dan 25 jaar op de laatste dag van het eerste kwartaal waarin hij wordt aangeworven om in aanmerking te komen voor een DGV. Wanneer dat het geval is, krijgt de werkgever gedurende acht kwartalen een DGV, ook indien de werknemer in de loop van die periode alsnog 25 jaar wordt. Een klein leeftijdsverschil van enkele maanden zorgt ervoor dat sommige werkzoekenden juist wel en andere werkzoekenden juist niet in aanmerking komen voor een DGV. Buiten een klein leeftijdsverschil is het aannemelijk dat die werkzoekenden identieke kenmerken hebben. Dat klein verschil kan worden gebruikt om de effectiviteit van het doelgroepenbeleid te evalueren. Hiervoor vergelijken we uitstroom naar werk van

werkzoekenden die juist wel met werkzoekenden die juist geen recht hebben op een DGV. Die methode staat gekend als een Regression Discontinuity Design (RDD).

Het voordeel van een RDD t.o.v. difference-in-differences is dat werkzoekenden die juist wel in aanmerking komen voor een DGV kunnen worden vergeleken met werkzoekenden die juist niet in aanmerking komen. Het gaat daarbij om werkzoekenden met hetzelfde studieniveau. Er is dus geen nood aan een ‘externe’ controlegroep zoals hogeschoolde jongeren. We vergelijken met andere woorden appels met appels. Bovendien vergelijken we werkzoekenden op hetzelfde moment, waardoor de economische conjunctuur geen invloed heeft op de validiteit van de resultaten. Hoewel we zullen aantonen met placebo testen dat hogeschoolde jongeren een goede controlegroep vormen voor zowel laag- als middengeschoolde jongeren, moeten dergelijke testen toch steeds met de nodige voorzichtigheid worden geïnterpreteerd. *Om die reden wordt een RDD betrouwbaarder geacht dan een difference-in-differences strategie.*

Een bijkomend voordeel is dat RDD toelaat om *het effect van het doelgroepenbeleid te schatten t.o.v. de situatie waarin de DGV niet zou bestaan*. In tegenstelling tot de diff-in-diff analyses vergelijkt een RDD dus niet het Vlaamse met het federale doelgroepenbeleid. Daardoor laat RDD toe uitspraken te doen over de vraag welk effect het afschaffen van de RSZ-verminderingen zou hebben op de tewerkstelling van de betrokken doelgroep.

Net zoals diff-in-diff meet RDD een *Intention-To-Treat effect* dat rekening houdt met het feit dat de take-up van de maatregel nooit 100% is. Een RDD schat wel enkel een *‘lokaal’ effect*, met name het effect van het doelgroepenbeleid voor jongeren rond de leeftijd van 25 jaar, terwijl diff-in-diff een gemiddeld effect over alle leeftijdsgroepen meet. Indien het effect varieert in functie van de leeftijd van de werkzoekende verschilt het ‘lokaal’ effect van het ‘gemiddeld’ effect.

Een RDD laat evenmin *toe te controleren voor substitutie-effecten* tussen werkzoekenden met hetzelfde opleidingsniveau jonger en ouder dan 25 jaar. Indien de DGV ertoe heeft geleid dat werkzoekenden jonger dan 25 jaar worden aangeworven ten koste van werkzoekenden ouder dan 25 jaar, zal een RDD het effect van het doelgroepenbeleid overschatten. Een RDD geeft dus een bovengrens van de effectiviteit van het doelgroepenbeleid.

We illustreren de RDD met een concreet voorbeeld. We beschouwen twee werkzoekenden die instromen in de werkloosheid op 1 augustus 2016 en hetzelfde opleidingsniveau hebben. Werkzoekende A is geboren op 25 september 1991; werkzoekende B is geboren op 5 oktober 1991. Werkzoekende A is dus 10 dagen ouder dan werkzoekende B. Werkzoekende B is echter nog jonger dan 25 jaar op de laatste dag van 2016 Q3 (30 september 2016) en komt dus in aanmerking voor een DGV wanneer hij wordt aangeworven in 2016 Q3. Werkzoekende A is juist ouder dan 25 jaar op de laatste dag van 2016 Q3 en komt dus niet in aanmerking voor een DGV in 2016 Q3. Bijgevolg krijgt een werkgever enkel een DGV wanneer werkzoekende B wordt aangeworven in 2016 Q3. Een leeftijdsverschil van 10 dagen bepaalt dus of de werkgever een DGV krijgt. De kans op uitstroom naar werk van werkzoekende B zou dus hoger moeten liggen dan van werkzoekende A. Het vergelijken van de uitstroom naar werk tussen werkzoekende A en B geeft een indicatie van de effectiviteit van het doelgroepenbeleid.

In meer algemene termen bepalen we voor elke werkzoekende de leeftijd op de laatste dag van elk kwartaal. Op basis van die informatie onderscheiden we een doel- en controlegroep. *De doelgroep* bestaat uit *werkzoekenden met een bepaald opleidingsniveau (laag- of middengeschoold) jonger dan 25 jaar* op de laatste dag van het kwartaal (werkzoekende B in bovenstaand voorbeeld). Als een werkzoekende in die groep aangeworven wordt in dat kwartaal, dan heeft de werkgever gedurende acht kwartalen recht

op een doelgroepvermindering. De *controlegroep* bestaat uit *werkzoekenden met hetzelfde opleidingsniveau ouder dan 25 jaar* op de laatste dag van het kwartaal (werkzoekende A in bovenstaand voorbeeld). Werkzoekenden in de controlegroep komen nooit meer in aanmerking voor een DGV. Door uitstroom naar werk te vergelijken tussen doel- en controlegroep kan de effectiviteit van het doelgroepenbeleid worden geëvalueerd. Indien het doelgroepenbeleid effectief is, zou de uitstroom naar werk binnen het beschouwde kwartaal hoger moeten liggen voor de doelgroep, die in aanmerking komt voor een RSZ-vermindering, dan de controlegroep, die niet meer in aanmerking komt.

We selecteren alle werkzoekenden die aan bovenstaande voorwaarde voldoen *ongeacht hun werkloosheidsduur*. Werkloosheidsduur definiëren we als het aantal maanden dat de werkzoekende werkloos was vanaf het moment van instroom in de werkloosheid t.e.m. de eerste dag van het beschouwde kwartaal (1 juli 2016 in bovenstaand voorbeeld). We beperken de werkloosheidsduur tot 12 maanden. Dat betekent dat we rekening houden met alle werkzoekenden ingestroomd gedurende vier kwartalen voor het beschouwde kwartaal. De werkloosheidsduur varieert dus van nul maanden (de werkzoekende stroomde in binnen het beschouwde kwartaal) tot 12 maanden. De kans om uit te stromen naar werk hangt af van de werkloosheidsduur. Daarom nemen we de werkloosheidsduur, gedefinieerd als een categoriale variabele (nul maand werkzoekend, 1 maand werkzoekend, ..., 12 maanden werkzoekend), op in de regressies als controlevariabele.

Bovenstaand voorbeeld vergelijkt werkzoekenden die op de laatste dag van 2016 Q3 ouder dan 25 jaar zijn (controlegroep) met werkzoekenden met hetzelfde opleidingsniveau jonger dan 25 jaar (doelgroep). Dezelfde redenering geldt echter ook voor alle andere kwartalen sinds de hervorming van het doelgroepenbeleid. Gegeven de data kunnen we *10 kwartalen beschouwen* (2016 Q3 t.e.m. 2018 Q4). De kans om uit te stromen naar werk wordt beïnvloed door de conjunctuur en dus door het beschouwde kwartaal. Om hiervoor te controleren nemen we het kwartaal op in de regressies.

Net zoals difference-in-differences evalueren we het effect van het doelgroepenbeleid op zowel (1) uitstroom naar werk op korte termijn als (2) op meer duurzame tewerkstelling. Uitstroom naar werk op korte termijn wordt gedefinieerd als de kans op uitstroom naar werk binnen het beschouwde kwartaal. In bovenstaand voorbeeld, waarbij een werkzoekende instroomt op 1 augustus 2016, bepalen we dus of die werkzoekende uitstroomde naar werk in september 2016. Met werkzoekenden die instroomden in de laatste maand van het beschouwde kwartaal (bijvoorbeeld september 2016) kan geen rekening worden gehouden. Doordat wordt gewerkt met data op maandbasis kunnen die werkzoekenden niet reeds aan het werk zijn binnen het beschouwde kwartaal. Het effect van het doelgroepenbeleid op duurzame tewerkstelling wordt geëvalueerd op basis van een indicator die aangeeft of de werkzoekende is uitgestroomd binnen het beschouwde kwartaal én minimaal X opeenvolgende maanden heeft gewerkt. We bouwen zes indicatoren op: de eerste indicator geeft aan of de werkzoekende is uitgestroomd binnen het beschouwde kwartaal én minimaal 1 maand heeft gewerkt, de tweede indicator geeft aan of de werkzoekende is uitgestroomd binnen het kwartaal én minimaal twee opeenvolgende maanden heeft gewerkt, ...

Bij het afbakenen van de doel- en controlegroep moeten leeftijdsgrenzen worden bepaald. De doelgroep bestaat per definitie uit werkzoekenden jonger dan 25 jaar; de controlegroep uit werkzoekenden ouder dan 25 jaar. De vraag is welke onder- en bovengrens wordt gehanteerd. Vergelijken we bijvoorbeeld werkzoekenden met een leeftijd tussen 24,5 jaar en 25 jaar versus werkzoekenden tussen 25 jaar en 25,5 jaar; of kiezen we voor bredere leeftijdsgroepen en vergelijken we bijvoorbeeld werkzoekenden tussen 20 jaar en 25 jaar met werkzoekenden tussen 25 en 30 jaar. De keuze van de boven- en ondergrens staat in de literatuur bekend als de *'bandwidth'* van de RDD. Die keuze is belangrijk (Imbens & Lemieux, 2008, Cattaneo et al., 2017). Een kleinere bandwidth leidt tot minder bias - de

schatting ligt dicht bij de ‘werkelijke’ waarde - maar tot meer variantie – de schatting heeft een grotere foutenmarge.

Naast een grafische analyse kiezen we voor twee verschillende ‘bandwidths’. In de eerste set analyses is *de bandwidth 3 maanden*. De doelgroep bestaat dan uit werkzoekenden tussen 24,75 en 25 jaar; de controlegroep uit werkzoekenden tussen 25 en 25,25 jaar. Werkzoekenden in de doelgroep hebben in het beschouwde kwartaal nog recht op een DGV, maar komen in het volgende kwartaal niet meer in aanmerking. Voor die werkzoekenden is het dus de laatste kans om te worden aangeworven met een DGV. *In de eerste set analyses vergelijken we de kans op uitstroom naar werk tussen doel- en controlegroep met een lineaire regressie. We controleren daarbij niet voor de leeftijd van de werkzoekenden omdat het verschil in leeftijd tussen werkzoekenden in de doel- en controlegroep gemiddeld maar 3 maanden is.*²¹ We verifiëren of de resultaten gevoelig zijn aan de keuze om niet te controleren voor de leeftijd van de werkzoekende door in tweede instantie een klassieke RDD te schatten met een bandwidth van 3 maanden en een lineaire polynoom die wel controleert voor de leeftijd.

In een tweede set analyses wordt *de bandwidth bepaald door een algoritme* (‘data-driven aanpak’). Gegeven de keuze voor een ‘triangular’ kernel functie²² en een lineaire polynoom,²³ kiest het algoritme de bandwidth zodanig dat er een optimaal evenwicht wordt gevonden tussen de ‘bias’ en de ‘variance’ van de schatting (Cattaneo et al., 2017). In plaats van enkel rekening te houden met werkzoekenden tussen 24,75 en 25,25 jaar, zal die methode zelf kiezen met welke leeftijdsgruppen rekening wordt gehouden. Terwijl we in de eerste set analyses niet corrigeren voor het verschil in leeftijd tussen de controle- en doelgroep (omdat die, gegeven de kleine bandwidth, toch dicht bij elkaar ligt) doen we dit bij de tweede set analyses wel door gebruik te maken van een polynoom van de eerste graad.

Het eerste kwartaal waarin het doelgroepenbeleid van kracht was is 2016 Q3. Bovendien gold in het federale doelgroepenbeleid dat de doelgroepvermindering werd stopgezet van zodra de werknemer 25 jaar werd. Bijgevolg verwachten we voor de hervorming van het doelgroepenbeleid geen verschil tussen werkzoekenden die – in het nieuwe beleid - juist wel of juist geen recht zouden hebben gehad op een doelgroepvermindering. Dat kunnen we expliciet testen, wat toelaat *de validiteit van de RDD te verifiëren*. We doen dit door bovenstaande analyses te herhalen, maar nu voor zes kwartalen voor de hervorming (2015 Q1 t.e.m. 2016 Q2).

21 Die aanpak is equivalent met een klassieke RDD waarbij wel wordt gecontroleerd voor de leeftijd en waarbij de bandwidth gelijk is aan 0,25, de polynoom van de nulde graad is (i.e. constant) en de kernel functie uniform is.

22 De kernel functie bepaalt welk gewicht wordt toegekend aan elke observatie. Observaties die dicht bij de ‘threshold’ liggen (in ons geval 24,75 jaar) krijgen een groter gewicht dan observaties die verder van de threshold liggen. Alternatieven zijn de Epanechnikov kernel, die eveneens meer gewicht geeft aan de observaties dicht bij de threshold, en de uniforme verdeling die aan elke observatie evenveel gewicht toekent, ongeacht de afstand tot de threshold.

23 Een lineaire RD betekent dat we een polynoom van de eerste graad schatten. Hoewel hogere orde polynomen ook mogelijk zijn, is dit een standaard aanpak (Cattaneo et al., 2017).

5 | Middengeschoolde jongeren

In dit hoofdstuk bespreken we de effectiviteit van het doelgroepenbeleid voor middengeschoolde jongeren. Het Vlaamse doelgroepenbeleid voerde een RSZ-vermindering voor middengeschoolde jongeren in, een groep waarvoor het federale doelgroepenbeleid geen RSZ-vermindering toekende (m.u.v. de vermindering voor middengeschoolde jongeren die meer dan 6 maanden werkzoekend waren). In sectie 2.5.1 formuleerden we daarom volgende hypothese: *ten opzichte van het federale doelgroepenbeleid heeft het Vlaamse doelgroepenbeleid een positief effect op de uitstroom naar werk van middengeschoolde jongeren*. Die hypothese testen we in dit hoofdstuk.

In het eerste deel van dit hoofdstuk presenteren we de kerncijfers van de DGV voor middengeschoolde jongeren, bespreken we het profiel van de begunstigden, schatten we de take-up van de maatregel, evalueren we hoeveel (opeenvolgende) kwartalen een DGV gemiddeld wordt toegekend en hoe duurzaam de tewerkstelling is. In het tweede deel testen we bovenstaande hypothese en evalueren we de impact van het doelgroepenbeleid op de tewerkstelling van middengeschoolde jongeren. We kijken daarbij zowel naar tewerkstelling op korte termijn als naar meer duurzame tewerkstelling. We gebruiken daarvoor twee strategieën: difference-in-differences (sectie 5.5) en een Regression Discontinuity Design (sectie 5.6).

Samenvatting

- In 2018 Q2 werden 46 081 RSZ-verminderingen voor middengeschoolde jongeren toegekend, goed voor een arbeidsvolume van 32 544 VTE.
- In 2018 Q2 kostte de DGV voor middengeschoolde jongeren 30,6 miljoen euro. Op jaarbasis bedroeg de kost in 2018 101 miljoen euro.
- De take-up wordt geschat op (minimaal) 70%.
- Weinig jongeren krijgen gedurende meerdere kwartalen een DGV. Slechts 16% van alle jongeren met een eerste DGV in 2016 Q3 krijgen gedurende acht opeenvolgende kwartalen een DGV.
- Met een RDD, de meest betrouwbare methode, vinden we geen positief effect van het doelgroepenbeleid.
- Ongeacht de methode, vinden we geen enkel effect op meer duurzame tewerkstelling.
- Bijgevolg zou het merendeel van de middengeschoolde jongeren ook zonder DGV aan de slag zijn.

5.1 Kerncijfers

Tabel 5.1 geeft per kwartaal het aantal begunstigden (unieke individuen en in voltijds equivalenten) van de DGV voor middengeschoolde jongeren, de kostprijs per begunstigde en per voltijds equivalent en de totale kost van de doelgroepenvermindering.²⁴

In 2018 Q2, het meest recente kwartaal waar we gegevens over hebben, werd een DGV voor middengeschoolde jongeren toegekend voor 46 081 werknemers, samen goed voor 32 544 voltijds

²⁴ Het aantal begunstigden in onze dataset is een stuk hoger dan het aantal begunstigden gerapporteerd in het advies van de SERV 'versterking Vlaams doelgroepenbeleid' (augustus, 2018) en in het jaarrapport 2017 'Vlaams Doelgroepenbeleid' van het Departement Werk en Sociale Economie. Zo telt de SERV en het DWSE in 2017 Q2 27 422 middengeschoolde jongeren met een DGV, terwijl wij 33 453 begunstigden tellen. Dat kan te maken hebben met het al dan niet meetellen van werknemers bij lokale en provinciale besturen (DIBISS-gegevens), het moment waarop wordt gemeten en met de definitie van 'koppen'. In sommige toepassingen kiest de RSZ bij een persoon met meerdere werkgevers in een kwartaal de werkgever waar de meeste prestaties werden geleverd, ook indien een andere werkgever een DGV krijgt. In dat geval wordt die DGV niet meegeteld. Om dezelfde redenen verschillen onze cijfers ook van de cijfers gerapporteerd in sectie 2.2 van dit rapport, waar we steunden op de rapporten van de RSZ.

equivalenten. Per begunstigde werd gemiddeld 663 euro/kwartaal toegekend; per voltijds equivalente werknemer bedroeg de DGV 939 euro/kwartaal. De totale kostprijs in 2018 Q2 bedroeg 30,6 miljoen euro.

Tabel 5.1 Kerncijfers doelgroepvermindering middengeschoolde jongeren

Kwartaal	Begunstigden	Arbeidsvolume (VTE)	Bedrag/begunstigde	Bedrag/VTE	Totale kostprijs (€)
2016 Q3	18 308	7 096	350	902	6 403 641
2016 Q4	26 021	14 202	499	914	12 975 100
2017 Q1	26 773	15 607	539	925	14 436 969
2017 Q2	33 453	21 855	597	914	19 975 499
2017 Q3	38 225	23 267	561	921	21 435 270
2017 Q4	35 796	21 403	567	948	20 283 683
2018 Q1	41 133	27 411	632	949	26 003 253
2018 Q2	46 081	32 544	663	939	30 568 875

In alle kwartalen is het aantal begunstigden veel groter dan het totale arbeidsvolume. In 2018 Q2 werkte 57% van de begunstigden meer dan 75% van een voltijds equivalent; 15% werkte minder dan 25% van een VTE (tabel 5.2). Werkzoekenden die minder dan 27,5% van een voltijdse prestatie werken komen in principe niet in aanmerking voor een DGV, behalve wanneer ze minimaal een halftijdse arbeidsovereenkomst hebben. Gezien in 2018 Q2 15% van de begunstigden minder dan 25% van een VTE heeft gewerkt komt die laatste situatie veelvuldig voor.

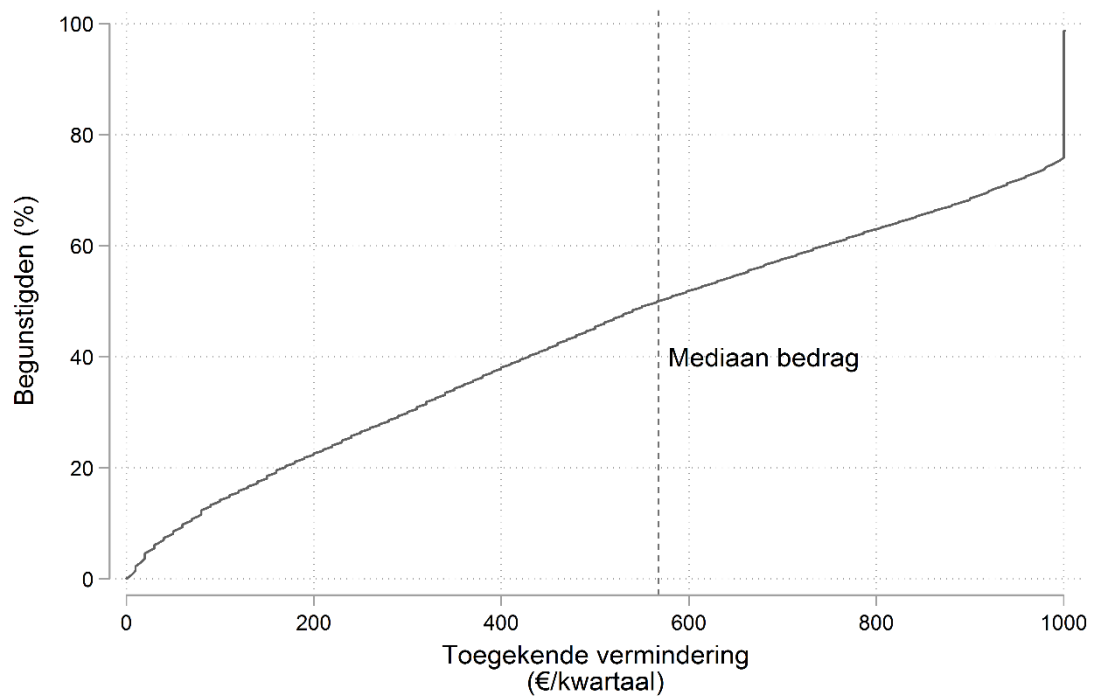
Tabel 5.2 Prestatie van middengeschoolde jongeren met DGV per kwartaal (in %)

Kwartaal	<25% VTE	%25-49% VTE	50%-74% VTE	>=75% VTE
2016 Q3	43	23	17	17
2016 Q4	27	18	18	36
2017 Q1	25	16	18	41
2017 Q2	19	14	18	49
2017 Q3	23	15	17	45
2017 Q4	23	16	18	43
2018 Q1	18	13	17	52
2018 Q2	15	11	16	57

* VTE (voltijds equivalent) wordt berekend per kwartaal. Een persoon die 1 maand voltijds werkt in een kwartaal heeft 33,3% van een VTE gewerkt in dat kwartaal. Een persoon die elke maand halftijds werkt, werkt 50% van een VTE in dat kwartaal.

Figuur 5.1 geeft de distributie van de toegekende bedragen. Het maximale bedrag van 1 000 euro/kwartaal wordt in 75% van de gevallen toegekend. In de helft van de gevallen wordt minder dan 568 euro/kwartaal toegekend, terwijl één op vijf bedragen lager dan 200 euro/kwartaal liggen. De bedragen liggen dus vaak lager dan het maximale bedrag van 1 000 euro/kwartaal. Dat komt doordat (1) sommige werknemers deeltijds werken, (2) er vaak onvolledige kwartalen worden gewerkt (bv. een werknemer die voltijds start in de laatste maand van een kwartaal) en (3) de RSZ-verminderingen begrensd zijn doordat ze nooit hoger kunnen liggen dan de patronale RSZ-bijdrage.

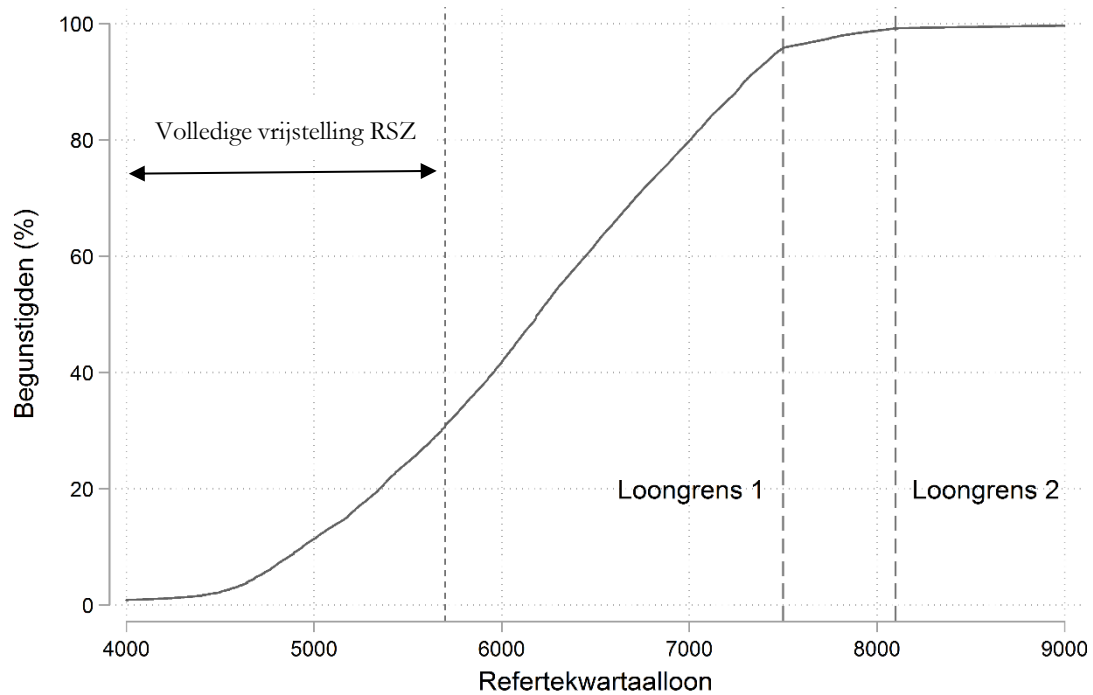
Figuur 5.1 Cumulatieve distributie toegekende DGV voor middengeschoolde jongeren (2016 Q3 t.e.m. 2018 Q2)



Een laatste parameter is het refertekwaartaalloon. Middengeschoolde jongeren komen enkel in aanmerking voor een DGV wanneer hun brutoloon lager ligt dan 7 500 euro/kwartaal (eerste vier kwartalen) of 8 100 euro/kwartaal (laatste vier kwartalen). Figuur 5.2 geeft de distributie van de refertekwaartaallonen. Het refertekwaartaalloon ligt voor nagenoeg alle jongeren lager dan de eerste loongrens (7 500 euro). Een beperkt aantal jongeren hebben een refertekwaartaalloon tussen de eerste (7 500 euro) en tweede loongrens (8 100 euro). Naast die twee loongrenzen wordt in de figuur ook het refertekwaartaalloon van 5 800 euro benadrukt. Voor jongeren met een refertekwaartaalloon lager dan 5 800 euro wordt de werkgever volledig vrijgesteld van RSZ-bijdragen omdat de verschuldigde bijdragen dan lager zijn dan 1 000 euro/kwartaal.²⁵ Drie op 10 werknemers hebben een refertekwaartaalloon lager dan 5 800 euro/kwartaal.

²⁵ Simulatie patronale RSZ-bijdrage door DWSE voor werknemers cat. 1, situatie januari 2019 (zie ook sectie 2.4). Volgens die simulatie zijn de patronale RSZ-bijdragen exact gelijk aan 1 000 euro/kwartaal bij een refertekwaartaalloon van 5 805 euro.

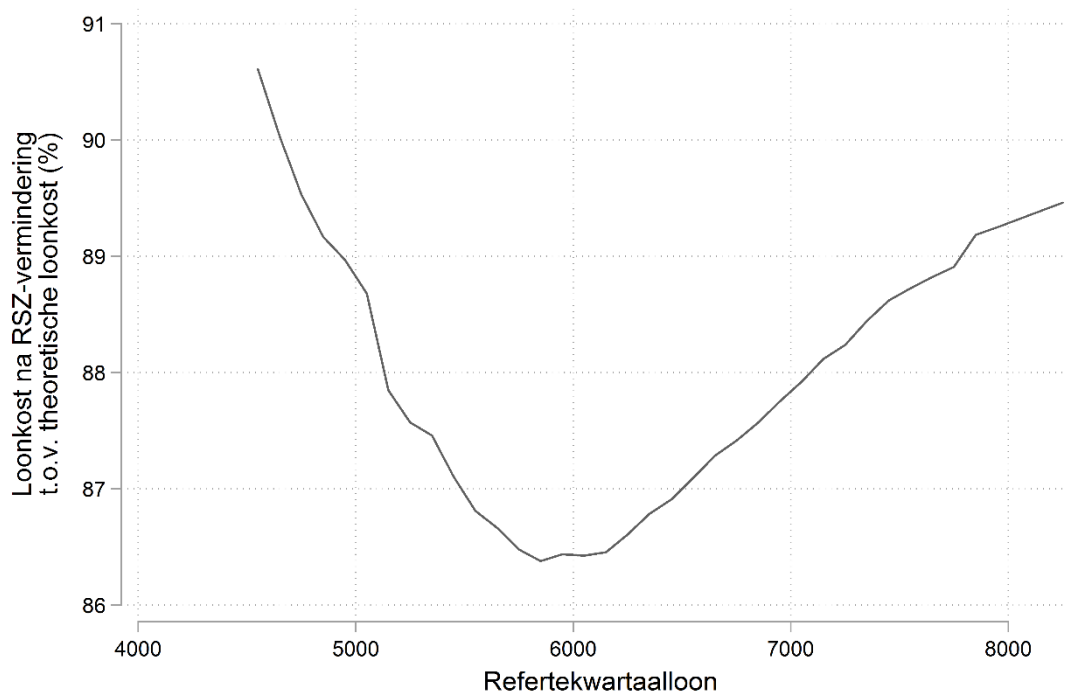
Figuur 5.2 Cumulatieve distributie van de refertekwaartaalonen (2016 Q3 t.e.m. 2018 Q2)



* Indien een werknemer in hetzelfde kwartaal meerder keren wordt tewerkgesteld met een DGV definiëren we het refertekwaartaaloon als het gewogen gemiddelde van de referotelonen. We wegen daarbij naar de geleverde prestatie.

Op basis van de gegevens over het refertekwaartaaloon, de prestatiebreuk en de toegekende RSZ-vermindering kunnen we het effect van het doelgroepenbeleid op de loonkost evalueren. Daarbij moeten we de theoretische patronale RSZ-bijdrage berekenen en de structurele vermindering. We doen dit voor de situatie op 1 januari 2019, het moment waarop de tax shift volledig is uitgerold. Het reële effect van de RSZ-vermindering (figuur 5.3) op de loonkost komt in grote mate overeen met het gesimuleerde effect (figuur 2.1). De RSZ-vermindering voor middengeschoolde jongeren verlaagt de loonkost met 10% tot 15%. Het effect is het sterkst voor jongeren met een refertekwaartaaloon van ongeveer 6 000 euro/kwartaal (i.e. een bruto maandloon van 2 000 euro). Dat komt doordat de RSZ-vermindering nooit hoger kan zijn dan de patronale RSZ-bijdrage, waardoor, voor werknemers met een refertekwaartaaloon lager dan 5 800 euro, de werkgever niet het maximale bedrag van 1 000 euro/kwartaal krijgt.

Figuur 5.3 Reëel effect van de RSZ-vermindering voor middengeschoolde jongeren op de loonkost



* Berekening van de theoretische RSZ-vermindering en de structurele vermindering voor de situatie na 1 januari 2019 (tax shift volledig van kracht) voor werknemers uit cat. 1.

5.2 Profiel

Middengeschoolde jongeren hoeven niet werkzoekend te zijn om in aanmerking te komen voor een DGV. Ook schoolverlaters die starten in een eerste job of jongeren die een nieuwe job aannemen bij een nieuwe werkgever (job-job transities) komen in aanmerking. Wij hebben enkel informatie over jongeren die op een bepaald moment ingeschreven waren als werkzoekende bij VDAB. In elk kwartaal zijn 17% tot 20% van de jongeren waarvoor een doelgroepvermindering werd toegekend nooit ingeschreven bij VDAB in de periode januari 2012 tot februari 2019 (tabel 5.3). Over die jongeren hebben we dus geen informatie. *De analyses in de rest van dit hoofdstuk beperken zich daarom tot de populatie van werkzoekenden en houden geen rekening met werknemers met een DGV die nooit ingeschreven waren bij VDAB.*

Tabel 5.4 beschrijft per kwartaal het profiel van middengeschoolde werkzoekende jongeren met een DGV. Hun profiel is nauwelijks veranderd van 2016 Q3 t.e.m. 2018 Q2: 54% zijn mannen, 45% hebben een rijbewijs, 93% heeft de Belgische nationaliteit, 85% heeft een (zeer) goede kennis van het Nederlands, respectievelijk 21% en 10% participeert doorheen zijn traject aan werkplekleren (hoofdzakelijk IBO's) of volgt een opleiding.

Tabel 5.3 Middengeschoolde jongeren met een DGV niet gekend bij VDAB

Kwartaal	Middengeschoolde jongeren met DGV	Aandeel niet gekend bij VDAB (in %)
2016 Q3	18 308	17,8
2016 Q4	26 021	16,9
2017 Q1	26 773	17,5
2017 Q2	33 453	17,3
2017 Q3	38 225	19,6
2017 Q4	35 796	19,1
2018 Q1	41 133	19,9
2018 Q2	46 081	20,1

Tabel 5.5 vergelijkt het profiel van middengeschoolde jongeren ingestroomd in de werkloosheid na juli 2016 waarvoor een DGV werd toegekend met het profiel van middengeschoolde jongeren ingestroomd in dezelfde periode, maar waarvoor nooit een DGV werd toegekend. Die laatste groep komt in aanmerking voor een DGV, maar heeft hier nooit beroep op gedaan omdat ze niet zijn uitgestroomd naar werk of omdat de werkgever nooit een DGV heeft aangevraagd.

Tabel 5.4 Kenmerken middengeschoolde jongeren met een DGV per kwartaal

Kwartaal	Man (in %)	Rijbewijs (in %)	Belg (in %)	NL (in %)	IBO (in %)	Werkplekieren (in %)	Opleiding (in %)	NT2 (in %)	Observaties
2016 Q3	58	47	93	85	15	22	12	0	14 843
2016 Q4	55	46	93	85	14	21	11	0	21 399
2017 Q1	53	46	94	86	15	21	11	0	21 867
2017 Q2	55	45	93	86	15	22	11	1	27 386
2017 Q3	54	45	93	85	15	21	10	1	30 384
2017 Q4	52	44	92	85	13	19	10	1	28 633
2018 Q1	52	45	93	85	15	21	9	1	32 631
2018 Q2	54	44	92	85	15	20	9	1	36 514
Alle kwartalen	54	45	93	85	15	21	10	1	213 657

* NL: Kennis Nederlands is (zeer) goed.

Werkplekieren omvat volgende instrumenten: observatiestage, beroepsinlevingsstage, activeringsstage, beroepsverkennde stage, competentie scannende stage, opleidingsstage, stage in het buitenland, C-IBO, G-IBO, IBO-Interim, K-IBO.

NT2 (Nederlands als tweede taal) omvat de opleidingen 'Nederlands voor anderstaligen' en 'NT2 op de werkvloer'.

De verschillen tussen beide groepen zijn eerder beperkt. *Toch suggereren de resultaten dat middengeschoolde jongeren met een DGV een iets sterker profiel hebben dan middengeschoolde jongeren waarvoor nooit een DGV werd toegekend.* Jongeren met een DGV hebben vaker een (zeer) goede kennis van het Nederlands (85% versus 79%) en hebben vaker deelgenomen aan een IBO (15% versus 9%).

Tabel 5.5 Profiel van middengeschoolde jongeren met en zonder DGV (in %)

	Zonder DGV	Met DGV
Man	59	57
Rijbewijs	43	45
Belg	88	92
(Zeer) goede kennis Nederlands	79	85
<i>Deelgenomen aan:</i>		
IBO	9	15
Werkplekieren (incl. IBO)	13	21
Opleiding	8	11
NT2	1	1

* Populatie beperkt tot middengeschoolde werkzoekenden ingestroomd in de werkloosheid na 1 juli 2016 en jonger dan 25 jaar bij instroom. Alle verschillen zijn statistisch significant (t-test, p-waarde < 1%).

De vaststelling dat middengeschoolde jongeren die uitstromen naar werk met een DGV een sterker profiel hebben dan middengeschoolden waarvoor nooit een DGV werd toegekend bevestigt eerdere bevindingen (Desiere et al., 2018, figuur 5.15). Binnen de groep van middengeschoolde jongeren zijn het in de eerste plaats de sterkere werkzoekenden die uitstromen naar werk en voor wie dus een DGV kan worden toegekend. Gegeven het studieniveau van een werkzoekende kiezen werkgevers immers de sterkere kandidaten.

5.3 Take-up

5.3.1 Methodologie

De take-up geeft aan voor welk aandeel van de middengeschoolde jongeren die in aanmerking komen voor de DGV de vermindering ook daadwerkelijk werd toegekend. Het is een belangrijke parameter voor het beleid. Een lage take-up suggereert dat de beleidsmaatregel slechts een beperkt effect kan hebben op de tewerkstelling van de doelgroep. Of, in meer technische termen, als de take-up laag is, zal het Intention-To-Treat (ITT) effect ook laag zijn, zelfs als het Average Treatment Effect (ATE) sterk positief is. Een lage take-up suggereert eveneens dat de maatregel onvoldoende gekend is bij werkgevers, werkzoekenden en sociale secretariaten of dat de administratieve procedures voor het aanvragen van de RSZ-vermindering te complex zijn. Een hoge take-up toont dan weer aan dat de maatregel goed is ingeburgerd.

We kunnen de take-up niet exact berekenen. Dat zou een studie op zich vragen. Wel kunnen we een eerste inschatting maken. We volgen daarbij een methodologie geïnspireerd op de studie van het Federaal Planbureau over de take-up van de RSZ-vermindering voor de eerste aanwerving (Boucq & Novella, 2018). We gaan na of middengeschoolde jongeren genieten van een DGV in het eerste of tweede kwartaal nadat ze worden aangeworven.

De methode is opgebouwd in vier stappen:

1. We beperken de populatie tot middengeschoolde werkzoekenden die instromen in de werkloosheid na 1 juli 2016 en bij instroom minimaal 17 jaar oud zijn.
2. Vervolgens identificeren we het kwartaal waarin een middengeschoolde jongere volgens de VDAB-gegevens voor de eerste keer uitstroomde naar werk. Dan verifiëren we of de werkzoekende op de laatste dag van dat kwartaal jonger is dan 25 jaar en dus recht heeft op een doelgroepvermindering.

3. Vervolgens gaan we na of, volgens de DWSE-gegevens, een doelgroepvermindering werd toegekend in hetzelfde kwartaal van indiensttreding of in het daaropvolgende kwartaal.
4. Op basis van die informatie bouwen we twee indicatoren op. De eerste indicator geeft aan welk aandeel van de middengeschoolde jongeren die aan de slag gaat in een bepaald kwartaal in hetzelfde kwartaal nog een DGV krijgt. De tweede indicator gaat na welk aandeel van de middengeschoolde jongeren in het kwartaal waarin ze aan de slag gaan of het daaropvolgende kwartaal genieten van een DGV. De tweede indicator houdt dus rekening met werkgevers die de doelgroepvermindering niet onmiddellijk aanvragen.²⁶

In deze studie kunnen we enkel *de take-up schatten*. Met volgende elementen houden we geen rekening:

1. De studie focust op de take-up van de DGV bij werkzoekenden. We hebben geen gegevens over job-job transitie van middengeschoolde jongeren. Het is echter aannemelijk dat de take-up niet verschilt bij werkgevers die een werkzoekende aanwerven in vergelijking met werkgevers die een middengeschoolde jongere aanwerven die daarvoor werkte bij een andere werkgever.
2. Bijkomende voorwaarden bij het toekennen van de DGV zijn dat (1) het referentekwartaalloon lager is dan 7 500 euro/kwartaal (eerste vier kwartalen) en (2) de jongere in een kwartaal minstens 27,5% van een normale voltijdse prestatie werkt of minstens een halftijdse arbeidsovereenkomst heeft. VDAB-gegevens laten niet toe die voorwaarden te verifiëren. RSZ-gegevens tonen echter aan dat slechts 11% van de werknemers jonger dan 20 jaar en 20% van de werknemers tussen 22 en 25 jaar (inclusief de hooggeschoolden) een referentekwartaalloon hoger dan 7 500 euro hebben (bijlage 3).
3. Het studieniveau wordt steeds gemeten op het moment dat de werkzoekende voor de eerste keer instroomt in de werkloosheid. Hierdoor zijn een aantal hooggeschoolden foutief gelabeld als middengeschoold waardoor het lijkt het alsof ze recht hebben op een DGV. We toonden aan dat ongeveer 2,8% van de middengeschoolde jongeren in werkelijkheid hooggeschoold is (zie sectie 3.1) waardoor de invloed op de schatting beperkt is.
4. Werkgevers kunnen de DmfA-aangifte aanpassen tot 3 jaar na aangifte en alsnog de doelgroepvermindering claimen. Hoewel het in dat geval onwaarschijnlijk is dat een werkgever werd overtuigd een jongere in dienst te nemen dankzij de DGV, betekent het wel dat de ‘definitieve’ take-up pas kan worden berekend 3 jaar na datum.
5. We kunnen geen rekening houden met RSZ-verminderingen op het federale niveau zoals de RSZ-vermindering eerste aanwerving. Werkgevers die federale RSZ-verminderingen aanvragen, doen niet noodzakelijkerwijs ook beroep op de Vlaamse RSZ-verminderingen omdat de RSZ-vermindering begrensd is tot de patronale RSZ-bijdrage.

Bovenstaande elementen leiden tot een onderschatting van de take-up. We rapporteren dus cijfers over de *minimale take-up*.

5.3.2 Schatting take-up

Tabel 5.6 schat per kwartaal de take-up. Kijken we enkel of de jongere in hetzelfde kwartaal van indiensttreding een DGV kreeg, dan varieert de take-up tussen 53% en 67% (kolom 2). Houden we ook rekening met het daaropvolgende kwartaal, dan stijgt de take-up met 10 à 15 procentpunten. De take-up varieert dan tussen 69% en 71% (kolom 3). Dat suggereert dat sommige werkgevers niet onmiddellijk een doelgroepvermindering aanvragen, maar dit pas in het daaropvolgende kwartaal doen. De take-up verhoogt nauwelijks wanneer we rekening houden met de overgangsmaatregelen tussen het federale en Vlaamse doelgroepenbeleid (kolom 4).

²⁶ Werkgevers hebben op zich geen reden om de aanvraag uit te stellen. Het maximaal aantal kwartalen waarop een werkgever recht heeft start immers van zodra de jongere wordt aangeworven, ook wanneer de werkgever de RSZ-vermindering pas later aanvraagt.

Sinds de invoering van het Vlaamse doelgroepenbeleid in 2016 Q3 stellen we geen stijgende trends vast in take-up. Het is met andere woorden niet zo dat de RSZ-vermindering in 2018 Q2 vaker wordt opgenomen dan in 2016 Q3. Dat suggereert dat werkgevers en/of sociale secretariaten vanaf de start vertrouwd waren met de het nieuwe Vlaamse doelgroepenbeleid en dat er dus geen 'leercurve' was.

Tabel 5.6 Take-up (in %)

Kwartaal	DGV Middengedchoold	DGV Middengedchoold	DGV Middengedchoold & overgangsmatregelen
	Zelfde kwartaal	Zelfde en daaropvolgende kwartaal	Zelfde en daaropvolgende kwartaal
2016 Q3	59,1	71,0	72,0
2016 Q4	63,8	71,4	72,2
2017 Q1	53,3	68,6	68,9
2017 Q2	65,1	72,5	72,7
2017 Q3	61,2	69,7	69,8
2017 Q4	63,6	71,1	71,2
2018 Q1	57,4	71,2	71,2
2018 Q2	67,3	N.A.	N.A.

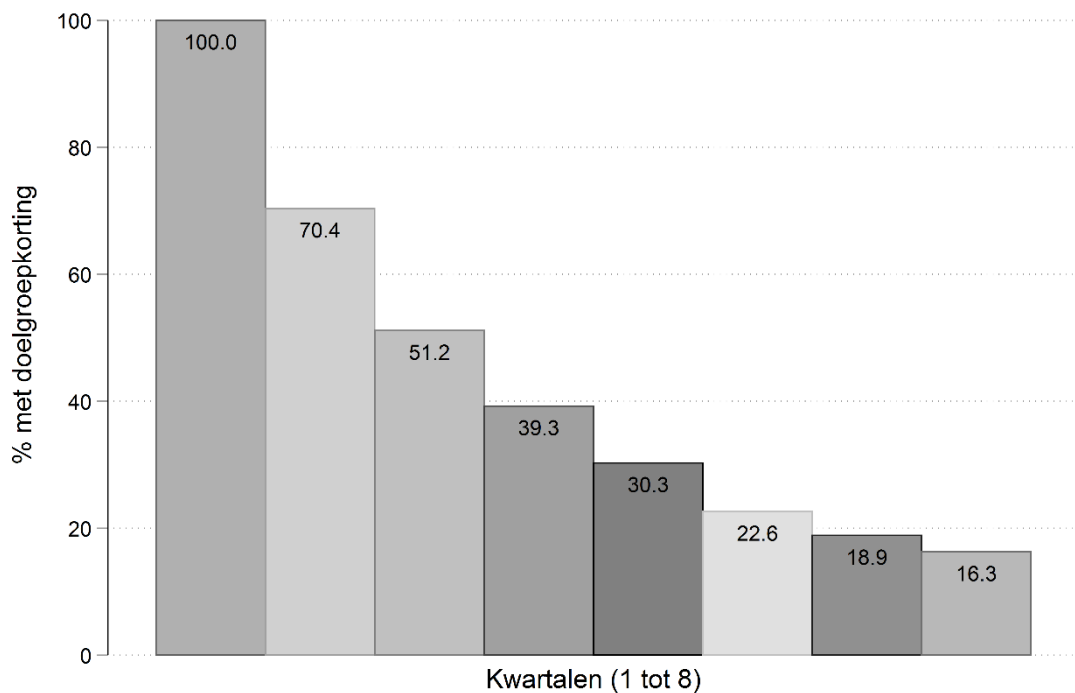
* We houden rekening met volgende overgangsmatregelen: Activa – langdurig werkzoekenden; herstructure-ring; jonge werknemers; werknemers aangeworven in het kader van art. 60.
N.A.: data nog niet beschikbaar.

De take-up is gelijkaardig aan de take-up voor de RSZ-vermindering eerste aanwerving. Een studie van het Federaal Planbureau geeft aan dat één werkgever op drie nooit beroep doet op de maatregel tijdens de volledige periode waarin het recht is geopend (Boucq & Novella, 2018, p. 22). Wanneer rekening wordt gehouden met andere maatregelen die niet kunnen worden gecombineerd met de RSZ-vermindering eerste aanwerving daalt de non-take up wel naar 14%. De non-take-up stijgt echter naar 35% wanner de 'niet-optimale' take-up (i.e. werkgevers die wel van een RSZ-vermindering gebruikmaken, maar niet de hoogste RSZ-vermindering kiezen) wordt meegerekend (Boucq & Novella, 2018, p. 22, tabel 3).

5.4 Duurzaamheid doelgroepvermindering en tewerkstelling

De doelgroepvermindering kan maximaal acht opeenvolgende kwartalen worden toegekend aan dezelfde werkgever. De vraag rijst of de doelgroepvermindering ook daadwerkelijk gedurende meerder opeenvolgende kwartalen wordt toegekend. Figuur 5.4 geeft aan voor welk aandeel van de middengedchoolde jongeren voor wie in een eerste kwartaal een DGV werd toegekend ook in de daaropvolgende kwartalen een doelgroepvermindering werd toegekend. Het gaat daarbij niet noodzakelijkerwijs om tewerkstelling bij dezelfde werkgever. We stellen vast dat 85% van de middengedchoolde jongeren die een DGV kregen in een eerste kwartaal ook in een tweede kwartaal een DGV kreeg. Voor slechts 16% werd gedurende acht opeenvolgende kwartalen een doelgroepvermindering toegekend.

Figuur 5.4 Duurzaamheid van de doelgroepvermindering: voor welk aandeel van de jongeren voor wie in een eerste kwartaal een DGV wordt toegekend, wordt ook in de daaropvolgende kwartalen een DGV toegekend?



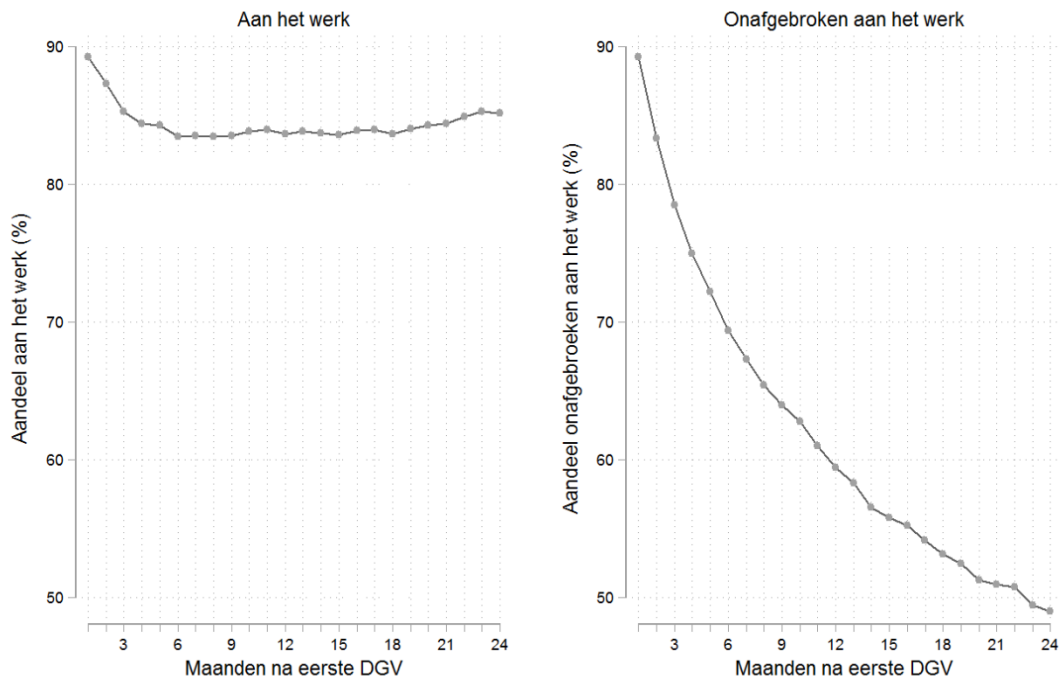
* De DWSE-dataset bevat doelgroepkortingen van 2016 Q3 t.e.m. 2018 Q2. Hoe meer kwartalen we beschouwen hoe minder gegevens we kunnen gebruiken. Om na te gaan wat de kans is dat een middengeschoolde jongere ook in een tweede kwartaal een doelgroepvermindering krijgt kijken we naar middengeschoolde jongeren die in kwartaal 2016 Q3 t.e.m. 2018 Q1 een eerste keer een doelgroepvermindering hebben gekregen. Om na te gaan wat de kans is dat een middengeschoolde jongeren gedurende acht kwartalen een doelgroepvermindering krijgt kunnen we enkel rekening houden met jongeren die een eerste vermindering kregen in 2016 Q3.

Bovenstaande figuur toont aan dat de DGV slechts uitzonderlijk gedurende meerdere opeenvolgende kwartalen wordt toegekend. Dat betekent niet noodzakelijkerwijs dat de betrokken jongeren niet langer aan het werk zijn, maar wel dat de tewerkstelling niet duurzaam is (e.g. periodes van werk en werkloosheid wisselen elkaar af, jongeren veranderen van werkgever, ...). Figuur 5.5 onderzoekt dit in meer detail. Het gaat na hoe de tewerkstelling van de jongeren evolueert nadat ze werden tewerkgesteld met een DGV. Figuur 5.5 (links) presenteert het aandeel jongeren dat aan het werk is nadat ze voor het eerst werd tewerkgesteld met een DGV. In de eerste 6 maanden daalt het aandeel jongeren dat nog aan het werk is. Daarna stabiliseert dit. Tussen 6 en 24 maanden nadat voor het eerst een DGV werd toegekend is ongeveer 85% aan het werk. Dat betekent echter niet dat die jongeren onafgebroken aan het werk zijn. Figuur 5.5 (rechts) toont aan dat het aandeel jongeren dat onafgebroken aan het werk is gestaag afneemt.²⁷ Na 12 maanden heeft ongeveer 60% van de jongeren de laatste 12 maanden onafgebroken gewerkt. Na 24 maanden heeft iets minder dan 50% van de jongeren onafgebroken gewerkt.²⁸

²⁷ Het gaat niet noodzakelijkerwijs om tewerkstelling bij dezelfde werkgever.

²⁸ Noteer dat we dit niet exact kunnen meten. Wanneer een werknemer opnieuw werkloos wordt, weten we dit enkel wanneer die persoon zich opnieuw registreert bij de VDAB.

Figuur 5.5 Aandeel jongeren (onafgebroken) aan het werk nadat voor het eerst een DGV werd toegekend



* Met werkzoekenden waarvoor wel een DGV werd toegekend, maar die volgens de VDAB niet uitstroonden naar werk houden we geen rekening (zie sectie 3.1.2).

5.5 Evaluatie met difference-in-differences

5.5.1 Keuze van de controlegroep

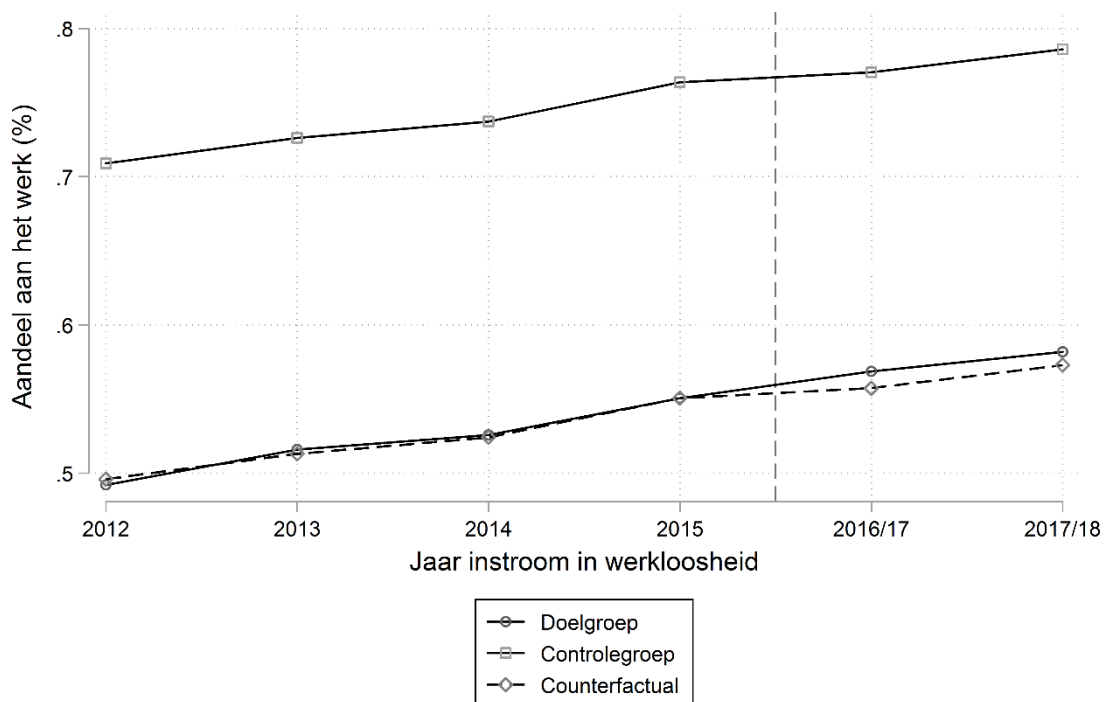
De impact van de DGV op tewerkstelling van middengeschoolde jongeren kan worden geëvalueerd met difference-in-differences. Daarbij wordt uitstroom naar werk van de doelgroep (in casu: middengeschoolde jongeren) voor en na de hervorming vergeleken met uitstroom naar werk voor en na de hervorming van een controlegroep. In sectie 4.2.1 werd die methode in meer detail besproken. We zullen zowel de impact van het doelgroepenbeleid schatten op het aandeel middengeschoolde jongeren dat 6 maanden na instroom aan het werk is (sectie 5.5.2) als op kortlopende en duurzame tewerkstelling (sectie 5.5.3).

Een ‘goede’ keuze van de controlegroep is een sleutelvoorwaarde voor een difference-in-differences strategie. De controlegroep moet zo worden gekozen dat (1) het beleid niet wijzigde voor die groep en (2) de kans op het vinden van werk op dezelfde manier wordt beïnvloed door economische factoren (e.g. conjunctuur) en beleidswijzigingen (e.g. tax shift) als voor de doelgroep. Die laatste voorwaarde staat bekend als de parallel trend assumptie. Die voorwaarde kunnen we verifiëren door te analyseren of, voor de hervorming, de uitkomstvariabele op dezelfde manier evolueerde voor de controle- en doelgroep.

Een mogelijk controlegroep zijn hooggeschoolde werkzoekende jongeren. Die groep kwam nooit in aanmerking voor een RSZ-vermindering. Bovendien houdt de parallel trend assumptie. Figuur 5.6 vergelijkt het aandeel hoog- en middengeschoolde jongeren dat werkt na 6 maanden in functie van het jaar waarin de werkzoekende instroomde in de werkloosheid. Werkzoekenden ingestroomd voor 2016/17 komen niet in aanmerking voor een RSZ-vermindering; werkzoekenden ingestroomd vanaf

2016/17 komen wel in aanmerking. Dat moment wordt aangeduid met de verticale stippellijn. De horizontale stippellijn geeft de 'counterfactual' aan. Dat is de trend die de doelgroep zou volgen indien ze op dezelfde manier zou evolueren als de controlegroep. Hooggeschoolde werkzoekende jongeren hebben weliswaar een hogere kans te werken na 6 maanden dan middengeschoolde jongeren, maar het verschil tussen beide groepen is constant voor de hervorming. De doelgroep en de counterfactual vallen nagenoeg samen voor de hervorming van het doelgroepenbeleid, wat erop wijst dat de controlegroep goed gekozen is. Na de hervorming van het doelgroepenbeleid vallen de counterfactual en doelgroep niet langer samen, wat wijst op een positief effect van het doelgroepenbeleid op de uitstroom naar werk van middengeschoolde jongeren.

Figuur 5.6 Parallel trends voor middengeschoolde werkzoekende jongeren (doelgroep) vs. hooggeschoolde werkzoekende jongeren (controlegroep)



* Voor de hervorming (2012 t.e.m. 2015) wordt jaar van instroom gedefinieerd als het jaar waarin de werkzoekende instroomde in de werkloosheid (1 januari tot 31 december). Na de hervorming verandert de definitie van 'jaar van instroom'. Een jaar wordt dan gedefinieerd van juli tot juni. Dat betekent dat 2016/17 de populatie werkzoekenden omvat ingestroomd tussen 1 juli 2016 en 30 juni 2017. Het jaar 2017/18 omvat de populatie ingestroomd tussen 1 juli 2017 en 30 juni 2018. De definitie verandert na de hervorming omdat we geen rekening willen houden met werkzoekenden ingestroomd in 2016 Q1 en 2016 Q2. Een deel van die groep komt immers in aanmerking voor het Vlaamse doelgroepenbeleid. Alle werkzoekenden in de doelgroep ingestroomd na de hervorming (aangeduid met de stippellijn) komen dus in aanmerking voor een DGV.

De grafische analyses kan ook verder worden geformaliseerd, waarbij we nagaan of, voor de hervorming van het doelgroepenbeleid, het verschil tussen de doelgroep en de counterfactual niet statistisch significant is. Daarvoor houden we rekening met alle werkzoekenden ingestroomd in de werkloosheid vanaf 2012. We voegen in de regressie interactietermen toe tussen het jaar waarin de werkzoekende instroomde en de doelgroep. Wanneer die interactietermen gezamenlijk niet significant zijn voor werkzoekenden ingestroomd voor de hervorming van het doelgroepenbeleid, kunnen we concluderen dat de parallel trend assumptie houdt. Tabel b4.1 in bijlage bevat de resultaten. We stellen geen significant verschil vast tussen de doelgroep en de counterfactual voor de hervorming.

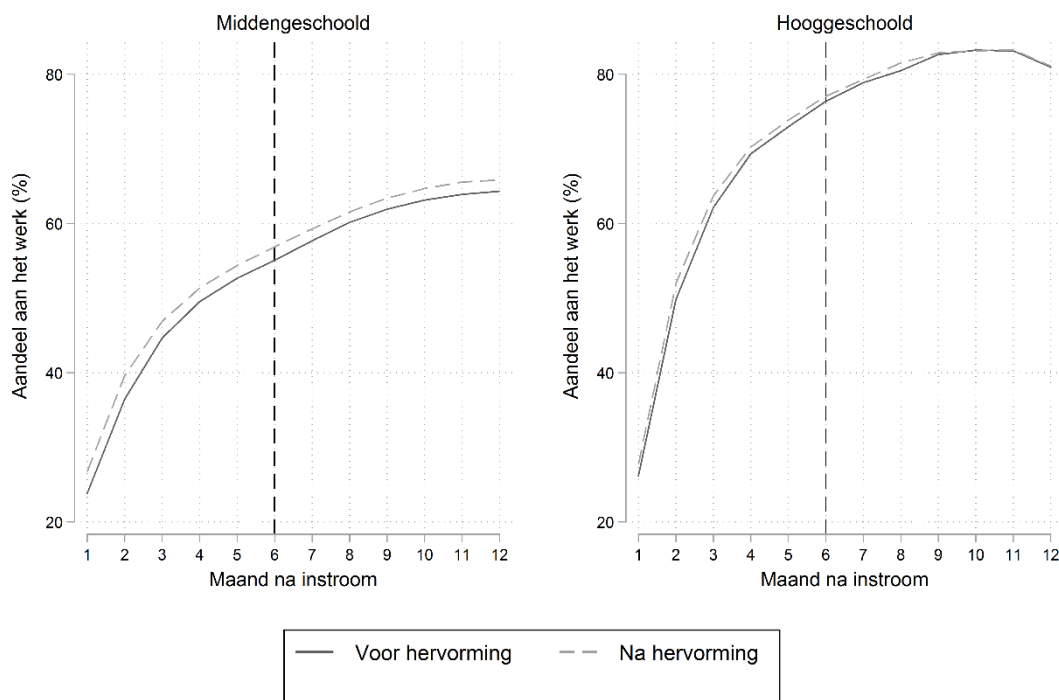
We experimenteerden ook met een tweede controlegroep: middengeschoolde werkzoekenden tussen 30 en 35 jaar. Die groep kwam zowel voor als na de hervorming niet in aanmerking voor een DGV. In bijlage b4.2 tonen we aan dat er niet voldaan is aan de parallel trend assumptie voor die controlegroep. Om die reden hebben we er geen gebruik van gemaakt in de analyses.

Op dezelfde manier kunnen we ook testen of hooggeschoolde werkzoekende jongeren een goede controlegroep vormen wanneer we de impact van het doelgroepenbeleid op kortlopende en duurzame tewerkstelling evalueren. Tabel b4.2 in bijlage bevat regressies die aantonen dat, op enkele uitzonderingen na, ook voor die 12 uitkomstvariabelen de parallel trend assumptie houdt.

5.5.2 Impact op korte termijn

Figuur 5.7 evalueert uitstroom naar werk in functie van het aantal maanden sinds instroom in de werkloosheid voor de doelgroep (middengeschoolde werkzoekenden tussen 17 en 24,5 jaar) en de controlegroep (hooggeschoolde werkzoekenden tussen 17 en 24,5 jaar). Voor elke groep wordt uitstroom naar werk voor de hervorming (werkzoekenden ingestroomd van 2015 Q1 t.e.m. 2015 Q4) en na de hervorming (werkzoekenden ingestroomd van 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2) vergeleken. Voor beide groepen is de uitstroom naar werk verbeterd sinds de hervorming van het doelgroepenbeleid. De positie van middengeschoolde werkzoekende jongeren is sterker verbeterd dan van hooggeschoolde werkzoekende jongeren.

Figuur 5.7 Uitstroom naar werk van midden- en hooggeschoolde werkzoekende jongeren (17-24,5 jaar)



* Voor hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2015 Q1 t.e.m. 2015 Q4; na hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2.

Tabel 5.7 geeft het aandeel werkzoekenden in de doel- en controlegroep dat aan het werk is na 6 maanden voor en na de hervorming. Die informatie wordt in figuur 5.7 aangegeven met een stippellijn. Sinds de hervorming is het aandeel middengeschoolde werkzoekenden dat werkt na

6 maanden gestegen met 1,81 procentpunten, van 55,06% voor tot 56,86% na de hervorming; bij hooggeschoolde werkzoekenden observeren we een stijging met 0,69 procentpunten. Het verschil tussen de toename bij midden- en hooggeschoolde werkzoekenden is 1,12. Dat effect kunnen we toeschrijven aan het Vlaamse doelgroepenbeleid. Het effect is bovendien significant.

Tabel 5.7 Aandeel midden- en hooggeschoolde werkzoekende jongeren (17-24,5 jaar) aan het werk 6 maanden na instroom in de werkloosheid (in %)

	Voor hervorming	Na hervorming	Vershil
Middengeskoold	55,06	56,86	1,81***
Hooggeskoold	76,37	77,06	0,69*
Difference-in-differences			1,12**

* Voor hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2015 Q1 t.e.m. 2015 Q4; na hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2.
 Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *.

Vervolgens schatten we het difference-in-differences model (tabel 5.8). De interactieterm, die het effect van het doelgroepenbeleid aangeeft, is vetgedrukt. Het basismodel is identiek aan de resultaten in tabel 5.7, en toont aan dat het doelgroepenbeleid een positief, significant effect heeft op het aandeel middengeskoolde jongeren dat na 6 maanden werkt. De tweede regressie controleert voor kenmerken van de werkzoekenden, met name geslacht, leeftijd, kennis van het Nederlands, origine en arbeidsmarkthistoriek in de laatste 12 maanden. We controleren voor die kenmerken om zo de precisie van de schatting te verhogen. Het effect van het doelgroepenbeleid blijft positief en significant. De derde regressies controleert voor kenmerken van de werkzoekenden en de maand waarin de werkzoekende instroomt in de werkloosheid. We controleren voor de maand van instroom omdat werkzoekenden die, bijvoorbeeld, instromen in september een ander profiel hebben dan werkzoekenden die instromen in januari en omdat in sommige maanden systematisch meer vacatures worden gelanceerd. We controleren met andere woorden voor ‘seizoenseffecten’. Die regressie geeft aan dat het doelgroepenbeleid het aandeel middengeskoolde werkzoekenden jongeren aan het werk na 6 maanden significant heeft verhoogd met 1,34 procentpunten.

Tabel 5.8 Effect doelgroepenbeleid op tewerkstelling middengeschoolde jongeren (17-24,5 jaar) 6 maanden na instroom in de werkloosheid

	Basismodel	Kenmerken werkzoekenden	Kenmerken werkzoekenden en maand instroom werkloosheid
Studieniveau (referentie level: hooggeschoold)	-0,213*** (0,00387)	-0,183*** (0,00452)	-0,176*** (0,00457)
Na hervorming	0,00693 (0,00427)	0,00834** (0,00424)	0,00839** (0,00423)
Interactie: na hervorming#studieniveau (referentie level: hooggeschoold)	0,0112** (0,00559)	0,0131** (0,00555)	0,0134** (0,00554)
Kenmerken werkzoekenden	Neen	Ja	Ja
Maand instroom werkloosheid	Neen	Neen	Ja
R ²	0,041	0,064	0,066
Observaties	121 812	121 375	121 375

* Voor hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2015 Q1 t.e.m. 2015 Q4; na hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2.
Kenmerken werkzoekenden: geslacht, leeftijd, leeftijd², origine (EU-15, EU-13, andere), kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen) en arbeidsmarkthistoriek in laatste 12 maanden (gewerkt, werkloos, inactief, onbekend). Het aantal observaties daalt licht wanneer we controleren voor kenmerken van werkzoekenden omdat de variabele 'kennis Nederlands' soms ontbreekt.
Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *; geclusterde standaardfouten staan tussen haakjes.

Tot slot onderzoeken we of de effectiviteit van het doelgroepenbeleid op korte termijn verschilt naar opleidingsniveau en wordt beïnvloed door arbeidskrapte op de lokale arbeidsmarkt. Middengeschoolde jongeren omvat jongeren die een diploma behaalden van (1) 3^{de} en 4^{de} graad BSO, (2) 3^{de} graad ASO, (3) 3^{de} graad KSO, (4) 3^{de} graad TSO. Jongeren uit BSO vormen de grootste groep. We schatten het effect van het doelgroepenbeleid op het aandeel jongeren dat na 6 maanden werkt per studierichting (tabel 5.9). Het effect is positief in alle regressies, maar enkel significant voor jongeren met een BSO-diploma.

Tabel 5.9 Effect doelgroepenbeleid op aandeel jongeren aan het werk na 6 maanden per studierichting

	BSO	ASO	KSO	TSO
Interactie: hervorming#studieniveau	0,0194*** (0,00644)	0,00397 (0,0114)	0,0105 (0,0256)	0,0121 (0,00756)
R ²	0,062	0,113	0,052	0,066
Observaties	84 258	50 063	42 502	67 201

* Voor hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2015 Q1 t.e.m. 2015 Q4; na hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2.
Regressies identiek aan de derde regressie in tabel 5.8, waarbij we enkel het effect van de DGV rapporteren. De regressies controleren dus ook voor kenmerken werkzoekenden, maand instroom in de werkloosheid, jaar van instroom en het gedetailleerde studieniveau (BSO, ASO, KSO, TSO).
Aantal hooggeschoolde jongeren in elke regressie: 46 967
Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *; geclusterde standaardfouten staan tussen haakjes.

Een recente studie toonde aan dat loonkostensubsidies een groter effect hebben tijdens laag- dan hoogconjunctuur (Cahuc et al., 2018) (zie ook kader in sectie 1.2). We testen die hypothese door te evalueren of het doelgroepenbeleid effectiever is in gemeenten met een hoge jeugdwerkloosheid in vergelijking met gemeenten met een lage jeugdwerkloosheid. De statistieken over jeugdwerkloosheid

per gemeente in 2018 komen van Arvastat. Tabel 5.10 bevestigt dat het doelgroepenbeleid effectiever is in gemeenten met een hoge jeugdwerkloosheid. In die gemeenten neemt het aandeel middengeschoolde jongeren dat werkt na 6 maanden toe met 2,2 procentpunten; in gemeenten met een lage jeugdwerkloosheid vinden we geen enkel effect.

Tabel 5.10 Effect doelgroepenbeleid in gemeenten met een lage versus hoge jeugdwerkloosheid

	Jeugdwerkloosheid	
	Laag	Hoog
Interactie: hervorming#studieniveau	0,00620 (0,00774)	0,0220*** (0,00809)
R ²	0,057	0,068
Observaties	57 941	62 259

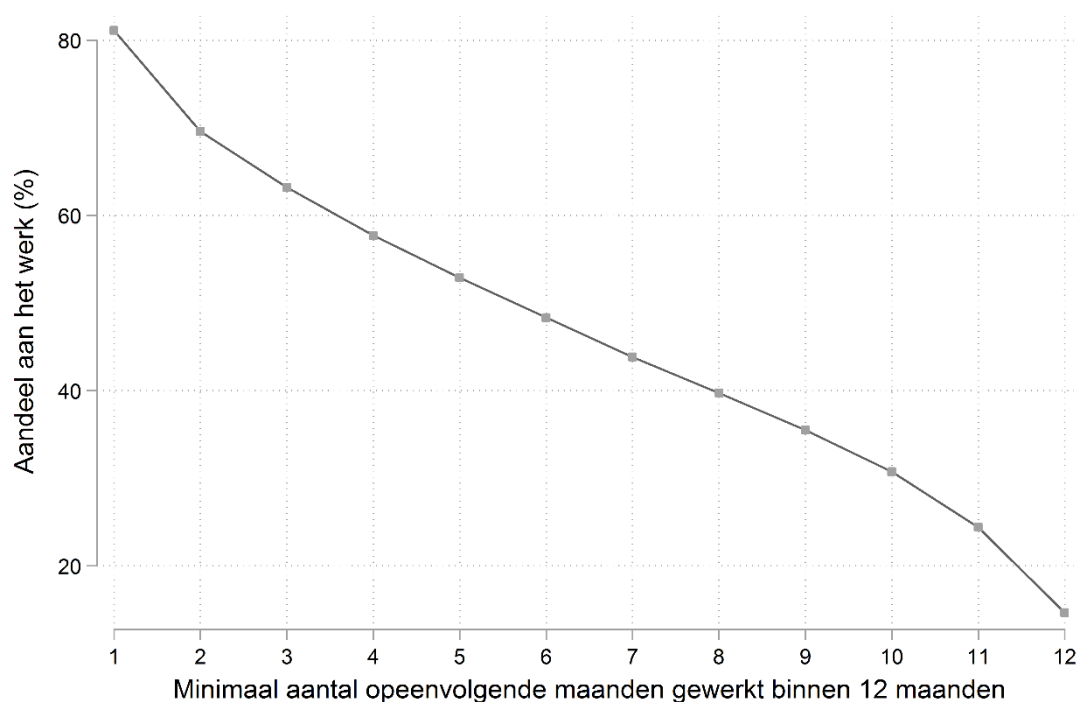
* Jeugdwerkloosheid per gemeente in 2018 op basis van Arvastat. Lage jeugdwerkloosheid: <13,3%; hoge jeugdwerkloosheid>13,3%.
 Voor hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2015 Q1 t.e.m. 2015 Q4; na hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2.
 Regressies identiek aan de derde regressie in tabel 5.8, waarbij we enkel het effect van de DGV rapporteren. De regressie controleren dus ook voor kenmerken werkzoekenden, maand instroom in de werkloosheid, jaar van instroom, studieniveau en jeugdwerkloosheid in de gemeente.
 Kenmerken werkzoekenden: geslacht, leeftijd, leeftijd², origine (EU-15, EU-13, andere), kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen) en arbeidsmarkthistoriek in laatste 12 maanden (gewerkt, werkloos, inactief, onbekend).

5.5.3 Impact op kortlopende en duurzame tewerkstelling

In de vorige sectie evalueerden we de impact van het doelgroepenbeleid op één moment in de tijd. In deze sectie valueren we de impact van het doelgroepenbeleid op kortlopende en duurzame tewerkstelling. Daarvoor gebruiken we uitkomstvariabelen die aanduiden of een werkzoekende een minimaal aantal opeenvolgende maanden heeft gewerkt bij de eerste tewerkstelling binnen 12 maanden na instroom in de werkloosheid. We beschouwen 12 uitkomstvariabelen. Uitkomstvariabele 1 geeft aan of de werkzoekende minimaal 1 maand heeft gewerkt binnen 12 maanden; uitkomstvariabele 2 geeft aan of de werkzoekende bij de eerste tewerkstelling minimaal twee opeenvolgende maanden heeft gewerkt over die periode; enz.

Figuur 5.8 toont de uitkomstvariabelen voor middengeschoolde werkzoekende jongeren ingestroomd in kwartaal 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2. Daarvan werkt 81% minimaal 1 maand binnen een periode van 12 maanden, terwijl 48% over die periode minimaal 6 opeenvolgende maanden heeft gewerkt. Een minderheid van 15% werkte elke maand.

Figuur 5.8 Aandeel middengeschoolde werkzoekende jongeren (17-24 jaar) dat minimaal 1 tot 12 opeenvolgende maanden heeft gewerkt bij de eerste tewerkstelling binnen 12 maanden na instroom in de werkloosheid

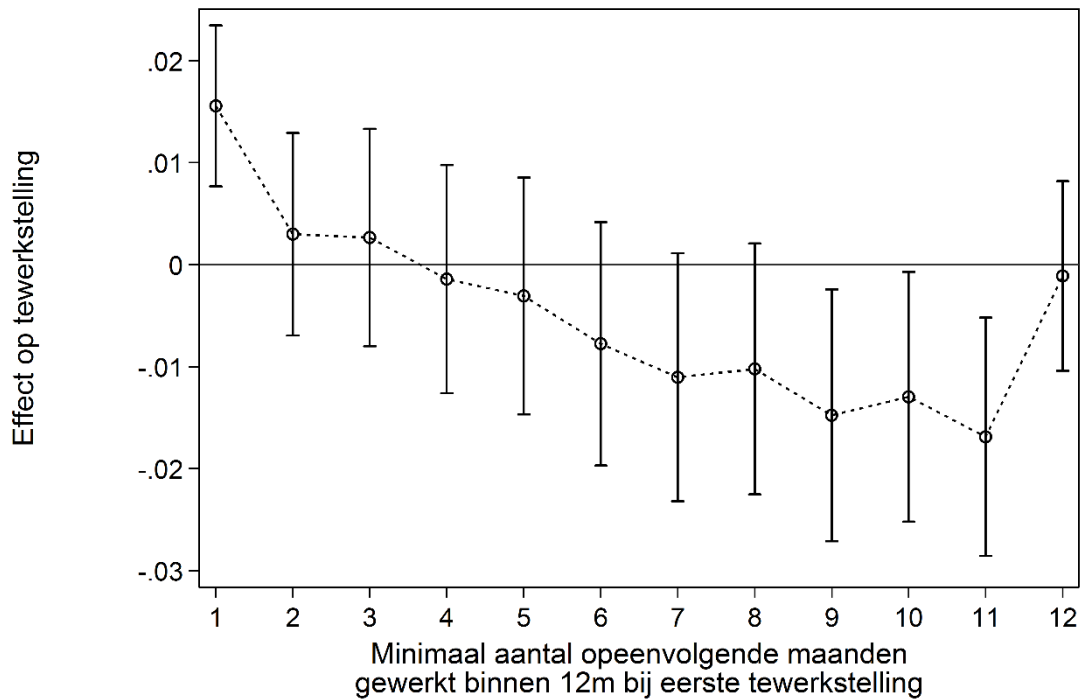


* Ingestroomd in kwartaal 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2.

Net zoals in de vorige sectie vormen de hooggeschoolde werkzoekenden de controlegroep. Het verschil met de vorige analyses is dat we nu kijken naar de duurzaamheid van de eerste tewerkstelling binnen een periode van 12 maanden. We vergelijken daarbij werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2014 Q2 t.e.m. 2015 Q2 (voor hervorming) met werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2 (na hervorming). We houden geen rekening met werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2015 Q3 t.e.m. 2016 Q2. Werkzoekenden die in die kwartalen instromen komen immers na verloop van tijd in aanmerking voor een Vlaamse DGV. Door geen rekening te houden met die groep vermijden we dat sommige werkzoekenden in de controlegroep toch in aanmerking komen voor een DGV. Om dezelfde reden beperken we de populatie tot werkzoekenden jonger dan 24 jaar. Jongeren ouder dan 24 jaar komen na verloop van tijd niet meer in aanmerking voor een Vlaamse DGV. Door geen rekening te houden met jongeren tussen 24 en 25 jaar garanderen we dat alle jongeren in de doelgroep op elk moment gedurende de periode van 12 maanden in aanmerking komen voor een DGV.

Tabel 5.11 bevat de resultaten van de regressies voor de 12 uitkomstvariabelen. We controleren daarbij voor kenmerken van de werkzoekenden en de maand van instroom in de werkloosheid. De interactietermen, die het effect van het doelgroepenbeleid aanduiden, zijn vetgedrukt. Figuur 5.9 visualiseert de resultaten. Dat toont aan dat het doelgroepenbeleid een significant positief effect heeft op het aandeel middengeschoolde werkzoekenden dat minimaal 1 maand werkt bij de eerste tewerkstelling. We vinden geen significant effect of zelfs een significant negatief effect op het aandeel werkzoekenden dat minimaal twee tot 12 opeenvolgende maanden werkt bij een eerste tewerkstelling.

Figuur 5.9 Effect doelgroepenbeleid op kortlopende en duurzame tewerkstelling (op basis van resultaten in Tabel 5.11)



De placebo testen (gerapporteerd onderaan tabel 5.11 en in bijlage b4.1) houden enkel voor de eerste 9 uitkomstvariabelen (1 tot 9 opeenvolgende maanden gewerkt in de eerste 12 maanden bij de eerste tewerkstelling) en houden niet voor de uitkomstvariabelen die meten of de werkzoekenden 10 tot 12 opeenvolgende maanden hebben gewerkt. Omdat de placebo testen worden verworpen voor de laatste drie uitkomstvariabelen houden we er best geen rekening mee bij de interpretatie van de resultaten.

Op basis van de diff-in-diff luidt de conclusie dan ook dat de DGV voor middengediplomeerde jongeren een klein positief effect heeft op het aandeel werkzoekenden dat minimaal 1 maand werkt, maar geen of zelfs een klein negatief effect heeft op meer duurzame tewerkstelling.

Tabel 5.11 Effect doelgroepenbeleid op kortlopende en duurzame tewerkstelling van middengeschoolde jongeren (17-24 jaar)

	Minimaal aantal opeenvolgende maanden gewerkt binnen 12 maanden bij eerste tewerkstelling											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Studieniveau (referentie level: hogeschoold)	-0,109*** (0,00347)	-0,129*** (0,00429)	-0,145*** (0,00457)	-0,156*** (0,00475)	-0,162*** (0,00489)	-0,166*** (0,00498)	-0,168*** (0,00503)	-0,166*** (0,00504)	-0,157*** (0,00501)	-0,142*** (0,00490)	-0,104*** (0,00459)	-0,0458*** (0,00367)
Na hervorming	0,00766*** (0,00285)	0,0249*** (0,00384)	0,0302*** (0,00420)	0,0361*** (0,00449)	0,0371*** (0,00475)	0,0425*** (0,00496)	0,0481*** (0,00513)	0,0460*** (0,00526)	0,0491*** (0,00534)	0,0480*** (0,00536)	0,0507*** (0,00516)	0,0249*** (0,00406)
Interactie: hervorming#studieniveau (referentie level: hogeschoold)	0,0156*** (0,00403)	0,00298 (0,00507)	0,00265 (0,00544)	-0,00143 (0,00571)	-0,00307 (0,00593)	-0,00776 (0,00609)	-0,0111* (0,00621)	-0,0102 (0,00628)	-0,0148** (0,00630)	-0,0130** (0,00625)	-0,0169*** (0,00596)	-0,00111 (0,00475)
Kenmerken werkzoekenden	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Maand instroom werkloosheid	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
R ²	0,061	0,055	0,059	0,062	0,064	0,065	0,066	0,066	0,065	0,057	0,039	0,022
Observaties	111 379	111 379	111 379	111 379	111 379	111 379	111 379	111 379	111 379	111 379	111 379	111 379
Placebo-test (p-waarde, F-test)	0,2365	0,1487	0,2888	0,4655	0,3579	0,6430	0,8499	0,9550	0,4445	0,0200**	0,0054***	0,0089***

* Voor hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2014 Q3 t.e.m. 2015 Q2; na hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2.

Kenmerken werkzoekenden: geslacht, leeftijd, leeftijd², origine (EU-15, EU-13, andere), kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen) en arbeidsmarkthistoriek in laatste 12 maanden (gewerkt, werkloos, inactief, onbekend).

Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *; geclusterde standaardfouten staan tussen haakjes.

5.6 Evaluatie met een Regression Discontinuity Design

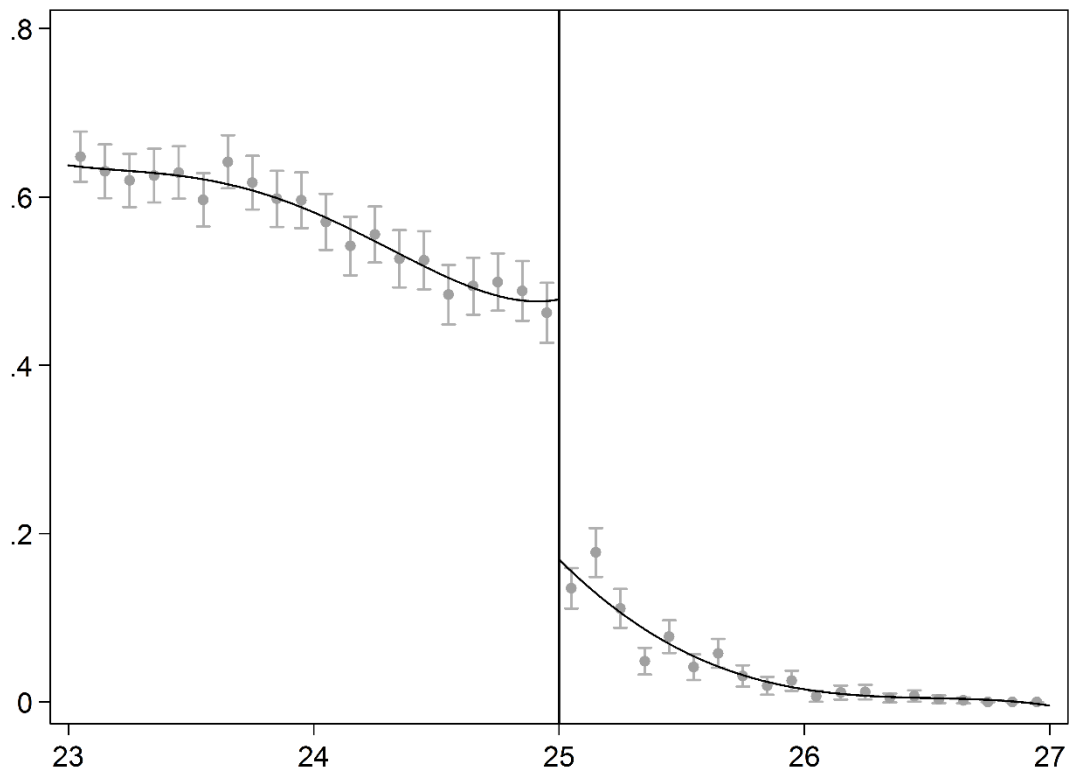
5.6.1 Impact op korte termijn

Naast difference-in-differences kan de effectiviteit van het doelgroepenbeleid voor middengeschoolde jongeren ook worden geëvalueerd met een Regression Discontinuity Design (RDD). Daarbij maken we gebruik van het feit dat middengeschoolde werkzoekende jongeren die op de laatste dag van het kwartaal juist geen 25 jaar zijn nog in aanmerking komen voor een doelgroepvermindering gedurende acht kwartalen, terwijl middengeschoolde jongeren die juist 25 jaar zijn op de laatste dag van het kwartaal niet meer in aanmerking komen. Een klein leeftijdsverschil bepaalt dus of een werkzoekende al dan niet nog in aanmerking komt. Daardoor verwachten we dat werkzoekenden die juist wel in aanmerking komen in het beschouwde kwartalen meer kans hebben om uit te stromen naar werk dan werkzoekenden die juist niet in aanmerking komen. We verwijzen de lezer naar sectie 4.2.2 voor meer uitleg over de Regression Discontinuity Design.

Alvorens de resultaten te presenteren verifiëren we of er degelijk een ‘sprong’ optreedt in de take-up van de DGV bij middengeschoolde werkzoekenden rond de leeftijd van 25 jaar. Net zoals in sectie 5.3 definiëren we de take-up als het aandeel jongeren dat uitstroomt naar werk in een beschouwd kwartaal waarvoor een DGV wordt opgenomen in het beschouwde of daaropvolgende kwartaal. Om redenen opgesomd in sectie 5.3 kunnen we de take-up enkel bij benadering berekenen.

Zoals verwacht is er inderdaad een duidelijk sprong in take-up rond de leeftijd van 25 jaar (figuur 5.10). De take-up daalt wel met de leeftijd van de werkzoekende, en ligt iets hoger dan 50% voor werkzoekenden tussen 24,5 en 25 jaar. Hoewel er in principe geen take-up mogelijk is bij werkzoekenden ouder dan 25 jaar, stellen we vast dat er ook in de controlegroep werkzoekenden zijn waarvoor een DGV wordt toegekend. Voor ongeveer 10% tot 15% van de werkzoekenden tussen 25 en 25,5 jaar die uitstromen naar werk wordt een DGV toegekend. De meest plausibele verklaring is dat het om werknemers gaat die werden aangeworven voor ze 25 jaar waren, vervolgens opnieuw werkzoekend werden, en daarna opnieuw werden aangeworven door dezelfde werkgever. De Vlaamse wetgeving stelt dat in die gevallen de werkgever het recht blijft behouden op een DGV.

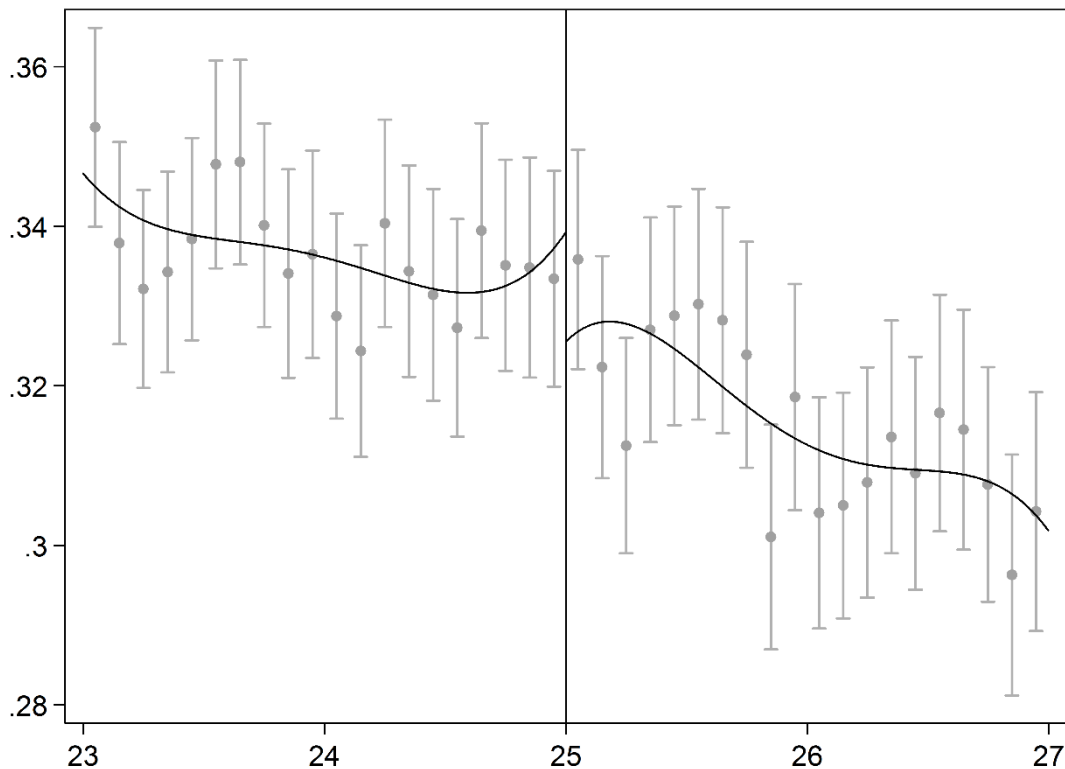
Figuur 5.10 Take-up van de DGV bij middengeschoolde jongeren uitgestroomd naar werk (doel- versus controlegroep)



* Elk punt komt overeen met een leeftijdsgroep van 0,10 jaar (ongeveer 36 dagen) die uitgestroomd is naar werk binnen het beschouwde kwartaal. Voor elke leeftijdsgroep wordt bepaald of er al dan niet een DGV werd toegekend in het beschouwde of daaropvolgende kwartaal. Een polynoom van de vierde orde (volle lijn) schat de relatie tussen de leeftijd en take-up. De populatie bestaat uit middengeschoolde werkzoekenden met een werkloosheidsduur tussen 0 en 12 maanden. We beschouwen acht kwartalen (2016 Q3 t.e.m. 2018 Q2).

Die ‘sprong’ in de take-up gebruiken we om de effectiviteit van het doelgroepenbeleid te evalueren. Wanneer het doelgroepenbeleid effect heeft verwachten we dat we ook een sprong zien in uitstroom naar werk rond de leeftijd van 25 jaar. Figuur 5.11 toont de kans om uit te stromen naar werk binnen het beschouwde kwartaal in functie van de leeftijd van de middengeschoolde werkzoekende op de laatste dag van het beschouwde kwartaal. We verwachten dat - wanneer het doelgroepenbeleid een effect heeft - werkzoekenden jonger dan 25 jaar een hogere kans hebben op werk dan werkzoekenden ouder dan 25 jaar. De discontinuity is aangeduid in de figuur met de verticale, volle lijn. Op basis van de grafische analyses zien we geen duidelijke ‘sprong’ rond de leeftijd van 25 jaar.

Figuur 5.11 Uitstroom naar werk van middengeschoolde werkzoekenden in het beschouwde kwartaal in functie van de leeftijd op de laatste dag van dat kwartaal



* Elk punt komt overeen met een leeftijdsgroep van 0,10 jaar (ongeveer 36 dagen). Voor elke leeftijdsgroep wordt de uitstroom naar werk binnen het beschouwde kwartaal (en de 95% betrouwbaarheidsintervallen) getoond. Een polynoom van de vierde orde (volle lijn) schat de relatie tussen de leeftijd en uitstroom naar werk. De populatie bestaat uit middengeschoolde werkzoekenden met een werkloosheidsduur tussen 0 en 12 maanden. We beschouwen 10 kwartalen (2016 Q3 t.e.m. 2018 Q4).

De regressies bevestigen dat het doelgroepenbeleid geen effect heeft op uitstroom naar werk voor de leeftijdsgroep rond 25 jaar. De eerste set analyses (tabel 6.12) houden enkel rekening met middengeschoolde werkzoekenden tussen 24,75 en 25,25 jaar. Daardoor bestaat de doelgroep (24,75 tot 25 jaar) uitsluitend uit werkzoekenden die in het beschouwde kwartaal nog in aanmerking komen voor een DGV, maar in het volgende kwartaal hier geen recht meer op hebben. Alle regressies bevatten dummies voor het beschouwde kwartaal en de werkloosheidsduur.

De eerste set analyses geven aan dat werkzoekenden jonger dan 25 jaar een iets hogere kans hebben om uit te stromen naar werk (+0,9 procentpunt) (tabel 5.12, kolom 2). Dat effect is echter niet significant. Controleren we voor kenmerken van de werkzoekenden om zo de precisie van de schatting te verhogen, dan blijft het effect niet significant (tabel 5.12, kolom 3). Die eerste twee regressies controleren niet voor het kleine leeftijdsverschil (gemiddeld leeftijdsverschil bedraagt 3 maanden) tussen werkzoekenden in de doel- en controlegroep. Dat doen we in de derde regressie wel door het opnemen van een lineaire polynoom. Die regressie geeft aan dat - in tegenstelling tot de twee vorige regressies - werkzoekenden ouder dan 25 jaar meer kans maken (+1,9 procentpunt) om uit te stromen naar werk binnen het beschouwde kwartaal. Opnieuw is het effect echter niet significant.

Tabel 5.12 Uitstroom naar werk binnen het beschouwde kwartaal van middengeschoolde werkzoekenden tussen 24,75 en 25 jaar (doelgroep) versus middengeschoolde werkzoekenden tussen 25 en 25,25 jaar (controlegroep)

	(1)	(2)	(3)
Effect	0,00944 (0,00793)	0,0106 (0,00788)	-0,0187 (0,0171)
Controle voor werkloosheidsduur	Ja	Ja	Ja
Controle voor kwartaal	Ja	Ja	Ja
Kenmerken werkzoekenden	Neen	Ja	Neen
Controle voor leeftijd werkzoekenden	Neen	Neen	Ja
Polynoom			1 ^{ste} orde
Kernel			Triangular
Observaties	13 861	13 782	13 861

* We beschouwen 10 kwartalen (2016 Q3 t.e.m. 2018 Q4).

Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *; standaardfouten staan tussen haakjes.

Kenmerken werkzoekenden: geslacht, origine (EU-15, EU-13, andere), kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen), arbeidsmarkthistoriek in laatste 12 maanden (gewerkt, werkloos, inactief, onbekend), studie (2^{de} graad ASO, BSO, KSO of TSO; deeltijds beroeps; leertijd; lager onderwijs of 1^{ste} graad secundair) en catwz-code bij instroom.

De tweede set analyses maakt gebruik van een bredere bandwith (tabel 5.13). In plaats van enkel werkzoekenden tussen 24,75 en 25,25 jaar te beschouwen, wordt nu een optimale bandwith gekozen. Tegelijkertijd wordt gecontroleerd voor de leeftijd van werkzoekenden met een polynoom zodat rekening wordt gehouden met de mogelijkheid dat de leeftijd van de werkzoekende de kans om uit te stromen naar werk beïnvloedt. De regressie controleert opnieuw voor de werkloosheidsduur en het beschouwde kwartaal. De regressie vergelijkt uitstroom naar werk van middengeschoolde werkzoekenden tussen 23,94 en 25 jaar versus middengeschoolde werkzoekenden tussen 25 en 27,06 jaar (bandwith: 2,06). Werkzoekenden in de doelgroep hebben 0,4 procentpunten meer kans om uit te stromen naar werk binnen het beschouwde kwartaal, maar dat effect is niet significant.

Tabel 5.13 Effect doelgroepenbeleid op uitstroom naar werk binnen het beschouwde kwartaal van middengeschoolde jongeren

	(1)
Effect	0,0046 (0,0061)
Controle voor werkloosheidsduur	Ja
Controle voor kwartaal	Ja
Kenmerken werkzoekenden	Neen
Controle voor leeftijd werkzoekenden	Ja
Bandwith	2,06
Polynoom	1 ^{ste} orde
Kernel	Triangular
Observaties	113 207

* We beschouwen 10 kwartalen (2016 Q3 t.e.m. 2018 Q4). Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *; standaardfouten staan tussen haakjes. We nemen geen kenmerken van werkzoekenden op omdat het model niet convergeerde.

Om de validiteit van de RDD te verifiëren onderzoeken we of we, voor de hervorming van het doelgroepenbeleid, een 'sprong' observeren tussen middengeschoolde werkzoekenden die in het

nieuwe beleid juist wel of juist niet in aanmerking zouden komen voor een RSZ-vermindering. In het federale doelgroepenbeleid is er geen reden waarom werkgevers een voorkeur zouden hebben voor werkzoekenden die juist jonger zijn dan 25 jaar, omdat de RSZ-vermindering werd stopgezet van zodra de werknemer 25 jaar werd. We testen de validiteit van de RDD door bovenstaande analyses te herhalen voor de kwartalen 2015 Q1 t.e.m. 2016 Q2 (tabel 5.14). In geen enkele specificatie observeren we een significant verschil tussen middengeschoolde werkzoekende jonger en ouder dan 25 jaar voor de hervorming van het doelgroepenbeleid. Dat bewijst de validiteit van de RDD.

Tabel 5.14 Validiteit van de RDD: verschil in uitstroom naar werk tussen doel- en controlegroep voor de hervorming van het doelgroepenbeleid

	(1)	(2)	(3)	(4)
Effect	0,00836 (0,00951)	0,00807 (0,00947)	0,0293 (0,0208)	0,00492 (0,007)
Controle voor werkloosheidsduur	Ja	Ja	Ja	Ja
Controle voor kwartaal	Ja	Ja	Ja	Ja
Kenmerken werkzoekenden	Neen	Ja	Neen	Neen
Controle voor leeftijd werkzoekenden	Neen	Neen	Ja	Ja
Bandwith			0,25	2,27
Polynoom			1	1
Kernel			Triangular	Triangular
Observaties	8 999	8 949	8 999	81 989

* We beschouwen 6 kwartalen (2015 Q1 t.e.m. 2016 Q2). Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *; standaardfouten staan tussen haakjes.

Kenmerken werkzoekenden: geslacht, origine (EU-15, EU-13, andere), kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen), arbeidsmarkthistoriek in laatste 12 maanden (gewerkt, werkloos, inactief, onbekend), studie (2de graad ASO, BSO, KSO of TSO; deeltijds beroeps; leertijd; lager onderwijs of 1^{ste} graad secundair) en catwz-code bij instroom.

Wanneer we controleren voor de leeftijd van de werkzoekende, nemen we geen kenmerken van werkzoekenden om omdat het model niet convergeerde.

5.6.2 Impact op kortlopende en duurzame tewerkstelling

In de vorige sectie evalueerden we met een RDD of het doelgroepenbeleid uitstroom naar werk van middengeschoolde jongeren binnen het beschouwde kwartaal beïnvloedt. Op basis van gelijkaardige analyses kunnen we eveneens evalueren of het doelgroepenbeleid een effect heeft op duurzame tewerkstelling. Duurzame tewerkstelling wordt gedefinieerd als uitstroom naar werk binnen het beschouwde kwartaal waarna de werknemer een minimaal aantal opeenvolgende maanden aan het werk is. We beschouwen zes indicatoren die aangeven of de werkzoekenden minimaal één tot zes opeenvolgende maanden heeft gewerkt. Opnieuw vergelijken we werkzoekenden die in het beschouwde kwartaal juist wel in aanmerking komen voor een RSZ-vermindering (doelgroep) met werkzoekenden die juist niet in aanmerking komen (controlegroep).

Tabel 5.15 vergelijkt de duurzaamheid van de tewerkstelling tussen middengeschoolde werkzoekenden die juist in aanmerking komen voor een DGV (24,75 – 25 jaar in het beschouwde kwartaal) en middengeschoolde werkzoekenden die juist niet in aanmerking komen (25 – 25,25 jaar). De descriptieve statistieken suggereren dat werkzoekenden in de doelgroep een iets grotere kans hebben om uit te stromen naar werk dan werkzoekenden in de controlegroep. De verschillen zijn echter klein en nemen af naarmate de tewerkstelling duurzamer wordt.

Tabel 5.15 Kans op uitstroom naar werk binnen het beschouwde kwartaal en tewerkstelling van een minimaal aantal maanden (doel- versus controlegroep, in %)

Minimale tewerkstelling	Doelgroep (24,75 - 25 jaar)	Controlegroep (25 jaar - 25,25 jaar)	Vershil
1 maand	34,90	33,99	0,91
2 maanden	30,21	29,51	0,70
3 maanden	27,55	26,93	0,63
4 maanden	24,85	24,36	0,49
5 maanden	22,39	21,88	0,51
6 maanden	20,42	20,13	0,28

* De verschillen tussen de doel- en controlegroep zijn nooit significant (t-test).

Tabel 5.16 Effect doelgroepenbeleid op kortlopende en duurzame tewerkstelling

Minimale tewerkstelling	Effect (bandwith 0,25)	Effect (variabele bandwith)
1 maand	-0,0188 (0,0171)	0,0046 (0,0061) BW: 2,06
2 maanden	-0,0071 (0,0165)	0,0032 (0,0059) BW: 2,06
3 maanden	-0,0077 (0,0161)	0,0015 (0,005544) BW: 2,1
4 maanden	-0,0099 (0,0158)	0,0032 (0,0055) BW: 2,07
5 maanden	-0,0106 (0,0152)	0,0021 (0,0055) BW: 1,94
6 maanden	-0,0166 (0,0147)	0,0013 (0,0053) BW: 1,94

* BW: bandwith. De standaardfouten staan tussen haakjes. De regressies controleren voor kwartaal van instroom en werkloosheidsduur.

Tabel 5.16 geeft de resultaten van de RDD, waarbij het effect van het doelgroepenbeleid wordt geschat op uitstroom in het beschouwde kwartaal en tewerkstelling gedurende minimaal 1 tot 6 opeenvolgende maanden. De regressies bevatten een polynoom van de eerste orde, zodat kan worden gecontroleerd voor het leeftijdsverschil tussen werkzoekenden in doel- en controlegroep. In de eerste regressie wordt een bandwith opgelegd van 0,25, waardoor - net zoals bij de beschrijvende statistieken - werkzoekenden tussen 24,75 en 25 jaar worden vergeleken met werkzoekenden tussen 25 en 25,25 jaar. In de tweede regressies wordt de bandwith bepaald door een algoritme. Beide regressies controleren voor kwartaal van instroom in de werkloosheid en werkloosheidsduur. Er wordt niet gecontroleerd voor kenmerken van werkzoekenden. In beide regressies is geen enkel effect statistisch significant.

Op basis van de RDD luidt de conclusie dus dat de DGV voor middengeschoolde jongeren geen enkel statistisch significant effect heeft op tewerkstelling op korte termijn noch op meer duurzame tewerkstelling.

5.7 Twee verschillende evaluaties, tegengestelde resultaten?

Op basis van twee evaluatiestrategieën - difference-in-differences en RDD - hebben we onderzocht of het Vlaamse doelgroepenbeleid voor middengeschoolde jongeren de positie van die doelgroep op de arbeidsmarkt heeft versterkt. Beide methodes zijn in principe geschikt om die effectiviteit te meten. Toch verschillen de resultaten tot op zekere hoogte: met difference-in-differences vinden we een klein, positief effect op korte termijn; met RDD vinden we geen enkel effect. Wat betreft meer duurzame tewerkstelling is het resultaat van beide methodes wel dezelfde. Beide methodes vinden geen effect van de DGV op duurzame tewerkstelling.

Het verschil tussen RDD en diff-in-diff m.b.t. het effect op korte termijn kan verschillende verklaringen hebben:

- *Verschillende populaties.* De diff-in-diff bestudeert het effect van het doelgroepenbeleid op jongeren die bij instroom in de werkloosheid tussen 17 en 24,5 jaar oud zijn, terwijl de RDD het effect bestudeert op jongeren die in het beschouwde kwartaal tussen 24,75 en 25 jaar oud zijn. Bijgevolg werken beide methodes met een andere populatie. Omdat beide populaties niet perfect vergelijkbaar zijn, is het mogelijk dat het effect van het doelgroepenbeleid niet in elke populatie hetzelfde is. We testen dit in bijlage b4.4. Daarvoor schatten we een diff-in-diff regressie op de populatie van werkzoekenden die ook werden opgenomen in de RDD. We tonen aan dat ook voor die populatie het effect van het doelgroepenbeleid volgens de diff-in-diff strategie positief en significant is. Bijgevolg verklaart het verschil in populatie tussen RDD en diff-in-diff het verschil in resultaten niet.
- *Lokaal effect.* De RDD meet een effect van het doelgroepenbeleid rond de leeftijdsgrens van 25 jaar, terwijl de diff-in-diff het 'gemiddelde' effect meet voor de alle leeftijdsgroepen. Indien het effect varieert in functie van de leeftijd van de werkzoekende hoeven die effecten niet hetzelfde te zijn. In bijlage b4.3 tonen we aan dat, op basis van een diff-in-diff schatting, het effect van het doelgroepenbeleid niet afneemt met de leeftijd van de werkzoekende. Dat impliceert dat het feit dat we met RDD een lokaal effect meten voor werkzoekenden rond de leeftijdsgrens van 25 jaar niet het verschil met de DiD schattingen kan verklaren.
- *Substitutie-effecten:* Difference-in-differences vergelijken hooggeschoolde met middengeschoolde jongeren. Daarbij kunnen we niet controleren voor substitutie-effecten, waarbij middengeschoolden worden aangeworven ten koste van hooggeschoolden na de hervorming van het doelgroepenbeleid. Wanneer substitutie-effecten optreden, dan is het gemeten effect groter dan het werkelijke effect. Indien de verbetering van de positie van de middengeschoolden dankzij de hervorming volledig ten koste gaat van de positie van hooggeschoolden, dan verslechtert de positie van de controlegroep (d.i. de hooggeschoolden) evenveel als de positie van de doelgroep (d.i. de middengeschoolden) verbetert. In dat geval is het werkelijke effect maar half zo groot als het geschatte effect. Aangezien het geschatte effect reeds klein is, is onder deze veronderstelling het werkelijke effect wezenlijk niet verschillend van nul. Het valt dan nog moeilijk te onderscheiden van het effect gemeten via RDD. De RDD wordt niet beïnvloed door substitutie-effecten tussen midden- en hooggeschoolden. Dit maakt dat dat deze veronderstelling van substitutie plausibel is. Het kan immers het verschil tussen de resultaten bekomen met deze verschillende methoden perfect verklaren.
- *Economische conjunctuur.* De economische conjunctuur was beter na dan voor de hervorming van het doelgroepenbeleid. De difference-in-differences controleert voor economische conjunctuur via de controlegroep. Toch blijft het mogelijk dat, wanneer tewerkstelling van middengeschoolden conjunctuurgevoeliger is dan tewerkstelling van hooggeschoolden, we gedeeltelijk een conjunctuur-

effect oppikken. In bijlage 6 proberen we dit expliciet te testen. Ondanks methodologische beperkingen, wijzen de resultaten inderdaad in de richting van een conjunctuureffect. Omdat een RDD doel- en controlegroep op hetzelfde moment in de tijd vergelijkt, wordt die strategie niet beïnvloed door de conjunctuur.

Hoewel we het verschil tussen de RDD en diff-in-diff niet volledig kunnen verklaren, tonen bovenstaande argumenten aan dat *de schatting op basis van de RDD de meest betrouwbare is*. Dat betekent dat we kunnen besluiten dat de DGV voor middengeschoolde jongeren geen effect heeft op de tewerkstelling van die groep.

Vanuit een *beleidsperspectief* is het bovendien van minder belang of we een nuleffect dan wel een klein positief effect vinden. *Zelfs in het meest gunstige scenario*, waarbij het doelgroepenbeleid het aandeel jongeren dat werkt na 6 maanden zou hebben verhoogd met 1,3 procentpunten (t.o.v. een gemiddelde uitstroom van 55%), *blijft het effect zo klein dat er pertinente vragen kunnen worden gesteld over de kosteneffectiviteit van de maatregel*.

5.8 Conclusie

Op 1 juli 2016 werd het Vlaamse doelgroepenbeleid van kracht. Eén van de nieuwe maatregelen was een RSZ-vermindering voor het aanwerven van middengeschoolde jongeren (max. 8 kwartalen, 1 000 euro/kwartaal). De doelstelling is het versterken van de positie op de arbeidsmarkt van middengeschoolde jongeren. Dat leidde tot de hypothese dat *ten opzichte van het federale doelgroepenbeleid het Vlaamse doelgroepenbeleid een positief effect heeft op de uitstroom naar werk van middengeschoolde jongeren*.

Op basis van analyses op VDAB-gegevens komen we tot volgende vaststellingen:

- het doelgroepenbeleid heeft *geen positief noch negatief effect op het aandeel middengeschoolde jongeren dat werkt na 6 maanden*. Hoewel we met difference-in-differences een klein positief effect vinden, is de RDD strategie, waarbij het effect niet statistisch significant verschilt van nul, om verschillende redenen betrouwbaarder;
- zowel met diff-in-diff als met RDD vinden we *geen statistisch significante effecten op meer duurzame tewerkstelling* (meerdere opeenvolgende maanden gewerkt).

De analyses tonen aan dat *het merendeel van de middengeschoolde werkzoekenden ook zouden zijn aangeworven zonder een RSZ-vermindering*. De deadweight effecten zijn dus aanzienlijk. De descriptieve statistieken bevestigen dit beeld:

- het zijn in de eerste plaats middengeschoolde werkzoekende jongeren met een sterker profiel die worden aangeworven;
- het aantal werkzoekenden waarvoor gedurende meerder kwartalen een DGV wordt toegekend is beperkt. Slechts 16% van de werknemers waarvoor een DGV werd toegekend in 2016 Q3 kregen gedurende acht opeenvolgende kwartalen een DGV;
- de take-up schatten we op (minimaal) 70%. Dit betekent dat voor drie op 10 jongeren de werkgever geen DGV aanvraagt. Voor die werkgevers is de RSZ-vermindering dus in elk geval niet de reden om een middengeschoolde jongere aan te werven.

De resultaten liggen in lijn met de academische literatuur. De effectiviteit van loonkostensubsidies wordt bepaald door de elasticiteit van vraag en aanbod van arbeid. Die elasticiteiten zijn vrij laag. Typische waarden voor respectievelijk de elasticiteit van het aanbod aan en vraag naar arbeid zijn 0.3 en -0.25 (Cahuc et al., 2014) (Harasztosi & Lindner, 2019, tabel A7). Op basis van die elasticiteiten

kan worden berekend dat een loonkostensubsidie waardoor de loonkost daalt met 10%, de werkzaamheidsgraad bij middengeschoolde jongeren zal doen toenemen met 1,4%.²⁹ Recente studies die het effect van een permanente loonkostensubsidie voor jongeren in Zweden evalueren vinden erg gelijkaardige resultaten (Daunfeldt et al., 2019, Saez et al., 2019). Die evaluaties schetsen een positief beeld van de loonkostensubsidies en vinden, onder andere, aanzienlijke effecten op de werkzaamheidsgraad van de doelgroep. Desalniettemin zijn de elasticiteiten in die studies in lijn met de literatuur: ze schatten dat een permanente loonkostensubsidie van 10% de werkzaamheidsgraad van jongeren doet toenemen met 2,1% (Saez et al., 2019, p. 1735). Een studie over de effectiviteit van tijdelijke loonkostensubsidies voor alle werknemers in Frankrijk als reactie op de economische crisis vindt eveneens erg positieve effecten op tewerkstelling (Cahuc et al., 2018) (zie ook de kader in sectie 1.2). In die studie zijn de elasticiteiten een stuk hoger. De auteurs argumenteren echter dat hun positieve bevindingen niet kunnen worden veralgemeend, en worden verklaard door specifieke elementen van de loonkostensubsidie (tijdelijke subsidie en geen anticipatie van de werkgever) en de periode waarin ze werden ingevoerd (economische crisis).

Op basis van bovenstaande schattingen kunnen we inschatten welk effect de doelgroepvermindering voor middengeschoolde jongeren, volgens de literatuur, op de werkzaamheidsgraad zou moeten hebben. Om dit te illustreren nemen we aan een loonkostensubsidie van 10% de werkgelegenheid verhoogt met 1,4%. In 2017 bedroeg de werkzaamheidsgraad van middengeschoolde jongeren (excl. studenten) in Vlaanderen 78,6%.³⁰ De schattingen uit de academische literatuur suggereren dat de werkzaamheidsgraad 77,6% zou bedragen indien de RSZ-vermindering voor middengeschoolde jongeren niet zou bestaan. Dat verschil van 1 procentpunt komt overeen met 1 179 middengeschoolde jongeren die dankzij het doelgroepenbeleid een job hebben.³¹

Zowel onze bevindingen als de schattingen uit de academische literatuur tonen dus aan dat het effect van een loonkostensubsidie voor middengeschoolde jongeren in het beste geval beperkt is.

29 Het effect op de werkzaamheidsgraad is gelijk aan $(\epsilon^* \eta) / (\epsilon - \eta)$, waarbij ϵ de elasticiteit van het aanbod van arbeid en η de elasticiteit van de vraag naar arbeid is (Katz, 1996).

30 Steunpunt Werk, <https://www.steunpuntwerk.be/node/2922>.

31 Schattingen op basis van de EAK geven aan dat Vlaanderen in 2017 1 111 508 middengeschoolde jongeren telt die niet meer studeren, waarvan 87 656 jongeren (78,6%) werkten (cijfers opgevraagd bij Steunpunt Werk).

6 | Laaggeschoolde jongeren

In dit hoofdstuk bespreken we de effectiviteit van het doelgroepenbeleid voor laaggeschoolde jongeren. Het Vlaamse doelgroepenbeleid voerde een RSZ-vermindering voor laaggeschoolde jongeren in (1 150 euro/kwartaal, max. 8 kwartalen; volledige vrijstelling gedurende 8 kwartalen sinds 1 januari 2019). Terzelfdertijd werden federale RSZ-verminderingen voor (erg) laaggeschoolde jongeren en werkuitkeringen in het kader van Activa stopgezet. In sectie 2.5.1 werd aangetoond dat de loonkostensubsidie voor laaggeschoolde jongeren daalde door het invoeren van het Vlaamse doelgroepenbeleid. Dat was in het bijzonder het geval voor de erg laaggeschoolde jongeren (maximaal diploma 1^{ste} graad secundair onderwijs en gelijkgestelde groepen) en laaggeschoolde jongeren die meer dan 6 maanden werkzoekend zijn. In sectie 2.5.1 formuleerden we daarom drie hypothesen:

1. *T.o.v. het federale doelgroepenbeleid heeft het Vlaamse doelgroepenbeleid een **negatief effect** op de uitstroom naar werk van **laaggeschoolde jongeren**.*
2. *T.o.v. het federale doelgroepenbeleid heeft het Vlaamse doelgroepenbeleid een **sterk negatief effect** op de uitstroom naar werk van **erg laaggeschoolde jongeren**.*
3. *T.o.v. het federale doelgroepenbeleid heeft het Vlaamse doelgroepenbeleid een **sterk negatief effect** op de uitstroom naar werk van **laaggeschoolde jongeren die meer dan 6 maanden werkzoekend zijn**.*

De eerste twee hypothesen testen we in dit hoofdstuk.

Dit hoofdstuk is op dezelfde manier gestructureerd als het vorige hoofdstuk. Eerst presenteren we de kerncijfers van de DGV voor laaggeschoolde jongeren en bespreken we het profiel van de begunstigden. Vervolgens schatten we de take-up van de maatregel. Daarna evalueren we hoeveel (opeenvolgende) kwartalen een DGV gemiddeld wordt toegekend en hoe duurzaam de tewerkstelling is. We kijken daarbij zowel naar tewerkstelling op korte termijn als naar meer duurzame tewerkstelling. Waar mogelijk schatten we de resultaten naar studieniveau, omdat we verwachten een sterker negatief effect te vinden voor erg laaggeschoolden. We gebruiken opnieuw twee evaluatiestrategieën: difference-in-differences (sectie 6.5) en een Regression Discontinuity Design (sectie 6.6).

Samenvatting

- In 2018 Q2 werden 20 821 RSZ-verminderingen voor laaggeschoolde jongeren toegekend, goed voor een arbeidsvolume van 11 873 VTE.
- In 2018 Q2 kostte de DGV voor laaggeschoolde jongeren 12 miljoen euro. Op jaarbasis bedroeg de kost 40 miljoen euro in 2018.
- De take-up wordt geschat op (minimaal) 70%. Dat is een stuk hoger dan in het federale doelgroepenbeleid.
- Weinig jongeren krijgen gedurende meerdere kwartalen een DGV. Slechts 12% van alle laaggeschoolde jongeren met een DGV in 2016 Q3 kregen gedurende 8 opeenvolgende kwartalen een DGV.
- Met RDD, de meest betrouwbare evaluatiestrategie, vinden we geen enkel effect van het doelgroepenbeleid op tewerkstelling van laaggeschoolde jongeren op korte termijn of op meer duurzame tewerkstelling. We zien ook geen verschillen naar studieniveau.

6.1 Kerncijfers

Tabel 6.1 geeft per kwartaal het aantal begunstigden (unieke individuen en in voltijs equivalenten) van de DGV voor laaggeschoolde jongeren, de kostprijs per begunstigde en per voltijs equivalent

en de totale kost van de doelgroepvermindering.³² In 2018 Q2 werden voor 20 821 laaggeschoolde jongeren een DGV toegekend, goed voor een arbeidsvolume van 11 873 voltijds equivalenten. Per begunstigde werd in 2018 Q2 een bedrag van 572 euro/kwartaal toegekend; per voltijds equivalent komt dat neer op 1 004 euro/kwartaal. In 2018 Q2 kostte de DGV voor laaggeschoolde jongeren 11,9 miljoen euro.

Tabel 6.1 Kerncijfers doelgroepvermindering laaggeschoolde jongeren

Kwartaal	Begunstigden	Arbeidsvolume (VTE)	Bedrag/begunstigde	Bedrag/VTE	Totale kostprijs (€)
2016 Q3	8 781	2 865	325	997	2 856 224
2016 Q4	12 149	5 340	433	985	5 260 692
2017 Q1	11 497	5 260	448	979	5 150 970
2017 Q2	16 161	8 456	513	981	8 292 626
2017 Q3	17 220	8 907	509	985	8 771 263
2017 Q4	17 497	8 926	517	1 014	9 053 819
2018 Q1	17 256	9 370	542	998	9 351 442
2018 Q2	20 821	11 873	572	1 004	11 917 809

Het aantal begunstigden is veel groter dan het totale arbeidsvolume omdat laaggeschoolde jongeren meestal geen volledig kwartaal voltijds werkten. In 2018 Q2 werkte 40% van de laaggeschoolde jongeren met een DGV meer dan 75% van een voltijds equivalent; 27% werkte minder dan 25% van een voltijds equivalent.

Tabel 6.2 Prestatie van laaggeschoolde jongeren met DGV per kwartaal (in %)

Kwartaal	<25% VTE	25%-49% VTE	50%-74% VTE	>=75% VTE
2016 Q3	51	22	15	12
2016 Q4	39	20	16	25
2017 Q1	37	19	17	27
2017 Q2	31	18	17	34
2017 Q3	31	18	18	33
2017 Q4	31	18	18	33
2018 Q1	29	16	18	37
2018 Q2	27	16	17	40

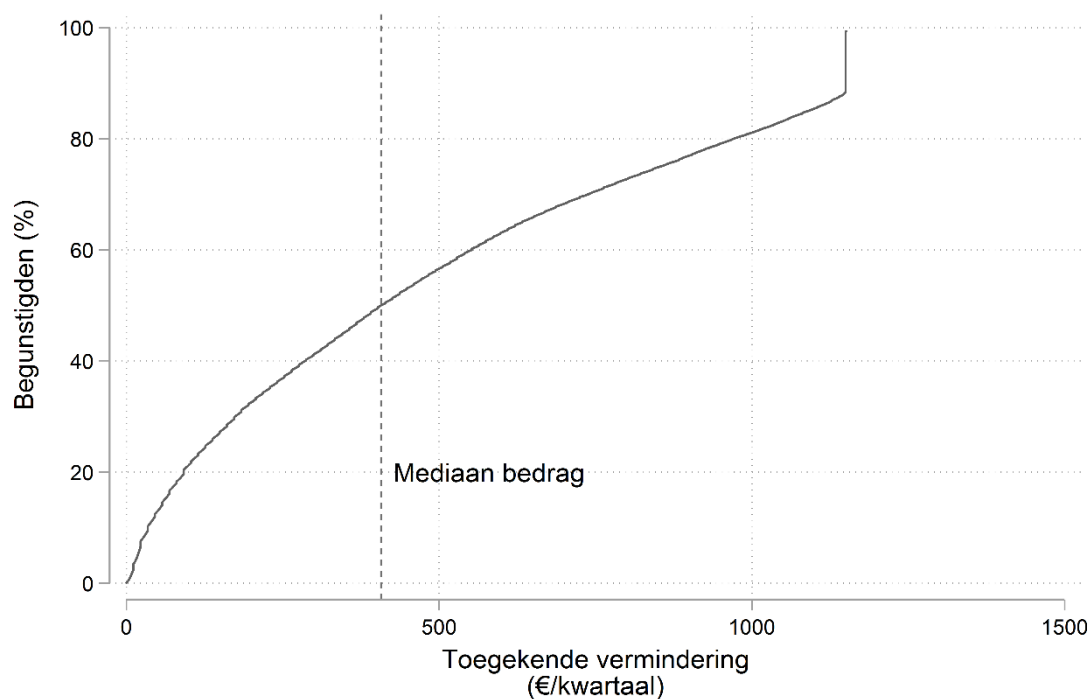
* VTE (voltijds equivalent) wordt berekend per kwartaal. Een persoon die 1 maand voltijds werkt in een kwartaal heeft 33,3% van een VTE gewerkt in dat kwartaal. Een persoon die elke maand halftijds werkt, werkt 50% van een VTE in dat kwartaal.

Net zoals voor middengeschoolde jongeren wordt slechts in de minderheid van de gevallen de maximale DGV van 1 150 euro/kwartaal toegekend (figuur 6.1). Het mediaan bedrag is 407 euro/kwartaal. Eén op vijf DGV bedraagt meer dan 1 000 euro/kwartaal, terwijl eveneens één op vijf DGV minder dan 100 euro/kwartaal bedraagt. Eén verklaring is dat laaggeschoolde jongeren

³² Het aantal begunstigden in onze dataset is een stuk hoger dan het aantal begunstigden gerapporteerd in het advies van de SERV 'versterking Vlaams doelgroepenbeleid' (augustus, 2018) en het jaarrapport 2017 'Vlaams Doelgroepenbeleid' van het Departement Werk en Sociale Economie. Zo telt de SERV en het DWSE in 2017 Q2 12 942 laaggeschoolde jongeren met een DGV, terwijl wij 17 220 begunstigden tellen. Zie ook voetnoot 23 voor een verklaring van de verschillen. Om dezelfde redenen verschillen bovengaande cijfers ook van de cijfers gerapporteerd in sectie 2.2 van dit rapport, waar we steunden op de rapporten van de RSZ.

vaak minder dan 80% van een voltijds equivalent werken waardoor de werkgever geen recht heeft op de maximale RSZ-vermindering.

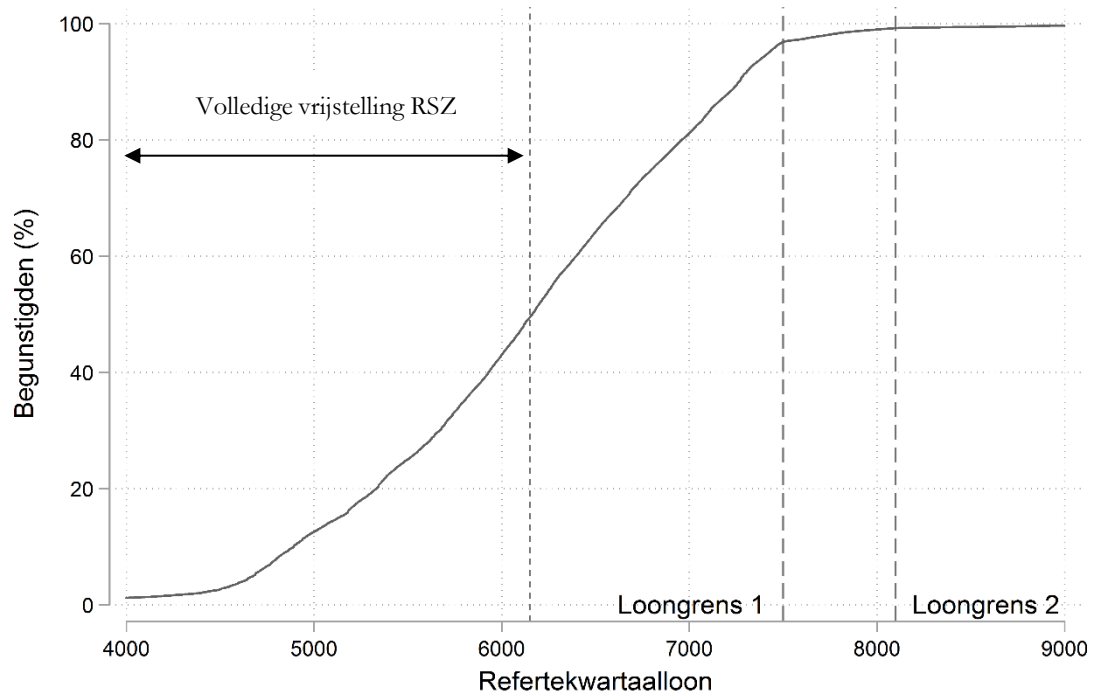
Figuur 6.1 Cumulatieve distributie toegekende DGV voor laaggeschoolde jongeren (2016 Q3 t.e.m. 2018 Q2)



Laaggeschoolde jongeren komen enkel in aanmerking voor een DGV wanneer het refertekwaartaalloon lager ligt dan 7 500 euro/kwartaal in de eerste vier kwartalen of lager dan 8 100 euro/kwartaal in de laatste vier kwartalen. Figuur 6.2 geeft de distributie van de refertekwaartaallonen. Nagenoeg alle laaggeschoolde jongeren hebben een refertekwaartaalloon lager dan de eerste loongrens (7 500 euro/kwartaal); een minderheid verdient tussen 7 500 en 8 100 euro/kwartaal. De werkgever wordt volledig vrijgesteld van RSZ-bijdragen indien het refertekwaartaalloon lager ligt dan 6 150 euro/kwartaal omdat de RSZ-bijdragen dan lager liggen dan 1 150 euro/kwartaal.³³ Hierdoor wordt de werkgever in 50% van de gevallen volledig vrijgesteld. Sinds 1 januari werd het doelgroepenbeleid versterkt waardoor de werkgever volledig wordt vrijgesteld van RSZ-bijdragen gedurende 8 kwartalen bij het aanwerven van een laaggeschoolde jongere. Gezien ook voor die hervorming reeds in 45% van de gevallen de werkgever volledig wordt vrijgesteld, kunnen we aannemen dat die hervorming slechts een beperkte impact kan hebben.

³³ Simulatie patronale RSZ-bijdrage door DWSE voor werknemers cat. 1, situatie januari 2019 (zie ook sectie 2.4). Volgens die simulatie bedragen de patronale RSZ-bijdragen van een werknemer met een refertekwaartaalloon van 6 150 euro 1 134 euro/kwartaal.

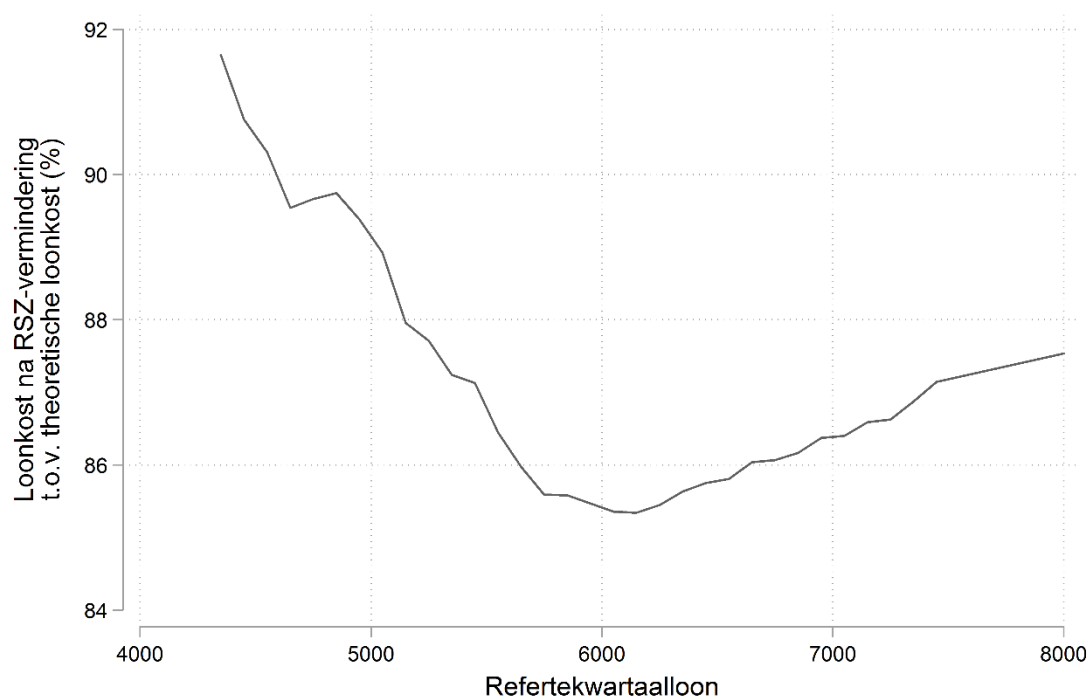
Figuur 6.2 Cumulatieve distributie van de refertekwaartaalonen (2016 Q3 t.e.m. 2018 Q2)



* Indien een werknemer in hetzelfde kwartaal meerder keren wordt tewerkgesteld met een DGV definiëren we het refertekwaartaaloon als het gewogen gemiddelde van de referotelonen. We wegen daarbij naar de geleverde prestatie.

Op basis van de gegevens over het refertekwaartaaloon, de prestatiebreuk en de toegekende RSZ-vermindering kunnen we het effect van het doelgroepenbeleid op de loonkost evalueren. Daarbij moeten we de theoretische patronale RSZ-bijdrage berekenen en de structurele vermindering. We doen dit voor de situatie op 1 januari 2019, het moment waarop de tax shift volledig is uitgerold. Het reëel effect van de RSZ-vermindering (figuur 6.3) op de loonkost komt in grote mate overeen met het gesimuleerde effect (figuur 2.1). De RSZ-vermindering voor laaggeschoolde jongeren verlaagt de loonkost met 10% tot 15%. Het effect is het sterkst voor jongeren met een refertekwaartaaloon rond 6 000 euro/kwartaal (i.e. een bruto maandloon van 2 000 euro). Dat komt doordat de RSZ-vermindering nooit hoger kan zijn dan de patronale RSZ-bijdrage, waardoor, voor werknemers met een refertekwaartaaloon lager dan 6 150 euro, de werkgever niet het maximale bedrag van 1 150 euro/kwartaal krijgt.

Figuur 6.3 Reëel effect van de DGV voor laaggeschoolde jongeren op de loonkost



* Berekening van de theoretische RSZ-vermindering en de structurele vermindering voor de situatie na 1 januari 2019 (tax shift volledig van kracht) voor werknemers uit cat. 1.

6.2 Profiel

Net zoals bij de DGV voor middengeschoolde jongeren kan de DGV voor laaggeschoolde jongeren ook worden toegekend aan jongeren die niet geregistreerd zijn als niet-werkende werkzoekende bij VDAB. Daardoor hebben we geen informatie over ongeveer 11% van de laaggeschoolde jongeren waarvoor een DGV werd toegekend (tabel 6.3). Dat is lager dan voor de middengeschoolde jongeren waarvan 17% tot 20% van de begunstigden nooit is geregistreerd als niet-werkende werkzoekende bij VDAB. *Opnieuw beperken de analyses in de rest van dit hoofdstuk zich tot de populatie van laaggeschoolde werkzoekende jongeren.*

Tabel 6.3 Laaggeschoolde jongeren met een DGV niet gekend bij VDAB

Kwartaal	Laaggeschoolde jongeren met DGV	Aandeel niet gekend bij VDAB (in %)
2016 Q3	8 781	9,4
2016 Q4	12 149	10,1
2017 Q1	11 497	11,2
2017 Q2	16 161	10,5
2017 Q3	17 220	11,1
2017 Q4	17 497	10,6
2018 Q1	17 256	11,2
2018 Q2	20 821	11,3

Tabel 6.4 beschrijft per kwartaal het profiel van laaggeschoolde jongeren met een DGV. Hun profiel is niet sterk gewijzigd van 2016 Q3 t.e.m. 2018 Q2. De begunstigden zijn iets vaker mannen (64%)

dan vrouwen, iets minder dan een op zes heeft een rijbewijs, 79% heeft de Belgische nationaliteit en 67% geeft aan een zeer goede kennis van het Nederlands te hebben. Een op drie begunstigden participeert doorheen zijn traject aan een vorm van werkplekieren. Eén of vijf volgt doorheen zijn traject een opleiding.

Vergelijken we het profiel van middengeschoolde jongeren met een DGV met laaggeschoolde jongeren met een DGV dan stellen we vast dat laaggeschoolde jongeren kwetsbaarder zijn dan middengeschoolde jongeren. Naast een verschil in opleiding hebben middengeschoolde jongeren vaker een rijbewijs (45% versus 16%) en hebben ze een betere kennis van het Nederlands (85% versus 67%) dan laaggeschoolde jongeren. Eerder VIONA-onderzoek wees al uit dat laaggeschoolde jongeren waarvoor een DGV wordt toegekend veel verder van de arbeidsmarkt staan dan middengeschoolde jongeren met een DGV (Desiere et al., 2018).

Tabel 6.4 Kenmerken laaggeschoolde jongeren met een DGV per kwartaal

Kwartaal	Man (in %)	Rijbewijs (in %)	Belg (in %)	NL (in %)	IBO (in %)	Werkplekieren (in %)	Opleiding (in %)	NT2 (in %)	Observaties
2016 Q3	68	19	82	71	17	37	22	2	7 746
2016 Q4	65	18	81	70	16	35	21	2	10 642
2017 Q1	63	18	82	70	17	36	21	2	9 917
2017 Q2	65	17	80	68	16	35	21	2	14 066
2017 Q3	64	16	79	66	15	36	21	2	14 858
2017 Q4	63	15	78	65	14	34	20	2	15 173
2018 Q1	63	15	78	65	14	35	19	2	14 824
2018 Q2	65	14	77	63	14	33	19	2	17 884
Alle kwartalen	64	16	79	67	15	35	20	2	105 110

* NL: Kennis Nederlands is (zeer) goed.

Werkplekieren omvat volgende instrumenten: observatiestage, beroepsinlevingsstage, activeringsstage, beroepsverkennde stage, competentie scannende stage, opleidingsstage, stage in het buitenland, C-IBO, G-IBO, IBO-Interim, K-IBO.

NT2 (Nederlands als tweede taal) omvat de opleidingen 'Nederlands voor anderstaligen' en 'NT2 op de werkvloer'.

Tabel 6.5 vergelijkt het profiel van laaggeschoolde jongeren ingestroomd na 1 juli 2016 met en zonder DGV. Laaggeschoolde jongeren zonder DGV komen in aanmerking voor een DGV, maar zijn ofwel niet uitgestroomd naar werk ofwel stroomden ze wel uit naar werk, maar werd geen DGV aangevraagd. Jongeren waarvoor een DGV wordt toegekend hebben een sterker profiel dan laaggeschoolde jongeren waarvoor geen DGV wordt toegekend. Ze hebben vaker een rijbewijs (16% versus 11%), hebben vaker de Belgische nationaliteit (77% versus 71%) en geven vaker aan een (zeer) goede kennis van het Nederlands te hebben (65% versus 54%). Het is ook erg opvallend dat werkzoekenden die op een bepaald moment een DGV krijgen vaker deelnemen aan werkplekieren (33% versus 16%) en opleidingen (21% versus 12%). De vaststelling dat binnen de groep van de laaggeschoolde jongeren in de eerste plaats voor de sterkere werkzoekenden een DGV wordt aangevraagd werd ook in eerder onderzoek al opgemerkt (Desiere et al., 2018). *Werkgevers werven in de eerste plaats de sterkere profielen aan.*

Tabel 6.5 Profiel van laaggeschoolde jongeren met en zonder DGV (in %)

	Zonder DGV	Met DGV
Man	64	66
Rijbewijs	11	16
Belg	71	77
(Zeer) goede kennis Nederlands	54	65
<i>Deelgenomen aan:</i>		
IBO	5	15
Werkplekieren (incl. IBO)	16	33
Opleiding	12	21
NT2	3	2

* Populatie beperkt tot laaggeschoolde werkzoekenden ingestroomd in de werkloosheid na 1 juli 2016 en jonger dan 25 jaar bij instroom. Alle verschillen zijn statistisch significant (t-test, p-waarde < 1%).

6.3 Take-up

Net zoals voor middengeschoolde jongeren berekenen we de take-up van de DGV voor laaggeschoolde jongeren door na te gaan voor welk aandeel van de jongeren die aan de voorwaarden voldoen de DGV ook effectief werd toegekend. We kunnen de *take-up enkel schatten*, niet exact berekenen (zie sectie 5.3 voor details).

Kijken we enkel of een DGV wordt toegekend in het kwartaal van indiensttreding, dan varieert de take-up tussen 52% en 64% (tabel 6.6, kolom 2). Houden we ook rekening met het daaropvolgende kwartaal, dan stijgt de take-up naar 63% tot 71% (kolom 3). De take-up stijgt nauwelijks (kolom 4) als ook met de overgangsmaatregelen wordt rekening gehouden.

In kolom 4 houden we ook rekening met de DGV voor middengeschoolden. We doen dit omdat een beperkt aandeel middengeschoolde werkzoekenden foutief geïnclassificeerd is als laaggeschoold in onze dataset (zie sectie 3.1). Daardoor lijkt het alsof er geen DGV voor laaggeschoolden werd toegekend, maar komt de werkzoekende - die in werkelijkheid middengeschoold is - niet in aanmerking. Door rekening te houden met de DGV voor middengeschoolde jongeren kunnen we hiervoor corrigeren. Daardoor stijgt de *take-up tot 70%*.

Het federale doelgroepenbeleid kende ook RSZ-verminderingen toe aan laaggeschoolde jongeren. In bijlage 1 schatten we *de take-up in het federale doelgroepenbeleid op 40% tot 50%*. *De take-up ligt dus hoger in het Vlaamse dan het federale doelgroepenbeleid.*

Tabel 6.6 Take-up (in %)

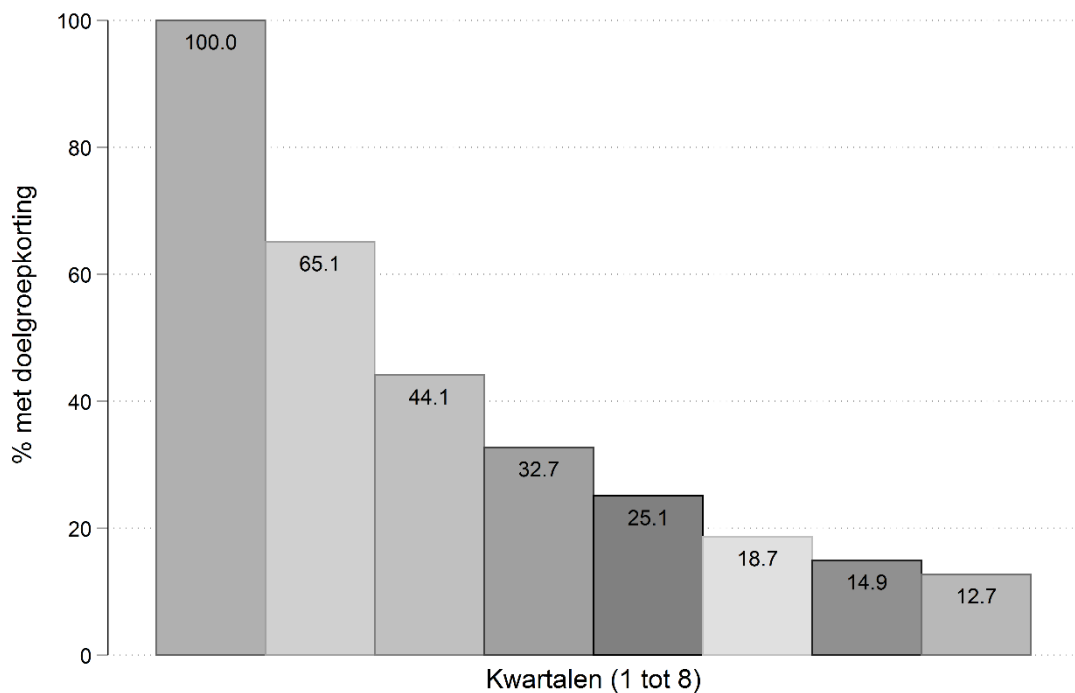
Kwartaal	DGV Laaggeschoold	DGV Laaggeschoold	DGV Laaggeschoold & overgangsmatregelen	DGV Laaggeschoold & overgangsmatregelen & DGV Middengespoold
	Zelfde kwartaal	Zelfde en daaropvolgende kwartaal	Zelfde en daaropvolgende kwartaal	Zelfde en daaropvolgende kwartaal
2016 Q3	51	63	66	69
2016 Q4	54	61	65	70
2017 Q1	50	65	66	70
2017 Q2	63	71	72	75
2017 Q3	61	69	70	74
2017 Q4	58	66	66	70
2018 Q1	53	66	67	71
2018 Q2	64	N.A.	N.A.	N.A.

* We houden rekening met volgende overgangsmatregelen: Activa – langdurig werkzoekenden; herstructure-ring; jonge werknemers; werknemers aangeworven in het kader van art. 60.
N.A.: data nog niet beschikbaar.

6.4 Duurzaamheid doelgroepvermindering en tewerkstelling

De DGV kan maximaal worden toegekend gedurende 8 opeenvolgende kwartalen. Net zoals voor middengespoolden, wordt de DGV voor laaggeschoolden in realiteit zelden gedurende meerdere opeenvolgende kwartalen toegekend (figuur 6.4). Voor 60% van de laaggeschoolde jongeren waarvoor in een eerste kwartaal een DGV werd toegekend wordt in het daaropvolgende kwartaal ook een DGV toegekend (figuur 6.4). Voor slechts 12% van de jongeren wordt gedurende 8 opeenvolgende kwartalen een DGV toegekend (figuur 6.4). Vergelijken we dit met dezelfde cijfers voor de DGV voor middengespoolde jongeren in het vorige hoofdstuk (figuur 5.4) dan stellen we vast dat de DGV voor laaggeschoolde jongeren minder vaak gedurende meerdere opeenvolgende kwartalen wordt toegekend dan bij middengespoolde jongeren. Zo krijgen 50% van de middengespoolde jongeren gedurende drie opeenvolgende kwartalen een DGV t.o.v. 44% bij de laaggeschoolde jongeren.

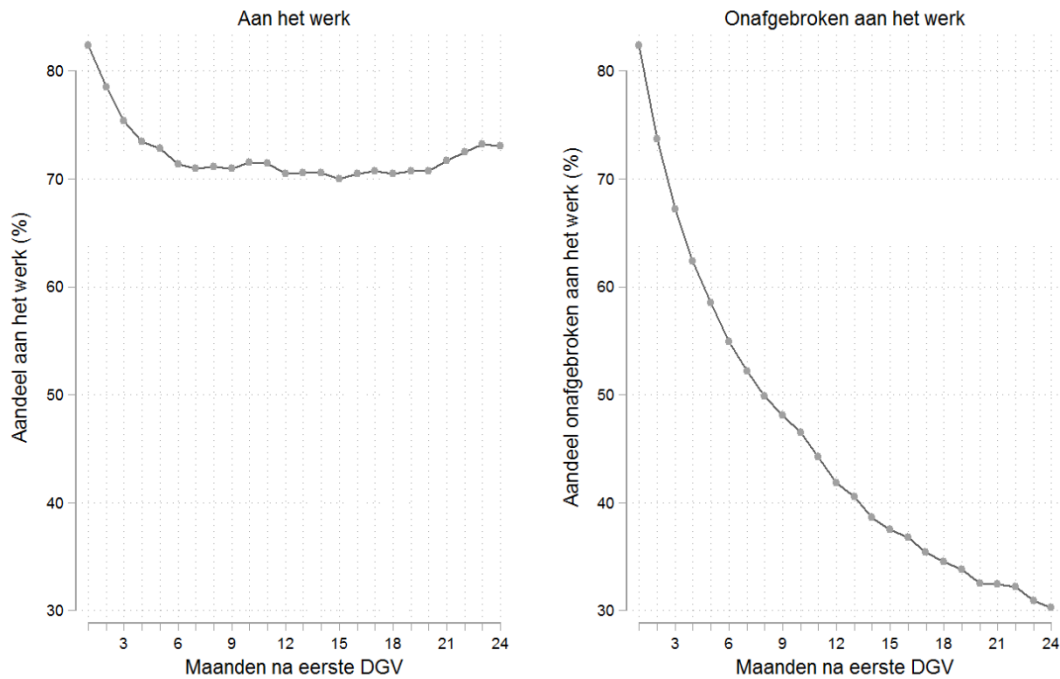
Figuur 6.4 Duurzaamheid van de doelgroepvermindering: voor welk aandeel van de jongeren voor wie in een eerste kwartaal een DGV wordt toegekend, wordt ook in de daaropvolgende kwartalen een DGV toegekend?



* De DWSE-dataset bevat doelgroepkortingen van 2016 Q3 t.e.m. 2018 Q2. Hoe meer kwartalen we beschouwen hoe minder gegevens we kunnen gebruiken. Om na te gaan wat de kans is dat een laaggeschoolde jongere ook in een tweede kwartaal een doelgroepvermindering krijgt kijken we naar laaggeschoolde jongeren die in kwartaal 2016 Q3 t.e.m. 2018 Q1 een eerste keer een doelgroepvermindering hebben gekregen. Om na te gaan wat de kans is dat een laaggeschoolde jongeren gedurende 8 kwartalen een doelgroepvermindering krijgt kunnen we enkel rekening houden met jongeren die een eerste vermindering kregen in 2016 Q3.

Bovenstaande figuur toont aan dat de DGV slechts uitzonderlijk gedurende meerdere opeenvolgende gevallen wordt toegekend. Dat betekent niet noodzakelijkerwijs dat de betrokken jongeren niet langer aan het werk zijn, maar wel dat de tewerkstelling niet duurzaam is (e.g. periodes van werk en werkloosheid wisselen elkaar af, jongeren veranderen van werkgever, ...). Figuur 6.5 toont de evolutie van de tewerkstelling van laaggeschoolde jongeren die minimaal gedurende één kwartaal een doelgroepvermindering hebben gekregen. 6 tot 24 maanden nadat ze voor het eerst starten in een job waarvoor een DGV werd toegekend is 70% van de laaggeschoolde jongeren aan het werk (figuur 6.5, links). Een minderheid is doorlopend aan het werk (figuur 6.5, rechts). 40% van de laaggeschoolde jongeren werkte elke maand gedurende 12 maanden die volgden op de eerste tewerkstelling met een DGV. Periodes van werk en werkloosheid wisselen elkaar regelmatig af voor de doelgroep.

Figuur 6.5 Aandeel jongeren (onafgebroken) aan het werk nadat voor het eerst een DGV werd toegekend



* Met werkzoekenden waarvoor wel een DGV werd toegekend, maar die volgens de VDAB niet uitstroonden naar werk houden we geen rekening (zie sectie 3.1.2).

6.5 Evaluatie met difference-in-differences

6.5.1 Keuze van de controlegroep

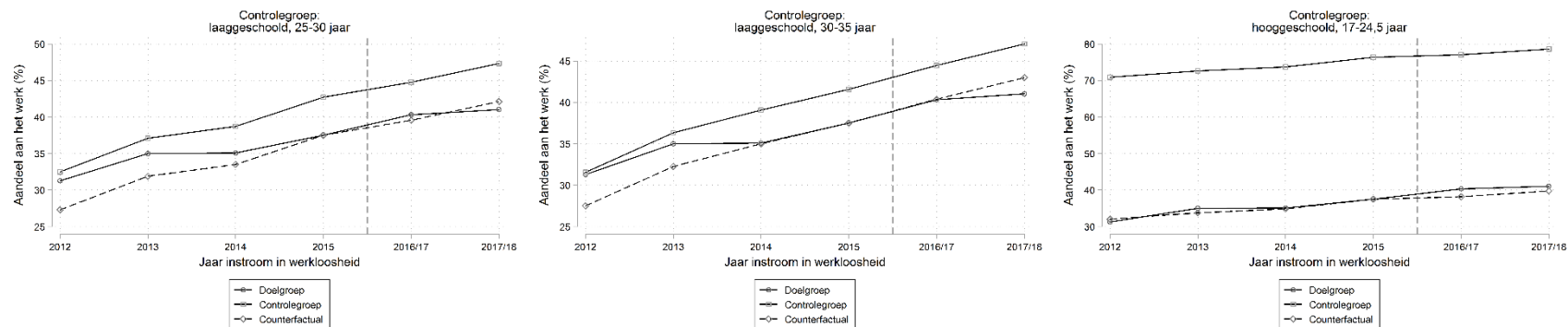
Net zoals in het vorige hoofdstuk gebruiken we difference-in-differences om de impact van de DGV voor laaggeschoolde jongeren op de tewerkstelling van die doelgroep te evalueren. We verwijzen de lezer naar sectie 4.2.1 voor meer uitleg over die methode. Een belangrijk verschil is wel dat ook het federale doelgroepenbeleid een loonkostensubsidie verzag voor laaggeschoolde jongeren en niet voor middengeschoolde jongeren. Dat maakt de interpretatie van de diff-in-diff complexer voor laaggeschoolden dan voor middengeschoolden. Het betekent dat we onderzoeken *‘welke effect de hervorming van het doelgroepenbeleid op tewerkstelling van laaggeschoolde jongeren heeft’*. Anders gesteld, we onderzoeken *‘welke effect het Vlaamse doelgroepenbeleid voor laaggeschoolde jongeren heeft t.o.v. het federale beleid’*.

Het cruciale element bij difference-in-differences is de keuze van de controlegroep. We experimenteerden met drie controlegroepen: (1) laaggeschoolde werkzoekenden, 25-30 jaar; (2) laaggeschoolde werkzoekenden, 30-35 jaar; en (3) hooggeschoolde werkzoekenden, 17-24,5 jaar. Een controlegroep is relevant wanneer de parallel trend assumptie houdt: voor de hervorming van het doelgroepenbeleid moet de controlegroep en de doelgroep op dezelfde manier reageren op de economische conjunctuur en beleidswijzigingen.

Figuur 6.6 toont het aandeel werkzoekenden aan het werk na 6 maanden voor de doelgroep (laaggeschoolde werkzoekenden jonger tussen 17 en 24,5 jaar) en de drie mogelijke controlegroepen in functie van het jaar van instroom. In elke figuur geeft de stippellijn de ‘counterfactual’ weer. De

counterfactual is de situatie van de doelgroep indien die doelgroep op exact dezelfde manier zou evolueren als de controlegroep sinds 2015. Hoe beter de counterfactual en de werkelijke uitkomst van de doelgroep samenvallen voor de hervorming van het doelgroepenbeleid, hoe geschikter de controlegroep voor een diff-in-diff analyse.

Figuur 6.6 Testen van de parallel trend assumptie voor drie mogelijke controlegroepen



* Voor de hervorming (2012 t.e.m. 2015) wordt jaar van instroom gedefinieerd als het jaar waarin de werkzoekende instroomde in de werkloosheid (1 januari tot 31 december). Na de hervorming verandert de definitie van 'jaar van instroom'. Een jaar wordt dan gedefinieerd van juli tot juni. Dat betekent dat 2016/17 de populatie werkzoekenden omvat ingestroomd tussen 1 juli 2016 en 30 juni 2017. Het jaar 2017/18 omvat de populatie ingestroomd tussen 1 juli 2017 en 30 juni 2018. De definitie verandert na de hervorming omdat we geen rekening willen houden met werkzoekenden ingestroomd in 2016 Q1 en 2016 Q2. Een deel van die groep komt immers in aanmerking voor het Vlaamse doelgroepenbeleid. Alle werkzoekenden in de doelgroep ingestroomd na de hervorming (aangeduid met de stippellijn) komen dus in aanmerking voor een DGV.

Enkel voor de hooggeschoolde jongeren vallen de doelgroep en de counterfactual nagenoeg volledig samen voor de hervorming van het doelgroepenbeleid. Meer formele placebo testen tonen aan dat enkel voor die controlegroep de parallel trend assumptie standhoudt. Voor de andere twee mogelijke controlegroepen - de laaggeschoolde werkzoekenden tussen 25 en 30 jaar en de laaggeschoolde werkzoekenden tussen 30 en 35 jaar - wordt de parallel trend assumptie verworpen. Om die reden kiezen we hooggeschoolde werkzoekende jongeren als controlegroep.

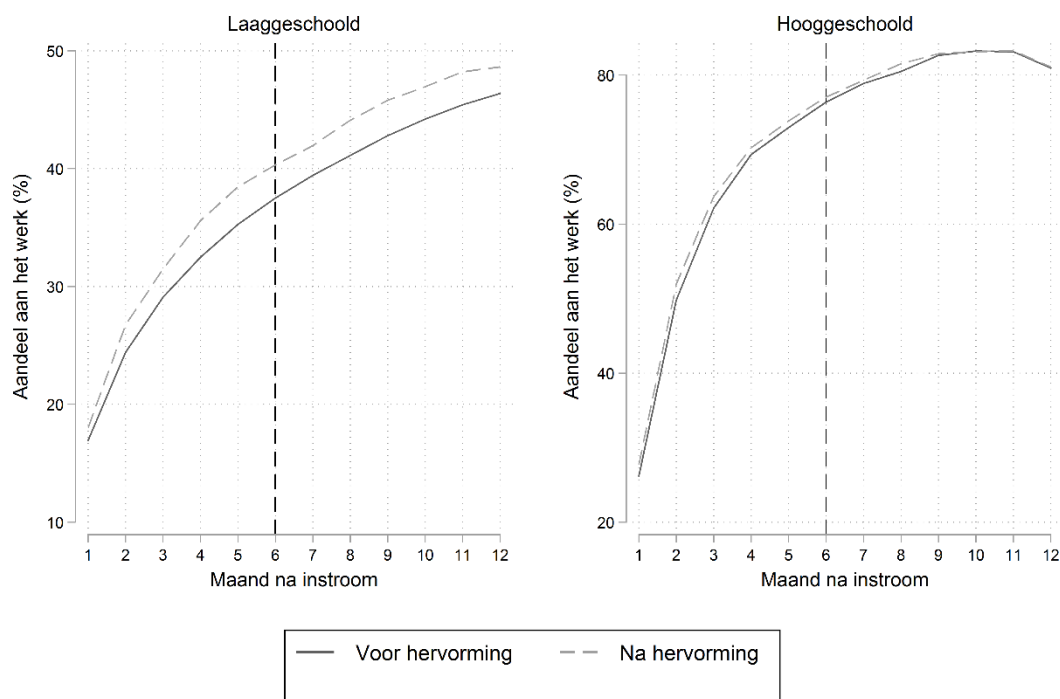
De impact van het doelgroepenbeleid wordt geschat op alle laaggeschoolde jongeren, maar wordt ook geschat naar studieniveau (erg laaggeschoold; 2^{de} graad ASO, BSO, KSO of TSO; deeltijds TSO; en Leertijd). Ook voor die groepen gebruiken we de hooggeschoolde jongeren als controlegroep. Placebo testen in bijlage b5.1 tonen aan dat hooggeschoolde jongeren niet enkel een relevante controlegroep vormen voor laaggeschoolde jongeren, maar ook voor de laaggeschoolde jongeren in elk van de 7 studierichtingen.

Net zoals in het vorige hoofdstuk evalueren we ook de impact op kortlopende en duurzame tewerkstelling. Tabel b5.3 in bijlage bewijst dat de parallel trend assumptie ook houdt voor het merendeel van die uitkomstvariabelen. De uitzonderingen zijn de eerste uitkomstvariabele, die aangeeft of een werkzoekende minimaal 1 maand heeft gewerkt binnen de eerste 12 maanden, en de uitkomstvariabelen die aangeven of een werkzoekende minimaal 10, 11 of 12 opeenvolgende maanden heeft gewerkt.

6.5.2 Impact op korte termijn

Laaggeschoolde jongeren stromen sneller uit naar werk na de hervorming van het doelgroepenbeleid (figuur 6.7). Bovendien is hun positie sterker verbeterd dan voor hooggeschoolde jongeren. Kijken we specifiek naar het aandeel laaggeschoolde werkzoekenden aan het werk 6 maanden na instroom dan stellen we vast dat dit is gestegen met 2,81 procentpunten van 37,5% voor de hervorming tot 40,3% na de hervorming (tabel 6.7). Voor hooggeschoolde werkzoekende jongeren stellen we een stijging met 0,69 procentpunten vast, van 76,3% naar 77,1%. Dankzij de DGV is het aandeel laaggeschoolde werkzoekenden dat na 6 maanden werkt dus gestegen met 2,12 procentpunten. Die toename is significant.

Figuur 6.7 Uitstroom naar werk van laag- en hooggeschoolde werkzoekende jongeren (17-24,5 jaar)



* Voor hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2015 Q1 t.e.m. 2015 Q4; na hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2.

Om die resultaten verder te duiden schatten we opnieuw vergelijking 1 uit het vorige hoofdstuk. De uitkomstvariabele is het aandeel werkzoekenden dat 6 maanden na instroom werkt. Daarbij worden laaggeschoolde werkzoekende jongeren ingestroomd in 2015 Q1 t.e.m. 2015 Q4 (voor hervorming) en 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2 (na hervorming) vergeleken met hooggeschoolde werkzoekende jongeren ingestroomd in dezelfde periodes. Het effect van de hervorming van het doelgroepenbeleid wordt dan bepaald door de interactieterm tussen de periode van instroom (voor/na hervorming) en de opleiding (laag- of hooggeschoold).

Tabel 6.7 Aandeel laag- en hooggeschoolde werkzoekende jongeren (17-24,5 jaar) aan het werk 6 maanden na instroom in de werkloosheid (in %)

	Voor hervorming	Na hervorming	Vershil
Laaggeschoold	37,51	40,32	2,81***
Hooggeschoold	76,37	77,06	0,69*
Difference-in-differences			2,12***

* Voor hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2015 Q1 t.e.m. 2015 Q4; na hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2.
 Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *.

De resultaten worden getoond in tabel 6.8. De eerste regressie bevat identieke resultaten als tabel 6.7. Dankzij het doelgroepenbeleid is het aandeel laaggeschoolde jongere dat werkt na 6 maanden significant gestegen is met 2,12 procentpunten. De tweede regressie controleert voor kenmerken van werkzoekenden en de arbeidsmarkthistoriek. Op die manier wordt vermeden dat observeerbare verschillen tussen werkzoekenden ingestroomd voor en na de hervorming de resultaten vertekenen, en verhogen we de precisie van de schatting. Het effect van het doelgroepenbeleid wordt nu geschat op 2,64 procentpunten. De derde regressies controleert voor de kenmerken van de werkzoekenden en

voor de maand waarop de werkzoekende instroomde in de werkloosheid. Het effect van het doelgroepenbeleid blijft significant en wordt geschat op 2,62 procentpunten.

Tabel 6.8 Effect doelgroepenbeleid op tewerkstelling laaggeschoolde jongeren (17-24,5 jaar) 6 maanden na instroom in de werkloosheid

	Basismodel	Kenmerken werkzoekenden	Kenmerken werkzoekenden en maand instroom werkloosheid
Studieniveau (referentie level: hooggeschoold)	-0,389*** (0,00423)	-0,329*** (0,00575)	-0,323*** (0,00581)
Na hervorming	0,00693 (0,00455)	0,00804* (0,00426)	0,00798* (0,00425)
Interactie: hervorming#studieniveau (referentie level: hooggeschoold)	0,0212*** (0,00611)	0,0264*** (0,00616)	0,0262*** (0,00616)
Kenmerken werkzoekenden	Neen	Ja	Ja
Maand instroom werkloosheid	Neen	Neen	Ja
R ²	0,143	0,174	0,176
Observaties	91 928	90 590	90 590

* Voor hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2015 Q1 t.e.m. 2015 Q4; na hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2.

Kenmerken werkzoekenden: geslacht, leeftijd, leeftijd², origine (EU-15, EU-13, andere), kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen) en arbeidsmarkthistoriek in laatste 12 maanden (gewerkt, werkloos, inactief, onbekend). Het aantal observaties daalt licht wanneer we controleren voor kenmerken van werkzoekenden omdat de variabele 'kennis van het Nederlands' soms ontbreekt.

Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *; geclusterde standaardfouten staan tussen haakjes.

Net zoals voor middengeschoolde jongeren controleren bovenstaande regressies niet voor de economische conjunctuur. Wanneer de conjunctuur beter was na dan voor de hervorming én de conjunctuur een ander effect heeft op tewerkstelling van laaggeschoolden dan van hooggeschoolden, dan kunnen pikken bovenstaande resultaten eventueel een conjunctuureffect op i.p.v. het effect van de hervorming. Dat proberen we expliciet te testen in bijlage 7. Ondanks methodologische beperkingen suggereren de resultaten dat het effect van het doelgroepenbeleid significant en positief blijft wanneer we controleren voor economische conjunctuur.

Het federale doelgroepenbeleid kende hogere loonkostensubsidies toe voor het aanwerven van erg laaggeschoolde jongeren. Erg laaggeschoolde jongeren hebben geen diploma 2^{de} graad secundair onderwijs. Het Vlaamse doelgroepenbeleid schafte die doelgroep af en spreekt enkel over laaggeschoolde jongeren (maximaal diploma 2^{de} graad secundair onderwijs). Zoals we aantoonen in sectie 2.5.1 daalden de loonkostensubsidies voor erg laaggeschoolde jongeren daardoor sterk sinds de hervorming van het doelgroepenbeleid. De loonkostensubsidies voor laaggeschoolde jongeren daalden eveneens, maar in mindere mate dan voor de erg laaggeschoolden. Daardoor verwachten we een ander effect voor erg laaggeschoolde jongeren in vergelijking met de laaggeschoolde jongeren.

In tabel 6.9 schatten we het effect van het doelgroepenbeleid naar studierichting. In die analyses vormen de hooggeschoolde werkzoekenden tussen 17 en 24,5 jaar opnieuw de controlegroep. We zien geen effect op jongeren met ten hoogste een diploma lager onderwijs of 1^{ste} graad secundair. Dat zijn de erg laaggeschoolde jongeren, waarvoor het federale doelgroepenbeleid een hogere loonkostensubsidie voorzag. We zie wel een sterk positief effect op jongeren met een diploma 2^{de} graad

secundair BSO (+4,4 procentpunten), jongeren uit het deeltijds beroepsonderwijs (+4,1 procentpunten) en jongeren met een diploma 2^{de} graad TSO (+2,9 procentpunten). De effecten op jongeren met een diploma 2^{de} graad ASO, KSO en TSO en jongeren met een opleiding bij Syntra (leertijd) zijn niet significant. Dat zijn ook de groepen waar we relatief weinig observaties hebben.

Tabel 6.9 Effect doelgroepenbeleid op laaggeschoolde jongeren (17-24,5 jaar) naar studierichting

	Erg laag- geschoold	Laaggeschoold					
	Lager onderwijs/ 1 ^{ste} graad secundair	2 ^{de} graad ASO	2 ^{de} graad BSO	2 ^{de} graad KSO	2 ^{de} graad TSO	Deeltijds BSO	Leertijd (Syntra)
Effect doelgroepenbeleid	0,00799 (0,00957)	0,0186 (0,0250)	0,0439*** (0,00773)	-0,0126 (0,0462)	0,0285* (0,0154)	0,0408*** (0,0158)	0,00762 (0,0286)
Observaties	53 761	42 524	64 944	41 330	45 711	45 213	42 405
waarvan niet hooggeschoold	12 748	1 511	23 931	317	4 698	4 200	1 392
R ²	0,169	0,063	0,170	0,044	0,083	0,100	0,047

* Voor hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2015 Q1 t.e.m. 2015 Q4; na hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2.

Regressie controleert ook voor kenmerken werkzoekenden, maand instroom in de werkloosheid, jaar van instroom en het studieniveau.

Kenmerken werkzoekenden: geslacht, leeftijd, leeftijd², origine (EU-15, EU-13, andere), kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen) en arbeidsmarkthistoriek in laatste 12 maanden (gewerkt, werkloos, inactief, onbekend).

Aantal hooggeschoolde jongeren in elke regressie: 41 013.

Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *; geclusterde standaardfouten staan tussen haakjes.

We toonden eerder aan dat de DGV voor middengeschoolde jongeren effectiever is in gemeenten met een hoge dan lage jeugdwerkloosheid. Dat geldt ook voor de DGV voor laaggeschoolde jongeren. In gemeenten met een hoge jeugdwerkloosheid is het aandeel jongeren dat werk na 6 maanden gestegen met 3,48 procentpunten; in gemeenten met een lage jeugdwerkloosheid bleef die toename beperkt tot 1,72 procentpunten (tabel 6.10).

Tabel 6.10 Effect doelgroepenbeleid in gemeenten met een lage versus hoge jeugdwerkloosheid

	Jeugdwerkloosheid	
	Laag	Hoog
Effect	0,0192** (0,00888)	0,0348*** (0,00905)
R ²	0,171	0,162
Observaties	44 499	45 283

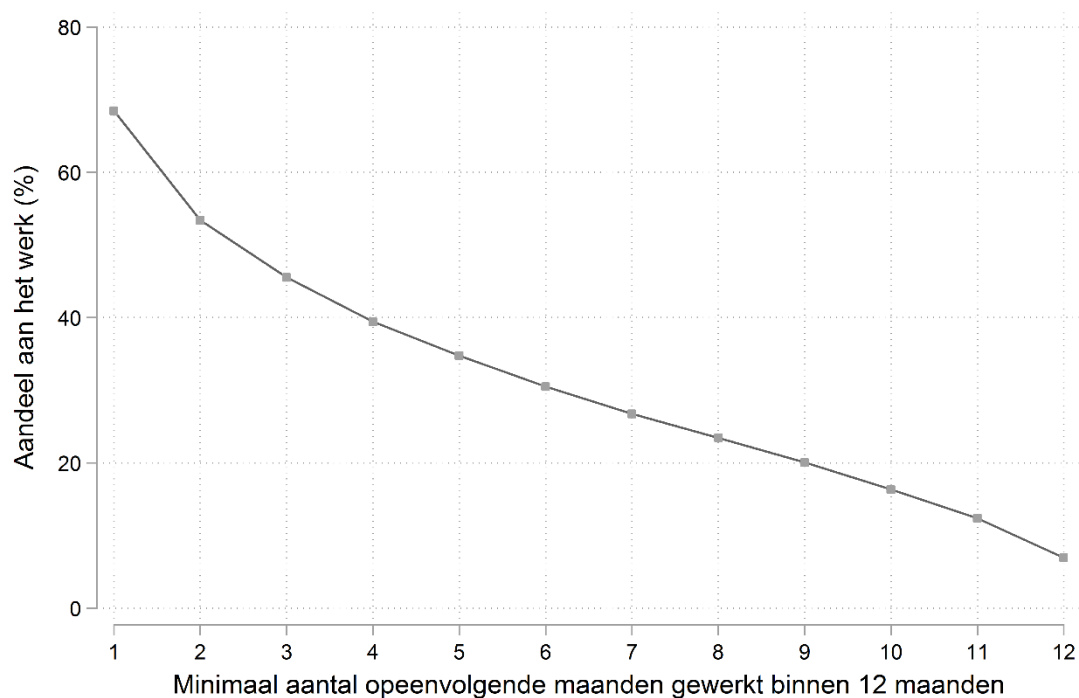
* Jeugdwerkloosheid per gemeente in 2018 op basis van Arvastat. Lage jeugdwerkloosheid: <13,75%; hoge jeugdwerkloosheid>13,75%.
 Voor hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2015 Q1 t.e.m. 2015 Q4; na hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2.
 Regressie controleert ook voor kenmerken werkzoekenden, maand instroom in de werkloosheid, jaar van instroom en het studieniveau.
 Kenmerken werkzoekenden: geslacht, leeftijd, leeftijd², origine (EU-15, EU-13, andere), kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen) en arbeidsmarkthistoriek in laatste 12 maanden (gewerkt, werkloos, inactief, onbekend).
 Het totaal aantal observaties (89 782) ligt iets lager dan in de regressies in tabel 6.8 (90 590) doordat we voor sommige werkzoekenden de woonplaats niet kunnen linken aan de gegevens van Arvastat.
 Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *; geclusterde standaardfouten staan tussen haakjes.

6.5.3 Impact op kortlopende en duurzame tewerkstelling

De vorige analyses evalueerden het effect van het doelgroepenbeleid op het aandeel laaggeschoolde jongeren dat werkt na 6 maanden. Net zoals voor middengeschoolde jongeren, kunnen we eveneens de impact van het doelgroepenbeleid op kortlopende en duurzame tewerkstelling evalueren. Daarvoor gebruiken we opnieuw uitkomstvariabelen die aanduiden of een werkzoekende een minimaal aantal opeenvolgende maanden heeft gewerkt bij de eerste tewerkstelling binnen 12 maanden na instroom in de werkloosheid. We beschouwen 12 uitkomstvariabelen. Uitkomstvariabele 1 geeft aan of de werkzoekende minimaal 1 maand heeft gewerkt binnen 12 maanden; uitkomstvariabele 2 geeft aan of de werkzoekende minimaal 2 opeenvolgende maanden heeft gewerkt bij de eerste tewerkstelling binnen 12 maanden, enz.

Van alle laaggeschoolde werkzoekende jongeren ingestroomd tussen 2016 Q3 en 2017 Q2 werkt 68% minimaal 1 maand binnen 12 maanden na instroom; 40% werkt minimaal 5 opeenvolgende maanden; 20% werkt minimaal 9 opeenvolgende maanden (figuur 6.8). Vergelijken we dit met dezelfde resultaten voor middengeschoolde jongeren, dan zien we dat tewerkstelling van laaggeschoolden minder duurzaam is dan van middengeschoolden.

Figuur 6.8 Aandeel laaggeschoolde werkzoekende jongeren (17-24 jaar) dat minimaal 1 tot 12 opeenvolgende maanden heeft gewerkt bij de eerste tewerkstelling binnen 12 maanden na instroom in de werkloosheid



* Populatie van laaggeschoolde werkzoekende jongeren (17-24 jaar) ingestroomd in kwartaal 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2.

Om het effect van het doelgroepenbeleid te evalueren schatten we dezelfde vergelijking als in de vorige analyses voor andere uitkomstvariabelen. We vergelijken hooggeschoolde werkzoekenden ingestroomd in 2014 Q3 t.e.m. 2015 Q2 (voor hervorming) en 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2 (na hervorming) met laaggeschoolde jongeren ingestroomd in dezelfde periodes. De resultaten worden getoond in tabel 6.11 en figuur 6.9.

Het doelgroepenbeleid heeft een positief effect op tewerkstelling van minimaal 1 of 2 opeenvolgende maanden. De resultaten suggereren echter ook dat het aandeel jongeren dat gedurende minimaal 7 tot 12 opeenvolgende maanden heeft gewerkt bij de eerste tewerkstelling binnen 12 maanden na instroom in de werkloosheid significant is gedaald. De DGV voor laaggeschoolde jongeren zou dus een positief effect hebben op kortlopende tewerkstelling en een negatief effect op meer duurzame tewerkstelling. De resultaten moeten echter met de nodige omzichtigheid worden geïnterpreteerd omdat de placebo testen worden verworpen voor de indicatoren die aanduiden of een werkzoekende 1, 10, 11 of 12 maanden heeft gewerkt bij de eerste tewerkstelling binnen 12 maanden (zie bijlage b5.1 en onderaan tabel 6.11).

Zoals al eerder aangehaald verwachten we een ander effect voor erg laaggeschoolde jongeren (maximaal 1^{ste} graad secundair onderwijs) in vergelijking met laaggeschoolde jongeren die wel een diploma 2^{de} graad secundair onderwijs hebben gehaald. In sectie 6.5.2 toonden we al aan dat het aandeel erg laaggeschoolde jongeren aan het werk na 6 maanden niet is gestegen dankzij het doelgroepenbeleid, terwijl we wel een positief effect vinden voor jongeren met een diploma 2^{de} graad secundair onderwijs. Kijken we naar het effect van het doelgroepenbeleid naar studieniveau op kortlopende en duurzame tewerkstelling dan zien we opnieuw een sterker effect voor jongeren met een diploma 1^{ste} graad BSO of deeltijds BSO dan voor jongeren met maximaal een diploma 1^{ste} graad secundair onderwijs (figuur 6.10). Voor beide groepen is het effect van het doelgroepenbeleid sterker op tijdelijke dan

duurzame tewerkstelling. Voor erg laaggeschoolde jongeren zien we enkel een significant positief effect op het aandeel jongeren dat minimaal 1 maand werkt bij de eerste tewerkstelling en negatieve effecten op het aandeel jongeren dat minimaal 5 opeenvolgende maanden werkt bij een eerste tewerkstelling. Voor jongeren met een diploma 1^{ste} graad BSO of deeltijds BSO zien we positieve effecten tot tewerkstelling van minimaal zes opeenvolgende maanden. Die bevindingen suggereren dat de doelgroepvermindering voor laaggeschoolde jongeren in de eerste plaats tijdelijke tewerkstelling stimuleren, en geen effect hebben op duurzame tewerkstelling.

Tabel 6.11 Effect doelgroepenbeleid op kortlopende en duurzame tewerkstelling van laaggeschoolde jongeren (17-24 jaar)

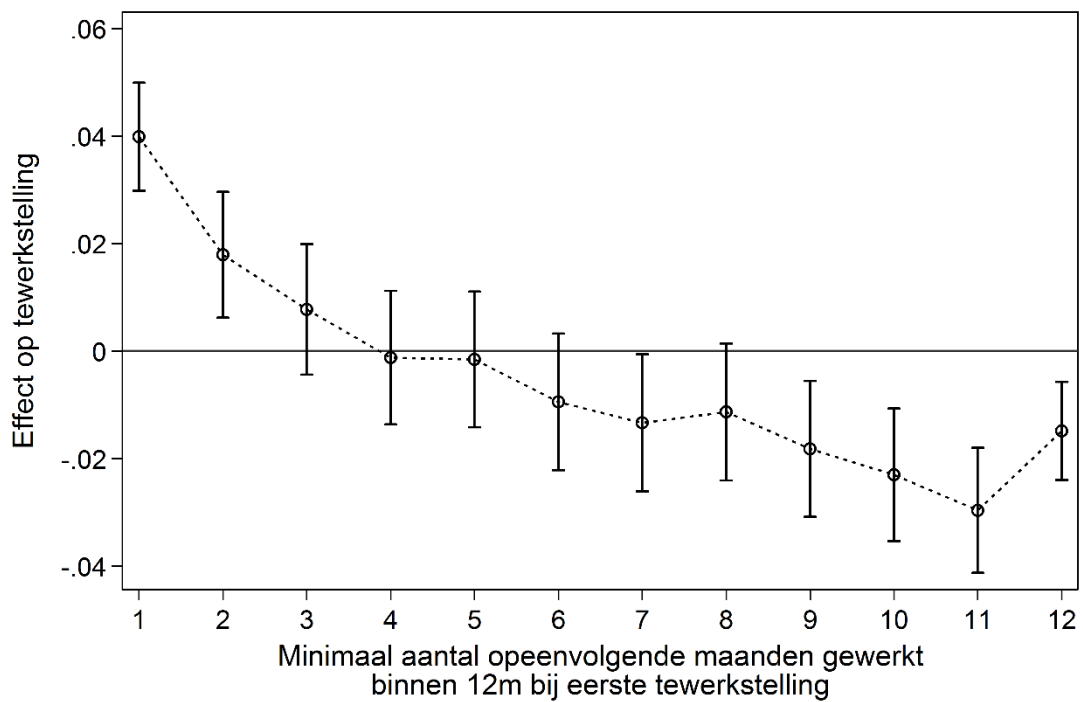
	Minimaal aantal opeenvolgende maanden gewerkt binnen 12 maanden bij eerste tewerkstelling											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Studieniveau (referentie level: hooggeschoold)	-0,245*** (0,00512)	-0,279*** (0,00585)	-0,301*** (0,00601)	-0,312*** (0,00609)	-0,319*** (0,00612)	-0,315*** (0,00611)	-0,307*** (0,00606)	-0,299*** (0,00597)	-0,279*** (0,00583)	-0,248*** (0,00560)	-0,190*** (0,00514)	-0,0967*** (0,00405)
Na hervorming	0,00815*** (0,00288)	0,0247*** (0,00390)	0,0298*** (0,00427)	0,0357*** (0,00457)	0,0366*** (0,00483)	0,0419*** (0,00503)	0,0473*** (0,00518)	0,0452*** (0,00530)	0,0485*** (0,00538)	0,0476*** (0,00538)	0,0505*** (0,00518)	0,0246*** (0,00407)
Interactie: hervorming#studieniveau (referentie level: hooggeschoold)	0,0399*** (0,00513)	0,0179*** (0,00597)	0,00774 (0,00619)	-0,00124 (0,00633)	-0,00157 (0,00644)	-0,00945 (0,00649)	-0,0134** (0,00650)	-0,0113* (0,00649)	-0,0182*** (0,00643)	-0,0230*** (0,00629)	-0,0296*** (0,00593)	-0,0149*** (0,00465)
Kenmerken werkzoekenden	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Maand instroom werkloosheid	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
R ²	0,166	0,158	0,168	0,174	0,178	0,180	0,179	0,175	0,169	0,151	0,107	0,051
Observaties	81 653	81 653	81 653	81 653	81 653	81 653	81 653	81 653	81 653	81 653	81 653	81 653
Placebo-test (p-waarde, F-test)	0,004***	0,255	0,447	0,878	0,968	0,995	0,910	0,593	0,296	0,049**	0,004***	0,004***

* Voor hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2014 Q3 t.e.m. 2015 Q2; na hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2.

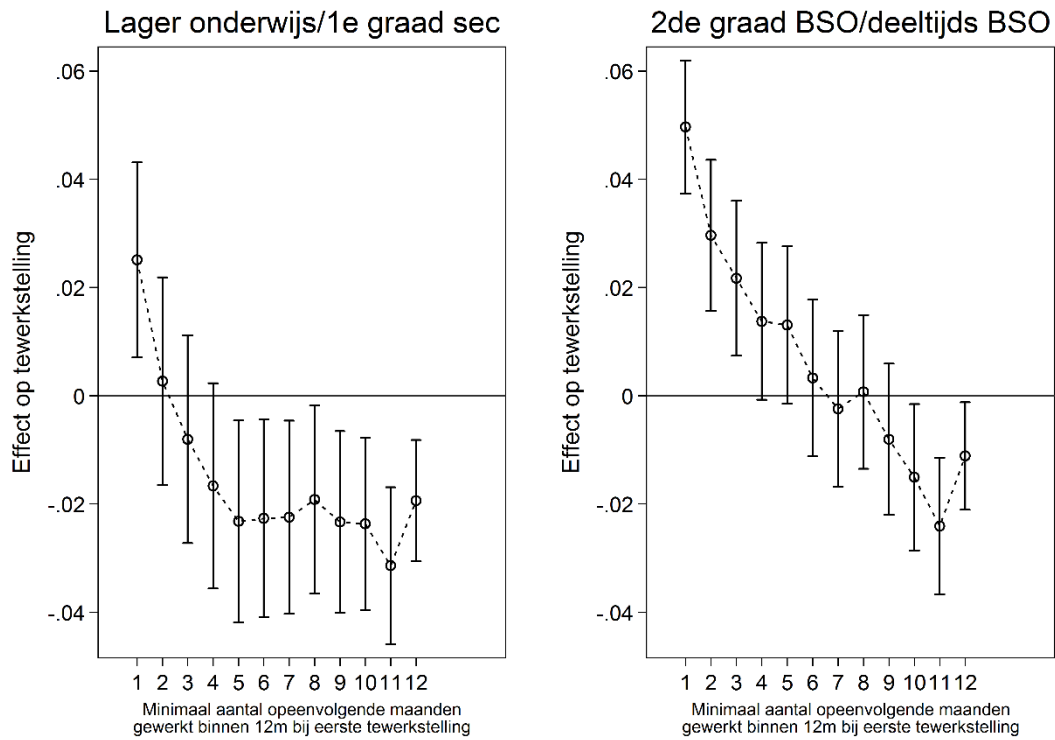
Kenmerken werkzoekenden: geslacht, leeftijd, leeftijd², origine (EU-15, EU-13, andere), kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen) en arbeidsmarkthistoriek in laatste 12 maanden (gewerkt, werkloos, inactief, onbekend).

Statistische significantie: 1% ***, 5% **, 10% *; geclusterde standaardfouten staan tussen haakjes.

Figuur 6.9 Effect doelgroepenbeleid op kortlopende en duurzame tewerkstelling (op basis van tabel 6.11)



Figuur 6.10 Effect doelgroepenbeleid op kortlopende en duurzame tewerkstelling van erg laaggeschoolde jongeren (links) en laaggeschoolde jongeren met diploma 2^{de} graad BSO of uit deeltijds beroepsonderwijs (rechts)



* De regressies zijn analoog aan de regressies in tabel 6.11, maar werden niet opgenomen in dit rapport.

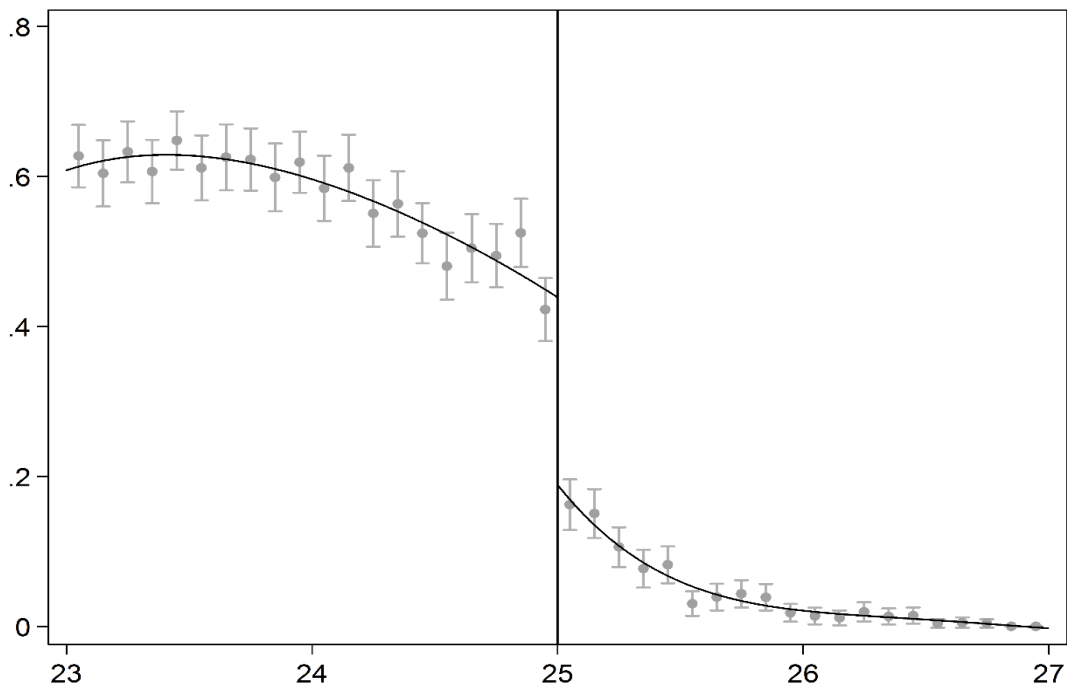
6.6 Evaluatie met een Regression Discontinuity Design

6.6.1 Impact op korte termijn

In sectie 5.6 gebruikten we een RDD om de effectiviteit van de RSZ-vermindering voor middelgesechoolde jongeren te testen. We kunnen exact dezelfde methode gebruiken voor laaggeschoolde jongeren omdat ook voor die doelgroep de wetgeving stelt dat jongeren nog in aanmerking komen voor een RSZ-vermindering gedurende 8 kwartalen wanneer ze op de laatste dag van het kwartaal jonger dan 25 jaar zijn.

In tegenstelling tot een diff-in-diff, maakt een RDD geen vergelijking tussen het federale en Vlaamse doelgroepenbeleid. Daardoor kunnen we onderzoeken *'welke effect het Vlaamse doelgroepenbeleid op laaggeschoolde jongeren heeft t.o.v. de situatie waarin dit beleid niet zou bestaan.'* Dat is een andere onderzoeksvraag dan bij diff-in-diff waarbij het Vlaamse doelgroepenbeleid wordt vergeleken met het federale doelgroepenbeleid.

Figuur 6.11 Take-up van de DGV bij laaggeschoolde jongeren uitgestroomd naar werk (doel- versus controlegroep)



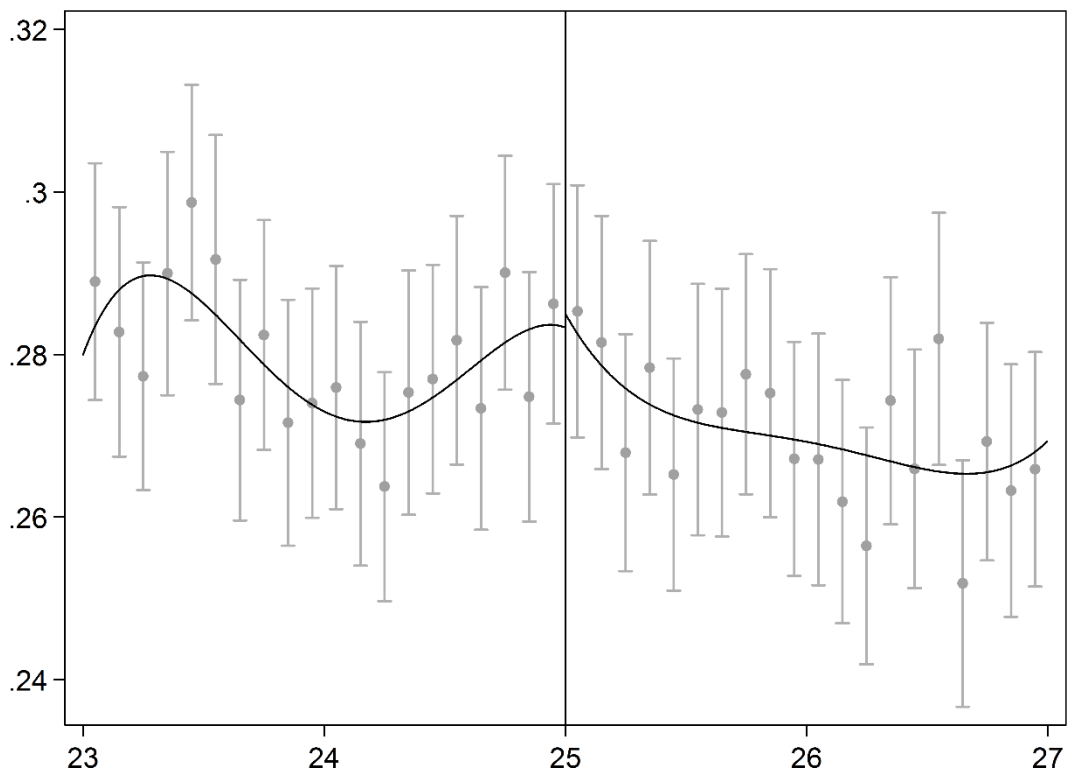
* Elk punt komt overeen met een leeftijdsgroep van 0,10 jaar (ongeveer 36 dagen) die uitgestroomd is naar werk binnen het beschouwde kwartaal. Voor elke leeftijdsgroep wordt bepaald of er al dan niet een DGV werd toegekend in het beschouwde of daaropvolgende kwartaal. Een polynoom van de vierde orde (volle lijn) schat de relatie tussen de leeftijd en take-up. De populatie bestaat uit laaggeschoolde werkzoekenden met een werkloosheidsduur tussen 0 en 12 maanden. We beschouwen 8 kwartalen (2016 Q3 t.e.m. 2018 Q2).

Alvorens de resultaten te presenteren verifiëren we of we wel degelijk een ‘sprong’ vaststellen in de take-up van de DGV bij laaggeschoolde werkzoekenden rond de leeftijd van 25 jaar. Net zoals in sectie 6.3 definiëren we de take-up als het aandeel jongeren dat uitstroomt naar werk in een beschouwd kwartaal waarvoor een DGV wordt opgenomen in het beschouwde of daaropvolgende kwartaal. Om redenen opgesomd in sectie 6.3 kunnen we de take-up enkel bij benadering berekenen. Er is inderdaad een duidelijk sprong in take-up rond de leeftijd van 25 jaar (figuur 6.11). De take-up bij werkzoekenden jonger dan 25 jaar daalt wel met de leeftijd van de werkzoekende: de take-up is

juist hoger dan 60% bij werkzoekenden tussen 23 en 24 jaar en ligt tussen 40% en 50% voor werkzoekenden tussen 24,5 en 25 jaar. Aan een beperkt aantal werkzoekenden die ouder zijn dan 25 jaar bij indiensttreding wordt ook nog een DGV toegekend. Het gaat waarschijnlijk om werkzoekenden waarvoor de werkgever daarvoor reeds een DGV heeft gekregen en die opnieuw worden aangevraagd.

Gezien de ‘sprong’ in de take-up, verwachten we dat - wanneer het doelgroepenbeleid effectief is - uitstroom naar werk hoger ligt voor werkzoekenden die juist jonger zijn dan 25 jaar in vergelijking met werkzoekenden die juist ouder zijn dan 25 jaar. Figuur 6.12 toont de kans om uit te stromen naar werk binnen het beschouwde kwartaal in functie van de leeftijd van de laaggeschoolde werkzoekende op de laatste dag van het beschouwde kwartaal. De discontinuïteit is aangeduid in de figuur met de verticale, volle lijn. Op basis van de grafische analyses zien we geen ‘sprong’ rond de leeftijd van 25 jaar.

Figuur 6.12 Uitstroom naar werk van laaggeschoolde werkzoekenden in het beschouwde kwartaal in functie van de leeftijd op de laatste dag van dat kwartaal



* Elk punt komt overeen met een leeftijdsgroep van 0,10 jaar (ongeveer 36 dagen). Voor elke leeftijdsgroep wordt de uitstroom naar werk binnen het beschouwde kwartaal (en de 95% betrouwbaarheidsintervallen) getoond. Een polynoom van de vierde orde (volle lijn) schat de relatie tussen de leeftijd en uitstroom naar werk. De populatie bestaat uit laaggeschoolde werkzoekenden met een werkloosheidsduur tussen 0 en 12 maanden. We beschouwen 10 kwartalen (2016 Q3 t.e.m. 2018 Q4).

De regressies bevestigen dat het doelgroepenbeleid geen effect heeft op uitstroom naar werk. De eerste set analyses (tabel 6.12) houden enkel rekening met laaggeschoolde werkzoekenden tussen 24,75 en 25,25 jaar. Daardoor bestaat de doelgroep (24,75 tot 25 jaar) uitsluitend uit werkzoekenden die in het beschouwde kwartaal nog in aanmerking komen voor een DGV, maar in het volgende kwartaal hier geen recht meer op hebben. Alle regressies bevatten dummies voor het beschouwde kwartaal en de werkloosheidsduur. De eerste set analyses geven aan dat werkzoekenden jonger dan

25 jaar een iets hogere kans hebben om uit te stromen naar werk (+0,9 procentpunt) (tabel 6.12, kolom 2). Dat effect is echter niet significant. Controleren we voor kenmerken van de werkzoekenden om zo de precisie van de schatting te verhogen, dan blijft het effect niet significant (tabel 6.12, kolom 3). De eerste twee regressie controleren niet voor het kleine leeftijdsverschil (gemiddeld leeftijdsverschil bedraagt 3 maanden) tussen werkzoekenden in de doel- en controlegroep. Dat doen we in de derde regressie wel door het opnemen van een lineaire polynoom. Die regressie geeft aan dat - in tegenstelling tot de twee vorige regressies - werkzoekenden ouder dan 25 jaar meer kans maken (+2,4 procentpunt) om uit te stromen naar werk binnen het beschouwde kwartaal. Opnieuw is het effect echter niet significant.

Tabel 6.12 Uitstroom naar werk binnen het beschouwde kwartaal van laaggeschoolde werkzoekenden tussen 24,75 en 25 jaar (doelgroep) versus laaggeschoolde werkzoekenden tussen 25 en 25,25 jaar (controlegroep)

	(1)	(2)	(3)
Effect	0,00930 (0,00885)	0,0103 (0,00885)	-0,0241 (0,0185)
Controle voor werkloosheidsduur	Ja	Ja	Ja
Controle voor kwartaal	Ja	Ja	Ja
Kenmerken werkzoekenden	Neen	Ja	Neen
Controle voor leeftijd werkzoekenden	Neen	Neen	Ja
Polynoom	-	-	1 ^{ste} orde
Kernel			Triangular
Observaties	10 286	10 040	10 286

* We beschouwen 10 kwartalen (2016 Q3 t.e.m. 2018 Q4).

Statistische significantie: 1% ***, 5% **, 10% *; standaardfouten staan tussen haakjes.

Kenmerken werkzoekenden: geslacht, origine (EU-15, EU-13, andere), kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen), arbeidsmarkthistoriek in laatste 12 maanden (gewerkt, werkloos, inactief, onbekend), studie (2^{de} graad ASO, BSO, KSO of TSO; deeltijds beroeps; leertijd; lager onderwijs of 1^{ste} graad secundair) en catwz-code bij instroom.

De tweede set analyses maakt gebruik van een bredere bandwith (tabel 6.13). Alle regressies controleren opnieuw voor de werkloosheidsduur en het beschouwde kwartaal. De tweede regressie controleert ook voor de kenmerken van de werkzoekende. De eerste regressie vergelijkt de uitstroom naar werk van laaggeschoolde werkzoekenden tussen 23,04 en 25 jaar versus laaggeschoolde werkzoekenden tussen 25 en 26,96 jaar (bandwith: 1,96); de tweede regressie vergelijkt werkzoekenden tussen 22,81 en 25 jaar versus werkzoekenden tussen 25 en 27,19 jaar (bandwith: 2,19). In beide regressies is het effect van het doelgroepenbeleid klein en niet significant.

Tabel 6.13 Effect doelgroepenbeleid op uitstroom naar werk binnen het beschouwde kwartaal van laaggeschoolde jongeren

	(1)	(2)
Effect	-0,00043 (0,0069)	0,001804 (0,0065)
Controle voor werkloosheidsduur	Ja	Ja
Controle voor kwartaal	Ja	Ja
Kenmerken werkzoekenden	Neen	Ja
Controle voor leeftijd werkzoekenden	Ja	Ja
Bandwith	1,96	2,19
Polynoom	1	1
Kernel	Triangular	Triangular
Observaties	82 175	89 363

* We beschouwen 10 kwartalen (2016 Q3 t.e.m. 2018 Q4). Statistische significantie: 1% ***, 5% **, 10% *; standaardfouten staan tussen haakjes.

Kenmerken werkzoekenden: geslacht, origine (EU-15, EU-13, andere), kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen), arbeidsmarkthistoriek in laatste 12 maanden (gewerkt, werkloos, inactief, onbekend), studie (2^{de} graad ASO, BSO, KSO of TSO; deeltijds beroeps; leertijd; lager onderwijs of 1^{ste} graad secundair) en catwz-code bij instroom.

Volgens de difference-in-differences methode had de hervorming van het Vlaamse doelgroepenbeleid een positief effect op jongeren met een diploma 2^{de} graad BSO of deeltijds BSO en geen effect op erg laaggeschoolde jongeren (max. diploma 1^{ste} graad sec. onderwijs). Om die reden schatten we de RDD voor (1) jongeren uit de 2^{de} graad BSO of deeltijds BSO en (2) erg laaggeschoolde jongeren. We schatten dit model zowel met een bandwith van 0,25 als met een variabele bandwith. Ongeacht het studieniveau is het effect van het doelgroepenbeleid niet significant.

Tabel 6.14 RDD naar studieniveau

	Erg laaggeschoold		2de graad BSO/deeltijds BSO	
Effect	-0,008 (0,0276)	-0,001 (0,0102)	-0,020442 (0,0284)	0,006941 (0,0106)
Controle voor werkloosheidsduur	Ja	Ja	Ja	Ja
Controle voor kwartaal	Ja	Ja	Ja	Ja
Kenmerken werkzoekenden	Neen	Neen	Neen	Neen
Controle voor leeftijd werkzoekenden	Ja	Ja	Ja	Ja
Bandwith	0,25	2,13	0,25	1,86
Polynoom	1	1	1	1
Kernel	Triangular	Triangular	Triangular	Triangular
Observaties	3 873	33 375	4 793	36 737

* We beschouwen 10 kwartalen (2016 Q3 t.e.m. 2018 Q4). Statistische significantie: 1% ***, 5% **, 10% *; standaardfouten staan tussen haakjes.

Om de validiteit van de RDD te verifiëren onderzoeken we of we, voor de hervorming van het doelgroepenbeleid, een ‘sprong’ observeren tussen laaggeschoolde werkzoekenden die in het nieuwe beleid juist wel of juist niet in aanmerking zouden komen voor een RSZ-vermindering. In het federale doelgroepenbeleid is er geen reden waarom werkgevers een voorkeur zouden hebben voor werkzoekenden die juist jonger zijn dan 25 jaar, omdat de RSZ-vermindering werd stopgezet van zodra

de werknemer 25 jaar werd. We testen de validiteit van de RDD door bovenstaande analyses te herhalen voor de kwartalen 2015 Q1 t.e.m. 2016 Q2 (tabel 6.15). In geen enkele specificatie observeren we een significant verschil tussen laaggeschoolde werkzoekenden jonger en ouder dan 25 jaar voor de hervorming van het doelgroepenbeleid. Dat bewijst de validiteit van de RDD.

Tabel 6.15 Validiteit van de RDD: verschil in uitstroom naar werk tussen doel- en controlegroep voor de hervorming van het doelgroepenbeleid

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Effect	0,00113 (0,0105)	-0,00257 (0,0105)	0,00725 (0,0233)	0,00210 (0,0081)	0,00150 (0,0077)
Controle voor werkloosheidsduur	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Controle voor kwartaal	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Kenmerken werkzoekenden	Neen	Ja	Neen	Neen	Ja
Controle voor leeftijd werkzoekenden	Neen	Neen	Ja	Ja	Ja
Bandwith			0,25	2,00	2,20
Polynoom			1	1	1
Kernel			Triangular	Triangular	Triangular
Observaties	6 814	6 714	6 814	54 728	59 244

* We beschouwen 6 kwartalen (2015 Q1 t.e.m. 2016 Q2). Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *; standaardfouten staan tussen haakjes.

Kenmerken werkzoekenden: geslacht, origine (EU-15, EU-13, andere), kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen), arbeidsmarkthistoriek in laatste 12 maanden (gewerkt, werkloos, inactief, onbekend), studie (2^{de} graad ASO, BSO, KSO of TSO; deeltijds beroeps; leertijd; lager onderwijs of 1^{ste} graad secundair) en catwz-code bij instroom.

6.6.2 Impact op kortlopende en duurzame tewerkstelling

Net zoals voor middengeschoolde jongeren evalueren we ook met een RDD of het doelgroepenbeleid een effect heeft op duurzame tewerkstelling. Duurzame tewerkstelling wordt gedefinieerd als uitstroom naar werk binnen het beschouwde kwartaal waarna de werknemer een minimaal aantal opeenvolgende maanden aan het werk is. We beschouwen zes indicatoren die aangeven of de werkzoekenden minimaal 1 tot 6 opeenvolgende maanden heeft gewerkt.

Tabel 6.16 vergelijkt de duurzaamheid van de tewerkstelling tussen laaggeschoolde werkzoekenden die juist in aanmerking komen voor een DGV (24,75 - 25 jaar in het beschouwde kwartaal) en laaggeschoolde jongeren die juist niet in aanmerking komen (25 - 25,25 jaar). De descriptieve statistieken suggereren dat werkzoekenden in de doelgroep een iets grotere kans hebben om uit te stromen naar werk dan werkzoekenden in de controlegroep. De verschillen zijn echter klein en nemen af naarmate de tewerkstelling duurzamer wordt.

Tabel 6.16 Kans op uitstroom naar werk binnen het beschouwde kwartaal en tewerkstelling van een minimaal aantal maanden (doel- versus controlegroep, in %)

Minimale tewerkstelling	Doelgroep (24,75 - 25 jaar)	Controlegroep (25 jaar - 25,25 jaar)	Verskil
1 maand	29,82	28,63	1,20
2 maanden	24,70	23,52	1,18
3 maanden	21,85	20,89	0,96
4 maanden	18,99	18,25	0,74
5 maanden	16,48	16,45	0,03
6 maanden	14,74	15,00	-0,25

* De verschillen tussen de doel- en controlegroep zijn nooit significant (t-test).

Tabel 6.17 geeft de resultaten van de RDD, waarbij het effect van het doelgroepenbeleid wordt geschat op uitstroom in het beschouwde kwartaal en tewerkstelling gedurende minimaal 1 tot 6 opeenvolgende maanden. De regressies bevatten een polynoom van de eerste orde, zodat kan worden gecontroleerd voor het leeftijdsverschil tussen werkzoekenden in doel- en controlegroep. In de eerste regressie wordt een bandwith opgelegd van 0,25, waardoor - net zoals bij de beschrijvende statistieken - werkzoekenden tussen 24,75 en 25 jaar worden vergeleken met werkzoekenden tussen 25 en 25,25 jaar. In de tweede regressies wordt de bandwith bepaald door een algoritme. Beide regressies controleren voor kwartaal van instroom in de werkloosheid en werkloosheidsduur. Er wordt niet gecontroleerd voor kenmerken van werkzoekenden. In beide regressies is geen enkel effect statistisch significant.

Op basis van de RDD luidt de conclusie dat de DGV voor laaggeschoolde jongeren geen enkel statistisch significant effect heeft op tewerkstelling op korte termijn noch op meer duurzame tewerkstelling.

Tabel 6.17 Effect doelgroepenbeleid op kortlopende en duurzame tewerkstelling

Minimale tewerkstelling	Effect (bandwith 0,25)	Effect (variabele bandwith)
1 maand	-0,0241 (0,0185)	-0,0004 (0,0069) BW: 1,96
2 maanden	-0,0165 (0,0175)	0,0026 (0,0064) BW: 2,02
3 maanden	-0,0049 (0,0168)	0,0070 (0,0061) BW: 2,05
4 maanden	-0,0005 (0,0161)	0,0058 (0,0057) BW: 2,13
5 maanden	-0,0030 (0,0152)	0,0024 (0,0054) BW: 2,15
6 maanden	-0,0028 (0,0146)	0,0040 (0,0052) BW: 2,09

* BW: bandwith. De standaardfouten staan tussen haakjes. De regressies controleren voor kwartaal van instroom en werkloosheidsduur.

6.7 Twee verschillende evaluaties, tegengestelde resultaten?

We evalueerden het effect van de DGV voor laaggeschoolde jongeren met twee methodes: (1) difference-in-differences en (2) RDD. Net zoals voor middengeschoolde jongeren leiden beide methodes tot tegengestelde resultaten: met diff-in-diff vinden we een positief effect op korte termijn; met RDD vinden we geen effect. Ongeacht de methode vinden we geen effect van het doelgroepenbeleid op meer duurzame tewerkstelling.

Belangrijk voor de interpretatie van de resultaten is dat diff-in-diff en RDD een verschillende onderzoeksvraag beantwoorden. Difference-in-differences analyseert *'welk effect het Vlaamse doelgroepenbeleid op laaggeschoolde jongeren heeft t.o.v. het federale doelgroepenbeleid'*; RDD analyseert *'welk effect het Vlaamse doelgroepenbeleid op laaggeschoolde jongeren heeft t.o.v. de situatie waarin dit beleid niet zou bestaan'*. Voor middengeschoolde jongeren zijn beide onderzoeksvragen equivalent, doordat het federale doelgroepenbeleid slechts in beperkte mate loonkostensubsidies toekende aan middengeschoolden. Dat geldt niet voor laaggeschoolde jongeren waarvoor ook het federale doelgroepenbeleid aanzienlijke loonkostensubsidies voorzag.

Toch is de tegenstelling tussen de resultaten van de RDD en diff-in-diff om twee redenen problematischer voor laag- dan voor de middengeschoolde jongeren. Ten eerste is het positieve effect, zoals gemeten door de diff-in-diff, relatief groot. De diff-in-diff geeft aan dat de hervorming het aandeel jongeren dat werkt na 6 maanden heeft verhoogd met 2 procentpunten, een vrij aanzienlijk effect gezien gemiddeld ongeveer 40% van de laaggeschoolden werkt na 6 maanden. Het effect is bovendien nog groter voor jongeren met een diploma 2^{de} graad BSO of deeltijds BSO (+4 procentpunten).

Ten tweede is de richting van het effect counterintuïtief. Doordat t.o.v. het federale doelgroepenbeleid de loonkostensubsidies daalden zou men verwachten dat de hervorming van het doelgroepenbeleid een negatief - en geen positief - effect zou hebben op de tewerkstelling van laaggeschoolde werkzoekende jongeren. De hogere take-up in het Vlaamse t.o.v. het federale doelgroepenbeleid zou gedeeltelijk kunnen verklaren waarom we geen negatief effect vinden. Het lijkt echter weinig waarschijnlijk dat dit een afdoende verklaring is.

Er zijn verschillende argumenten waarom de RDD betrouwbaarder is dan de difference-in-differences:

1. *Substitutie-effecten tussen midden- en hooggeschoolden na de hervorming van het doelgroepenbeleid kunnen zorgen voor een vertekening van de schatting van het effect op laaggeschoolden.*

In sectie 5.7 gaven we aan dat substitutie-effecten tussen midden- en hooggeschoolden een verklaring kunnen vormen voor de discrepantie tussen de schatting met diff-in-diff versus RDD van het effect van de DGV voor middengeschoolden. Wanneer die substitutie-effecten optreden, vertekenen ze ook de schatting met diff-in-diff voor laaggeschoolde werkzoekenden. Dat komt doordat hooggeschoolden ook de controlegroep vormen bij de evaluatie van de DGV voor laaggeschoolden. Wanneer hooggeschoolden slechter af zijn na de hervorming door substitutie met middengeschoolden, lijkt het alsof laaggeschoolden beter af zijn na de hervorming. We hebben dit niet expliciet getest, maar het is een plausibele verklaring voor zowel de discrepantie tussen de schattingen met diff-in-diff versus RDD voor laaggeschoolden als voor middengeschoolden.

2. *In plaats van de hervorming van het beleid, meten we mogelijks een conjunctuureffect.*

Tewerkstelling van laaggeschoolden is conjunctuurgevoeliger dan tewerkstelling van hooggeschoolden. De conjunctuur verbeterde na de hervorming van het doelgroepenbeleid. Wanneer laaggeschoolden hier meer van profiteren dan hooggeschoolden, meet de diff-in-diff niet enkel het effect van de hervorming, maar ook het effect van de conjunctuur. Het conjunctuureffect wordt dan onterecht toegewezen aan de hervorming. In bijlage b7.1 proberen we bovenstaande hypothese te testen. Wanneer we in de regressies controleren voor de conjunctuur, daalt het positieve effect van de hervorming, maar blijft het significant. Controleren voor conjunctuur is echter om technische redenen erg moeilijk, waardoor die resultaten met de nodige voorzichtigheid dienen te worden geïnterpreteerd.

3. *Het is weinig aannemelijk dat het nuleffect gemeten met de RDD te verklaren is doordat (1) het effect van het doelgroepenbeleid afneemt met de leeftijd van de werkzoekende of (2) doordat de steekproef waarmee de RDD wordt geschat verschilt van de steekproef dat we gebruiken voor de diff-in-diff.*

RDD meet het effect van het doelgroepenbeleid rond de leeftijd van 25 jaar. Diff-in-diff meet het effect van het doelgroepenbeleid voor alle leeftijdsgroepen. Indien het effect van het doelgroepenbeleid afneemt met de leeftijd van de werkzoekende, kunnen we dus verklaren waarom we met diff-in-diff wel een positief resultaat vinden, terwijl we geen positief resultaat vinden met de RDD. In bijlage b5.2 schatten we het effect van het doelgroepenbeleid met diff-in-diff per leeftijdsgroep. In tegenstelling tot voor de middengeschoolden, varieert het effect van het doelgroepenbeleid sterker per leeftijdsgroep. Er is echter geen duidelijke indicatie dat het effect daalt met de leeftijd van de werkzoekende.

RDD wordt geschat op een deelpopulatie van de laaggeschoolde werkzoekenden. We houden enkel rekening met werkzoekenden die in een bepaald kwartaal werkzoekend zijn en op dat moment juist jonger of ouder dan 25 jaar zijn. De diff-in-diff en RDD maken dus geen gebruik van dezelfde steekproef, wat een verklaring zou kunnen bieden voor de verschillende resultaten. In bijlage b5.3 tonen we aan dat, wanneer we de populatie werkzoekenden beperken tot werkzoekenden die wordt gebruikt voor het schatten van de RDD, we nog steeds een positief effect vinden met difference-in-differences. Dat toont aan dat verschillen in de steekproef niet kunnen verklaren waarom de resultaten op basis van een diff-in-diff en RDD verschillen.

6.8 Conclusie

Het Vlaamse doelgroepenbeleid hervormde de loonkostensubsidies voor laaggeschoolde jongeren. Enerzijds werd een RSZ-vermindering ingevoerd voor laaggeschoolde jongeren (max. 8 kwartalen, 1 150 euro/kwartaal, volledige vrijstelling sinds 1 januari 2019). Anderzijds werden verschillende loonkostensubsidies voor laaggeschoolde jongeren afgeschaft (zowel RSZ-verminderingen als de werkuitkering). Uit een simulatie bleek dat daardoor de totale loonkostensubsidie voor laaggeschoolde jongeren en in het bijzonder voor erg laaggeschoolde jongeren en laaggeschoolde jongeren die minimaal 6 maanden werkzoekend zijn (sterk) daalden (zie sectie 2.5.1). Dat leidde tot de hypothesen: (1) *T.o.v. het federale doelgroepenbeleid heeft het Vlaamse doelgroepenbeleid een negatief effect op de uitstroom naar werk van laaggeschoolde jongeren* en (2) *T.o.v. het federale doelgroepenbeleid heeft het Vlaamse doelgroepenbeleid een sterk negatief effect op de uitstroom naar werk van erg laaggeschoolde jongeren*.

Op basis van analyses van VDAB-gegevens stellen we vast dat:

- het doelgroepenbeleid voor laaggeschoolde jongeren heeft *geen positief noch negatief effect* op het aandeel laaggeschoolde jongeren dan werkt na 6 maanden. Hoewel we een positief effect identificeren met difference-in-differences, vinden we geen positieve effecten met RDD én zijn er verschillende argumenten die kunnen verklaren waarom diff-in-diff niet het correcte effect identificeert;
- we vinden ook *geen positieve noch negatieve effecten* op meer *duurzame tewerkstelling*;
- het effect is niet statistisch significant van nul, maar wordt wel met een zekere foutenmarge gemeten. Een nuleffect zou echter betekenen dat niet enkel dat de hervorming van het doelgroepenbeleid geen effect heeft gehad, *maar ook dat de RSZ-vermindering geen enkele invloed heeft op de tewerkstelling van laaggeschoolden*. Anders gesteld, het afschaffen van de RSZ-vermindering voor laaggeschoolde jongeren zou geen effect hebben op de tewerkstelling van die groep.

De beschrijvende statistieken helpen om dit beeld verder te verklaren:

- werkgevers werven in de eerste plaats laaggeschoolden met een sterker profiel aan, die wellicht ook zonder de subsidie werk hadden gevonden;
- de toegekende RSZ-vermindering is in de helft van gevallen lager dan 407 euro/kwartaal. Slechts in ongeveer 15% van de gevallen wordt de maximale RSZ-vermindering van 1 150 euro/kwartaal toegekend. Wanneer ook in het federale doelgroepenbeleid zelden de maximale bedragen werden toegekend, is het mogelijk dat het verschil in loonkostensubsidie tussen het Vlaamse en federale doelgroepenbeleid eerder klein is;
- de RSZ-vermindering kan maximaal gedurende 8 kwartalen worden toegekend aan dezelfde werkgever. We stelden vast dat in het merendeel van de gevallen de RSZ-vermindering slechts een paar kwartalen wordt toegekend. Slechts 12% van alle laaggeschoolde jongeren met een DGV in 2016 Q3 kregen gedurende 8 opeenvolgende kwartalen een DGV.

Hoewel we geen effecten vinden op tewerkstelling, betekent dit niet dat de maatregel niet populair is. We schatten dat voor 70% van de begunstigden daadwerkelijk een RSZ-vermindering wordt aangevraagd, terwijl de take-up in het federale doelgroepenbeleid naar schatting 50% was.

In dit hoofdstuk bespreken we het doelgroepenbeleid voor 55+. Het Vlaamse doelgroepenbeleid kent RSZ-verminderingen toe voor zittende 55+ en voor het aanwerven van werkzoekende 55+. We focussen op de DGV voor het aanwerven van een werkzoekende 55+. Bij het hervormen van het doelgroepenbeleid werd de Vlaamse tewerkstellingspremie 50+ afgeschaft. Hierdoor daalde de totale loonkostensubsidie voor het aanwerven van 55+. In sectie 2.5.2 formuleerden we daarom volgende hypothese: *T.o.v. het federale doelgroepenbeleid heeft het Vlaamse doelgroepenbeleid een negatief effect op de uitstroom naar werk van oudere werkzoekenden.* We kunnen die hypothese echter niet testen omdat we geen betrouwbare evaluatiestrategie kunnen identificeren. Sectie 7.5 gaat hier dieper op in.

Dit hoofdstuk beperkt zich daarom tot het presenteren van de kerncijfers van de DGV voor het aanwerven van 55+, het bespreken van het profiel van de begunstigden, het schatten van de take-up, een beschrijving van het aantal (opeenvolgende) kwartalen waarin een DGV wordt toegekend en een evaluatie van de duurzaamheid van de tewerkstelling na een eerste tewerkstelling met een DGV.

Samenvatting

- In 2018 Q2 werden 5 987 RSZ-verminderingen voor het aanwerven van 55+ toegekend, goed voor een arbeidsvolume van 3 819 VTE.
- In 2018 Q2 kostte die DGV 4,3 miljoen euro. Op jaarbasis bedroeg de kost 16 miljoen euro in 2018.
- De take-up wordt geschat op ongeveer 40%. Houden we echter ook rekening met de RSZ-vermindering voor zittende 55+, dan stijgt de take-up naar 70%
- Weinig 55+ krijgen gedurende meerdere kwartalen een DGV voor de aanwerving van een 55+. Slechts 20% van alle 55+ met een DGV voor het aanwerven van een 55+ in 2016 Q3 krijgen gedurende 8 opeenvolgende kwartalen die DGV.

7.1 Kerncijfers

Tabel 7.1 geeft per kwartaal het aantal begunstigden (unieke individuen en in voltijds equivalenten)³⁴ van de DGV voor het aanwerven van 55+, de kostprijs per begunstigde en per voltijds equivalent en de totale kost van de doelgroepvermindering. Het doelgroepenbeleid kende een hogere RSZ-vermindering toe bij het aanwerven van werkzoekenden ouder dan 59 jaar (1 500 euro/kwartaal) dan voor werkzoekenden van 55 en 59 jaar (1 150 euro/kwartaal). We splitsen de cijfers niet verder op naar leeftijd omdat dit onderscheid niet wordt gemaakt in de DWSE-data. De beschrijvende statistieken geven echter aan dat 12% van de begunstigden ouder is dan 59 jaar (tabel 7.4). Sinds 1 januari 2019 worden werkgevers volledig vrijgesteld van RSZ-bijdragen gedurende 8 kwartalen bij het aanwerven van 55+ en wordt niet langer een onderscheid gemaakt tussen 55-59-jarigen en 60+.

In 2018 Q2 werd een DGV ‘aanwerving oudere werknemer’ toegekend aan 5 987 personen, goed voor een arbeidsvolume van 3 819 voltijds equivalenten. Per begunstigde werd in 2018 Q2 een bedrag van 724 euro/kwartaal toegekend; per voltijds equivalent komt dat neer op 1 133 euro/kwartaal. In 2018 Q2 kostte de DGV voor het aanwerven van 55+ 4,3 miljoen euro.

³⁴ Het aantal begunstigden in onze dataset is hoger dan het aantal begunstigden gerapporteerd in het advies van de SERV ‘versterking Vlaams doelgroepenbeleid’ (augustus, 2018) en het jaarrapport 2017 ‘Vlaams Doelgroepenbeleid’ van het Departement Werk en Sociale Economie. Zo telt de SERV en het DWSE in 2017 Q2 3 189 DGV voor het aanwerven van 55+, terwijl wij 3 633 begunstigden tellen. Zie ook voetnoot 23 voor een verklaring van de verschillen.

Tabel 7.1 Kerncijfers doelgroepvermindering aanwerven 55+

Kwartaal	Aantal begunstigden	Arbeidsvolume (VTE)	Bedrag/begunstigde	Bedrag/VTE	Totale kostprijs (€)
2016 Q3	1 254	399	358	1 126	449 497
2016 Q4	2 166	1 049	549	1 134	1 188 984
2017 Q1	2 706	1 444	608	1 139	1 644 249
2017 Q2	3 633	2 127	657	1 121	2 385 124
2017 Q3	4 146	2 419	651	1 116	2 699 204
2017 Q4	4 891	2 887	686	1 162	3 355 675
2018 Q1	5 358	3 155	676	1 149	3 624 164
2018 Q2	5 978	3 819	724	1 133	4 325 384

Het aantal begunstigden is veel groter dan het totale arbeidsvolume omdat 55+ meestal geen volledig kwartaal voltijds werkten. In 2018 Q2 werkte 45% van de 55+ met een DGV meer dan 75% van een voltijds equivalent; 17% werkte minder dan 25% van een voltijds equivalent (tabel 7.2).

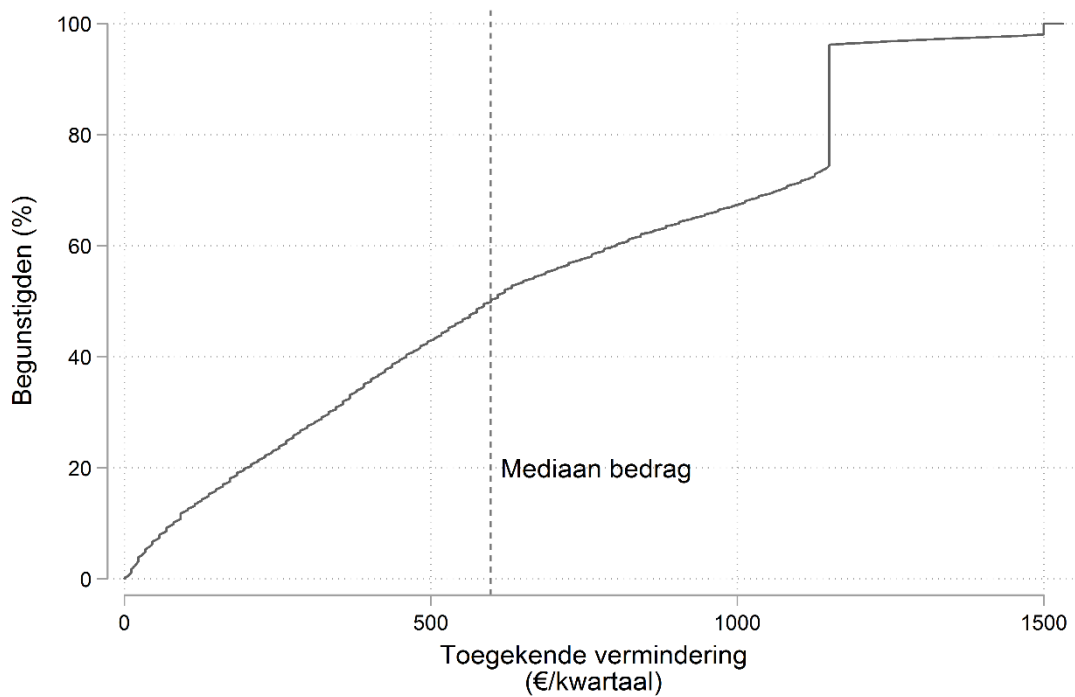
Tabel 7.2 Prestatie van 55+ met DGV per kwartaal (in %)

Kwartaal	<25% VTE	25%-49% VTE	50%-74% VTE	>=75% VTE
2016 Q3	52	24	15	9
2016 Q4	31	25	16	28
2017 Q1	27	21	20	32
2017 Q2	23	20	19	39
2017 Q3	22	20	19	39
2017 Q4	20	21	19	39
2018 Q1	23	18	20	40
2018 Q2	17	18	20	45

* VTE (voltijds equivalent) wordt berekend per kwartaal. Een persoon die 1 maand voltijds werkt in een kwartaal heeft 33,3% van een VTE gewerkt in dat kwartaal. Een persoon die elke maand halftijds werkt, werkt 50% van een VTE in dat kwartaal.

De maximale RSZ-vermindering bedraagt 1 150 euro/kwartaal voor 55-59-jarigen en 1 500 euro/kwartaal voor werkzoekenden ouder dan 59 jaar. Slechts in een minderheid van de gevallen worden die maximumbedragen ook effectief uitgekeerd (figuur 7.1). Het mediaan bedrag bedraagt 598 euro/kwartaal. Dat komt onder meer doordat 55+ vaak geen volledig kwartaal voltijds hebben gewerkt, waardoor ook geen maximale RSZ-vermindering wordt toegekend.

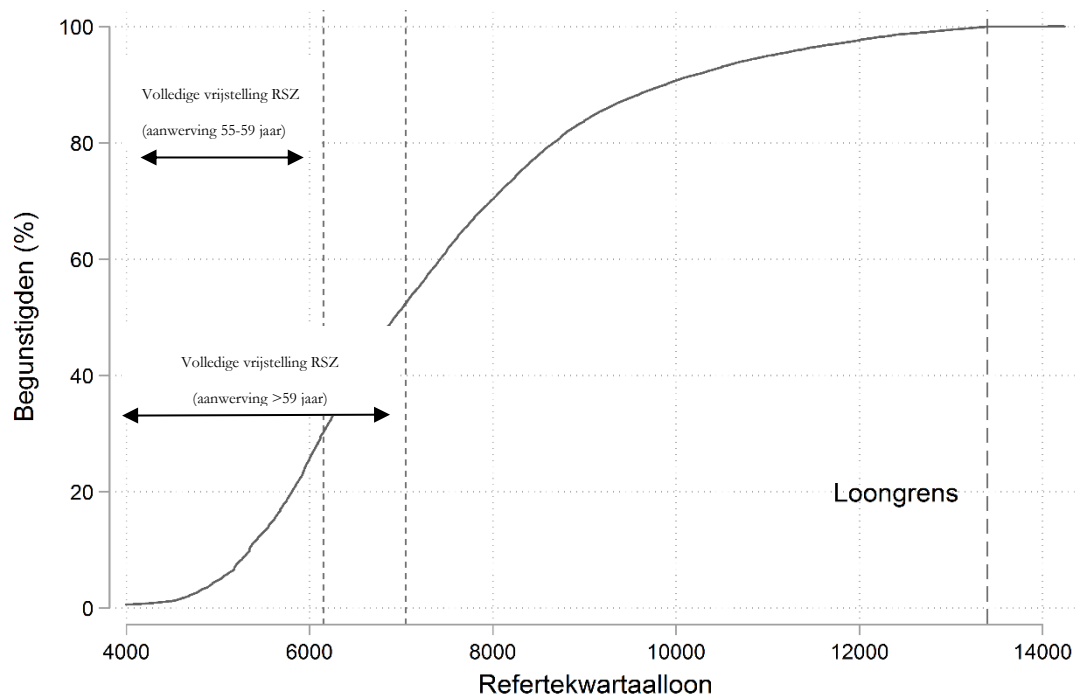
Figuur 7.1 Cumulatieve distributie toegekende DGV voor aanwerven 55+ (2016 Q3 t.e.m. 2018 Q2)



Oudere werknemers komen enkel in aanmerking voor een RSZ-vermindering wanneer hun refertekwaartaalloon lager ligt dan 13 400 euro. Het gemiddelde refertekwaartaalloon van 55+ waarvoor een DGV werd toegekend ligt ver onder die loongrens (figuur 7.2). Bijna 90% van die werknemers heeft een refertekwaartaalloon lager dan 10 000 euro. Werkgevers worden volledig vrijgesteld van RSZ-bijdragen wanneer het refertekwaartaalloon van de nieuwe werknemer lager is dan 6 150 euro (werknemer van 55-59 jaar) of lager dan 7 050 euro (werknemer ouder dan 59 jaar).³⁵ Ongeveer 30% van de aangeworven 55+ heeft een refertekwaartaalloon lager dan 6 150 euro. De beslissing om vanaf 1 januari 2019 werkgevers volledig vrij te stellen van RSZ-bijdragen bij het aanwerven van een 55+ betekent bijgevolg dat de loonkost verder zal dalen voor het merendeel van de aanwervingen van werkzoekenden 55+.

³⁵ Simulatie patronale RSZ-bijdrage door DWSE voor werknemers cat. 1, situatie januari 2019 (zie ook sectie 2.4).

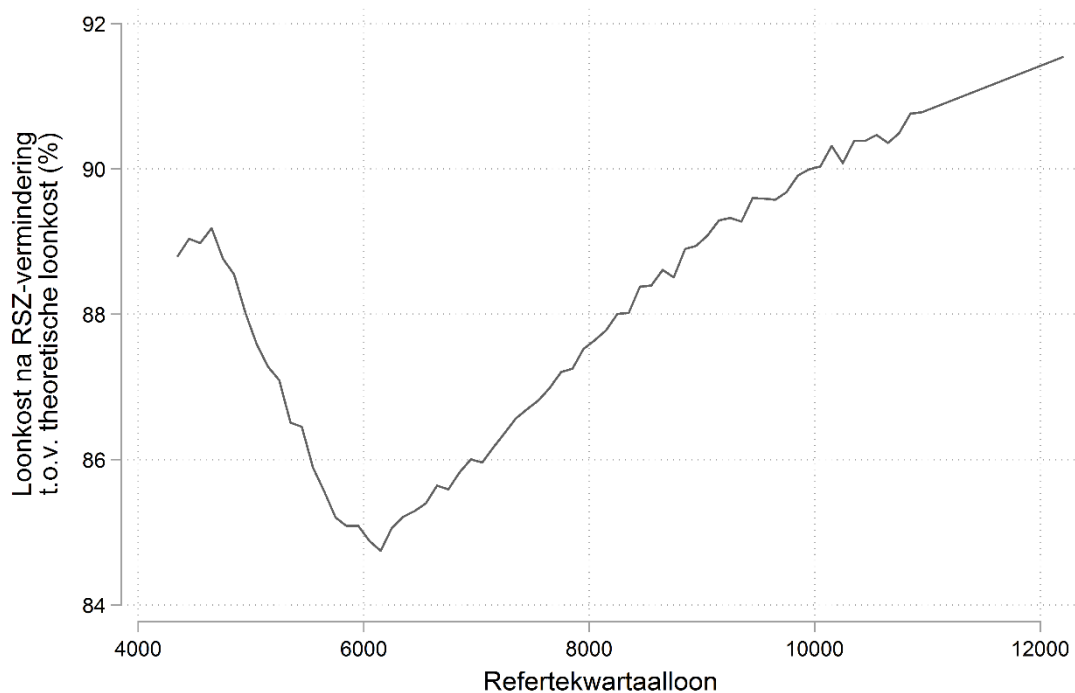
Figuur 7.2 Cumulatieve distributie van de refertekwaartaalloon (2016 Q3 t.e.m. 2018 Q2)



* Indien een werknemer in hetzelfde kwartaal meerder keren wordt tewerkgesteld met een DGV definiëren we het refertekwaartaalloon als het gewogen gemiddelde van de referTELonen. We wegen daarbij naar de geleverde prestatie.

Op basis van de gegevens over het refertekwaartaalloon, de prestatiebreuk en de toegekende RSZ-vermindering kunnen we het effect van het doelgroepenbeleid op de loonkost evalueren. Daarbij moeten we de theoretische patronale RSZ-bijdrage berekenen en de structurele vermindering. We doen dit voor de situatie op 1 januari 2019, het moment waarop de tax shift volledig is uitgerold. De RSZ-vermindering verlaagt de loonkost bij het aanwerven van een 55+ met 10% tot 15%. Het effect is het sterkst voor 55+ met een refertekwaartaalloon rond 6 000 euro/kwartaal (i.e. een bruto maandloon van 2 000 euro). Dat komt doordat de RSZ-vermindering nooit hoger kan zijn de patronale RSZ-bijdrage.

Figuur 7.3 Reëel effect van de DGV voor het aanwerven van 55+ op de loonkost



* Berekening van de theoretische RSZ-vermindering en de structurele vermindering voor de situatie na 1 januari 2019 (tax shift volledig van kracht) voor werknemers uit cat. 1.

7.2 Profiel

De DGV voor het aanwerven van een werkzoekende 55+ kan enkel worden toegekend wanneer de werkzoekende minimaal 1 werkdag is ingeschreven bij VDAB als niet-werkende werkzoekende voor indiensttreding bij een nieuwe werkgever. Toch blijkt dat 14% tot 17% van de begunstigden niet voorkomt in de VDAB-dataset (tabel 7.3). Dat komt - naar alle waarschijnlijkheid - doordat werkzoekenden die binnen dezelfde maand in- en uitstromen niet voorkomen in de VDAB dataset, maar wel 1 dag ingeschreven zijn als NWWZ en dus recht hebben op een doelgroepvermindering. Over die werkzoekenden hebben we geen informatie. In de volgende analyses in dit hoofdstuk houden we enkel rekening met *werkzoekenden ingeschreven bij VDAB*.

Tabel 7.3 55+ met een DGV niet gekend bij VDAB

Kwartaal	55+ met DGV	55+ met DGV niet gekend bij VDAB (in %)
2016 Q3	1 254	16,2
2016 Q4	2 166	12,9
2017 Q1	2 706	17,2
2017 Q2	3 633	14,0
2017 Q3	4 146	13,8
2017 Q4	4 891	13,9
2018 Q1	5 358	14,1
2018 Q2	5 978	14,2

Tabel 7.4 beschrijft per kwartaal het profiel van 55+ waarvoor een DGV werd aangevraagd. Hun profiel is nauwelijks veranderd van 2016 Q3 t.e.m. 2018 Q2. Zes op 10 begunstigden is een man. 12% is ouder dan 59 jaar op het moment dat de DGV voor het eerst wordt toegekend. De cijfers suggereren dat de begunstigden vrij kwetsbaar staan op de arbeidsmarkt. Zo is 45% laag- en 35% middengespoold en geeft slechts 60% aan een (zeer) goede kennis van het Nederlands te hebben.

Tabel 7.4 Kenmerken 55+ met een DGV per kwartaal

Kwartaal	Man (in %)	Leeftijd bij eerste DGV (in %)		Rijbewijs (in %)	Belg (in %)	NL (in %)	Studieniveau (in %)			Observaties
		55-59 jaar	>59 jaar				Laag	Midden	Hoog	
2016 Q3	63	88	12	86	89	60	46	36	17	1 041
2016 Q4	60	89	11	85	88	60	48	34	18	1 878
2017 Q1	60	88	12	86	89	63	47	34	20	2 232
2017 Q2	61	88	12	85	88	61	46	34	20	3 112
2017 Q3	60	88	12	85	88	62	45	35	20	3 558
2017 Q4	60	88	12	85	88	61	46	36	18	4 191
2018 Q1	60	88	12	85	88	61	45	36	19	4 582
2018 Q2	60	87	13	85	87	60	45	36	19	5 109

Tabel 7.5 vergelijkt het profiel van 55+ ingestroomd in de werkloosheid na 1 juli 2016 met en zonder DGV. Werkzoekenden zonder DGV komen in aanmerking voor een RSZ-vermindering, maar zijn niet uitgestroomd naar werk of stroomden wel uit maar de werkgever vroeg de RSZ-vermindering niet aan. 55+ met een DGV verschillen op een aantal vlakken van 55-plussers zonder DGV: het zijn vaker mannen (60% versus 54%), ze hebben vaker een rijbewijs (85% versus 78%), zijn vaker Belg (87% versus 81%), hebben vaker een (zeer) goede kennis van het Nederlands (60% versus 52%) en zijn vaker laaggeschoold (46% versus 40%).

Tabel 7.5 Profiel van 55+ met en zonder DGV (in %)

	Zonder DGV	Met DGV
Man	54	60
Rijbewijs	78	85
Belg	81	87
(Zeer) goede kennis Nederlands	52	60
Laaggeschoold	40	46
Middengespoold	36	35
Hooggeschoold	24	20

* Populatie beperkt tot werkzoekende 55+ ingestroomd in de werkloosheid na 1 juli 2016.

7.3 Take-up

Tabel 7.6 geeft het aandeel 55+ waarvoor een DGV voor het aanwerven van een werkzoekende 55+ wordt toegekend in het kwartaal waarin ze worden aangeworven (kolom 2) of het daaropvolgende kwartaal (kolom 3). Net zoals voor laag- en middengespoolden jongeren benadrukken we dat het om een schatting gaat, en kunnen we met een aantal elementen (de loongrens, enkel voor werkgevers in de private sector, ...) geen rekening houden. We verwijzen naar sectie 5.3.1 voor een bespreking van de methodologie.

We schatten *de take-up op 22% tot 44%* in het kwartaal waarin de 55+ aan de slag ging (kolom 2) en op 27% tot 49% wanneer we ook rekening houden met het daaropvolgende kwartaal (kolom 3). In de vierde kolom houden we ook rekening met enkele overgangsmaatregelen in de overgangsfase tussen het federale en Vlaamse doelgroepenbeleid. Dat heeft nauwelijks invloed op de take-up. In de 5de kolom houden we rekening met de DGV ‘in dienst’ voor zittende 55+ die wordt toegekend in het kwartaal waarin de werknemers een nieuwe job starten of het daaropvolgende kwartaal. *De take-up stijgt daardoor met 30 procentpunten naar minimaal 70%.*

De analyses suggereren dat werkgevers niet steeds de meest optimale RSZ-vermindering aanvragen. Werkgevers die recht hebben op de hogere RSZ-vermindering voor nieuwe aanwervingen vragen vaak de lagere RSZ-vermindering voor zittende 55+ aan.³⁶ Ook de studie van het Federaal Planbureau over de take-up voor de RSZ-vermindering eerste aanwerving gaf aan dat niet-optimale take-up frequent voorkomt. Een mogelijke verklaring is dat werkgevers niet op de hoogte zijn van de hogere RSZ-vermindering voor het aanwerven van werkzoekende 55+, terwijl de RSZ-vermindering voor zittende werknemers, die ook bestond in het federale doelgroepenbeleid, wel algemeen gekend is.³⁷

Tabel 7.6 Take-up (in %)

Kwartaal	DGV 'nieuwe aanwerving'	DGV 'nieuwe aanwerving'	DGV 'nieuwe aanwerving' & 'overgangs- maatregel'	DGV 'nieuwe aanwerving', 'overgangs- maatregelen' & 'zittende werknemer'
	Zelfde kwartaal	Zelfde of daarop- volgende kwartaal	Zelfde of daarop- volgende kwartaal	Zelfde of daarop- volgende kwartaal
2016 Q3	22,4	27,3	27,3	71,1
2016 Q4	36,6	41,0	45,1	77,3
2017 Q1	30,8	38,2	40,1	74,3
2017 Q2	36,6	41,4	42,0	72,8
2017 Q3	35,2	40,8	41,3	70,4
2017 Q4	43,7	48,8	49,1	73,2
2018 Q1	38,5	43,3	43,7	69,9
2018 Q2	39,8	N.A.	N.A.	N.A.

We houden rekening met volgende overgangsmaatregelen: Activa – langdurig werkzoekenden; herstructurering; jonge werknemers; werknemers aangeworven in het kader van art. 60.
N.A.: data nog niet beschikbaar.

7.4 Duurzaamheid doelgroepvermindering en tewerkstelling

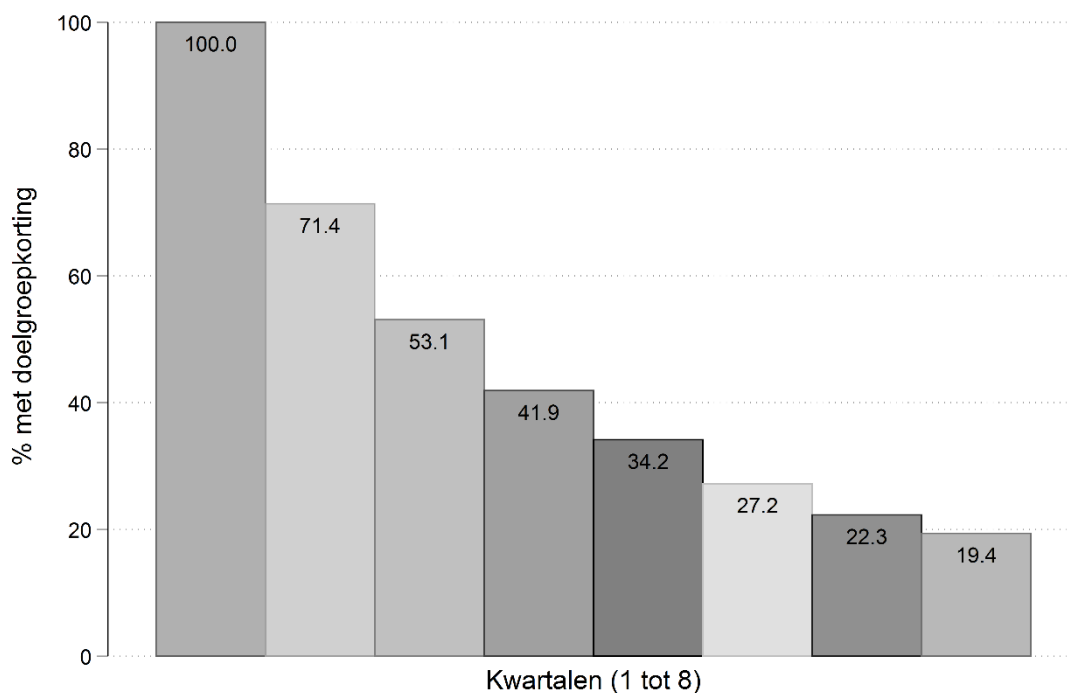
Figuur 7.4 geeft het aantal opeenvolgende kwartalen waarop een DGV wordt toegekend aan dezelfde werknemers. We stellen opnieuw vast dat slechts een beperkt aantal werknemers gedurende meerdere opeenvolgende kwartalen een DGV krijgen. Eén op vijf 55+ waarvoor een eerste kwartaal een DGV

36 Er zijn twee alternatieve verklaringen: (1) bij lage lonen is de 'normale' RSZ-bijdrage lager dan de RSZ-vermindering voor zittende werknemers. In dat geval wordt de werkgever volledig vrijgesteld van RSZ-bijdragen en maakt het dus geen verschil of de RSZ-vermindering voor zittende dan wel nieuwe aanwervingen wordt aangevraagd; (2) de werknemer mag in de vier kwartalen voor zijn indiensttreding niet tewerkgesteld zijn bij dezelfde werkgever. Dat is een voorwaarde die we niet kunnen controleren in onze data.

37 Werkgevers en/of het sociaal secretariaat kunnen via de online databank Ecaro nagaan of een werknemer in aanmerking komt voor een RSZ-vermindering 'aanwerven van een 55+'. Die databank geeft niet aan of een werknemer in aanmerking komt voor de RSZ-vermindering voor zittende werknemers, omdat dat kan worden afgeleid op basis van de leeftijd van de werknemer. Nadat de werkgever een aangifte heeft gedaan, controleert de RSZ of de werknemer inderdaad in aanmerking komt. De RSZ zal echter nooit automatisch een meer voordelige RSZ-vermindering toekennen.

werd toegekend krijgt gedurende 8 kwartalen een DGV. Slechts 53% van de werknemers waarvoor een eerste DGV werd toegekend krijgt gedurende drie opeenvolgende kwartalen een DGV.

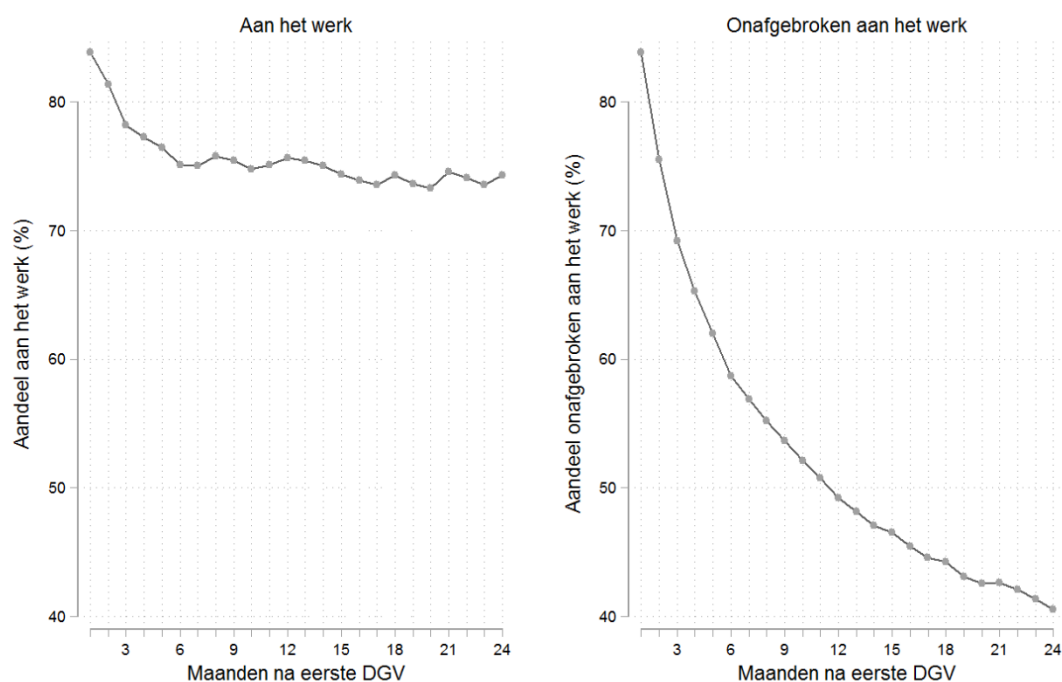
Figuur 7.4 Duurzaamheid van de doelgroepvermindering: voor welk aandeel van de 55+ voor wie in een eerste kwartaal een DGV wordt toegekend, wordt ook in de daaropvolgende kwartalen een DGV toegekend?



* De DWSE-dataset bevat doelgroepkortingen van 2016 Q3 t.e.m. 2018 Q2. Hoe meer kwartalen we beschouwen hoe minder gegevens we kunnen gebruiken. Om na te gaan wat de kans is dat een 55+ ook in een tweede kwartaal een doelgroepvermindering krijgt kijken we naar 55+ die in kwartaal 2016 Q3 t.e.m. 2018 Q1 een eerste keer een doelgroepvermindering hebben gekregen. Om na te gaan wat de kans is dat een 55+ gedurende 8 kwartalen een doelgroepvermindering krijgt kunnen we enkel rekening houden met 55+ die een eerste vermindering kregen in 2016 Q3.

Hoewel de DGV zelden gedurende meerdere kwartalen wordt toegekend, stellen we toch opnieuw vast dat 75% van de werknemers aan het werk is 6 tot 24 maanden nadat ze voor het eerst werden tewerkgesteld met een DGV (figuur 7.5, links). Het gaat daarbij niet noodzakelijk om tewerkstelling bij dezelfde werkgever. Het aandeel 55+ dat onafgebroken aan het werk is neemt wel snel af. Ongeveer 45% heeft gedurende 12 maanden onafgebroken gewerkt 12 maanden nadat ze voor het eerst een DGV krijgen; 40% werkt onafgebroken gedurende 24 maanden. Dat suggereert dat periodes van werk en werkloosheid elkaar afwisselen.

Figuur 7.5 Aandeel 55+ (onafgebroken) aan het werk nadat voor het eerst een DGV werd toegekend



* Met werkzoekenden waarvoor wel een DGV werd toegekend, maar die volgens de VDAB niet uitstroonden naar werk houden we geen rekening (zie sectie 3.1.2).

7.5 Evaluatie

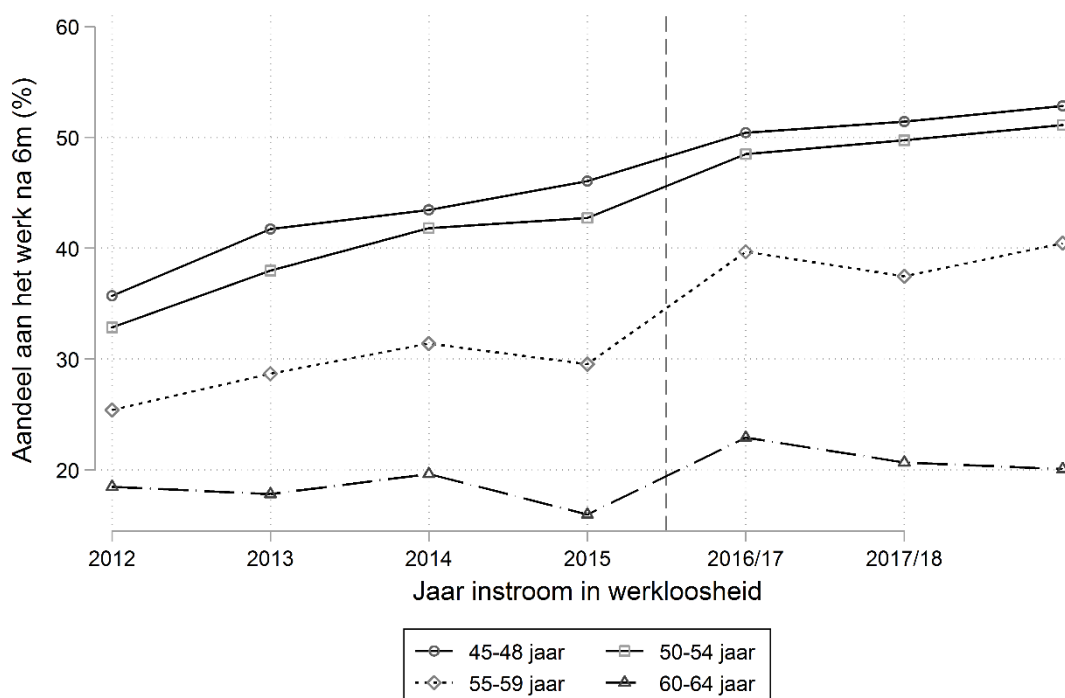
In tegenstelling tot de DGV voor laag- en middengeschoolde jongeren, kunnen we de effectiviteit van de RSZ-vermindering voor het aanwerven van werkzoekende 55+ niet evalueren om volgende redenen.

1. *Andere hervormingen voor 55+ in dezelfde periode maken het moeilijk het effect van het doelgroepenbeleid te onderscheiden van het effect van andere hervormingen.* Het beleid voor 55+ is de laatste jaren op een aantal vlakken veranderd. Een eerste hervorming is het aanscherpen van de SWT-regeling sinds 2015. Eerder onderzoek toonde aan dat toegangsvoorwaarden tot (brug)pensioen een effect hebben op de arbeidsmarkt voor 55+ (Albanese & Cockx, 2015). Een tweede hervorming is het verscherpen van het activeringsbeleid m.b.t. 55+, waardoor die groep langer beschikbaar moet zijn op de arbeidsmarkt en ook intensiever wordt begeleid dan in het verleden het geval was. Zo werden de regels rond ‘aangepaste beschikbaarheid’ en ‘passieve beschikbaarheid’ de laatste jaren verstrengd, waardoor 55-59-jarigen werkzoekenden nu in de meeste gevallen ‘actief beschikbaar’ moeten zijn. Door die hervormingen is de groep van werkzoekende 55+ vandaag anders samengesteld dan voor de hervorming van het doelgroepenbeleid. Dit compositie-effect bemoeilijkt een difference-in-differences identificatiestrategie.
2. *De RSZ-vermindering voor het aanwerven van 55+ hangt samen met de RSZ-vermindering voor zittende werknemers.* Omdat beide RSZ-verminderingen dezelfde doelgroep bereiken, is het moeilijk het effect van de RSZ-vermindering voor aanwervingen te isoleren van het effect van de RSZ-vermindering voor zittende werknemers.
3. *De RSZ-vermindering voor het aanwerven van 55+ is versterkt sinds 1 januari 2019.* Sinds 1 januari 2019 wordt de werkgever volledig vrijgesteld van RSZ-verminderingen bij het aanwerven van 55+, en wordt niet langer een onderscheid gemaakt tussen 55-59-jarigen en werkzoekenden ouder dan

59 jaar. De huidige RSZ-vermindering ligt daardoor een stuk hoger dan de RSZ-vermindering die we in deze studie bekijken. Daardoor is een evaluatie van de vorige RSZ-vermindering voor aanwerven van werkzoekende 55+ vandaag al minder beleidsrelevant.

Door bovenstaande elementen - in het bijzonder punt 1 - kunnen we geen geschikte controlegroep afbakenen. We experimenteerden met twee controlegroepen: werkzoekenden tussen 45 en 48 jaar en werkzoekenden tussen 50 en 54 jaar. De parallel trend assumptie houdt echter niet (figuur 7.6). Bovendien zou - zelfs indien we wel een goede controlegroep vinden - het moeilijk zijn de resultaten te interpreteren (e.g. evalueren we het effect van het doelgroepenbeleid dan wel van een andere hervorming).

Figuur 7.6 Potentiële controlegroepen voor 55+: de parallel trend assumptie houdt niet



* Voor de hervorming (2012 t.e.m. 2015) wordt jaar van instroom gedefinieerd als het jaar waarin de werkzoekende instroomde in de werkloosheid (1 januari tot 31 december). Na de hervorming verandert de definitie van 'jaar van instroom'. Een jaar wordt dan gedefinieerd van juli tot juni. Dat betekent dat 2016/17 de populatie werkzoekenden omvat ingestroomd tussen 1 juli 2016 en 30 juni 2017. Het jaar 2017/18 omvat de populatie ingestroomd tussen 1 juli 2017 en 30 juni 2018. De definitie verandert na de hervorming omdat we geen rekening willen houden met werkzoekenden ingestroomd in 2016 Q1 en 2016 Q2. Een deel van die groep komt immers in aanmerking voor het Vlaamse doelgroepenbeleid. Alle werkzoekenden in de doelgroep ingestroomd na de hervorming (aangeduid met de stippellijn) komen dus in aanmerking voor een DGV.

8 | Langdurig werkzoekenden

Samenvatting

- Het federale doelgroepenbeleid kende verschillende loonkostensubsidies voor langdurig werkzoekenden. Het Vlaamse doelgroepenbeleid schafte loonkostensubsidies voor langdurig werkzoekenden af. Wel werd een premie ingevoerd voor het aanwerven van langdurig (≥ 2 jaar) werkzoekenden.
- Dit hoofdstuk focust op de effectiviteit van de RSZ-vermindering voor 45+ die minimaal 6 maanden werkloos waren in de laatste 9 maanden.
- We evalueren in welke mate het afschaffen van die RSZ-vermindering de uitstroom naar werk heeft vertraagd.
- We vinden dat het afschaffen van de RSZ-vermindering uitstroom naar werk na 6 maanden heeft doen dalen met 1,5 procentpunten.
- Dat is een substantieel effect. De kans om uit te stromen naar werk tussen de 6^{de} en 7^{de} maand werkloosheid in 2017 is 8,3%. Indien de RSZ-vermindering nog had bestaan zou de uitstroom naar werk 18% hoger hebben gelegen (=1,5/8,3).
- We kunnen echter niet controleren voor alle substitutie-effecten (bv. substitutie tussen werkzoekenden ouder en jonger dan 45 jaar).
- De kost per 'nieuwe' voltijdse job gecreëerd dankzij de RSZ-vermindering schatten we op ongeveer 14 000 euro/jaar. Gegeven de beperkingen van elke evaluatie, moet dit cijfer voorzichtig worden geïnterpreteerd.
- De evaluatie kan helpen bij het hervormen van het doelgroepenbeleid tegen begin 2021 waarin ook de huidige premie voor langdurig werkzoekenden wordt herbekeken (Beleidsnota Werk en Sociale Economie, 2019-2024).

Dit hoofdstuk evalueert de effectiviteit van loonkostensubsidies voor langdurig werkzoekenden. Het federale doelgroepenbeleid kende RSZ-verminderingen en werkuitkeringen toe bij het aanwerven van langdurig werkzoekenden. De modaliteiten hingen af van (1) de werkloosheidsduur en (2) de leeftijd van de werkzoekende. Het Vlaamse doelgroepenbeleid maakt niet langer gebruik van het criterium 'werkloosheidsduur' voor het toekennen van RSZ-verminderingen. Wel werd een aanwervingsincentive ingevoerd voor het aanwerven van werkzoekenden tussen 25 en 54 jaar die 2 jaar werkloos zijn.

Economische theorie (Katz, 1996) en empirisch werk (Schünemann et al., 2015, Sjögren & Vikström, 2015, Pasquini et al., 2019) stelt dat een lastenverlaging de vraag naar arbeid bij werkgevers doet toenemen, waardoor we verwachten dat langdurig werkzoekenden dankzij de loonkostensubsidie sneller uitstroomden naar werk. Omdat loonkostensubsidies voor langdurig werkzoekenden sterk werden afgebouwd, formuleerden we in sectie 2.5.3 daarom volgende hypothese:

1. *T.o.v. het federale doelgroepenbeleid heeft het Vlaamse doelgroepenbeleid een negatief effect op de uitstroom naar werk van langdurig werkzoekenden.*

We evalueren niet elke loonkostensubsidie voor langdurig werkzoekenden, maar *focussen op de RSZ-vermindering voor 45+ die minimaal 6 maanden werkloos waren in de laatste 9 maanden*. Werkzoekenden die 6 maanden werkloos zijn worden typisch niet beschouwd als langdurig werkzoekenden. Zowel Eurostat als Vlaamse beleidsdocumenten spreken van pas langdurige werkloosheid van zodra een werkzoekende minimaal 12 maanden werkloos is. Wij kijken in dit hoofdstuk af van die definitie en spreken van langdurige werkloosheid van zodra een werkzoekende 6 maanden werkloos is.

De keuze voor het evalueren van de federale loonkostensubsidie voor werkzoekenden die 6 maanden werkzoekend zijn wordt in de eerste plaats ingegeven om technische redenen. Door te focussen op de enige loonkostensubsidie die reeds werd toegekend na een werkloosheidsduur van 6 maanden hebben we meer observaties - zowel voor als na de hervorming van het doelgroepenbeleid - in vergelijking met loonkostensubsidies die pas na een werkloosheidsduur van 12 maanden werden toegekend. Dat maakt de evaluatie nauwkeuriger. Die keuze roept wel de vraag op of de bevindingen kunnen worden geëxtrapoleerd voor loonkostensubsidies voor werkzoekenden die 12 of 18 maanden werkzoekend zijn, of voor werkzoekenden jonger dan 45 jaar. We komen in de conclusie op dit punt terug.

Werkzoekenden kwamen in aanmerking voor een loonkostensubsidie wanneer ze minimaal 6 maanden werkloos waren in de laatste 9 maanden. Werkzoekenden die regelmatig periodes van werkloosheid afwisselen met korte periodes van werk hoeven dus niet zes maanden onafgebroken werkloos te zijn om in aanmerking te komen voor een loonkostensubsidie. Gegeven dat de beschikking over VDAB-gegevens op maandbasis, terwijl de RVA-definitie van werkloosheidsduur gebaseerd is op dagen én er extra complicaties opduiken door het gebruik van de 'werkkaart' kunnen we bovendien niet exact berekenen wanneer een werkzoekende in aanmerking kwam voor een loonkostensubsidie (zie kader). Om te garanderen dat werkzoekenden pas in aanmerking komen na 6 maanden, *beperken we de populatie tot volledig uitkeringsgerechtigde werkzoekenden of werkzoekenden ingeschreven door het OCMW die voor ze werkloos werden 7 maanden onafgebroken hebben gewerkt.*

We beperken de populatie bovendien tot werkzoekenden van 45 t.e.m. 48 jaar oud. Op die manier vermijden we dat loonkostensubsidies voor oudere werkzoekenden (zie hoofdstuk 7) de resultaten beïnvloeden.

Wanneer kwamen werkzoekende 45+ in aanmerking voor een RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekenden?

De wetgeving (KB 19.12.2001, hoofdstuk III, art. 9, §2) stelde dat niet-werkende werkzoekenden in aanmerking komen voor een RSZ-vermindering wanneer:

- a) hij is op de dag van de indienstneming minstens 45 jaar;
- b) hij is werkzoekende op de dag van de indienstneming;
- c) hij is werkzoekende geweest gedurende minstens 156 dagen, gerekend in het zesdaagstelsel, in de loop van de maand van indienstneming en de 9 kalendermaanden daaraan voorafgaand.

Een periode van 156 dagen in een zesdaagstelsel komt overeen met een periode van 6 maanden. Een werkzoekende moet dus 6 maanden werkzoekend zijn in de laatste 9 maanden.

Doordat de werkloosheidsduur wordt gemeten over een periode van 9 maanden moeten werkzoekenden niet noodzakelijkerwijs 6 maanden onafgebroken werkloos zijn om in aanmerking te komen voor een RSZ-vermindering. Daardoor hebben sommige werkzoekenden een paar maanden na instroom in de werkloosheid al recht op een RSZ-vermindering. Beschouw bijvoorbeeld een werkzoekende ouder dan 45 jaar die 5 maanden werkloos is, vervolgens 1 maand werkt, en dan opnieuw werkzoekend wordt. Die werkzoekende zal 1 maand na het instromen in de werkloosheid al in aanmerking komen voor een RSZ-vermindering.

Een bijkomende complicatie voor dit onderzoek is dat werkzoekenden een werkkaart dienden aan te vragen bij de RVA die 6 maanden geldig blijft. Daarom komen sommige werkzoekenden in aanmerking die niet voldoen aan de vereiste dat ze minimaal 6 maanden werkzoekend waren in de afgelopen 9 maanden. Stel dat een werkzoekende in aanmerking komt, vervolgens 5 opeenvolgende maanden werkt en daarna opnieuw werkloos wordt, dan zal die werkzoekende onmiddellijk in aanmerking komen voor een RSZ-vermindering omdat die werkzoekende nog een geldige werkkaart heeft.

Om die redenen komt een deel van de 45+ al in aanmerking voor een RSZ-vermindering een paar maanden na instroom in de werkloosheid. Zoals eerder vermeld omzeilen we die complicatie door de populatie te beperken tot werkzoekenden die minimaal 7 opeenvolgende maanden hebben gewerkt voor instroom in de werkloosheid.

Dit hoofdstuk is gestructureerd in twee delen. In het eerste deel geven we kerncijfers van de RSZ-verminderingen voor langdurig werkzoekende 45+ in het federale doelgroepenbeleid. In het tweede

deel evalueren we of het afschaffen van de RSZ-verminderingen voor langdurig werkzoekende 45+ de positie op de arbeidsmarkt van die doelgroep heeft beïnvloed.

8.1 Kerncijfers

Het federale doelgroepenbeleid voorzag RSZ-verminderingen en werkuitkeringen bij het aanwerven van werkzoekenden van minstens 45 jaar oud die minimaal 6 maanden werkzoekend waren in de laatste 9 maanden. De RSZ-vermindering steeg met de werkloosheidsduur. Een werkuitkering werd enkel toegekend indien de werkzoekende minimaal 18 maanden werkloos was. Tabel 8.1 geeft een overzicht.

Vanaf 1 januari 2017 werden geen RSZ-verminderingen meer toegekend bij het aanwerven van langdurig werkzoekenden. T.e.m. 31 december 2018 behielden werkgevers wel de voorrechten die waren toegekend voor 1 januari 2017.

Tabel 8.1 Loonkostensubsidies voor langdurig werkzoekenden (minstens 45 jaar oud) in het federale doelgroepenbeleid

Werkloosheidsduur	Duur	Bedrag
6 maanden (in de laatste 9 maanden)	RSZ-vermindering: 5 + 16 kwartalen	Eerste 5 kwartalen: 1 000 euro/kwartaal Laatste 16 kwartalen: 400 euro/kwartaal
12 maanden (in de laatste 18 maanden)	RSZ-vermindering: 21 kwartalen	Eerste 21 kwartalen: 1 000 euro/kwartaal
18 maanden (in de laatste 27 maanden)	RSZ-vermindering: 21 kwartalen Werkuitkering: 30 maanden	Eerste 21 kwartalen: 1 000 euro/kwartaal Werkuitkering: 500 euro/maand

Bron RVA documentatie: Infoblad E1

In de DWSE-data wordt een onderscheid gemaakt tussen RSZ-verminderingen bij een werkloosheidsduur van 6 maanden (code: 3210 of 6005) en RSZ-verminderingen bij een werkloosheidsduur van minimaal 12 maanden (code: 3211 of 6006). In die laatste categorie zitten dus ook werkzoekenden die 18 maanden werkzoekend waren. We behouden dit onderscheid bij het presenteren van de kerncijfers. We beschikken over cijfers voor 2015 Q1 t.e.m. 2018 Q2. We hebben geen informatie over toegekende werkuitkeringen.

Tabel 8.2 en 8.3 presenteren respectievelijk de kerncijfers voor de RSZ-verminderingen ‘6 maanden werkzoekend’ en ‘12 maanden werkzoekend’. In beide tabellen zien we dat het aantal begunstigden afneemt vanaf 2017 Q1, het moment waarop niet langer nieuwe RSZ-verminderingen voor langdurig werkzoekenden werden toegekend. In 2016 Q4 werd de RSZ-vermindering voor werkzoekenden die minimaal 6 maanden werkloos waren toegekend voor 2 564 personen, goed voor een arbeidsvolume van 1 767 voltijds equivalenten. De RSZ-verminderingen voor langdurig werkzoekenden die minimaal 12 maanden werkzoekend waren werd in 2016 Q4 toegekend voor 6 609 personen, goed voor een arbeidsvolume van 4 257 voltijds equivalenten. Beide RSZ-verminderingen kosten in 2016 samen 20 miljoen euro.

Tabel 8.2 Kerncijfers RSZ-vermindering '6 maanden werkzoekend'

Kwartaal	Aantal begunstigten	Arbeidsvolume (VTE)	Bedrag/ begunstigde	Bedrag/ VTE	Totale kostprijs
2015 Q1	2 484	1 570	514	814	1 277 264
2015 Q2	2 632	1 707	521	804	1 372 157
2015 Q3	2 674	1 699	508	799	1 358 005
2015 Q4	2 705	1 765	511	783	1 382 248
2016 Q1	2 613	1 693	495	765	1 294 302
2016 Q2	2 841	1 845	483	743	1 371 449
2016 Q3	2 680	1 760	491	748	1 316 729
2016 Q4	2 564	1 767	505	733	1 295 816
2017 Q1	1 920	1 403	487	666	934 619
2017 Q2	1 608	1 241	459	595	738 358
2017 Q3	1 426	1 101	397	515	566 799
2017 Q4	1 396	1 078	360	467	503 163
2018 Q1	1 177	892	320	423	377 085
2018 Q2	1 070	834	325	416	347 389

* De kwartalen 2015 Q1 t.e.m. 2016 Q4 bevatten informatie over de federale RSZ-vermindering (code 3210).
De kwartalen 2017 Q1 t.e.m. 2018 Q2 bevatten informatie over de overgangsmaatregelen (code 6005).

Tabel 8.3 Kerncijfers RSZ-vermindering '12 maanden werkzoekend'

Kwartaal	Aantal begunstigten	Arbeidsvolume (VTE)	Bedrag/ begunstigde	Bedrag/ VTE	Totale kostprijs
2015 Q1	4 487	2 702	602	1 000	2 701 311
2015 Q2	5 101	3 112	615	1 007	3 134 749
2015 Q3	5 422	3 299	619	1 017	3 354 768
2015 Q4	5 813	3 640	649	1 036	3 770 563
2016 Q1	5 719	3 547	626	1 010	3 582 556
2016 Q2	6 303	3 965	610	970	3 846 299
2016 Q3	6 446	4 039	609	972	3 924 941
2016 Q4	6 609	4 257	648	1 006	4 282 467
2017 Q1	4 952	3 457	683	979	3 382 957
2017 Q2	4 318	3 177	718	976	3 100 530
2017 Q3	3 793	2 804	714	966	2 706 979
2017 Q4	3 583	2 665	763	1 025	2 732 079
2018 Q1	3 163	2 347	741	998	2 343 391
2018 Q2	2 950	2 223	753	999	2 221 244

* De kwartalen 2015 Q1 t.e.m. 2016 Q4 bevatten informatie over de federale RSZ-vermindering (code 3211).
De kwartalen 2017 Q1 t.e.m. 2018 Q2 bevatten informatie over de overgangsmaatregelen (code 6006).

Figuur 8.1 geeft de distributie van de toegekende bedragen. De RSZ-vermindering '6m werkzoekend' werkte met twee bedragen (figuur 8.1, links). In de eerste 5 kwartalen bedroeg het maximumbedrag 1 000 euro/kwartaal. In de daaropvolgende 16 kwartalen bedroeg het maximumbedrag 400 euro/kwartaal. Om die reden zien we twee 'sprongen' - op 400 en 1 000 euro - in figuur 8.1 (links). De RSZ-vermindering '12 maanden werkzoekend' bedraagt maximaal 1 000 euro/kwartaal

(figuur 8.1, rechts). Het maximumbedrag werd toegekend in bijna 40% van de gevallen. Het mediaan bedrag is 680 euro/kwartaal.

Figuur 8.1 Cumulatieve distributie toegekende RSZ-verminderingen voor langdurig werkzoekenden (2015 Q1 t.e.m. 2018 Q2)



* De kwartalen 2015 Q1 t.e.m. 2016 Q4 bevatten informatie over de federale RSZ-vermindering. De kwartalen 2017 Q1 t.e.m. 2017 Q4 bevatten informatie over de overgangsmaatregelen.

8.2 Methodologie

We evalueren het effect van het afschaffen van de RSZ-vermindering voor 45+ die minimaal 6 maanden werkloos zijn door uitstroom naar werk te vergelijken tussen werkzoekenden die (juist) wel in aanmerking komen en werkzoekenden die juist niet in aanmerking komen voor en na het afschaffen van de RSZ-vermindering. Het idee is dat werkzoekenden die meer dan 6 maanden werkzoekend zijn sneller zouden moeten uitstromen naar werk voor de hervorming, terwijl het afschaffen van de RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekenden dan weer geen verschil zou mogen maken voor werkzoekenden die binnen enkele maanden uitstromen naar werk.

We zullen dit eerst onderzoeken op basis van een grafische analyse. Daarbij verwachten we voor de hervorming een ‘sprong’ in uitstroom naar werk op het moment dat een werkzoekende 6 maanden werkloos is en dus in aanmerking komt voor een RSZ-vermindering. Die grafische analyse verfijnen we vervolgens. Daarbij laten we ons inspireren door de identificatiestrategie van Schünemann et al. (2015) en Sjögren en Vikström (2015).

Schünemann et al. (2015) bestuderen het effect van een loonkostensubsidie voor langdurig werkzoekenden (minimaal 12 maanden werkzoekend) in Duitsland. Daarbij vergelijken ze de kans dat een werkzoekende die 11 maanden werkzoekend is uitstroomt naar werk versus de kans dat een werkzoekende die 12 maanden werkzoekend is uitstroomt naar werk voor en na het invoeren van de

loonkostensubsidie. Wanneer de loonkostensubsidie effectief is, dan moet het verschil tussen de uitstroom naar werk na 12 versus 11 maanden kleiner zijn na het invoeren van de loonkostensubsidie. Dit idee kan ook worden gebruikt in de Vlaamse context. De RSZ-vermindering voor 45+ die minimaal 6 maanden werkzoekend zijn betekent dat we een sprong in uitstroom naar werk verwachten tussen maand 6 en 7 voor de hervorming, terwijl we geen effect verwachten na de hervorming.

Sjögren en Vikström (2015) bestuderen een loonkostensubsidie voor langdurig werkzoekenden in Zweden en gaan een stapje verder dan Schünemann et al. (2015). Ze houden niet enkel rekening met uitstroom in de maanden juist voor en na het openen van een recht op een loonkostensubsidie, maar houden ook rekening met uitstroom in andere maanden. Dat heeft als voordeel dat ze beter kunnen controleren voor substitutie-effecten tussen werkzoekenden met een verschillende werkloosheidsduur. Stel dat voor de hervorming werkgevers werkzoekenden aannemen die 6 maanden werkzoekend zijn ten koste van werkzoekenden die 5 maanden werkzoekend zijn, dan overschat Schünemann et al. (2015) het effect van de hervorming.³⁸ Bovendien kan op die manier ook worden getest of het effect van de RSZ-vermindering varieert met de werkloosheidsduur.

We volgen de aanpak van Sjögren en Vikström (2015) en schatten volgende vergelijking:

$$y_{imt} = M_m + \alpha T_t + \delta(T_t * I_m) + \mu X_i + \epsilon_{imt} \quad m \in [1,12] \quad (8.1)$$

y_{imt} is de kans dat werkzoekende i uitstroomt naar werk m maanden na instroom in de werkloosheid in maand t . y_{imt} is met andere woorden de ‘hazard rate’ of de kans dat een werkzoekende die tot maand $m - 1$ werkloos was in maand m uitstroomt naar werk. M_m geeft de gemiddelde kans dat een werkzoekende uitstroomt in maand m . Die variabele controleert dus voor het feit dat naarmate de werkloosheidsduur toeneemt ook de kans om uit te stromen naar werk daalt, een bekend fenomeen in de literatuur waar vaak naar wordt verwezen als ‘duration dependence’ (Van Belle et al., 2018). T_t duidt de periode van instroom aan (voor of na de hervorming). I_m is gelijk aan 1 van zodra de werkzoekende meer dan 6 maanden werkloos is en dus in aanmerking komt voor een loonkostensubsidie en gelijk aan 0 in alle andere maanden. X_i is een vector met kenmerken van de werkzoekende en het jaar van instroom in de werkloosheid.

Het effect van het afschaffen van de RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekenden wordt bepaald door de parameter δ . Die parameter geeft aan of er voor de hervorming een ‘sprong’ optreedt in uitstroom naar werk op het moment dat de werkzoekende voor het eerst in aanmerking komt voor een RSZ-vermindering.

We controleren voor verschillen in *economische conjunctuur* voor en na de hervorming door het opnemen van de term T_t en door opnemen van het jaar van instroom in de werkloosheid. Dat zorgt ervoor dat, wanneer de conjunctuur beter is na dan voor de hervorming, de kans om uit te stromen naar werk toeneemt voor alle werkzoekenden, ongeacht hun werkloosheidsduur.

De economische conjunctuur zorgt echter voor een bijkomende methodologische complicatie. *Dynamisch (selectie-)effecten* kunnen de resultaten vertekenen (Abbring et al., 2002, Cockx en Dejemeppe, 2005). Bij hoogconjunctuur zullen werkzoekenden veel sneller uitstromen naar werk dan bij laagconjunctuur. Daardoor zullen werkzoekenden die na 6 maanden nog werkloos zijn in hoogconjunctuur gemiddeld genomen een kwetsbaarder profiel hebben dan werkzoekenden die na 6 maanden nog werkloos zijn bij laagconjunctuur. Met andere woorden, *bij hoogconjunctuur worden enkel kwetsbare*

³⁸ Schünemann et al. (2015) vinden geen effect van de loonkostensubsidie voor langdurig werkzoekenden, waardoor dit probleem in hun paper niet van belang lijkt.

werkzoekenden langdurig werkzoekend; bij laagconjunctuur, worden zowel sterke als kwetsbare werkzoekenden langdurig werkzoekend. We controleren daar gedeeltelijk voor door het opnemen van kenmerken van werkzoekenden in de regressies.

Als *bijkomende controle voor de dynamische effecten* nemen we als verklarende variabele de kans op uitstroom naar werk van werkzoekenden van 40 t.e.m. 43 jaar op in de regressies.³⁹ Die werkzoekenden hebben geen recht op een RSZ-vermindering na 6 maanden. Het idee is dat uitstroom naar werk van die controlegroep ook wordt beïnvloed door de economische conjunctuur en dynamische effecten. Stellen we vast dat uitstroom naar werk in een specifieke maand vertraagt in de controlegroep, dan doet dit zich waarschijnlijk ook voor in de doelgroep. Meer specifiek, voegen we in vergelijking 8.1 een tijdsafhankelijke variabele toe ($y_{imt}^{controlegroep}$) die voor elke werkzoekende i die instroomt in maand t aangeeft wat de kans is dat werkzoekenden in de controlegroep die eveneens instroomden in maand t uitstroomt naar werk in maand m . Schatten we bijvoorbeeld de kans om uit te stromen naar werk op maand 1 voor een werkzoekende in de doelgroep ingestroomd in maand t , dan voegen we een variabele toe die aangeeft wat de kans is dat werkzoekenden in de controlegroep ingestroomd in maand t uitstromen op maand 1. Die variabele is tijdsafhankelijk omdat ze bepaald wordt door het moment van instroom in de werkloosheid.

Placebo testen laten toe om de validiteit van het model te testen. Die testen komen erop neer dat we nagaan of in de jaren voor het afschaffen van de RSZ-vermindering uitstroom naar werk in elk jaar parallel loopt. Wanneer we uitstroom naar werk vergelijken tussen twee periodes voor de hervorming van het doelgroepenbeleid dan zouden we geen statistisch significante verschillen mogen vaststellen voor werkzoekenden met een werkloosheidsduur van minimaal 6 maanden versus werkzoekenden die minder dan 6 maanden werkloos zijn. Vergelijken we bijvoorbeeld de uitstroom naar werk van werkzoekenden ingestroomd in 2012 met de uitstroom naar werk van werkzoekenden ingestroomd in 2015, dan mag er geen statistisch significante sprong zijn rond 6 maanden gezien de werkzoekenden in beide periodes in aanmerking kwamen voor een loonkostensubsidie.

Twee andere elementen kunnen de resultaten nog vertekenen: *substitutie-effecten* en *andere hervormingen voor (langdurig) werkzoekenden*. Substitutie-effecten treden op wanneer werkzoekenden die juist 6 maanden werkzoekend zijn worden aangeworven ten koste van werkzoekenden die minder dan 6 maanden werkzoekend zijn. We onderzoeken substitutie-effecten door na te gaan of na de hervorming uitstroom naar werk van werkzoekenden met een werkloosheidsduur tussen 5 en 6 maanden sterker is toegenomen dan voor werkzoekenden die minder dan 5 maanden werkloos zijn. De assumptie hierbij is dat substitutie-effecten belangrijker zijn voor werkzoekenden die 5 maanden werkloos zijn in vergelijking met werkzoekenden die minder dan 5 maanden werkloos zijn.

Er kunnen ook substitutie-effecten optreden tussen andere groepen. Denk bijvoorbeeld aan de substitutie tussen langdurig werkzoekenden ouder en jonger dan 45 jaar. Die substitutie-effecten onderzoeken we niet. We kunnen dus niet uitsluiten dat ze een rol spelen.

Andere hervormingen geïmplementeerd na het hervormen van het doelgroepenbeleid die specifiek de uitstroom naar werk na 6 maanden hebben beïnvloed kunnen de resultaten ook vertekenen. We onderzoeken dit door te evalueren of we een sprong in uitstroom naar werk tussen maand 6 en 7 observeren voor een controlegroep (werkzoekenden van 40 t.e.m. 43 jaar).

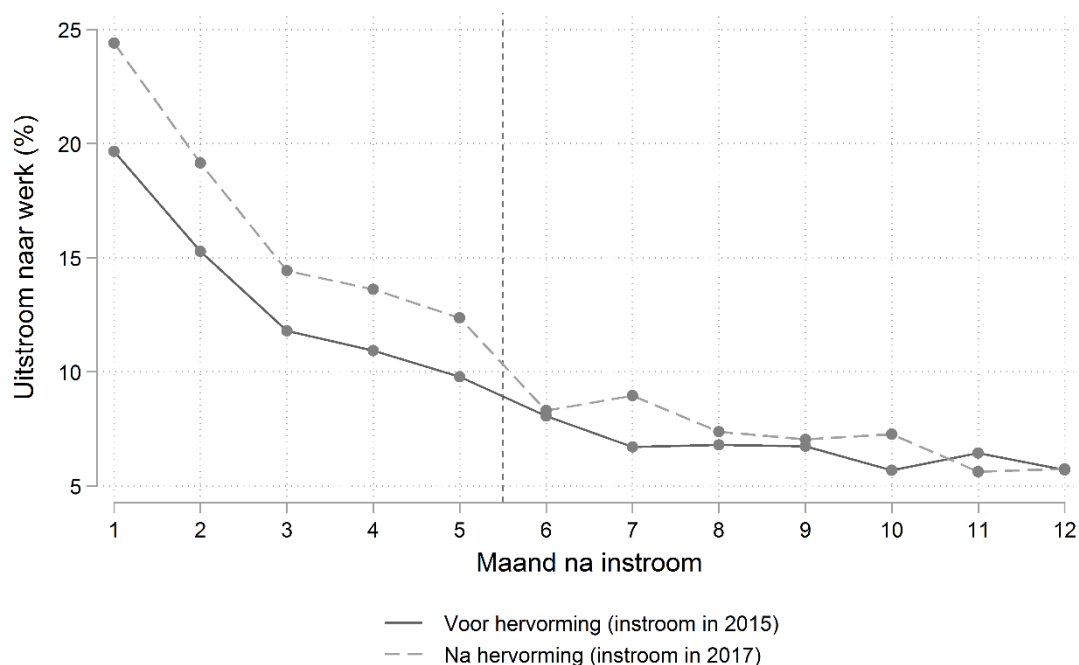
³⁹ We experimenteerden ook met het opnemen in de regressies van de economische conjunctuur zoals gemeten door de NBB. Het nadeel van die methode is dat volgens de cijfers van de NBB de conjunctuur sterk toenam tussen 2015 en 2017, terwijl de indicator steeds negatief was van 2012 t.e.m. 2015 (zie bijlage 7). Hierdoor kunnen we de impact van de conjunctuur voor de hervorming niet erg nauwkeurig schatten.

8.3 Resultaten

8.3.1 Grafische analyse

Figuur 8.2 geeft de kans om uit te stromen naar werk voor de hervorming (ingestroomd in de werkloosheid in 2015) en na de hervorming (ingestroomd in 2017). De grafiek toont de 'hazard rate'. Dit is de kans dat een werkzoekende uitstroomt op maand m gegeven dat hij tot maand $m - 1$ werkzoekend was. De kans dat een werkzoekende 1 maand na instroom in de werkloosheid opnieuw aan het werk is, is 19,7% voor de hervorming van het doelgroepenbeleid en 24,4% na de hervorming. Werkzoekenden die 1 maand werkloos zijn hebben 16,4% (voor de hervorming) en 19,4% (na de hervorming) kans om de daaropvolgende maand te werken. Die kansen dalen snel naarmate de werkloosheidsduur toeneemt. Zo hebben werkzoekenden die 11 maanden werkloos zijn 5% tot 6% kans om de daaropvolgende maand aan de slag te gaan.

Figuur 8.2 Uitstroom naar werk van werkzoekenden van 45 t.e.m. 48 jaar voor en na het afschaffen van de RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekenden (hazard rate)



* Werkzoekenden van 45 t.e.m. 48 jaar bij instroom in de werkloosheid die minimaal 7 opeenvolgende maanden hebben gewerkt juist voor ze werkzoekend werden. Werkzoekenden komen voor het eerst in aanmerking voor de RSZ-vermindering op maand 6. Dat wordt aangeduid door de verticale stippellijn. Op het einde van maand 1 (het moment waarop de arbeidsmarktpositie wordt gemeten) zijn werkzoekenden minimaal 1 en maximaal 2 maanden werkzoekend. Op het einde van maand 6 zijn werkzoekenden minimaal 6 en maximaal 7 maanden werkzoekend.

De uitstroomkansen liggen beduidend hoger voor werkzoekenden ingestroomd in 2017 dan voor werkzoekenden ingestroomd in 2015. Dat kan te maken hebben met de betere economische conjunctuur. Beleidswijzigingen en algemene trends op de arbeidsmarkt kunnen er ook toe bijdragen dat het vinden van werk voor 45+ vandaag vlotter loopt dan in het verleden.

Belangrijker is de 'sprong' in uitstroom naar werk na een werkloosheidsduur van 6 maanden na de hervorming. In de loop van maand 6 zijn werkzoekenden voor het eerst meer dan 6 maanden werkzoekend en komen

ze dus voor het eerst in aanmerking voor een RSZ-vermindering.⁴⁰ Voor de hervorming is de kans om uit te stromen bij een werkloosheidsduur tussen 6 en 7 maanden slechts 1,7 procentpunten lager dan de kans om uit te stromen bij een werkloosheidsduur tussen 5 en 6 maanden (9,8% versus 8,1%). Na de hervorming bedraagt dit verschil 4,1 procentpunten (12,4% versus 8,3%). Dat suggereert dat, door het afschaffen van de RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekenden, de uitstroom naar werk voor langdurig werkzoekenden is afgenomen.

De figuur geeft ook aan dat de kans om uit te stromen naar werk voor en na de hervorming parallel loopt tot een werkloosheidsduur van 6 maanden. Dat is belangrijk omdat het suggereert dat substitutie-effecten en dynamische effecten de resultaten niet verteken. Wanneer substitutie-effecten belangrijk zouden zijn dan, dan zouden we ook een sprong moeten zien tussen maand 4 en maand 5. Dynamische effecten zouden sterker moeten worden naarmate de werkloosheidsduur toeneemt. Dat zou ertoe moeten leiden dat het verschil in uitstroom naar werk voor en na de hervorming geleidelijk afneemt naarmate de werkloosheidsduur toeneemt. Dat is niet wat we op de figuur zien, waar dit verschil relatief constant blijft en dan plots verdwijnt van zodra werkzoekenden 6 maanden werkloos zijn.

8.3.2 Regressies

De regressies in tabel 8.4 schatten vergelijking 8.1 en testen of de sprong die we grafisch vaststellen ook statistisch significant is. Beide regressies vergelijken werkzoekenden ingestroomd in 2012 t.e.m. 2015 met werkzoekenden ingestroomd in 2017 of 2018, waarbij wordt gecontroleerd voor de werkloosheidsduur, de kenmerken van de werkzoekende en het jaar van instroom. Werkzoekenden ingestroomd in 2012 t.e.m. 2015 komen in aanmerking voor een RSZ-vermindering van zodra ze 6 maanden werkzoekend zijn; werkzoekenden ingestroomd in 2017 en 2018 komen nooit in aanmerking voor een RSZ-vermindering.

De eerste regressie geeft aan dat het afschaffen van de RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekenden de kans om uit te stromen naar werk heeft doen dalen met 4,02 procentpunten voor werkzoekenden die meer dan 6 maanden werkzoekend zijn. Het afschaffen van die RSZ-vermindering heeft dus een statistisch significant negatief effect op de uitstroom naar werk. De placebo testen worden echter verworpen (p -waarde=0,004). Dat betekent dat de resultaten weinig betrouwbaar zijn omdat de parallel trend assumptie niet houdt. Voor de hervorming van het doelgroepenbeleid evolueerde uitstroom naar werk voor werkzoekenden die minder dan 6 versus meer dan 6 maanden werkzoekend waren niet in elk jaar op dezelfde manier.

De tweede regressie controleert voor dynamische effecten door het opnemen van een tijdsafhankelijke variabele die de gemiddelde kans (hazard rate) aangeeft dat een werkzoekende tussen 40 en 43 jaar die instroomt in maand t uitstroomt in maand m . Er is een bijna perfect proportioneel verband tussen uitstroom in de doel- en controlegroep: wanneer uitstroom in de controlegroep stijgt met 1%, dan neemt uitstroom in de doelgroep eveneens toe met 1%. In die specificatie verlaagt het afschaffen van de RSZ-vermindering de kans om uit te stromen naar werk voor langdurig werkzoekenden met 1,49 procentpunten. Het effect is beduidend kleiner dan in de eerste regressie wat wijst op het belang van het controleren voor de economische conjunctuur en de dynamische effecten die daardoor ontstaan. Bovendien worden, in tegenstelling tot in de vorige regressie, de placebo testen niet verworpen (p -waarde=0,13). Dat bevestigt de betrouwbaarheid van de resultaten. Ook in alle andere specificaties waar we controleren voor dynamische effecten worden de placebo testen niet

⁴⁰ Figuur b8.1 in bijlage toont aan dat, conform de wetgeving, RSZ-verminderingen voornamelijk werden toegekend vanaf een werkloosheidsduur van 6 maanden.

verworpen. Dat betekent dat het verschil in conjunctuut voor en na de hervorming de resultaten niet vertekent.

Tabel 8.4 Effect van het afschaffen van de RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekenden op uitstroom naar werk na 6 maanden

	(1)	(2)	(3)	(4)
Hervorming ## >6 maanden werkloos	-0,0402*** (0,00326)	-0,0149*** (0,00333)		
Hervorming ## 4-5 maanden werkloos				-0,00221 (0,00615)
Hervorming ## 6-7 maanden werkloos			-0,0235*** (0,00579)	-0,0238*** (0,00590)
Hervorming ## 7-8 maanden werkloos			-0,0115* (0,00608)	-0,0118* (0,00618)
Hervorming ## 8-9 maanden werkloos			-0,0119* (0,00611)	-0,0123** (0,00622)
Hervorming ## >9 maanden werkloos			-0,0134*** (0,00397)	-0,0137*** (0,00414)
Uitstroom naar werk in de controle-groep (werkzoekenden tussen 40 en 43 jaar)		1,028*** (0,0309)	1,028*** (0,0310)	1,027*** (0,0311)
Observaties	189 676	189 676	189 676	189 676
R ²	0,033	0,042	0,042	0,042
Placebo test	0,004***	0,130	0,311	0,380

* Alle regressies controleren voor de kenmerken van de werkzoekende, het jaar van instroom in de werkloosheid en de werkloosheidsduur (met dummies). Kenmerken werkzoekenden: studieniveau (laag- midden-, hogeschoold), geslacht, leeftijd, origine (EU-15, EU-13, andere) en kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen).
Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *; robuuste standaardfouten staan tussen haakjes.

In de vorige regressies veronderstelden we impliciet dat het effect van het afschaffen van de RSZ-vermindering in elke maand hetzelfde is. De derde regressie evalueert of het effect verschilt in functie van de werkloosheidsduur. Daarvoor nemen we vier indicatoren op: een eerste indicator is gelijk aan 1 wanneer de werkzoekende tussen 6 en 7 maanden werkloos is; de tweede indicator is gelijk aan 1 wanneer de werkzoekende tussen 7 en 8 maanden werkloos is; de derde indicator is gelijk aan 1 wanneer de werkzoekende tussen 8 en 9 maanden werkloos is; en de vierde indicator is gelijk aan 1 wanneer de werkzoekende 10 tot 13 maanden werkloos is. De vier indicatoren bevestigen dat het afschaffen van de RSZ-vermindering de uitstroom naar werk van langdurig werkzoekenden heeft doen dalen met 1,34 tot 2,35 procentpunten. Het effect varieert niet met de werkloosheidsduur. Een formele F-test toont aan dat de verschillen tussen de vier coëfficiënten niet statistisch significant zijn (p -waarde=0,32). Het afschaffen van de RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekenden trof dus alle langdurig werkzoekenden op dezelfde manier, en vertraagde de uitstroom naar werk in elke maand.

De vierde regressie onderzoekt of substitutie-effecten een rol spelen. Substitutie-effecten treden op wanneer werkgevers werkzoekenden aanwerven die in aanmerking komen voor een RSZ-vermindering ten koste van werkzoekenden die (juist) niet in aanmerking komen. Dat zou beteken

dat voor de hervorming werkgevers werkzoekenden die meer dan 6 maanden werkzoekend zijn aanwerven ten koste van werkzoekende die minder dan 6 maanden werkzoekend zijn. Bijgevolg zou na de hervorming -wanneer werkgevers geen redenen meer hebben om langdurig werkzoekenden aan te werven - de uitstroom naar werk moeten toenemen van werkzoekenden die minder dan 6 maanden werkzoekend zijn. We merkten reeds op dat op basis van de grafische analyse er geen indicaties zijn van substitutie-effecten (zie figuur 8.2). We onderzoeken of er substitutie-effecten optreden door een bijkomende interactie op te nemen tussen de periode van instroom (voor/na hervorming) en een indicator die aangeeft of de werkzoekende tussen 5 en 6 maanden werkzoekend is. Daarmee verifiëren we of na het afschaffen van de RSZ-vermindering de uitstroom naar werk is toegenomen voor werkzoekenden die minder dan 6 maanden werkzoekend zijn door het wegvallen van substitutie-effecten. Wanneer er substitutie-effecten optreden, moet de interactieterm positief zijn. De interactieterm is echter niet statistisch significant. Bijgevolg vinden we geen enkel bewijs voor substitutie-effecten tussen werkzoekenden die tussen 5 en 6 maanden werkzoekend zijn en werkzoekenden die meer dan 6 maanden werkzoekend zijn

De regressies geven dus aan dat het afschaffen van de RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekenden de kans om uit te stromen naar werk significant heeft doen afnemen met 1,5 procentpunten. Dat is een substantieel effect want de kans om uit te stromen naar werk na 6 maanden werkloosheid is 8,3% in 2017. Wanneer de RSZ-vermindering nog zou hebben bestaan, zou 9,8% van die werkzoekenden uitgestroomd zijn naar werk. Bijgevolg verhoogde de RSZ-vermindering de kans om uit te stromen naar werk met 18% (=1,5/8,3). Dat is gelijkaardig aan het effect van de loonkostensubsidie voor langdurig (>12 maanden) werkzoekenden in Zweden, waar de loonkostensubsidie de kans om uit te stromen naar werk verhoogde met 19,7% (Sjögren & Vikström, 2015).

8.3.3 Andere hervormingen voor langdurig werkzoekenden

De validiteit van de resultaten steunt op de veronderstelling dat er, buiten het afschaffen van de RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekenden, geen andere hervormingen zijn doorgevoerd die uitsluitend een effect hebben op werkzoekenden die ongeveer 6 maanden werkzoekend zijn. Stel bijvoorbeeld dat de VDAB in 2017 een nieuw beleid zou hebben ontwikkeld dat enkel effect heeft op werkzoekenden die 6 maanden werkloos zijn, dan is het mogelijk dat we niet het effect van het afschaffen van de loonkostensubsidie meten, maar wel het effect van een andere hervorming. Voor zover we weten zijn er in die periode geen andere hervormingen geïmplementeerd specifiek voor werkzoekenden die 6 maanden werkloos zijn.

Wel werden nieuwe initiatieven voor langdurig werkzoekenden opgestart. Vanaf 2017 werd de tender Tijdelijk Werkervaring werd ingevoerd (Idea Consult, 2018). Het Versnellingsplan voor langdurig werkzoekenden van de VDAB werd gelanceerd in 2017 en in september 2018 werd de Tender voor Activering van Langdurig Werkzoekenden (TAL) opgestart. Die laatste tender zet in op de screening en oriëntatie van langdurig werkzoekenden.⁴¹ Alle initiatieven zetten in op werkzoekenden zonder recente werkervaring, en in het bijzonder op langdurig werkzoekenden. Binnen die context wordt een langdurig werkzoekende gedefinieerd als een werkzoekende die meer dan 1 jaar werkzoekend is. Om die reden verwachten we niet dat die initiatieven een (grote) impact hebben op werkzoekenden die 6 maanden werkloos zijn. Daardoor vertekenen die initiatieven de schattingen over de effectiviteit van de RSZ-vermindering niet.

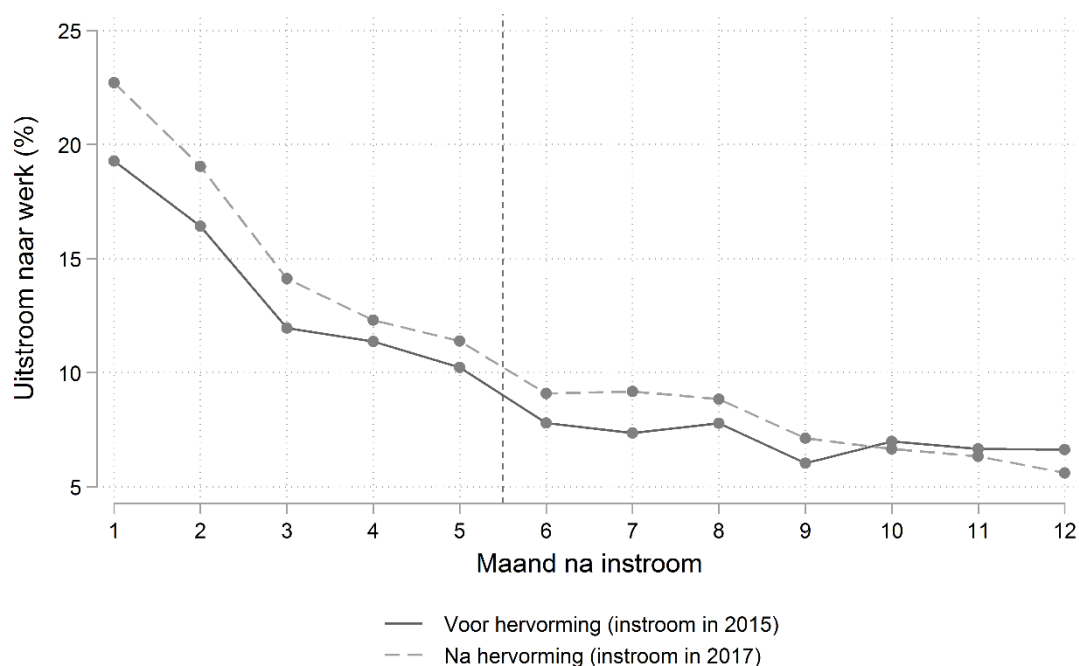
We kunnen dit ook empirisch evalueren door na te gaan of uitstroom naar werk rond 6 maanden is verbeterd voor werkzoekenden tussen 40 en 43 jaar. We kunnen immers aannemen dat de impact

⁴¹ <http://docs.vlaamsparlement.be/pfile?id=1466851>.

van nieuwe initiatieven bij de VDAB een gelijkaardig effect heeft op werkzoekenden van 40 t.e.m. 43 jaar als op werkzoekenden van 45 t.e.m. 48 jaar, omdat het beleid van VDAB voor beide leeftijdsgroepen hetzelfde is. Stellen we geen sprong vast in uitstroom naar werk rond 6 maanden bij 40-43-jarige werkzoekenden, dan kunnen we besluiten dat de nieuwe initiatieven bij de VDAB de resultaten voor de 45-48-jarige werkzoekenden niet vertekenen.

Analoog als bij de vorige analyses, beperken we die groep tot volledig uitkeringsgerechtigde werkzoekenden of werkzoekenden ingeschreven door het OCMW die minimaal 7 maanden gewerkt hebben voor instroom in de werkloosheid. Voor die groep voorzag het federale doelgroepenbeleid pas een RSZ-vermindering wanneer ze 12 maanden werkloos waren. Bijgevolg verwachten we ook geen sprong rond 6 maanden. Dat wordt bevestigd in figuur 8.3. We zie dat de kans om uit te stromen naar werk parallel loopt voor en na de hervorming. De kans om uit te stromen naar werk daalt wel sterk voor werkzoekenden die tussen 5 en 6 maanden werkzoekend zijn versus werkzoekenden die tussen 6 en 7 maanden werkzoekend zijn, maar die daling observeren we zowel voor als na de hervorming. Er is dus geen duidelijke ‘sprong’, terwijl we een dergelijke sprong wel observeerden bij werkzoekenden van 45 t.e.m. 48 jaar.

Figuur 8.3 **Andere hervormingen: uitstroom naar werk voor en na de hervorming in de controlegroep (hazard rate)**



* Werkzoekenden van 40 t.e.m. 43 jaar bij instroom in de werkloosheid die minimaal 7 opeenvolgende maanden hebben gewerkt juist voor ze werkzoekend werden. Werkzoekenden in de doelgroep komen voor het eerst in aanmerking voor de RSZ-vermindering op maand 6. Dat wordt aangeduid door de verticale stippellijn.

De regressie in tabel 8.5 onderzoekt of er een statistisch significante sprong is in uitstroom naar werk tussen de 6de en 7de maand voor werkzoekenden uit de controlegroep (werkzoekenden van 40 t.e.m. 43 jaar). We vergelijken opnieuw werkzoekenden ingeschreven in 2012 t.e.m. 2015 met werkzoekenden ingestroomd in 2017 of 2018. We controleren niet voor dynamische selectie-effecten. We stellen vast dat ook werkzoekenden in de controlegroep die meer dan 6 maanden werkzoekend zijn minder snel uitstroom na dan voor de hervorming van het doelgroepenbeleid (-2,6 procentpunten). Dat roept vragen op over de validiteit van onze bevindingen voor de doelgroep. Een plausibele verklaring is dat

die vertekening zich voordoet doordat we niet kunnen controleren voor dynamische effecten in de controlegroep. Ook in de doelgroep stelden we vast dat de resultaten worden vertekend indien we niet controleren voor dynamische effecten.

Tabel 8.5 Uitstroom naar werk van langdurig werkzoekenden in de controlegroep

	(1)
Hervorming ## >6m werkloos	-0,0263*** (0,00305)
Observaties	215 624
R ²	0,029

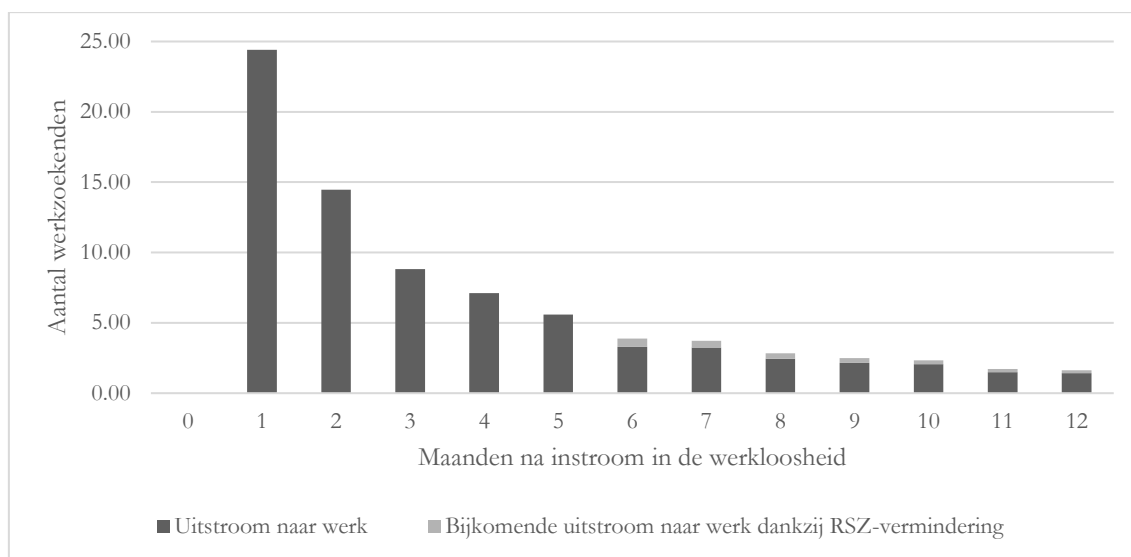
* De regressie controleert voor de kenmerken van de werkzoekende, het jaar van instroom in de werkloosheid en de werkloosheidsduur (met dummies). Kenmerken werkzoekenden: studieniveau (laag- midden-, hogeschoold), geslacht, leeftijd, origine (EU-15, EU-13, andere) en kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen).
Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *; robuuste standaardfouten staan tussen haakjes.

8.4 Een kosten(-baten) analyse

Het afschaffen van de RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekende 45+ verlaagt de uitstroom naar werk met 1,5 procentpunten voor werkzoekenden die meer dan 6 maanden werkloos zijn. Om beter te vatten hoe substantieel die effecten zijn illustreren we hoeveel werkzoekenden dankzij een RSZ-vermindering werk zouden vinden. We geven met andere woorden aan hoeveel ‘netto-jobs’ er kunnen worden gecreëerd met een RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekenden. Dat laat ook toe om een indicatie te geven van de kost per gecreëerde job.

We starten van een situatie waarbij 100 werkzoekende 45+ instromen bij de VDAB in 2017. Figuur 8.4 geeft aan welk aandeel uitstroomt in welke maand. Zo hebben 24,4 werkzoekenden na 1 maand reeds opnieuw werk. Werkzoekenden die meer dan 6 maanden werkzoekend zijn hebben recht op een RSZ-vermindering. Ook zonder RSZ-vermindering zou een deel van de langdurig werkzoekenden uitstromen naar werk. De figuur maakt daarom een onderscheid tussen langdurig werkzoekenden die ook zonder RSZ-vermindering werk zouden vinden en langdurig werkzoekenden die dankzij de RSZ-vermindering werk vinden. Bij een werkloosheidsduur van 6 maanden vinden 3,29 werkzoekenden in elk geval werk, terwijl 0,59 werkzoekenden uitstromen naar werk dankzij de lastenverlaging. Ook in de daaropvolgende maanden zien we dat de RSZ-vermindering bijkomende jobs creëert, maar dat het merendeel van de werkzoekenden ook zonder RSZ-vermindering zou uitstromen naar werk.

Figuur 8.4 Uitstroom naar werk dankzij de RSZ-vermindering



Die analyses laten toe om de kost per netto-job te schatten (tabel 8.6). Van de 3,88 werkzoekenden die uitstromen naar werk na een werkloosheidsduur van 6 maanden,⁴² stromen er 0,59 uit dankzij de RSZ-vermindering. De kerncijfers in tabel 8.2 geven aan dat de RSZ-vermindering in 2016 gemiddeld 494 euro per begunstigde en kwartaal bedroeg. Dat betekent dat - wanneer alle werkgevers van de RSZ-vermindering gebruik zouden maken - de prijs per netto job 12 983 euro per jaar bedraagt ($=3,88 \cdot 494 \cdot 4 / 0,59$).

In praktijk is de take-up geen 100%, waardoor de kost per job wordt overschat. We kunnen de take-up van de RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekenden niet exact berekenen, en nemen daarom aan dat de take-up dezelfde grootteorde heeft als de take-up van de doelgroepvermindering van laag- en middengeschoolde jongeren (ongeveer 70%). Dat komt ook overeen met de take-up van de RSZ-vermindering voor de eerste aanwerving (Boucq & Novella, 2018). In dat geval daalt de kost per netto job naar 9 088 euro/jaar.

Tot slot is het correcter de kost per voltijds-equivalente job te berekenen in plaats van per begunstigde. Een deel van de begunstigden werkt immers niet voltijds. De kerncijfers in tabel 8.2 geven aan dat in 2016 de begunstigden gemiddeld 66% van een voltijds-equivalent werkten. Daardoor schatten we de kost per netto voltijds-equivalente job op 13 770 euro ($=9 088 / 66\%$). Dat beschouwen we als de meest correcte schatting omdat zowel rekening wordt gehouden met een onvolledige take-up als met deeltijdse tewerkstelling. Toch moeten dergelijke schattingen met de nodige omzichtigheid worden geïnterpreteerd omdat ze erg afhankelijk zijn van de onderliggende assumpties.

⁴² Dezelfde berekeningen kunnen ook worden gemaakt voor de daaropvolgende maanden. De resultaten zijn gelijkaardig.

Tabel 8.6 Kost per nieuwe netto-job van de RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekenden

<i>PARAMETERS</i>	
Aantal wz die uitstromen naar werk na 6 maanden	3,88
Waarvan deadweight effect	3,29
Waarvan netto-jobs	0,59
Kost/begunstigde/kwartaal	494 euro
Gemiddeld arbeidsvolume/begunstigde (% VTE)	66%
<i>KOST/BEGUNSTIGDE/JAAR</i>	
Bij volledige take-up	12 983 euro
Bij take-up van 70%	9 088 euro
<i>KOST/VTE/JAAR</i>	
Bij volledige take-up	19 671 euro
Bij take-up van 70%	13 770 euro

Die kostprijs zou kunnen worden vergeleken met de baten van een bijkomende job zoals het wegvallen van werkloosheidsuitkeringen en bijkomende belastinginkomsten (zie Gerard & Valsamis, 2013), of met de kostprijs van andere vormen van arbeidsmarktbeleid. Een gedetailleerde analyse van de baten valt buiten het bestek van deze studie, en zou bijkomende informatie vragen over het profiel van de werkzoekenden die meer dan 6 maanden werkzoekend zijn (e.g. welke uitkeringen ontvangen ze, aan welke lonen worden ze tewerkgesteld, ...).

8.5 Conclusie

Het Vlaamse doelgroepenbeleid opteerde ervoor om niet langer RSZ-verminderingen toe te kennen op basis van de werkloosheidsduur. In het federale doelgroepenbeleid werd dit criterium echter wel gebruikt. Daardoor kunnen we analyseren of het afschaffen van de RSZ-vermindering voor 45+ die minimaal 6 maanden werkloos zijn (gemeten over een periode van 9 maanden) heeft geleid tot het vertragen van de uitstroom naar werk van die groep.

De analyses werden stap voor stap opgebouwd (figuur 8.5). Eerst vergeleken we uitstroom naar werk van langdurig werkzoekende 45+ voor en na het afschaffen van de RSZ-vermindering. Vervolgens werden de resultaten gecorrigeerd voor de economische conjunctuur en dynamische selectie-effecten. Daarna toonden we aan dat de resultaten niet worden vertekend door substitutie-effecten tussen werkzoekenden die meer en minder dan 6 maanden werkzoekend zijn of door andere beleidswijzigingen voor langdurig werkzoekenden. *We concluderen dat uitstroom naar werk van langdurig werkzoekenden is gedaald met 1,5 procentpunten door het afschaffen van de RSZ-vermindering.* Dat betekent dat de RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekenden wel degelijk een positief effect had op uitstroom naar werk en bijdroeg tot het vermijden van langdurige werkloosheid. Het positief effect is bovendien substantieel. Na de hervorming stroomt gemiddeld 8,3% van de werkzoekenden die 6 maanden werkloos zijn uit naar werk in de daaropvolgende maand. Indien de RSZ-vermindering nog zou bestaan, schatten we dat die uitstroom 9,8% zou bedragen en dus 18% hoger zou liggen.

Figuur 8.5 Samenvatting van de analyses



De academische literatuur over de effectiviteit van loonkostensubsidies voor langdurig werkzoekenden is eerder beperkt. Schünemann et al. (2015) vinden geen significante effecten, maar geven zelf aan dat hun studie onvoldoende ‘power’ heeft om kleine effecten te detecteren. De positieve effecten in Zweden gerapporteerd door Sjögren en Vikström (2015) hebben daarentegen dezelfde grootteorde als onze resultaten. Zij vinden dat loonkostensubsidies voor werkzoekenden die 12 maanden werkzoekend zijn, de uitstroom naar werk verhogen met 19,7%. Ook evaluaties van een loonkostensubsidie in Italië voor werkzoekenden die 2 jaar werkzoekend zijn vinden positieve resultaten op de uitstroom naar werk (Ciani et al., 2019, Pasquini et al., 2019)

We toonden aan dat het afschaffen van de RSZ-vermindering voor werkzoekende 45+ die zes maanden werkzoekend zijn heeft geleid tot een vertraging van de uitstroom naar werk van die doelgroep. Bovendien vonden we geen bewijs dat werkgevers voor de hervorming van het doelgroepenbeleid werkzoekende 45+ die meer dan 6 maanden werkzoekend waren aanwierven ten koste van werkzoekende 45+ die minder dan 6 maanden werkzoekend waren. Het is wel mogelijk dat er nog andere substitutie-effecten speelden, bijvoorbeeld tussen werkzoekenden jonger en ouder dan 45 jaar. Die substitutie-effecten zijn moeilijk te meten. Wanneer ze zouden optreden, impliceert dit wel dat de netto jobcreatie dankzij de RSZ-vermindering lager ligt dan dat onze schatting aangeeft.

Verschillende beleidsrelevante vragen worden in onze evaluatie niet beantwoord. Ten eerste biedt de evaluatie geen inzicht in de optimale design van een loonkostensubsidie voor langdurig werkzoekenden zoals het bedrag van de subsidie en de looptijd. Is het effectiever om een loonkostensubsidie van 1 000 euro/kwartaal toe te kennen gedurende 5 kwartalen, of geven we beter een loonkostensubsidie van 500 euro/kwartaal gedurende 10 kwartalen? In welk mate maakt het een verschil wanneer de loonkostensubsidie na een aantal kwartalen daalt, of is het effectiever wanneer de subsidie de eerste kwartalen laag is, vervolgens een aantal kwartalen hoger ligt en dan opnieuw daalt zoals in het Brussels Hoofdstedelijk Gewest (zie ook sectie 1.1.2). Dat soort praktische vragen is van belang bij het vormgeven van loonkostensubsidies.

Ten tweede hebben we niet onderzocht wat er gebeurt met de betrokken werknemers wanneer de loonkostensubsidie afloopt. Een loonkostensubsidie is effectiever wanneer na afloop van de subsidie

de werknemer tewerkgesteld blijft dan wanneer de werknemers na afloop van de subsidie opnieuw werkzoekend wordt. Een dergelijke analyse zou erg zinvol zijn, maar vereist longitudinale KSZ-data.

Ten derde wagen we ons niet aan een gedetailleerde kosten-batenanalyse. Wel schatten we de kost van het creëren een voltijdse netto job met een RSZ-vermindering op 14 000 euro/jaar. Die schatting moet voorzichtig worden geïnterpreteerd omdat ze erg gevoelig is aan de onderliggende assumpties. Die kost zou kunnen worden vergeleken met de opbrengst van een bijkomende voltijdse job. Het zou bovendien nog relevanter zijn om de kosteneffectiviteit van de loonkostensubsidie te vergelijken met andere programma's voor langdurig werkzoekenden zoals het Versnellingsplan voor langdurig werkzoekenden of de tender Tijdelijke Werkervaring (TWE) die ook inzetten op langdurig werkzoekenden.

Tot slot rest de vraag of de positieve resultaten op uitstroom naar werk van de loonkostensubsidies voor 45+ die 6 maanden werkloos zijn ook betekenen dat loonkostensubsidies voor werkzoekenden die 12 maanden werkloos zijn effectief zouden zijn. Het is moeilijk om resultaten voor een specifieke groep te extrapoleren naar een andere groep. Enkel bijkomend onderzoek kan hier uitsluitsel over bieden. Toch lijkt het aannemelijk dat ook loonkostensubsidies voor werkzoekenden die 12 maanden werkloos zijn ook effectief kunnen zijn. Ten eerste wordt de afstand tot de arbeidsmarkt groter naarmate de werkloosheidsduur toeneemt. Hoe kwetsbaarder werkzoekenden (wat vaak betekent dat ze minder productief zijn), hoe effectiever loonkostensubsidies kunnen zijn. De vaststelling dat loonkostensubsidies werken voor werkzoekenden die 6 maanden werkloos zijn suggereert dus dat loonkostensubsidies voor werkzoekenden die 12 maanden werkloos zijn (en dus nog kwetsbaarder zijn) ook kunnen werken. Ten tweede geven evaluaties in de academische literatuur aan dat loonkostensubsidies voor langdurige werkzoekenden effectief zijn.

9 | De Vlaamse ondersteuningspremie (VOP)

Samenvatting

- Dit hoofdstuk focust op de effectiviteit van de Vlaamse Ondersteuningspremie (VOP) voor werkzoekenden met een erkende arbeidshandicap. De VOP kan ook ingezet worden voor werknemers met een arbeidshandicap.
- Uitgaven aan de VOP bedroegen bijna 91 miljoen euro in 2018 (werkzoekenden, werknemers en zelfstandigen).
- Personen met een arbeidshandicap die het recht op VOP verwerven, kunnen aanspraak maken op een loonkostensubsidie van 40% van het geplafonneerde referenteloan in de eerste vier kwartalen van tewerkstelling bij een nieuwe werkgever. De premie is degressief in de tijd. Na 4 kwartalen is de maximale subsidie gelijk aan 30%; en na 8 kwartalen gelijk aan 20%.
- De periode van evaluatie januari 2012 tot en met december 2018 kende geen belangrijke beleidswijzigingen.
- In de afwezigheid van een beleidswijziging hebben we de toepassingsmogelijkheden van een *regression discontinuity in time* (RDit) geëxploreerd om uitspraken te doen over de effecten van het recht op VOP op uitstroom naar werk onder werkzoekenden met een arbeidshandicap.
- Het geschatte effect is gelijk aan 1,9 procentpunten meer kans op uitstroom naar werk dankzij het verworven recht op VOP voor werkzoekenden zonder indicatie BuSO. Voor werkzoekenden met een indicatie BuSO verhoogt de kans op uitstroom naar werk met 2,9 procentpunten.
- We houden geen rekening met substitutie-effecten (bv. tussen personen met een recht op VOP en personen zonder arbeidshandicap maar met een gelijkaardig profiel).

Loonkostensubsidies zijn in veel landen een belangrijk instrument voor activerend arbeidsmarktbeleid t.a.v. werkzoekenden met een arbeidshandicap (Samoy & Waterplas, 2012). In dit hoofdstuk beschrijven we een evaluatie van de Vlaamse Ondersteuningspremie (VOP), een loonkostensubsidie voor een zorgvuldig afgebakende doelgroep van werkzoekenden met een arbeidshandicap. Werknemers met een arbeidshandicap vallen buiten dit onderzoek. In overeenstemming met de idee van activerend arbeidsmarktbeleid heeft de VOP tot doel de uitstroom naar werk van werkzoekenden met een (tijdelijke) arbeidshandicap te stimuleren door een tegemoetkoming te geven aan de werkgever die deze doelgroep in dienst neemt.⁴³ De loonkostensubsidie is degressief in de tijd (40%; 30%; 20%) en kent een looptijd van 5 jaar (met mogelijkheid tot verlenging). Tot op heden is slechts weinig over de effectiviteit van de VOP geweten (Baert, 2016). Nochtans gaat er jaarlijks een behoorlijk budget (91 miljoen euro in 2018) naar de financiering van deze loonkostensubsidie. We dragen bij aan de stroom van literatuur over de effectiviteit van loonkostensubsidies t.a.v. werkzoekenden met een arbeidshandicap door de effectiviteit van de VOP te schatten met behulp van geavanceerde quasi-experimentele methoden.⁴⁴ We tonen aan dat de VOP leidt tot substantiële significante impact op de uitstroom naar werk onder werkzoekenden met een arbeidshandicap.

Dit hoofdstuk bestaat uit 7 secties. In sectie 9.1 wordt de literatuur over loonkostensubsidies voor werkzoekenden met een arbeidshandicap besproken, en het wettelijke kader in sectie 9.2. Data en beschrijvende statistieken worden gepresenteerd in sectie 9.3. De methode wordt beschreven in

43 Hoewel we doorheen dit hoofdstuk vaak zullen spreken van een persoon met een VOP, omdat personen met een VOP met persoonlijke titel in de dataset van Departement Werk en Sociale Economie (DWSE) worden geregistreerd, komt de premie in feite niet tegemoet aan de persoon zelf, maar aan de werkgever. Daarom zullen we in kader van de VOP ook spreken van een loonkostensubsidie.

44 Meer informatie over (quasi-) experimentele methoden:
https://www.researchgate.net/publication/320346546_HET_RENDEMENT_VAN_OPLEIDINGEN_IN_HET_BELEIDSDOMEIN_'WERK'

sectie 9.4. Sectie 9.5 toont de resultaten naar indicatie BuSO, en in sectie 9.6 volgt er een robuustheidsanalyse. Sectie 7 besluit.

9.1 Literatuur

Er is niet veel literatuur over de effectiviteit van loonkostensubsidies t.a.v. personen met een arbeids-handicap. Tabel 9.1 vat de literatuur samen met betrekking tot loonkostensubsidies voor werkzoekenden met een arbeidshandicap. Om deze tabel te maken hebben we de nadruk gelegd op bewijsvoering die gebaseerd wordt op (quasi-) experimentele methoden en technieken. Deze technieken helpen onderzoekers op zoek te gaan naar oorzakelijke bewijsvoering, bijvoorbeeld, door te kijken naar de impact van beleidswijzigingen op arbeidsmarktstatus van werkzoekenden met een arbeidshandicap (Datta Gupta & Larsen, 2015), of door veldexperimenten op te zetten die in staat zijn om de situatie van werkzoekenden met een arbeidshandicap zinvol te vergelijken met andere personen (bv. Baert, 2016).

In totaal rapporteren we over 11 studies die gepubliceerd werden tussen 2000 en 2019. Het merendeel van de studies werd gepubliceerd tussen 2015-2018. Sinds 2015 is er een duidelijke toename geweest in de uitvoering van veldexperimenten. Telkens werd er gebruik gemaakt van fictieve sollicitaties op reële vacatures om zo hypothesen rond de barrières van uitstroom naar werk onder personen met een arbeidshandicap te toetsen – en of loonkostensubsidies in staat zijn deze barrières weg te werken. De studies van Ameri et al. (2018) en Bellemare et al. (2018) zijn twee veldexperimenten die aantonen dat werkzoekenden met een arbeidshandicap minder uitnodigingen krijgen voor sollicitatiegesprekken dan werkzoekenden zonder arbeidshandicap wanneer ze informatie over hun handicap onthullen.⁴⁵ Baert (2016) en Bellemare et al. (2018) tonen aan dat informatie over het recht op loonkostensubsidie op een CV niet in staat is om werkgevers te overtuigen om personen met een arbeids-handicap voor een sollicitatiegesprek uit te nodigen. Deuchert & Kauer (2017) voegen hieraan toe dat de kans op uitnodiging voor een sollicitatiegesprek kan verschillen naargelang de doelgroep. Zo bleek informatie over loonkostensubsidies op CV's wél te werken onder personen met een arbeidsbeperking in Zwitserland die via arbeidsbemiddelaars naar een job zoeken. Dit in tegenstelling tot schoolverlaters uit het (bijzonder) beroepsonderwijs met een automatische indicatie van recht op loonkostensubsidie. Geen van voorgaande studies doet uitspraken over het effectief krijgen van de job na het sollicitatiegesprek.

Drie studies maken gebruik van beleidswijzigingen om causale effecten van doelgroepenbeleid t.a.v. personen met een arbeidshandicap te schatten. Zo kijken Datta Gupta & Larsen (2015) naar de impact van een nieuwe regeling in Denemarken op de tewerkstellingskansen van personen met arbeidshandicap. In het bijzonder voerde de Deense regering een nieuw beleidsinstrument in op 1 januari 1998, de Flexjobs-regeling, voor de activering van personen met een arbeidshandicap. Flexjobs worden geassocieerd met bijzondere arbeidsomstandigheden, b.v. verminderde werktijden, aangepaste arbeidsomstandigheden en beperkte eisen over de uitvoering van de job. Daarnaast krijgen werkgevers die werkzoekenden met een arbeidshandicap aanwerven onder de Flexjobs regeling recht op een gedeeltelijke loonkostensubsidie. De loonkostensubsidie is onbeperkt in de tijd. Er wordt aangetoond in de studie van Datta Gupta & Larsen (2015) dat dit beleid slechts bescheiden effecten had op de uitstroom naar werk onder de doelgroep. Bovendien waarschuwen de auteurs voor maatschappelijk verliezen doordat er meer gesubsidieerde jobs worden toegewezen aan werkzoekenden met een arbeidshandicap die in afwezigheid van de Flexjob-regeling in een reguliere jobs tewerkgesteld zouden zijn.⁴⁶

45 In dit verband wordt verwezen naar discriminatie op de arbeidsmarkt. Neumark & Rich (2019) geven echter aan dat veldexperimenten discriminatie op de arbeidsmarkt overschatten. Niet-observeerbare verschillen in productiviteit of kwaliteit tussen de gediscrimineerde groep en meerderheidsgroep kunnen aan de basis liggen van vertekende resultaten.

46 In dit kader spreekt men in de Engelstalige literatuur van *deadweight loss*.

Tabel 9.1 Samenvatting van de literatuur

Eerste auteur	Jaar	Land	Focus	Methode	Resultaten
Ameri	2018	Verenigde Staten van Amerika	Discriminatie op de arbeidsmarkt t.a.v. werkzoekenden met arbeidshandicap.	Veldexperiment: De onderzoekers onthulden lichamelijke of geestelijke gezondheidsproblemen op een curriculum vitae (CV). De kans op uitnodiging van een persoon met arbeidshandicap voor een sollicitatiegesprek op basis van deze CV's wordt vervolgens vergeleken met CV's waar deze informatie niet wordt onthuld.	Werkzoekenden met een CV waarop informatie staat over hun arbeidshandicap ontvangen 26% minder uitnodigingen voor een sollicitatiegesprek van werkgevers dan werkzoekenden met een CV waarop deze informatie niet staat.
Angelov	2018	Zweden	Evaluatie van loonkostensubsidies voor werkzoekenden met arbeidshandicap.	Geschatte effecten worden gecorrigeerd voor de kans dat men behoort tot de doelgroep van arbeidshandicap met behulp van matching technieken.	Loonkostensubsidies voor werkzoekenden met arbeidshandicap leiden tot meer tewerkstelling in de sociale economie. Tegelijk leiden loonkostensubsidies ook tot minder werkzoekenden met arbeidshandicap die leven van een invaliditeitsuitkering.
Baert	2016	België (Vlaanderen)	Desinformatie bij werkgevers over tegemoetkomingen van de Vlaamse overheid bij de aanwerving van een persoon met arbeidshandicap.	Veldexperiment: De onderzoekers onthulden het recht op een Vlaamse ondersteuningspremie (VOP) op een curriculum vitae (CV). De kans op uitnodiging van een persoon met arbeidshandicap voor een sollicitatiegesprek op basis van deze CV's wordt vervolgens vergeleken met CV's waar deze informatie niet wordt onthuld.	De indicatie van recht hebben op een VOP op een CV leidt niet significant tot meer uitnodigingen voor interviews onder werkzoekenden met een arbeidshandicap.
Bellemare	2018	Canada	Discriminatie op de arbeidsmarkt t.a.v. werkzoekenden met arbeidshandicap.	Veldexperiment: De onderzoekers onthulden informatie over fysieke arbeidsbeperkingen en het recht op een loonkostensubsidie op een curriculum vitae (CV). De kans op uitnodiging van een persoon met arbeidshandicap voor een sollicitatiegesprek op basis van deze CV's wordt vervolgens vergeleken met CV's waar deze informatie niet wordt onthuld.	De onderzoekers schatten dat werkzoekenden zonder handicap meer worden uitgenodigd voor een sollicitatiegesprek dan werkzoekenden zonder handicap. De geschatte kansen zijn 14,4% en 7,2%. Bovendien wordt aangetoond dat het vermelden van het recht op loonkostensubsidies de kans op een sollicitatiegesprek niet verhoogd.
Datta Gupta	2015	Denemarken	Evaluatie van een nieuw beleid t.a.v. werkzoekenden met een arbeidshandicap.	Werkzoekenden die recht hebben op het nieuwe doelgroepenbeleid worden vergeleken met werkzoekenden die dit recht niet hebben voor en na de introductie van het nieuwe doelgroepenbeleid.	De auteurs vinden slechts bescheiden effecten van het nieuwe beleid (de Flexjob-regeling) op de arbeidsparticipatie van gehandicapten. Effecten van 10,5 à 12,5 procentpunten worden voornamelijk gevonden onder 35-44 jarigen. Er is ook sprake van een maatschappelijk verlies doordat er meer gesubsidieerde jobs worden toegewezen aan werkzoekenden met een arbeidshandicap die in afwezigheid van het nieuwe beleid in een reguliere jobs tewerkgesteld zouden zijn.

Tabel 9.1 Samenvatting van de literatuur (vervolg)

Eerste auteur	Jaar	Land	Focus	Methode	Resultaten
Dano	2005	Denemarken	Impact van arbeids-handicap op tewerkstelling.	Geschatte effecten worden gecorrigeerd voor de kans dat men behoort tot de doelgroep van arbeidshandicap met behulp van matching technieken.	Mannen hebben minder kans op tewerkstelling dan vrouwen na een ongeval op de weg.
Deuchtert	2017	Zwitserland	Discriminatie op de arbeidsmarkt t.a.v. werkzoekenden met arbeidshandicap.	Veldexperiment: De onderzoekers onthulden het recht op loonkostensubsidies op een curriculum vitae (CV). De kans op uitnodiging van een persoon met arbeidshandicap voor een sollicitatiegesprek op basis van deze CV's wordt vervolgens vergeleken met CV's waar deze informatie niet wordt onthuld.	De onderzoekers vinden heterogene effecten naargelang de doelgroep. Schoolverlaters van het beroepsonderwijs die in aanmerking komen voor een loonkostensubsidie profiteren niet van de onthullende informatie op hun CV, terwijl cliënten van arbeidsbemiddelaars wel voordelen ervan ondervinden. Er wordt gargumenteerd dat niet alle schoolverlaters effectief nood hebben aan de loonkostensubsidie. Dit in tegenstelling tot cliënten van arbeidsbemiddelaars.
Jiménez-Martín	2019	Spanje	Evaluatie van loonkostensubsidies voor werkzoekenden met arbeidshandicap.	Werkzoekenden die recht hebben op het nieuwe doelgroepenbeleid worden vergeleken met werkzoekenden die dit recht niet hebben voor en na de introductie van het nieuwe doelgroepenbeleid.	De onderzoekers tonen aan dat loonkostensubsidies niet effectief zijn om de uitstroom naar werk onder werkzoekenden met arbeidshandicap te verhogen. Bovendien schatten ze verschillende neveneffecten van het doelgroepenbeleid waaronder meer tijdelijke tewerkstelling en meer instroom in de invaliditeitsverzekering.
Lalive	2013	Oostenrijk	Evaluatie van tewerkstellingsquota in bedrijven voor werkzoekenden met een arbeidshandicap.	Er wordt gekeken naar het aantal werkzoekenden met een arbeidshandicap in bedrijven rond de grens van de tewerkstellingsquota. De quota ligt op 1 persoon met arbeidshandicap per 25 werkzoekenden zonder arbeidshandicap.	Er wordt een stijging in de kans op tewerkstelling van werkzoekenden met arbeidshandicap geschat van 12%.
Lechner	2011	Duitsland	Impact van arbeids-handicap op tewerkstelling.	Geschatte effecten worden gecorrigeerd voor de kans dat men behoort tot de doelgroep van arbeidshandicap met behulp van matching technieken.	Werkzoekenden met een arbeidshandicap hebben 3% tot 10% minder kans op tewerkstelling dan werkzoekenden zonder arbeidshandicap. De studie kijkt in het bijzonder naar werkzoekenden die in de loop van hun carrière plots arbeidsgehandicapt worden.
Verick	2004	Duitsland	Evaluatie van een nieuw beleid t.a.v. werkzoekenden met een arbeidshandicap.	Werkzoekenden die recht hebben op het nieuwe doelgroepenbeleid worden vergeleken met werkzoekenden die dit recht niet hebben voor en na de introductie van het nieuwe doelgroepenbeleid.	Er is geen significant bewijs dat de hervorming van het doelgroepenbeleid leidde tot meer kans op uitstroom naar werk onder werkzoekenden met (zware) arbeidshandicap.

Verick (2004) vindt voor Duitsland geen significant bewijs dat de hervorming van het doelgroepenbeleid leidde tot meer kans op uitstroom naar werk onder werkzoekenden met (zware) arbeidshandicap. Jiménez-Martín et al. (2019) tonen ook aan dat loonkostensubsidies in Spanje niet effectief zijn om de uitstroom naar werk onder werkzoekenden met arbeidshandicap te verhogen. Bovendien schatten de auteurs verschillende neveneffecten van het doelgroepenbeleid in Spanje waaronder meer tijdelijke tewerkstelling en meer instroom in de invaliditeitsverzekering onder werkzoekenden met arbeidshandicap.

Lalive et al. (2013) is de enige quasi-experimentele studie onder de 11 studies in tabel 9.1 die kijkt naar de causale effecten van tewerkstellingsquota's voor bedrijven op de aanwerving van werkzoekenden met arbeidshandicap. In het bijzonder kijken de auteurs naar de situatie van Oostenrijk waar per 25 personen er 1 persoon met arbeidshandicap dient aangeworven te worden. Wanneer bedrijven dit niet doen, worden ze beboet in de vorm van een belasting. Lalive en co-auteurs tonen aan dat dit beleid effectief is. Er wordt tot 12% meer personen met een arbeidshandicap aangeworven onder bedrijven die 25 werknemers in dienst hebben.

Ten slotte maken de studies van Dano (2005), Lechner & Vazquez-Alvarez (2011) en Angelov & Eliason (2018) gebruik van matching om werkzoekenden zonder arbeidshandicap aan werkzoekenden met een arbeidshandicap te koppelen met ongeveer dezelfde kenmerken (bv. geslacht, leeftijd, opleidingsniveau). In de studie van Lechner & Vazquez-Alvarez (2011) ligt de focus op de impact van arbeidshandicap verworven tijdens de loopbaan op de arbeidsmarkt. De auteurs schatten 3% tot 10% minder kans op tewerkstelling onder deze doelgroep t.a.v. werkzoekenden zonder arbeidshandicap. Dano (2005) bevestigt deze resultaten. Zij schat minder kans op tewerkstelling na een ongeval op de weg in het bijzonder onder mannen. Het verschil tussen man en vrouw valt te verklaren door het feit dat mannen eerder in de private sector tewerkgesteld waren voor hun ongeval, terwijl vrouwen overwegend in de publieke sector. De publieke sector lijkt zo meer job zekerheid te bieden dan de private sector.

Angelov & Eliason (2018) kijken naar de effectiviteit van loonkostensubsidies in Zweden. In plaats van werkzoekenden met arbeidshandicap te matchen aan een vergelijkbare controlegroep zonder arbeidshandicap, kiezen zij ervoor om werkzoekenden met arbeidshandicap die loonkostensubsidies ontvangen te matchen aan werkzoekenden met arbeidshandicap die géén loonkostensubsidies ontvangen. De auteurs tonen aan dat loonkostensubsidies vooral meer tewerkstelling creëren voor werkzoekenden met een arbeidshandicap in de sociale economie en dus minder in het normaal economisch circuit. Ze spreken in dit verband van *locking-in effecten* omdat werkzoekenden met arbeidshandicap via hun verhoogde tewerkstelling in de sociale economie dankzij de loonkostensubsidie in het gesubsidieerde circuit blijven. Tegelijk wordt ook geobserveerd dat loonkostensubsidies minder mensen doen instromen in de invaliditeitsuitkering.

9.2 Wettelijk kader

Een persoon met arbeidshandicap heeft een langdurig en belangrijk probleem van deelname aan het arbeidsleven dat te wijten is aan het samenspel tussen functiestoornissen van mentale, psychische, lichamelijke of zintuiglijke aard, beperkingen bij het uitvoeren van activiteiten en persoonlijke en externe factoren. Uit cijfers van de Europese Enquête naar Arbeidskrachten (EAK ad-hoc module 2011) blijkt dat slechts 38% van de personen met een arbeidshandicap tewerkgesteld is op de arbeidsmarkt. Dit cijfer is 68% voor personen zonder arbeidshandicap. De VOP is een beleidsinstrument dat dient om de integratie van werkzoekenden met een arbeidshandicap in het normaal economisch circuit te verbeteren. De VOP wordt gegeven aan werkzoekenden en werknemers met een arbeidshandicap die werken in de private sector, het onderwijs of voor regionale overheden.⁴⁷ Ook zelfstandigen met een arbeidshandicap kunnen beroep doen op de ondersteuning.

⁴⁷ Werknemers van een lokaal bestuur moeten na 1 juli 2008 zijn aangeworven om in aanmerking te komen.

Personen die wonen in Vlaanderen met de status arbeidshandicap bij VDAB kunnen een recht op de VOP aanvragen.

Tabel 9.2 Wettelijk kader in verband met de Vlaamse Ondersteuningspremie

	Onbepaalde duur (sinds oktober 2010¹)	Bepaalde duur (vanaf 1 januari 2019)
Looptijd	5 jaar (20 kwartalen) Verlenging loonkostensubsidie mogelijk, mits schriftelijke motivering vanaf 6 maanden voor afloop van de loonkostensubsidie. Recht op VOP hoeft niet opnieuw te worden aangevraagd.	2 jaar (8 kwartalen) Verlenging loonkostensubsidie mogelijk, mits schriftelijke motivering vanaf 6 maanden voor afloop van de loonkostensubsidie. Recht op VOP dient ook opnieuw te worden aangevraagd bij VDAB.
Bedrag van de loonkostensubsidie in % van het referteloon*	Bij <i>dezelfde</i> werkgever: 40% in kwartaal 1 tot kwartaal 4 30% in kwartaal 5 tot kwartaal 8 20% in kwartaal 9 tot kwartaal 20 <i>Noot:</i> Werkgever kan een gemotiveerde aanvraag indienen om een loonkostensubsidie tot maximaal 60% te bekomen.	Bij <i>dezelfde</i> werkgever: 20% in kwartaal 1 tot kwartaal 4 20% in kwartaal 5 tot kwartaal 8 <i>Noot:</i> Werkgever kan een gemotiveerde aanvraag indienen om een loonkostensubsidie tot maximaal 60% te bekomen.
Locatie	Medewerker woont in Vlaanderen of Brussel ²	Medewerker woont in Vlaanderen of Brussel ²
Werkgever	De werkgever is een ontvankelijke organisatie (privésektor, het onderwijs, uitzendsector een lokaal bestuur of maatwerkbedrijf) of zelfstandige.	De werkgever is een ontvankelijke organisatie (privésektor, het onderwijs, uitzendsector een lokaal bestuur of maatwerkbedrijf).

* Het referteloon wordt geplafonneerd op het dubbele van het gemiddelde gewaarborgd minimum maandinkomen. Noot 1: Voor een discussie over de belangrijkste wijzigingen aan de VOP-regeling, wordt verwezen naar Samoy & Waterplas (2012). Noot 2: Vanaf 1 januari 2019 hebben medewerkers in Brussel niet langer recht op VOP.

Bron Eigen verwerking van *Besluit van de Vlaamse Regering betreffende de professionele integratie van personen met een arbeidshandicap* (8/7/2008)

Sinds 1 januari 2019 wordt er onderscheid gemaakt in de bedragen van de premie naargelang de looptijd van het recht op de VOP. In het bijzonder bestaan er twee categorieën: de VOP *onbepaalde duur* en de VOP *bepaalde duur*. Het recht van onbepaalde duur wordt toegekend bij aandoeningen waarvan men verwacht dat deze niet meer gaan evolueren. Het gaat dan om een blijvend rendementsverlies of bijkomende kosten. Bij een recht van bepaalde duur veroorzaakt de aandoening momenteel wel bijkomende kosten of een rendementsverlies, maar de aandoening kan nog evolueren. Een voorbeeld hierbij zijn personen die revalideren van kanker. De persoon moet bij VDAB een recht op de VOP aanvragen en VDAB bepaalt of het om een recht van bepaalde dan wel onbepaalde duur gaat.⁴⁸ Hoewel de terminologie anders doet uitschijnen is de loonkostensubsidie voor onbepaalde duur beperkt in de tijd tot 5 jaar, maar verlengbaar.⁴⁹ Dit kan vanaf 6 maanden voor afloop van de VOP. De werkgever moet de vraag tot verlenging motiveren. Bovendien kan men ook mits motivering bij DWSE een verhoging aanvragen van de loonkostensubsidie. De persoon met arbeidshandicap zelf, hoeft géén nieuwe aanvraag in te dienen voor een verlenging van het recht op een VOP. Zodoende is het *recht op VOP* wél van onbepaalde duur.

Wat betreft de VOP van bepaalde duur, kent deze een looptijd van 2 jaar. Men kan echter mits motivering een verlenging van de loonkostensubsidie aanvragen bij het Departement Werk en Sociale

⁴⁸ Bron: <https://www.prato.be/vlaamse-ondersteuningspremie-vop-van-bepaalde-duur-sinds-01-01-2019/>

⁴⁹ Er heeft tussen 2008 en 2010 een VOP bestaan die effectief onbeperkt in de tijd was zonder dat men een gemotiveerde aanvraag tot verlenging moest indienen (Samoy & Waterplas, 2012).

Economie (DWSE). Bij de VOP van bepaalde duur, is het recht van de persoon beperkt in de tijd en moet bij een aanvraag tot verlenging door de werkgever, ook een nieuwe aanvraag voor het recht op VOP door de persoon worden ingediend. Al deze elementen tezamen met de hoogte van de loonkostensubsidie worden samengevat in tabel 9.2. Bij de analyse van de effectiviteit van de VOP, laten we VOP bepaalde duur buiten beschouwing.

De indicatie arbeidshandicap wordt verworven bij VDAB indien men (1) bewijzen kan voorleggen (o.a. medische attesten, bewijs van studies in het bijzonder onderwijs, recht op integratie-tegemoetkoming); of (2) na onderzoek door VDAB of een partner. Hoewel de status van arbeidshandicap (bij VDAB) een noodzakelijk voorwaarde is om een loonkostensubsidie te verstrekken, hebben niet alle personen met arbeidshandicap een recht op VOP. Het verwerven van de indicatie recht op VOP wordt uitvoerig besproken op de website van de VDAB.⁵⁰ Voor wat betreft de VOP van onbepaalde duur, de focus van dit hoofdstuk, kom je in aanmerking voor een recht op VOP als men aan één van 13 voorwaarden voldoet. Eén van die voorwaarden betreft het volgen van buitengewoon secundair onderwijs (BuSO). Schoolverlaters van BuSO hebben aldus een automatisch recht op VOP, maar dienen dit wel aan te vragen bij VDAB. Zonder dit recht 'te claimen', maakt een schoolverlater van BuSO dus geen gebruik van VOP bij de tewerkstelling. Bovendien moet de werkgever de loonkostensubsidie voor de BuSO schoolverlater ook nog aanvragen. Enkele voorwaarden kijken ook naar de arbeidsmarkthistoriek in maatwerkbedrijven (of beschutte werkplaatsen). Deze personen kunnen een recht op VOP verwerven mits men kan doorstromen naar een aansluitende tewerkstelling in een betrekking met minder ondersteuning. Andere voorwaarden hebben betrekking op een medisch attest van de arts, waarin staat dat men een aandoening heeft met een voldoende blijvende impact op de tewerkstelling. Verder kan het recht op VOP worden verworven via een erkenning van een auditieve, visuele, verstandelijke, psychische of fysieke handicap bij de federale dienst sociale zekerheid. Tot slot kan VDAB zelf bepalen op basis van een grondig onderzoek of de persoon in kwestie in aanmerking komt.

9.3 Data

9.3.1 Data van DWSE

We maken gebruik van twee databronnen: DWSE en VDAB. We starten met een beschrijving van de data van DWSE (N=18855). Figuur 9.1 plot de structuur van de dataset. Behalve informatie over VOP (bv. bedrag, referteloon, prestatiebreuk), bevat de dataset van DWSE ook informatie over doelgroepenvermindering (DGV) en aanwervingsincentive (AWI). Loonkostensubsidies aan (werkgevers van) personen die werken voor lokale besturen zitten niet in de data.⁵¹ De data van DWSE met betrekking tot VOP hebben een looptijd van het derde kwartaal (Q3) van 2016, oftewel het kwartaal van inkanteling in DWSE, tot en met het vierde kwartaal (Q4) van 2018. Dat wil concreet zeggen dat we geen data hebben van vóór het derde kwartaal van 2016 (links-censoring). De data zijn ook onderhevig aan rechts-censoring omdat er bij aanvang van ons onderzoek geen observaties waren voorbij het vierde kwartaal van 2018. Een ander belangrijke eigenschap van de data, is dat ze géén registraties bevatten van mensen met een VOP *bepaalde duur* die pas sinds 1 januari 2019 toegekend kan worden. In 2019 waren er slechts 101 personen waarvan hun werkgever deze loonkostensubsidie kreeg.

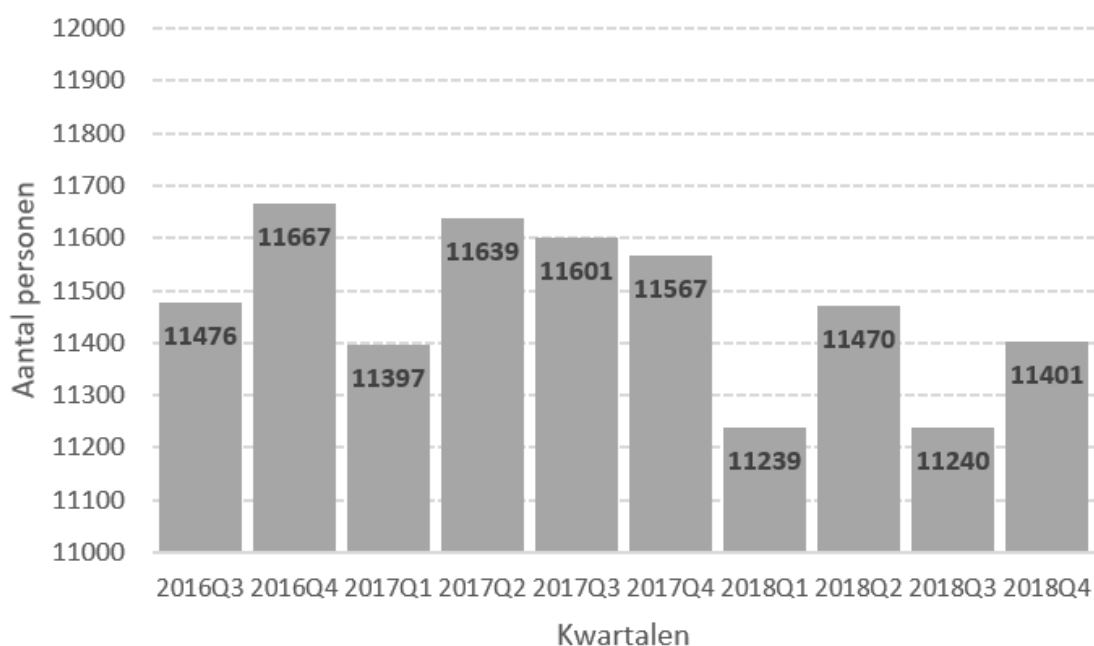
⁵⁰ Bron: <https://www.vdab.be/arbeidshandicap/voorwaardenvop>

⁵¹ Lokale besturen zitten er wel in als het om DGV of AWI gaat, enkel bij VOP verloopt de betaling nog buiten het systeem.

9.3.2 Kerncijfers

Tabel 9.3 presenteert de kerncijfers met betrekking tot de VOP. De kerncijfers hebben betrekking op de volledige populatie van (N=18855) personen waarvan de werkgever of zelfstandigen een loonkostensubsidie ontvangen in kader van de VOP in de periode 2016Q3-2018Q4. In wat volgt kapselen we de ‘zelfstandigen’ in onder de noemer van ‘werkgever’ om de leesbaarheid van de tekst te vereenvoudigen. Het aantal personen met een VOP uitgedrukt in voltijdse equivalenten (VTE) schommelt rond 9650. De loonkostensubsidie bedraagt gemiddeld 1818 euro per persoon of 2161 euro per VTE. Over de beschouwde periode 2016Q3 tot 2018Q4 investeerde de overheid 20,855 miljoen euro in de VOP per kwartaal, of 83,420 miljoen euro op jaarbasis. Belangrijk is dat deze kerncijfers géén informatie bevatten over de lokale besturen. Wanneer we dit bedrag aanvullen met cijfers over de lokale besturen, liggen de uitgaven aan de VOP op 90,997 miljoen euro in 2018. Wanneer we dit bedrag vergelijken met 5 jaar geleden, dan stegen de gemiddelde uitgaven aan de VOP op jaarbasis met 22,0%.⁵² Deze stijging is vooral toe te schrijven aan een stijging van de uitgaven (a rato van de anciënniteit van begunstigten), en minder aan de stijging van het aantal begunstigten over de tijd.

Figuur 9.1 **Structuur van de dataset van Departement Werk en Sociale Economie (N=18855)**



⁵² Bron: https://www.werk.be/sites/default/files/handicaparbeid_beleid_update_maart2015.pdf

Tabel 9.3 Kerncijfers Vlaamse Ondersteuningspremie voor personen met een arbeidshandicap (N=18855)

Kwartaal	Personen	Arbeidsvolume (VTE)	Bedrag/ begunstigde	Bedrag/ VTE	Totale kostprijs* (€ per kwartaal)	Totale kostprijs, <u>incl. lokale besturen</u> (€ per kwartaal)
20163	11476	9621	1704	2032	19°553°341	21°605°383
20164	11667	9793	1911	2277	22°298°320	24°063°189
20171	11397	9575	1794	2135	20°446°249	21°685°602
20172	11639	9771	1813	2159	21°097°674	22°859°531
20173	11601	9778	1717	2037	19°920°211	21°635°664
20174	11567	9721	1927	2293	22°294°304	24°655°130
20181	11239	9461	1794	2131	20°164°608	21°938°247
20182	11470	9674	1818	2156	20°852°863	22°688°494
20183	11240	9504	1738	2056	19°539°109	21°395°853
20184	11401	9606	1964	2331	22°387°205	24°974°116

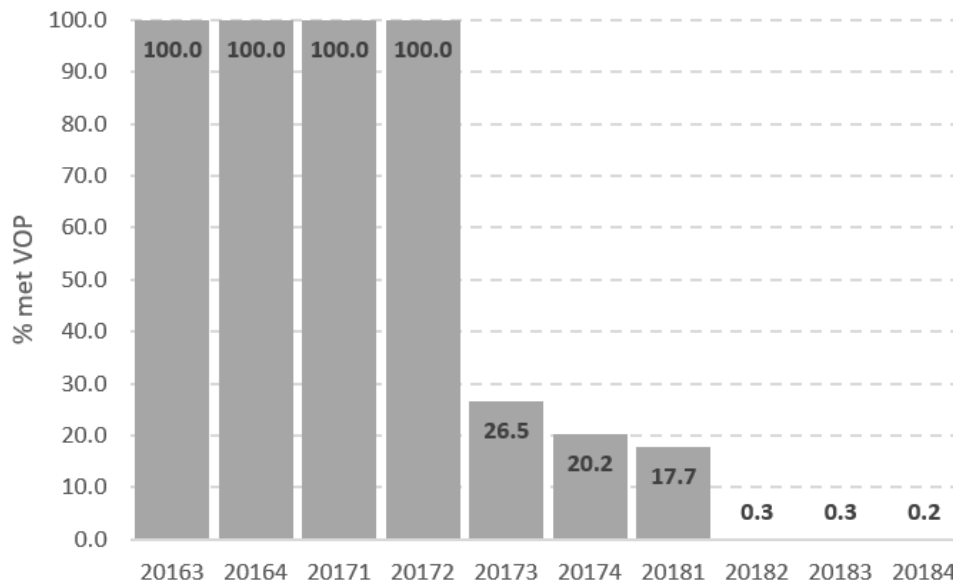
* In de data worden de lokale besturen buiten beschouwing gelaten. De loonkostensubsidie ligt altijd iets hoger in het tweede en in het vierde kwartaal. Dit heeft te maken met het vakantiegeld en de eindejaarspremie.

9.3.3 Looptijd van VOP

Als volgt bekijken we de duurzaamheid van de loonkostensubsidie voor personen met een arbeidshandicap. We hebben twee figuren in dit verband gemaakt. Beide figuren hebben betrekking op een sample van 1007 personen uit de DWSE-dataset waarvoor we 10 kwartalen observeren (i.e. het maximaal aantal kwartalen tussen 2016Q3-2018Q4). Voor deze personen kregen werkgevers de eerste vier kwartalen 40% loonkostensubsidie. Vervolgens bekijken we hoeveel personen effectief het standaardtraject van 40%; 30%; 20% volgen (figuur 9.2). Deze cijfers van het standaardtraject worden dan afgezet tegen een traject van continu 40% over de gehele looptijd in figuur 9.3.

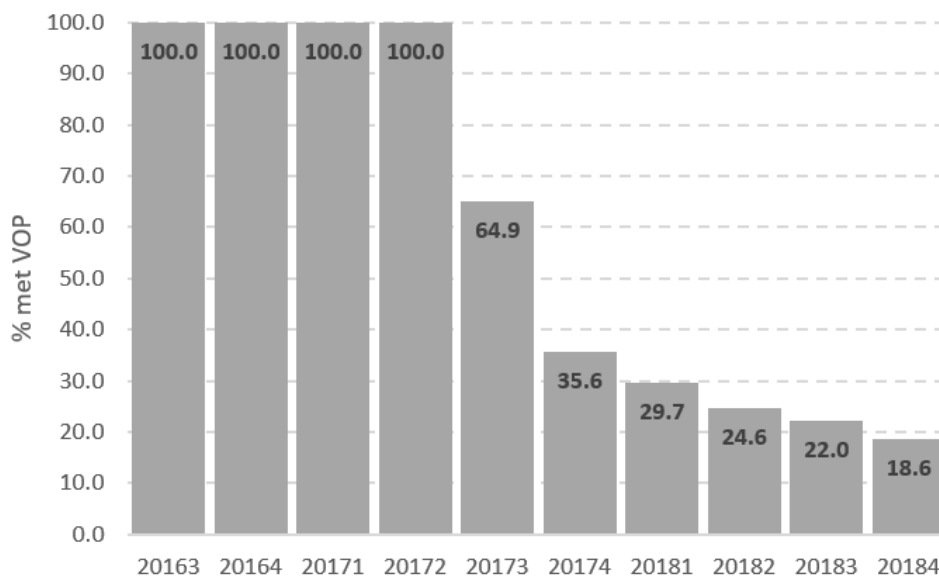
Aan de hand van figuur 9.2 stellen we vast dat bijna geen enkele persoon het volledige standaardtraject doorloopt (n.b. bij dezelfde werkgever). Er is een bijzondere breuk tussen 2017Q2 en 2017Q3. Slechts 26,5% van de personen met een VOP start effectief in het vijfde kwartaal met een loonkostensubsidie van 30%. Daartegenover staat dat de meeste personen (64,9%) met een VOP in een loonkostensubsidie van 40% blijven na afloop van het eerste jaar (figuur 9.3). Tien kwartalen nadat de VOP werd gestart blijkt nog steeds 18,4% van de werkgevers van een loonkostensubsidie van 40% te genieten voor hun personeel met een arbeidshandicap. Van de personen die niet terugvallen naar 30%, of die niet blijven op 40%, werd waarschijnlijk de arbeidsovereenkomst beëindigd. Dit kunnen we moeilijk in de data nagaan omdat we geen contracten observeren.

Figuur 9.2 Looptijd van VOP: aandeel werkgevers die kwartaal 2016Q3 tot 2017Q2 40%, kwartaal 2017Q3 tot 2018Q2 30% en kwartaal 2018Q2 en 2018Q3 20% van het geplafonneerd refereteloon krijgen voor de tewerkstelling van een persoon met arbeidshandicap



* Om deze figuur te maken hebben we eerst personen geselecteerd (N=1007) waarvan de werkgever 40% van hun geplafonneerd refereteloon als loonkostensubsidie kregen in de kwartalen 2016Q3 tot en met 2017Q2.

Figuur 9.3 Looptijd van VOP: aandeel werkgevers die over de ganse looptijd 40% van het geplafonneerd refereteloon krijgen voor de tewerkstelling van een persoon met arbeidshandicap



* Om deze figuur te maken hebben we eerst personen geselecteerd (N=1007) waarvan de werkgever 40% van hun geplafonneerd refereteloon als loonkostensubsidie kregen in de kwartalen 2016Q3 tot en met 2017Q2.

9.3.4 Data van VDAB

De tweede dataset werd ons aangeleverd door de Vlaamse Dienst voor Arbeidsbemiddeling en Beroepsopleiding (VDAB). Deze dataset bevat achtergrondkenmerken (bv. leeftijd, geslacht, nationaliteit) en informatie over instroom in werkloosheid en uitstroom naar werk. De bewegingen in de dataset van de VDAB worden gemeten op maandbasis.

Twee belangrijke variabelen in de VDAB-dataset is de indicatie **recht op VOP** en de indicatie **BuSO**. In totaal zijn er 54°727 werkzoekenden in de dataset met een arbeidshandicap, waarvan 33°306 personen (60,9%) geen recht hebben op een VOP en 21°421 (39,1%) wél recht hebben op een VOP. Van de werkzoekenden met een recht op VOP hebben 16 496 (77,0%) personen geen indicatie BuSO en 4°036 personen (23,0%) een indicatie BuSO.

In tabel 9.4 vatten we de achtergrondkenmerken van (N=54°727) werkzoekenden samen. Er zijn enkele opvallende verschillen tussen de populaties. Zo zijn werkzoekenden met een recht op VOP vaker een man dan een vrouw, jonger dan 30 jaar, kortgeschoold, en met de nationaliteit Belg. In de groep van werkzoekenden zonder indicatie BuSO zien we een grotere variatie aan opleidingsniveau. Zo is 25% á 35% van de werkzoekenden zonder resp. met recht op VOP middengespoold. Dit i.t.t. de werkzoekenden met indicatie BuSO waarvan (logischerwijze) 97% kortgeschoold is. Ten slotte observeren we dat werkzoekenden met een recht op VOP ook vaker in aanmerking (zijn) (ge)komen voor andere maatregelen onder het doelgroepenbeleid. Tot 34% van de werkzoekenden zonder indicatie BuSO genoot van een doelgroepenvermindering (DGV), in vergelijking met 51% onder werkzoekenden met indicatie BuSO.

Tabel 9.4 Achtergrondkenmerken van werkzoekenden naar indicatie BuSO en recht op VOP

	Geen indicatie BuSO						Indicatie BuSO					
	Geen recht op VOP			Recht op VOP			Geen recht op VOP			Recht op VOP		
	Obs. (N)	Gem.	Std.afw.	Obs. (N)	Gem.	Std.afw.	Obs. (N)	Gem.	Std.afw.	Obs. (N)	Gem.	Std.afw.
Arbeidshandicap	29270	1.00	0.00	16493	1.00	0.00	4036	1.00	0.00	4928	1.00	0.00
Arbeidsbeperking	29270	0.76	0.43	16493	0.74	0.44	4036	0.69	0.46	4928	0.74	0.44
Leeftijd bij arbeidshandicap	29270	37.5	11.1	16493	30.7	10.3	4036	23.0	7.4	4928	22.5	7.0
Leeftijd < 30 jaar	29270	0.27	0.45	16493	0.53	0.50	4036	0.84	0.37	4928	0.85	0.35
Leeftijd > 50 jaar	29270	0.12	0.33	16493	0.04	0.19	4036	0.01	0.08	4928	0.00	0.06
Geslacht Man	29270	0.47	0.50	16493	0.60	0.49	4036	0.63	0.48	4928	0.64	0.48
Nationaliteit Belg	29270	0.89	0.31	16493	0.96	0.20	4036	0.95	0.22	4928	0.97	0.17
Kennis NDL Goed	29136	0.92	0.27	16444	0.97	0.16	4024	0.97	0.16	4918	0.99	0.08
Rijbewijs B	29270	0.53	0.50	16493	0.40	0.49	4036	0.19	0.40	4928	0.29	0.46
Kortgeschoold	29270	0.57	0.49	16493	0.66	0.47	4036	0.97	0.17	4928	0.97	0.16
Middengeschoold	29270	0.35	0.48	16493	0.25	0.44	4036	0.03	0.17	4928	0.03	0.16
Hooggeschoold	29270	0.08	0.27	16493	0.08	0.27	4036	0.00	0.03	4928	0.00	0.02
Werkplekieren	29270	0.28	0.45	16493	0.41	0.49	4036	0.27	0.44	4928	0.43	0.49
IBO	29270	0.04	0.20	16493	0.06	0.23	4036	0.05	0.22	4928	0.10	0.30
Doelgroepenvermindering	29270	0.26	0.44	16493	0.34	0.47	4036	0.39	0.49	4928	0.51	0.50

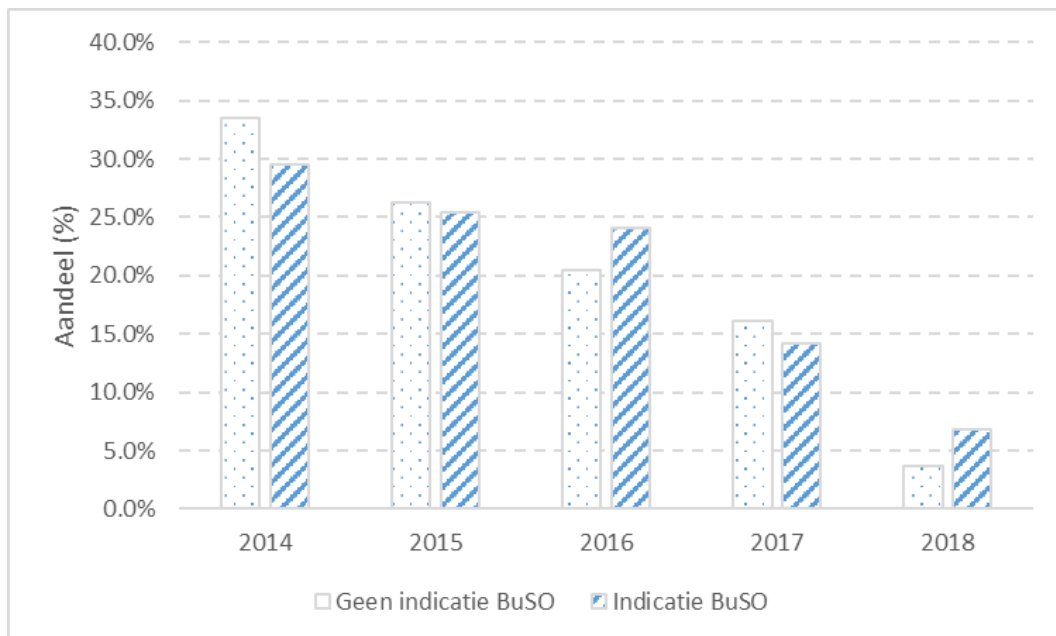
* Aantal personen (observaties of N), gemiddelde en standaardafwijking.

9.3.5 De steekproef van analyse

9.3.5.1 Selectie

We selecteren een groep van personen met een recht op VOP uit de totale populaties van werkzoekenden met een arbeidshandicap. Deze selectie gebeurt op basis van het jaar waarin personen *hun recht op VOP* verworven. Het recht op VOP verwerven, betekent daarom niet dat personen de loonkostensubsidie krijgen. Daartoe dient de persoon met arbeidshandicap eerst een job te vinden, en de werkgever de premie aan te vragen (Sectie 9.2). We kiezen ervoor om onze analyse te maken op werkzoekenden die een recht op VOP hebben verworven tussen januari 2014 en december 2018 zodat we voldoende maanden observeren vóór het verwerven van het recht op VOP (figuur 9.4). Omdat we enkel de korte termijneffecten schatten van het recht op VOP op uitstroom naar werk is het minder belangrijk dat we lange perioden na het verwerven van het recht op VOP observeren. De dataset van VDAB start met metingen in januari 2012. Aldus observeren we minimaal 24 maanden van (mogelijke) metingen in de VDAB-dataset tussen 2012-2014.

Figuur 9.4 Jaar waarin het recht op VOP wordt verworven voor de steekproef van personen met arbeids-handicap naar indicatie BuSO



9.3.5.2 Achtergrondkenmerken

Tabel 9.5 presenteert opnieuw de beschrijvende statistieken voor onze steekproef van werkzoekenden. We blijven het onderscheid behouden voor indicatie met/zonder BuSO. Voor wat betreft werkzoekenden zonder indicatie BuSO, hebben 2875 personen een recht op VOP verworven tussen 2014-2018. Dit aantal betreft 2001 werkzoekenden zonder indicatie BuSO. Het feit dat bijna alle werkzoekenden met een arbeidshandicap ook een arbeidsbeperking hebben, is een interessante observatie. Blijkbaar speelt een multi-problematiek (beperkingen van fysieke, psychologische of mentale en sociale aard) een belangrijk rol in het verwerven van het recht op VOP.

Werkzoekenden zonder indicatie BuSO zijn vaak al ouder (32 jaar) dan schoolverlaters van het BuSO (22 jaar) wanneer ze een recht op VOP verworven. Dat heeft natuurlijk te maken met het feit dat schoolverlaters van het BuSO een automatisch recht hebben op VOP; zij het dat ze dit recht wel moeten aanvragen bij VDAB om effectief een VOP te gebruiken. Omdat in onze steekproef de schoolverlaters van BuSO over het algemeen jonger zijn dan 30 jaar, observeren we ook behoorlijk

veel personen (69%) met een doelgroepenvermindering. Opgelet: deze variabele duidt enkel aan of een personen ooit in aanmerking kwamen voor een DGV. De variabele zegt dus niets over het tijdstip waarop deze persoon daarvoor in aanmerking kwam.

Opnieuw observeren we een gevarieerder opleidingsniveau onder werkzoekenden zonder indicatie BuSO. Maar liefst 47% resp. 20% van de personen heeft een diploma secundair onderwijs en hoger onderwijs. Deze percentages liggen hoger dan geobserveerd voor de volledige populatie in sectie 9.3.4. Dit i.t.t. schoolverlaters van BuSO waarvan 96% van de personen kortgeschoold blijkt te zijn.

Tabel 9.5 Achtergrondkenmerken van de steekproef van personen met een recht op VOP naar indicatie BuSO

	Geen indicatie BuSO			Indicatie BuSO		
	Obs. (N)	Gem.	Std.afw.	Obs. (N)	Gem.	Std.afw.
Arbeidshandicap	2001	1.00	0.00	2875	1.00	0.00
Arbeidsbeperking	2001	0.99	0.09	2875	1.00	0.07
Leeftijd bij arbeidshandicap	2001	32.3	11.2	2875	22.2	6.9
Leeftijd < 30 jaar	2001	0.49	0.50	2875	0.88	0.32
Leeftijd > 50 jaar	2001	0.08	0.27	2875	0.01	0.08
Geslacht Man	2001	0.57	0.50	2875	0.65	0.48
Nationaliteit Belg	2001	0.93	0.26	2875	0.95	0.21
Kennis NDL Goed	2001	0.95	0.21	2864	0.99	0.11
Rijbewijs B	2001	0.51	0.50	2875	0.14	0.35
Kortgeschoold	2001	0.33	0.47	2875	0.96	0.20
Middengeschoold	2001	0.47	0.50	2875	0.04	0.20
Hooggeschoold	2001	0.20	0.40	2875	0.00	0.03
Werkplekieren	2001	0.54	0.50	2875	0.67	0.47
IBO	2001	0.08	0.27	2875	0.12	0.33
Doelgroepenvermindering ¹	2001	0.36	0.48	2875	0.69	0.46

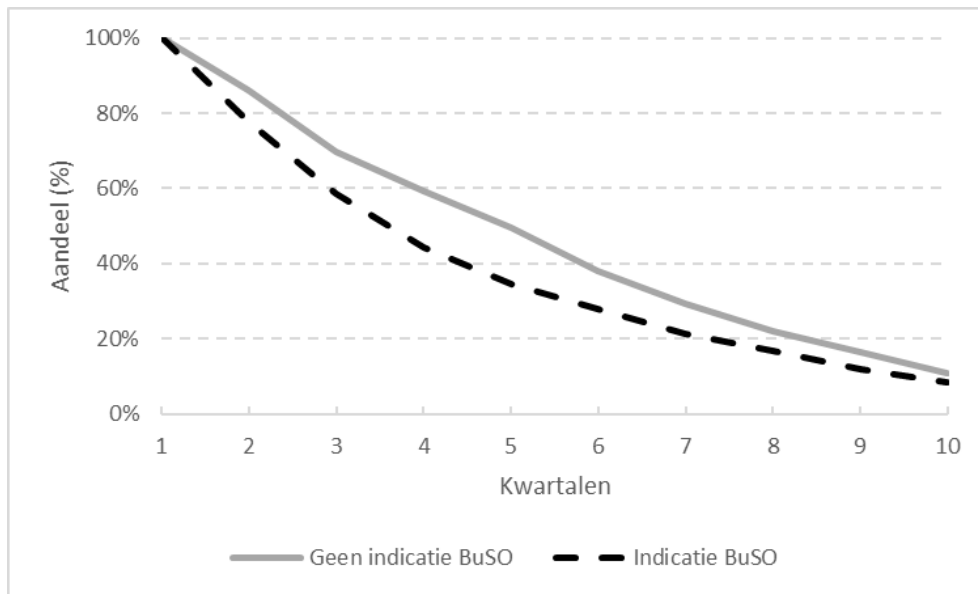
* Aantal personen (observaties of N), gemiddelde en standaardafwijking. Noot 1: Deze variabele duidt enkel aan of een personen ooit in aanmerking kwamen voor een DGV. De variabele zegt dus niets over het tijdstip waarop deze persoon daarvoor in aanmerking kwam.

9.3.5.3 Gebruik van VOP

Het is belangrijk om te onthouden dat doelgroepenbeleid t.a.v. werkzoekenden met een arbeidshandicap pas effectief kan zijn, wanneer zij na het verwerven van een recht op VOP ook daadwerkelijk de VOP gebruiken. We hebben gegevens in de DWSE-dataset over het effectieve gebruik van de VOP gekoppeld met de VDAB-dataset. Voor de volledige sample van werkzoekenden zonder indicatie BuSO die recht hebben op een VOP (sectie 9.3.4) schatten we dat 26,3% tussen 2016Q3 en 2018Q4 daadwerkelijk gebruik maakt van een VOP. Voor onze steekproef van werkzoekenden met een arbeidshandicap waarop de analyses voor personen zonder indicatie BuSO worden toegepast, schatten we dat 773 van (N=2001) personen een VOP tussen 2016Q3 en 2018Q4 gebruikt hebben. Dit is 38,6% van de steekproef; een percentage dat hoger ligt dan de volledige sample van VOP-gerechtigden. We vermoeden dat dit komt omdat we een steekproef hebben geselecteerd dichtbij de kwartalen geobserveerd in de DWSE-dataset. Geen enkele persoon zonder het verworven recht op VOP, maakt gebruik van de VOP. Dit wijst erop dat een recht op VOP inderdaad een noodzakelijke voorwaarde is om de VOP te gebruiken.

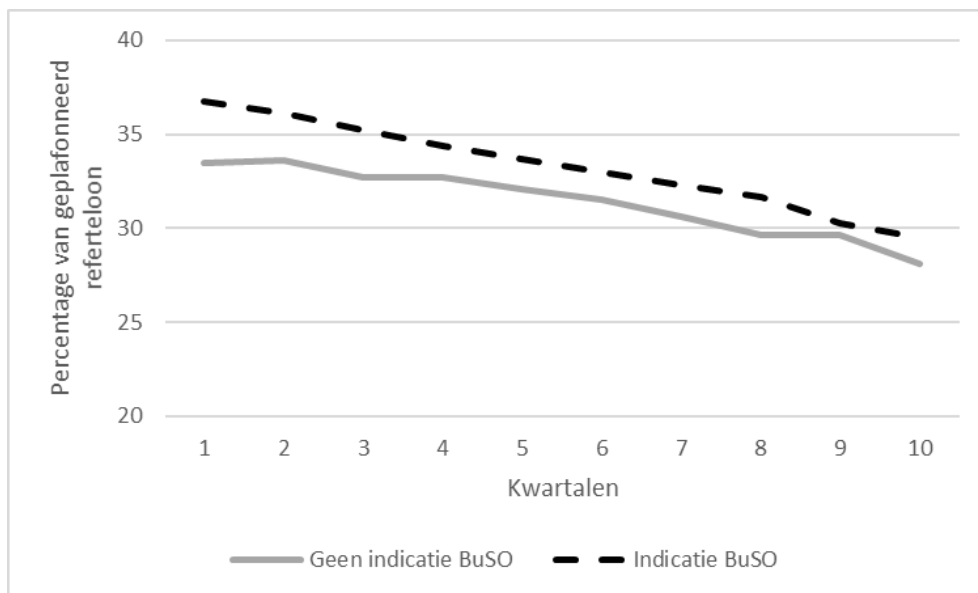
We hebben dezelfde analyse gemaakt voor werkzoekenden met een indicatie BuSO. Voor de volledige populatie van werkzoekenden met een indicatie BuSO, schatten we dat 30,5% van de personen met een recht op VOP ook daadwerkelijk er gebruik van maken bij hun uitstroom naar werk. In onze steekproef van analyse (N=2875) zijn dit 1428 personen (49,7%). We noteren opnieuw geen gebruik van VOP onder personen zonder dit (geclaimde) recht op VOP.

Figuur 9.5 Aandeel van de personen dat gedurende 10 opeenvolgende kwartalen VOP gebruikt naar indicatie BuSO



* VOP gebruikers komen slechts 1 aaneensluitende periode voor in de DWSE-dataset.

Figuur 9.6 Percentage van het geplafonneerd refereteloon dat VOP gebruikers krijgen tijdens hun tewerkstelling (gemiddelden per kwartaal)



* VOP gebruikers komen slechts één aaneensluitende periode voor in de DWSE-dataset.

Ten slotte visualiseren we gegevens over het gebruik van VOP tijdens 2016Q3-2018Q4 in figuur 9.5 en figuur 9.6; met name de periode waarover we data hebben van onze steekproef over het gebruik

van VOP in de DWSE-dataset. We kunnen niet met zekerheid zeggen hoeveel kwartalen personen tewerkgesteld waren nog vóór 2016Q3 omdat we dit niet observeren. Dit probleem heet links-censoring van de data. Toch geven de figuren een mooie indicatie over de duurzaamheid van de job waarin de begunstigen van een VOP tewerkgesteld zijn. In figuur 9.5 tonen we het totaal aantal kwartalen dat personen bij dezelfde werkgever aan de slag zijn met de VOP. Omdat we van elke persoon slechts één aaneensluitende periode observeren in de data, kunnen we inderdaad stellen dat het hier over tewerkstelling gaat bij dezelfde werkgever. We zien dat van 773 personen zonder indicatie BuSO, en mét gebruik van VOP, ongeveer 60% gedurende 4 kwartalen bij dezelfde werkgever tewerkgesteld is. Dit percentage is gelijk aan 44% bij personen met indicatie BuSO en gebruik van VOP. Ongeveer één op 10 personen met/zonder indicatie BuSO blijft gedurende 10 kwartalen tewerkgesteld bij dezelfde werkgever.

Figuur 9.6 geeft ons meer informatie over de loonkostensubsidie die werkgevers krijgen gedurende de tewerkstelling van de steekproef van werkzoekenden met een arbeidshandicap. Opnieuw wordt de interpretatie van de figuur beperkt door links-censoring van de data. We observeren dat conform de wetgeving hierover werkgevers over de tijd steeds minder loonkostensubsidie krijgen. Personen zonder indicatie BuSO krijgen over het algemeen minder loonkostensubsidie dan schoolverlaters van het BuSO.⁵³ Op basis van de data (niet in figuur) schatten we dat 61,4% van de schoolverlaters van BuSO gedurende de geobserveerde looptijd 40% van het geplafonneerd referteloon krijgt. Onder personen zonder indicatie BuSO ligt dit percentage op 48,7%. Deze bevindingen stemmen overeen met de analyses die we maakten in sectie 9.3.3 over de looptijd van de VOP.

9.4 Een evaluatie van de Vlaamse Ondersteuningspremie (VOP)

We wensen de effectiviteit van de VOP te schatten. Daartoe maken we gebruik van een belangrijk kenmerk van een **panel datastructuur**, met name: we observeren voor één persoon meerdere perioden van werkloosheid over de tijd. Om de panel datastructuur beter te begrijpen, hebben we de historiek van één willekeurige persoon in de dataset in figuur 9.7 gevisualiseerd. Op de X-as observeren we de maanden waarin personen hun periode van werkloosheid ervaren. Dit is de grijze balk. In de groene balk geven we de maand aan waarin deze persoon uitstroomt naar werk. In totaal hebben we drie perioden van werkloosheid in de figuur gevisualiseerd, die telkens beëindigd worden wanneer hij/zij uitstroomt naar werk.⁵⁴

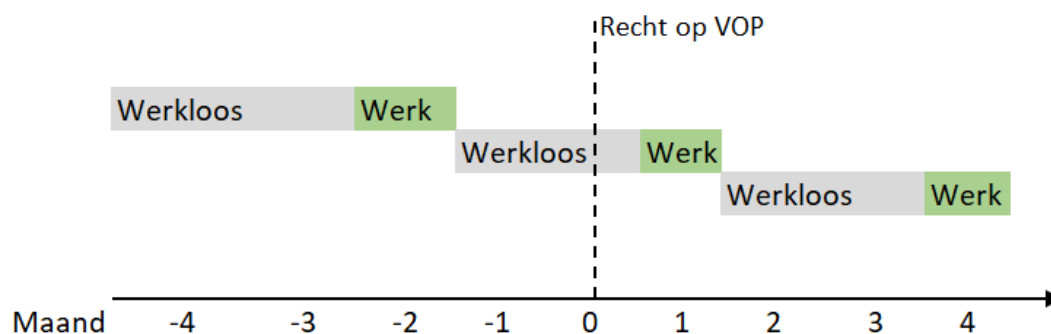
De **maand 0** op de X-as staat voor de maand waarin personen met een arbeidshandicap een indicatie krijgen van recht op VOP. Van zodra een persoon deze indicatie verwerft, kan hij/zij aan de slag gaan bij een nieuwe werkgever die daarvoor een loonkostensubsidie ontvangt.

De persoon in figuur 9.7 zal tot drie keer meetellen in de gemiddelde kans om uit te stromen naar werk, met name: in maand -2, in maand +1 en in maand +4. In maand -2 stroomt de persoon uit naar werk zonder een recht op VOP; terwijl in de maanden +1 en +4 ze uistromen mét recht op VOP. Opnieuw, het recht op VOP wil daarom niet zeggen dat ze effectief van VOP gebruik maken (Sectie 9.3.5.3). Uiteraard bevat de dataset meerdere personen waardoor we in elke maand een gemiddelde kans om uit te stromen naar werk observeren. Al deze personen hebben recht op een VOP na maand 0. Belangrijk om te onthouden, is dat elke periode in de werkloosheid per persoon wordt meegeteld in de analyse als een nieuwe unieke periode.

53 Deze vaststelling kan ook te maken hebben met de hoogte van het loon. Personen met indicatie BuSO hebben over het algemeen een lager loon dan personen zonder indicatie BuSO. Hoe hoger het loon, des de lager het % van het geplafonneerd referteloon dat als premie wordt toegekend.

54 Hierbij volgen we de definities van VDAB in verband met werkzoekende en uitstroom naar werk. Dit impliceert dat we telkens kijken op het einde van een betreffende maand wat de status is van de persoon met arbeidshandicap. Daarom is het inderdaad zo dat een persoon die slechts een week gewerkt heeft tijdens een bepaalde maand, en die op het einde van de maand opnieuw werkzoekende is, in onze data als werkzoekende wordt gedefinieerd voor die bepaalde maand.

Figuur 9.7 Voorbeeld van werkloosheid en werk historiek van één persoon met arbeidshandicap in de dataset



Tabel 9.6 Informatie over gemiddelde aantal werkloosheidsperiodes per persoon over de periode 2012-2018

	Geen indicatie BuSO	Indicatie BuSO
Aantal werkloosheidsperiodes per persoon	3.7 (2.2)	4.5 (2.6)
Aantal werkloosheidsperiodes per persoon voor/na maand 0	Voor maand 0: 3.5 (2,3) Na maand 0: 4.0 (2.2)	Voor maand 0: 4,2 (2.7) Na maand 0: 4.9 (2.4)
Aandeel personen met exact 1 werkloosheidsperiode voor/na maand 0	13.1%	8.1%

* Standaardafwijking tussen haakjes.

In tabel 9.6 geven we informatie over het gemiddelde aantal werkloosheidsperiodes per persoon naar indicatie BuSO en ook voor/na het verwerven van het recht op VOP. Deze periodes in de werkloosheid worden gemeten over de ganse looptijd van de dataset van 2012 tot en met 2018. We observeren inderdaad voor de meeste personen verschillende werkloosheidsperiodes per persoon. Voor personen met een indicatie BuSO observeren we bijna 1 periode in de werkloosheid meer (4,5) dan voor personen zonder deze indicatie (3,7). Voor een kleine groep van personen observeren we slechts 1 periode in de werkloosheid over de periode 2012-2018. Voor personen zonder indicatie BuSO betreft dit 13,1% en voor personen met indicatie BuSO 8,1%. In de robuustheidsanalyse in sectie 9.6 houden we rekening met de invloed van het aantal periode in de werkloosheid op de geschatte resultaten.

Om de effectiviteit van de VOP te schatten, kunnen we de gemiddelde kans op uitstroom naar werk na het verwerven van het recht op VOP vergelijken met de periode ervoor. In het bijzonder verwachten we dat de gemiddelde kans op uitstroom naar werk na maand 0 verhoogt dankzij het verwerven van het recht op VOP in vergelijking met de periode ervoor. Enkel dan wordt gesteld dat dit doelgroepenbeleid effectief is.

Het **behandelingseffect** rond cutoff maand 0 is dan gelijk aan (Cattaneo, 2015):

$$\theta = \lim_{m \downarrow m_0} E[Y_i | M_i = m_0] - \lim_{m \uparrow m_0} E[Y_i | M_i = m_0] \quad (9.1)$$

We lichten de symbolen van vergelijking (9.1) toe:

- Recht op VOP: $T_i \in \{0,1\}$; $T_i = 1(M_i \geq m_0)$, waarbij m_0 staat voor maand 0 en M_i de maanden voor en na het verwerven van het recht op VOP. Dit betekent dat $T_i = 1$ als een persoon het recht

op VOP heeft verworven, en $T_i = 0$ als men dit recht (nog) niet heeft verworven. Het verwerven van het recht op VOP wordt uitgedrukt in functie van maanden.

- **Uitstroom naar werk:** $Y_i \in \{0,1\}$. $Y_i = 1$ als een persoon *uitstroomt naar werk* = 1, en $Y_i = 0$ als werkloos. Wanneer we kijken naar het aandeel (%) van personen dat uitstroomt naar werk na een periode van werkloosheid in maand m ($E[Y_i|m]$), wordt ook gesproken van de hazard rate.

Vergelijking (9.1) in woorden betekent dat men de verschillen schat in de gemiddelde kans op uitstroom naar werk (hazard rate) voor en na het verwerven van het recht op VOP. Dit verschil in de hazard rate is het behandelingseffect. De VOP is effectief wanneer de parameter θ in vergelijking (9.1), of het geschatte effect van de VOP op uitstroom naar werk, positief en significant is.

Om de gemiddelde kansen in de periode rond maand 0 zinvol met elkaar te vergelijken, wordt gebruik gemaakt van bestaande quasi-experimentele methoden. We stellen voor om gebruik te maken van technieken die ook worden toegepast in het *sharp Regression Discontinuity Design* (RDD) (sectie 4.2.2). RDD onderscheidt een behandelingsgroep van een controlegroep op basis van een discontinuïteit in een observeerbare variabele, *de running variabele*. Wij vertrekken van het verwerven van het recht op VOP in een bepaalde maand tussen 2014 en 2018. De maand waarin het recht op VOP wordt verworven, is de zogenaamde maand 0 (supra). We hebben data over perioden van werkloosheid en uitstroom naar werk over de periode 2012-2018. Deze manier van aanpak leidt ertoe dat we voor elke persoon aan historiek van minimaal 2 jaar observeren nog voor ze het recht op VOP verwerven. Het totale aantal maanden dat we observeren voor en na het verwerven van het recht op VOP, of *tijd*, is de running variabele in onze RDD.

Normaliter onderscheidt de discontinuïteit in de running variabele een behandelingsgroep van een groep van personen die de behandeling niet krijgt, de controlegroep. In een standaard RDD zijn de personen in beide groepen dus verschillend omdat personen niet op hetzelfde moment wel/niet over het recht op VOP kunnen beschikken. **Omdat wij *tijd* als een running variabele gebruiken, kijken we af van dit standaard RDD.** Hausman & Rapson (2018) spreken in dit verband eerder van een *Regression Discontinuity in Time* (RDiT) dan van een RDD. De auteurs beschrijven in hun studie de mogelijke drempels van een succesvolle implementatie van een RDiT op basis van eerder onderzoek, voornamelijk in de milieueconomie, maar ook in de publieke economie, industriële organisatie, marketing en internationale handel. We beschrijven in wat volgt deze drempels en tonen aan hoe dit onderzoek hiermee omgaat. Een eerste mogelijke drempel is dat tijdsreeksen vaak een lage steekproefgrootte hebben dichtbij de cutoff. Omwille van die reden bleek men in eerder onderzoek de bandbreedte rond de cutoff te vergoten. In ons onderzoek bakent de RDiT ook de optimale bandbreedte af rond de maand 0 met behulp van de statistische software van Cattaneo, Jansson & Ma (2018, 2019). De panel data waarover we beschikken blijkt behoorlijk wat observaties te bevatten met meer dan 2000 unieke personen en verschillende werkloosheidsperioden per persoon (tabel 9.6) om de RDiT op toe te passen. Daarom beargumenteren we dat ons design niet lijdt onder een tekort aan observaties rond de cutoff van maand 0.

De tweede drempel waarover Hausman & Rapson (2018) spreken in hun studie, is dat men in een standaard RDD de eigenschappen van tijdsreeksen negeert. We maken inderdaad gebruik van longitudinale data met gegevens op maandbasis. In tijdsreeksen kan **autocorrelatie** van de geschatte standaardfouten ontstaan. Het probleem van autocorrelatie neemt toe wanneer de kans op uitstroom naar werk in dit jaar een perfecte voorspeller is van de kans op uitstroom naar werk in het jaar nadien. We voeren statistische testen uit van autocorrelatie (Baum & Schaffer, 2013). Voor de volledige dataset (zonder in te zoomen op de maanden rond de cutoff) blijkt dat er inderdaad sprake is van autocorrelatie op jaarbasis. Op maandbasis blijkt het echter veel moeilijker om voorspellingen te doen over de kans op werk in maand $(t - 1)$ en maand t ; want op dit niveau zijn de schattingen van autocorrelatie niet langer significant. Alleszins wordt het potentiële probleem met autocorrelatie in de literatuur opgelost door de standaardfouten te clusteren. Dit passen we dan ook toe in onze analyses.

Een andere drempel heeft betrekking op het schatten van **korte termijn vs. lange termijneffecten** naarmate de bandbreedte rond de cutoff toeneemt – omwille van diverse redenen. Door een bandbreedte te bepalen rond maand 0 selecteren we personen in de analyse die niet al te lang na het verwerven van de indicatie recht op VOP werk hebben gevonden. Men kan terecht twijfelen aan de effectiviteit van het instrument VOP wanneer werkloze personen na het verwerven van dit recht nog één à twee jaar nodig hebben om werk te vinden. Idealiter *beweegt* er dus iets in de gemiddelde kans op uitstroom naar werk al redelijk snel na het verwerven van het recht op een VOP. De keuze voor een smalle in plaats van een brede bandbreedte wordt bevestigd in de studie van *Hausman & Rapson* (2018, p. 546): “*With a longer window, it is not clear what will be recovered.*” Er zijn technieken om ook de lange termijneffecten van het recht op VOP te achterhalen, maar we laten dit buiten de beschouwing van dit hoofdstuk. Er bestaat immers een behoorlijke kans om de regressie foutief te schatten; o.a. de problemen met autocorrelatie, en de inmenging van de invloed van andere beleidsinstrumenten dan VOP op de geschatte kansen op uitstroom naar werk.

Ten slotte grijpen we opnieuw terug naar de basisvergelijking (9.1). RDIT staat toe om de geschatte effecten te controleren voor een set van k controlevariabelen X_i :

$$\theta = \lim_{m \downarrow m_0} E[Y_i | M_i = m_0; X_{ki}] - \lim_{m \uparrow m_0} E[Y_i | M_i = m_0; X_{ki}] \quad (9.2)$$

Wanneer het geschatte effect van met behulp van RDIT robuust is, wordt verwacht dat controlevariabelen geen invloed hebben op de geschatte parameter θ . Bovendien verhogen controlevariabelen de efficiëntie van de schattingen. Allereerst wordt gesuggereerd om te controleren voor **werkloosheidsduur**. Die variabele controleert voor het feit dat naarmate de werkloosheidsduur toeneemt ook de kans om uit te stromen naar werk daalt. In de literatuur wordt in dit verband verwezen naar ‘duration dependence’ (Van Belle et al., 2018). In een tweede specificatie van vergelijking (9.2) includeren we een set van **achtergrondkenmerken** van de personen met arbeidshandicap, onder andere: geslacht, leeftijd bij aanvang van de arbeidshandicap, of de persoon een bijkomende indicatie heeft voor arbeidsbeperking, nationaliteit, kennis van de Nederlandse taal, het opleidingsniveau, of de persoon deelnam aan een individuele beroepsopleiding of werkplekklaren, en of de persoon een bijkomende doelgroepenvermindering heeft gehad. Ook hebben we informatie over het beschikken van een rijbewijs.

In een laatste specificatie van vergelijking (9.2) controleren we voor **dynamische effecten over de tijd** door het jaar van de periode in de werkloosheid op te nemen in de set van controlevariabelen. In het bijzonder controleer je op die manier voor de economische conjunctuur en andere tijdvariabele effecten op de arbeidsmarkt die belangrijk zijn voor uitstroom naar werk. Het kan immers zo zijn dat personen voor het verwerven van VOP in een minder gunstig economisch klimaat naar werk moesten zoeken dan na het verwerven van VOP. De effectiviteit van de VOP kan op die manier vertekend worden in het voordeel van de VOP. Gegeven dat onze dataset loopt van 2012 tot en met 2018 (sectie 9.3), een periode waarin inderdaad de nasleep van de financiële crisis van 2008 en de dubbele dip in 2012-2013 plaatsvond, is het jaar van de periode in de werkloosheid een belangrijke controlevariabele.

9.5 Resultaten

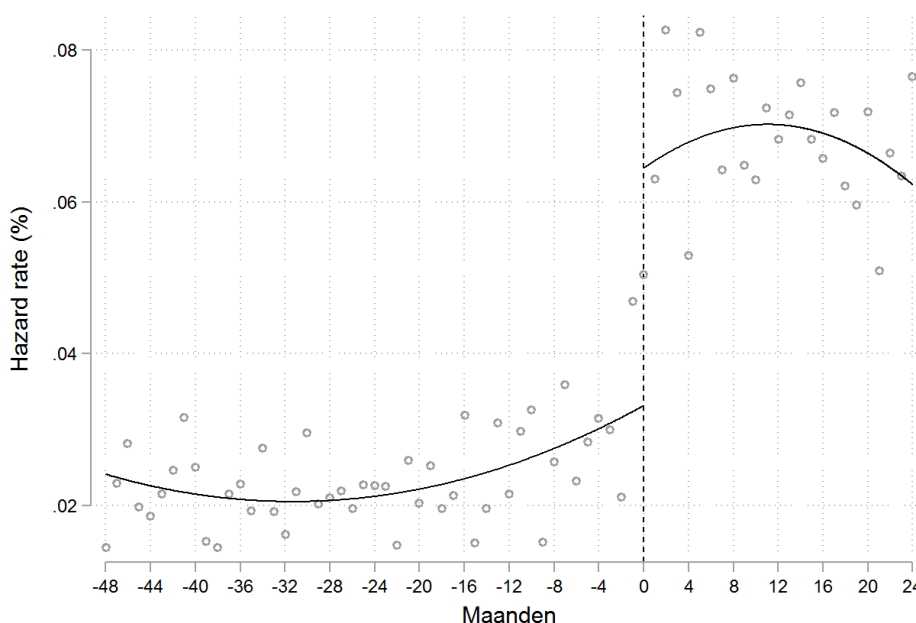
In wat volgt maken we een onderscheid tussen werkzoekenden met/zonder een indicatie BuSO, die weliswaar allemaal op een bepaald ogenblik in de tijd een recht op VOP verwerven (Sectie 9.4). Er zijn twee verschillende redenen om een onderscheid te maken tussen schoolverlaters van BuSO en personen zonder indicatie BuSO. Ten eerste zijn er grote verschillen in opleidingsniveau en onderwijs carrière tussen de twee groepen van werkzoekenden met een arbeidsbeperking (sectie 9.3). Ten tweede hebben BuSO schoolverlaters een *automatisch* recht op een VOP – hoewel ze dit recht

wel moeten aanvragen om er gebruik van te maken. De analyse voor de groep van schoolverlaters uit het BuSO wordt gemaakt in sectie 6.5.2. Hieronder starten we met de analyse van werkzoekenden zonder indicatie BuSO.

9.5.1 Geen indicatie BuSO

In figuur 9.8 presenteren we de hazard rate op de Y-as.⁵⁵ De hazard rate staat voor de kans op uitstroom naar werk in maand m na een periode van werkloosheid. De figuur zet deze kans op uitstroom naar werk op de Y-as. De X-as presenteert een periode van 48 maanden voor en 24 maanden na het verwerven van het recht op VOP. Zodoende kijken we naar de kans op uitstroom naar werk in maand m voor en na het verwerven van het recht op VOP (sectie 9.4).

Figuur 9.8 Geen indicatie BuSO: De kans op uitstroom naar werk (%) na een periode van werkloosheid in functie van het aantal maanden voor/na het verwerven van het recht op VOP



Het schatten van regressie-discontinuïteiten kent enkele voorwaarden (Hahn et al., 2011). De eerste voorwaarde houdt in dat men een discontinuïteit hoort waar te nemen rond de cutoff (maand 0). In maand 0 verwerven de personen met arbeidshandicap het recht op VOP. Vanaf dat moment kunnen ze dus tewerkgesteld worden met een VOP. We observeren dat de curve voor maand 0 lager loopt dan de curve na maand 0. Bovendien observeren we een sprong in de curve rond maand 0. Het is deze sprong dat wordt geschat in tabel 9.7. De tabel bevat drie modellen. In het eerste model controleren we enkel voor de werkloosheidsduur in de verschillende perioden van werkloosheid over de tijd. In het tweede model controleren we additioneel voor de achtergrondkenmerken van personen. Ten slotte controleren we in model 3 voor tijdseffecten door het jaar van de periode in de werkloosheid op te nemen in de regressieanalyse.

De resultaten tonen aan dat het verwerven van het recht op VOP een onmiddellijk effect heeft op de uitstroom naar werk van 1,9 procentpunten significant op 1%-niveau. We besluiten dat verwerven van het recht op VOP in de korte termijn een *substantieel effect* heeft op de uitstroom naar werk. Het effect is substantieel omdat de gemiddelde kans om uit te stromen naar werk onder werkzoekenden

⁵⁵ In Figuur 9.8 plotten we een kwadraatsfunctie. De keuze voor een kwadraatsfunctie werd gemaakt op basis van data-gedreven selectie van bandbreedte en het schatten van verschillende polynomiaal functies (Cattaneo, Jansson & Ma, 2018, 2019).

met een arbeidshandicap laag ligt. We illustreren dit met een voorbeeld. De gemiddelde kans om uit te stromen naar werk vlak voor het verwerven van het recht op VOP ligt op 3,41%. Dankzij het recht op VOP ligt de kans hoger op 5,23%. Dat is een onmiddellijke toename van de kans op uitstroom naar werk met een factor 1,5 t.a.v. de periode ervoor.

Tabel 9.7 Geen indicatie BuSO: Impact van recht op VOP op uitstroom naar werk (%)

	Model 1		Model 2		Model 3	
Parameter $\hat{\theta}$	0.0191	***	0.0182	***	0.0188	***
	(0.005)		(0.005)		(0.005)	
Controlevariabelen	WLD		WLD Achtergrond		WLD Achtergrond Tijdeffecten	
Observaties	108757		108757		7939	
Personen	2001		2001		1771	
Tijdsperioden	5487		5487		1827	
Specificaties						
h	17.6		16.8		17.799	
b	28.8		28.1		29.111	
Rho (h/b)	0.609		0.600		0.611	
Clusters (links;rechts)	(1862;1963)		(1850;1951)		(1852;1957)	

* Alle modellen controleren voor de werkloosheidsduur (WLD) door opname van dummy's. Achtergrondkenmerken: geslacht; leeftijd bij aanvang van de arbeidshandicap; of de persoon een bijkomende indicatie heeft voor arbeidsbeperking; nationaliteit; kennis van de Nederlandse taal; beschikken van een rijbewijs; het opleidingsniveau; of de persoon deelnam aan een individuele beroepsopleiding of werkplekleren; en of de persoon een bijkomende doelgroepenvermindering heeft gehad. Statistische significantie: 1% ***, 5% **, 10% *. Standaardfouten geclusterd op het niveau van de personen. Robuuste standaardfouten staan tussen haakjes.

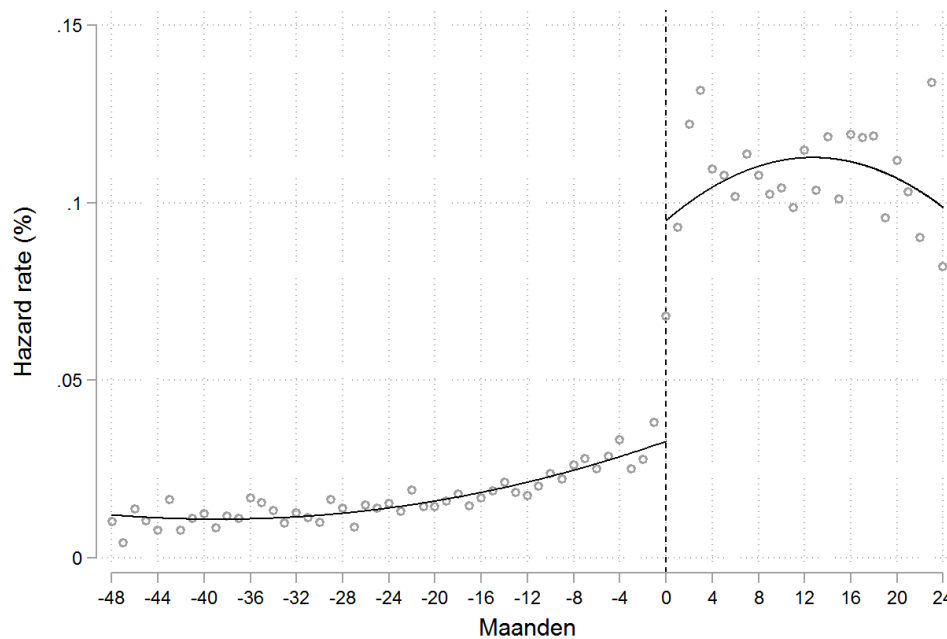
De tweede voorwaarde stelt dat we enkel korte termijn-effecten schatten rond de cutoff van maand 0. De selectie van het aantal maanden rond de cutoff wordt zorgvuldig gemaakt door de statistische software van Cattaneo, Jansson & Ma (2018, 2019). De derde en laatste voorwaarde van RDIT stelt dat de cutoff in maand 0 enkel de uitkomsten van personen met een arbeidshandicap beïnvloeden doordat deze personen een indicatie recht op VOP hebben verworven. Deze aanname refereert naar de exclusierestrictie (of uitsluitingsbeperking). In wat volgt gaan we na of deze voorwaarde ongeschonden is met behulp van de McCrary test (McCrary, 2008) en een placebo test. De McCrary test gaat na of er sprake is van systematische manipulatie rond de cutoff van maand 0. We gebruiken het *rdensity* commando in stata van Cattaneo, Jansson & Ma (2018, 2019) om de test uit te voeren. We schatten een testwaarde van 0,08 met een P-waarde van 0,93 en aanvaarden daarom de nulhypothese die uitgaat van géén systematische manipulatie aan de cutoff.

Voor de placebotest gebruiken we andere maanden links en rechts van de cutoff. We stellen voor om te kijken naar maand -6 links van de cutoff en naar maand 6 rechts van de cutoff. Zodoende kijken we of er een significante sprong is 6 maanden voor en 6 maanden na het verwerven van het recht op VOP. De geschatte coëfficiënten zijn gelijk aan 0.26 procentpunten resp. 0.18 procentpunten 6 maanden voor en 6 maanden na het verwerven van de VOP. De placebo testen links en rechts van de cutoff zijn niet-significant verschillend van 0. We kunnen de voorwaarde van de exclusierestrictie dus niet verwerpen.

9.5.2 Indicatie BuSO

We maken dezelfde analyse als hiervoor beschreven voor werkzoekenden met een indicatie BuSO. In tegenstelling tot werkzoekenden zonder indicatie BuSO, hebben werkzoekenden met een indicatie BuSO een automatisch recht op VOP. Dit wil echter niet zeggen dat ze het recht op VOP automatisch krijgen toegekend; schoolverlaters van BuSO moeten hun recht immers aanvragen bij VDAB. Zodoende krijgen we toch opnieuw een vergelijkbaar design als in voorgaande sectie 9.5.1. In figuur 9.9 visualiseren we de RD-plot. Opnieuw zetten we op de X-as het aantal maanden voor en na het verwerven van het recht op VOP en op de Y-as de hazard rate of de kans op uitstroom naar werk in maand m .

Figuur 9.9 Indicatie BuSO: De kans op uitstroom naar werk (%) na een periode van werkloosheid in functie van het aantal maanden voor/na het verwerven van het recht op VOP



Maand 0 staat voor het verwerven (of claimen) van het recht op VOP. Rond de cutoff van maand 0 observeren we een sprong. We schatten de hoogte en significantie van de sprong met behulp van RDiT en presenteren de resultaten in tabel 9.8. Analoog aan sectie 9.5.1, schatten we drie modellen, die telkens voor additionele variabelen controleren. In het eerste model controleren we enkel voor de werkloosheidsduur. In Model 2 voegen we de achtergrondkenmerken van personen met een arbeidshandicap toe. En in Model 3 controleren we voor tijdseffecten.

De geschatte coëfficiënt is gelijk aan 2,95 procentpunten in Model 1. Deze coëfficiënt is robuust voor de inclusie van de achtergrondkenmerken (Model 2). Na controle voor tijdseffecten in Model 3, stijgt de coëfficiënt naar 2,99 procentpunten. Alle modellen presenteren geschatte parameters van $\hat{\theta}$ die significant zijn op 1%-niveau. Dat is een substantieel effect gegeven dat de gemiddelde kans op uitstroom naar werk vlak voor het verwerven van het recht op VOP onder schoolverlaters van het BuSO bijzonder laag ligt met 3,8%. Vlak na het verwerven van het recht op VOP ligt dit op 6,8%.

Tabel 9.8 **Indicatie BuSO: Impact van recht op VOP op uitstroom naar werk (%)**

	Model 1		Model 2		Model 3	
Parameter $\hat{\theta}$	0.0295	***	0.0293	***	0.0299	***
	(0.006)		(0.007)		(0.006)	
Controlevariabelen	WLD		WLD		WLD	
			Achtergrond		Achtergrond	
					Tijdseffecten	
Observaties	167467		166750		166750	
Personen	2875		2864		2864	
Tijdspannen	9005		8984		8984	
Specificaties						
h	8.5		8.5		8.7	
b	14.6		14.4		14.6	
Rho (h/b)	0.585		0.592		0.599	
Clusters (links;rechts)	(2764;2814)		(2764;2814)		(2753;2803)	

* Alle modellen controleren voor de werkloosheidsduur (WLD) door opname van dummy's. Achtergrondkenmerken: geslacht; leeftijd bij aanvang van de arbeidshandicap; of de persoon een bijkomende indicatie heeft voor arbeidsbeperking; nationaliteit; kennis van de Nederlandse taal; beschikken van een rijbewijs; het opleidingsniveau; of de persoon deelnam aan een individuele beroepsopleiding of werkplekleren; en of de persoon een bijkomende doelgroepenvermindering heeft gehad. Statistische significantie: 1% ***, 5% **, 10% *. Standaardfouten geclusterd op het niveau van de personen. Robuuste standaardfouten staan tussen haakjes.

In wat volgt bestuderen we opnieuw de voorwaarden van een scherp discontinuïteitsdesign (Hahn et al., 2011). De eerste voorwaarde, de significante sprong rond de cutoff van maand 0, werd in vorige paragrafen getoetst en voldaan. De tweede voorwaarde stelt dat we enkel korte termijneffecten schatten rond de cutoff van maand 0. De selectie van het aantal maanden rond de cutoff wordt opnieuw zorgvuldig gemaakt door de statistische software van Cattaneo, Jansson & Ma (2018, 2019). De exclusierestrictie is de derde voorwaarde waarnaar we kijken. Opnieuw voeren we de McCrary test uit naar systematische manipulatie rond de cutoff. De testwaarde is gelijk aan -0.2550 en is niet-significant (P-waarde: 0.7987). Er is dus geen systematische manipulatie rond de cutoff van maand 0. Vervolgens voeren we twee placebotesten uit op 6 maanden voor en 6 maanden na de cutoff. Beide placebotesten blijken niet-significant te zijn. We kunnen de voorwaarde van de exclusierestrictie dus niet verwerpen en besluiten daarom dat RDIT aan de drie voorwaarden voldoet.

In de robuustheidsanalyse hieronder kijken we nog specifiek naar andere voorwaarden om van causale effecten te kunnen spreken.

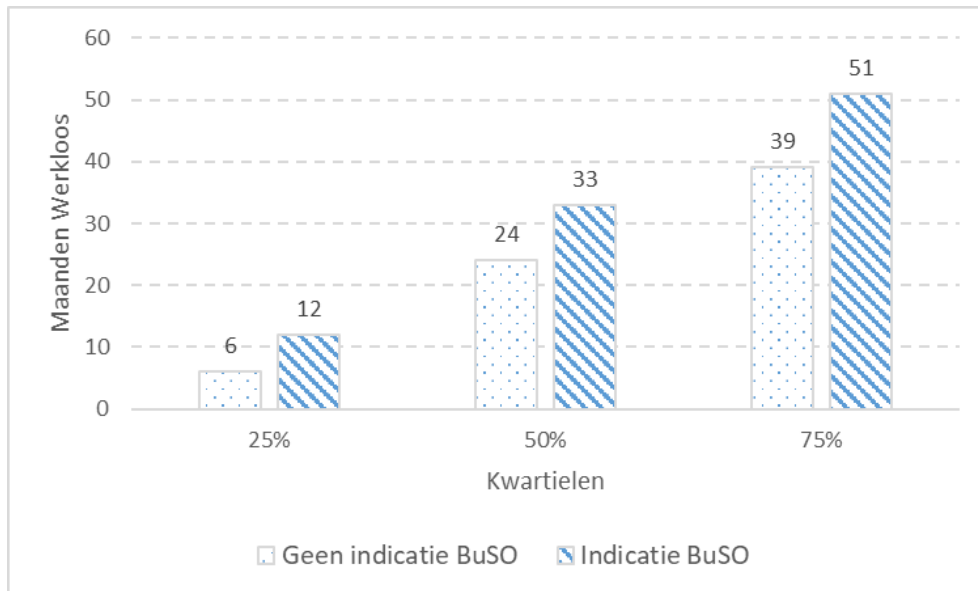
9.6 Robuustheidsanalyse

9.6.1 Zijn er problemen met omgekeerde causaliteit?

Omgekeerde causaliteit ontstaat wanneer werkzoekenden met een arbeidshandicap het recht op VOP verwerven pas nadat ze werk hebben gevonden. Onze datastructuur werd zo opgebouwd dat de personen in analyse pas uitstromen naar werk na een periode van werkloosheid. VDAB registreert de status van de werkzoekende (catwz code) op het einde van elke maand. Als de werkzoekende geregistreerd staat als werkzoekende, dan heeft hij/zij geen job op het moment van registratie. 90.0% van de personen met indicatie BuSO, en 92.7% van de personen zonder indicatie BuSO, zijn volgens de VDAB-definitie werkloos op het moment van het verwerven van het recht op VOP. Tot 25% van

deze werkzoekenden zonder indicatie BuSO, is op dat moment al 6 maanden werkloos. Dit stijgt naar 12 maanden onder werkzoekenden met indicatie BuSO (figuur 9.10). Het merendeel van de personen met arbeidshandicap zit dus in de sequentie van (langdurige) werkloosheid, recht op VOP, uitstroom naar werk.⁵⁶ Deze sequentie kan de bias van omgekeerde causaliteit op de geschatte korte termijneffecten beperken (Lechner & Vazquez-Alvarez, 2011).

Figuur 9.10 Aantal maanden werkzoekend op het moment van het verwerven van het recht op VOP



We denken ook dat de individuele beroepsopleiding (IBO-plus), een opleidingsprogramma van VDAB dat men als werkzoekende op de werkplek kan volgen alvorens bij deze werkgever aan de slag te gaan, ook niet per definitie leidt tot een bias van omgekeerde causaliteit. Slechts 8 á 12% van de personen zonder resp. met indicatie BuSO heeft effectief een IBO gevolgd (tabel 9.5). Deze variabele staat ook in onze lijst van controlevariabelen. Controle voor IBO in de RDiT blijkt geen invloed te hebben op de geschatte effecten van VOP op uitstroom naar werk.

We besluiten dat omgekeerde causaliteit rond de cutoff van maand 0 niet kan worden uitgesloten, maar dat de mogelijke bias hiervan op de geschatte korte termijneffecten beperkt is.

9.6.2 Zijn er problemen met interne validiteit?

Problemen met interne validiteit van de geschatte modellen kunnen ontstaan wanneer andere beleidsinstrumenten of persoonskenmerken dan het instrument VOP de effecten (deels) kunnen verklaren. Bijvoorbeeld, gespecialiseerde arbeidsbemiddeling, additionele training, of intensiever zoeken naar werk, kunnen mee de effectiviteit van VOP bepalen. In dit geval spreken we van een bias in de magnitude en significantie van de geschatte effecten door de invloed van niet-geobserveerde variabelen.

Allereerst wensen we te onderstrepen dat RDiT vertrekt van vergelijkbare personen links en rechts van de cutoff van maand 0, net omdat we dit type van bias willen vermijden. Tegelijk willen we erkennen dat de effectiviteit van een maatregel afhankelijk kan zijn van de context van implementatie. Zo kan de combinatie van (gespecialiseerde) arbeidsbemiddeling, begeleiding op de werkvloer, en

⁵⁶ Bovendien kan men ook aflezen in Figuur 9.8 en Figuur 9.9 dat de curve tot 24 maanden na het verwerven van het recht op VOP op een constant hoger niveau ligt dan de curve in de maanden ervoor. Personen die bijvoorbeeld pas 6 maanden na het verwerven van het recht op VOP uitstromen naar werk, hadden hoogst waarschijnlijk nog geen job in het vooruitzicht in maand 0.

kennisoverdracht van arbeidsbemiddelaars naar werkgevers rond het gebruik van VOP, bijdragen aan de effectiviteit van VOP. Het toetsen van deze hypothese aan de praktijk vereist echter bijkomende variabelen en/of (kwalitatief) onderzoek.

9.7 Conclusie

In dit hoofdstuk werd de effectiviteit van de Vlaamse ondersteuningspremie (VOP) geëvalueerd. In de afwezigheid van een beleidswijziging hebben we de toepassingsmogelijkheden van een *regression discontinuity in time* (RDiT) geëxploreerd om uitspraken te doen over de effecten van het recht op VOP op uitstroom naar werk onder werkzoekenden met een arbeidshandicap. Deze techniek kent in de laatste jaren een toename aan populariteit in het bijzonder in de milieueconomie.

De RDiT baseert zich op een running variabele tijd die wordt uitgedrukt op maandbasis. Iets wat alle werkzoekenden met een verworven recht op VOP gemeen hebben, is dat ze perioden van werkloosheid en uitstroom naar werk hebben gekend vóór en ná het verwerven van dit recht. Daardoor kunnen we een maand in de tijd afbakenen (maand 0) waarin personen veranderden van geen recht op VOP naar recht op VOP. De RDiT schat of het verworven recht op VOP de kansen op uitstroom naar werk verhogen in vergelijking met de periode ervoor.

Resultaten van de RDiT tonen aan dat werkzoekenden met een arbeidshandicap inderdaad significant meer kans hebben om uit te stromen naar werk na een periode van werkloosheid wanneer ze recht hebben op een VOP. De geschatte korte termijneffecten zijn gelijk aan 1,9 procentpunten meer kans op uitstroom naar werk voor werkzoekenden zonder indicatie BuSO. Voor werkzoekenden met een indicatie BuSO verhoogt de kans op uitstroom naar werk met 2,9 procentpunten. Schoolverlaters van BuSO lijken dus (nog) meer te profiteren van het (geclaimde) recht op VOP dan personen zonder deze indicatie. De resultaten zijn significant op 1%-niveau en bovendien robuust aan de inclusie van achtergrondkenmerken en tijdeffecten in de regressieanalyse.

Hieruit besluiten we dat het continueren van de VOP zinvol is. Om de effectiviteit van VOP te onderscheiden van andere beleidsinstrumenten t.a.v. personen met een arbeidshandicap (bv. gespecialiseerde arbeidsbemiddeling en kennisoverdracht rond VOP aan werkgevers) en persoonskenmerken (bv. zoekgedrag), raden we echter bijkomend onderzoek aan. Dit bijkomend onderzoek kan dan focussen op de context van implementatie van VOP om dit beleid verder te kunnen versterken.

Bovendien plaatsen we kanttekeningen bij de duurzaamheid van de jobs die personen met een arbeidshandicap uitoefenen met ondersteuning van de loonkostensubsidie op de arbeidsmarkt. Beschrijvende statistieken suggereren dat slechts een zeer beperkte groep over een periode van 10 kwartalen blijvend tewerkgesteld is *bij dezelfde werkgever*. Het is mogelijk dat ze aan de slag gaan bij een andere werkgever, doen aan seizoensarbeid, of (opnieuw) ziek vallen. Alternatieve designs voor het beleidsinstrument VOP kunnen worden geëxploreerd om het gunstige korte termijneffecten van VOP op uitstroom naar werk ook te vertalen in duurzame jobs (i.e. bij dezelfde werkgever).

Ten slotte beargumenteren we dat er nog voldoende ruimte is om het effectieve gebruik van de VOP (de take-up) te verhogen. Voor steekproef van werkzoekenden met een arbeidshandicap, zonder indicatie BuSO, die recht hebben op een VOP, schatten we dat 38,6% tussen 2016Q3 en 2018Q4 effectief gebruik maakte van een VOP. Voor werkzoekenden met een indicatie BuSO, ligt dit percentage op 49,7%. Eén van de mogelijke verklaring hiervoor is dat werkgevers nog onvoldoende op de hoogte zijn van de financiële stimuli om personen met een arbeidshandicap aan te werven. Daarom raden we aan om in te zetten op de kennistransfer, bijvoorbeeld, van VDAB-bemiddelaars naar werkgevers. Andere verklaringen liggen bij de personen met arbeidshandicap. Zo kan een schoolverlater uit BuSO ook een job uitoefenen in collectief maatwerk, waarvoor geen VOP kan worden aangevraagd. Ten slotte heerst er ook een bepaald stigma rond arbeidshandicap, dat in de literatuurstudie in Sectie 9.1 wordt bevestigd, dat ertoe kan leiden dat personen met een arbeidshandicap de VOP onderbenutten.

10 | Beleidsaanbevelingen

10.1 Inleiding

In het finale oordeel over de geëvalueerde maatregelen van het Vlaamse doelgroepenbeleid in dit rapport moeten de resultaten van het onderzoek meespelen maar bieden ze niet alle argumenten. Het is duidelijk dat de evaluaties geen overweldigend positieve effecten vinden van de maatregelen op de uitstroom naar werk; toch is nuancering nodig. Tabel 10.1 vat de belangrijkste conclusies samen.

Tabel 10.1 Samenvatting conclusies

- De DGV voor middengeschoolde jongeren blijkt niet effectief te zijn in het verhogen van de uitstroom naar werk.
- Er wordt geen significant effect geschat van de DGV op uitstroom naar werk onder laaggeschoolde jongeren.
- RSZ-vermindering voor 55+ kan niet worden geëvalueerd.
- Het afschaffen van de RSZ-vermindering voor 45+ die meer dan 6 maanden werkloos zijn, doet de uitstromen naar werk significant dalen.
- De VOP heeft significant positieve effecten op uitstroom naar werk. Schoolverlaters van BuSO blijken meer te profiteren van hun recht op VOP dan werkzoekenden met een arbeidshandicap zonder indicatie BuSO.

In wat volgt nuanceren we de geschatte effecten eerst per maatregel. Er zijn namelijk nogal wat verschillen in de (interpretatie van de) effectiviteit tussen de maatregelen. Daarna komen we tot meer algemene conclusies rond de effectiviteit van het geëvalueerde doelgroepenbeleid in Vlaanderen. Tot slot formuleren we in dit hoofdstuk ook pistes voor verder onderzoek.

10.2 RSZ-vermindering voor middengeschoolde jongeren

Het federale doelgroepenbeleid kende geen RSZ-vermindering toe aan middengeschoolde jongeren m.u.v. de vermindering voor middengeschoolde jongeren die meer dan 6 maanden werkzoekend waren. In het Vlaamse doelgroepenbeleid krijgen middengeschoolde jongeren wél een RSZ-vermindering toegekend. Deze RSZ-vermindering is echter door de nieuwe Vlaamse regering per 1 januari 2020 afgeschaft. De onderzoekers onderstrepen in dit rapport dat er geen significant effect blijkt te zijn van de DGV voor middengeschoolde jongeren op uitstroom naar werk. Bovendien wordt beargumenteerd dat middengeschoolde jongeren, bijvoorbeeld in vergelijking met laaggeschoolde jongeren, het overwegend goed doen op de arbeidsmarkt. Daarom onderschrijven we de beslissing van de minister om deze DGV af te schaffen.

10.3 RSZ-vermindering voor laaggeschoolde jongeren

In het Vlaamse doelgroepenbeleid wordt een RSZ-vermindering gehanteerd voor laaggeschoolde jongeren. We tonen in dit rapport aan dat de loonkostensubsidie voor laaggeschoolde jongeren daalde door het invoeren van het Vlaamse doelgroepenbeleid. Dat was in het bijzonder het geval voor de erg laaggeschoolde jongeren (maximaal diploma 1^{ste} graad secundair onderwijs en gelijkgestelde groepen) en laaggeschoolde jongeren die meer dan 6 maanden werkzoekend zijn. Een zorgvuldige evaluatie van de DGV voor (erg) laaggeschoolde jongeren toont aan dat er geen significant effect is van dit doelgroepenbeleid op uitstroom naar werk. Hoewel we net als bij de middengeschoolde

jongeren geen significante effecten schatten, wensen we hier toch voorzichtiger te zijn in de conclusies die we hieruit kunnen trekken. (Erg) laaggeschoolde jongeren behoren tot een kwetsbare doelgroep op de arbeidsmarkt. Terwijl ons onderzoek toelaat om uitspraken te maken over *of* de RSZ-vermindering werkt, blijft het moeilijk om te achterhalen *waarom* het Vlaamse doelgroepenbeleid voor deze doelgroep niet werkt. Eén van de zaken die we vaststellen in het onderzoek is dat de DGV slechts in uitzonderlijk gevallen gedurende meerdere opeenvolgende kwartalen wordt toegekend. Dat betekent niet noodzakelijkerwijs dat de betrokken jongeren niet langer aan het werk zijn, maar wel dat de tewerkstelling niet duurzaam is. Zo observeren we dat 6 tot 24 maanden nadat jongeren startten in een job waarvoor een DGV werd toegekend, tot 70% van de laaggeschoolde jongeren aan het werk is. Maar wanneer we kijken naar de kans om *elke maand* gedurende 12 maanden aan het werk te zijn met een DGV bij dezelfde werkgever, komen we slechts tot een groep van 40% van de laaggeschoolde jongeren. Hieruit kunnen we besluiten dat perioden van werk en werkloosheid elkaar regelmatig afwisselen voor de doelgroep. Het gebrek aan duurzaam perspectief voor jongeren op de arbeidsmarkt, of duurzaam gebruik van de DGV door werkgevers, kan de effectiviteit van het doelgroepenbeleid t.a.v. (erg) laaggeschoolde jongeren ondermijnen. Bijkomend onderzoek naar de werkzame mechanismen van het doelgroepenbeleid voor laaggeschoolde jongeren is nodig. Onzes inziens zou het ook zinvol kunnen zijn om de effecten en werkzame mechanismen te analyseren in Wallonië en Brussel die gelijkaardige loonkostensubsidies hebben voor deze doelgroepen.

10.4 RSZ-vermindering voor 55+

Het Vlaamse doelgroepenbeleid kent RSZ-verminderingen toe voor zittende 55+ en voor het aanwerven van werkzoekende 55+. In het rapport hebben we gefocust op het aanwerven van werkzoekende 55+. Omwille van andere hervormingen kan de effectiviteit van het doelgroepenbeleid voor 55+ niet worden geschat. Daarom onthouden we ons hier van beleidsaanbevelingen t.a.v. het doelgroepenbeleid *an sich*. Toch presenteren we hier drie interessante vaststellingen die we maakten op basis van de beschrijvende statistieken. Ten eerste suggereren de cijfers dat de doelgroep 55+ bestaat uit werkzoekenden die vrij kwetsbaar staan op de arbeidsmarkt: 45% is laag- en 35% middengeschoold en slechts 60% geeft aan een (zeer) goede kennis van het Nederlands te hebben. Ten tweede stellen we opnieuw vast dat de DGV niet leidt tot duurzame jobs onder deze kwetsbare doelgroep van 55+. Slechts één op vijf van de nieuw aangeworven 55+ blijft bij dezelfde werkgever 8 opeenvolgende kwartalen aan de slag met de DGV. Ook stellen we voor deze doelgroep vast dat perioden van werk en werkloosheid elkaar (met regelmaat) afwisselen. Slechts 45% van de doelgroep blijft één jaar onafgebroken aan het werk. Nochtans toont voorgaand onderzoek van Baert et al. (2016) naar leeftijdsdiscriminatie op de arbeidsmarkt aan, dat de carrière (incl. perioden van werkloosheid) van oudere werknemers bepalend is voor de kansen op job interviews. Tot slot schatten we *de take-up* van de DGV onder 55+ op 22% tot 44% in het eerste kwartaal van tewerkstelling en op 27% tot 49% in het daaropvolgende kwartaal. Wanneer we echter ook rekening houden met de DGV voor zittende 55+ dan stijgt de take-up naar minimaal 70%. Deze beschrijvende statistieken suggereren dat werkgevers, die recht hebben op de hogere RSZ-vermindering voor nieuwe aanwervingen, vaak de lagere RSZ-vermindering voor zittende 55+ aanvragen. Met andere woorden, werkgevers vragen niet steeds de meest optimale RSZ-vermindering aan. Het is aannemelijk dat werkgevers niet op de hoogte zijn van de hogere RSZ-vermindering voor het aanwerven van werkzoekende 55+, terwijl de RSZ-vermindering voor zittende werknemers, die ook bestond in het federale doelgroepenbeleid, algemeen gekend is. Daarom suggereren we dat er nog meer ingezet kan worden op het verspreiden van kennis en informatie aan werkgevers over het Vlaamse doelgroepenbeleid t.a.v. de oudere werknemers.

10.5 RSZ-vermindering voor langdurige werkzoekenden

Het federale doelgroepenbeleid kende verschillende loonkostensubsidies voor langdurig werkzoekenden die gekoppeld waren aan de werkloosheidsduur en de leeftijd. Het Vlaamse doelgroepenbeleid schafte loonkostensubsidies voor langdurig werkzoekenden af, en er werd een premie ingevoerd voor het aanwerven van langdurig (≥ 2 jaar) werkzoekenden. De focus in het rapport ligt op het effect van het afschaffen van de RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekenden ouder dan 45 jaar en minimaal 6 maanden werkzoekend. Het afschaffen van die RSZ-vermindering leidde tot minder (-1.5 pp) uitstroom naar werk. De RSZ-vermindering voor die doelgroep had dus wel degelijk een positief effect op de uitstroom naar werk. Op basis van de onderzoeksresultaten suggereren we om een invoering van deze maatregel opnieuw in overweging te nemen. Daartoe dient er best eerst onderzoek te worden verricht naar het optimale design van de loonkostensubsidie, bijvoorbeeld, door ook in Brussel en Wallonië de effecten van de loonkostensubsidies te bestuderen. Die gewesten behielden een loonkostensubsidie voor werkzoekenden die meer dan 1 jaar werkloos zijn, zonder daarbij te werken met leeftijdsgrenzen zoals in het federale beleid.

10.6 Loonkostensubsidies voor werkzoekenden met een arbeidshandicap

Omwille van het gebrek aan beleidswijzigingen inzake de VOP is het moeilijk om causale effecten van het doelgroepenbeleid t.a.v. werkzoekenden met een arbeidshandicap te schatten. We laten ons in dit hoofdstuk inspireren door vernieuwend internationaal peer-reviewed onderzoek om alsnog valide en betrouwbare effecten van *het recht op VOP* op de uitstroom naar werk te kunnen schatten. Resultaten tonen aan dat werkzoekenden met een arbeidshandicap inderdaad significant meer kans hebben om uit te stromen naar werk na een periode van werkloosheid nadat ze een recht op VOP verwerven. Schoolverlaters van BuSO blijken (nog) meer te profiteren van het (geclaimde) recht op VOP dan personen zonder deze indicatie. We besluiten hieruit dat het zinvol is om dit doelgroepenbeleid te continuëren. We plaatsen drie kanttekeningen bij deze resultaten. Ten eerste stellen we vast dat er over het algemeen nog ruimte is voor het verhogen van de *take-up* van de VOP. Voor steekproef van werkzoekenden met een arbeidshandicap, zonder indicatie BuSO, die recht hebben op een VOP, schatten we dat 38,6% tussen 2016Q3 en 2018Q4 effectief gebruik maakte van een VOP. Voor werkzoekenden met een indicatie BuSO, ligt dit percentage op 49,7%. Eén van de mogelijke verklaringen hiervoor is dat werkgevers nog onvoldoende op de hoogte zijn van de financiële stimuli om personen met een arbeidshandicap aan te werven. Daarom raden we aan om in te zetten op de kennistransfer, bijvoorbeeld, van VDAB-bemiddelaars naar werkgevers. Ten tweede wordt vastgesteld dat slechts een minderheid de VOP gedurende 10 kwartalen gebruikt bij dezelfde werkgever. De jobs waarin werkzoekenden met een arbeidshandicap worden tewerkgesteld zijn dus vaak niet-duurzaam, in die zin dat ze niet lang aan de slag blijven bij dezelfde werkgever. Het is mogelijk dat ze aan de slag gaan bij een andere werkgever, doen aan seizoensarbeid, of (opnieuw) ziek vallen. Alternatieve designs voor het beleidsinstrument VOP kunnen worden geëxploreerd om het gunstige korte termijneffect van VOP op uitstroom naar werk ook te vertalen in duurzame jobs (i.e. bij dezelfde werkgever). De derde kanttekening heeft betrekking op de context van implementatie van de VOP. Het verwerven van het recht op VOP onder werkzoekenden vindt mogelijkwijze plaats in een context van (gespecialiseerde) arbeidsbemiddeling, begeleiding op de werkvloer, en kennisoverdracht rond de VOP van VDAB naar werkgevers. Daarom kunnen we de effectiviteit van de VOP niet onderscheiden van andere beleidsinstrumenten die tegelijkertijd met het verwerven van het recht op VOP plaatsvinden. Verder onderzoek kan daarom inzetten op de betrokkenen – werkzoekenden met arbeidshandicap, VDAB-bemiddelaars, en werkgevers – om vragen met betrekking tot de werkzame mechanismen in beeld te kunnen brengen.

10.7 Algemeen

Tijdens het onderzoek werden voor elk van de geëvalueerde maatregelen telkens gelijkaardige vaststellingen gemaakt. Eén van deze vaststellingen is dat werkgevers die werkzoekenden in een bepaalde doelgroep aanwerven niet altijd gebruik maken van de loonkostensubsidies. Voor middengeschoolde en laaggeschoolde jongeren lag de take-up rond 70%. Bij de VOP ligt de take-up aanzienlijk lager op bijna 30%. Dit algemeen beeld van geen 100% take-up van de loonkostensubsidies onder de betrokken doelgroepen kan enerzijds wijzen op desinformatie rond de loonkostensubsidies. Anderzijds blijkt uit een vragenronde bij enkele arbeidsbemiddelaars dat personen met arbeidshandicap argumenteren dat ze de loonkostensubsidie niet nodig hebben, of dat werkgevers geen loonkostensubsidies wensen aan te vragen. Nochtans kunnen activeringsmaatregelen pas effectief zijn wanneer men ook echt beroep doet op deze maatregelen. Daarom suggereren we dat het doelgroepenbeleid effectiever zou kunnen zijn wanneer men werkgevers *automatisch* het recht op de RSZ-vermindering toekent. Hierbij dient de afweging te worden gemaakt dat sommige werkgevers een DGV krijgen, terwijl ze hier geen uitgesproken nood aan hebben.

Een andere vaststelling is dat de loonkostensubsidies in de meeste gevallen niet leiden tot duurzame tewerkstelling. Resultaten tonen aan dat het huidige activeringsbeleid in vele gevallen tot kortstondige contacten leidt tussen de doelgroep een nieuwe werkgever. Voor doelgroepenbeleid t.a.v. jongeren blijkt dat voor minder dan één op vijf jongeren gedurende 8 opeenvolgende kwartalen een doelgroepvermindering wordt aangevraagd. Wat betreft personen met een arbeidshandicap is minder dan één op vier bij dezelfde werkgever nog steeds aan de slag en ook *enkel wanneer men tot 40% van het geplafonneerde referteloan kan behouden*. Dit gegeven is vooral problematisch wanneer het de signaalwaarde van de werkzoekende op de arbeidsmarkt aantast. Zo toont onderzoek van Baert et al (2016) aan dat het carrièrepad van oudere werknemers bepalend is voor hun perspectieven op de arbeidsmarkt. Verschillende periodes van werkloosheid na perioden van werk, bv. door einde contract of door jobs in de uitzendsector, kan werkgevers het signaal geven dat de doelgroepen geen 'blijvers' zijn. De observatie kan op termijn zelfs versterkend werken wanneer doelgroepen pas worden aangeworven met de bijbehorende incentive in het geval werkgevers op zoek zijn naar werknemers voor een kortlopend project. Deze kortlopende projecten kunnen interessant zijn, maar tegelijk ook niet aansluiten bij het profiel en noden van de doelgroep. We suggereren daarom diepgaand onderzoek naar (het gebrek van) duurzaamheid van activeringsbeleid – in feite onderzoek naar het optimale design van doelgroepenbeleid.

Tot slot wensen we te onderstrepen dat we in het rapport géén onderzoek hebben verricht naar het optimale design van de RSZ-verminderingen; dit behoorde niet tot de focus van het project. Desalniettemin kan het interessant zijn om in verder onderzoek hier aandacht aan te geven. We formuleren enkele interessante pistes. Terwijl in het Vlaamse doelgroepenbeleid de RSZ-vermindering in elk kwartaal dezelfde is of, in het geval van de VOP daalt doorheen de tijd, zou men ook kunnen nadenken over RSZ-verminderingen die stijgen doorheen de tijd. Om de effecten van deze andere type designs na te gaan, wordt gesuggereerd om ook (vergelijkend) onderzoek te doen naar de effecten van de loonkostensubsidies in Wallonië en Brussel - of zelfs in het buitenland. Hier worden gelijkaardige loonkostensubsidies gegeven, terwijl het design toch weer net iets anders is. Dergelijk onderzoek moet ons vooral informeren over de *werkzame mechanismen van loonkostensubsidies*. Ook kan het inzicht geven in RSZ-verminderingen t.a.v. andere ondersteunende maatregelen.

- BIJLAGEN -

bijlage 1 Take-up van RSZ-verminderingen in het federale doelgroepenbeleid

In sectie 5.3 en sectie 6.3 schatten we respectievelijk de take-up van de RSZ-vermindering voor midden- en laaggeschoolde jongeren. In deze bijlage schatten we de take-up van de RSZ-verminderingen voor laag- en middengeschoolde werkzoekende jongeren in het federale doelgroepenbeleid. Daarvoor doen we beroep op data over RSZ-verminderingen in Vlaanderen toegekend in de kwartalen 2015 Q1 t.e.m. 2016 Q2. In die periode was het federale doelgroepenbeleid van kracht. We houden daarbij rekening met RSZ-verminderingen voor ‘jonge werknemers’ en de RSZ-verminderingen in het kader van Activa voor langdurig werkzoekenden. De take-up in het federale doelgroepenbeleid schatten we op dezelfde manier als de take-up in het Vlaamse doelgroepenbeleid.

We benadrukken opnieuw dat we *de take-up enkel kunnen schatten*. We missen informatie (onder andere over het loon van werknemers) om de take-up exact te berekenen. Bovendien houden we enkel rekening met RSZ-verminderingen en niet met de ‘werkuitkeringen’.

We schatten de take-up van RSZ-verminderingen voor laaggeschoolde werkzoekenden jonger dan 25 jaar in het federale doelgroepenbeleid op 40% (*zelfde kwartaal van indiensttreding*) tot 50% (*zelfde of daaropvolgende kwartaal*) (tabel b1.1). De take-up in het Vlaamse doelgroepenbeleid (70%) ligt dus aanzienlijk hoger dan in het federale doelgroepenbeleid.

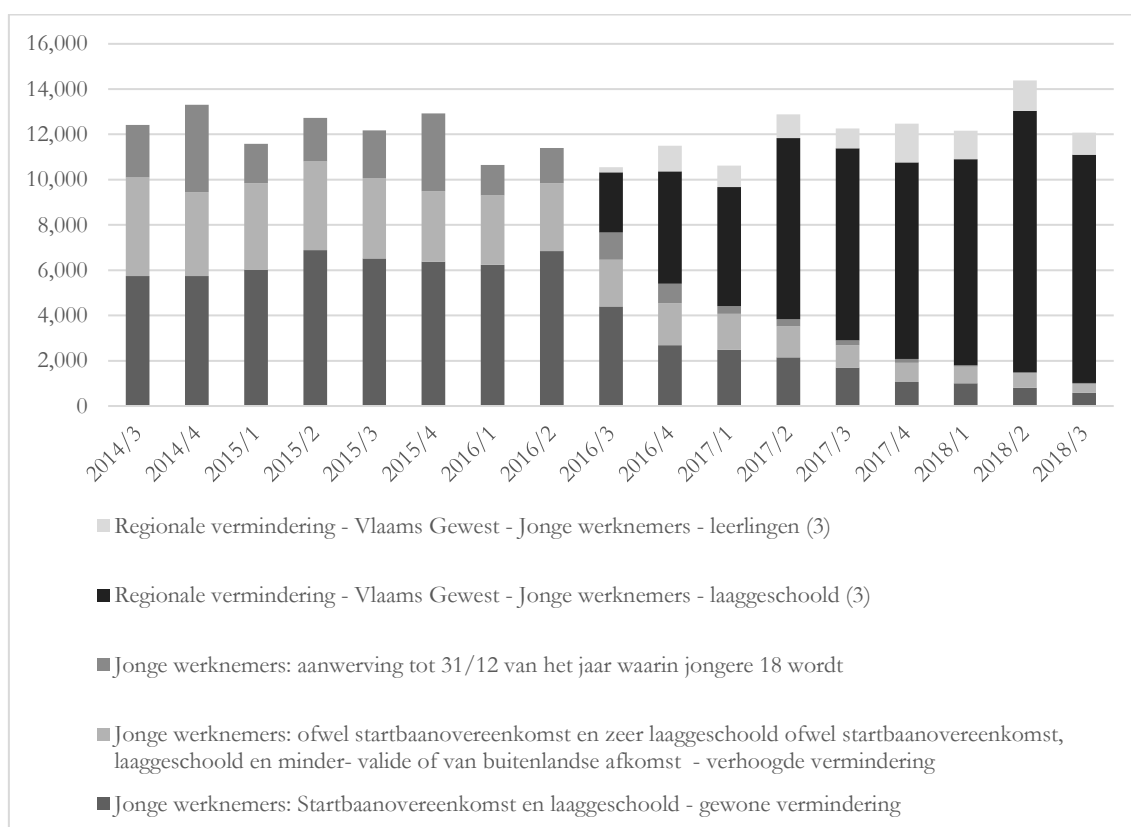
Tabel b1.1 Take-up van RSZ-verminderingen in het federale doelgroepenbeleid bij laaggeschoolde werkzoekenden jonger dan 25 jaar (in %)

Kwartaal	Zelfde kwartaal	Zelfde en daaropvolgende kwartaal
2015 Q1	43,1	49,1
2015 Q2	43,8	49,4
2015 Q3	43,3	48,3
2015 Q4	43,9	49,1
2016 Q1	36,7	43,5
2016 Q2	39,5	NA

* De leeftijd van de werkzoekende wordt bepaald op de laatste dag van het kwartaal.

De evolutie m.b.t. het aantal begunstigden bevestigt dat de take-up is gestegen. Hoewel het niet eenvoudig is om consistente tijdreeksen op te stellen suggereren de cijfers van de RSZ toch dat het aantal laaggeschoolde jongeren waarvoor een RSZ-vermindering werd toegekend is toegenomen sinds 2016 Q3 (figuur b1.1). Zo telt de RSZ in 2016 Q2 11 392 begunstigden van RSZ-verminderingen die hoofdzakelijk ten goede komen aan laaggeschoolde jongeren, terwijl de RSZ in 2018 Q2 14 387 begunstigden telt (incl. begunstigden van overgangsmaatregelen), een stijging met ongeveer 25%.

Figuur b1.1 Evolutie van het aantal begunstigden van RSZ-verminderingen voor laaggeschoolde jongeren (federaal doelgroepenbeleid, overgangsmaatregelen, Vlaams doelgroepenbeleid)



* De federale RSZ-vermindering en de overgangsmaatregel 'jonge werknemers' kan ook worden toegekend aan middengeschoolde jongeren. De cijfers houden geen rekening met laaggeschoolde jongeren waarvoor een RSZ-vermindering werd toegekend omdat ze langdurig werkzoekend waren.

Bron RSZ

Het federale doelgroepenbeleid kende enkel een RSZ-vermindering toe aan middengeschoolde werkzoekenden die minimaal 6 maanden werkzoekend zijn. Toch stellen we vast dat voor ongeveer 15% van de middengeschoolde werkzoekenden jonger dan 25 jaar die aan het werk gaan een RSZ-vermindering werd toegekend (tabel b1.2). Bovendien blijkt dat een deel van die RSZ-verminderingen eigenlijk bedoeld zijn voor laaggeschoolde werkzoekenden. Waarschijnlijk heeft dat te maken met fouten in het studieniveau van een aantal werkzoekenden, waardoor het in onze data lijkt alsof ze middengeschoold zijn, terwijl ze in werkelijkheid laaggeschoold zijn.

Tabel b1.2 Take-up van RSZ-verminderingen in het federale doelgroepenbeleid bij middengeschoolde werkzoekenden jonger dan 25 jaar

Kwartaal	Zelfde kwartaal	Zelfde en daaropvolgende kwartaal
2015 Q1	14,2	16,4
2015 Q2	16,1	18,1
2015 Q3	13,6	15,5
2015 Q4	14,8	17,1
2016 Q1	14,1	17,1
2016 Q2	18,4	18,4

* De leeftijd van de werkzoekende wordt bepaald op de laatste dag van het kwartaal.

bijlage 2 Kerncijfers van het federale en Vlaamse doelgroepenbeleid

b2.1 Activa

De werkuitkering werd uitbetaald door de RVA aan werknemers uit bepaalde doelgroepen (Activa Verminderde Arbeidsgeschiktheid, Activa langdurig werkzoekenden en Activa Start). Werkgevers konden op hun beurt de werkuitkering afhouden van het loon van de werknemer. Het Vlaamse doelgroepenbeleid maakt niet langer gebruik van de werkuitkering. Voor aanwervingen na 1 juli 2016 werd in Vlaanderen Activa Start en Activa Verminderde Arbeidsgeschiktheid niet langer toegekend; op 1 december 2017 volgde Activa langdurig werkzoekenden. Werkgevers die daarvoor reeds rechten hadden verworven behielden deze voordelen tot uiterlijk 31 december 2018.

Tabel b2.1 en b2.2 geven respectievelijk het aantal begunstigden en de totale kost van Activa (m.u.v. Activa Start) van 2009 tot 2018. We geven het gemiddeld aantal begunstigden per maand en de totale kost op jaarbasis. Voor 2018 zijn enkel cijfers t.e.m. september 2018 beschikbaar.

In 2015 kostte Activa in het Vlaamse Gewest 53,53 miljoen euro. In 2016 steeg dit verder tot 59,23 miljoen euro, waarna het daalde tot 35,70 miljoen euro in 2017. Veruit de belangrijkste kost is de werkuitkering met een looptijd van 30 maanden (gemiddeld 5 196 begunstigden in 2016). Op die werkuitkering hadden zowel werkzoekenden jonger dan 45 jaar met een werkloosheidsduur van 60 maanden als werkzoekenden ouder dan 45 jaar met een werkloosheidsduur van 18 maanden recht. Daarna volgt de Activa werkuitkering voor laaggeschoolde jongeren (<30 jaar), waarop gemiddeld 3 924 werknemers recht hadden in 2016. Ook de werkuitkering met een looptijd van 16 maanden (voor werkzoekenden jonger dan 45 jaar met een werkloosheidsduur van 24 maanden) en de werkuitkering met een looptijd van 24 maanden (voor werkzoekenden jonger dan 45 jaar met een werkloosheidsduur van 35 maanden) zijn relatief belangrijk. Die maatregelen telden respectievelijk 1 934 en 1 463 begunstigden in 2016.

Tabel b2.1 Gemiddeld aantal maandelijkse Activa-begunstigden (Vlaams Gewest)

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018*
Activa-plan, werkuitkering gedurende 36 maanden (verminderde arbeidsgeschiktheid)	0	0	0	2	232	649	812	763	397	180
Activa: recht op de werkuitkering gedurende 16 maanden	1 212	1 060	1 194	1 825	2 379	2 071	1 925	1 934	744	38
Activa: recht op de werkuitkering gedurende 24 maanden	1 526	1 126	1 220	1 351	1 515	1 521	1 452	1 463	826	252
Activa: recht op de werkuitkering gedurende 30 maanden	6 451	4 649	3 812	4 042	4 526	4 703	4 780	5 196	3 253	1 439
Activa: werkuitkering gedurende 24 maanden (verminderde arbeidsgeschiktheid)	0	0	9	152	170	55	4	4	1	0
Activa: werkuitkering voor laaggeschoolde 30-gedurende 36 maanden	0	0	0	0	162	1 853	3 333	3 924	2 424	1 156
Totaal	9 189	6 835	6 226	7 220	8 814	10 797	12 302	13 280	7 644	3 065

* In 2018 zijn enkel cijfers t.e.m. september 2018 beschikbaar.

Bron RVA, www.rva.be/nl/documentatie/statistieken/cijfers/werk-en-activeringsmaatregelen#h2_0

Tabel b2.2 De jaarlijkse kost van Activa (Vlaams Gewest) (miljoen euro)

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018*
Activa-plan, werkuitkering gedurende 36 maanden (verminderde arbeidsgeschiktheid)	0,00	0,00	0,00	0,01	1,10	2,91	3,69	3,54	1,86	0,64
Activa: recht op de werkuitkering gedurende 16 maanden	5,78	4,85	5,24	8,09	10,57	9,15	8,54	8,71	3,54	0,14
Activa: recht op de werkuitkering gedurende 24 maanden	6,96	4,92	5,22	5,88	6,54	6,63	6,35	6,52	3,90	0,90
Activa: recht op de werkuitkering gedurende 30 maanden	28,04	19,58	15,77	16,80	18,85	19,60	20,19	22,49	14,80	4,98
Activa: werkuitkering gedurende 24 maanden (verminderde arbeidsgeschiktheid)	0,00	0,00	0,04	0,72	0,83	0,27	0,02	0,02	0,00	0,00
Activa: werkuitkering voor laaggeschoolde 30-gedurende 36 maanden	0,00	0,00	0,00	0,00	0,64	7,81	14,74	17,95	11,59	4,27
Totaal	40,78	29,36	26,27	31,49	38,54	46,37	53,53	59,23	35,70	10,93

* In 2018 geven we de kost voor de eerste 9 maanden.

Bron RVA, www.rva.be/nl/documentatie/statistieken/cijfers/werk-en-activeringsmaatregelen#h2_0

Bovenstaande tabellen bevatten geen cijfers over Activa Start,⁵⁷ een werkuitkering die kan worden toegekend voor het aanwerven van erg laaggeschoolde schoolverlaters en laaggeschoolde schoolverlaters met een handicap of van buitenlandse afkomst. In 2015 maakten in Vlaanderen gemiddeld 42 jongeren gebruik van Activa Start. Op jaarbasis kostte Activa Start in 2015 in Vlaanderen 176 531 euro. Activa Start speelde dus slechts een zeer beperkte rol.

57 Voor cijfers zie website RVA, www.rva.be/nl/documentatie/statistieken/cijfers/werk-en-activeringsmaatregelen#h2_0

b2.2 RSZ-verminderingen

Tabel b2.3, b2.4 en b2.5 geven respectievelijk de RSZ-verminderingen voor jongeren, oudere werknemers en langdurig werkzoekenden met werkplaats in het Vlaamse Gewest van 2014 Q3 t.e.m. 2018 Q3. De tabellen bevatten het aantal begunstigden in voltijdse-equivalenten. Zowel RSZ-verminderingen voor als na de hervorming van het doelgroepenbeleid zijn opgenomen samen met de overgangsmaatregelen.

We vatten de belangrijkste trends per doelgroep samen.

Jongeren:

1. Sinds de hervorming van het Vlaamse doelgroepenbeleid is het *aantal jongeren met een RSZ-vermindering sterk toegenomen*, van 13 429 in 2016 Q2 tot 46 204 in 2018 Q2.
2. De stijging is hoofdzakelijk toe te schrijven aan een *sterke stijging van het aantal middengeschoolde jongeren met een RSZ-vermindering*. Ongeveer twee derde van jongeren met een RSZ-vermindering zijn middengeschoold.
3. Voor de hervorming waren er elk kwartaal ongeveer 10 000 (erg) *laaggeschoolde jongeren met een RSZ-vermindering*. Dat aantal ligt *hoger na de hervorming*. In 2018 Q2 werden RSZ-verminderingen toegekend voor 11 555 laaggeschoolde jongeren. Die cijfers houden wel geen rekening met de RSZ-vermindering voor laaggeschoolde jongeren met een werkloosheidsduur van 12 maanden (zie langdurig werkzoekenden).

Oudere werknemers:

4. De hervorming heeft door het verhogen van de minimumleeftijd van 54 naar 55 jaar het aantal *zittende oudere werknemers met een RSZ-vermindering licht doen dalen* in het jaar na de hervorming. In 2018 werd deze vermindering toegekend voor 114 656 werknemers.

Langdurig werkzoekenden:

5. In *2016 Q4* werden een RSZ-vermindering toegekend voor *19 634 langdurig werkzoekenden*. Sinds de hervorming is dit stelselmatig gedaald. In 2018 Q3 werden die verminderingen nog toegekend voor 5 744 werknemers. Op 31 december 2018 werden deze verminderingen definitief stopgezet.
6. Voor de hervormingen waren de twee belangrijkste maatregelen de RSZ-vermindering voor (1) werkzoekenden (minstens 45 jaar) met een werkloosheidsduur van 312 dagen in een periode van 18 maanden en (2) laaggeschoolde werkzoekenden (minder dan 27 jaar) met een werkloosheidsduur van 312 dagen in een periode van 18 maanden.

Tabel b2.1 RSZ-vermindering voor jongeren met werkplaats in het Vlaamse Gewest (VTE)

Vermindering	REDCODE	2014/3	2014/4	2015/1	2015/2	2015/3	2015/4	2016/1	2016/2	2016/3	2016/4	2017/1	2017/2	2017/3	2017/4	2018/1	2018/2	2018/3
Jonge werknemers: startbaanovereenkomst en laaggeschoold - gewone vermindering	3410 6030	5 744	5 735	6 019	6 890	6 518	6 371	6 231	6 845									
										4 394	2 686	2 492	2 150	1 700	1 056	1 003	804	573
Jonge werknemers: ofwel startbaanovereenkomst en zeer laaggeschoold ofwel startbaanovereenkomst, laaggeschoold en mindervalide of van buitenlandse afkomst - verhoogde vermindering	3411 6031	4 350	3 710	3 826	3 909	3 551	3 121	3 071	3 003									
										2 069	1 852	1 588	1 377	989	846	732	635	408
Jonge werknemers met startbaanovereenkomst en middengespoold (Vanaf 1/2013)	3412 6032	1 389	1 363	1 532	1 905	1 913	1 796	1 798	2 031	0	1							
										1 558	1 110	1 038	892	754	509	482	385	290
Jonge werknemers: aanwerving tot 31/12 van het jaar waarin jongere 18 wordt	3430 6033	2 319	3 867	1 742	1 924	2 106	3 430	1 350	1 550	0	0							
										1 200	865	326	307	204	180	61	52	37
<i>Regionale vermindering - Vlaams Gewest - jonge werknemers - laaggeschoold ⁽³⁾</i>	6300									2 659	4 957	5 269	8 009	8 492	8 681	9 115	11 555	10 090
<i>Regionale vermindering - Vlaams Gewest - jonge werknemers - middengespoold ⁽³⁾</i>	6301									6 671	13 144	15 615	20 911	22 291	20 611	26 498	31 431	27 316
<i>Regionale vermindering - Vlaams Gewest - jonge werknemers - leerlingen ⁽³⁾</i>	6310									225	1 132	946	1 034	871	1 714	1 247	1 341	973
Totaal		13 802	14 675	13 119	14 628	14 088	14 718	12 450	13 429	18 776	25 748	27 274	34 681	35 303	33 597	39 137	46 204	39 687

Bron RSZ-statistieken: (1) tijdreeksen naar gewest van de werkplaats van de werknemer 2014/3 tot 2016/4 en (2) tijdreeksen vanaf 2013/1 tot 2018/3.
Beschikbaar op <https://www.rsz.fgov.be/nl/statistieken/onlinestatistieken/tijdreeksen-bijdrageverminderingen>

Tabel b2.2 RSZ-vermindering voor oudere werknemers met werkplaats in het Vlaamse Gewest (VTE)

Vermindering	REDCODE	2014/3	2014/4	2015/1	2015/2	2015/3	2015/4	2016/1	2016/2	2016/3	2016/4	2017/1	2017/2	2017/3	2017/4	2018/1	2018/2	2018/3
Federale vermindering - oudere werknemers	3102	109 178	88 975	104 559	110 322	114 540	95 288	114 892	119 446	4	4							
Regionale vermindering - Vlaams Gewest - Oudere werknemers in dienst	6320									102 056	83 974	103 170	107 535	110 218	88 874	108 235	114 656	117 835
Regionale vermindering - Vlaams Gewest - Oudere werknemers - nieuwe indienstneming	6321									410	1 053	1 444	2 111	2 372	2 842	3 143	3 763	3 581

Bron RSZ-statistieken: (1) tijdreeksen naar gewest van de werkplaats van de werknemer 2014/3 tot 2016/4 en (2) tijdreeksen vanaf 2013/1 tot 2018/3. Beschikbaar op <https://www.rsz.fgov.be/nl/statistieken/onlinestatistieken/tijdreeksen-bijdrageverminderingen>

Tabel b2.3 RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekenden met werkplaats in het Vlaamse Gewest (VTE)

Vermindering		2014/3	2014/4	2015/1	2015/2	2015/3	2015/4	2016/1	2016/2	2016/3	2016/4	2017/1	2017/2	2017/3	2017/4	2018/1	2018/2	2018/3
Langdurig werkzoekenden (minder dan 45 jaar) gedurende 312 dagen in periode van 18 maanden of langdurig werkzoekenden gedurende 156 dagen in periode van 9 maanden na sluiting onderneming	3200	2 759	2 883	2 666	2 921	2 812	2 864	2 513	2 653	2 388	2 411							
Overgangsmaatregel - Vlaams Gewest - langdurig werkzoekenden (minder dan 45 jaar) gedurende 312 dagen in periode van 18 maanden of langdurig werkzoekenden gedurende 156 dagen in periode van 9 maanden na sluiting onderneming	6000	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1 630,5	1 001,0	508,8	252,8	-	-	-

Tabel b2.5 RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekenden met werkplaats in het Vlaamse Gewest (VTE) (vervolg)

Vermindering		2014/3	2014/4	2015/1	2015/2	2015/3	2015/4	2016/1	2016/2	2016/3	2016/4	2017/1	2017/2	2017/3	2017/4	2018/1	2018/2	2018/3
Langdurig werkzoekenden (minder dan 45 jaar) gedurende 624 dagen in periode van 36 maanden	3201	1 715	1 737	1 585	1 662	1 630	1 754	1 637	1 844	1 733	1 721							
Overgangsmaatregel - Vlaams Gewest-langdurig werkzoekenden (minder dan 45 jaar) gedurende 624 dagen in periode van 36 maanden	6001	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1 316,3	1 065,4	813,2	693,6	508,7	351,9	199,3
Langdurig werkzoekenden (minder dan 45 jaar) gedurende 936 dagen in periode van 54 maanden	3202	1 662	1 718	1 580	1 679	1 694	1 776	1 654	1 766	1 684	1 781							
Overgangsmaatregel - Vlaams Gewest-langdurig werkzoekenden (minder dan 45 jaar) gedurende 936 dagen in periode van 54 maanden	6002	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1 474,4	1 240,0	1 030,9	927,3	767,7	653,0	522,8
Langdurig werkzoekenden (minder dan 45 jaar) gedurende 1560 dagen in periode van 90 maanden	3203	1 973	2 107	2 004	2 063	1 916	2 096	1 905	1 943	1 783	1 970							
Overgangsmaatregel - Vlaams Gewest-langdurig werkzoekenden (minder dan 45 jaar) gedurende 1560 dagen in periode van 90 maanden	6003	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1 604,3	1 385,7	1 139,8	1 127,9	936,5	855,0	717,1
Langdurig werkzoekenden (minder dan 27 jaar) gedurende 312 dagen in periode van 18 maanden en laaggeschoold	3205	2 392	2 977	2 989	3 552	3 686	4 023	3 763	4 243	4 109	4 357							
Overgangsmaatregel - Vlaams Gewest-langdurig werkzoekenden (minder dan 27 jaar) gedurende 312 dagen in periode van 18 maanden en laaggeschoold	6004	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	3 454,1	2 833,0	2 232,6	1 971,1	1 553,0	1 307,3	979,8
Langdurig werkzoekenden (minstens 45 jaar) gedurende 156 dagen in periode van 9 maanden	3210	2 299	2 442	2 273	2 350	2 244	2 265	2 048	2 158	1 990	1 993							
Overgangsmaatregel - Vlaams Gewest-langdurig werkzoekenden (minstens 45 jaar) gedurende 156 dagen in periode van 9 maanden	6005	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1 689,8	1 454,2	1 263,5	1 235,1	1 015,1	951,7	821,2

Tabel b2.5 RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekenden met werkplaats in het Vlaamse Gewest (VTE) (vervolg)

Vermindering		2014/3	2014/4	2015/1	2015/2	2015/3	2015/4	2016/1	2016/2	2016/3	2016/4	2017/1	2017/2	2017/3	2017/4	2018/1	2018/2	2018/3
Langdurig werkzoekenden (minstens 45 jaar) gedurende 312 dagen in periode van 18 maanden	3211	4 564	4 780	4 655	4 985	4 968	5 257	4 922	5 251	5 134	5 401							
Overgangmaatregel - Vlaams Gewest-langdurig werkzoekenden (minstens 45 jaar) gedurende 312 dagen in periode van 18 maanden	6006	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	4 711,3	4 200,1	3 688,7	3 526,6	3 012,2	2 803,8	2 503,7
Totaal		17 364	18 644	17 752	19 212	18 950	20 035	18 442	19 858	18 822	19 634	15 881	13 179	10 678	9 734	7 793	6 923	5 744

Bron RSZ-statistieken: (1) tijdreeksen naar gewest van de werkplaats van de werknemer 2014/3 tot 2016/4 en (2) tijdreeksen vanaf 2013/1 tot 2018/3 (gebruikt voor cijfers vanaf 2017/1).
Beschikbaar op <https://www.rsz.fgov.be/nl/statistieken/onlinestatistieken/tijdreeksen-bijdrageverminderingen>

b2.3 Tewerkstellingspremie 50+

Tabel b2.6 geeft de evolutie van het aantal aangevraagde tewerkstellingspremies. In 2015 - het jaar voor de hervorming - werden 1 579 aanvragen goedgekeurd. In 2016 werden nog 1 084 aanvragen goedgekeurd.

Tabel b2.4 Evolutie aanvragen tewerkstellingspremie 50+

Jaar aanvraag	Uitgevoerd	Stopgezet	Geweigerd	Goedgekeurd	Anomalie
2006	873	358	443		
2007	1 453	676	646		
2008	1 936	1 092	1 005		
2009	2 137	1 019	1 025		
2010	2 436	1 220	1 256		
2011	1 851	1 091	1 368		
2012	2 400	1 248	1 258	7	
2013	1 663	1 420	1 420	1 334	
2014	147	1 403	2 114	2 970	1
2015		923	2 559	1 579	5
2016		322	1 848	1 084	17

* In januari 2013 werd de tewerkstellingspremie hervormd; in januari 2015 werd de premie opnieuw hervormd en werd ze niet langer toegekend aan werkzoekenden tussen 50 en 55 jaar die minder dan 1 jaar werkzoekend zijn.

Uitgevoerd: de overeenkomst werd afgesloten en het volledige bedrag werd uitbetaald. Stopgezet: Door oneigenlijk gebruik of doordat de persoon binnen het jaar stopt met werken wordt de overeenkomst stopgezet. Geweigerd: dossiers is niet ontvankelijk (werkzoekende geen 50+, onderneming is uitgesloten, ...).

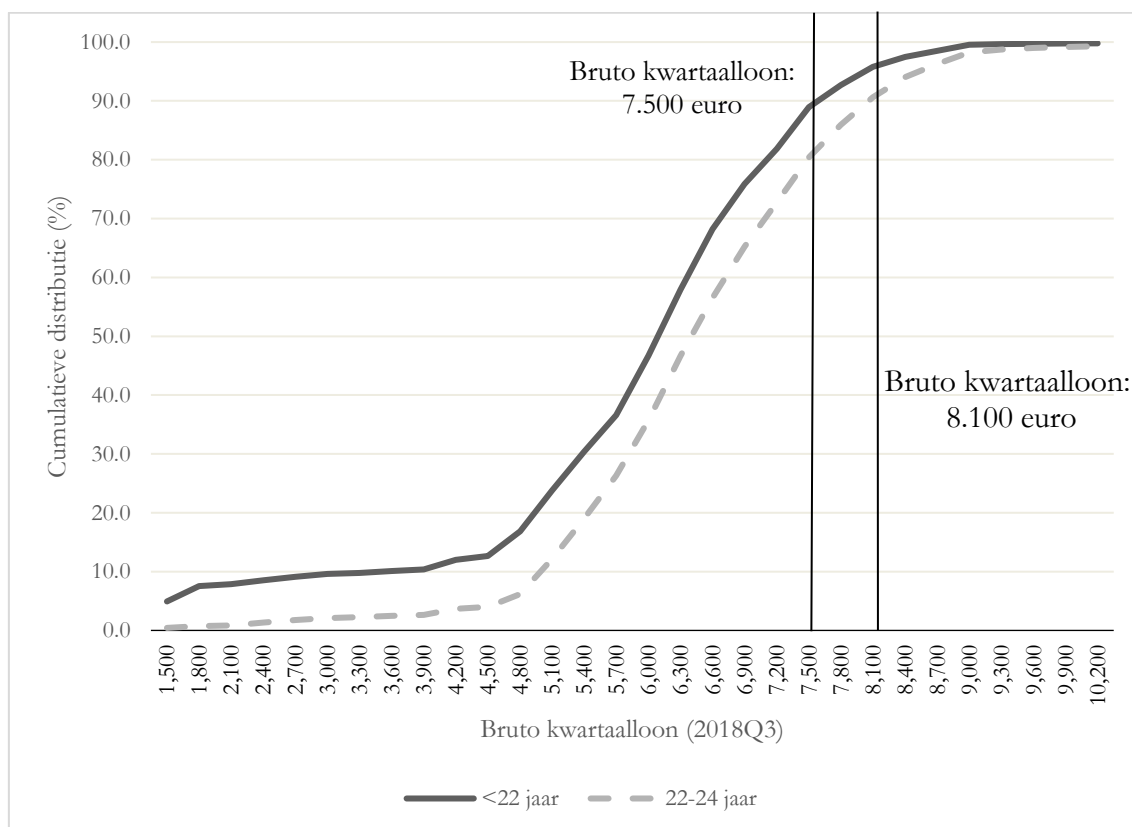
Goedgekeurd: de premie werd aangevraagd bij de VDAB en goedgekeurd, waarop betalingen zijn gestart. Door IT-problemen werd vanaf 2014 de status niet meer veranderd van 'goedgekeurd' naar 'uitgevoerd'.

Bron www.vdab.be/trends/serr

bijlage 3 Loondistributie

De loongrens voor de DGV voor laag- en middengeschoolde jongeren is 7 500 euro/kwartaal gedurende de eerste vier kwartalen en 8 100 euro/kwartaal gedurende de laatste vier kwartalen. De VDAB-datasets bevatten geen loongegevens. Toch kunnen we aannemen dat het brutoloon van het merendeel van de laag- en middengeschoolde werknemers lager is dan de loongrens. Figuur b3.1 toont de loondistributie van jongeren per leeftijdsgroep: 89% van de werknemers jonger dan 22 jaar en 80% van de werknemers van 22 t.e.m. 24 jaar verdient minder dan 7 500 euro/kwartaal. Gezien die cijfers ook de hooggeschoolde jongeren omvatten, is het aannemelijk dat de overgrote meerderheid van de laag- en middengeschoolde jongeren in aanmerking komt voor de DGV.

Figuur b3.1 Loondistributie van werknemers per leeftijdsgroep

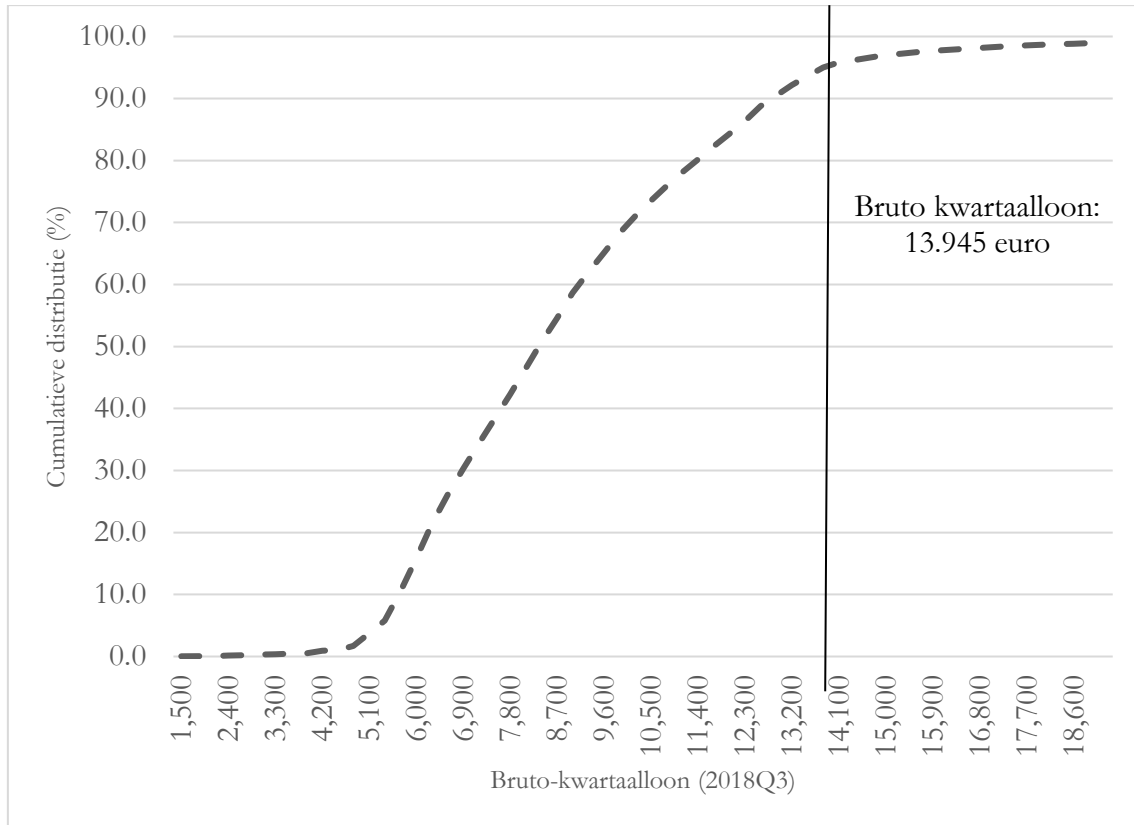


* Werknemers met werkplaats in Vlaanderen.

Bron DWSE

De loongrens voor de DGV voor 55+ is sinds 1 januari 2019 vastgelegd op 13 945 euro/kwartaal (18 545 euro in het kwartaal waarin de eindejaarstoelage wordt uitbetaald). Figuur b3.2 toont de loondistributie van 55+ met werkplaats in Vlaanderen. 95% verdient minder dan 13 945 euro/kwartaal.

Figuur b3.2 Loondistributie 55+ (2018 Q3)



* Werknemers met werkplaats in Vlaanderen.

Bron DWSE

bijlage 4 Middengeschoolde jongeren: bijkomende analyses

b4.1 Placebo-testen

Tabel b4.1 Parallel trend assumptie voor middengeschoolde werkzoekende jongeren (doelgroep) vs. hooggeschoolde werkzoekende jongeren (controlegroep) voor de indicator 'aandeel aan het werk na 6 maanden'

	Coëfficiënt
Studieniveau (referentie level: hooggeschoold)	-0,179*** (0,00408)
<i>Jaar (referentie level 2015)</i>	
2012 (Q1- Q4)	-0,0502*** (0,00417)
2013 (Q1- Q4)	-0,0403*** (0,00413)
2014 (Q1- Q4)	-0,0280*** (0,00409)
2016/17 (2016 Q3-2017 Q2)	0,00802* (0,00422)
2017/18 (2017 Q3-2018 Q2)	0,0222*** (0,00430)
<i>Interactie: jaar#studieniveau</i> (referentie level: hooggeschoold, 2015)	
2012 (Q1- Q4)	0,00509 (0,00535)
2013 (Q1- Q4)	0,00180 (0,00540)
2014 (Q1- Q4)	0,00171 (0,00536)
2016/17 (2016 Q3-2017 Q2)	0,00802* (0,00422)
2017/18 (2017 Q3-2018 Q2)	0,0222*** (0,00430)
Kenmerken werkzoekenden	Ja
Maand instroom werkloosheid	Ja
R ²	0,068
Observaties	385 095
F-test (gezamenlijke significantie interactietermen voor hervorming; p-waarde)	0,812

* Kenmerken werkzoekenden: geslacht, leeftijd, leeftijd², origine (EU-15, EU-13, andere), kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen) en arbeidsmarkthistoriek in laatste 12 maanden (gewerkt, werkloos, inactief, onbekend). Jaar van instroom op dezelfde manier gedefinieerd als in figuur 5.6.
 Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *; geclusterde standaardfouten staan tussen haakjes.
 De vetgedrukte coëfficiënten geven de interactie tussen studieniveau en periode van instroom voor de hervorming. Een F-test test of die coëfficiënten gezamenlijk significant zijn (placebo test).

Tabel b4.2 Parallel trend assumptie voor indicatoren minimaal 1 tot 12 opeenvolgende maanden gewerkt bij eerste tewerkstelling over een periode van 12 maanden

	Minimaal aantal opeenvolgende maanden gewerkt binnen 12 maanden bij eerste tewerkstelling											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Studieniveau (referentie level: hooggeschoold)	-0,109*** (0,00316)	-0,130*** (0,00393)	-0,147*** (0,00417)	-0,157*** (0,00434)	-0,164*** (0,00448)	-0,167*** (0,00458)	-0,168*** (0,00464)	-0,167*** (0,00466)	-0,159*** (0,00464)	-0,145*** (0,00455)	-0,106*** (0,00427)	-0,0454*** (0,00337)
<i>Jaar</i> (referentie level: 2014 Q3-2015 Q2)												
2012 Q3-2013 Q2	-0,0131*** (0,00288)	-0,0112*** (0,00384)	-0,0128*** (0,00418)	-0,0160*** (0,00446)	-0,0182*** (0,00470)	-0,0185*** (0,00488)	-0,0191*** (0,00502)	-0,0175*** (0,00511)	-0,0152*** (0,00514)	-0,00780 (0,00511)	-0,00360 (0,00486)	0,00186 (0,00382)
2013 Q3-2014 Q2	-0,00552** (0,00278)	-0,00397 (0,00376)	-0,00538 (0,00410)	-0,00695 (0,00439)	-0,00680 (0,00460)	-0,00700 (0,00478)	-0,00699 (0,00493)	-0,00984** (0,00502)	-0,0146*** (0,00508)	-0,0175*** (0,00504)	-0,0186*** (0,00477)	- (0,00368)
2016 Q3-2017 Q2	0,00808*** (0,00285)	0,0250*** (0,00383)	0,0302*** (0,00419)	0,0361*** (0,00448)	0,0370*** (0,00474)	0,0424*** (0,00495)	0,0479*** (0,00512)	0,0457*** (0,00525)	0,0488*** (0,00533)	0,0477*** (0,00535)	0,0506*** (0,00516)	0,0250*** (0,00406)
<i>Interactie: jaar#studieniveau</i> (referentie level: hooggeschoold, 2015)												
Middengedchoold#2012 Q3/2013 Q2	-0,00506 (0,00407)	-0,00822 (0,00503)	-0,00600 (0,00537)	-0,00353 (0,00561)	-0,00328 (0,00581)	-0,00214 (0,00594)	0,000139 (0,00603)	0,000862 (0,00607)	0,000944 (0,00605)	-0,00235 (0,00595)	-0,00250 (0,00561)	-0,00611 (0,00444)
Middengedchoold#2013 Q3/2014 Q2	-0,00643 (0,00398)	-0,00867* (0,00497)	-0,00809 (0,00531)	-0,00689 (0,00557)	-0,00818 (0,00574)	-0,00547 (0,00588)	-0,00287 (0,00596)	0,00182 (0,00600)	0,00702 (0,00600)	0,0129** (0,00590)	0,0140** (0,00554)	0,00727* (0,00432)
Middengedchoold#2016 Q3/2017 Q2	0,0159*** (0,00403)	0,00328 (0,00506)	0,00292 (0,00543)	-0,00115 (0,00570)	-0,00275 (0,00592)	-0,00746 (0,00608)	-0,0107* (0,00619)	-0,00990 (0,00627)	-0,0144** (0,00629)	-0,0127** (0,00624)	-0,0167*** (0,00596)	-0,000887 (0,00474)
Kenmerken werkzoekenden	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Maand instroom werkloosheid	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
R ²	0,061	0,054	0,059	0,061	0,063	0,064	0,065	0,064	0,062	0,054	0,036	0,020
Observaties	233 109	233 109	233 109	233 109	233 109	233 109	233 109	233 109	233 109	233 109	233 109	233 109
F-test (gezamenlijke significantie interactietermen voor hervorming; p-waarde)	0,2365	0,1487	0,2888	0,4655	0,3579	0,6430	0,8499	0,9550	0,4445	0,0200**	0,0054***	0,0089***

* Een jaar wordt steeds gedefinieerd als instroom tussen 1 juli in jaar t en 30 juni in jaar t+1. Zo omvat de periode 2012 Q3-2013 Q2 alle werkzoekenden ingestroomd tussen 1 juli 2012 en 30 juni 2013. We houden geen rekening met werkzoekenden ingestroomd van 2015 Q3 t.e.m. 2016 Q2 omdat die werkzoekenden na verloop van tijd recht hebben op een DGv. Bijgevolg vallen de periodes 2012 Q3-2013 Q2 en 2013 Q3-2014 Q2 voor de hervorming en de periode 2016 Q3-2017 Q2 na de hervorming.

Kenmerken werkzoekenden: geslacht, leeftijd, leeftijd², origine (EU-15, EU-13, andere), kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen) en arbeidsmarkthistoriek in laatste 12 maanden (gewerkt, werkloos, inactief, onbekend).

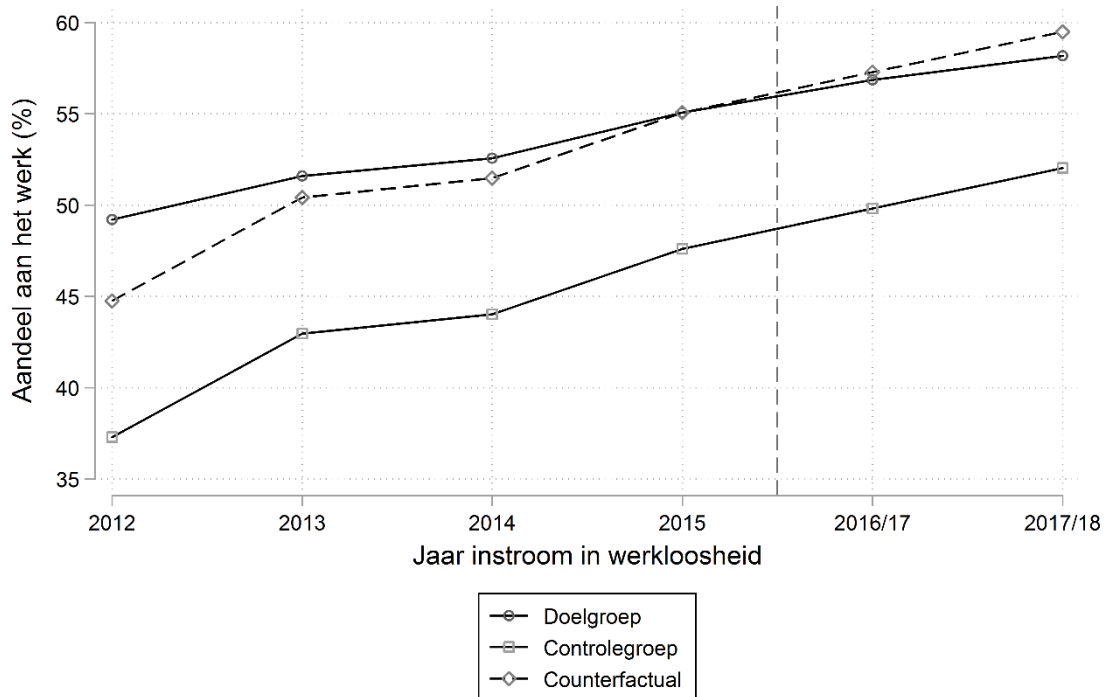
Statistische significantie: 1% ***, 5% **, 10% *, geclusterde standaardfouten staan tussen haakjes.

De vetgedrukte coëfficiënten geven de interactie tussen studieniveau en periode van instroom voor de hervorming. Een F-test test of die coëfficiënten gezamenlijk significant zijn (placebo test).

b4.2 Alternatieve controlegroep: middengeschoolde werkzoekenden, 30-35 jaar

In plaats van hooggeschoolde werkzoekende jongeren experimenteerden we ook met een alternatieve controlegroep, namelijk middengeschoolde werkzoekenden tussen 30 en 35 jaar. Voor die groep blijkt de parallel trend assumptie echter niet op te gaan. Figuur b4.1 toont dat het aandeel werkzoekenden dat na 6 maanden werkt niet op dezelfde manier evolueert voor de controle- en de doelgroep. Een placebo test bevestigt dat de parallel trend assumptie niet houdt (resultaten niet opgenomen in rapport).

Figuur b4.1 Parallel trend assumptie voor middengeschoolde werkzoekenden 30-35 jaar



* Voor de hervorming (2012 t.e.m. 2015) wordt jaar van instroom gedefinieerd als het jaar waarin de werkzoekende instroomde in de werkloosheid (1 januari tot 31 december). Na de hervorming verandert de definitie van 'jaar van instroom'. Een jaar wordt dan gedefinieerd van juli tot juni. Dat betekent dat 2016/17 de populatie werkzoekenden omvat ingestroomd tussen 1 juli 2016 en 30 juni 2017. Het jaar 2017/18 omvat de populatie ingestroomd tussen 1 juli 2017 en 30 juni 2018. De definitie verandert na de hervorming omdat we geen rekening willen houden met werkzoekenden ingestroomd in 2016 Q1 en 2016 Q2 omdat een deel van die groep in aanmerking komt voor het Vlaamse doelgroepenbeleid. Alle werkzoekenden in de doelgroep ingestroomd na de hervorming (aangeduid met de stippellijn) komen dus in aanmerking voor een DGV.

b4.3 Het effect van de DGV per leeftijdsgroep

Met difference-in-differences vinden we een klein positief effect van de DGV voor middengeschoolden op tewerkstelling op korte termijn, terwijl we met een RDD geen effect vinden. Een mogelijke verklaring is dat het effect afneemt met de leeftijd van de werkzoekende. Diff-in-diff houdt immers rekening met alle leeftijdsgroepen, terwijl de RDD het effect identificeert op middengeschoolden rond de leeftijd van 25 jaar. Om die hypothese te testen, schatten we een diff-in-diff model per leeftijdsgroep. Daarvoor nemen we interactietermen op tussen het studieniveau, de leeftijd van de werkzoekende en het moment van instroom (voor/na hervorming). We vergelijken met andere woorden hooggeschoolde werkzoekende jongeren (17-24,5 jaar) met middengeschoolden werkzoekende jongeren in een bepaalde leeftijdsgroep.

Tabel b4.3 toont dat, volgens een diff-in-diff schatting, het effect van het doelgroepenbeleid - aangeduid door de vetgedrukte coëfficiënten - *niet sterkte varieert per leeftijdsgroep*. Voor alle leeftijdsgroepen vinden we een positief effect van het doelgroepenbeleid op het aandeel middengeschoolde werkzoekenden aan het werk na 6 maanden, maar enkel het effect voor de 23-jarigen is significant in alle specificaties. Het effect neemt niet af naarmate de werkzoekenden ouder worden. *Verschillen in het effect van de DGV per leeftijdsgroep verklaren dus niet waarom we met diff-in-diff wel en met RDD geen effect identificeren.*

Tabel b4.3 Effect van de DGV voor middengeschoolden per leeftijdsgroep

	Basismodel	Kenmerken werkzoekenden	Kenmerken werkzoekenden en maand instroom werkloosheid
Studieniveau (referentie level: hooggeschoold, alle leeftijden)			
Middengeschoold & <20 jaar	-0,242*** (0,00570)	-0,221*** (0,00576)	-0,220*** (0,00577)
Middengeschoold & 20 jaar	-0,189*** (0,00640)	-0,169*** (0,00643)	-0,165*** (0,00645)
Middengeschoold & 21 jaar	-0,195*** (0,00656)	-0,179*** (0,00665)	-0,173*** (0,00669)
Middengeschoold & 22 jaar	-0,205*** (0,00692)	-0,190*** (0,00707)	-0,183*** (0,00710)
Middengeschoold & 23 jaar	-0,223*** (0,00733)	-0,207*** (0,00754)	-0,200*** (0,00756)
Middengeschoold & 24 jaar	-0,214*** (0,0103)	-0,195*** (0,0105)	-0,188*** (0,0106)
Na hervorming	0,00693 (0,00427)	0,00844** (0,00424)	0,00850** (0,00423)
Interactie: hervorming#studieniveau (referentie level: hooggeschoold, alle leeftijden)			
Middengeschoold & <20 jaar	0,00392 (0,00821)	0,00299 (0,00818)	0,00367 (0,00817)
Middengeschoold & 20 jaar	0,0143 (0,00917)	0,0143 (0,00911)	0,0145 (0,00910)
Middengeschoold & 21 jaar	0,00806 (0,00947)	0,0119 (0,00937)	0,0126 (0,00938)
Middengeschoold & 22 jaar	0,0142 (0,00998)	0,0177* (0,00988)	0,0178* (0,00988)
Middengeschoold & 23 jaar	0,0194* (0,0104)	0,0241** (0,0104)	0,0244** (0,0104)
Middengeschoold & 24 jaar	0,0160 (0,0147)	0,0147 (0,0146)	0,0138 (0,0146)
Kenmerken werkzoekenden	Neen	Ja	Ja
Maand instroom werkloosheid	Neen	Neen	Ja
R ²	0,043	0,063	0,065
Observaties	121 812	121 375	121 375

* Voor hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2015 Q1 t.e.m. 2015 Q4; na hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2.

Kenmerken werkzoekenden: geslacht, origine (EU-15, EU-13, andere), kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen) en arbeidsmarkthistoriek in laatste 12 maanden (gewerkt, werkloos, inactief, onbekend). Het aantal observaties daalt licht wanneer we controleren voor kenmerken van werkzoekenden omdat de variabele 'kennis van het Nederlands' soms ontbreekt.

Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *; geclusterde standaardfouten staan tussen haakjes.

b4.4 Toepassen van diff-in-diff op de RDD populatie

Het schatten van het effect van het doelgroepenbeleid met RDD gebeurt voor een specifieke subpopulatie van werkzoekenden. Het gaat om middengeschoolde werkzoekenden die op een bepaald moment in de periode waarin ze werkloos zijn net wel of net geen 25 jaar zijn op de laatste dag van het beschouwde kwartaal. Diff-in-diff wordt daarentegen toegepast op de volledige populatie midden- en hooggeschoolde werkzoekenden tussen 17 en 24,5 jaar. Om die reden is de steekproef in beide methodes niet identiek. Dat zou een verklaring kunnen vormen voor het verschil tussen de resultaten met RDD en diff-in-diff. We testen die hypothese door de diff-in-diff te schatten voor de werkzoekenden die ook worden opgenomen in de RDD schatting.

Daarbij gaan we als volgt te werk:

1. We selecteren alle werkzoekenden die werden opgenomen in de RDD schatting met bandwidth 0,25. We selecteren daarbij zowel werkzoekenden tussen 24,75 en 25,25 jaar oud op de laatste dag van een kwartaal *na de hervorming* van het doelgroepenbeleid (2016 Q3 t.e.m. 2018 Q4) als *voor de hervorming* van het doelgroepenbeleid (2015 Q1 t.e.m. 2016 Q2).
2. Werkzoekenden uit bovenstaande groep kunnen meerdere malen in- en uitstromen, waardoor ze - net zoals bij de diff-in-diff - meerdere malen voorkomen in de steekproef. Uit die groep selecteren we alle middengeschoolde werkzoekenden die bij instroom in de werkloosheid tussen 17 en 24,5 jaar oud zijn. Dat vormt de doelgroep.
3. Net zoals in de diff-in-diff selecteren we ook alle hooggeschoolde werkzoekenden tussen 17 en 24,5 jaar bij instroom in de werkloosheid. Dat vormt de controlegroep.
4. Op basis van die steekproef schatten we het diff-in-diff model. Dit model wordt dus geschat op basis van (1) een controlegroep van hooggeschoolde werkzoekenden identiek aan de controlegroep in het standaard diff-in-diff model en (2) een doelgroep van middengeschoolde werkzoekenden die ook werden opgenomen bij het schatten van het diff-in-diff model.

De resultaten werden opgenomen in tabel b4.4. De eerste twee regressies schatten het standaard diff-in-diff model, terwijl de volgende twee regressies het diff-in-diff model schatten voor werkzoekenden die ook werden opgenomen bij het schatten van het RDD model. De eerste regressie schat het diff-in-diff model op de volledige populatie van werkzoekenden ingestroomd van 2012 Q1 t.e.m. 2017 Q2. De tweede regressie is identiek aan de regressie in tabel 5.8 en vergelijkt werkzoekenden ingestroomd van 2015 Q1 t.e.m. 2015 Q4 (voor hervorming) versus werkzoekenden ingestroomd van 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2 (na hervorming). In beide regressies vinden we een positief, significant effect van het doelgroepenbeleid op het aandeel middengeschoolde werkzoekende jongeren dat werkt na 6 maanden. Regressies 3 en 4 schatten een diff-in-diff model voor de populatie werkzoekenden die ook worden opgenomen in het RDD model. Houden we rekening met alle jaren (regressie 3) dan vinden we opnieuw een positief, significant effect. Beperken we de steekproef tot werkzoekenden ingestroomd in 2015 Q1 t.e.m. 2015 Q4 of 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2 dan is het effect nog positief, maar niet significant. De laatste vier regressies zijn identiek aan de eerste vier regressies, maar controleren voor de kenmerken van de werkzoekende en de maand van instroom. Dat heeft geen invloed op de bevindingen.

Doordat we in verschillende specificaties ook positieve effecten vinden van het doelgroepenbeleid met diff-in-diff voor een steekproef beperkt tot werkzoekenden die ook werden opgenomen bij het schatten van het RDD, kunnen we besluiten dat *verschillen in de populaties tussen de RDD en diff-in-diff niet verklaren waardoor we met RDD geen en met diff-in-diff wel een positief effect van het doelgroepenbeleid vinden.*

Tabel b4.4 Schatten van het diff-in-diff model op de RDD-steekproef

	Alle observaties 2012 Q1 t.e.m. 2017 Q2 (m.u.v. 2016 Q1 & 2016 Q2)	Alle observaties 2015 Q1-2015 Q4 vs 2016 Q3- 2017 Q2	RDD-steekproef 2012 Q1 t.e.m. 2017 Q2 (m.u.v. 2016 Q1 & 2016 Q2)	RDD-steekproef 2015 Q1-2015 Q4 vs 2016 Q3- 2017 Q2	Alle observaties 2012 Q1 t.e.m. 2017 Q2 (m.u.v. 2016 Q1 & 2016 Q2)	Alle observaties 2015 Q1-2015 Q4 vs 2016 Q3- 2017 Q2	RDD-steekproef 2012 Q1 t.e.m. 2017 Q2 (m.u.v. 2016 Q1 & 2016 Q2)	RDD-steekproef 2015 Q1-2015 Q4 vs 2016 Q3- 2017 Q2
Effect doelgroepenbeleid	0,0102*** (0,00357)	0,0112** (0,00559)	0,0402*** (0,0121)	0,0180 (0,0165)	0,00870** (0,00352)	0,0134** (0,00554)	0,0451*** (0,0123)	0,0225 (0,0168)
Kenmerken werkzoekenden	Neen	Neen	Neen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Maand instroom	Neen	Neen	Neen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
R ²	0,045	0,041	0,036	0,020	0,068	0,066	0,063	0,047
Observaties	386 687	121 812	144 976	45 330	385 095	121 375	144 504	45 188

* Regressies zijn analoog aan de regressies in tabel 6.8. We rapporteren echter enkel de interactieterm tussen periode instroom (na/voor hervorming) en het studieniveau. Kenmerken werkzoekenden: geslacht, leeftijd, leeftijd², origine (EU-15, EU-13, andere), kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen) en arbeidsmarkthistoriek in laatste 12 maanden (gewerkt, werkloos, inactief, onbekend). Het aantal observaties daalt licht wanneer we controleren voor kenmerken van werkzoekenden omdat de variabele 'kennis van het Nederlands' soms ontbreekt. In de regressies 1, 3, 5 en 7 nemen we ook het jaar van instroom op in de regressies. Statistische significantie: 1% ***, 5% **, 10% *, geclusterde standaardfouten staan tussen haakjes.

bijlage 5 Laaggeschoolde jongeren: bijkomende analyses

b5.1 Placebo-testen

Tabel b5.1 Testen van de parallel trend assumptie voor laaggeschoolde jongeren voor drie controle-groepen (laaggeschoolde werkzoekenden, 25-30 jaar; laaggeschoolde werkzoekenden, 30-35 jaar; en hooggeschoolde werkzoekenden, 17-24,5 jaar)

	Laaggeschoold, 25-30 jaar	Laaggeschoold, 30-35 jaar	Hooggeschoold, 17-24,5 jaar
<i>Leeftijdsklasse</i> (referentie level: controlegroep)	-0,0330*** (0,00534)	-0,0316*** (0,00561)	
<i>Studieniveau</i> (referentie level: controlegroep)			-0,321*** (0,00456)
<i>Jaar</i> (referentie level 2015)			
2012 (Q1- Q4)	-0,00912* (0,00552)	-0,0102* (0,00590)	-0,0394*** (0,00395)
2013 (Q1- Q4)	-0,0454*** (0,00581)	-0,0420*** (0,00623)	-0,0391*** (0,00392)
2014 (Q1- Q4)	-0,0332*** (0,00584)	-0,0182*** (0,00625)	-0,0249*** (0,00386)
2016/17 (2016 Q3-2017 Q2)	0,0247*** (0,00596)	0,0312*** (0,00642)	0,0101** (0,00399)
2017/18 (2017 Q3-2018 Q2)	0,0467*** (0,00600)	0,0553*** (0,00653)	0,0248*** (0,00407)
<i>Interactie: jaar#doelgroep</i> (referentie level: controlegroep, 2015)			
2012 (Q1- Q4)	0,0123* (0,00654)	0,0154** (0,00681)	0,00862 (0,00545)
2013 (Q1- Q4)	0,0243*** (0,00717)	0,0208*** (0,00750)	0,00827 (0,00566)
2014 (Q1- Q4)	0,0105 (0,00722)	-0,00450 (0,00755)	0,000386 (0,00565)
2016/17 (2016 Q3-2017 Q2)	0,0107 (0,00744)	0,00423 (0,00781)	0,0252*** (0,00588)
2017/18 (2017 Q3-2018 Q2)	-0,00451 (0,00748)	-0,0129 (0,00789)	0,0195*** (0,00594)

Tabel b5.1 Testen van de parallel trend assumptie voor laaggeschoolde jongeren voor drie controle-groepen (laaggeschoolde werkzoekenden, 25-30 jaar; laaggeschoolde werkzoekenden, 30-35 jaar; en hooggeschoolde werkzoekenden, 17-24,5 jaar) (vervolg)

	Laaggeschoold, 25-30 jaar	Laaggeschoold, 30-35 jaar	Hooggeschoold, 17-24,5 jaar
Kenmerken werkzoekenden	Ja	Ja	Ja
Maand instroom werkloosheid	Ja	Ja	Ja
R ²	0,035	0,035	0,172
Observaties	275 835	260 951	335 152
F-test (gezamenlijke significantie interactie- termen voor hervorming; p-waarde)	0,00857***	0,00072***	0,21835

* Voor de hervorming (2012 t.e.m. 2015) wordt jaar van instroom gedefinieerd als het jaar waarin de werkzoekende instroomde in de werkloosheid (1 januari tot 31 december). Na de hervorming verandert de definitie van 'jaar van instroom'. Een jaar wordt dan gedefinieerd van juli tot juni. Dat betekent dat 2016/17 de populatie werkzoekenden omvat ingestroomd tussen 1 juli 2016 en 30 juni 2017. Het jaar 2017/18 omvat de populatie ingestroomd tussen 1 juli 2017 en 30 juni 2018. De definitie verandert na de hervorming omdat we geen rekening willen houden met werkzoekenden ingestroomd in 2016 Q1 en 2016 Q2. Een deel van die groep komt immers in aanmerking voor het Vlaamse doelgroepenbeleid.

Kenmerken werkzoekenden: geslacht, leeftijd, leeftijd², origine (EU-15, EU-13, andere), kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen) en arbeidsmarkthistoriek in laatste 12 maanden (gewerkt, werkloos, inactief, onbekend).

Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *; geclusterde standaardfouten staan tussen haakjes.

De vetgedrukte coëfficiënten geven de interactie tussen de doelgroep en periode van instroom voor de hervorming. Een F-test test of die coëfficiënten gezamenlijk significant zijn (placebo test).

Tabel b5.2 Testen van de parallel trend assumptie voor analyses naar studieniveau met hooggeschoolde werkzoekenden (17-24,5 jaar) als controlegroep

	Erg laaggeschoold	Laaggeschoold					
	Lager onderwijs/ 1 ^{ste} graad secundair	2 ^{de} graad ASO	2 ^{de} graad BSO	2 ^{de} graad KSO	2 ^{de} graad TSO	Deeltijds BSO	Leertijd (Syntra)
Studieniveau (referentie level: hooggeschoold)	-0,294*** (0,00766)	-0,234*** (0,0185)	-0,331*** (0,00611)	-0,300*** (0,0325)	-0,245*** (0,0114)	-0,274*** (0,0114)	-0,182*** (0,0171)
Jaar (referentie level 2015)							
2012 (Q1- Q4)	-0,0451*** (0,00419)	-0,0469*** (0,00420)	-0,0450*** (0,00419)	-0,0478*** (0,00420)	-0,0481*** (0,00419)	-0,0471*** (0,00419)	-0,0480*** (0,00420)
2013 (Q1- Q4)	-0,0401*** (0,00414)	-0,0410*** (0,00413)	-0,0403*** (0,00414)	-0,0413*** (0,00413)	-0,0408*** (0,00413)	-0,0410*** (0,00413)	-0,0413*** (0,00413)
2014 (Q1- Q4)	-0,0278*** (0,00410)	-0,0281*** (0,00410)	-0,0280*** (0,00410)	-0,0282*** (0,00410)	-0,0280*** (0,00409)	-0,0282*** (0,00409)	-0,0282*** (0,00410)
2016/17 (2016 Q3-2017 Q2)	0,00633 (0,00423)	0,00637 (0,00421)	0,00761* (0,00423)	0,00655 (0,00421)	0,00664 (0,00421)	0,00609 (0,00421)	0,00655 (0,00421)
2017/18 (2017 Q3-2018 Q2)	0,0210*** (0,00431)	0,0200*** (0,00429)	0,0225*** (0,00432)	0,0200*** (0,00429)	0,0204*** (0,00429)	0,0200*** (0,00429)	0,0199*** (0,00429)
Interactie: jaar#doelgroep (referentie level: hooggeschoold, 2015)							
2012 (Q1- Q4)	-0,00352 (0,00857)	0,0297 (0,0220)	0,0151** (0,00705)	0,00699 (0,0414)	0,00760 (0,0135)	0,0103 (0,0129)	0,00355 (0,0205)
2013 (Q1- Q4)	0,00271 (0,00910)	0,0159 (0,0232)	0,00990 (0,00744)	-0,0499 (0,0423)	0,00385 (0,0143)	0,0193 (0,0145)	0,0121 (0,0217)
2014 (Q1- Q4)	-0,0122 (0,00910)	-0,00446 (0,0244)	0,00874 (0,00750)	-0,0407 (0,0427)	-0,00672 (0,0145)	0,0326** (0,0144)	0,01000 (0,0228)
2016/17 (2016 Q3-2017 Q2)	0,0114 (0,0286)	0,0198 (0,0251)	0,0449*** (0,00772)	-0,00862 (0,0467)	0,0292* (0,0155)	0,0418*** (0,0157)	0,0114 (0,0286)
2017/18 (2017 Q3-2018 Q2)	0,0352 (0,0292)	-0,00524 (0,0253)	0,0361*** (0,00776)	0,0982** (0,0463)	0,0262* (0,0152)	0,0445*** (0,0153)	0,0352 (0,0292)

Tabel b5.2 Testen van de parallel trend assumptie voor analyses naar studieniveau met hooggeschoolde werkzoekenden (17-24,5 jaar) als controlegroep (vervolg)

	Erg laaggeschoold	Laaggeschoold					
	Lager onderwijs/ 1 ^{ste} graad secundair	2 ^{de} graad ASO	2 ^{de} graad BSO	2 ^{de} graad KSO	2 ^{de} graad TSO	Deeltijds BSO	Leertijd (Syntra)
Kenmerken werkzoekenden	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Maand instroom werkloosheid	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
R ²	0,181	0,068	0,175	0,048	0,090	0,107	0,053
Observaties	175 213	134 229	211 660	129 689	145 684	144. 70	134 446
F-test (gezamenlijke significantie interactietermen voor hervorming; p-waarde)	0,35	0,32	0,25	0,36	0,88	0,13	0,93

* Voor de hervorming (2012 t.e.m. 2015) wordt jaar van instroom gedefinieerd als het jaar waarin de werkzoekende instroomde in de werkloosheid (1 januari tot 31 december). Na de hervorming verandert de definitie van 'jaar van instroom'. Een jaar wordt dan gedefinieerd van juli tot juni. Dat betekent dat 2016/17 de populatie werkzoekenden omvat ingestroomd tussen 1 juli 2016 en 30 juni 2017. Het jaar 2017/18 omvat de populatie ingestroomd tussen 1 juli 2017 en 30 juni 2018. De definitie verandert na de hervorming omdat we geen rekening willen houden met werkzoekenden ingestroomd in 2016 Q1 en 2016 Q2. Een deel van die groep komt immers in aanmerking voor het Vlaamse doelgroepenbeleid.

Kenmerken werkzoekenden: geslacht, leeftijd, leeftijd², origine (EU-15, EU-13, andere), kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen) en arbeidsmarkthistoriek in laatste 12 maanden (gewerkt, werkloos, inactief, onbekend).

Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *; geclusterde standaardfouten staan tussen haakjes.

De vetgedrukte coëfficiënten geven de interactie tussen studieniveau en periode van instroom voor de hervorming. Een F-test test of die coëfficiënten gezamenlijk significant zijn (placebo test).

Tabel b5.3 Parallel trend assumptie voor indicatoren minimaal 1 tot 12 opeenvolgende maanden gewerkt bij eerste tewerkstelling over een periode van 12 maanden

	Minimaal aantal opeenvolgende maanden gewerkt binnen 12 maanden bij eerste tewerkstelling											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
<i>Studieniveau</i> (referentie level: hooggeschoold)	-0,240*** (0,00440)	-0,275*** (0,00503)	-0,296*** (0,00516)	-0,307*** (0,00523)	-0,314*** (0,00528)	-0,313*** (0,00528)	-0,304*** (0,00526)	-0,297*** (0,00519)	-0,277*** (0,00509)	-0,248*** (0,00490)	-0,189*** (0,00452)	-0,0933*** (0,00353)
<i>Jaar</i> (referentie level: 2014 Q3-2015 Q2)												
2012 Q3-2013 Q2	-0,00983*** (0,00290)	-0,00807** (0,00389)	-0,00984** (0,00423)	-0,0133*** (0,00452)	-0,0154*** (0,00476)	-0,0159*** (0,00493)	-0,0169*** (0,00506)	-0,0154*** (0,00514)	-0,0135*** (0,00517)	-0,00620 (0,00513)	-0,00178 (0,00487)	0,00146 (0,00382)
2013 Q3-2014 Q2	-0,00556** (0,00281)	-0,00367 (0,00380)	-0,00509 (0,00415)	-0,00658 (0,00444)	-0,00633 (0,00465)	-0,00649 (0,00482)	-0,00643 (0,00495)	-0,00931* (0,00503)	-0,0141*** (0,00509)	-0,0170*** (0,00505)	-0,0181*** (0,00478)	-0,00953*** (0,00368)
2016 Q3-2017 Q2	0,00789*** (0,00287)	0,0246*** (0,00388)	0,0296*** (0,00425)	0,0356*** (0,00454)	0,0364*** (0,00480)	0,0417*** (0,00500)	0,0471*** (0,00516)	0,0449*** (0,00528)	0,0481*** (0,00536)	0,0472*** (0,00537)	0,0503*** (0,00517)	0,0246*** (0,00406)
<i>Interactie: jaar#studieniveau</i> (referentie level: hooggeschoold, 2015)												
Laaggeschoold#2012 Q3/2013 Q2	0,00371 (0,00501)	-0,00143 (0,00577)	-0,00405 (0,00596)	-0,00245 (0,00609)	-0,00142 (0,00618)	-0,000317 (0,00621)	0,00257 (0,00620)	0,00395 (0,00616)	0,00246 (0,00608)	-0,00288 (0,00592)	-0,00448 (0,00553)	-0,00935** (0,00434)
Laaggeschoold 2013 Q3/2014 Q2	-0,0121** (0,00500)	-0,00879 (0,00577)	-0,00759 (0,00598)	-0,00290 (0,00612)	-0,000176 (0,00618)	0,000304 (0,00621)	0,00200 (0,00619)	0,00623 (0,00615)	0,00911 (0,00608)	0,0107* (0,00590)	0,0130** (0,00548)	0,00446 (0,00423)
Laaggeschoold#2016 Q3/2017 Q2	0,0410*** (0,00513)	0,0186*** (0,00595)	0,00882 (0,00617)	-0,000296 (0,00630)	-0,000648 (0,00641)	-0,00859 (0,00646)	-0,0126* (0,00648)	-0,0105 (0,00647)	-0,0174*** (0,00641)	-0,0223*** (0,00627)	-0,0294*** (0,00592)	-0,0147*** (0,00465)
Kenmerken werkzoekenden	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Maand instroom werkloosheid	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
R ²	0,159	0,154	0,163	0,168	0,172	0,174	0,173	0,170	0,162	0,144	0,101	0,049
Observaties	176 509	176 509	176 509	176 509	176 509	176 509	176 509	176 509	176 509	176 509	176 509	176 509
F-test (gezamenlijke significantie interactietermen voor hervorming; p-waarde)	0,004***	0,255	0,447	0,878	0,968	0,995	0,910	0,593	0,296	0,049**	0,004***	0,004***

Voor de hervorming (2012 t.e.m. 2015) wordt jaar van instroom gedefinieerd als het jaar waarin de werkzoekende instroomde in de werkloosheid (1 januari tot 31 december). Na de hervorming verandert de definitie van 'jaar van instroom'. Een jaar wordt dan gedefinieerd van juli tot juni. Dat betekent dat 2016/17 de populatie werkzoekenden omvat ingestroomd tussen 1 juli 2016 en 30 juni 2017. Het jaar 2017/18 omvat de populatie ingestroomd tussen 1 juli 2017 en 30 juni 2018. De definitie verandert na de hervorming omdat we geen rekening willen houden met werkzoekenden ingestroomd in 2016 Q1 en 2016 Q2. Een deel van die groep komt immers in aanmerking voor het Vlaamse doelgroepenbeleid.

Kenmerken werkzoekenden: geslacht, leeftijd, leeftijd², origine (EU-15, EU-13, andere), kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen) en arbeidsmarkthistoriek in laatste 12 maanden (gewerkt, werkloos, inactief, onbekend).

Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *; geclusterde standaardfouten staan tussen haakjes.

De vetgedrukte coëfficiënten geven de interactie tussen studieniveau en periode van instroom voor de hervorming. Een F-test test of die coëfficiënten gezamenlijk significant zijn (placebo test).

b5.2 Het effect van de DGV per leeftijdsgroep

Met difference-in-differences vinden we een positief effect van de DGV voor laaggeschoolden op tewerkstelling op korte termijn, terwijl we met een RDD geen effect vinden. Een mogelijke verklaring is dat het effect afneemt met de leeftijd van de werkzoekende. Diff-in-diff houdt immers rekening met alle leeftijdsgroepen, terwijl de RDD het effect identificeert op laaggeschoolden rond de leeftijd van 25 jaar. Om die hypothese te testen, schatten we een diff-in-diff model voor verschillende leeftijdsgroepen. Daarvoor nemen we interactietermen op tussen het studieniveau, de leeftijd van de werkzoekende en het moment van instroom (voor/na hervorming). We vergelijken met andere woorden hooggeschoolde werkzoekende jongeren (17-24,5 jaar) met laaggeschoolden werkzoekende jongeren in een bepaalde leeftijdsgroep.

Tabel b5.4 toont dat, volgens een diff-in-diff schatting, het effect van het doelgroepenbeleid - aangeduid door de vet gedrukte coëfficiënten - *varieert per leeftijdsgroep*, maar tegelijkertijd zien we geen erg duidelijk patronen. In de specificaties met kenmerken van werkzoekenden zien we positieve effecten voor werkzoekenden jonger dan 20 jaar, voor 21-jarigen en voor 23-jarigen. Terwijl we geen significante effecten vinden voor 20-, 22- en 24-jarigen. De vaststelling dat we geen effecten vinden voor 24-jarigen zou eventueel kunnen verklaren waarom we geen effecten vinden met RDD. *We kunnen dus niet volledig uitsluiten dat het effect varieert per leeftijdsgroep, waardoor we met RDD geen effect vinden voor de leeftijdsgroep rond 25 jaar.*

Tabel b5.4 Effect van de DGV voor laaggeschoolden per leeftijdsgroep

	Basismodel	Kenmerken werkzoekenden	Kenmerken werkzoekenden en maand instroom werkloosheid
<i>Studieniveau</i> (referentie level: hooggeschoold, alle leeftijden)			
Laaggeschoold & <20 jaar	-0,482*** (0,00557)	-0,458*** (0,00586)	-0,453*** (0,00591)
Laaggeschoold & 20 jaar	-0,340*** (0,00909)	-0,337*** (0,00947)	-0,332*** (0,00951)
Laaggeschoold & 21 jaar	-0,342*** (0,00905)	-0,349*** (0,00951)	-0,344*** (0,00956)
Laaggeschoold & 22 jaar	-0,326*** (0,00904)	-0,335*** (0,00954)	-0,330*** (0,00959)
Laaggeschoold & 23 jaar	-0,334*** (0,00918)	-0,343*** (0,00970)	-0,338*** (0,00974)
Laaggeschoold & 24 jaar	-0,307*** (0,0125)	-0,310*** (0,0129)	-0,306*** (0,0129)
Na hervorming	0,00693 (0,00427)	0,00826* (0,00427)	0,00823* (0,00426)
<i>Interactie: hervorming#studieniveau</i> (referentie level: hooggeschoold, alle leeftijden)			
Laaggeschoold & <20 jaar	0,0321*** (0,00808)	0,0371*** (0,00808)	0,0370*** (0,00808)
Laaggeschoold & 20 jaar	0,00766 (0,0129)	0,0117 (0,0129)	0,0115 (0,0129)
Laaggeschoold & 21 jaar	0,0176 (0,0128)	0,0335*** (0,0128)	0,0325** (0,0128)
Laaggeschoold & 22 jaar	0,00821 (0,0128)	0,0175 (0,0129)	0,0168 (0,0129)
Laaggeschoold & 23 jaar	0,0281** (0,0131)	0,0370*** (0,0132)	0,0370*** (0,0132)
Laaggeschoold & 24 jaar	-0,00151 (0,0180)	0,00208 (0,0181)	0,00206 (0,0181)
Kenmerken werkzoekenden	Neen	Ja	Ja
Maand instroom werkloosheid	Neen	Neen	Ja
R ²	0,154	0,171	0,172
Observaties	91 928	90 590	90 590

* Voor hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2015 Q1 t.e.m. 2015 Q4; na hervorming: werkzoekenden ingestroomd in kwartaal 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2.

Kenmerken werkzoekenden: geslacht, origine (EU-15, EU-13, andere), kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen) en arbeidsmarkthistoriek in laatste 12 maanden (gewerkt, werkloos, inactief, onbekend). Het aantal observaties daalt licht wanneer we controleren voor kenmerken van werkzoekenden omdat de variabele 'kennis van het Nederlands' soms ontbreekt.

Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *; geclusterde standaardfouten staan tussen haakjes.

b5.3 Toepassen van diff-in-diff op de RDD populatie

Het schatten van het effect van het doelgroepenbeleid met RDD gebeurt voor een specifieke subpopulatie van werkzoekenden. Het gaat om werkzoekenden die op een bepaald moment in de periode waarin ze werkloos zijn net wel of net geen 25 jaar zijn op de laatste dag van het beschouwde kwartaal. Diff-in-diff wordt daarentegen toegepast op de volledige populatie hoog- en laaggeschoolde werkzoekenden tussen 17 en 24,5 jaar. Om die reden is de steekproef in beide methodes niet identiek. Dat zou een verklaring kunnen vormen voor het verschil tussen de resultaten met RDD en diff-in-diff. We testen die hypothese door de diff-in-diff te schatten voor de werkzoekenden die ook worden opgenomen in de RDD schatting. We gaan daarbij op dezelfde manier te werk als voor de midden-schoolden (zie bijlage b4.4 voor meer details).

Tabel b5.5 geeft de resultaten. De eerste twee regressies schatten het standaard diff-in-diff model, terwijl de volgende twee regressies het diff-in-diff model schatten voor werkzoekenden die ook werden opgenomen bij het schatten van het RDD model. De eerste regressie schat het diff-in-diff model op de volledige populatie van werkzoekenden ingestroomd van 2012 Q1 t.e.m. 2017 Q2. De tweede regressie is identiek aan de regressie in tabel 6.8 en vergelijkt werkzoekenden ingestroomd van 2015 Q1 t.e.m. 2015 Q4 (voor hervorming) versus werkzoekenden ingestroomd van 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2 (na hervorming). In beide regressies vinden we een positief, significant effect van het doelgroepenbeleid op het aandeel laaggeschoolde werkzoekende jongeren dat werkt na 6 maanden. Regressies 3 en 4 schatten een diff-in-diff model voor de populatie werkzoekenden die ook worden opgenomen in het RDD model. Houden we rekening met alle jaren (regressie 3) dan vinden we opnieuw een positief, significant effect. Beperken we de steekproef tot werkzoekenden ingestroomd in 2015 Q1 t.e.m. 2015 Q4 of 2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2 dan is het effect nog positief, maar niet significant. De laatste vier regressies zijn identiek aan de eerste vier regressies, maar controleren voor de kenmerken van de werkzoekende en de maand van instroom. In alle regressies is het effect van het doelgroepenbeleid positief en significant.

De resultaten tonen aan dat wanneer we een diff-in-diff model schatten op een populatie aan werkzoekenden die ook werden opgenomen bij het schatten van de RDD we een positief, significant effect van het doelgroepenbeleid vinden. *Dat bewijst dat het verschil in populatie tussen de RDD en diff-in-diff niet verklaart waarom de resultaten van beide schattingen verschillen.*

Tabel b5.5 Schatten van het diff-in-diff model op de RDD-steekproef

	Alle observaties 2012 Q1 t.e.m. 2017 Q2 (m.u.v. 2016 Q1 & 2016 Q2)	Alle observaties 2015 Q1-2015 Q4 vs 2016 Q3- 2017 Q2	RDD-steekproef 2012 Q1 t.e.m. 2017 Q2 (m.u.v. 2016 Q1 & 2 016 Q2)	RDD-steekproef 2015 Q1-2015 Q4 vs 2016 Q3- 2017 Q2	Alle observaties 2012 Q1 t.e.m. 2017 Q2 (m.u.v. 2016 Q1 & 2016 Q2)	Alle observaties 2015 Q1-2015 Q4 vs 2016 Q3- 2017 Q2	RDD-steekproef 2012 Q1 t.e.m. 2017 Q2 (m.u.v. 2016 Q1 & 2016 Q2)	RDD-steekproef 2015 Q1-2015 Q4 vs 2016 Q3- 2017 Q2
<i>Effect doelgroepenbeleid</i>	0,0135*** (0,00392)	0,0212*** (0,00618)	0,0959*** (0,0139)	0,0262 (0,0195)	0,0115*** (0,00389)	0,0262*** (0,00616)	0,0974*** (0,0145)	0,0439** (0,0201)
Kenmerken werkzoekenden	Neen	Neen	Neen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Maand instroom	Neen	Neen	Neen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
R ²	0,149	0,143	0,062	0,030	0,176	0,176	0,088	0,056
Observaties	310 526	91 928	142 883	44 249	306 433	90 590	142 277	44 076

* Regressies zijn analoog aan de regressies in tabel 6.8. We rapporteren echter enkel de interactieterm tussen periode instroom (na/voor hervorming) en het studieniveau. Kenmerken werkzoekenden: geslacht, leeftijd, leeftijd², origine (EU-15, EU-13, andere), kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen) en arbeidsmarkthistoriek in laatste 12 maanden (gewerkt, werkloos, inactief, onbekend). Het aantal observaties daalt licht wanneer we controleren voor kenmerken van werkzoekenden omdat de variabele 'kennis van het Nederlands' soms ontbreekt. In de regressies 1, 3, 5 en 7 nemen we ook het jaar van instroom op in de regressies. Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *; geclusterde standaardfouten staan tussen haakjes.

bijlage 6 Effect doelgroepenbeleid op aandeel geregistreerde schoolverlaters

Laag- en middengeschoolde jongeren komen ook in aanmerking voor een DGV zonder zich eerst in te schrijven als werkzoekende bij VDAB. Over die jongeren hebben we echter geen informatie. We onderschatten het positieve effect van het doelgroepenbeleid met diff-in-diff wanneer middengeschoolde jongeren, en dan in het bijzonder schoolverlaters, dankzij het doelgroepenbeleid onmiddellijk aan de slag gaan en zich niet langer registreren bij VDAB.

Om het belang van dit fenomeen te kunnen duiden doen we een beroep op de jaarlijkse VDAB-studies over schoolverlaters. De online schoolverlaterstoepassing⁵⁸ bevat per studieniveau cijfers over het aandeel schoolverlaters dat zich registreert bij VDAB. Schoolverlaters worden daarbij gedefinieerd als personen jonger dan 30 jaar die niet meer leerplichtig zijn, wonen in Vlaanderen, kunnen werken en in jaar X ingeschreven zijn in een erkende Vlaamse onderwijsinstelling, terwijl ze in jaar X+1 niet langer ingeschreven zijn in een onderwijsinstelling.

De publieke cijfers van VDAB laten toe te evalueren of het aandeel geregistreerde schoolverlaters is afgenomen sinds de hervorming van het doelgroepenbeleid. Figuur b6.1 geeft de evolutie van het aandeel geregistreerde schoolverlaters per studieniveau voor de cohorten die afstudeerden (of de school verlieten) in 2013 t.e.m. 2017. De eerste cohorte die onmiddellijk in aanmerking komt voor een DGV zijn jongeren afgestudeerd in juni 2016.

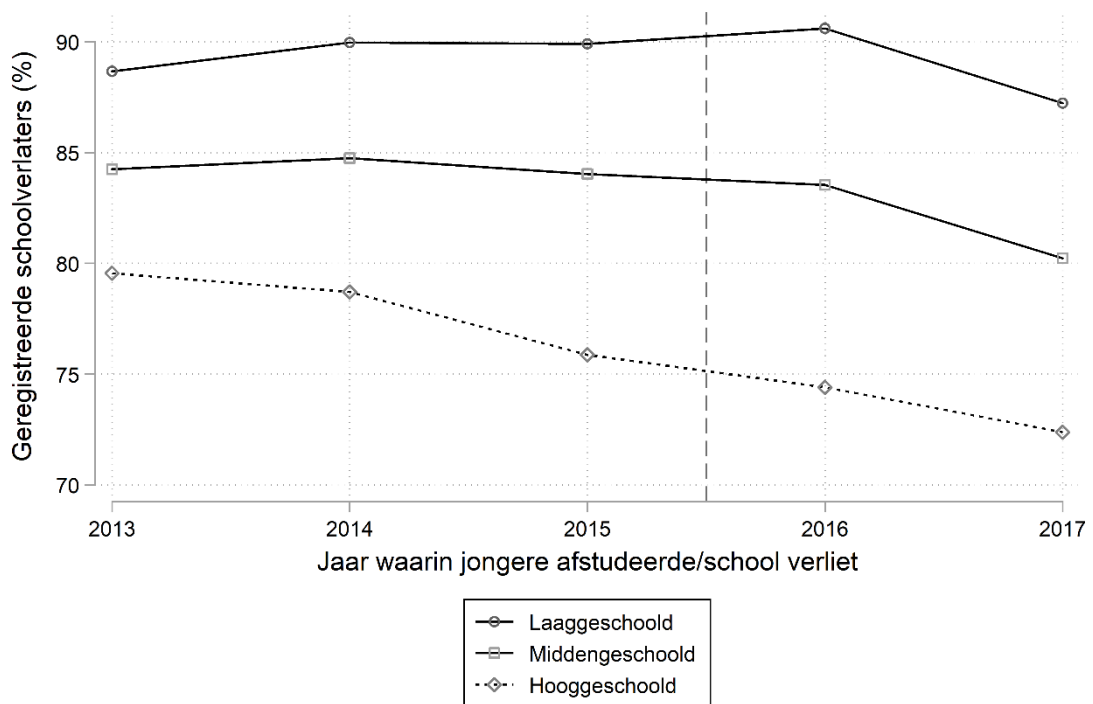
We stellen vast dat het aandeel geregistreerde laag- en middengeschoolde schoolverlaters niet is gedaald voor de 2016 cohorte (recht op DGV) in vergelijking met de 2015 cohorte (geen recht op DGV). Ongeveer 84% van de middengeschoolden en 90% van de laaggeschoolden is geregistreerd bij VDAB. Dat suggereert dat het doelgroepenbeleid niet heeft geleid tot een daling van het aandeel geregistreerde jongeren.

We stellen wel een sterke daling van het aandeel geregistreerde laag- en middengeschoolde schoolverlaters vast voor de 2017 cohorte (middengeschoolden: 80% geregistreerd t.o.v. 84% in 2016; laaggeschoolden 87% geregistreerd t.o.v. 91% in 2016). Die daling observeren we echter ook voor de hooggeschoolde schoolverlaters,⁵⁹ waarvoor het beleid niet wijzigde.

⁵⁸ <https://www.vdab.be/trendsdoc/schoolverlaters/detail/default.shtml>

⁵⁹ De hooggeschoolde schoolverlaters vormen hier geen goede controlegroep. Het aandeel geregistreerde hooggeschoolde schoolverlaters daalt continu sinds 2013, terwijl het aandeel geregistreerde midden- en laaggeschoolde jongeren constant blijft. De parallel trend assumptie gaat dus niet op.

Figuur b6.1 Evolutie aandeel schoolverlaters geregistreerd bij VDAB



* Het jaar geeft aan in welk jaar de jongere afstudeerde/school verliet. Zo bevat jaar 2015 de populatie jongeren die in 2015 nog ingeschreven waren bij een Vlaamse onderwijsinstelling en in 2016 niet langer ingeschreven zijn. Jongeren die de school verlieten in (juni) 2016 komen in aanmerking voor het Vlaamse doelgroepenbeleid (aangeduid met de stippellijn).

bijlage 7 Invloed conjunctuur op laag-, midden- en hogeschoolde jongeren

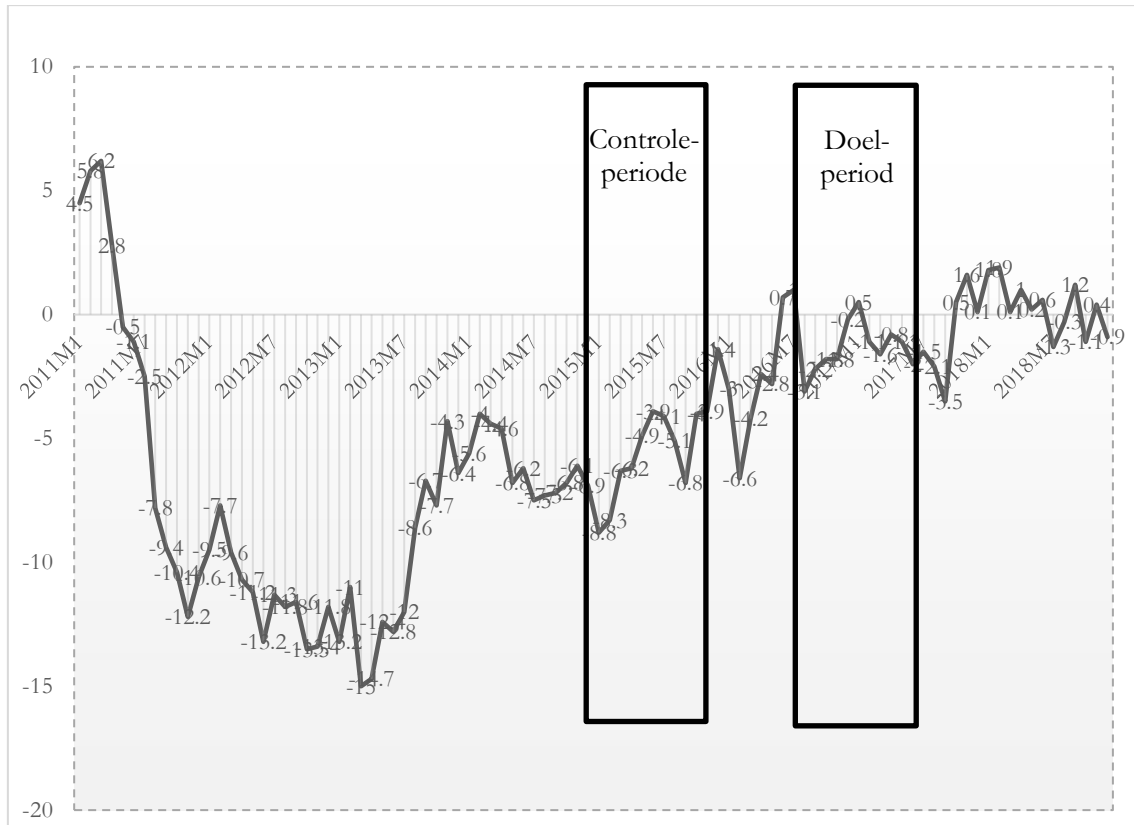
b7.1 Conjunctuur en tewerkstelling

De academische literatuur stelt dat tewerkstelling van laag- en middengeschoolden conjunctuurgevoeliger is dan de tewerkstelling van hogeschoolde (Hoyne, 1999). Daardoor bestaat het risico dat de difference-in-differences strategie niet het effect van de hervorming op laag- of middengeschoolde werkzoekenden meet, maar wel een conjunctuureffect oppikt. Wanneer de conjunctuur beter is na de hervorming (2016 Q3 t.e.m. 2017 Q2) dan voor de hervorming (2015 Q1 t.e.m. 2015 Q4) én tewerkstelling van laag- en middengeschoolden conjunctuurgevoeliger is dan van hogeschoolde, dan is het mogelijk dat we het positieve effect van de hervorming overschatten doordat we het positieve conjunctuureffect foutief toewijzen aan de hervorming. Dat zou dan ook verklaren waarom we zowel voor de laag- als middengeschoolden een (klein) positief effect vinden van het doelgroepenbeleid op het aandeel dat werkt na 6 maanden met difference-in-differences, terwijl de RDD wijst op een nuleffect. In deze bijlage gaan we na (1) hoe de conjunctuur evolueerde en (2) of de conjunctuur een invloed heeft op de diff-in-diff schattingen.

Figuur b7.1 geeft aan hoe de economische conjunctuur evolueerde van januari 2011 tot december 2018. We gebruiken daarvoor de synthetische conjunctuurbarometer van de Nationale Bank. Die indicator wordt maandelijks opgesteld op basis van een bevraging bij bedrijfsleiders die de huidige economische conjunctuur en verwachtingen voor de komende 3 maanden beoordelen.⁶⁰ De economische conjunctuur was beter na dan voor de hervorming. Wanneer tewerkstelling van laag- of middengeschoolden conjunctuurgevoeliger is dan van hogeschoolde, zou de verbetering van de conjunctuur dus kunnen bijdragen aan een hogere uitstroom naar werk van de laag- en middengeschoolden in vergelijking met de hogeschoolde.

⁶⁰ <https://www.nbb.be/nl/statistieken/opinie-enquetes/methodologie>

Figuur b7.1 Evolutie van de conjunctuur



Bron Synthetische conjunctuurbarometer van de Nationale Bank

Tabel b7.1 onderzoekt de correlatie tussen conjunctuur en uitstroom naar werk na 6 maanden van laag-, midden- en hogeschoolde werkzoekende jongeren. We bepalen de conjunctuur op het moment van instroom in de werkloosheid. Ongeacht het studieniveau neemt de kans op uitstroom naar werk toe bij een positieve conjunctuur. Zoals ook de academische literatuur aangeeft, vinden we dat tewerkstelling van laag- en middengeschoolden conjunctuurgevoeliger is dan van hogeschoolden. Bovendien is, eveneens in lijn met de literatuur, tewerkstelling van laaggeschoolden conjunctuurgevoeliger dan van middengeschoolden.

In de laatste twee regressies beperken we de steekproef tot werkzoekenden ingestroomd voor de hervorming van het doelgroepenbeleid. Op die manier kunnen we testen of, ook voor de hervorming van het doelgroepenbeleid, het effect van de conjunctuur varieert naargelang het opleidingsniveau. Zo vermijden we ook dat de relatie tussen conjunctuur en tewerkstelling is beïnvloed door de hervorming van het doelgroepenbeleid. Wanneer we de steekproef beperken tot werkzoekenden ingestroomd van 2012 t.e.m. 2016 Q2 dan blijven de interactietermen significant. Laten we echter de kwartalen 2016 Q1 en 2016 Q2 vallen (omdat werkzoekenden ingestroomd in die kwartalen na verloop van tijd recht krijgen op een Vlaamse DGV), dan zijn de interactietermen niet langer significant. De resultaten zijn dus erg gevoelig aan de kwartalen 2016 Q1 en 2016 Q2. Toch suggereren de positief significante interactietermen in twee van de drie regressies dat controleren voor de conjunctuur belangrijk kan zijn om het effect van de hervorming van het doelgroepenbeleid correct te schatten.

Tabel b7.1 Correlatie tussen uitstroom naar werk binnen 6 maanden van laag-en hogeschoolde jongeren en de conjunctuur

	Alle observaties	Voor hervorming (2012 Q1 t.e.m. 2016 Q2)	Voor hervorming (2012 Q1 t.e.m. 2015 Q4)
Conjunctuur	0,00543*** (0,000292)	0,00310*** (0,000470)	0,00344*** (0,000511)
Studieniveau (referentieniveau: hogeschoold)			
Laaggeschoold	-0,378*** (0,00280)	-0,369*** (0,00529)	-0,391*** (0,00599)
Middengeschoold	-0,206*** (0,00261)	-0,199*** (0,00496)	-0,211*** (0,00557)
Studieniveau##Conjunctuur			
Laaggeschoold	0,00133*** (0,000375)	0,00208*** (0,000598)	8,83e-05 (0,000660)
Middengeschoold	0,000890** (0,000355)	0,00149*** (0,000567)	0,000372 (0,000620)
Observaties	620 836	436 592	405 971
R ²	0,083	0,080	0,083

* Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *.

b7.2 Leidt de conjunctuur tot een overschatting van de effectiviteit van het doelgroepenbeleid?

b7.2.1 Laaggeschoolde jongeren

Om na te gaan in welke mate de schatting van de effectiviteit van het doelgroepenbeleid voor laaggeschoolde jongeren wordt beïnvloed door de conjunctuur herhalen we de analyses uit sectie 6.5.2 waarbij we nu controleren voor economische conjunctuur gemeten op maand van instroom in de werkloosheid (tabel b7.2). In tegenstelling tot de analyses in sectie 6.5.2 houden we rekening met alle laag- en hogeschoolde werkzoekende jongeren ingestroomd tussen 2012 Q1 en 2018 Q2, met uitzondering van werkzoekenden ingestroomd in 2016 Q1 of 2016 Q2. We vergelijken dus werkzoekenden ingestroomd tussen 2012 Q1 en 2016 Q1 (voor de hervorming) met werkzoekenden ingestroomd tussen 2016 Q3 en 2018 Q2 (na hervorming). Door meerdere jaren te beschouwen kan het effect van de conjunctuur nauwkeuriger worden bepaald.

Tabel b7.2 Effect van de DGV voor laaggeschoolden, na controle voor de economische conjunctuur

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Studieniveau (referentie level: hooggeschoold)	-0,391*** (0,00211)	-0,340*** (0,00275)	-0,324*** (0,00287)	-0,378*** (0,00563)	-0,334*** (0,00591)	-0,320*** (0,00594)
Studieniveau##na hervorming	0,0185*** (0,00387)	0,0183*** (0,00384)	0,0162*** (0,00384)	0,00693 (0,00604)	0,0129** (0,00600)	0,0122** (0,00599)
Na hervorming	0,0170*** (0,00352)	0,0250*** (0,00351)	0,0233*** (0,00353)	0,0236*** (0,00426)	0,0280*** (0,00424)	0,0256*** (0,00425)
Conjunctuur	0,00372*** (0,000307)	0,00258*** (0,000309)	0,00267*** (0,000315)	0,00282*** (0,000454)	0,00217*** (0,000453)	0,00236*** (0,000455)
Studieniveau##conjunctuur				0,00151** (0,000614)	0,000704 (0,000612)	0,000525 (0,000611)
Kenmerken werkzoekenden	Neen	Ja	Ja	Neen	Ja	Ja
Maand instroom werkloosheid	Neen	Neen	Ja	Neen	Neen	Ja
Observaties	310 526	306 433	306 433	310 526	306 433	306 433
R ²	0,148	0,173	0,175	0,149	0,173	0,175

* Voor hervorming: werkzoekenden ingestroomd van 2012 Q1 t.e.m. 2015 Q4. Na hervorming: werkzoekenden ingestroomd van 2016 Q3 t.e.m. 2018 Q2. Kenmerken werkzoekenden: geslacht, origine (EU-15, EU-13, andere), kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen), arbeidsmarkthistoriek in laatste 12 maanden (gewerkt, werkloos, inactief, onbekend), studie (2^{de} graad ASO, BSO, KSO of TSO; deeltijds beroeps; leertijd; lager onderwijs of 1^{ste} graad secundair) en catvz-code bij instroom. De variabele 'conjunctuur' is de 'synthetische conjunctuurbarometer' van de Nationale Bank. Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *; geclusterde standaardfouten staan tussen haakjes.

In de eerste drie regressies voegen we de conjunctuur toe als verklarende variabele, maar voegen we nog geen interactieterm toe tussen de conjunctuur en het opleidingsniveau. In de laatste drie regressies voegen we die interactieterm wel toe. Zonder de interactieterm zien we dat het effect van het doelgroepenbeleid op uitstroom naar werk na 6 maanden van laaggeschoolde werkzoekenden schommelt rond 1,8 procentpunten en statistisch significant is. Dat effect is gelijkaardig aan het effect (+2,12pp) in de analyses in sectie 6.5.2. In de drie regressies observeren we ook een positieve correlatie tussen de conjunctuur en uitstroom naar werk.

De laatste drie regressies controleren voor de conjunctuur én laten toe dat het effect van de conjunctuur verschilt naargelang het opleidingsniveau. *In twee van de drie regressies blijft het effect van het doelgroepenbeleid op de uitstroom naar werk van laaggeschoolde jongeren significant*, hoewel het effect wel daalt (+1,2pp). Enkel in de regressie waar we niet controleren voor de kenmerken van de werkzoekenden en de maand van instroom in de werkloosheid is het effect niet langer significant. *De resultaten suggereren dat het positieve effect van het doelgroepenbeleid voor laaggeschoolde jongeren geen gevolg is van een conjunctuureffect.*

b7.2.2 Middengeschoolde jongeren

Op dezelfde manier evalueren we eveneens of de schatting van het effect van het doelgroepenbeleid voor middengeschoolde jongeren wordt beïnvloed door de conjunctuur. Opnieuw vergelijken we werkzoekenden ingestroomd tussen 2012 Q1 en 2016 Q1 (voor de hervorming) met werkzoekenden ingestroomd tussen 2016 Q3 en 2018 Q2 (na hervorming), waarbij we nu controleren voor conjunctuur op basis van de conjunctuurbarometer van de Nationale Bank.

De eerste drie regressies in tabel b7.3 nemen conjunctuur op als verklarende variabele, maar nemen geen interactieterm op tussen conjunctuur en studieniveau. De laatste drie regressies nemen die interactietermen wel op, waardoor de invloed van de conjunctuur kan variëren naar studieniveau. De

eerste drie regressies schatten dat de DGV de kans op werk na 6 maanden verhoogt met 1,1 pp. Dat is hetzelfde resultaat als in sectie 5.5.2. Het effect is echter niet meer significant wanneer interactie-termen worden opgenomen. *De resultaten suggereren dus dat - wanneer we controleren voor conjunctuur - de DGV niet langer een effect heeft op middengeschoolde jongeren. Hierdoor zijn de resultaten in lijn met de RDD-schatting, waarbij eveneens geen effect werd gevonden. Toch dienen de resultaten met de nodige omzichtigheid te worden geïnterpreteerd met name doordat de interactieterm tussen conjunctuur en studieniveau in geen enkel regressie nog significant is.*

Tabel b7.3 Effect van de DGV voor middengeschoolden, na controle voor de economische conjunctuur

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Studieniveau (referentie level: hooggeschoold)	-0,214*** (0,00198)	-0,191*** (0,00232)	-0,178*** (0,00236)	-0,206*** (0,00522)	-0,186*** (0,00532)	-0,174*** (0,00533)
Studieniveau##na hervorming	0,0104*** (0,00355)	0,0110*** (0,00351)	0,0106*** (0,00350)	0,00345 (0,00553)	0,00613 (0,00548)	0,00705 (0,00547)
Na hervorming	0,0190*** (0,00342)	0,0212*** (0,00339)	0,0213*** (0,00341)	0,0236*** (0,00426)	0,0245*** (0,00422)	0,0236*** (0,00422)
Conjunctuur	0,00345*** (0,000283)	0,00334*** (0,000284)	0,00318*** (0,000289)	0,00282*** (0,000454)	0,00290*** (0,000450)	0,00286*** (0,000451)
Studieniveau##conjunctuur				0,000926 (0,000578)	0,000654 (0,000573)	0,000476 (0,000572)
Kenmerken werkzoekenden	Neen	Ja	Ja	Neen	Ja	Ja
Maand instroom werkloosheid	Neen	Neen	Ja	Neen	Neen	Ja
Observaties	386 687	385 095	385 095	386 687	385 095	385 095
R ²	0,044	0,064	0,067	0,044	0,064	0,067

* Voor hervorming: werkzoekenden ingestroomd van 2012 Q1 t.e.m. 2015 Q4. Na hervorming: werkzoekenden ingestroomd van 2016 Q3 t.e.m. 2018 Q2. Kenmerken werkzoekenden: geslacht, origine (EU-15, EU-13, andere), kennis Nederlands (zeer goed, goed, weinig, geen), arbeidsmarkthistoriek in laatste 12 maanden (gewerkt, werkloos, inactief, onbekend), studie (2^{de} graad ASO, BSO, KSO of TSO; deeltijds beroeps; leertijd; lager onderwijs of 1^{ste} graad secundair) en catwz-code bij instroom. De variabele 'conjunctuur' is de 'synthetische conjunctuurbarometer' van de Nationale Bank. Statistische significantie: 1% ***; 5% **; 10% *; geclusterde standaardfouten staan tussen haakjes.

bijlage 8 Langdurig werkzoekenden: bijkomende analyses

De analyses steunen op het feit dat werkzoekenden pas recht hebben op een RSZ-vermindering van zodra ze 6 maanden werkzoekend zijn, en dit enkel voor de hervorming van het doelgroepenbeleid. Dankzij DWSE- gegevens kunnen we verifiëren wanneer werkzoekenden uitstroomden met een RSZ-vermindering.

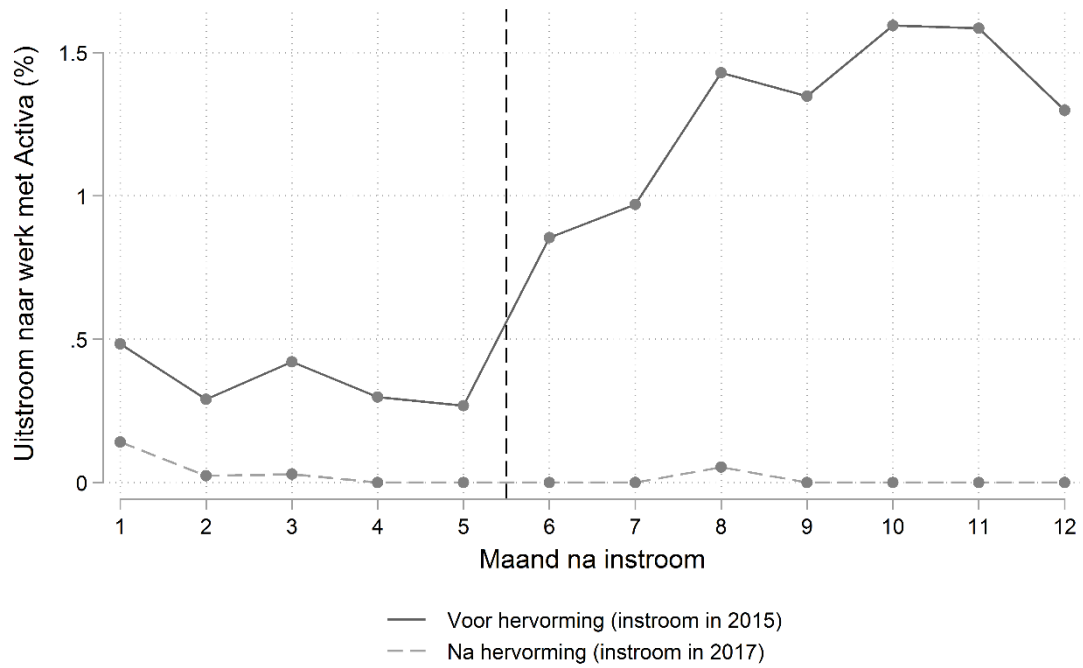
Figuur b8.1 toont het aandeel werkzoekenden die uitstromen naar werk met een RSZ-vermindering in functie van het aantal maanden na instroom. Het gaat om werkzoekenden van 45 t.e.m. 48 jaar die - juist voor ze werkzoekend werden - minimaal 7 maanden hebben gewerkt en instroomden in de werkloosheid in 2015 (voor de hervorming) of 2017 (na de hervorming).⁶¹ Na de hervorming worden nauwelijks nog RSZ-verminderingen voor langdurig werkzoekenden toegekend.⁶² Voor de hervorming zien we een sterke toename in het aandeel werkzoekenden dat uitstroomt met een RSZ-vermindering vanaf een werkloosheidsduur van 6 maanden. Een beperkt aandeel werkzoekenden stroomt uit naar werk met een RSZ-vermindering voor ze 6 maanden werkzoekend zijn. Dit kan gaan om werkzoekenden die nog een 'actieve' werkkaart hebben en daardoor onmiddellijk in aanmerking komen voor een RSZ-vermindering.

De sterke toename van uitstroom naar werk met een RSZ-vermindering vanaf maand 6 toont aan dat de sprong in uitstroom naar werk vanaf maand 6 kan worden toegeschreven aan de RSZ-vermindering.

61 Enkel voor werkzoekenden ingestroomd vanaf 2015 Q1 weten we of ze een RSZ-vermindering voor langdurig werkzoekenden hebben gekregen. Daarvoor was het doelgroepenbeleid een federale bevoegdheid, waardoor het DWSE geen gegevens over RSZ-verminderingen in die periode heeft.

62 Vanaf 1 januari 2017 werden geen nieuwe werkkaarten meer uitgereikt door de RVA, maar blijven de bestaande werkkaarten wel nog geldig.

Figuur b8.1 Uitstroom naar werk met een RSZ-vermindering in functie van het aantal maanden na instroom in de werkloosheid (hazard rate)



* Werkzoekenden van 45 t.e.m. 48 jaar bij instroom in de werkloosheid die minimaal 7 opeenvolgende maanden hebben gewerkt juist voor ze werkzoekend werden.

Referenties

- Abbring, J. H., et al. (2002). "The anatomy of unemployment dynamics." *European Economic Review* **46**(10): 1785-1824.
- Albanese, A. and B. Cockx (2015). "Permanent Wage Cost Subsidies for Older Workers. An Effective Tool for Increasing Working Time and Postponing Early Retirement?"
- Ameri, M., Schur, L., Adya, M., Bentley, F. S., McKay, P., & Kruse, D. (2018). The disability employment puzzle: A field experiment on employer hiring behavior. *ILR Review*, **71**(2), 329-364.
- Angelov, N., & Eliason, M. (2018). Wage subsidies targeted to jobseekers with disabilities: subsequent employment and disability retirement. *IZA Journal of Labor Policy*, **7**(1), 12.
- Angrist, J. D. and J.-S. Pischke (2008). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*, Princeton university press.
- Baert, S. (2016). "Wage subsidies and hiring chances for the disabled: some causal evidence." *The European Journal of Health Economics* **17**(1): 71-86.
- Baert, S., Norga, J., Thuy, Y., & Van Hecke, M. (2016). Getting grey hairs in the labour market. An alternative experiment on age discrimination. *Journal of Economic Psychology* **57**, 86-101.
- Bellemare, C., Goussé, M., Lacroix, G., & Marchand, S. (2018). Physical Disability and Labor Market Discrimination: Evidence from a Field Experiment. DOI: <https://www.iza.org/publications/dp/11461/physical-disability-and-labor-market-discrimination-evidence-from-a-field-experiment>
- Boockmann, B., et al. (2012). "Do hiring subsidies reduce unemployment among older workers? Evidence from natural experiments." *Journal of the European Economic Association* **10**(4): 735-764.
- Bóirdís, K., et al. (2015). What works in wage subsidies for young people: A review of issues, theory, policies and evidence, International Labour Organization.
- Boucq, E. and M. L. Novella (2018). "Non-take-up van werkgeversbijdrageverminderingen: het geval van de maatregel 'eerste aanwervingen' " *Federaal Planbureau*.
- Bravo, D. and T. Rau (2013). "Effects of large-scale youth employment subsidies: Evidence from a regression discontinuity design." *Universidad Católica de Chile*.
- Brown, A. J., et al. (2011). "Comparing the effectiveness of employment subsidies." *Labour economics* **18**(2): 168-179.
- Burtless, G. (1985). "Are targeted wage subsidies harmful? Evidence from a wage voucher experiment." *ILR Review* **39**(1): 105-114.
- Cahuc, P., et al. (2018). "The effectiveness of hiring credits." *The Review of Economic Studies* **86**(2): 593-626.
- Cahuc, P., et al. (2014). *Labour economics*, MIT press.
- Caliendo, M., et al. (2011). "Fighting youth unemployment: The effects of active labor market policies."
- Caliendo, M. and R. Schmidl (2016). "Youth unemployment and active labor market policies in Europe." *IZA Journal of Labor Policy* **5**(1): 1.
- Card, D., et al. (2010). "Active labour market policy evaluations: A meta-analysis." *The economic journal* **120**(548).
- Card, D., et al. (2015). "What works? A meta analysis of recent active labor market program evaluations." *Journal of the European Economic Association*.
- Cattaneo, M. D., et al. (2017). "A practical introduction to regression discontinuity designs." Cambridge Elements: Quantitative and Computational Methods for Social Science-Cambridge University Press I.
- Cattaneo, M. D., Jansson, M., & Ma, X. (2018). Manipulation testing based on density discontinuity. *The Stata Journal*, **18**(1), 234-261.
- Cattaneo, M. D., Jansson, M., & Ma, X. (2019). Simple local polynomial density estimators. *Journal of the American Statistical Association*, 1-7.
- Ciani, E., et al. (2019). Long-term unemployment and subsidies for permanent employment, Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area.
- Cockx, B. and M. Dejemeppe (2005). "Duration dependence in the exit rate out of unemployment in Belgium. is it true or spurious?" *Journal of Applied Econometrics* **20**(1): 1-23.
- Coomans, S. and J. Bollens (2013). "Effectiviteit van loonkostensubsidies."
- Datta Gupta, N., & Larsen, M. (2008). Evaluating employment effects of wage subsidies for the disabled—the Danish flexjobs scheme. *The Danish National Institute of Social Research*. Retrieved March, 16, 2010.
- Dano, A. M. (2005). Road injuries and long-run effects on income and employment. *Health economics*, **14**(9), 955-970.

- Daunfeldt, S.-O., et al. (2019). How Do Firms Respond To Reduced Labor Costs? Evidence From The 2007 Swedish Payroll Tax Reform, Institute of Retail Economics (Handelns Forskningsinstitut).
- Dejemeppe, M. and B. Van der Linden (2013). Les soutiens financiers à la création d'emploi, IRES Université catholique de Louvain.
- Dejemeppe, M. and B. Van der linden (2016). "Réduire le coût du travail. Oui mais comment?" *Dynamiques regionales*(1): 15-28.
- Desiere, S., et al. (2018). "Wat het beleid aanbiedt aan wie: een onderzoek bij Vlaamse werkzoekenden naar vraag en aanbod van activering." *HIVA KU Leuven*.
- Deuchert, E. and L. Kauer (2017). "Hiring subsidies for people with a disability: Evidence from a small-scale social field experiment." *International Labour Review* **156**(2): 269-285.
- DWSE (2018). "Vlaams doelgroepenbeleid: Jaarrapport 2017." *Departement Werk en Sociale Economie*.
- Egebark, J. and N. Kaunitz (2014). Do payroll tax cuts raise youth employment?
- Egebark, J. and N. Kaunitz (2018). "Payroll taxes and youth labor demand." *Labour economics* **55**: 163-177.
- Gerfin, M., et al. (2005). "Does subsidised temporary employment get the unemployed back to work? Aneconometric analysis of two different schemes." *Labour economics* **12**(6): 807-835.
- Gerard, M., and D. Valsamis. "Waarom investeren in werkgelegenheid?." *Over_Werk* **1** (2013): 87-93.
- Harasztsi, P. and A. Lindner (2019). "Who Pays for the minimum Wage?" *American Economic Review* **109**(8): 2693-2727.
- Hausman, C., & Rapson, D. S. (2018). Regression discontinuity in time: Considerations for empirical applications. *Annual Review of Resource Economics*, **10**, 533-552.
- Hoynes, H. (1999). The employment, earnings, and income of less skilled workers over the business cycle, National bureau of economic research.
- Huttunen, K., et al. (2013). "The employment effects of low-wage subsidies." *Journal of Public Economics* **97**: 49-60.
- Idea Consult (2018). "Activering van leefloongerechtigden via tijdelijke werkervaring."
- Imbens, G. W. and T. Lemieux (2008). "Regression discontinuity designs: A guide to practice." *Journal of econometrics* **142**(2): 615-635.
- Jaenichen, U. and G. Stephan (2011). "The effectiveness of targeted wage subsidies for hard-to-place workers." *Applied economics* **43**(10): 1209-1225.
- Jiménez-Martín, S., Juanmarti Mestres, A., & Vall Castello, J. (2017). Hiring subsidies for people with disabilities: Do they work?. DOI: <https://repositori.upf.edu/bitstream/handle/10230/32641/1563.pdf?sequence=1&isAllowed=y>.
- Katz, L. F. (1996). "Wage subsidies for the disadvantaged." *NBER Working Paper*.
- Kitao, S., et al. (2011). "Hiring subsidies, job creation and job destruction." *Economics Letters* **113**(3): 248-251.
- Lalive, R., Wuellrich, J. P., & Zweimüller, J. (2013). Do financial incentives affect firms' demand for disabled workers?. *Journal of the European Economic Association*, **11**(1), 25-58.
- Lechner, M., & Vazquez-Alvarez, R. (2011). The effect of disability on labour market outcomes in Germany. *Applied Economics*, **43**(4), 389-412.
- Lombardi, S., et al. (2018). "Targeted wage subsidies and firm performance." *Labour economics*.
- Marx, I. (2001). "Job subsidies and cuts in employers' social security contributions: The verdict of empirical evaluation studies." *International Labour Review* **140**(1): 69-83.
- McCrary, J. (2008). Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: A density test. *Journal of econometrics*, **142**(2), 698-714.
- Neumark, D. (2011). Spurring job creation in response to severe recessions: Reconsidering hiring credits, National Bureau of Economic Research.
- Neumark, D. and D. Grijalva (2013). The employment effects of state hiring credits during and after the Great Recession, National Bureau of Economic Research.
- Pasquini, A., et al. (2019). "Fighting long-term unemployment: Do we have the whole picture?" *Labour economics* **61**: 101764.
- Saez, E., et al. (2019). "Payroll taxes, firm behavior, and rent sharing: Evidence from a young workers' tax cut in Sweden." *American Economic Review* **109**(5): 1717-1763.
- Samoy, E., & Waterplas, L. (2012). Designing wage subsidies for people with disabilities, as exemplified by the case of Flanders (Belgium). *Alter*, **6**(2), 94-109.
- Schünemann, B., et al. (2015). "Do Long-Term Unemployed Workers Benefit from Targeted Wage Subsidies?" *German Economic Review* **16**(1): 43-64.
- Sjögren, A. and J. Vikström (2015). "How long and how much? Learning about the design of wage subsidies from policy changes and discontinuities." *Labour economics* **34**: 127-137.
- Van Belle, E., et al. (2018). "Why are employers put off by long spells of unemployment?" *European Socio-logical Review* **34**(6): 694-710.
- Verick, S. (2004). Do financial incentives promote the employment of the disabled?. DOI: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=579705.

Vooren, M., et al. (2018). "The effectiveness of active labor market policies: a meta-analysis." Journal of Economic Surveys **0**(0).