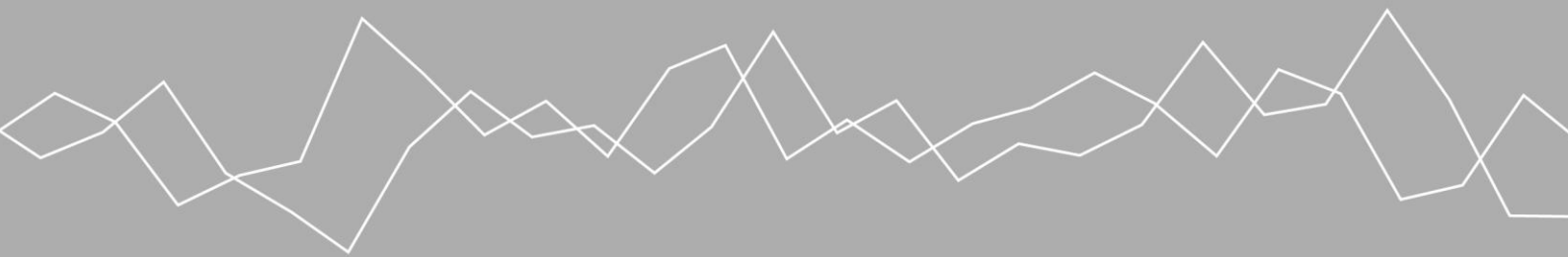


Langetermijneffecten re-integratie



Amsterdam, november 2019
In opdracht van het ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid

Langetermijneffecten re-integratie

Verschillen naar migratieachtergrond

Lennart Kroon
Marloes Lammers
William Luiten



seo economisch onderzoek

“De wetenschap dat het goed is”

SEO Economisch Onderzoek doet onafhankelijk toegepast onderzoek in opdracht van overheid en bedrijfsleven. Ons onderzoek helpt onze opdrachtgevers bij het nemen van beslissingen. SEO Economisch Onderzoek is gelieerd aan de Universiteit van Amsterdam. Dat geeft ons zicht op de nieuwste wetenschappelijke methoden. We hebben geen winst oogmerk en investeren continu in het intellectueel kapitaal van de medewerkers via promotietrajecten, het uitbrengen van wetenschappelijke publicaties, kennisnetwerken en congresbezoek.

SEO-rapport nr. 2019-93

Informatie & Disclaimer

SEO Economisch Onderzoek heeft op de verkregen informatie en data geen onderzoek uitgevoerd dat het karakter draagt van een accountantscontrole of due diligence. SEO is niet verantwoordelijk voor fouten of omissies in de verkregen informatie en data.

Copyright © 2019 SEO Amsterdam. Alle rechten voorbehouden. Het is geoorloofd gegevens uit dit rapport te gebruiken in artikelen, onderzoeken en collegesyllabi, mits daarbij de bron duidelijk en nauwkeurig wordt vermeld. Gegevens uit dit rapport mogen niet voor commerciële doeleinden gebruikt worden zonder voorafgaande toestemming van de auteur(s). Toestemming kan worden verkregen via secretariaat@seo.nl

Samenvatting

Bij WW-gerechtigden is het lock-in effect van re-integratietrajecten relatief klein voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond ten opzichte van autochtonen: op de korte termijn daalt de baankans van personen met een niet-westerse migratieachtergrond door het volgen van een traject relatief weinig. De langetermijneffecten van re-integratie op de baankans zijn voor beide groepen vergelijkbaar.

Het ministerie van SZW is geïnteresseerd in de effectiviteit van re-integratiemiddelen voor bijstandsgerechtigden en WW-gerechtigden met een verschillende migratieachtergrond. Dit onderzoek gaat in op deze verschillen naar migratieachtergrond. Hiervoor zijn drie groepen geselecteerd: personen die in 2003 zijn ingestroomd in de bijstand of de WW, en personen die in 2006 zijn ingestroomd in de WW. Deze personen worden vervolgens vijf jaar (instroom in 2006) tot acht jaar (instroom in 2003) gevolgd. Het onderzoek borduurt daarmee voort op onderzoek van SEO naar de langetermijneffecten van re-integratie uit 2013 (Lammers e.a., 2013).

Onderzochte re-integratietrajecten

De effectiviteit van de volgende re-integratietrajecten is onderzocht:

- Voor bijstandsgerechtigden: (1) arbeidsbemiddeling (2) beroepskeuzeadvies (3) scholing
- Voor WW-gerechtigden: (1) reguliere trajecten waarbij WW-gerechtigden een gestandaardiseerd traject volgen dat door UWV is ingekocht bij re-integratiebedrijven (2) Individuele Re-integratieovereenkomsten (IROs) waarbij WW-gerechtigden een budget krijgen van UWV en daarmee zelf een op maat gemaakt re-integratietraject inkopen (3) scholing

De effectiviteit is berekend door uitkomsten voor deelnemers aan trajecten te vergelijken met de uitkomsten voor niet-deelnemers. De resultaten zijn gecorrigeerd voor een verschil in 'harde' kenmerken tussen deelnemers en niet-deelnemers, zoals hun opleidingsniveau, arbeidsverleden en maximaal WW-recht. Voor een eventueel verschil in 'zachte' kenmerken die niet zijn waargenomen in de dataset is niet gecorrigeerd. Net als in voorgaande studies zijn de effecten berekend voor de deelnemers aan de re-integratietrajecten. Deze effecten zijn dus niet zonder meer te extrapoleren naar niet-deelnemers.

Re-integratietrajecten op (middel)lange termijn even effectief voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond en autochtonen

Voor bijstandsgerechtigden is arbeidsbemiddeling het meest effectief, bij WW'ers zorgen vooral IROs en scholing op lange termijn voor een stijging van de baankans (zie Tabel S.1).

Voor zowel WW-gerechtigden als bijstandsgerechtigden zijn er tussen groepen met verscheidene migratieachtergronden weinig verschillen in het effect van re-integratie op de kans op werk. Uitzonderingen zijn: (1) arbeidsbemiddeling voor bijstandsgerechtigden, dit is extra effectief voor personen met een Marokkaanse migratieachtergrond; (2) IROs voor WW-gerechtigden: ook deze trajecten lijken extra effectief voor personen met een Marokkaanse of Turkse migratieachtergrond. (3) voor WW-gerechtigden is het lock-in effect (de afname van de baankans tijdens het deelnemen aan een traject) voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond kleiner dan voor autochtonen. Ook dit geldt met name voor personen met een Turkse en Marokkaanse migratieachtergrond, maar niet voor personen met een Surinaamse of Antilliaanse migratieachtergrond.

Tabel S.1 Lock-in effect kleiner voor personen met niet-westerse migratieachtergrond

Instrument	Effect op baankans: korte termijn	Effect op baankans: lange termijn
Bijstand 2003		
beroepskeuzeadvies	Lichte daling baankans (lock-in effect), vergelijkbaar voor personen met niet-westerse migratieachtergrond en autochtonen	Geen significante effecten
scholing	Geen significante effecten	Geen significante effecten
arbeidsbemiddeling	Sterke stijging baankans, vergelijkbaar voor personen met niet-westerse migratieachtergrond en autochtonen	Sterke stijging baankans, effect sterker voor personen met Marokkaanse migratieachtergrond
WW 2003		
regulier traject	Daling baankans (lock-in effect), minder sterk voor personen met niet-westerse migratieachtergrond	Lichte stijging baankans, vergelijkbaar voor personen met niet-westerse migratieachtergrond en autochtonen
WW 2006		
regulier traject	Daling baankans (lock-in effect), minder sterk voor personen met niet-westerse migratieachtergrond (met name Turkse en Marokkaanse migratieachtergrond)	Lichte stijging baankans autochtonen twee tot drie jaar na instroom, geen significant effect voor personen met niet-westerse migratieachtergrond
IRO	Daling baankans (lock-in effect), minder sterk voor personen met niet-westerse migratieachtergrond (met name Turkse en Marokkaanse migratieachtergrond)	Sterke stijging baankans, effect sterker voor personen met niet-westerse migratieachtergrond (met name Turkse en Marokkaanse migratieachtergrond)
scholing	Daling baankans (lock-in effect), vergelijkbaar voor personen met niet-westerse migratieachtergrond en autochtonen	Sterke stijging baankans, vergelijkbaar voor personen met niet-westerse migratieachtergrond en autochtonen

Arbeidsbemiddeling effectief instrument voor bijstandsgerechtigden, IRO en scholing effectief voor WW-gerechtigden

Bijstandsgerechtigden ondervinden een sterk effect van arbeidsbemiddeling. Dit geldt zowel voor autochtonen als voor bijstandsgerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond. De toename van de baankans van deelnemers loopt op tot 13 procentpunt ongeveer twee jaar na instroom in de bijstand: van 34 procent naar 47 procent voor autochtonen en 22 procent naar 35 procent voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond. Het effect van arbeidsbemiddeling is met name groot voor personen met een Marokkaanse migratieachtergrond, tot 16 procentpunt toename van de baankans ongeveer zes jaar na instroom in de bijstand: een toename van 26 procent naar 42 procent.

Voor WW-gerechtigden zijn IROs en scholing (tot 11 procentpunt toename) de meeste effectieve re-integratietrajecten. Dit geldt zowel voor autochtonen (toename baankans van 53 procent naar 59 procent na een IRO en 53 procent naar 64 procent na scholing) als voor WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond (toename baankans van 44 procent naar 55 procent na een IRO en 46 procent naar 57 procent na scholing). Voor de IRO valt het sterke effect voor WW-gerechtigden met een Marokkaanse migratieachtergrond op. De toename in baankans van deelnemers ten opzichte van niet-deelnemers loopt op tot 24 procentpunt 2,5 jaar na instroom in de WW, van 38 procent naar 62 procent. Dit terwijl IROs veel minder vaak worden ingezet voor personen met een migratieachtergrond, dan voor autochtone WW-gerechtigden.

Let wel: het feit dat slechts een klein groepje WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond wél een IRO kregen, geeft aan dat dit groepje mogelijk extra gemotiveerd was om een baan te vinden. Voor een verschil in 'zachte' kenmerken (zoals motivatie) is niet gecorrigeerd. De hoge effectiviteit van IROs voor personen met een migratieachtergrond kan dus ook een weerspiegeling zijn van de extra motivatie (of andere positieve 'zachte' kenmerken) om een baan te vinden.

Initiële daling in baankans (lock-in effect) kleiner voor WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond dan voor autochtone WW-gerechtigden

Voor WW-gerechtigden is het lock-in effect (de afname van de baankans tijdens het deelnemen aan een traject) voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond kleiner dan voor autochtonen. Dat geldt voor reguliere trajecten en IROs en met name voor personen met een Turkse of Marokkaanse migratieachtergrond. Voor scholing is het lock-in effect ongeveer gelijk. Dit strookt met de conclusies uit het voorgaande onderzoek (Lammers e.a., 2013): groepen met relatief minder gunstige arbeidsmarktkenmerken (zoals een niet-westerse migratieachtergrond) komen minder snel na instroom in de WW weer aan het werk. Het volgen van een traject zorgt daarom voor hen voor een minder sterk lock-in effect in vergelijking tot degenen die makkelijker (ook zonder traject) weer aan het werk komen. Het verschil in het lock-in effect tussen autochtonen en WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond geldt ook voor de kans op duurzaam werk (een baan van ten minste zes maanden).

Inhoud

Samenvatting	i
1 Inleiding	1
1.1 Aanleiding en onderzoeksvragen.....	1
1.2 Onderzoeksaanpak.....	2
1.3 Leeswijzer.....	3
2 Inhoud en bewezen effectiviteit trajecten	5
2.1 Inhoud trajecten.....	5
2.2 Effectiviteit re-integratie volgens eerdere literatuur.....	6
3 Wie volgen er een traject?	9
3.1 Trajecten naar migratieachtergrond.....	9
3.2 Achtergrondkenmerken deelnemers trajecten.....	10
4 Effecten op werk	17
4.1 Interpretatie van effecten.....	17
4.2 Kans op werk.....	18
4.3 Totaal aantal maanden werk.....	22
4.4 Conclusies.....	24
5 Effecten op kwaliteit van de baan	27
5.1 Duurzaamheid baan: kans op werk voor ten minste zes maanden op rij.....	27
5.2 Kans op een goed uurloon: ten minste 90 procent van oude uurloon.....	30
5.3 Jaarlijkse inkomsten uit arbeid.....	33
5.4 Conclusies.....	35
6 Effecten op uitkeringsafhankelijkheid	37
6.1 Kans op een uitkering.....	37
6.2 Totaal aantal maanden uitkering.....	40
6.3 Conclusies.....	42
Literatuur	45
Bijlage A Databewerkingen	47
Bijlage B Beschrijvende statistiek	49
Bijlage C Matchingprocedure	59
Bijlage D Verdere uitsplitsing resultaten naar migratieachtergrond	61
Bijlage E Literatuuroverzicht	73

1 Inleiding

1.1 Aanleiding en onderzoeksvragen

De DG Sociale Zekerheid en Integratie (DG SZI) werkt binnen het Ministerie van SZW aan een sociaal stabiele samenleving met inkomensbescherming voor mensen die niet zelf in hun levensonderhoud kunnen voorzien. Binnen DG SZI richt de directie Samenleving en Integratie (S&I) zich op integratie en inburgering in de samenleving; het inritsen van nieuwkomers en het omgaan met diversiteit. De directie S&I werkt aan een sociaal stabiele samenleving waar migranten en hun kinderen economisch zelfstandig en zelfredzaam zijn, nieuwkomers verantwoordelijk zijn voor hun inburgering en iedereen evenredig participeert, ongeacht herkomst, religie of levensovertuiging. Een van de onderwerpen binnen de directie S&I betreft de integratie op de arbeidsmarkt. Deze blijft achter voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond. Het SCP concludeert in het rapport “Integratie in zicht” (SCP, 2016) dat de (steeds beter opgeleide) jongeren met een migratieachtergrond het lastiger op de arbeidsmarkt hebben dan jongeren zonder migratieachtergrond. Om deze redenen is de Minister van SZW het programma “Verdere Integratie op de Arbeidsmarkt” (VIA) gestart, met als doelstelling de arbeidsmarktpositie van personen met een niet-westerse migratieachtergrond te verbeteren. Vanuit de doelstelling van het programma VIA is het belangrijk om inzicht te krijgen in de vraag of en zo ja welke werkzame elementen binnen maatregelen ten behoeve van re-integratie op de arbeidsmarkt anders uitwerken op groepen met een niet-westerse migratieachtergrond en welke van deze maatregelen (meer of minder) effectief of juist ineffectief zijn voor deze doelgroep.

SEO Economisch Onderzoek heeft in 2013 onderzoek gedaan naar de (langetermijn)effecten van re-integratie. In dat onderzoek zijn de effecten apart bekeken voor onder andere man/vrouw en laagopgeleid/hogopgeleid. Een uitsplitsing die in dat onderzoek niet is gemaakt is het onderscheid naar migratieachtergrond. De hoofdvraag van dit nieuwe onderzoek is dan ook om te onderzoeken of er verschillen zijn in effectiviteit van re-integratietrajecten voor WW- en bijstandsgerechtigden al naar gelang hun migratieachtergrond, en welke maatregelen (in)effectief zijn voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond.

Het ministerie van SZW stelt de volgende deelvragen:

1. Wat houdt de inzet van de re-integratiemiddelen in, welke interventies maken daar onderdeel van uit en wat zijn daarbij de (veronderstelde) werkzame elementen?
2. In hoeverre zijn de interventies binnen de re-integratiemaatregelen (in)effectief voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond (waar mogelijk uitgesplitst naar herkomst)?
3. Hoe verhoudt de (in)effectiviteit van de interventies binnen de re-integratiemaatregelen voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond ten opzichte van personen zonder migratieachtergrond (waar mogelijk uitgesplitst naar herkomst)?
4. In hoeverre gelden de langetermijneffecten ook voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond (waar mogelijk uitgesplitst naar herkomst)?
5. Hoe verhouden de (mogelijke) langetermijneffecten bij personen met een niet-westerse migratieachtergrond ten opzichte van personen zonder migratieachtergrond (waar mogelijk uitgesplitst naar herkomst)?

1.2 Onderzoeksaanpak

Dit onderzoek is een uitbreiding op het onderzoek naar langetermijneffecten van re-integratie uit 2013 en in het specifiek op hoofdstuk 8 van dat onderzoek. In dit hoofdstuk zijn de effecten van re-integratie uitgesplitst naar een aantal persoonskenmerken. Op dezelfde manier is het mogelijk de effecten op te splitsten naar migratieachtergrond. We zetten de effecten voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond af tegen de effecten voor personen zonder niet-westerse migratieachtergrond (personen zonder migratieachtergrond óf met een westerse migratieachtergrond). Waar mogelijk onderscheiden we daarnaast personen met een Marokkaanse, Turkse en Surinaamse of Antilliaanse migratieachtergrond. Dit doen we net als in het eerdere onderzoek voor drie cohorten:

1. Instroom bijstand in 2003.
2. Instroom WW in 2003.
3. Instroom WW in 2006.

De instrumenten of trajecten die zijn te onderscheiden in de data en waarvoor de effectiviteit in beeld gebracht kan worden, verschillen per gevolgde cohort. Tabel 1.1 geeft hiervan een overzicht. Voor sommige trajecten of instrumenten is het niet mogelijk een onderscheid te maken naar migratieachtergrond omdat de resulterende groepen te klein zijn. Deze trajecten staan in de tabel in het rood. De trajecten voor WW-gerechtigden bevatten meerdere instrumenten. Het effect van de afzonderlijke instrumenten kunnen we niet berekenen, omdat op persoonsniveau niet bekend is welke instrumenten zijn ingezet. Op basis van literatuur is wel bekend welke instrumenten voor WW-gerechtigden vaak worden ingezet. Hoofdstuk 2.1 geeft hiervan een overzicht.

Tabel 1.1 Traject en instrumenten die in de data zijn te onderscheiden.

Instroom bijstand 2003	Instroom WW 2003	Instroom WW 2006
- Beroepskeuzeadvies	- Regulier traject	- Regulier traject
- Scholing	- Traject vrije ruimte	- Traject vrije ruimte
- Arbeidsbemiddeling	- Individuele Re-integratie Overeenkomst (IRO)	- Individuele Re-integratie Overeenkomst (IRO)
		- Scholing

Bron: Langetermijneffecten van re-integratie (2013).

Het effect van de re-integratie instrumenten is onderzocht voor de volgende uitkomstmaten.

- Werk
 1. Kans op werk
 2. Totaal aantal maanden werk
- Kwaliteit van de baan
 3. Duurzaamheid baan: kans op werk voor ten minste zes maanden op rij
 4. Kans dat uurloon van het nieuwe werk tenminste 90 procent van het oude salaris bedraagt.
 5. Jaarlijkse inkomsten uit arbeid (loon)
- Uitkeringen
 6. Kans op een uitkering
 7. Totaal aantal maanden uitkering

1.3 Leeswijzer

In Hoofdstuk 2 wordt een overzicht gegeven van de inhoud van de trajecten. Daarnaast bevat dit Hoofdstuk een overzicht van de effectiviteit van re-integratie instrumenten uit eerdere studies. Hoofdstuk 3 toont de achtergrondkenmerken van deelnemers aan trajecten. Hoofdstukken 4, 5 en 6 geven vervolgens de effecten op respectievelijk werk, de kwaliteit van de baan en de uitkeringsafhankelijkheid.

2 Inhoud en bewezen effectiviteit trajecten

Een regulier traject voor WW-gerechtigden bestaat uit vooraf door UWV en private re-integratiebedrijven afgesproken instrumenten. Een Individuele Re-integratie Overeenkomst (IRO) is een op maat gemaakt plan waarin wordt gekeken naar de wensen en mogelijkheden van een WW-gerechtigde. Eerdere literatuur geeft geen overtuigend bewijs dat effectiviteit van re-integratietrajecten veel verschilt tussen autochtonen en personen met een migratieachtergrond.

2.1 Inhoud trajecten

Voor bijstandsgerechtigden waren gemeenten in de periode 2003-2005 verplicht om re-integratievoorzieningen in te kopen bij private re-integratiebedrijven. Vaak ingekochte instrumenten zijn beroepskeuzeadvies, arbeidsbemiddeling en scholing. Een beroepskeuzeadvies bestaat meestal uit één of meerdere beroepskeuzetesten en/of persoonlijkheidstests en gesprekken met een loopbaancoach. Arbeidsbemiddeling is gericht op het in contact brengen van een bijstandsgerechtigde met het netwerk van werknemers van een re-integratiebedrijf. De focus daarbij is dus op directe re-integratie op de arbeidsmarkt. De inhoud van een scholingstraject kan zeer divers zijn. Dit kan variëren tussen korte cursussen om specifieke praktische vaardigheden te leren (bijvoorbeeld het halen van een heftruckcertificaat) en langere opleidingen gericht op het op peilen brengen van kennis op een bepaald terrein (bijvoorbeeld computercursussen of sollicitatietraining). Niet alle scholing is gericht op directe re-integratie op de arbeidsmarkt.

UWV sluit jaarlijkse overeenkomsten met private re-integratiebedrijven over het type en aantal trajecten dat wordt aangeboden aan WW-gerechtigden. In dit onderzoek zijn drie soorten trajecten onderscheiden: reguliere trajecten, individuele re-integratieovereenkomsten (IROs) en scholing. Reguliere trajecten en IROs bestaan uit de volgende drie stappen: 1) het opstellen van een plan 2) activiteiten met als doel plaatsing op de arbeidsmarkt 3) begeleiding na succesvolle plaatsing. De re-integratieactiviteiten bestaan uit instrumenten zoals loopbaanadvies, scholing of sollicitatietraining. De begeleiding na plaatsing bestaat vaak uit jobcoaching en heeft als doel de duurzaamheid van een baan te vergroten. Dit wordt alleen ingezet voor WW-gerechtigden met een grote afstand tot de arbeidsmarkt. Trajecten duren 14 tot 65 weken, inclusief eventuele begeleiding na plaatsing.

Een regulier traject bestaat uit vaste componenten die vooraf zijn afgesproken tussen UWV en re-integratiebedrijven. UWV koopt reguliere trajecten in via een aanbestedingsprocedure. De re-integratiebedrijven bieden een regulier traject aan voor een vaste prijs en worden betaald aan de hand van een *no cure no pay* of *no cure pay less* principe. Zij ontvangen dus meer geld van UWV naarmate zij succesvoller zijn in het plaatsen van WW-gerechtigden. De inhoud van een regulier traject wordt dus vooraf afgesproken en hangt niet af van de wensen of mogelijkheden van een WW-gerechtigde. Dit is anders in het geval van een IRO. Hiervoor geldt dat een WW-gerechtigde een individueel budget krijgt toegewezen (tot maximaal €5.000) waarmee degene zelf een re-integratiebedrijf kan benaderen en een op maat gemaakt plan kan opstellen. Tabel 2.1 laat zien dat er aanzienlijke verschillen zijn tussen reguliere trajecten en IROs qua inhoud. Reguliere trajecten bestaan met name uit sollicitatietrainingen en het zoeken en solliciteren naar een baan. In een IRO ligt meer nadruk op het achterhalen van de wensen en mogelijkheden van WW-gerechtigden. Dit leidt er toe

dat vaker cursussen of een opleiding worden ingezet. Er wordt minder vaak ingezet op sollicitatietraining.

Vanaf 2006 wordt scholing niet alleen als onderdeel van een regulier traject of een IRO, maar ook als apart traject ingezet. Deze scholingstrajecten zijn vaak zeer variërend en kortdurend. In veel gevallen gaat het om administratieve opleidingen, computeropleidingen en opleidingen tot (taxi)chauffeur (Groenewoud en Slotboom, 2009).

Benadrukt dient te worden dat in dit onderzoek dienstverlening in 2003 en 2006 is beschouwd. Het beeld wat betreft de inhoud van trajecten dat in deze paragraaf wordt geschetst, is dus niet per se representatief voor de situatie in 2019. In de tussentijd is de inhoud van de dienstverlening veranderd.

Tabel 2.1 Inhoud reguliere trajecten en IROs, 2006

Type instrument of activiteit	Regulier traject	IRO
gesprek over wat ik kan en wil	69%	87%
gesprek/onderzoek wat ik nodig heb	26%	57%
gesprekken om te motiveren	22%	32%
Beroepskeuzetest	10%	12%
Sollicitatietraining	62%	25%
bij re-integratiebedrijf baan zoeken/solliciteren	61%	28%
korte cursus of opleiding (max. 3 maanden)	6%	16%
opleiding (meer dan 3 maanden)	5%	18%
werkervaringplek of stage	7%	10%
Jobcoaching	7%	8%
N	517	518

Bron: IWI (2007). Informatie is gebaseerd op een enquête. Getallen tellen niet op tot 100 procent omdat een traject meestal uit meerdere instrumenten bestaat. De losse instrumenten zijn in de data niet te onderscheiden.

2.2 Effectiviteit re-integratie volgens eerdere literatuur

Deze paragraaf geeft een beknopt overzicht van de literatuur over de effecten van re-integratie. Bijlage E geeft een schematisch overzicht van deze literatuur.

Effecten van re-integratietrajecten

Trajecten leiden op korte termijn tot een kleine toename van de kans op een baan. Uit een meta-studie van Card et al. (2018) blijkt dat het effect van re-integratietrajecten op de kans op werk beperkt is (één tot drie procentpunten) wanneer deze effectiviteit 12 maanden na het einde van het traject wordt gemeten. Het effect op de kans op werk is groter als het effect van re-integratietrajecten wordt gemeten op de middellange of de lange termijn. Card et al. (2018) vinden dat re-integratietrajecten na één tot twee jaar de kans op werk verhogen met drie tot vijf procentpunt. Op de lange termijn, twee jaar na het einde van het re-integratietraject, stijgt de kans op werk met vijf tot tien procentpunt. Ook uit eerdere meta-analyses van Kluve (2010) en Card et al. (2010) kwam naar voren dat re-integratietrajecten op de korte termijn een beperkt effect hebben op de kans op een baan.

Door lock-in-effecten van re-integratietrajecten kan de effectiviteit op lange termijn sterk verschillen van de effectiviteit op korte termijn (Lammers et al., 2013). Het lock-in-effect zorgt ervoor dat werklozen niet of minder bezig zijn met het zoeken naar een baan, omdat zij deelnemen aan een training of ander re-integratieprogramma. Hierdoor neemt de kans op werk direct na start van het programma af. Door het lock-in-effect hebben langer durende trainingen pas op de lange termijn een positiever effect. Het positieve langetermijneffect komt doordat de toename van vaardigheden opweegt tegen het lock-in-effect. Card et al. (2010) tonen aan dat de effecten van trainingen positiever zijn wanneer de effectiviteit ten minste twee tot drie jaar na de start van het traject wordt gemeten. In Duitsland zorgen langer durende trainingen ruim drie jaar na aanvang van de training voor een verhoging van de kans op een baan met 10 tot zelfs 20 procentpunt (Lechner et al., 2011; Fitzenberger en Völter, 2007; Fitzenberger et al., 2006). Dit effect houdt tot in ieder geval acht jaar na de start van het re-integratietraject aan.

Het verschil tussen de effecten op de korte termijn en de lange termijn verschilt per re-integratietraject. Arbeidsbemiddeling heeft dezelfde effecten op de korte en de lange termijn, terwijl scholing en private sector programma's een groter effect hebben op de lange termijn. Gesubsidieerd werk in de publieke sector heeft gemiddeld een kleine of negatieve impact op de kans op regulier werk op de korte en de lange termijn (Card et al., 2018).

Effecten van re-integratietrajecten op personen met een niet-westerse migratieachtergrond

Butschek en Walter (2014) geven een overzicht van studies naar de effectiviteit van re-integratietrajecten specifiek voor mensen met een migratieachtergrond. Zij concluderen dat loonkostensubsidie een effectief instrument is voor personen met een migratieachtergrond. Voor de effectiviteit van scholing en gesubsidieerd werk vinden zij echter geen statistisch bewijs. Heinesen et al. (2013) vinden dat niet-westerse immigranten die een gesubsidieerde baan hebben daardoor tien tot vijftien maanden eerder uit een uitkering stromen. Daarnaast vinden zij een lager maar positief effect van scholing op de duur van de uitkering voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond. Dit komt overeen met Blázquez et al. (2019). Zij vinden dat de baankansen van mensen met een migratieachtergrond na twee jaar stijgen met 11,1 procentpunt als zij een scholingstraject hebben gevolgd.

Sollicitatietraining heeft geen tot weinig effect op de baankansen van mensen met een migratieachtergrond. Volgens Thomsen et al. (2013) is dit de minst efficiënte manier om mensen met een migratieachtergrond aan het werk te krijgen. Zij vinden bovendien verschillen in effectiviteit tussen autochtonen en personen met een migratieachtergrond. Zo heeft sollicitatietraining een sterker lock-in effect voor autochtonen. Gecorrigeerd voor verschillen in sociaal-demografische kenmerken tussen beide groepen, vinden zij echter geen significante verschillen tussen beide groepen. Blázquez et al. (2019) vinden een klein positief effect van arbeidsbemiddeling op de baankansen van deze groep. Zij vinden dat arbeidsbemiddeling de kans op een baan voor mensen met een migratieachtergrond verhoogt met 3,2 procentpunt na twee jaar.

Voor groepen met een migratieachtergrond geldt dat het dreigeffect van verplichte trajecten de kans op een baan vergroot (Giulietti et al. 2013). Personen die oorspronkelijk uit Centraal- of Oost-Europa komen gaan vaker een baan zoeken als ze in aanmerking komen voor verplichte scholing.

Zij doen dit zelfs vaker dan autochtonen. Dit geldt niet voor personen met een Turkse migratieachtergrond. Giulietti et al. (2011) verklaren dit doordat personen uit Centraal of Oost-Europa een sterkere afkeer hebben van overheidsinterventies.

3 Wie volgen er een traject?

Een Individuele Re-integratie Overeenkomst (IRO) wordt vaker ingezet voor autochtone WW-gerechtigden in vergelijking tot degenen met een niet-westerse migratieachtergrond. WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond volgen vaker een regulier traject. Bijstandsgerechtigden die arbeidsbemiddeling ontvangen hebben relatief gunstige arbeidsmarktkenmerken: zij zijn jonger en vaker hoogopgeleid dan degenen zonder traject of met een ander type traject. Ook WW-gerechtigden met een IRO hebben vaker gunstige arbeidsmarktkenmerken dan WW-gerechtigden zonder of met een regulier traject.

In het onderzoek worden drie groepen onderscheiden:

- Ingestroomd in de bijstand in 2003
- Ingestroomd in de WW in 2003
- Ingestroomd in de WW in 2006

De volgende paragrafen beschrijven deze groepen en wie van deze groepen een traject krijgt.

Dit onderzoek bestudeert het effect van trajecten die in het eerste jaar na instroom zijn ingezet. Als er meerdere trajecten zijn ingezet, dan wordt het effect van de vervolgtrajecten (ook) toegeschreven aan dit eerste traject. Echter: als een persoon ná volgen van het eerste traject ook andere trajecten volgt, is het berekende effect (deels) ook het gevolg van deze latere trajecten en wordt het effect van een traject mogelijk *overschat*. Anderzijds: doordat een deel van de controlegroep (degenen zonder traject) later alsnog een traject krijgt, is het mogelijk dat het effect van trajecten *onderschat* wordt.

Om te beoordelen in hoeverre de effecten van trajecten daadwerkelijk zijn toe te rekenen aan het eerste traject, is in beeld gebracht welke trajecten na het eerste traject zijn ingezet, zowel in de eerste 12 maanden na instroom als daarna.

3.1 Trajecten naar migratieachtergrond

Niet voor elk cohort en elk instrument is een uitsplitsing naar migratieachtergrond mogelijk. Tabel 3.1 laat zien dat in sommige gevallen de groep die een specifiek traject of instrument heeft ontvangen, te klein is om te kunnen matchen. Grofweg geldt dat de groep groter moet zijn dan 100 personen. Het was daarnaast niet mogelijk een goede match te krijgen voor vrije ruimte trajecten voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond uit het WW 2003-cohort. Vrije ruimte trajecten zijn bedoeld voor specifieke doelgroepen waarvoor UWV contracten sloot met re-integratiebedrijven (buiten het reguliere traject om). Voor deze specifieke doelgroepen was het niet mogelijk om een goede controlegroep te vinden met vergelijkbare kenmerken. Dit instrument is daarom buiten beschouwing gelaten in de resultaten in de komende hoofdstukken.

Onderstaande tabel laat daarnaast zien dat de kans op specifieke trajecten voor bijstandsgerechtigden niet veel verschilt naar migratieachtergrond. Ook voor het WW 2003-cohort zijn de verschillen naar migratieachtergrond klein. WW-gerechtigden in 2006 met een niet-westerse migratieachtergrond (met name Turks en Marokkaans) volgen vaker een regulier traject en minder vaak een IRO in vergelijking tot autochtonen.

Tabel 3.1 Niet voor elk instrument kan een uitsplitsing naar migratieachtergrond gedaan worden

Migratieachtergrond	Autochtoon	Niet-westers	Marokkaans	Turks	Surinaams of Antilliaans
Bijstand 2003					
Geen instrument	13.339 (88%)	14.679 (87%)	2.570 (85%)	2.380 (88%)	3.957 (87%)
Beroepskeuzeadvies	893 (6%)	965 (6%)	215 (7%)	143 (5%)	280 (6%)
Scholing	226 (1%)	381 (2%)	48 (2%)	62 (2%)	70 (2%)
Arbeidsbemiddeling	594 (4%)	799 (5%)	180 (6%)	123 (5%)	246 (5%)
Totaal aantal	15.112	16.824	3.013	2.708	4.553
WW 2003					
Geen instrument	94.435 (83%)	23.899 (84%)	4.013 (84%)	6.598 (85%)	6.724 (83%)
Regulier traject	18.052 (16%)	4.215 (15%)	686 (14%)	1.087 (14%)	1.219 (15%)
Vrije ruimte	1.119 (1%)	245 (1%)	x	x	69 (1%)
IRO	417 (0%)	40 (0%)	x	x	22 (0%)
Totaal aantal	114.349	28.450	4.756	7.764	8.055
WW 2006					
Geen instrument	82.284 (88%)	21.334 (88%)	3.928 (87%)	6.375 (89%)	5.561 (88%)
Regulier traject	4.296 (5%)	1.865 (8%)	422 (9%)	550 (8%)	363 (6%)
Vrije ruimte	361 (0%)	105 (0%)	29 (1%)	22 (0%)	29 (0%)
IRO	5.763 (6%)	808 (3%)	114 (3%)	186 (3%)	295 (5%)
Scholing	798 (1%)	232 (1%)	32 (1%)	56 (1%)	65 (1%)
Totaal aantal	93.502	24.344	4.525	7.189	6.313

Toelichting: Een 'x' verwijst naar een aantal kleiner dan 10. Deze getallen kunnen niet geëxporteerd worden uit de CBS-omgeving. Rode getallen wijzen erop dat de groep te klein is om te kunnen matchen.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

3.2 Achtergrondkenmerken deelnemers trajecten

Bijstand 2003

Degenen van het bijstand 2003-cohort die arbeidsbemiddeling ontvangen, hebben vaker gunstige arbeidskenmerken. Zij zijn vaker hoogopgeleid, gemiddeld jonger en vaker fase 1 dan degenen die geen traject ontvangen of beroepskeuzeadvies of scholing ontvangen. Deze kenmerken maken dat zij aantrekkelijker zijn voor werknemers en dus makkelijker zijn te plaatsen. Dit geldt voor zowel autochtonen als personen met een niet-westerse migratieachtergrond. De verschillen in kenmerken tussen degenen zonder traject en degenen met beroepskeuzeadvies of scholing zijn minder groot.

Tabel 3.2 Bijstandsgerechtigden met arbeidsbemiddeling hebben vaker gunstige arbeidskenmerken

	Geen traject	Beroepskeuze advies	Scholing	Arbeidsbemiddeling
Autochtoon				
Man	51%	56%	50%	65%
Leeftijd	37	38	37	36
Fase 1	28%	31%	35%	42%
Fase 2/3	31%	40%	35%	38%
Fase 4	21%	21%	19%	10%
Fase onbekend	20%	8%	10%	9%
Basisonderwijs	7%	6%	X	4%
Lbo/mavo/vmbo	30%	33%	39%	29%
Mbo/havo/vwo	26%	33%	28%	30%
Hbo/Wo	15%	19%	X	28%
Opleiding onbekend	21%	9%	12%	8%
Aantal observaties	13.339	893	226	594
Niet-westerse migratieachtergrond				
Man	57%	66%	62%	73%
Leeftijd	36	36	36	35
Fase 1	20%	25%	20%	39%
Fase 2/3	44%	45%	59%	42%
Fase 4	18%	22%	11%	11%
Fase onbekend	18%	8%	10%	8%
Basisonderwijs	23%	22%	24%	16%
Lbo/mavo/vmbo	26%	30%	27%	28%
Mbo/havo/vwo	22%	28%	23%	31%
Hbo/Wo	10%	11%	14%	16%
Opleiding onbekend	20%	9%	12%	9%
Aantal observaties	14.679	965	381	799

Bron: CBS Microdata, berekening SEO Economisch Onderzoek.

Toelichting: UWV hanteert in 2003 een indeling in fases. De werkcoach maakt een inschatting van de arbeidsmarktkansen van een werkloze en kent de werkloze een fase toe. Fase 1-individueen worden geacht op eigen kracht binnen zes maanden een nieuwe baan te vinden. Fase 2- en 3-individueen hebben wat meer ondersteuning nodig bij het vinden van een nieuwe baan. Voor fase 4-individueen zijn de arbeidsmarktkansen gering.

In grofweg de helft van de gevallen wordt na het eerste traject nog een traject ingezet – zie Tabel 3.3. Beroepskeuzeadvies wordt het vaakst gevolgd door een ander traject. Voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond wordt iets vaker nog een traject ingezet. Een deel van degenen die in het eerste jaar na instroom in de bijstand geen traject zijn gestart, krijgt later alsnog een traject. Ook dit is vaker het geval voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond (25 procent) in vergelijking tot autochtonen (17 procent). Overigens is het in veel gevallen onbekend wat de inhoud van vervolgttrajecten is omdat na 2004 dit voor bijstandsontvangers niet meer geregistreerd is.

Tabel 3.3 Voor bijstandsgerechtigden met niet-westerse migratieachtergrond wordt iets vaker na verloop van tijd een nieuw traject ingezet

Toekomstige deelname aan trajecten	Eerste traject, binnen 12 maanden na instroom in de bijstand			
	Geen traject	Beroeps-keuzeadvies	Scholing	Arbeidsbemiddeling
Autochtoon				
Geen toekomstig traject	83%	41%	53%	54%
Wel toekomstig traject	17%	59%	47%	46%
• Zelfde traject	-	16%	9%	18%
• Ander traject	3%	24%	22%	13%
• Onbekend	14%	18%	16%	14%
Niet-westerse migratieachtergrond				
	Geen traject	Beroeps-keuzeadvies	Scholing	Arbeidsbemiddeling
Geen toekomstig traject	75%	39%	46%	50%
Wel toekomstig traject	25%	61%	54%	50%
• Zelfde traject	-	18%	20%	18%
• Ander traject	4%	23%	17%	15%
• Onbekend	21%	20%	17%	17%

Bron: CBS Microdata, berekening SEO Economisch Onderzoek

Toelichting: Voor het bepalen van de toekomstige deelname aan trajecten is gekeken of in de periode waarin de bijstandsuitkering is ontvangen nogmaals een traject is ingezet. Trajecten in een volgende bijstandsperiode (bijvoorbeeld na een werkperiode) zijn niet weergegeven.

WW 2003

De verschillen tussen de WW-gerechtigden in 2003 zonder traject en met een regulier traject zijn klein – zie Tabel 3.4. Dat is het geval voor autochtonen en personen met een niet-westerse migratieachtergrond. Opvallend is wel dat WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond aanzienlijk vaker basisonderwijs als hoogst behaalde opleiding hebben in vergelijking tot autochtone WW-gerechtigden.

Tabel 3.4 Weinig verschillen tussen WW-gerechtigden zonder traject en met regulier traject in 2003

	Geen traject	Regulier traject
Autochtoon		
Man	58%	59%
Leeftijd	38	41
Fase 1	62%	58%
Fase 2/3	24%	32%
Fase 4	2%	3%
Fase onbekend	11%	7%
Basisonderwijs	3%	3%
Lbo/mavo/vmbo	22%	24%
Mbo/havo/vwo	42%	44%
Hbo/Wo	28%	24%
Opleiding onbekend	6%	5%
Aantal observaties	94.435	18.052
Niet-westerse migratieachtergrond		
Man	60%	62%
Leeftijd	36	37
Fase 1	55%	55%
Fase 2/3	29%	32%
Fase 4	5%	7%
Fase onbekend	11%	7%
Basisonderwijs	18%	17%
Lbo/mavo/vmbo	24%	24%
Mbo/havo/vwo	33%	37%
Hbo/Wo	16%	15%
Opleiding onbekend	9%	7%
Aantal observaties	23.899	4.215

Bron: CBS Microdata, berekening SEO Economisch Onderzoek.

Toelichting: UWV hanteert in 2003 een indeling in fases. De werkcoach maakt een inschatting van de arbeidsmarktkansen van een werkloze en kent de werkloze een fase toe. Fase 1-individueen worden geacht op eigen kracht binnen zes maanden een nieuwe baan te vinden. Fase 2- en 3-individueen hebben wat meer ondersteuning nodig bij het vinden van een nieuwe baan. Voor fase 4-individueen zijn de arbeidsmarktkansen gering.

In de meeste gevallen wordt een regulier traject niet gevolgd door een ander traject – zie Tabel 3.5. Dit is het geval voor autochtone WW-gerechtigden en voor WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond. Voor beide groepen geldt ook dat van degenen zonder traject in het eerste jaar, een klein gedeelte (6 procent) later alsnog een traject volgt.

Tabel 3.5 In meeste gevallen geen vervoltraject na eerste traject voor WW 2003-cohort

Toekomstige deelname aan trajecten	Eerste traject, binnen 12 maanden na instroom in de bijstand	
Autochtoon		
	Geen traject	Regulier traject
Geen toekomstig traject	94%	92%
Wel toekomstig traject	6%	8%
• Zelfde traject	-	2%
• Ander traject	4%	0%
• Onbekend	2%	6%
Niet-westerse migratieachtergrond		
	Geen traject	Regulier traject
Geen toekomstig traject	94%	93%
Wel toekomstig traject	6%	7%
• Zelfde traject	-	2%
• Ander traject	4%	0%
• Onbekend	2%	6%

Bron: CBS Microdata, berekening SEO Economisch Onderzoek
 Toelichting: Voor het bepalen van de toekomstige deelname aan trajecten is gekeken of in de periode waarin de WW-uitkering is ontvangen nogmaals een traject is ingezet. Trajecten in een volgende WW-periode (bijvoorbeeld na een werkperiode) zijn niet weergegeven.

WW 2006

WW-gerechtigden die een IRO aangaan zijn vaak hoger opgeleid dan degenen zonder traject en met name dan degenen met een regulier traject. Dit geldt met name voor WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond – zie Tabel 3.6. Degenen met een regulier traject zijn vaak relatief laag opgeleid. Wat ook opvalt is dat voor WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond vaker het opleidingsniveau onbekend is. Dat maakt een vergelijking qua opleidingsniveau tussen autochtonen en personen met een niet-westerse migratieachtergrond lastig.

Tabel 3.6 WW-gerechtigden met een IRO zijn vaker hoogopgeleid

	Geen traject	Regulier traject	IRO	Scholing
Autochtoon				
Man	49%	43%	49%	52%
Leeftijd	40	43	43	42
Basisonderwijs	2%	5%	3%	4%
Lbo/mavo/vmbo	18%	27%	17%	20%
Mbo/havo/vwo	41%	42%	42%	48%
Hbo/Wo	23%	10%	28%	18%
Opleiding onbekend	15%	16%	16%	10%
Aantal observaties	82.284	4.296	5.763	798
Niet-westerse migratieachtergrond				
Man	54%	52%	54%	62%
Leeftijd	37	40	40	39
Basisonderwijs	16%	20%	9%	13%
Lbo/mavo/vmbo	20%	20%	19%	26%
Mbo/havo/vwo	31%	27%	36%	33%
Hbo/Wo	13%	7%	18%	11%
Opleiding onbekend	21%	26%	18%	17%
Aantal observaties	21.334	1.865	808	232

Bron: CBS Microdata, berekening SEO Economisch Onderzoek.

De groep die geen traject volgt in het eerste jaar, krijgt daarna nauwelijks alsnog een traject – Tabel 3.7. Scholing wordt relatief vaak gevolgd door een ander traject, met name voor autochtonen. Een regulier traject wordt voor autochtonen vaker gevolgd door een ander traject dan voor WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond. Voor IROs is dat juist andersom.

Tabel 3.7 Scholing relatief vaak gevolgd door andere trajecten

Toekomstige deelname aan trajecten	Eerste traject, binnen 12 maanden na instroom in de bijstand			
	Geen traject	Regulier traject	IRO	Scholing
Autochtoon				
Geen toekomstig traject	97%	87%	89%	70%
Wel toekomstig traject	3%	13%	11%	30%
• Zelfde traject	-	2%	1%	3%
• Ander traject	2%	7%	7%	23%
• Onbekend	1%	4%	3%	4%
Niet-westerse migratieachtergrond				
Geen toekomstig traject	98%	91%	87%	74%
Wel toekomstig traject	2%	9%	13%	26%
• Zelfde traject	-	1%	1%	X
• Ander traject	1%	5%	10%	X
• Onbekend	1%	3%	2%	X

Bron: CBS Microdata, berekening SEO Economisch Onderzoek

Toelichting: Voor het bepalen van de toekomstige deelname aan trajecten is gekeken of in de periode waarin de WW-uitkering is ontvangen nogmaals een traject is ingezet. Trajecten in een volgende WW-periode (bijvoorbeeld na een werkperiode) zijn niet weergegeven. Een 'X' geeft aan dat het corresponderende aantal kleiner dan 10 is en daarom niet kon worden geëxporteerd uit de beveiligde CBS-omgeving.

4 Effecten op werk

Voor de bijstand instroom in 2003 zijn er tussen groepen met verschillende migratieachtergronden kleine verschillen in het effect van re-integratie op werk. Voor de WW instroom geldt over het algemeen dat het lock-in effect voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond kleiner is dan voor autochtonen. Op lange termijn stijgt de baankans na volgen van een IRO voor WW-gerechtigden met een migratieachtergrond harder dan voor autochtonen.

4.1 Interpretatie van effecten

Effecten gecorrigeerd voor ‘harde’, geobserveerde kenmerken

In dit en de volgende twee hoofdstukken worden de effecten van re-integratie beschreven, uitgesplitst naar migratieachtergrond. De matchingmethode die is gebruikt om deze effecten te berekenen corrigeert voor een groot aantal ‘harde’ kenmerken van bijstands- en WW-gerechtigden, zoals hun opleidingsniveau, arbeidsverleden en maximaal WW-recht. Voor ‘zachte’ kenmerken die niet waargenomen zijn in de dataset is niet gecorrigeerd. De effecten van IRO-trajecten bijvoorbeeld, worden mogelijk overschat omdat mensen die een IRO-traject volgen gezonder zijn en meer gemotiveerd om aan het werk te gaan (Schrijvershof et al. 2008). Op deze kenmerken kan niet worden gematched, terwijl deze kenmerken wel de baankans verhogen.

Effecten toegeschreven aan ‘eerste’ traject

Dit onderzoek bestudeert het effect van trajecten die in het eerste jaar na instroom zijn ingezet. Als er meerdere trajecten zijn ingezet, dan wordt het effect van de vervoltrajecten (ook) toegeschreven aan dit eerste traject. Echter: als een persoon ná volgen van het eerste traject ook andere trajecten volgt, is het berekende effect (deels) ook het gevolg van deze latere trajecten en wordt het effect van een traject mogelijk *overschat*. Vooral bijstandsgerechtigden volgen na het eerste traject nog vaak een ander traject, zie de tabellen in het vorige hoofdstuk. Anderzijds: doordat een deel van de controlegroep (degenen zonder traject) later alsnog een traject krijgt, is het mogelijk dat het effect van trajecten *onderschat* wordt.

Effecten berekend voor deelnemers aan trajecten

Net als in voorgaande nationale en internationale studies zijn de effecten berekend voor de deelnemers aan re-integratietrajecten. Deze effecten zijn dus niet zonder meer te extrapoleren naar andere groepen.¹ Met andere woorden: het gegeven dat scholing op lange termijn bijzonder effectief is voor de deelnemers aan scholing, wil niet zeggen dat scholing ook effectief zou zijn voor niet-deelnemers. Ook de vergelijking van effecten tussen verschillende typen re-integratietrajecten kan niet een-op-een gemaakt worden. Dat reguliere trajecten minder effectief zijn voor deelnemers aan reguliere trajecten dan scholing voor deelnemers aan scholing, wil niet zeggen dat scholing ook effectiever zou zijn voor deelnemers aan reguliere trajecten.

¹ Dit is geen consequentie van de gebruikte matchingmethode: ook bij bijvoorbeeld duuranalyse wordt het zogenaamde average treatment effect on the treated berekend. Om de effectiviteit van de inzet van trajecten te kunnen beoordelen is het immers nuttig om te weten wat de effecten zijn op werklozen die het traject daadwerkelijk starten.

Toepassing van interpretatieregels: IROs voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond

Dit hoofdstuk vindt dat inzet van IROs voor WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond effectiever is dan inzet van IROs voor WW-gerechtigden zonder migratieachtergrond. Er zijn echter aanwijzingen dat dit in ieder geval deels komt omdat niet voor een verschil in ‘zachte’ kenmerken gecorrigeerd kan worden, en omdat effecten zijn toegeschreven aan het eerste traject:

- Er is een sterker verschil in opleidingsniveau tussen deelnemers aan een IRO en niet-deelnemers bij WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond dan bij autochtonen – zie Tabel 3.6. Een verschil in ‘harde’ kenmerken is een signaal van een mogelijk verschil in ‘zachte’ kenmerken.
- IROs werden in 2006 relatief weinig ingezet bij personen met een niet-westerse migratieachtergrond in vergelijking met autochtonen, zie Tabel 3.1. De WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond die wél een IRO gebruikten vormden dus mogelijk een select(iever) groep.
- Er volgt vaker nog een ander traject na IRO bij WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond dan bij autochtoon – zie Tabel 3.5. Dit verschil is echter klein.

4.2 Kans op werk

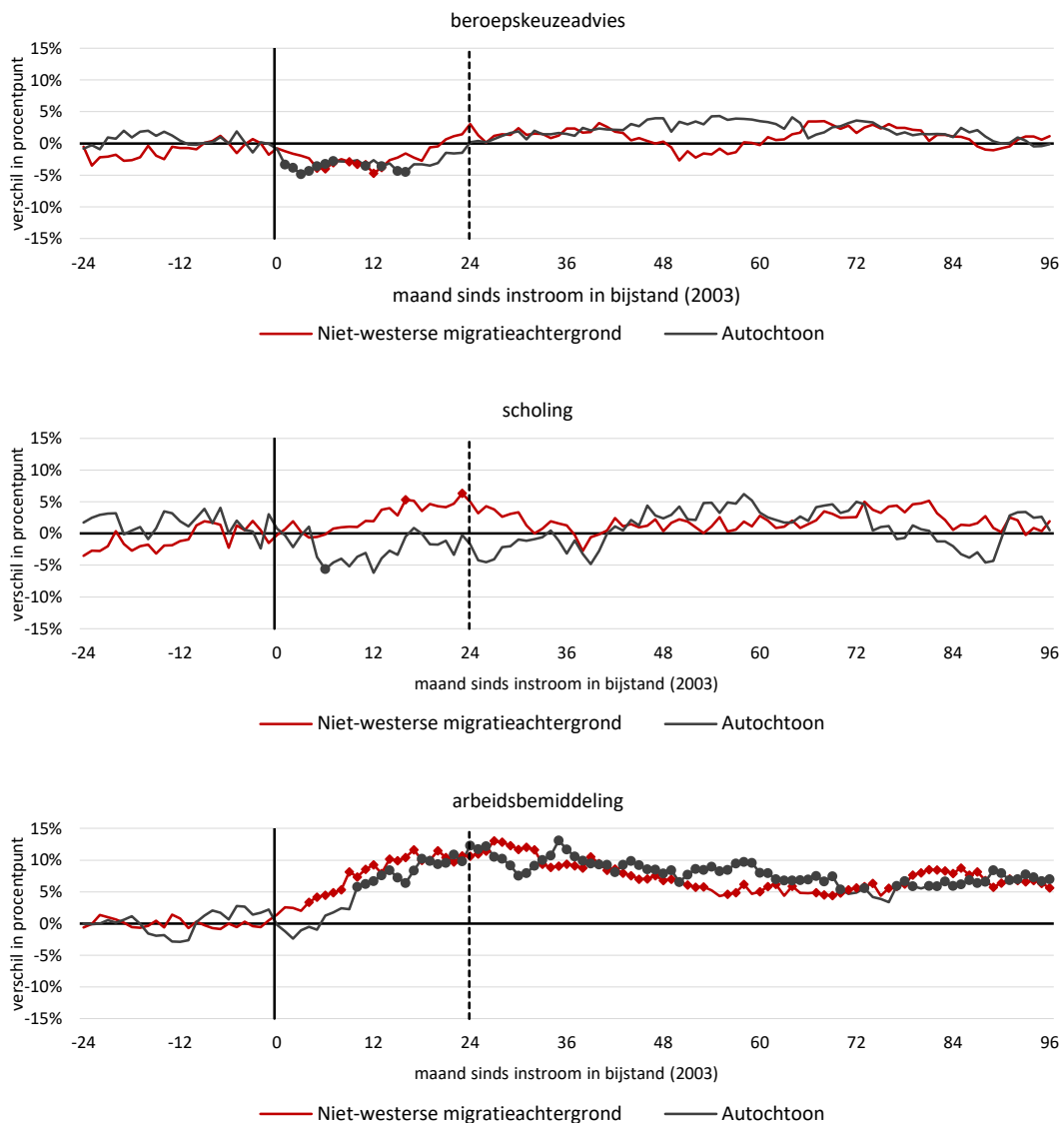
De verschillen in effectiviteit van re-integratie ingezet voor het bijstand 2003-cohort zijn klein, wanneer de groep autochtonen wordt vergeleken met de groep met een niet-westerse migratieachtergrond – zie Figuur 4.1. Uit het eerdere onderzoek bleek al dat met name arbeidsbemiddeling een zeer effectief instrument is om de kans op werk voor bijstandsontvangers te vergroten. Op de korte termijn geldt dat de effectiviteit van arbeidsbemiddeling groter is voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond. Voor hen geldt bijna direct na instroom in de bijstand een positief én significant effect van arbeidsbemiddeling. Er is dus geen sprake van een lock-in effect. Voor autochtonen is er wel een insignificant klein lock-in effect van arbeidsbemiddeling. Verder is voor autochtonen het effect positief en significant na ongeveer een jaar na instroom in de bijstand. De relatieve toename van de baankans is voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond het grootst (13 procentpunt; van 22 procent naar 35 procent) iets meer dan twee jaar na instroom in de bijstand. Voor autochtonen is het effect het sterkst drie jaar na instroom (13 procentpunt; van 34 procent naar 47 procent). Figuur D.1 in Bijlage D laat zien dat arbeidsbemiddeling een relatief sterk langetermijneffect heeft op de bijstand instroom in 2003 met een Marokkaanse migratieachtergrond. De baankans neemt voor deze groep toe van 26 procent naar 42 procent 6,5 jaar na instroom. De toename in baankans is voor deze groep vanaf zes jaar na instroom vijf tot tien procentpunt groter dan voor autochtonen met arbeidsbemiddeling.

Onderstaande figuur laat zien dat er een klein lock-in effect is van beroepskeuzeadvies: de baankans neemt op de korte termijn licht af tijdens het volgen van dit traject. Dit geldt zowel voor autochtonen als personen met een niet-westerse migratieachtergrond. Vanaf twee jaar na instroom is het effect voor beide groepen overwegend positief maar insignificant. Figuur D.1 in Bijlage D laat zien dat de beroepskeuzeadvies voor personen met een Antilliaanse of Surinaamse migratieachtergrond tussen 5,5 en 6,5 jaar na instroom wel een positief en significant effect heeft. Voor scholing geldt voor autochtonen in de eerste twee jaar na instroom een negatief effect en voor personen met een

niet-westerse migratieachtergrond een positief effect. Voor beide groepen geldt echter dat de effecten grotendeels insignificant zijn.

Het verschil in de toename in baankans tussen autochtonen en personen met een niet-westerse migratieachtergrond is na het deelnemen aan arbeidsbemiddeling na twee jaar twee procentpunt en na acht jaar één procentpunt. Dit is grofweg te vergelijken met de verschillen in effectiviteit tussen mannen en vrouwen (zie eerdere onderzoek).

Figuur 4.1 Kleine verschillen in effect op baankans van re-integratie instrumenten voor bijstand 2003-cohort uitgesplitst naar migratieachtergrond



Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de baankans van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. ♦ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

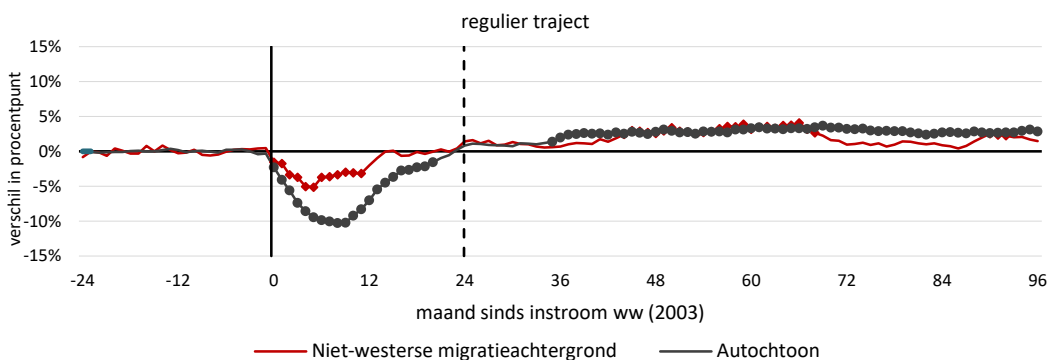
Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Autochtonen die in 2003 in de WW zijn ingestroomd en een regulier traject hebben ontvangen hebben een sterker lock-in effect dan personen met een niet-westerse migratieachtergrond – zie Figuur 4.2. Het langetermijneffect van reguliere trajecten is voor beide groep lange tijd redelijk stabiel. Voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond zwakt het effect echter na ongeveer 5,5 jaar af.

Figuur D.3 in Bijlage D laat zien dat het effect van een regulier traject op middellange termijn (2 tot 4 jaar na instroom in WW) het sterkst is voor personen met een Turkse migratieachtergrond. De toename in baankans is voor deze groep op de middellange termijn ongeveer vijf procentpunt hoger in vergelijking tot de toename in baankans voor autochtonen.

Het verschil in de toename in baankans tussen autochtonen en personen met een niet-westerse migratieachtergrond is na het deelnemen aan een regulier traject na twee jaar en na acht jaar één procent. Deze verschillen hebben dezelfde orde van grootte als de verschillen in groepen die in het voorgaande onderzoek zijn onderzocht (o.a. man/vrouw, laagopgeleid/hogopgeleid, 25-45 jaar/45-55 jaar).

Figuur 4.2 Sterker lock-in effect op baankans voor autochtonen in vergelijking tot personen met een niet-westerse migratieachtergrond, ww 2003-cohort



Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de baankans van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. ♦ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

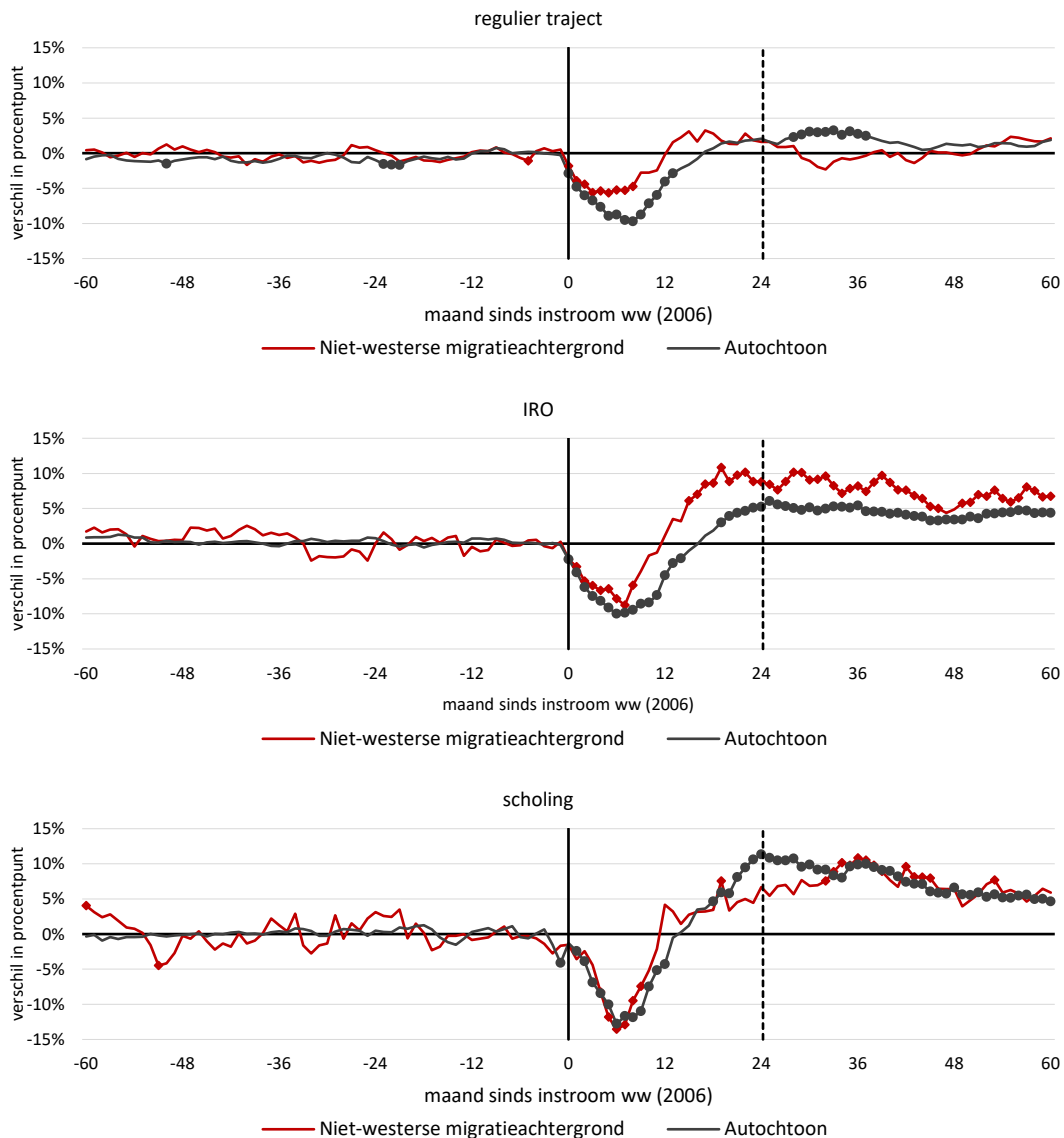
Een IRO heeft een groter effect voor degenen van het WW 2006-cohort met een niet-westerse migratieachtergrond in vergelijking tot autochtonen – zie Figuur 4.3. Het effect voor WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond is tussen anderhalf en 3,5 jaar na instroom in de WW rond de tien procent. Voor autochtonen is het effect vanaf twee jaar na instroom stabiel rond de 5 procent. Het lock-in effect is qua impact ongeveer gelijk voor beide groepen (tot ongeveer 10 procentpunt afname in baankans) maar duurt voor autochtonen iets langer. Figuur D.5 in Bijlage D laat zien dat de toename in baankans met name groot is voor WW-gerechtigden met een Marokkaanse en Turkse migratieachtergrond. Voor de eerste groep is de toename in baankans meer dan 20 procentpunt 2,5 jaar na instroom in de WW. Voor de tweede groep is het effect in het tweede jaar na instroom rond de 15 procentpunt en daarna rond de tien procent.

Het lock-in effect van een regulier traject is groter voor autochtonen. Daarnaast is er geen significant langetermijneffect van reguliere trajecten op de baankansen van de WW 2006 instroom met

een niet-westerse migratieachtergrond. Personen met een Turkse migratieachtergrond ondervinden in het tweede jaar na instroom wel een toename in baankans van vijf tot tien procentpunt als zij een regulier traject hebben gevolgd – zie Figuur D.4. Voor autochtonen is er tussen ongeveer twee en drie jaar na instroom in WW ook een klein positief significant effect van een regulier traject. De effecten van scholing op de baankans zijn vergelijkbaar voor autochtonen en personen met een niet-westerse migratieachtergrond. Alleen rond twee jaar na instroom is het effect groter voor autochtonen.

Het verschil in de toename in baankans tussen autochtonen en personen met een niet-westerse migratieachtergrond is na het deelnemen aan een IRO na twee jaar vier procentpunt en na vijf jaar twee procent. Deze verschillen zijn vergelijkbaar met de verschillen in effectiviteit tussen hoogopgeleiden en laagopgeleiden (zie eerdere onderzoek).

Figuur 4.3 Effect van IRO op baankans groter voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond dan voor autochtonen, ww-cohort 2006



Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de baankans van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. ♦ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

4.3 Totaal aantal maanden werk

Voor de bijstand instroom in 2003 heeft met name arbeidsbemiddeling een positief significant effect op het aantal gewerkte maanden – Tabel 4.1. Op de middellange termijn (twee tot vier jaar na instroom in bijstand) is dit effect groter voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond. Dit strookt met de constatering in de voorgaande paragraaf dat de baankans bijna direct na instroom toeneemt voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond. Het verschil tussen beide groepen is minder dan een extra gewerkte maand. Op de lange termijn (zes tot acht jaar na instroom in bijstand) is het effect voor beide groepen ongeveer gelijk: voor beide groepen geldt dat

degenen met arbeidsbemiddeling acht jaar na instroom in de bijstand ongeveer zeven maanden meer hebben gewerkt dan degenen zonder arbeidsbemiddeling. Het lock-in effect van beroepskeuzeadvies op het aantal gewerkte maanden is sterker voor autochtonen in vergelijking tot de bijstand instroom met een niet-westerse migratieachtergrond. Tabel D.1 in Bijlage D laat een relatief sterk effect op het aantal gewerkte maanden zien voor personen met een Marokkaanse migratieachtergrond: de toename in het aantal gewerkte maanden is bijna tien maanden, acht jaar na instroom in de bijstand. Dit komt overeen met het relatief sterke langetermijneffect op de baankans voor deze groep.

Tabel 4.1 Effect arbeidsbemiddeling op aantal gewerkte maanden op kortere termijn sterker voor bijstand instroom met niet-westerse migratieachtergrond in vergelijking tot autochtonen

Instroom in bijstand in 2003	beroepskeuzeadvies		scholing		arbeidsbemiddeling	
	niet-westers	autochtoon	niet-westers	autochtoon	niet-westers	autochtoon
Effect aantal maanden werk na 1 jaar	-0,3*	-0,4*	0,1	-0,3	0,6*	0,1
Effect aantal maanden werk na 2 jaar	-0,5*	-0,8*	0,6	-0,5	1,8*	1,2*
Effect aantal maanden werk na 3 jaar	-0,3	-0,6	0,9	-0,8	3,1*	2,4*
Effect aantal maanden werk na 4 jaar	-0,1	-0,3	1,0	-0,8	4,1*	3,6*
Effect aantal maanden werk na 6 jaar	0,0	0,4	1,4	0,0	5,4*	5,4*
Effect aantal maanden werk na 8 jaar	0,2	0,8	2,0	0,1	7,1*	6,9*

Toelichting: De tabel geeft het verschil tussen het aantal gewerkte maanden van deelnemers aan re-integratietrajecten en het aantal gewerkte maanden van niet-deelnemers. Een * geeft aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

De effecten van re-integratietrajecten op het aantal gewerkte maanden zijn voor de WW-instroom vergelijkbaar met de effecten op de baankans: het lock-in effect van re-integratie is over het algemeen groter voor autochtonen in vergelijking tot personen met een niet-westerse migratieachtergrond – zie Tabel 4.2. Voor de WW instroom in 2003 geldt dat het effect op het aantal gewerkte maanden op de lange termijn alleen significant positief is voor personen met een Turkse migratieachtergrond (Tabel D.2 in Bijlage D). De voorgaande paragraaf liet zien dat er voor autochtonen op de lange termijn wel een positief significant effect is op de baankans. Deze langetermijneffecten wegen echter blijkbaar niet op tegen de negatieve effecten op de korte termijn (het lock-in effect). Ook bleek in deze paragraaf dat de toename in de baankans als gevolg van een regulier traject voor degenen met een Turkse migratieachtergrond. Dit strookt met het feit dat voor deze groep de toename van het aantal gewerkte maanden het grootst is.

Verder is het effect van een IRO op het aantal gewerkte maanden voor de WW instromers in 2006 met een niet-westerse migratieachtergrond groter dan voor degenen zonder migratieachtergrond. Dit komt onder andere doordat het lock-in effect van een IRO op de baankans minder groot is voor degene met een niet-westerse migratieachtergrond. De toename in het aantal gewerkte maanden voor WW-gerechtigden met een IRO is met name groot voor personen met een Marokkaanse (toename van 6,3 gewerkte maanden na vijf jaar) en Turkse migratieachtergrond (toename van 5,0

gewerkte maanden na vijf jaar). Het effect van scholing op de WW 2006 instroom is wel groter voor autochtonen. Dat hangt samen met het feit dat het lock-in effect van scholing op de baankans vergelijkbaar is voor autochtonen en personen met een niet-westerse migratieachtergrond.

Tabel 4.2 Lock-in effecten van re-integratie over het algemeen groter voor autochtonen in vergelijking tot personen met een niet-westerse migratieachtergrond

Instroom in WW in 2003		regulier traject					
	niet-westers	autochtoon					
Effect aantal maanden werk na 1 jaar	-0,4*	-1,0*					
Effect aantal maanden werk na 2 jaar	-0,5*	-1,3*					
Effect aantal maanden werk na 3 jaar	-0,3	-1,2*					
Effect aantal maanden werk na 4 jaar	-0,1	-0,9					
Effect aantal maanden werk na 6 jaar	0,6	-0,1					
Effect aantal maanden werk na 8 jaar	0,9	0,5					

Instroom in WW in 2006		regulier traject		IRO		scholing	
	niet-westers	autochtoon	niet-westers	autochtoon	niet-westers	autochtoon	
Effect aantal maanden werk na 1 jaar	-0,5*	-0,9*	-0,6*	-0,9*	-0,8*	-0,9*	
Effect aantal maanden werk na 2 jaar	-0,3	-0,9*	0,2	-0,8*	-0,4	-0,5	
Effect aantal maanden werk na 3 jaar	-0,3	-0,6*	1,3*	-0,2	0,5	0,7	
Effect aantal maanden werk na 4 jaar	-0,3	-0,4	2,2*	0,3	1,5	1,7*	
Effect aantal maanden werk na 5 jaar	-0,2	-0,3	2,9*	0,8	2,2	2,3*	

Toelichting: De tabel geeft het verschil tussen het aantal gewerkte maanden van deelnemers aan re-integratietrajecten en het aantal gewerkte maanden van niet-deelnemers. Een * geeft aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

4.4 Conclusies

Voor de bijstand instroom in 2003 zijn er tussen groepen met verschillende migratieachtergronden kleine verschillen in het effect van re-integratie op werk. Voor zowel autochtonen als personen met een niet-westerse migratieachtergrond is met name arbeidsbemiddeling een effectief instrument om de kans op werk te verhogen. Bijna direct na instroom in de bijstand neemt de baankans toe van de niet-westerse instromers met arbeidsbemiddeling ten opzichte van degenen zonder arbeidsbemiddeling. Verder valt het relatief sterke effect van arbeidsbemiddeling op voor personen met een Turkse migratieachtergrond. De effecten op het aantal gewerkte maanden na instroom in de bijstand zijn in lijn met de effecten op de baankans. Ook hiervoor geldt dat met name arbeidsbemiddeling effectief is. Bovendien is de effectiviteit op de middellange termijn iets hoger voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond (ongeveer een extra gewerkte maand). Het aantal extra gewerkte maanden als gevolg van de arbeidsbemiddeling is op de lange termijn redelijk gelijk

voor autochtonen en personen met een niet-westerse migratieachtergrond: ongeveer zeven maanden meer werk acht jaar na instroom in de bijstand. Voor personen met een Marokkaanse migratieachtergrond is de toename in het aantal gewerkte maanden acht jaar na instroom bijna tien maanden.

Voor de WW instroom geldt over het algemeen dat het lock-in effect (de afname van de baankans en het aantal gewerkte maanden door het deelnemen aan een traject) voor autochtonen groter is dan voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond. Dit geldt voor reguliere trajecten en IROs. Voor scholing is het lock-in effect ongeveer gelijk. De langetermijneffecten van reguliere trajecten en scholing op werk zijn ongeveer gelijk voor autochtone WW-gerechtigden en WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond. Wel valt op dat de baankans en het aantal gewerkte maanden van personen met een Turkse migratieachtergrond relatief sterk toeneemt na het volgen van een regulier traject. De langetermijneffecten van een IRO zijn voor personen met een migratieachtergrond iets groter dan voor autochtonen. Met name de baankans en het aantal gewerkte maanden van personen met een Marokkaanse en Turkse migratieachtergrond neemt sterk toe als gevolg van een IRO. Enerzijds kan dit zijn omdat de focus van IROs op de wensen en mogelijkheden van WW-gerechtigden met name effectief is voor deze groepen. Anderzijds zijn er aanwijzingen dat dit verschil ontstaat omdat vooral personen met niet-westerse migratieachtergrond die deelnemen aan een IRO ‘zachte’ kenmerken hebben die hun kans op een baan vergroten. Voor deze ‘zachte’ kenmerken kan in de analyse niet gecorrigeerd worden.

De conclusies in dit hoofdstuk stroken met het eerdere onderzoek. Daarin werd geconcludeerd dat groepen met relatief lagere *á priori* baankansen een kleiner lock-in effect ervaren. Dit geldt met name voor WW-gerechtigden. Groepen met relatief gunstige arbeidsmarktkenmerken komen zonder instrument snel na instroom in de WW opnieuw aan het werk. Door het volgen van een traject is dit echter niet mogelijk en ervaren zij een sterk lock-in effect. Groepen met relatief minder gunstige arbeidsmarktkenmerken zoals een niet-westerse migratieachtergrond komen minder snel na instroom in de WW weer aan het werk. Het volgen van een traject zorgt daarom voor hen voor een minder sterk lock-in effect.

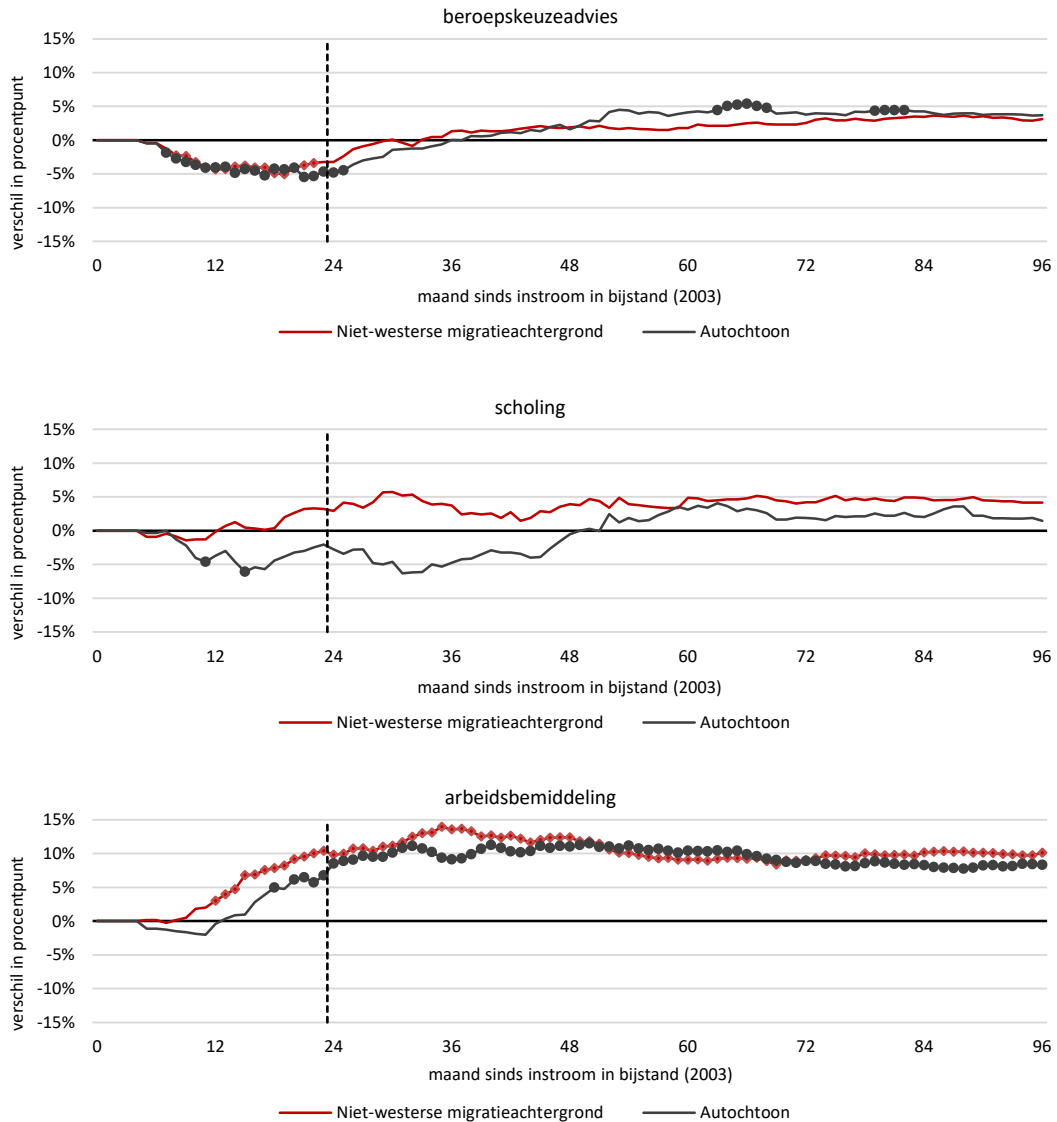
5 Effecten op kwaliteit van de baan

De effecten van re-integratie op duurzaam werk en de jaarlijkse inkomsten uit werk voor het bijstand 2003-cohort zijn vergelijkbaar voor autochtonen en degenen met een niet-westerse migratieachtergrond. Het effect van arbeidsbemiddeling is in de eerste vier jaar na instroom in de bijstand iets groter voor degenen met een niet-westerse migratieachtergrond. Voor autochtone WW-gerechtigden geldt een sterker lock-in effect van reguliere trajecten en IROs op de kans op duurzaam werk, in vergelijking tot personen met een migratieachtergrond. Deelnemers aan een IRO met een niet-westerse migratieachtergrond hebben wel een iets grotere toename in de kans op duurzaam werk in vergelijking tot autochtone deelnemers.

5.1 Duurzaamheid baan: kans op werk voor ten minste zes maanden op rij

De effecten van de instrumenten beroepskeuzeadvies en arbeidsbemiddeling op de kans op duurzaam werk (werk dat ten minste zes maanden duurt) zijn redelijk vergelijkbaar voor autochtone bijstand instroom in 2003 en bijstand instroom in 2003 met een niet-westerse migratieachtergrond. Voor beide groepen geldt een significant lock-in effect van beroepskeuzeadvies en een groot positief effect van arbeidsbemiddeling. Voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond is het effect van arbeidsbemiddeling in de eerste vier jaar na instroom in de bijstand iets hoger. Op de lange termijn valt vooral het effect van arbeidsbemiddeling op voor personen met een Marokkaanse migratieachtergrond op – zie Figuur D.7 in Bijlage D. De toename in de baankans is voor deze groep na ongeveer 6,5 jaar rond de vijf procentpunt hoger in vergelijking tot autochtonen. Het effect van scholing verschilt voor autochtonen en personen met een niet-westerse migratieachtergrond maar deze effecten zijn insignificant. In vergelijking tot het effect op de baankans is het effect van arbeidsbemiddeling op duurzaam werk iets groter vanaf twee jaar na instroom.

Figuur 5.1 Effecten beroepskeuzeadvies en arbeidsbemiddeling voor bijstand 2003 instroom vergelijkbaar voor autochtonen en personen met een niet-westerse migratieachtergrond

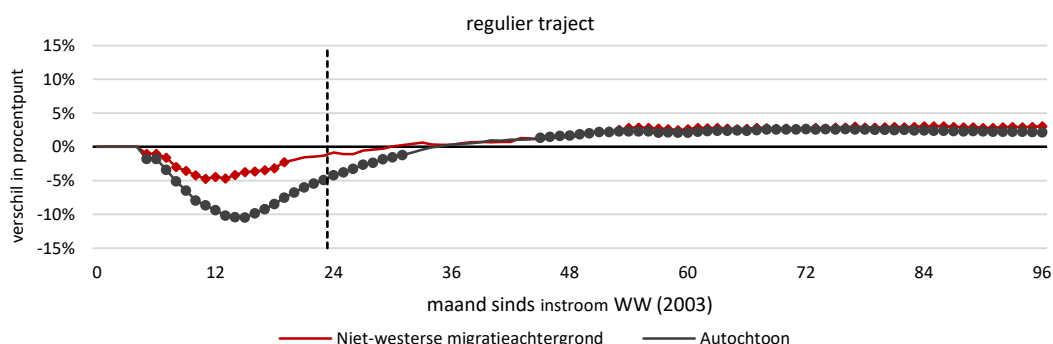


Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de kans op een duurzame baan van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. ♦ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Figuur 5.2 laat zien dat de effecten van re-integratie voor het WW 2003-cohort op korte termijn verschillen tussen autochtonen en personen met een niet-westerse migratieachtergrond. De langetermijneffecten zijn echter vergelijkbaar. De afname in de kans op een duurzame baan door deelname aan een regulier re-integratietraject is voor de eerste groep na een jaar ongeveer vijf procentpunt hoger. De langetermijneffecten van een regulier traject zijn voor beide groepen stabiel en nagenoeg gelijk (ongeveer 2 procentpunt toename in de kans op een duurzame baan). Het effect van een regulier traject op de kans op duurzaam werk is vergelijkbaar met het effect op de baankans.

Figuur 5.2 Groter lock-in effect re-integratie voor autochtone WW instroom in 2003 in vergelijking tot personen met niet-westerse migratieachtergrond, langetermijneffecten vergelijkbaar

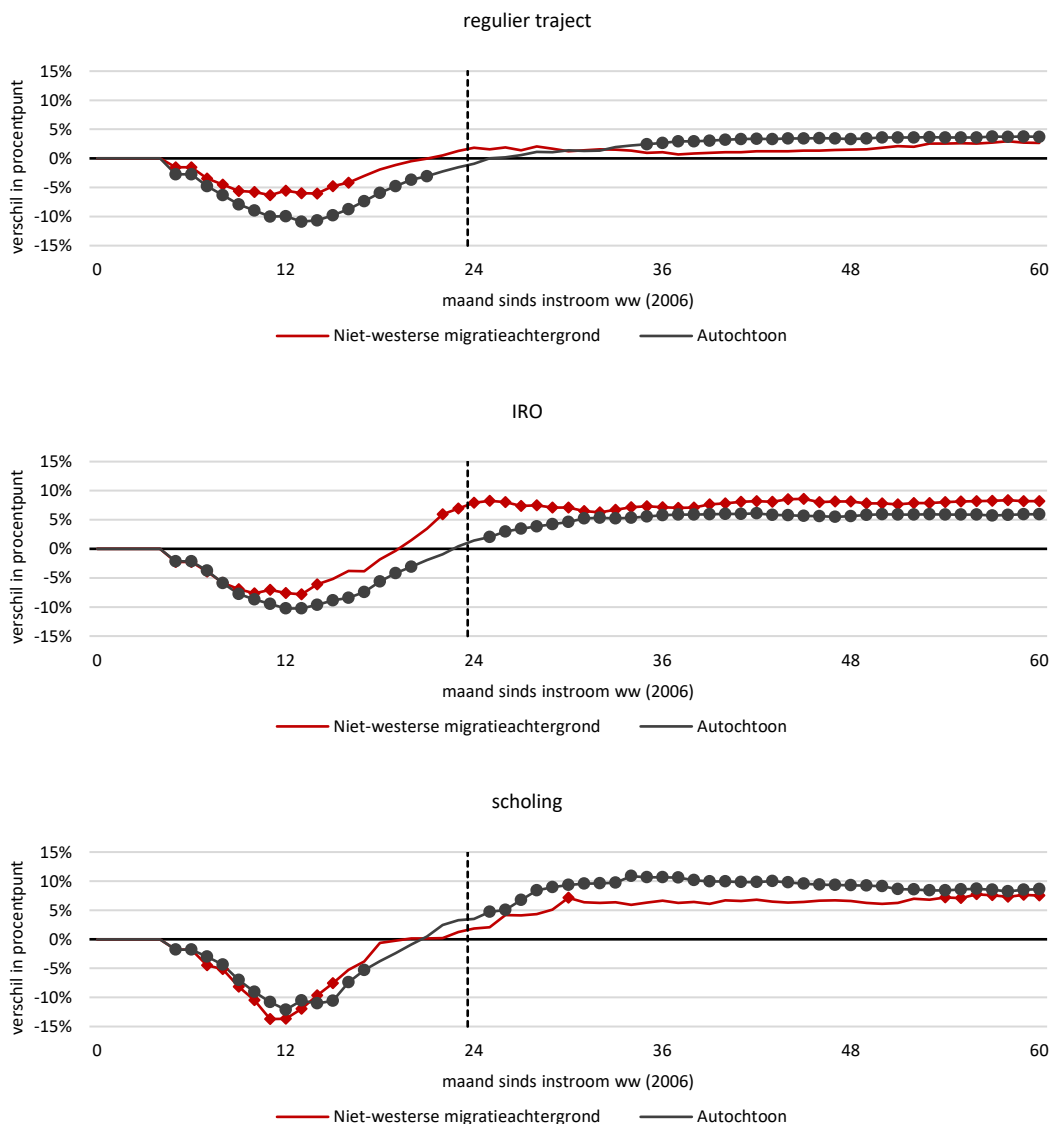


Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de kans op een duurzame baan van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. ♦ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Figuur 5.3 laat opnieuw grotere lock-in effecten van re-integratie zien op de kans op duurzaam werk voor autochtonen in vergelijking tot personen met een migratieachtergrond. Dit is het geval voor reguliere trajecten en IROs. Voor scholing is het lock-in effect vergelijkbaar voor beide groepen. Op de lange termijn heeft een IRO een iets groter effect voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond. Scholing heeft juist voor autochtonen op de lange termijn een iets groter effect. Figuur D.9 in Bijlage D laat zien dat reguliere trajecten voor personen met een Turkse migratieachtergrond een relatief sterk langetermijneffect hebben op de kans op duurzaam werk (tussen de zeven en negen procentpunt toename in kans). Een IRO heeft voor personen met een Turkse en Marokkaanse migratieachtergrond een groot effect op de kans op duurzaam werk op de lange termijn (rond de vijftien procentpunt toename in kans) – zie Figuur D.10 in Bijlage D. Het (positieve) langetermijneffect van een regulier traject op de kans op een duurzame baan is voor autochtonen klein maar significant. Het langetermijneffect van een regulier traject op de baankans is voor autochtonen echter alleen significant na twee tot drie jaar na instroom (zie Figuur 4.3). In vergelijking tot het effect van een IRO op de baankans is het effect op duurzaam werk vergelijkbaar. Het langetermijneffect van scholing op duurzaam werk is voor autochtonen iets groter dan het langetermijneffect van scholing op de baankans.

Figuur 5.3 Langetermijneffecten IRO sterker voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond, langetermijneffecten scholing sterker voor autochtonen (WW 2006 instroom)



Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de kans op een duurzame baan van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. ♦ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

5.2 Kans op een goed uurloon: ten minste 90 procent van oude uurloon

Voor bijstandsgerechtigden veroorzaakt het volgen van een re-integratietraject vrijwel geen verandering in de kans dat het uurloon van het nieuwe werk ten minste 90 procent van het oude uurloon bedraagt – Tabel 5.2. Dit geldt voor zowel autochtonen als personen met een niet-westerse migratieachtergrond. De kans op een goed uurloon is gegeven dat personen werk hebben.

Tabel 5.1 Geen effect op de kans op een uurloon van nieuw werk ten minste 90 procent van het oude uurloon voor de bijstand instroom in 2003

Instroom in bijstand in 2003	beroepskeuzeadvies		scholing		arbeidsbemiddeling	
	niet-westers	autochtoon	niet-westers	autochtoon	niet-westers	autochtoon
Effect in procentpunt na 1 jaar	4,0	-6,3	-12,6	13,9	-5,2	4,2
Effect in procentpunt na 2 jaar	-5,6	-4,7	2,7	-9,0	2,9	3,9
Effect in procentpunt na 3 jaar	6,5	-0,7	-11,7	3,2	2,1	2,2
Effect in procentpunt na 4 jaar	-4,0	2,3	-9,3	2,0	3,2	1,4
Effect in procentpunt na 5 jaar	0,9	3,4	-3,7	3,0	2,5	-0,8
Effect in procentpunt na 6 jaar	-1,8	4,2	-11,8	3,2	3,4	-1,6
Effect in procentpunt na 7 jaar	2,4	1,8	-9,4	-2,3	0,5	2,9

Toelichting: Alleen personen voor wie zowel een oud als een nieuw salaris is geobserveerd zijn meegenomen in de berekeningen. Een oud salaris is geobserveerd wanneer een persoon in ten minste één van de twee jaar voor instroom in de bijstand/WW werk heeft. Een nieuw salaris is geobserveerd wanneer een persoon in het betreffende kalenderjaar na instroom in de bijstand/WW werk heeft. De vergelijking tussen het oude en nieuwe uurloon is gebaseerd op reële uurlonen. De uurlonen zijn gecorrigeerd voor inflatie door gebruik te maken van de inflatiecijfers van het CBS. Een * geeft aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

De effecten voor autochtone WW-gerechtigden en WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond verschillen – zie Tabel 5.2. Reguliere trajecten hebben voor autochtone WW-gerechtigden een sterker negatief effect op de kans op een uurloon van de nieuwe baan ten minste 90 procent van het oude uurloon in vergelijking tot WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond. Een IRO heeft voor WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond een positief maar insignificant effect. Voor autochtonen is het effect van een IRO negatief. Scholing heeft voor de eerste groep een positief insignificant effect op een goed uurloon. Voor autochtonen is het effect twee jaar na instroom significant negatief.

Na het volgen van een traject accepteren autochtone WW-gerechtigden dus blijkbaar sneller werk tegen een lager uurloon: hun reserveringsloon neemt af. Voor WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond geldt dat in mindere mate. Het onderzoek uit 2013 noemde vier redenen die een afname van het reserveringsloon kunnen verklaren:

1. **Lock-in effect:** deelnemers aan een traject vinden later een baan en zijn dus langer werkloos. Zij kunnen daardoor minder eisen stellen.
2. **Direct effect van traject op keuzes werkloos:** een traject zorgt er mogelijk voor dat een werkloze zich (ook) op andere functies gaat oriënteren dan de functie waarin degene voorheen actief was. Hierdoor telt de eerdere werkervaring minder mee, waardoor degene met een lager loon genoeg moet nemen.
3. **Selectie-effect:** De meest kansrijke werklozen zouden wellicht ook zonder traject een baan hebben gevonden. De werklozen die door het traject een baan hebben gevonden zijn dus mogelijk de minder kansrijken. Zij vinden door het traject weliswaar werk, maar tegen een lager uurloon.

4. **Dreigeffect:** Het dreigeffect van verplichte WW-trajecten zorgt er voor dat werklozen harder op zoek gaan naar werk of een lager loon accepteren zodat ze deelname aan een traject vermijden. Dit effect is groter naarmate deelnemers hogere (reis)kosten ervaren om het traject te kunnen volgen.²

Van de bovenstaande redenen is de eerste reden in ieder geval een verklaring voor het verschil tussen autochtone WW-gerechtigden en WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond. Het voorgaande hoofdstuk liet namelijk zien dat het lock-in effect groter is voor autochtonen. Ten opzichte van WW-gerechtigden die niet deelnemen aan een traject, duurt het voor autochtonen relatief langer voordat zij een baan vinden vanwege de deelname aan het traject.

Tabel 5.2 Kans op uurloon van nieuwe baan ten minste 90% van oude uurloon neemt voor meeste re-integratietrajecten af voor autochtone WW-gerechtigden maar toe voor WW-gerechtigden met niet-westerse migratieachtergrond

Instroom in WW in 2003	regulier traject					
	niet-westers	autochtoon				
Effect in procentpunt na 1 jaar	-0,6	-5,8*				
Effect in procentpunt na 2 jaar	-1,8	-5,1*				
Effect in procentpunt na 3 jaar	-4,7*	-5,1*				
Effect in procentpunt na 4 jaar	-3,7*	-4,0*				
Effect in procentpunt na 5 jaar	-4,1*	-3,3*				
Effect in procentpunt na 6 jaar	-4,2*	-3,5*				
Effect in procentpunt na 7 jaar	-2,7*	-2,4*				

Instroom in WW in 2006	regulier traject		IRO		scholing	
	niet-westers	autochtoon	niet-westers	autochtoon	niet-westers	autochtoon
Effect in procentpunt na 1 jaar	-5,6*	-7,8*	2,2	-4,2*	5,4	-4,9
Effect aantal maanden werk na 2 jaar	-3,0	-9,0*	3,0	-4,6*	6,5	-5,4*
Effect aantal maanden werk na 3 jaar	-4,4	-7,7*	4,5	-3,8*	1,3	-4,6
Effect aantal maanden werk na 4 jaar	-7,7*	-7,9*	3,6	-3,0*	5,8	-2,3

Toelichting: Alleen personen voor wie zowel een oud als een nieuw salaris is geobserveerd zijn meege-
nomen in de berekeningen. Een oud salaris is geobserveerd wanneer een persoon in ten
minste één van de twee jaar voor instroom in de bijstand/WW werk heeft. Een nieuw salaris
is geobserveerd wanneer een persoon in het betreffende kalenderjaar na instroom in de bij-
stand/WW werk heeft. De vergelijking tussen het oude en nieuwe uurloon is gebaseerd op
reële uurlonen. De uurlonen zijn gecorrigeerd voor inflatie door gebruik te maken van de in-
flatiecijfers van het CBS. Een * geeft aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

² Zie bijvoorbeeld Geerdsen (2006), Rosholm en Svarer (2008) en Graversen en Ours (2009).

5.3 Jaarlijkse inkomsten uit arbeid

De effecten op de jaarlijkse inkomsten uit arbeid zijn vergelijkbaar met de effecten op de baankans (zie Figuur 4.1 in paragraaf 4.1). Tabel 5.3 laat een klein lock-in effect van beroepskeuzeadvies zien één jaar na instroom in de bijstand: voor zowel autochtonen als personen met een niet-westerse migratieachtergrond zijn de jaarlijkse inkomsten uit arbeid na een jaar lager voor deelnemers, ten opzichte van niet-deelnemers. De (positieve) langetermijneffecten van beroepskeuzeadvies en scholing op de inkomsten uit arbeid zijn niet significant. Personen met migratieachtergrond die arbeidsbemiddeling ontvingen hebben in het jaar na instroom al direct een significant hoger inkomen uit arbeid dan niet-deelnemers. Voor autochtonen met arbeidsbemiddeling is het inkomen uit arbeid pas na twee jaar significant hoger ten opzichte van niet-deelnemers. Opgeteld over de zeven jaar vanaf instroom in de bijstand is de toename in jaarlijkse inkomsten uit werk door arbeidsbemiddeling iets groter voor autochtonen. Tabel D.4 laat wel zien dat de toename in jaarlijkse inkomsten voor personen met een Marokkaanse migratieachtergrond erg groot is ten opzichte van autochtonen. Dit hangt samen met de constatering in voorgaand hoofdstuk dat de toename in de baankans en het aantal gewerkte maanden voor deze groep relatief groot is.

Tabel 5.3 Arbeidsbemiddeling verhoogt de inkomsten uit arbeid van deelnemers ten opzichte van niet-deelnemers, bijstand 2003-cohort

Instroom in bijstand in 2003	beroepskeuzeadvies		scholing		arbeidsbemiddeling	
	niet-westers	autochtoon	niet-westers	autochtoon	niet-westers	autochtoon
Effect op inkomsten uit arbeid na 1 jaar	-€ 532*	-€ 782*	€ 178	-€ 622	€ 1.096*	€ 776
Effect op inkomsten uit arbeid na 2 jaar	-€ 160	-€ 794	€ 699	-€ 645	€ 1.865*	€ 1.941*
Effect op inkomsten uit arbeid na 3 jaar	€ 33	-€ 101	-€ 73	€ 71	€ 1.626*	€ 2.052*
Effect op inkomsten uit arbeid na 4 jaar	-€ 425	€ 51	-€ 117	-€ 115	€ 1.678	€ 1.897*
Effect op inkomsten uit arbeid na 5 jaar	-€ 229	€ 247	-€ 248	€ 1.244	€ 1.052*	€ 2.132*
Effect op inkomsten uit arbeid na 6 jaar	€ 396	€ 279	€ 322	€ 159	€ 1.425*	€ 1.486*
Effect op inkomsten uit arbeid na 7 jaar	€ 171	€ 150	€ 118	-€ 295	€ 1.741*	€ 1.789*
Totaal	-€ 746	-€ 951	€ 877	-€ 203	€ 10.483	€ 12.073

Toelichting: Personen zonder inkomsten uit arbeid zijn meegeteld als nullen in de berekening van de gemiddelde lonen. Een * geeft aan dat het effect significant is op 5%-niveau. Significantie voor de totale bedragen is niet getest.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Ook voor de WW geldt dat de ontwikkelingen in de jaarlijkse inkomsten hand in hand gaan met de ontwikkelingen in de baankansen. Tabel 5.4 laat voor het WW 2003-cohort een relatief sterk lock-in effect zien voor autochtonen ten opzichte van deelnemers aan reguliere trajecten met een niet-westerse migratieachtergrond. Voor de laatste groep zijn de positieve langetermijneffecten niet significant. De langetermijneffecten voor de autochtone deelnemers aan reguliere trajecten zijn pas vijf jaar na instroom in de WW significant. Opgeteld over de zeven jaar vanaf instroom zijn de verschillen tussen in de inkomsten uit arbeid van autochtonen en WW-gerechtigden met een niet-

westerste migratieachtergrond klein. De toename in totale inkomsten is het hoogst voor deelnemers aan een regulier traject met een Marokkaanse migratieachtergrond – zie Tabel D.5.

De toename in de jaarlijkse inkomsten uit arbeid zijn voor deelnemers aan een IRO met een niet-westerse migratieachtergrond groter dan voor autochtone deelnemers. Figuur 4.3 liet zien dat het effect van een IRO op de baankans ook sterker was voor personen met een migratieachtergrond. De toename in inkomsten uit arbeid geldt verreweg het sterkst voor WW-gerechtigden met een Marokkaanse migratieachtergrond – zie Tabel D.6. Ook de effecten van scholing op de inkomsten uit arbeid zijn vergelijkbaar met de effecten op de baankans: voor autochtonen is er op de korte termijn een significant lock-in effect en na twee, drie en vier jaar een positief langetermijneffect. Personen met een niet-westerse migratieachtergrond die scholing hebben gevolgd ondervinden alleen drie jaar na instroom een positief en significant effect op hun jaarlijkse inkomsten uit arbeid.

De effecten op de kans op duurzaam werk zijn over het algemeen vergelijkbaar met de effecten op de baankans. Het effect van arbeidsbemiddeling en scholing op duurzaam werk is vanaf twee jaar na instroom iets groter dan het effect op de baankans. Logischerwijs duurt het lock-in effect op duurzaam werk langer dan het lock-in effect op de baankans.

Tabel 5.4 Relatief sterk effect IRO op jaarlijkse inkomsten uit arbeid voor WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond

Instroom in WW in 2003		regulier traject					
	niet-westers	autochtoon					
Effect op inkomsten uit arbeid na 1 jaar	-€ 457*	-€ 1.505*					
Effect op inkomsten uit arbeid na 2 jaar	-€ 20	-€ 472*					
Effect op inkomsten uit arbeid na 3 jaar	€ 28	€ 31					
Effect op inkomsten uit arbeid na 4 jaar	€ 533	€ 328					
Effect op inkomsten uit arbeid na 5 jaar	€ 627	€ 488*					
Effect op inkomsten uit arbeid na 6 jaar	€ 31	€ 529*					
Effect op inkomsten uit arbeid na 7 jaar	€ 269	€ 517					
Totaal	€ 1.011	-€ 85					

Instroom in WW in 2006		regulier traject		IRO		scholing	
	niet-westers	autochtoon	niet-westers	autochtoon	niet-westers	autochtoon	
Effect op inkomsten uit arbeid na 1 jaar	-€ 498	-€ 1.277*	-€ 253	-€ 1.623*	-€ 270	-€ 966*	
Effect op inkomsten uit arbeid na 2 jaar	-€ 124	-€ 343	€ 1.910*	€ 271	€ 1.316	€ 1.558*	
Effect op inkomsten uit arbeid na 3 jaar	-€ 338	-€ 256	€ 2.056*	€ 561	€ 2.289*	€ 1.978*	
Effect op inkomsten uit arbeid na 4 jaar	-€ 567	-€ 418	€ 1.804*	€ 630	€ 1.908	€ 1.466*	
Totaal	-€ 1.527	-€ 2.293	€ 5.517	-€ 162	€ 5.243	€ 4.036	

Toelichting: Personen zonder inkomsten uit arbeid zijn meegeteld als nullen in de berekening van de gemiddelde lonen. Een * geeft aan dat het effect significant is op 5%-niveau. Significantie voor de totale bedragen is niet getest.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

5.4 Conclusies

De effecten van re-integratie op duurzaam werk voor het bijstand 2003-cohort zijn vergelijkbaar voor autochtonen en degenen met een niet-westerse migratieachtergrond. Beide groepen onder vinden een klein lock-in effect van beroepskeuzeadvies en een sterk positief langetermijneffect van arbeidsbemiddeling. Het effect van arbeidsbemiddeling is in de eerste vier jaar na instroom in de bijstand iets groter voor degenen met een niet-westerse migratieachtergrond. Op de lange termijn is het effect van arbeidsbemiddeling op duurzaam werk met name groot voor personen met een Marokkaanse migratieachtergrond. Deze ontwikkeling werkt ook door in de jaarlijkse inkomsten uit werk. De toename hiervan is voor personen met een Marokkaanse migratieachtergrond groot ten opzichte van autochtonen. Opgeteld over de zeven jaar vanaf instroom in de bijstand is de toename in jaarlijkse inkomsten uit werk iets groter voor autochtone deelnemers aan arbeidsbemiddeling ten opzichte van deelnemers met een niet-westerse migratieachtergrond.

Voor de WW instroom valt op dat het lock-in effect op de kans op duurzaam werk groter is voor autochtonen in vergelijking tot personen met een migratieachtergrond. Dit geldt met name voor

reguliere trajecten en IROs. Voor scholing is het lock-in effect vergelijkbaar voor beide groepen. De langetermijneffecten op de kans op duurzaam werk na het volgen van een regulier traject verschillen weinig tussen autochtonen en deelnemers met een niet-westerse migratieachtergrond. Deelnemers aan een IRO met een niet-westerse migratieachtergrond hebben wel een iets grotere toename in de kans op duurzaam werk in vergelijking tot autochtone deelnemers aan een IRO. Dit geldt met name in sterke mate voor deelnemers met een Marokkaanse of Turkse migratieachtergrond. Het grote effect op duurzaam werk voor IRO-deelnemers met een Marokkaanse migratieachtergrond vertaalt zich ook in een flinke toename van de jaarlijkse inkomsten uit werk.

Er is voor het bijstand 2003-cohort geen effect van de re-integratiemiddelen op de kans op een goed uurloon (een uurloon van nieuw werk ten minste 90 procent van het oude uurloon). Reguliere trajecten hebben voor autochtone WW-gerechtigden een sterker negatief effect op de kans op goed uurloon in vergelijking tot WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond. Ook het effect van een IRO en scholing op de kans op een goed uurloon is negatief voor autochtone WW-gerechtigden. Voor WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond is het effect positief maar insignificant. De verschillen naar migratieachtergrond voor de WW kunnen deels verklaard worden door het sterkere lock-in effect voor autochtone WW-gerechtigden: door het lock-in effecten vinden deelnemers aan een traject later een baan en zijn dus langer werkloos. Zij kunnen daardoor minder eisen stellen en hun uurloon daalt.

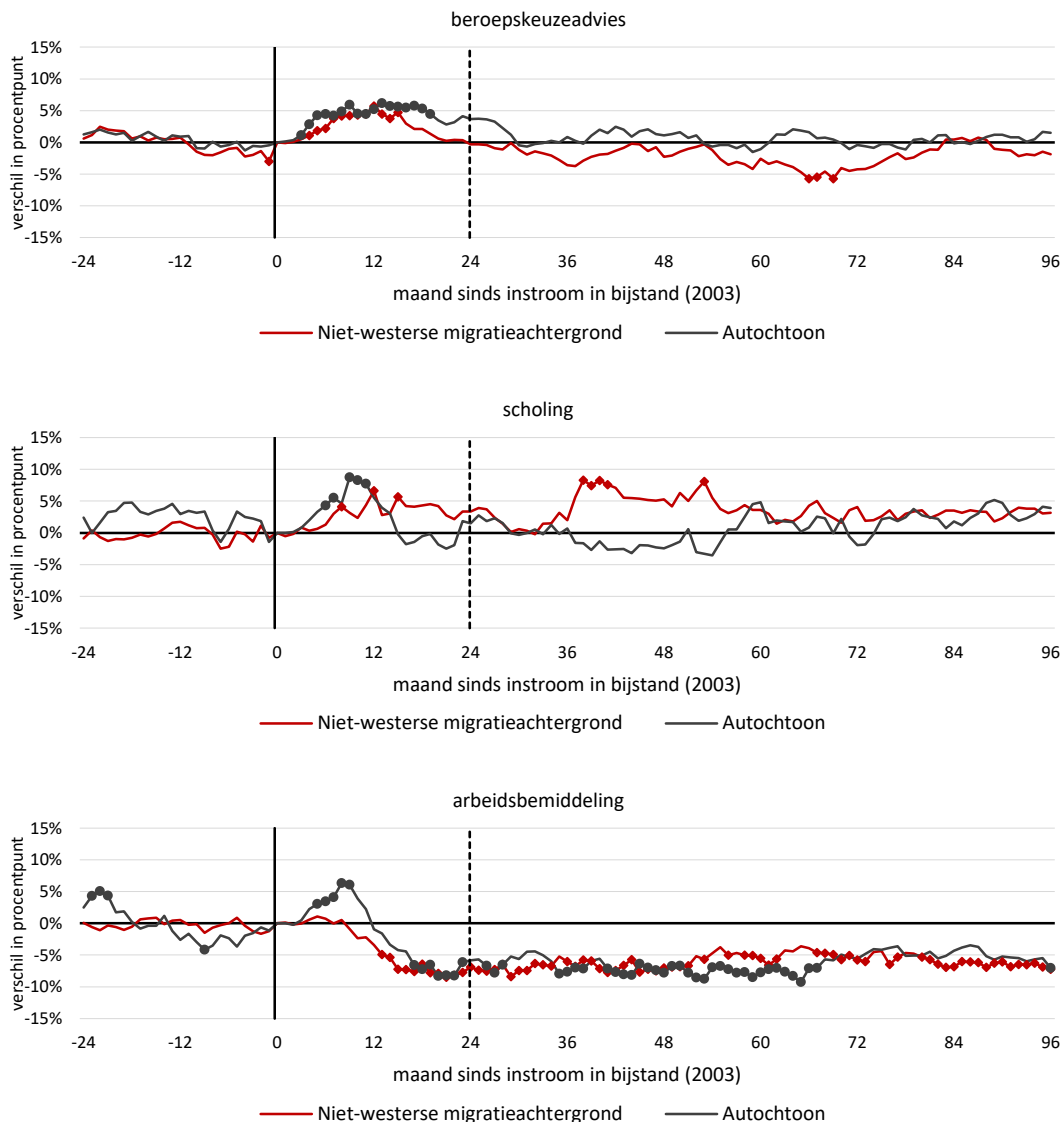
6 Effecten op uitkeringsafhankelijkheid

Arbeidsbemiddeling heeft een significant negatief effect op de uitkeringskans en het aantal maanden uitkering. Het langetermijneffect is voor autochtonen en personen met een niet-westerse migratieachtergrond ongeveer gelijk. Op de korte én lange termijn zorgt het volgen van een regulier traject voor een verhoging van de kans op een uitkering en het aantal maanden uitkering van WW-gerechtigden.

6.1 Kans op een uitkering

Figuur 6.1 laat zien dat de verschillen tussen het effect van re-integratie op de uitkeringskans voor het bijstand 2003-cohort klein zijn wanneer uitgesplitst wordt naar migratieachtergrond. Beroepskeuzeadvies heeft voor zowel autochtonen als personen met een niet-westerse migratieachtergrond een klein negatief effect: de kans op een uitkering neemt licht toe kort na instroom in de bijstand voor deelnemers ten opzichte van degenen zonder beroepskeuzeadvies. Dit reflecteert het kleine lock-in effect op de baankans. Er is geen significant effect van beroepskeuzeadvies op de lange termijn. Het effect van scholing op de uitkeringskans is grotendeels insignificant. Dat was ook het geval voor de baankans. Arbeidsbemiddeling heeft wel een significant op de uitkeringskans. Het langetermijneffect is voor autochtonen en personen met een niet-westerse migratieachtergrond ongeveer gelijk. Tussen twee en drie jaar na instroom in de bijstand is het effect op de baankans groter dan het effect op de uitkeringskans. Opvallend is ook dat arbeidsbemiddeling voor autochtonen in het eerste jaar na instroom zorgt voor een significante toename van de uitkeringskans.

Figuur 6.1 Kleine verschillen tussen autochtonen en personen met een niet-westerse migratieachtergrond in effect van re-integratieinstrumenten voor bijstand instroom in 2003 op uitkeringskans

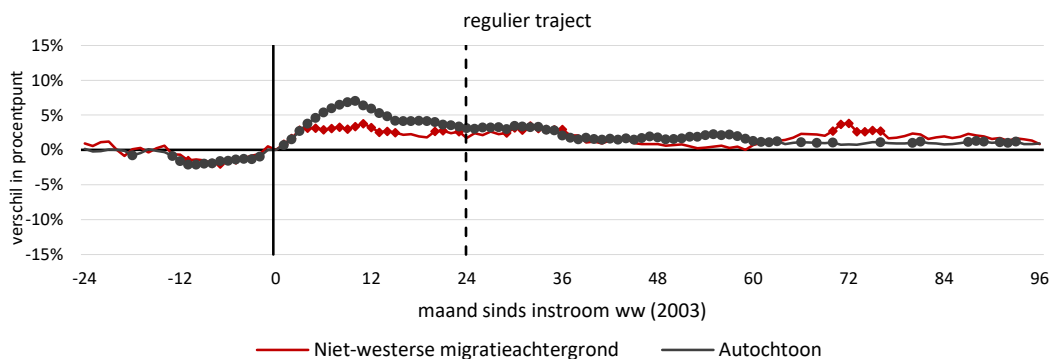


Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de kans op een uitkering (bijstand, WW en/of arbeidsongeschiktheidsuitkering) van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. ♦ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.
Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Op de korte termijn zorgt het volgen van een regulier traject voor het WW 2003-cohort voor een verhoging van de kans op een uitkering – zie Figuur 6.2. Dit effect is sterker voor autochtonen. Het beeld voor de korte termijn (minder dan twee jaar na instroom) is in lijn met het korte termijn effect op de baankans (Figuur 4.2). Wel is het zo dat het lock-in effect op de baankans groter is dan het effect op de uitkeringskans. Op de langere termijn hebben de WW-gerechtigden die een regulier traject volgden echter nog steeds een licht verhoogde kans op een uitkering ten opzichte van degenen zonder regulier traject. Dit komt vermoedelijk doordat zij vaker aan het werk zijn als gevolg van het traject. Hierdoor bouwen ze nieuwe WW-rechten op en kunnen zij weer in de WW

stromen in het geval zij hun nieuwe baan verliezen. Degenen die geen nieuwe baan vinden maken hun WW-rechten op en bouwen geen nieuwe rechten op.

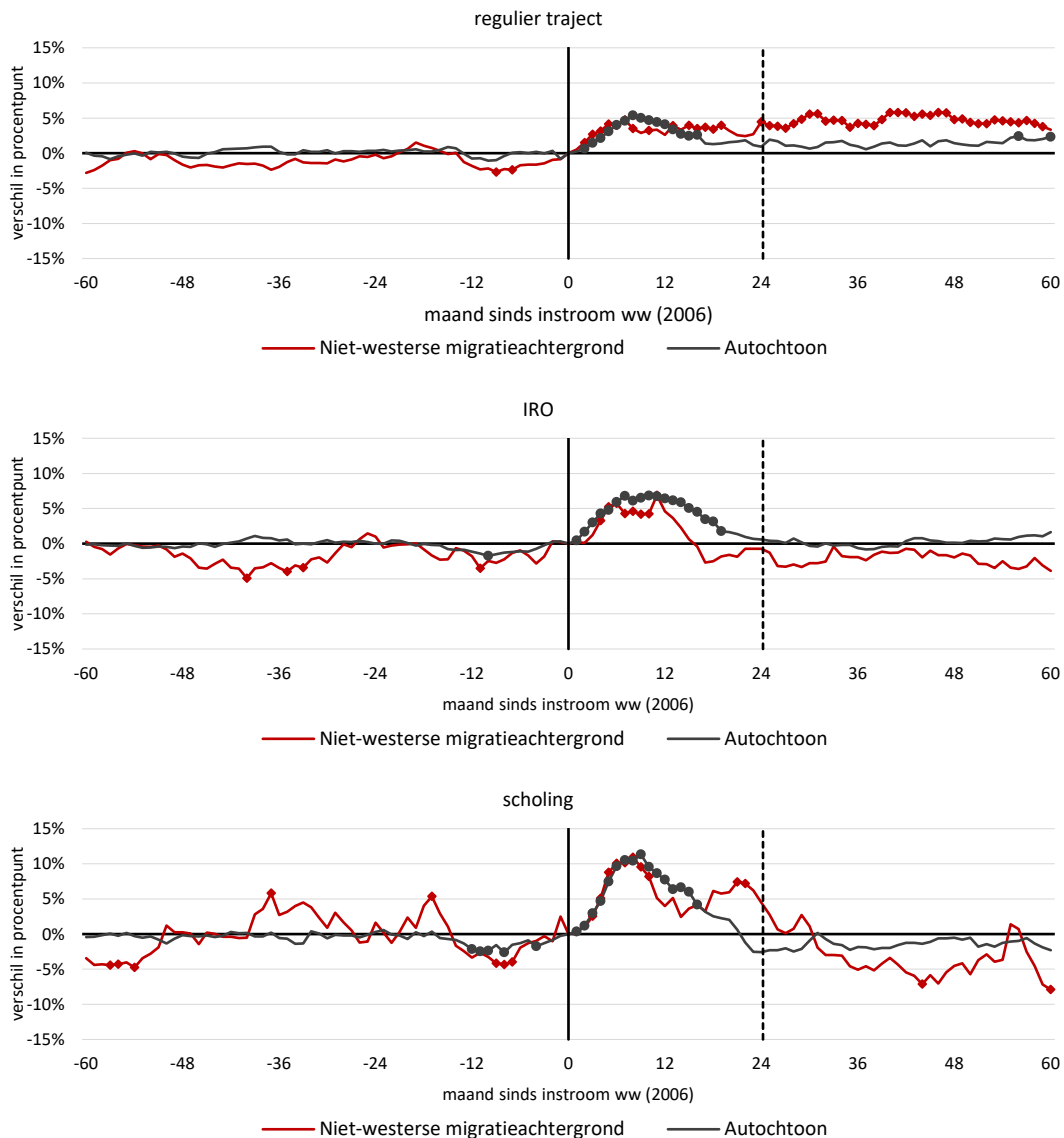
Figuur 6.2 Zowel op korte als lange termijn verhoogde kans op uitkering na volgen regulier traject, WW 2003



Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de kans op een uitkering (bijstand, WW en/of arbeidsongeschiktheidsuitkering) van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. ♦ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.
Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Voor het WW 2006-cohort geldt dat de toename van de uitkeringskans op de korte termijn na het volgen van een regulier traject, een IRO of scholing redelijk vergelijkbaar is voor autochtonen en personen met een niet-westerse migratieachtergrond. Alleen voor de IRO geldt dat het effect voor autochtonen in het tweede jaar na instroom in de WW sterker is. Opvallend is ook het significant negatieve langetermijneffect van een regulier traject voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond. Dit hangt vermoedelijk weer samen met het feit dat zij iets vaker aan het werk zijn en daardoor nieuwe WW-rechten opbouwen.

Figuur 6.3 Verhoogde kans op uitkering op korte én lange termijn na volgen regulier traject voor WW-gerechtigden met een niet-westerse migratieachtergrond.



Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de kans op een uitkering (bijstand, WW en/of arbeidsongeschiktheidsuitkering) van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. ♦ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

6.2 Totaal aantal maanden uitkering

De voorgaande paragraaf laat zien dat het ontvangen van beroepskeuzeadvies voor de bijstand instroom in 2003 er op de korte termijn voor zorgt dat de kans op een uitkering stijgt. Dit is terug te zien in het aantal maanden dat een uitkering is ontvangen –Tabel 6.1. Het effect is sterker en duurt langer voor autochtonen. Arbeidsbemiddeling zorgt voor een afname van de uitkeringskans en dit is weerspiegeld in het aantal maanden dat uitkering is ontvangen. Voor autochtonen neemt het aantal maanden dat uitkering is ontvangen na een jaar licht toe. Dit is één van de redenen dat de afname van het aantal maanden dat een uitkering is ontvangen voor autochtonen pas vier jaar

na instroom significant is. Voor personen met een niet-westerse migratieachtergrond neemt het aantal maanden dat uitkering is ontvangen na twee jaar als significant af. Scholing leidt voor autochtonen een jaar na instroom tot een toename in het aantal maanden dat een uitkering is ontvangen. Dit is in lijn met de toename in uitkeringskans na een jaar – Figuur 6.1.

Tabel 6.1 Aantal maanden dat uitkering is ontvangen neemt relatief sterk af na het ontvangen van arbeidsbemiddeling, bijstand 2003

Instroom in bijstand in 2003	beroepskeuzeadvies		scholing		arbeidsbemiddeling	
	niet-westers	autochtoon	niet-westers	autochtoon	niet-westers	autochtoon
Effect aantal maanden uitkering na 1 jaar	0,3*	0,4*	0,2	0,5*	0,0	0,3*
Effect aantal maanden uitkering na 2 jaar	0,6*	0,9*	0,7	0,5	-0,9*	-0,3
Effect aantal maanden uitkering na 3 jaar	0,4	1,1*	0,9	0,6	-1,7*	-1,1
Effect aantal maanden uitkering na 4 jaar	0,2	1,3*	1,6	0,4	-2,5*	-1,9*
Effect aantal maanden uitkering na 5 jaar	-0,1	1,3	2,2	0,3	-3,2*	-2,8*
Effect aantal maanden uitkering na 6 jaar	-0,6	1,4	2,6	0,5	-3,8*	-3,7*
Effect aantal maanden uitkering na 7 jaar	-0,8	1,4	2,9	0,6	-4,4*	-4,2*
Effect aantal maanden uitkering na 8 jaar	-0,9	1,4	3,3	1,0	-5,2*	-4,8*

Toelichting: De tabel geeft het verschil tussen het aantal maanden dat uitkering is ontvangen van deelnemers aan re-integratietrajecten en het aantal gewerkte maanden van niet-deelnemers. Een * geeft aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Tabel 6.2 laat zien dat het aantal maanden dat een uitkering is ontvangen toeneemt voor deelnemers aan een regulier traject. Voor een deel komt dat door de toename van de kans op een uitkering terwijl het traject gevolgd wordt. Daarnaast neemt ook de kans om opnieuw in de WW in te stromen toe doordat de trajecten zorgen voor een hogere baankans. Met het nieuwe werk worden namelijk ook nieuwe WW-rechten opgebouwd. De toename in het aantal maanden dat uitkering is ontvangen voor deelnemers aan reguliere trajecten is groter voor autochtonen in vergelijking tot deelnemers met een niet-westerse migratieachtergrond. Dat geldt ook voor het instrument IRO.

Tabel 6.2 Toename in aantal maanden dat uitkering is ontvangen als gevolg van re-integratie instrumenten voor WW-gerechtigden

Instroom in WW in 2003	regulier traject					
	niet-westers	autochtoon				
Effect aantal maanden uitkering na 1 jaar	0,3*	0,5*				
Effect aantal maanden uitkering na 2 jaar	0,6*	1,0*				
Effect aantal maanden uitkering na 3 jaar	0,9*	1,4*				
Effect aantal maanden uitkering na 4 jaar	1,1*	1,6*				
Effect aantal maanden uitkering na 5 jaar	1,2*	1,8*				
Effect aantal maanden uitkering na 6 jaar	1,4*	2,0*				
Effect aantal maanden uitkering na 7 jaar	1,7*	2,1*				
Effect aantal maanden uitkering na 8 jaar	1,9*	2,2*				

Instroom in WW in 2006	regulier traject		IRO		scholing	
	niet-westers	autochtoon	niet-westers	autochtoon	niet-westers	autochtoon
Effect aantal maanden uitkering na 1 jaar	0,3*	0,4*	0,4*	0,5*	0,7*	0,8*
Effect aantal maanden uitkering na 2 jaar	0,7*	0,6*	0,4	0,9*	1,3*	1,1*
Effect aantal maanden uitkering na 3 jaar	1,3*	0,8*	0,1	1,0*	1,3	0,9*
Effect aantal maanden uitkering na 4 jaar	1,9*	0,9*	-0,1	0,9*	0,7	0,8
Effect aantal maanden uitkering na 5 jaar	2,4*	1,1*	-0,4	1,0*	0,3	0,6

Toelichting: De tabel geeft het verschil tussen het aantal maanden dat uitkering is ontvangen van deelnemers aan re-integratietrajecten en het aantal gewerkte maanden van niet-deelnemers. Een * geeft aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

6.3 Conclusies

Beroepskeuzeadvies heeft voor zowel autochtonen als personen met een niet-westerse migratieachtergrond een klein positief effect op de uitkeringskans en het aantal maanden uitkering voor het bijstand 2003-cohort: de kans op een uitkering neemt licht toe kort na instroom in de bijstand voor deelnemers ten opzichte van degenen zonder beroepskeuzeadvies. Dit reflecteert het kleine lock-in effect op de baankans. Er is geen significant effect van beroepskeuzeadvies op de lange termijn. Arbeidsbemiddeling heeft wel een significant negatief effect op de uitkeringskans en het aantal maanden uitkering. Het langetermijneffect is voor autochtonen en personen met een niet-westerse migratieachtergrond ongeveer gelijk.

Op de korte termijn zorgt het volgen van een regulier traject voor een verhoging van de kans op een uitkering en het aantal maanden uitkering van WW-gerechtigden. Dit effect is sterker voor autochtonen. Het lock-in effect op de baankans groter is dan het effect op de uitkeringskans. Op

de langere termijn hebben de WW-gerechtigden die een regulier traject volgden echter nog steeds een licht verhoogde kans op een uitkering en ontvangen zij meer maanden een uitkering ten opzichte van degenen zonder regulier traject. Dit komt vermoedelijk doordat zij vaker aan het werk zijn als gevolg van het traject. Hierdoor bouwen ze nieuwe WW-rechten op en kunnen zij weer in de WW stromen in het geval zij hun nieuwe baan verliezen. Voor de IRO geldt dat het lock-in effect voor autochtonen in het tweede jaar na instroom in de WW sterker is. Hierdoor is de toename in het aantal maanden dat een uitkering is ontvangen groter voor autochtonen in vergelijking tot deelnemers met een niet-westerse migratieachtergrond.

Literatuur

- Blázquez, M., Herrarte, A., & Sáez, F. (2019). Training and job search assistance programmes in Spain: The case of long-term unemployed. *Journal of Policy Modeling*, 41(2), 316-335.
- Butschek, S., & Walter, T. (2014). What active labour market programmes work for immigrants in Europe? A meta-analysis of the evaluation literature. *IZA Journal of Migration*, 3(1), 48.
- Card, David, Jochen Kluge, and Andrea Weber (2010). "Active Labour Market Policy Evaluations: A Meta-analysis." *Economic Journal*, 120, F452–F477.
- Card, D., Kluge, J., & Weber, A. (2018). What works? A meta-analysis of recent active labor market program evaluations. *Journal of the European Economic Association*, 16(3), 894-931.
- Fitzenberger, B., Osikominu, A., & Völter, R. (2006). Get training or wait? Long-run employment effects of training programs for the unemployed in West Germany.
- Fitzenberger B., Völter R. (2007). Long-run effects of training programs for the unemployed in East Germany. *Labour Economics Vol 14*: pp 730-755
- Geerdsen, L. P. (2006). Is there a threat effect of labour market programmes? A study of ALMP in the Danish UI system. *The Economic Journal*, 116(513), 738-750.
- Giulietti, C., Bergemann, A., Caliendo, M., van den Berg, G. J., & Zimmermann, K. F. (2011). The threat effect of participation in active labor market programs on job search behavior of migrants in Germany. *International journal of manpower*.
- Graversen, B. K., & van Ours, J. C. (2009). How a mandatory activation program reduces unemployment durations; the effects of distance.
- Groenewoud M., Slotboom S. (2009). Scholing via UWV. Een onderzoek naar de mate waarin scholingstrajecten tot werk leiden. Amsterdam: Regioplan Beleidsonderzoek.
- Heinesen, E., Husted, L., & Rosholm, M. (2013). The effects of active labour market policies for immigrants receiving social assistance in Denmark. *IZA Journal of Migration*, 2(1), 15.
- Huber M., Lechner M., Steinmayer A. (2012). Radius matching on the propensity score with bias adjustment: finite sample behaviour, tuning parameters and software implementation.
- Huber M., Lechner M., Wunsch C. (2013). The performance of estimators based on the propensity score. *Forthcoming Journal of Econometrics*. Available online 27 February 2013.
- Kluge, Jochen (2010). "The Effectiveness of European Active Labor Market Programs." *Labour Economics*, 17, 904–918.

- Lammers, M., Kok, I. & Wunsch, C. (2013) Langetermijneffecten van re-integratie. Amsterdam: SEO economisch Onderzoek.
- Lechner M., Miquel R., Wunsch C. (2011). Long-Run Effects of Public Sector Sponsored Training in West Germany. *Journal of European Economic Association*. Vol 9(4) pp. 742-784
- Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid (2018). Verdere Integratie op de Arbeidsmarkt (VIA), Den Haag: Ministerie van SZW.
- Rosenbaum P.R., Rubin D.B. (1985). Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score. *The American Statistician*. 39. 33-38
- Rosholm, M., & Svarer, M. (2008). The threat effect of active labour market programmes. *scandinavian Journal of Economics*, 110(2), 385-401.
- Thomsen, S. L., Walter, T., & Aldashev, A. (2013). Short-term training programs for immigrants in the German welfare system: do effects differ from natives and why?. *IZA Journal of Migration*, 2(1), 24.

Bijlage A Databewerkingen

Voor dit onderzoek is een databestand gecreëerd op basis van een groot aantal microdatabestanden van het Centraal Bureau voor de Statistiek, te weten:

- GIN (gebieden in Nederland) - 2003 en 2006
- Rinadresgwb - 2011
- GBAadresbus - 2011
- GBapersoonsbus - 2011
- GBAhuishoudensbus - 2011
- Baankenmerkenbus - 2005 en 2006
- MOSA - 2003_1 t/m 2004_2
- Baanprsjaarbedragtab - 1999 t/m 2010
- CWItab - 2002 t/m 2007
- UWV_{sir}_200204_200901 - 2002 t/m 2009
- CWI2001_2005 - 2001 t/m 2005
- Maatwerkbestand re-integratie – 2001 t/m 2011

Het maatwerkbestand re-integratie vormt de basis van het gecreëerde databestand. In het maatwerkbestand is voor iedere maand in de periode 2001-2011 weergegeven:

- Ontvangst van een uitkering en welk type uitkering
- Startmaand van re-integratieondersteuning (ingezet door gemeenten of UWV)
- Banen
- Demografische gegevens

Het type re-integratieondersteuning komt uit de MOSA voor bijstandsgerechtigden en uit de UWV_{sir} voor WW'ers. Daarnaast is informatie toegevoegd over migratieachtergrond (GBapersoonsbus), opleidingsniveau (CWItab), het type huishouden en aanwezigheid van kinderen (GBAhuishoudensbus), fase-indeling en kenmerken van de gezochte baan (CWI2001_2005), baankenmerken per kalenderjaar (brutoloon, aantal sv-dagen en deeltijdfactor afkomstig uit Baanprsjaarbedragtab), en de cao-sector van de laatste baan (Baankenmerkenbus). De overige bestanden (GIN, Rinadresgwb, GBAadresbus) zijn gebruikt om de gemeentecode en gemeentelijke variabelen zoals stedelijkheid van de gemeente op het moment van instroom in de bijstand/WW te koppelen. Ten slotte is extra informatie gebruikt op gemeente- en provincieniveau afkomstig van Statline³.

Er zijn drie groepen geselecteerd:

- Ingestroomd in de bijstand in 2003
- Ingestroomd in de WW in 2003
- Ingestroomd in de WW in 2006

Op deze groepen is nog een aantal selecties uitgevoerd:

³ Deze informatie is afkomstig uit: Kerncijfers wijken en buurten 2004-2011. Beroepsbevolking; regio 1996-2006. Beroepsbevolking; kerncijfers provincie

Alleen de bijstandsgerechtigden die op het moment van instroom in de bijstand woonden in een gemeente die gegevens levert aan de MOSA zijn geselecteerd. Voor de personen die instromen in de bijstand in het jaar 2003 is de inzet van re-integratietrajecten bekend in de MOSA. In 2003 leverden echter niet alle gemeenten gegevens aan de MOSA. Voor personen die woonden in gemeenten die geen gegevens hebben geleverd, is niet bekend of er wel of niet een re-integratietraject is ingezet. We verwijderden ook de personen voor wie de gemeente op het moment van instroom in de bijstand niet geïdentificeerd kan worden. Dit laatste doen we ook voor WW'ers.

Alleen personen met een leeftijd van 25-55 bij instroom in de bijstand/WW zijn geselecteerd. Voor personen ouder dan 55 gaat de keuze voor pensionering een rol spelen: deze mensen zijn dan niet meer op zoek naar werk en vinden dus geen baan. We houden geen rekening met de keuze voor pensionering in de analyse, en daarom nemen we deze personen niet mee.

Alleen de personen die volledig werkloos zijn op het moment dat ze instromen in de bijstand/WW zijn geselecteerd. Dit betekent dat niemand in de bestudeerde groepen op het moment van instroom een baan heeft.

We bestuderen niet alle instrumenten die zijn ingezet voor WW'ers en bijstandsgerechtigden. Wanneer het eerste instrument voor WW'ers sectorale projecten of activerende projecten is, verwijderden we de observatie. Deze personen behoren niet tot de behandelgroep (omdat het effect van deze instrumenten niet bestudeerd wordt) maar ook niet tot de controlegroep (omdat ze wel een traject hebben gevolgd). Wanneer het eerste instrument voor bijstandsgerechtigden gesubsidieerde arbeid, werkplekaanpassing, zorg- of hulpverlening of sociale activering is, verwijderden we de observatie. Personen met als eerste instrument premies, kinderopvang en onkostenvergoedingen zijn niet verwijderd uit de dataset: deze instrumenten worden niet beschouwd als traject.

Voor de WW-instroom in 2006 zijn personen verwijderd die vlak voordat zij WW ontvangen bij de overheid werkten. Overheidsbedrijven voeren sinds 1 juli 2005 zelf het re-integratiebeleid voor hun ex-medewerkers uit. Voor ex-medewerkers van overheidsinstellingen kan vanaf dat moment niet meer worden onderscheiden of en wanneer een re-integratietraject is ingezet. Tot 1 juli 2005 konden overheidsbedrijven zelf kiezen of zij zelf het re-integratiebeleid wilde uitvoeren (zogenoemde 'opting out'). Wanneer een overheidsbedrijf hiervoor kiest en een re-integratietraject inzet is dat in het UWV-sir-bestand voor 2003 en 2004 weergegeven. Op de WW-instroom in 2003 hoeft daarom geen extra selectie plaats te vinden.

Bijlage B Beschrijvende statistiek

Bijstand 2003

Tabel B.1 Achtergrondkenmerken autochtone bijstandsgerechtigden in 2003

Bijstand 2003 – autochtoon	Geen traject	Beroepskeuze advies	Scholing	Arbeidsbemiddeling
man	51%	56%	50%	65%
leeftijd	37	38	37	36
fase 1	28%	31%	35%	42%
fase 2/3	31%	40%	35%	38%
fase 4	21%	21%	19%	10%
fase onbekend	20%	8%	10%	9%
basisonderwijs	7%	6%	X	4%
lbo/mavo/vmbo	30%	33%	39%	29%
mbo/havo/vwo	26%	33%	28%	30%
hbo	9%	11%	14%	15%
wo	6%	8%	X	13%
opleiding onbekend	21%	9%	12%	8%
eenpersoonshuishouden	37%	43%	37%	47%
aantal maanden werk 24 maanden voor instroom	7,8	9,0	8,3	10,9
loon 1 jaar voor instroom	€ 9.813	€ 10.094	€ 9.201	€ 9.942
deeltijdfactor 1 jaar voor instroom	68%	75%	69%	72%
aantal werkdagen 1 jaar voor instroom	150	151	137	146
aantal maanden WW 24 maanden voor instroom	1,1	1,8	2,3	2,0
aantal maanden bijstand 24 maanden voor instroom	5,6	2,0	2,1	1,9
aantal maanden arbeidsongeschiktheidsuitkering 24 maanden voor instroom	1,5	0,6	0,7	0,5
aantal maanden geen werk, geen uitkering 24 maanden voor instroom	9,2	11,4	11,5	9,6
duur van laatste werkende periode in maanden	6,2	7,1	6,2	8,7
Aantal observaties	13.339	893	226	594

Bron: CBS Microdata, berekening SEO Economisch Onderzoek.

Tabel B.2 Achtergrondkenmerken bijstandsgerechtigden met niet-westerse migratieachtergrond in 2003

Bijstand 2003 – niet-westerse migratieachtergrond	Geen traject	Beroepskeuze advies	Scholing	Arbeidsbemiddeling
man	57%	66%	62%	73%
leeftijd	36	36	36	35
fase 1	20%	25%	20%	39%
fase 2/3	44%	45%	59%	42%
fase 4	18%	22%	11%	11%
fase onbekend	18%	8%	10%	8%
basisonderwijs	23%	22%	24%	16%

Bijstand 2003 – niet-westerse migratieachtergrond	Geen traject	Beroepskeuze advies	Scholing	Arbeidsbemiddeling
lbo/mavo/vmbo	26%	30%	27%	28%
mbo/havo/vwo	22%	28%	23%	31%
hbo	6%	7%	8%	9%
wo	4%	4%	6%	7%
opleiding onbekend	20%	9%	12%	9%
eenpersoonshuishouden	29%	32%	28%	36%
aantal maanden werk 24 maanden voor instroom	6,1	9,4	6,9	10,6
loon 1 jaar voor instroom	€ 8.912	€ 9.481	€ 7.769	€ 9.395
deeltijdfactor 1 jaar voor instroom	72%	76%	73%	77%
aantal werkdagen 1 jaar voor instroom	142	147	129	143
aantal maanden WW 24 maanden voor instroom	1,1	1,8	1,1	1,9
aantal maanden bijstand 24 maanden voor instroom	5,7	2,6	2,7	3,0
aantal maanden arbeidsongeschiktheidsuitkering 24 maanden voor instroom	0,9	0,6	0,2	0,4
aantal maanden geen werk, geen uitkering 24 maanden voor instroom	11,4	10,6	14,0	9,3
duur van laatste werkende periode in maanden	4,8	7,5	5,1	8,2
Aantal observaties	14.679	965	381	799

Bron: CBS Microdata, berekening SEO Economisch Onderzoek.

Tabel B.3 Achtergrondkenmerken bijstandsgerechtigden met Marokkaanse migratieachtergrond in 2003

Bijstand 2003 – Marokkaanse migratieachtergrond	Geen traject	Beroepskeuze advies	Arbeidsbemiddeling
man	58%	71%	80%
leeftijd	35	34	33
fase 1	18%	25%	41%
fase 2/3	40%	40%	40%
fase 4	22%	26%	12%
fase onbekend	21%	10%	7%
basisonderwijs	29%	33%	21%
lbo/mavo/vmbo	25%	30%	34%
mbo/havo/vwo	18%	23%	26%
hbo	3%	X	X
wo	2%	X	X
opleiding onbekend	24%	10%	7%
eenpersoonshuishouden	20%	26%	31%
aantal maanden werk 24 maanden voor instroom	5,8	8,6	11,7
loon 1 jaar voor instroom	€ 9.684	€ 9.589	€ 9.911
deeltijdfactor 1 jaar voor instroom	72%	76%	82%
aantal werkdagen 1 jaar voor instroom	157	156	158
aantal maanden WW 24 maanden voor instroom	1,3	2,1	1,2
aantal maanden bijstand 24 maanden voor instroom	5,8	3,2	3,0
aantal maanden arbeidsongeschiktheidsuitkering 24 maanden voor instroom	1,6	0,9	0,6

Bijstand 2003 – Marokkaanse migratieachtergrond	Geen traject	Beroepskeuze advies	Arbeidsbemiddeling
aantal maanden geen werk, geen uitkering 24 maanden voor instroom	10,8	10,0	8,8
duur van laatste werkende periode in maanden	4,7	7,2	9,6
Aantal observaties	2.570	215	180

Bron: CBS Microdata, berekening SEO Economisch Onderzoek. Een 'X' geeft aan dat het aantal corresponderende waarnemingen kleiner dan 10 is en daarmee te klein om te exporten uit de beveiligde CBS-omgeving.

Tabel B.4 Achtergrondkenmerken bijstandsgerechtigden met Turkse migratieachtergrond in 2003

Bijstand 2003 – Turkse migratieachtergrond	Geen traject	Arbeidsbemiddeling
man	50%	74%
leeftijd	35	33
fase 1	20%	37%
fase 2/3	39%	30%
fase 4	20%	18%
fase onbekend	21%	15%
basisonderwijs	29%	16%
lbo/mavo/vmbo	27%	27%
mbo/havo/vwo	17%	24%
hbo	3%	X
wo	1%	X
opleiding onbekend	23%	19%
eenpersoonshuishouden	15%	20%
aantal maanden werk 24 maanden voor instroom	5,7	9,5
loon 1 jaar voor instroom	€ 9.722	€ 10.381
deeltijdfactor 1 jaar voor instroom	71%	82%
aantal werkdagen 1 jaar voor instroom	146	149
aantal maanden WW 24 maanden voor instroom	1,5	3,0
aantal maanden bijstand 24 maanden voor instroom	5,5	2,8
aantal maanden arbeidsongeschiktheidsuitkering 24 maanden voor instroom	1,8	0,5
aantal maanden geen werk, geen uitkering 24 maanden voor instroom	10,9	9,1
duur van laatste werkende periode in maanden	4,5	7,9
Aantal observaties	2.380	123

Bron: CBS Microdata, berekening SEO Economisch Onderzoek.

Tabel B.5 Achtergrondkenmerken bijstandsgerechtigden met Surinaamse of Antilliaanse migratieachtergrond in 2003

Bijstand 2003 – Surinaamse of Antilliaanse migratieachtergrond	Geen traject	Beroepskeuze advies	Arbeidsbemiddeling
man	58%	61%	66%
leeftijd	37	36	37
fase 1	27%	25%	39%
fase 2/3	37%	49%	43%
fase 4	20%	20%	10%
fase onbekend	16%	6%	8%

Bijstand 2003 – Surinaamse of Antilliaanse migratieachtergrond	Geen traject	Beroepskeuze advies	Arbeidsbemiddeling
basisonderwijs	10%	8%	9%
lbo/mavo/vmbo	34%	38%	33%
mbo/havo/vwo	33%	39%	41%
hbo	5%	X	X
wo	2%	X	X
opleiding onbekend	17%	7%	7%
eenpersoonshuishouden	38%	39%	41%
aantal maanden werk 24 maanden voor instroom	7,5	10,1	9,7
loon 1 jaar voor instroom	€ 8.949	€ 10.463	€ 8.345
deeltijdfactor 1 jaar voor instroom	73%	78%	73%
aantal werkdagen 1 jaar voor instroom	138	154	131
aantal maanden WW 24 maanden voor instroom	1,0	1,3	2,0
aantal maanden bijstand 24 maanden voor instroom	6,8	2,1	3,2
aantal maanden arbeidsongeschiktheidsuitkering 24 maanden voor instroom	0,8	0,3	0,5
aantal maanden geen werk, geen uitkering 24 maanden voor instroom	9,4	11,0	10,2
duur van laatste werkende periode in maanden	5,7	7,7	7,3
Aantal observaties	3.957	280	246

Bron: CBS Microdata, berekening SEO Economisch Onderzoek. Een 'X' geeft aan dat het aantal corresponderende waarnemingen kleiner dan 10 is en daarmee te klein om te exporten uit de beveiligde CBS-omgeving.

WW 2003

Tabel B.6 Achtergrondkenmerken autochtone WW-gerechtigden in 2003

WW 2003 – autochtoon	Geen traject	Regulier traject
man	58%	59%
leeftijd	38	41
fase 1	62%	58%
fase 2/3	24%	32%
fase 4	2%	3%
fase onbekend	11%	7%
basisonderwijs	3%	3%
lbo/mavo/vmbo	22%	24%
mbo/havo/vwo	42%	44%
hbo	19%	17%
wo	9%	7%
opleiding onbekend	6%	5%
eenpersoonshuishouden	21%	21%
aantal maanden werk 24 maanden voor instroom	19,1	19,1
loon 1 jaar voor instroom	€ 20.630	€ 21.770
deeltijdfactor 1 jaar voor instroom	85%	86%
aantal werkdagen 1 jaar voor instroom	213	223
aantal maanden WW 24 maanden voor instroom	1,4	0,9
aantal maanden bijstand 24 maanden voor instroom	0,4	0,2
aantal maanden arbeidsongeschiktheidsuitkering 24 maanden voor instroom	2,0	2,3

WW 2003 – autochtoon	Geen traject	Regulier traject
aantal maanden geen werk, geen uitkering 24 maanden voor instroom	2,7	2,9
WW-recht	19,9	23,4
Aantal observaties	94.435	18.052

Bron: CBS Microdata, berekening SEO Economisch Onderzoek.

Tabel B.7 Achtergrondkenmerken WW-gerechtigden met niet-westerse migratieachtergrond in 2003

WW 2003 – niet-westerse migratieachtergrond	Geen traject	Regulier traject
man	60%	62%
leeftijd	36	37
fase 1	55%	55%
fase 2/3	29%	32%
fase 4	5%	7%
fase onbekend	11%	7%
basisonderwijs	18%	17%
lbo/mavo/vmbo	24%	24%
mbo/havo/vwo	33%	37%
hbo	10%	10%
wo	6%	5%
opleiding onbekend	9%	7%
eenpersoonshuishouden	20%	18%
aantal maanden werk 24 maanden voor instroom	16,9	17,8
loon 1 jaar voor instroom	€ 14.535	€ 16.083
deeltijdfactor 1 jaar voor instroom	82%	86%
aantal werkdagen 1 jaar voor instroom	195	214
aantal maanden WW 24 maanden voor instroom	1,6	1,0
aantal maanden bijstand 24 maanden voor instroom	1,1	0,7
aantal maanden arbeidsongeschiktheidsuitkering 24 maanden voor instroom	2,0	1,8
aantal maanden geen werk, geen uitkering 24 maanden voor instroom	4,0	3,9
WW-recht	16,1	18,6
Aantal observaties	23.899	4.215

Bron: CBS Microdata, berekening SEO Economisch Onderzoek.

Tabel B.8 Achtergrondkenmerken WW-gerechtigden met Marokkaanse migratieachtergrond in 2003

WW 2003 – Marokkaanse migratieachtergrond	Geen traject	Regulier traject
man	70%	70%
leeftijd	34	35
fase 1	50%	52%
fase 2/3	33%	36%
fase 4	6%	7%
fase onbekend	11%	5%
basisonderwijs	22%	22%
lbo/mavo/vmbo	26%	24%
mbo/havo/vwo	31%	38%
hbo	6%	6%

WW 2003 – Marokkaanse migratieachtergrond	Geen traject	Regulier traject
wo	5%	5%
opleiding onbekend	10%	5%
eenpersoonshuishouden	16%	13%
aantal maanden werk 24 maanden voor instroom	15,7	17,1
loon 1 jaar voor instroom	€ 13.932	€ 15.531
deeltijdfactor 1 jaar voor instroom	82%	87%
aantal werkdagen 1 jaar voor instroom	203	221
aantal maanden WW 24 maanden voor instroom	1,8	1,0
aantal maanden bijstand 24 maanden voor instroom	1,1	0,6
aantal maanden arbeidsongeschiktheidsuitkering 24 maanden voor instroom	2,7	2,1
aantal maanden geen werk, geen uitkering 24 maanden voor instroom	4,4	4,5
WW-recht	14,0	16,2
Aantal observaties	4.013	686

Bron: CBS Microdata, berekening SEO Economisch Onderzoek.

Tabel B.9 Achtergrondkenmerken WW-gerechtigden met Turkse migratieachtergrond in 2003

WW 2003 – Turkse migratieachtergrond	Geen traject	Regulier traject
man	55%	61%
leeftijd	35	35
fase 1	48%	49%
fase 2/3	31%	35%
fase 4	7%	6%
fase onbekend	14%	11%
basisonderwijs	31%	29%
lbo/mavo/vmbo	25%	25%
mbo/havo/vwo	24%	27%
hbo	5%	5%
wo	2%	3%
opleiding onbekend	14%	11%
eenpersoonshuishouden	9%	8%
aantal maanden werk 24 maanden voor instroom	14,3	15,8
loon 1 jaar voor instroom	€ 13.927	€ 15.678
deeltijdfactor 1 jaar voor instroom	81%	86%
aantal werkdagen 1 jaar voor instroom	187	210
aantal maanden WW 24 maanden voor instroom	2,2	1,3
aantal maanden bijstand 24 maanden voor instroom	0,8	0,5
aantal maanden arbeidsongeschiktheidsuitkering 24 maanden voor instroom	2,9	2,4
aantal maanden geen werk, geen uitkering 24 maanden voor instroom	5,5	5,2
WW-recht	14,2	16,1
Aantal observaties	6.598	1.087

Bron: CBS Microdata, berekening SEO Economisch Onderzoek.

Tabel B.10 Achtergrondkenmerken WW-gerechtigden met Surinaamse of Antilliaanse migratieachtergrond in 2003

WW 2003 – Surinaamse of Antilliaanse migratieachtergrond	Geen traject	Regulier traject
man	53%	53%
leeftijd	37	39
fase 1	62%	59%
fase 2/3	25%	28%
fase 4	4%	7%
fase onbekend	8%	6%
basisonderwijs	4%	5%
lbo/mavo/vmbo	24%	26%
mbo/havo/vwo	47%	46%
hbo	14%	13%
wo	5%	4%
opleiding onbekend	6%	5%
eenpersoonshuishouden	27%	23%
aantal maanden werk 24 maanden voor instroom	18,8	18,7
loon 1 jaar voor instroom	€ 15.928	€ 17.524
deeltijdfactor 1 jaar voor instroom	83%	86%
aantal werkdagen 1 jaar voor instroom	202	219
aantal maanden WW 24 maanden voor instroom	1,3	1,0
aantal maanden bijstand 24 maanden voor instroom	1,0	0,8
aantal maanden arbeidsongeschiktheidsuitkering 24 maanden voor instroom	1,6	1,8
aantal maanden geen werk, geen uitkering 24 maanden voor instroom	2,9	3,2
WW-recht	17,7	20,7
Aantal observaties	6.724	1.219

Bron: CBS Microdata, berekening SEO Economisch Onderzoek.

WW 2006

Tabel B.11 Achtergrondkenmerken autochtone WW-gerechtigden in 2006

WW 2006 – autochtoon	Geen traject	Regulier traject	IRO	Scholing
man	49%	43%	49%	52%
leeftijd	40	43	43	42
basisonderwijs	2%	5%	3%	4%
lbo/mavo/vmbo	18%	27%	17%	20%
mbo/havo/vwo	41%	42%	42%	48%
hbo	16%	8%	20%	12%
wo	7%	2%	8%	6%
opleiding onbekend	15%	16%	11%	10%
eenpersoonshuishouden	20%	20%	22%	22%
aantal maanden werk 24 maanden voor instroom	17,4	15,1	15,6	16,4
loon 1 jaar voor instroom	€ 18.624	€ 17.373	€ 21.455	€ 19.444
deeltijdfactor 1 jaar voor instroom	82%	81%	85%	84%
aantal werkdagen 1 jaar voor instroom	209	216	221	218

WW 2006 – autochtoon	Geen traject	Regulier traject	IRO	Scholing
aantal maanden WW 24 maanden voor instroom	2,6	1,3	1,4	1,2
aantal maanden bijstand 24 maanden voor instroom	0,5	0,5	0,4	0,5
aantal maanden arbeidsongeschiktheidsuitkering 24 maanden voor instroom	2,5	5,6	5,0	3,5
aantal maanden geen werk, geen uitkering 24 maanden voor instroom	2,8	3,2	3,3	3,6
WW-recht	18,3	20,9	21,4	20,7
Aantal observaties	82.284	4.296	5.763	798

Bron: CBS Microdata, berekening SEO Economisch Onderzoek.

Tabel B.12 Achtergrondkenmerken WW-gerechtigden met niet-westerse migratieachtergrond in 2006

WW 2006 – niet-westerse migratieachtergrond	Geen traject	Regulier traject	IRO	Scholing
man	54%	52%	54%	62%
leeftijd	37	40	40	39
basisonderwijs	16%	20%	9%	13%
lbo/mavo/vmbo	20%	20%	19%	26%
mbo/havo/vwo	31%	27%	36%	33%
hbo	9%	5%	11%	X
wo	4%	2%	7%	X
opleiding onbekend	21%	26%	18%	17%
eenpersoonshuishouden	19%	13%	15%	26%
aantal maanden werk 24 maanden voor instroom	14,7	13,9	14,6	15,9
loon 1 jaar voor instroom	€ 13.462	€ 14.399	€ 16.146	€ 16.178
deeltijdfactor 1 jaar voor instroom	80%	82%	84%	84%
aantal werkdagen 1 jaar voor instroom	192	210	210	211
aantal maanden WW 24 maanden voor instroom	2,9	1,3	1,8	1,8
aantal maanden bijstand 24 maanden voor instroom	1,7	1,1	0,8	0,9
aantal maanden arbeidsongeschiktheidsuitkering 24 maanden voor instroom	2,7	4,4	3,9	2,6
aantal maanden geen werk, geen uitkering 24 maanden voor instroom	4,1	4,5	4,5	3,9
WW-recht	13,7	17,2	18,3	17,5
Aantal observaties	21.334	1.865	808	232

Bron: CBS Microdata, berekening SEO Economisch Onderzoek. Een 'X' geeft aan dat het aantal corresponderende waarnemingen kleiner dan 10 is en daarmee te klein om te exporten uit de beveiligde CBS-omgeving.

Tabel B.13 Achtergrondkenmerken WW-gerechtigden met Marokkaanse migratieachtergrond in 2006

WW 2006 – Marokkaanse migratieachtergrond	Geen traject	Regulier traject	IRO
man	62%	64%	64%
leeftijd	35	38	37
basisonderwijs	18%	23%	10%
lbo/mavo/vmbo	19%	19%	26%

WW 2006 – Marokkaanse migratieachtergrond	Geen traject	Regulier traject	IRO
mbo/havo/vwo	30%	23%	35%
hbo	6%	X	X
wo	3%	X	X
opleiding onbekend	24%	31%	18%
eenpersoonshuishouden	15%	10%	X
aantal maanden werk 24 maanden voor instroom	13,1	12,2	14,0
loon 1 jaar voor instroom	€ 12.588	€ 14.540	€ 14.600
deeltijdfactor 1 jaar voor instroom	79%	83%	84%
aantal werkdagen 1 jaar voor instroom	200	216	214
aantal maanden WW 24 maanden voor instroom	2,8	1,4	1,5
aantal maanden bijstand 24 maanden voor instroom	1,8	1,4	0,7
aantal maanden arbeidsongeschiktheidsuitkering 24 maanden voor instroom	3,6	5,4	3,9
aantal maanden geen werk, geen uitkering 24 maanden voor instroom	4,6	4,8	5,3
WW-recht	12,1	15,5	15,9
Aantal observaties	3.928	422	114

Bron: CBS Microdata, berekening SEO Economisch Onderzoek. Een 'X' geeft aan dat het aantal corresponderende waarnemingen kleiner dan 10 is en daarmee te klein om te exporten uit de beveiligde CBS-omgeving.

Tabel B.14 Achtergrondkenmerken WW-gerechtigden met Turkse migratieachtergrond in 2006

WW 2006 – Turkse migratieachtergrond	Geen traject	Regulier traject	IRO
man	52%	49%	58%
leeftijd	36	39	38
basisonderwijs	25%	28%	14%
lbo/mavo/vmbo	20%	18%	22%
mbo/havo/vwo	23%	19%	30%
hbo	5%	X	X
wo	2%	X	X
opleiding onbekend	26%	31%	23%
eenpersoonshuishouden	9%	6%	6%
aantal maanden werk 24 maanden voor instroom	12,5	11,6	12,1
loon 1 jaar voor instroom	€ 12.932	€ 13.859	€ 15.736
deeltijdfactor 1 jaar voor instroom	78%	80%	85%
aantal werkdagen 1 jaar voor instroom	187	203	212
aantal maanden WW 24 maanden voor instroom	3,0	1,2	1,8
aantal maanden bijstand 24 maanden voor instroom	1,1	0,7	0,9
aantal maanden arbeidsongeschiktheidsuitkering 24 maanden voor instroom	4,1	6,0	5,4
aantal maanden geen werk, geen uitkering 24 maanden voor instroom	5,1	5,4	5,3
WW-recht	12,2	14,8	15,5
Aantal observaties	6.375	550	186

Bron: CBS Microdata, berekening SEO Economisch Onderzoek. Een 'X' geeft aan dat het aantal corresponderende waarnemingen kleiner dan 10 is en daarmee te klein om te exporten uit de beveiligde CBS-omgeving.

Tabel B.15 Achtergrondkenmerken WW-gerechtigden met Surinaamse of Antilliaanse migratieachtergrond in 2006

WW 2006 – Surinaamse of Antilliaanse migratieachtergrond	Geen traject	Regulier traject	IRO
man	47%	39%	45%
leeftijd	38	42	42
basisonderwijs	4%	4%	4%
lbo/mavo/vmbo	22%	30%	19%
mbo/havo/vwo	43%	42%	43%
hbo	12%	X	13%
wo	4%	X	5%
opleiding onbekend	15%	18%	17%
eenpersoonshuishouden	27%	20%	16%
aantal maanden werk 24 maanden voor instroom	16,7	15,3	14,8
loon 1 jaar voor instroom	€ 14.654	€ 16.143	€ 17.188
deeltijdfactor 1 jaar voor instroom	81%	82%	84%
aantal werkdagen 1 jaar voor instroom	195	212	209
aantal maanden WW 24 maanden voor instroom	2,8	1,6	2,0
aantal maanden bijstand 24 maanden voor instroom	1,6	1,3	0,7
aantal maanden arbeidsongeschiktheidsuitkering 24 maanden voor instroom	1,8	4,1	4,3
aantal maanden geen werk, geen uitkering 24 maanden voor instroom	3,1	3,6	3,9
WW-recht	15,8	19,5	20,2
Aantal observaties	5.561	363	295

Bron: CBS Microdata, berekening SEO Economisch Onderzoek. Een 'X' geeft aan dat het aantal corresponderende waarnemingen kleiner dan 10 is en daarmee te klein om te exporten uit de beveiligde CBS-omgeving.

Bijlage C Matchingprocedure

In dit onderzoek worden twee groepen met elkaar vergeleken: de groep die wel een re-integratietraject start en de groep die geen re-integratietraject start binnen 12 maanden na instroom in de WW/bijstand. Het verschil in de kans op werkherhervatting tussen deze twee groepen is de zogenaamde bruto-effectiviteit van het re-integratietraject. Daarmee weten we nog niet of het re-integratietraject de kans op werkherhervatting heeft vergroot. De uitkeringsgerechtigden die een re-integratietraject hebben gevolgd, kunnen juist de personen zijn die ook zonder re-integratietraject een hoge kans hadden op de arbeidsmarkt. Dit is bijvoorbeeld het geval wanneer re-integratietrajecten vooral worden gevolgd door jonge mannen met een WO-opleidingsniveau. Om de werkelijke (netto-)effectiviteit te berekenen moet dus worden gecorrigeerd voor alle kenmerken die zowel de kans op een re-integratietraject, als ook de werkherhervattingskans beïnvloeden.

Propensity score matching (Rosenbaum en Rubin, 1985) is een econometrische techniek waarmee twee groepen vergelijkbaar gemaakt kunnen worden met betrekking tot bovengenoemde kenmerken. Een voorwaarde is wel dat informatie beschikbaar is over alle relevante kenmerken. Voor kenmerken die niet zijn geobserveerd, kan niet worden gecorrigeerd. Het voordeel van matching boven een parametrische regressie is dat de matchingprocedure geen aannames maakt m.b.t. de manier waarop de geobserveerde kenmerken de werkherhervattingskans beïnvloeden. Een ander voordeel is dat automatisch rekening gehouden wordt met het feit dat een re-integratietraject voor sommige uitkeringsgerechtigden meer effectief is dan voor anderen (zogenaamde heterogene behandelingseffecten).

De analyse gebruikt de schatter die ontwikkeld is door Lechner, Miquel en Wunsch (2011) en is geïmplementeerd in STATA door Huber, Lechner en Steinmayr (2012). Deze schatter combineert matching met een correctieterm voor mogelijke mismatches. Ook presteert deze schatter het beste in een vergelijkende studie naar de mogelijkheden van verschillende schatters om de effectiviteit van re-integratietrajecten te voorspellen (Huber, Lechner en Wunsch, 2013). De schatter volgt het volgende stappenplan (zie ook bijv. Huber, Lechner en Wunsch (2013)):

Stap A-0	Schat de kans op een re-integratietraject voor alle uitkeringsgerechtigden. Gebruik hiervoor een probitregressie. De kans op een re-integratietraject noemen we de propensity score.
Stap A-1	Kies een persoon die een re-integratietraject heeft ontvangen (deelnemer)
Stap B-1	Vind een persoon die geen re-integratietraject heeft ontvangen (niet-deelnemer), en die zo veel mogelijk op de persoon in A-1 lijkt. 'Op een persoon lijken' wordt bepaald door het berekenen van de mahalanobisafstand tussen de personen. Input voor het berekenen van deze afstand zijn (i) de propensity score zoals berekend in A-0 en (ii) een aantal kenmerken waarop we de personen perfect willen matchen. Dit zijn kenmerken waarvan we denken dat ze veel invloed hebben op zowel de kans op een re-integratietraject als de werkherhervattingskans.
Stap C-1	Herhaal A-1 en B-1 voor alle deelnemers, behalve voor deelnemers van wie de propensity score hoger is dan de maximale propensity score onder niet-deelnemers (common support). Voor deze deelnemers kan geen goede match worden

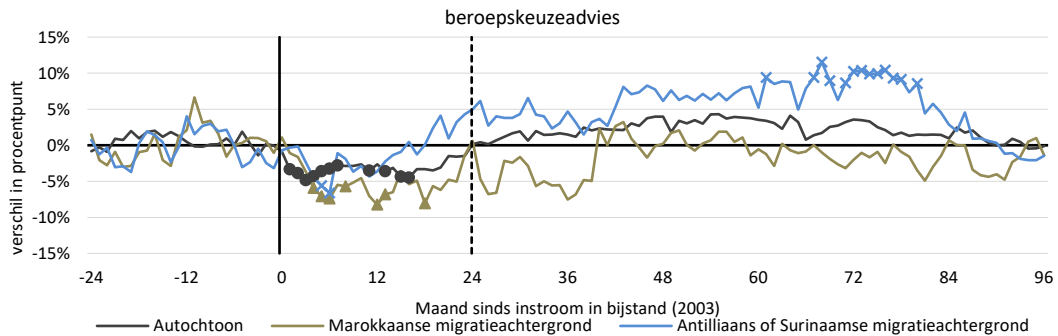
	verkregen. Verwijder ook de niet-deelnemers met erg hoge propensity scores. ⁴ Dit doen we om te voorkomen dat één niet-deelnemer een te hoog gewicht krijgt in de schatting van het effect van het volgen van een re-integratietraject. In dat geval kan het effect namelijk niet nauwkeurig worden geschat.
Stap D-1	Bepaal de waarde van de mahalanobisafstand die zich op het 90 ^{ste} percentiel van de verdeling van de mahalanobisafstanden bevindt.
Stap A-2	Herhaal A-1
Stap B-2	Herhaal B-1. Vind zoveel mogelijk personen die een mahalanobisafstand hebben van minder dan 3 maal de mahalanobisafstand die in stap D-1 is bepaald. Bereken gewichten voor deze personen die omgekeerd proportioneel zijn aan hun afstand tot de deelnemer. Normaliseer de som van deze gewichten zodat ze optellen tot 1.
Stap C-2	Herhaal A-2 en B-2 totdat voor alle deelnemers de matches zijn bepaald.
Stap D-2	Hang de gewichten die in B-2 zijn bepaald aan de bijbehorende niet-deelnemers.
Stap E	Doe een gewogen lineaire regressie, waarbij de werkhervattingskans de afhankelijke variabele is. De regressoren zijn de propensity score, de kwadraat van de propensity score, en de variabelen waarvan we in stap B-1 hebben bepaald dat ze extra belangrijk zijn voor de match. De gewichten $w(x_i)$ in de regressie zijn berekend in stap B-2.
Stap F-1	Gebruik de coëfficiënten van de regressie in stap E om de uitkomsten van iedere persoon - $\hat{y}^0(x_i)$ - te voorspellen.
Stap F-2	Schat de correctieterm als volgt: $\sum_{i=1}^N \frac{(1-d_i)w_i\hat{y}^0(x_i)}{N_0} - \frac{d_i\hat{y}^0(x_i)}{N_1}$ N_0 is het aantal niet-deelnemers, N_1 is het aantal deelnemers en d_i is 0 voor een niet-deelnemer en 1 voor een deelnemer.
Stap G	Gebruik de gewichten $w(x_i)$ die zijn berekend in stap B-2 om een gewogen gemiddelde te berekenen van de werkhervattingskans van niet-deelnemers. Tel de correctieterm hierbij op.

⁴ Het 'gewicht' van een niet-deelnemer mag maximaal 5% zijn. Het 'gewicht' wordt berekend volgens de formule op pp. 13 van Huber, Lechner en Steinmayr (2012).

Bijlage D Verdere uitsplitsing resultaten naar migratieachtergrond

Kans op werk als gevolg van beroepskeuzeadvies – bijstand 2003

Figuur D.1 Relatief groot positief effect beroepskeuzeadvies voor personen met een Antilliaanse of Surinaamse migratieachtergrond na 5,5 tot 6,5 jaar, bijstand 2003

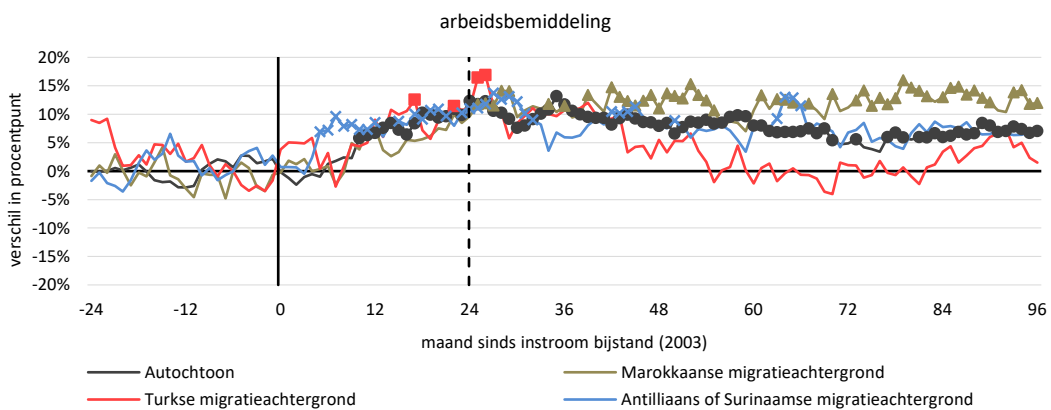


Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de baankans van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. X, ♦ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Kans op werk als gevolg van arbeidsbemiddeling – bijstand 2003

Figuur D.2 Bijstandinstroom in 2003 met Marokkaanse migratieachtergrond ondervindt relatief sterk langetermijneffect van arbeidsbemiddeling

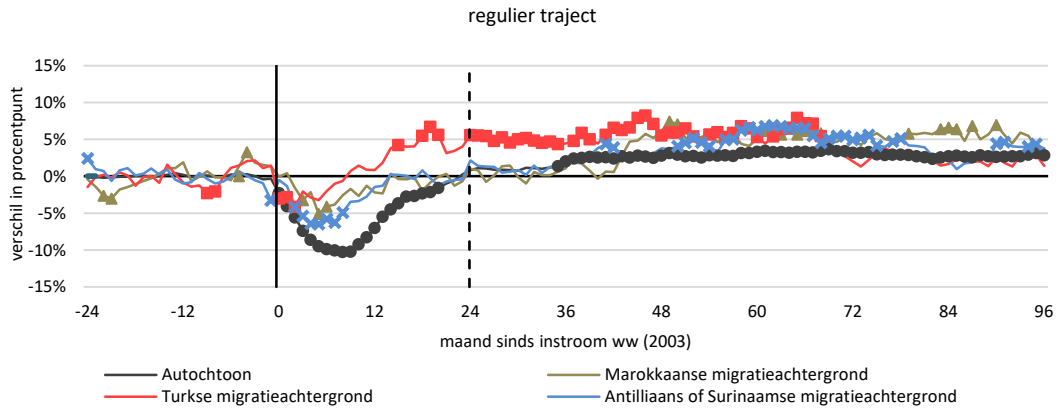


Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de baankans van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. ■, X, ♦ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Kans op werk als gevolg van regulier traject – WW 2003

Figuur D.3 Sterke toename in baankans op de middellange termijn als gevolg van regulier traject voor personen met een Turkse migratieachtergrond

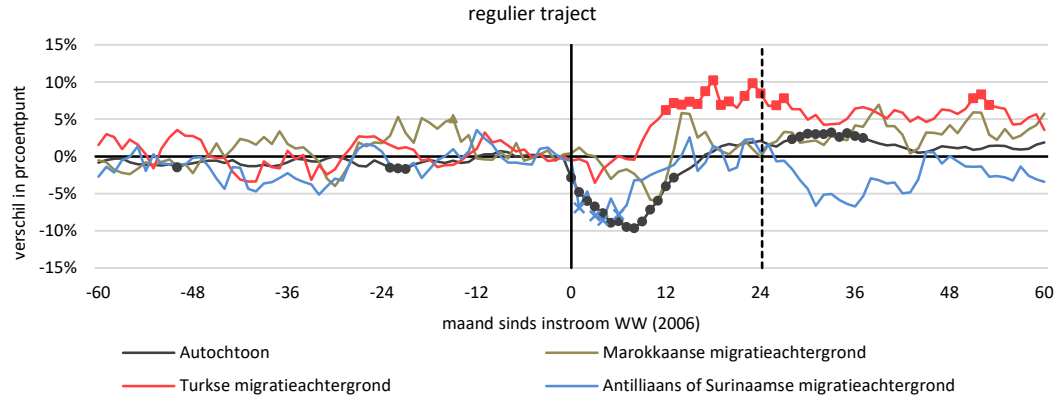


Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de baankans van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. ■, X, ▲ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Kans op werk als gevolg van regulier traject – WW 2006

Figuur D.4 Sterk effect regulier traject voor personen met Turkse migratieachtergrond één tot twee jaar na instroom in de WW

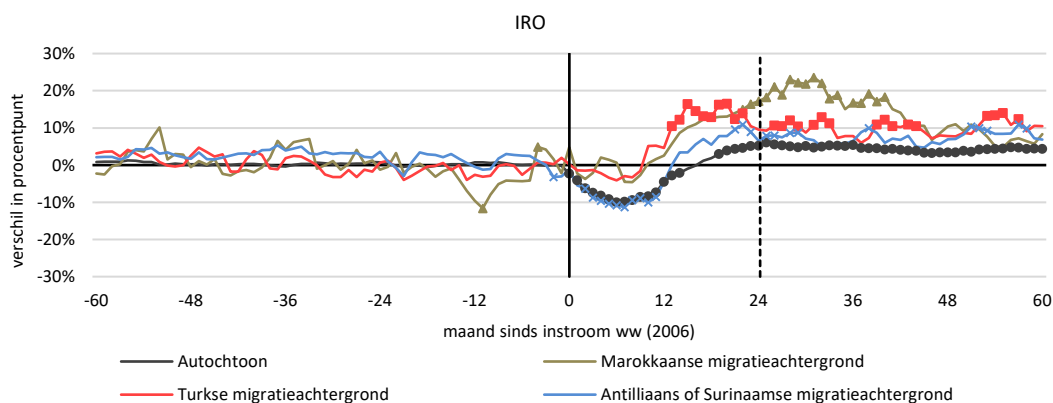


Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de baankans van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. ■, X, ▲ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Kans op werk als gevolg van een IRO – WW 2006

Figuur D.5 Met name groot effect van IRO voor WW-gerechtigden met een Marokkaanse of Turkse migratieachtergrond



Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de baankans van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. ■, X, ▲ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Verskil in aantal gewerkte maanden - bijstand 2003

Tabel D.1 Grootste toename aantal gewerkte maanden door arbeidsbemiddeling voor personen met Marokkaanse migratieachtergrond, bijstand 2003-cohort

Instroom in bijstand in 2003	beroepskeuzeadvies			arbeidsbemiddeling			
	autochtoon	Marokkaans	Antilliaans of Surinaams	autochtoon	Marokkaans	Turks	Antilliaans of Surinaams
Effect aantal maanden werk na 1 jaar	-0,4*	-0,5	-0,3	0,1	0,2	0,4	0,6*
Effect aantal maanden werk na 2 jaar	-0,8*	-1,2	-0,3	1,2*	0,9	1,6*	1,7*
Effect aantal maanden werk na 3 jaar	-0,6	-1,7	0,2	2,4*	2,3	2,9*	2,9*
Effect aantal maanden werk na 4 jaar	-0,3	-1,8	0,8	3,6*	3,7	3,8*	3,9*
Effect aantal maanden werk na 6 jaar	0,4	-1,9	2,7	5,4*	6,5*	4,1	5,8*
Effect aantal maanden werk na 8 jaar	0,8	-2,4	3,7	6,9*	9,6*	4,6	7,4*

Toelichting: De tabel geeft het verschil tussen het aantal gewerkte maanden van deelnemers aan re-integratietrajecten en het aantal gewerkte maanden van niet-deelnemers. Een * geeft aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Vershil in aantal gewerkte maanden - WW 2003

Tabel D.2 Significante toename in aantal gewerkte maanden voor WW-gerechtigden met regulier traject, 2003

Instroom in WW in 2003	regulier traject			
	autochtoon	Marokkaans	Turks	Antilliaans of Surinaams
Effect aantal maanden werk na 1 jaar	-1,0*	-0,3	-0,2	-0,5*
Effect aantal maanden werk na 2 jaar	-1,2*	-0,4	0,3	-0,6
Effect aantal maanden werk na 3 jaar	-1,2*	-0,3	0,8	-0,4
Effect aantal maanden werk na 4 jaar	-0,9*	0,0	1,6*	-0,1
Effect aantal maanden werk na 6 jaar	-0,1	1,4	2,9*	1,2
Effect aantal maanden werk na 8 jaar	0,5	2,6	3,5*	2,1

Toelichting: De tabel geeft het verschil tussen het aantal gewerkte maanden van deelnemers aan re-integratietrajecten en het aantal gewerkte maanden van niet-deelnemers. Een * geeft aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Vershil in aantal gewerkte maanden - WW 2006

Tabel D.3 Relatief sterke toename aantal gewerkte maanden voor WW-gerechtigden met een Turkse en Marokkaanse migratieachtergrond

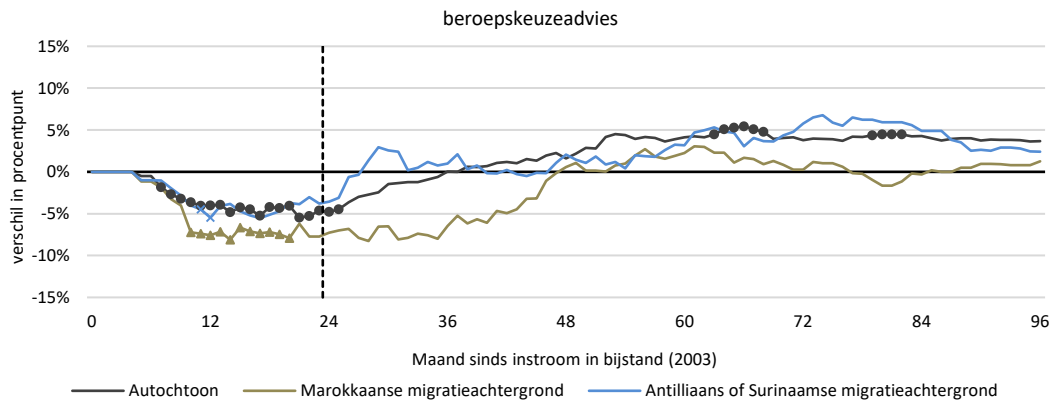
Instroom in WW in 2006	regulier traject				IRO			
	autochtoon	Marokkaans	Turks	Antilliaans of Surinaams	autochtoon	Marokkaans	Turks	Antilliaans of Surinaams
Effect aantal maanden werk na 1 jaar	-0,9*	-0,2	0,0	-0,6	-0,9*	0,0	-0,1	-1,0*
Effect aantal maanden werk na 2 jaar	-0,9*	0,0	0,9	-0,6	-0,8*	1,3	1,4*	-0,4
Effect aantal maanden werk na 3 jaar	-0,6*	0,2	1,7*	-1,0	-0,2	3,7	2,6*	0,5
Effect aantal maanden werk na 4 jaar	-0,4	0,7	2,3*	-1,4	0,3	5,4*	3,7*	1,3
Effect aantal maanden werk na 5 jaar	-0,2	1,1	3,1*	-1,6	0,8	6,3*	5,0*	2,4

Toelichting: De tabel geeft het verschil tussen het aantal gewerkte maanden van deelnemers aan re-integratietrajecten en het aantal gewerkte maanden van niet-deelnemers. Een * geeft aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Kans op duurzaam werk als gevolg van beroepskeuzeadvies - bijstand 2003

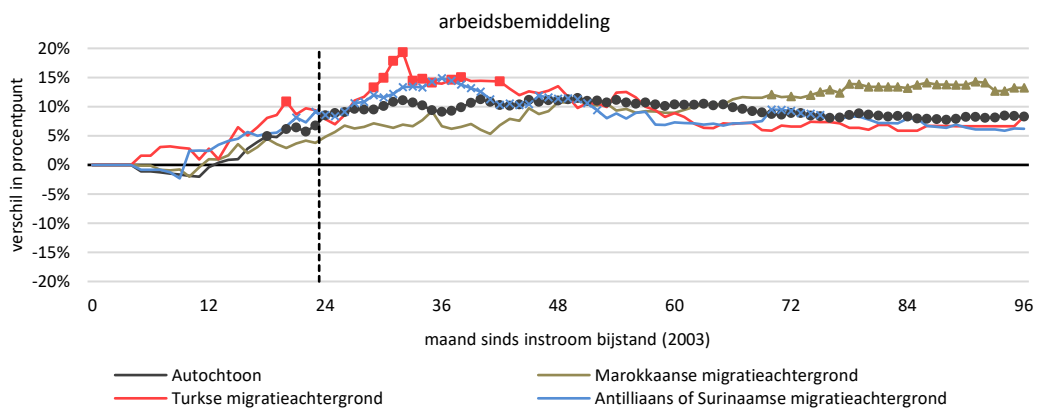
Figuur D.6 Weinig verschillen in effectiviteit beroepskeuzeadvies naar migratieachtergrond



Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de baankans van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. ■, X, ▲ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.
 Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Kans op duurzaam werk als gevolg van arbeidsbemiddeling - bijstand 2003

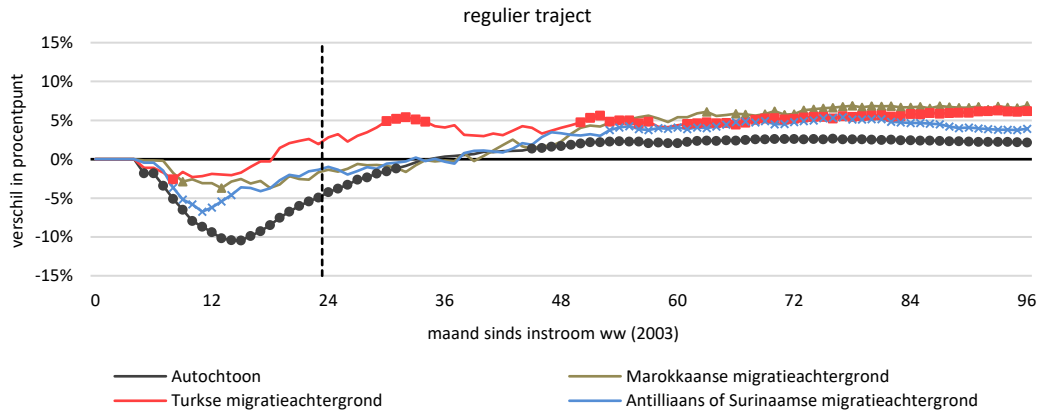
Figuur D.7 Relatief grote toename baankans op de lange termijn voor bijstand instroom met Marokkaanse migratieachtergrond



Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de baankans van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. ■, X, ▲ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.
 Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Kans op duurzaam werk als gevolg van een regulier traject - WW 2003

Figuur D.8 Sterker lock-in effect op duurzaam werk van regulier traject voor autochtone WW-ge-rechtigden

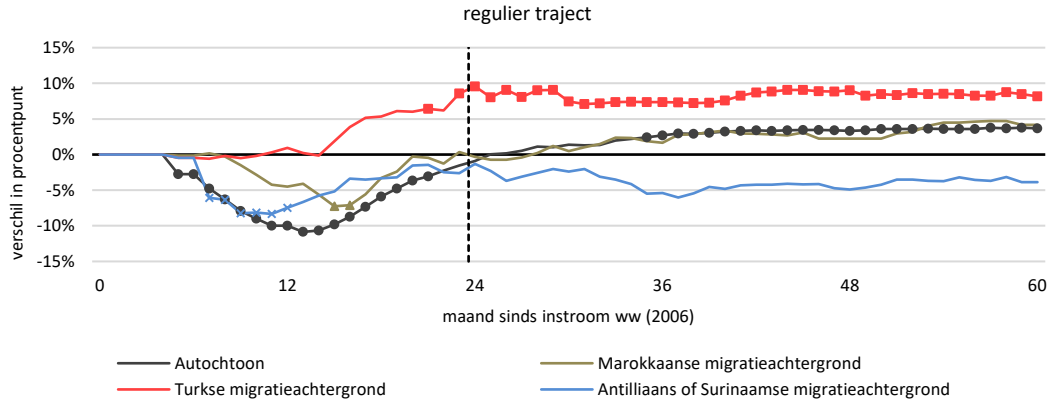


Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de baankans van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. ■, X, ▲ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Kans op duurzaam werk als gevolg van een regulier traject - WW 2006

Figuur D.9 Relatief groot effect van regulier traject op kans op duurzaam werk voor personen met een Turkse migratieachtergrond, WW 2006 instroom

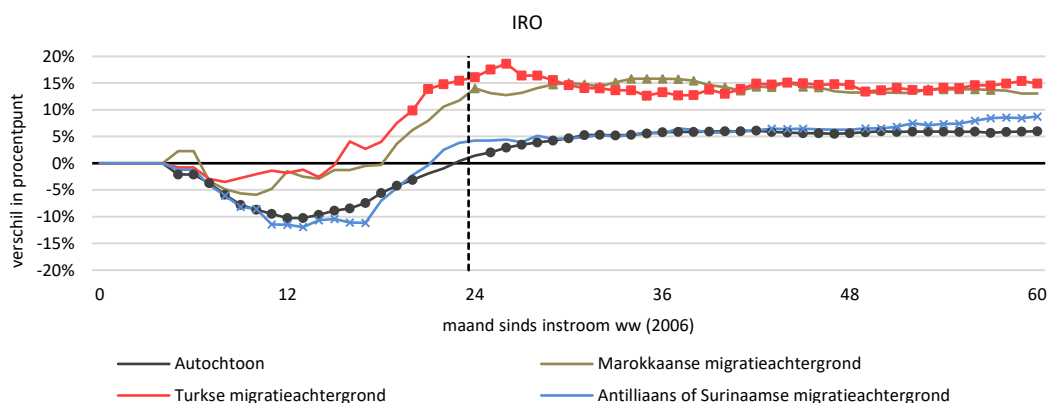


Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de baankans van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. ■, X, ▲ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Kans op duurzaam werk als gevolg van een IRO - WW 2006

Figuur D.10 Groot effect IRO op de kans op duurzaam werk voor personen met een Turkse en Marokkaanse migratieachtergrond



Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de baankans van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. ■, X, ▲ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Verskil in jaarlijkse inkomsten tussen deelnemers en niet-deelnemers instrumenten – bijstand 2003

Tabel D.4 Sterke toename jaarlijkse inkomsten uit werk als gevolg van arbeidsbemiddeling voor bijstand instroom met Marokkaanse migratieachtergrond

Instroom in bijstand in 2003	beroepskeuzeadvies			arbeidsbemiddeling			
	autochtoon	Marokkaans	Antilliaans of Surinaams	autochtoon	Marokkaans	Turks	Antilliaans of Surinaams
Effect jaarlijkse inkomsten uit werk na 1 jaar	-€ 782*	-€ 551	-€ 369	€ 776	€ 897	€ 1.001	€ 823
Effect jaarlijkse inkomsten uit werk na 2 jaar	-€ 794	-€ 790	€ 718	€ 1.941*	€ 2.493*	€ 1.608	€ 1.160
Effect jaarlijkse inkomsten uit werk na 3 jaar	-€ 101	-€ 1.627	€ 697	€ 2.052*	€ 2.781*	€ 2.314	€ 893
Effect jaarlijkse inkomsten uit werk na 4 jaar	€ 51	-€ 976	€ 477	€ 1.897*	€ 3.037*	€ 1.198	€ 1.424
Effect jaarlijkse inkomsten uit werk na 5 jaar	€ 247	-€ 678	€ 422	€ 2.132*	€ 2.546	-€ 216	€ 1.378
Effect jaarlijkse inkomsten uit werk na 6 jaar	€ 279	-€ 955	€ 1.724	€ 1.486	€ 3.182*	€ 54	€ 1.657
Effect jaarlijkse inkomsten uit werk na 7 jaar	€ 150	-€ 1.068	€ 637	€ 1.789*	€ 4.189*	€ 214	€ 1.429
Totaal	-€ 951	-€ 6.644	€ 4.306	€ 12.073	€ 19.124	€ 6.172	€ 8.763

Toelichting: Personen zonder inkomsten uit arbeid zijn meegeteld als nullen in de berekening van de gemiddelde lonen. Een * geeft aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Vershil in jaarlijkse inkomsten tussen deelnemers en niet-deelnemers instrumenten – WW 2003

Tabel D.5 Lock-in effect van regulier traject op jaarlijkse inkomsten autochtone WW-gerechtigden, relatief groot positief effect op inkomsten van WW-gerechtigden met Marokkaanse migratieachtergrond

Instroom in WW in 2003	regulier traject			
	autochtoon	Marokkaans	Turks	Antilliaans of Surinaams
Effect jaarlijkse inkomsten uit werk na 1 jaar	-€ 1.505*	-€ 208	€ 43	-€ 520
Effect jaarlijkse inkomsten uit werk na 2 jaar	-€ 472*	€ 318	€ 696	-€ 155
Effect jaarlijkse inkomsten uit werk na 3 jaar	€ 31	€ 625	€ 593	€ 656
Effect jaarlijkse inkomsten uit werk na 4 jaar	€ 328	€ 1.476	€ 1.264*	€ 509
Effect jaarlijkse inkomsten uit werk na 5 jaar	€ 488*	€ 1.658*	€ 1.086	€ 1.396*
Effect jaarlijkse inkomsten uit werk na 6 jaar	€ 529*	€ 1.394	€ 589	€ 898
Effect jaarlijkse inkomsten uit werk na 7 jaar	€ 517*	€ 1.966*	€ 647	€ 932
Totaal	-€ 85	€ 7.229	€ 4.917	€ 3.717

Toelichting: Personen zonder inkomsten uit arbeid zijn meegeteld als nullen in de berekening van de gemiddelde lonen. Een * geeft aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Vershil in jaarlijkse inkomsten tussen deelnemers en niet-deelnemers instrumenten – WW 2006

Tabel D.6 Grote toename in jaarlijkse inkomsten uit werk als gevolg van een IRO voor WW-gerechtigden met een Turkse migratieachtergrond

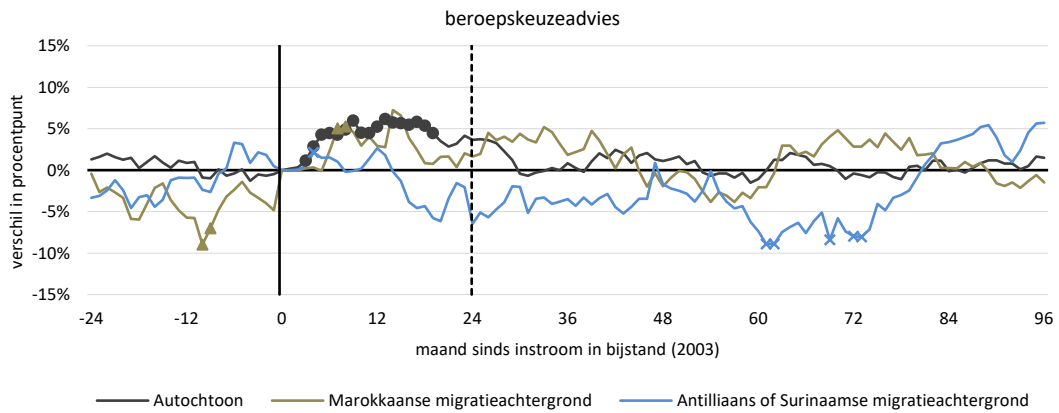
Instroom in WW in 2006	regulier traject				IRO			
	autochtoon	Marokkaans	Turks	Antilliaans of Surinaams	autochtoon	Marokkaans	Turks	Antilliaans of Surinaams
Effect jaarlijkse inkomsten uit werk na 1 jaar	-€ 1.277*	-€ 467	€ 117	-€ 1.477*	-€ 1.623*	€ 3.055*	-€ 111	-€ 2.235*
Effect jaarlijkse inkomsten uit werk na 2 jaar	-€ 343	€ 408	€ 1.150	-€ 942	€ 271	€ 5.974*	€ 1.637	€ 400
Effect jaarlijkse inkomsten uit werk na 3 jaar	-€ 256	€ 23	€ 392	-€ 740	€ 561	€ 5.427*	€ 1.176	€ 826
Effect jaarlijkse inkomsten uit werk na 4 jaar	-€ 418	€ 234	€ 289	-€ 1.238	€ 630	€ 4.525*	€ 1.719	€ 1.203
Totaal	-€ 2.293	€ 197	€ 1.949	-€ 4.397	-€ 162	€ 18.982	€ 4.420	€ 194

Toelichting: Personen zonder inkomsten uit arbeid zijn meegeteld als nullen in de berekening van de gemiddelde lonen. Een * geeft aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Kans op een uitkering als gevolg van beroepskeuzeadvies – bijstand 2003

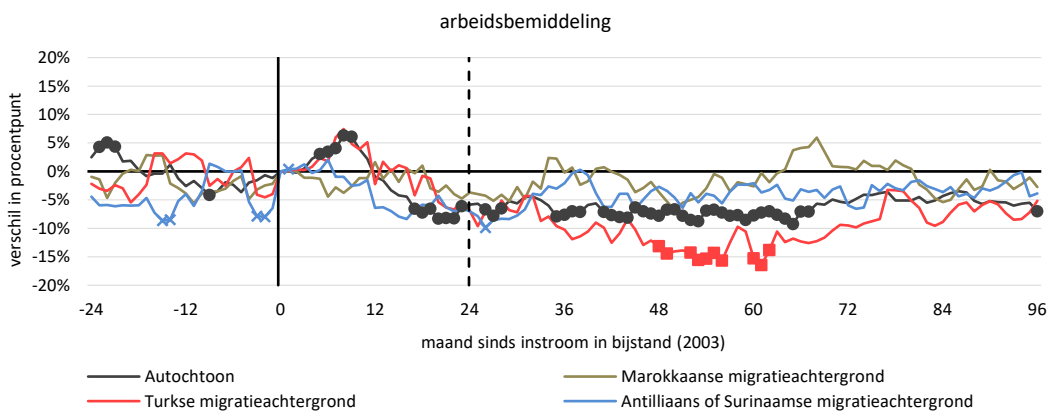
Figuur D.11 Effecten beroepskeuzeadvies op uitkeringskans grotereels insignificant



Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de kans op een uitkering (bijstand, WW en/of arbeidsongeschiktheidsuitkering) van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. ♦ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.
 Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Kans op een uitkering als gevolg van arbeidsbemiddeling – bijstand 2003

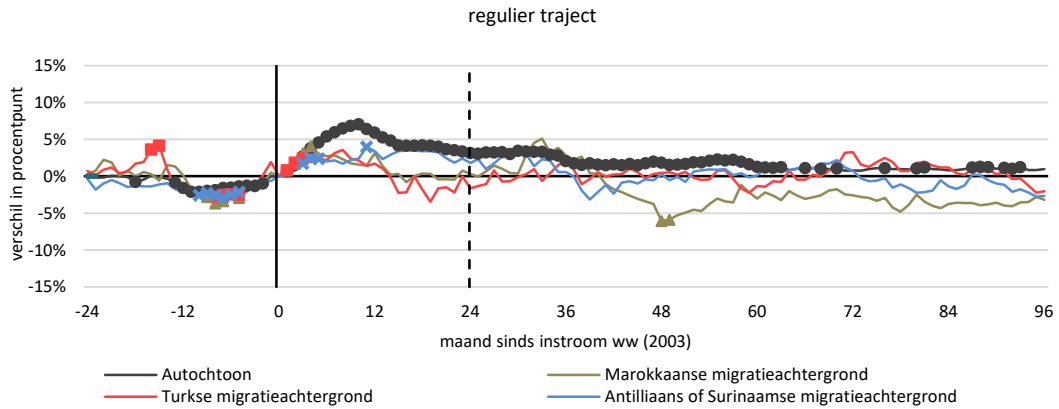
Figuur D.12 Met name significante afname uitkeringskans door arbeidsbemiddeling voor autochtonen



Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de kans op een uitkering (bijstand, WW en/of arbeidsongeschiktheidsuitkering) van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. ♦ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.
 Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Kans op uitkering als gevolg van regulier traject – WW 2003

Figuur D.13 Alleen significante effecten op uitkeringskans voor autochtone deelnemers aan reguliere trajecten

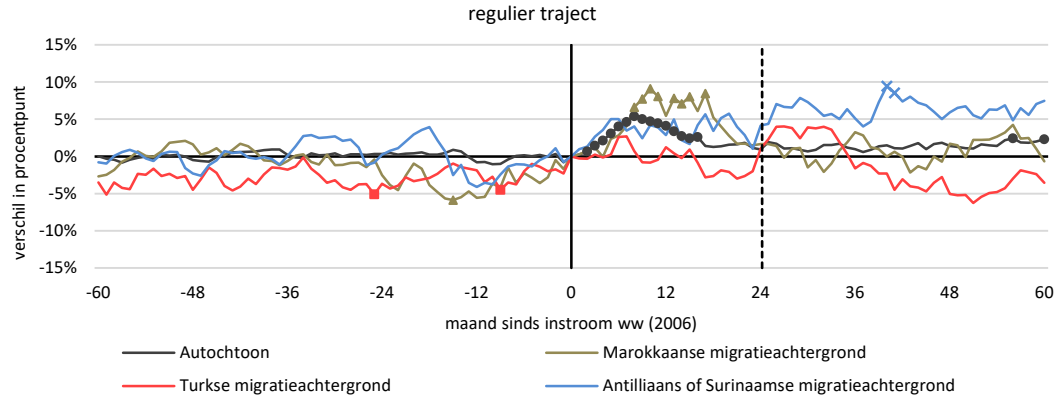


Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de kans op een uitkering (bijstand, WW en/of arbeidsongeschiktheidsuitkering) van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. ♦ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Kans op uitkering als gevolg van regulier traject – WW 2006

Figuur D.14 Klein lock-in effect reguliere traject voor autochtonen en personen met een Marokkaanse migratieachtergrond

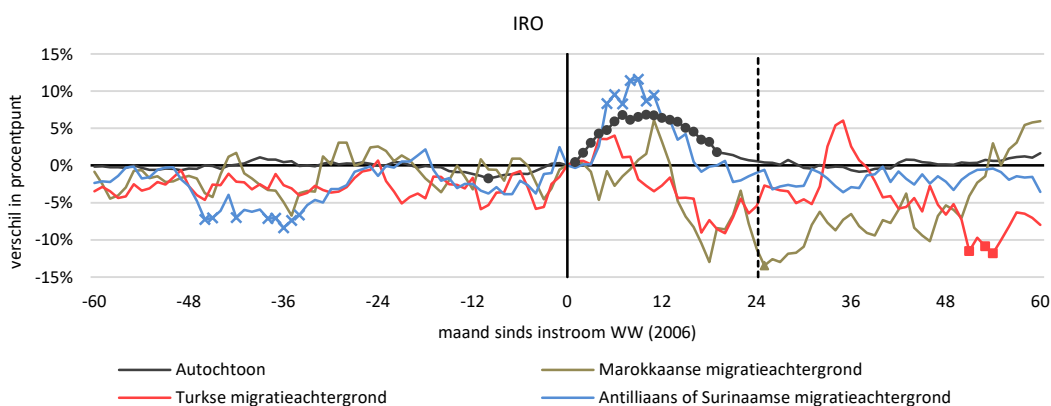


Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de kans op een uitkering (bijstand, WW en/of arbeidsongeschiktheidsuitkering) van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. ♦ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Kans op uitkering als gevolg van een IRO – WW 2006

Figuur D.15 Alleen significant lock-in effect op uitkeringskans van IRO voor autochtonen



Toelichting: De figuren geven het verschil tussen de kans op een uitkering (bijstand, WW en/of arbeidsongeschiktheidsuitkering) van deelnemers aan re-integratietrajecten en de baankans van niet-deelnemers. ♦ en ● geven aan dat het effect significant is op 5%-niveau.
 Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Verskil in aantal maanden uitkering ontvangen – bijstand 2003

Tabel D.7 Alleen significante effecten op aantal maanden uitkering voor autochtonen

Instroom in bijstand in 2003	beroepskeuzeadvies			arbeidsbemiddeling			
	autochtoon	Marokkaans	Antilliaans of Surinaams	autochtoon	Marokkaans	Turks	Antilliaans of Surinaams
Effect aantal maanden uitkering na 1 jaar	0,4*	0,2	0,1	0,3*	-0,2	0,3	0,0
Effect aantal maanden uitkering na 2 jaar	0,9*	0,6	-0,2	-0,3	-0,4	0,0	-0,8
Effect aantal maanden uitkering na 3 jaar	1,1*	1,0	-0,7	-1,1	-0,7	-0,8	-1,6
Effect aantal maanden uitkering na 4 jaar	1,3*	1,2	-1,1	-1,9*	-0,8	-2,1	-2,0
Effect aantal maanden uitkering na 6 jaar	1,4	1,2	-2,4	-3,7*	-1,1	-5,2	-2,9
Effect aantal maanden uitkering na 8 jaar	1,4	1,4	-2,3	-4,8*	-1,4	-6,9	-3,7

Toelichting: De tabel geeft het verschil tussen het aantal maanden dat uitkering is ontvangen van deelnemers aan re-integratietrajecten en het aantal gewerkte maanden van niet-deelnemers. Een * geeft aan dat het effect significant is op 5%-niveau.
 Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Vershil in aantal maanden uitkering ontvangen – WW 2003

Tabel D.8 Toename aantal maanden uitkering voor autochtone deelnemers aan reguliere trajecten

Instroom in WW in 2003	regulier traject			
	autochtoon	Marokkaans	Turks	Antilliaans of Surinaams
Effect aantal maanden uitkering na 1 jaar	0,5*	0,3	0,2	0,2*
Effect aantal maanden uitkering na 2 jaar	1,0*	0,3	0,1	0,6*
Effect aantal maanden uitkering na 3 jaar	1,4*	0,5	0,1	0,8*
Effect aantal maanden uitkering na 4 jaar	1,6*	0,4	0,1	0,7
Effect aantal maanden uitkering na 6 jaar	2,0*	-0,3	0,1	0,9
Effect aantal maanden uitkering na 8 jaar	2,2*	-1,2	0,3	0,6

Toelichting: De tabel geeft het verschil tussen het aantal maanden dat uitkering is ontvangen van deelnemers aan re-integratietrajecten en het aantal gewerkte maanden van niet-deelnemers. Een * geeft aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Vershil in aantal maanden uitkering ontvangen – WW 2006

Tabel D.9 Toename aantal maanden uitkering voor deelnemers re-integratietrajecten, met name voor autochtonen

Instroom in WW in 2006	regulier traject				IRO			
	autochtoon	Marokkaans	Turks	Antilliaans of Surinaams	autochtoon	Marokkaans	Turks	Antilliaans of Surinaams
Effect aantal maanden werk na 1 jaar	0,4*	0,4*	0,0	0,4	0,5*	0,0	0,1	0,7*
Effect aantal maanden werk na 2 jaar	0,6*	1,0*	-0,1	0,8	0,9*	-0,8	-0,6	0,8
Effect aantal maanden werk na 3 jaar	0,8*	1,1	0,2	1,5	1,0*	-2,0	-0,8	0,6
Effect aantal maanden werk na 4 jaar	0,9*	1,1	-0,1	2,3*	0,9*	-2,9	-1,2	0,4
Effect aantal maanden werk na 5 jaar	1,1*	1,4	-0,6	3,1*	1,0*	-3,0	-2,2	0,2

Toelichting: De tabel geeft het verschil tussen het aantal maanden dat uitkering is ontvangen van deelnemers aan re-integratietrajecten en het aantal gewerkte maanden van niet-deelnemers. Een * geeft aan dat het effect significant is op 5%-niveau.

Bron: CBS Microdata. Bewerking door SEO Economisch Onderzoek.

Bijlage E Literatuuroverzicht

Tabel E.1 Literatuur met betrekking tot effecten van re-integratie

Auteur, jaar	Land, jaar	Methode	Type traject	Uitkomstmaten	Regressoren	(Kosten)effectiviteit korte termijn (heterogene effecten)	(Kosten)effectiviteit lange termijn (heterogene effecten)	Uitleg verschil korte en lange termijn effecten
Blázquez, et al. 2019. Journal of Policy modeling	Spanje, 2010-2012	Matching	Scholing Arbeidsbemiddeling	Kans op een baan	Opleidingsniveau en maanden werkloos	Scholing zorgt ervoor dat de kans op een baan voor iemand die meer dan 1 jaar werkloos is in de korte termijn (1 jaar) stijgt met 8,8 procentpunt. De kans op een baan neemt toe met 0,2 procentpunt als iemand arbeidsbemiddeling krijgt Het effect is groter op Spanjaarden (8,9 door scholing en 2,1 door arbeidsbemiddeling) dan voor niet Spanjaarden (7,8 door scholing en 1,3 door arbeidsbemiddeling)	De kans op baan in twee jaar stijgt met 11,3 procentpunt door scholing te volgen. De kans op een baan in twee jaar neemt toe met 0,32 procentpunt als iemand arbeidsbemiddeling krijgt Het effect is groter op Spanjaarden (11,3 door scholing en 11,1 door arbeidsbemiddeling) dan voor niet Spanjaarden (3,2 door scholing en 3 door arbeidsbemiddeling)	

Auteur, jaar	Land, jaar	Methode	Type traject	Uitkomstmaten	Regressoren	(Kosten)effectiviteit korte termijn (heterogene effecten)	(Kosten)effectiviteit lange termijn (heterogene effecten)	Uitleg verschil korte en lange termijn effecten
Butschek & Walter 2014. Journal of Migration	Zeven Europese landen	Metastudie	1) Scholing. 2) Gesubsidieerd werk in de private sector 3 Gesubsidieerd werk in de publieke sector. 4) Arbeidsbemiddeling	Significante positieve resultaten	1) Scholing. 2) Gesubsidieerd werk in de private sector 3 Gesubsidieerd werk in de publieke sector. 4) Arbeidsbemiddeling	Alleen loonkosten-subsidies zijn bewezen effectief.		
Card et al. (2010), The economic journal	26 landen, tussen de periode 1996-2010	Metastudie	1) Scholing 2) Arbeidsbemiddeling 3) Private sector werk 4) Publieke sector werk	Een significant positief effect	Gevonden treatment effect, aantal studies, econometrische methode.	Een jaar na het eind van het traject is het effect insignificant of negatief	2 jaar of 3 jaar na het traject heeft het een positief op de kans op een baan. Scholing in een klasse of "on the job" leren lijkt een groter effect te hebben op de midden en lange termijn.	

Auteur, jaar	Land, jaar	Methode	Type traject	Uitkomstmaten	Regressoren	(Kosten)effectiviteit korte termijn (heterogene effecten)	(Kosten)effectiviteit lange termijn (heterogene effecten)	Uitleg verschil korte en lange termijn effecten
Card et al. (2018), Journal of the European Economic Association	Oostenrijk, Duitsland, and Zwitserland (30% van de studies), Denemarken, Finland, Noorwegen, en Zweden (25%), Australië, Canada, Nieuw Zeeland, verenigd koninkrijk en Verenigde Staten (10%), Non-OECD (15%) en Latijns Amerika (10%)	Metastudie	<ul style="list-style-type: none"> - Scholing - Arbeidsbemiddeling - Private sector werk - Publieke sector werk - Andere programma's 	Kans op een baan	1) Scholing 2) Arbeidsbemiddeling 3) Private sector werk 4) Publieke sector werk Andere programma's	Een jaar na het eind van het traject is het effect 1 tot 3 procentpunt.	1 tot 2 jaar na het programma is het effect 3 tot procentpunt. 2 jaar of later na het traject is het effect 5 tot 12 procentpunt.	

Auteur, jaar	Land, jaar	Methode	Type traject	Uitkomstmaten	Regressoren	(Kosten)effectiviteit korte termijn (heterogene effecten)	(Kosten)effectiviteit lange termijn (heterogene effecten)	Uitleg verschil korte en lange termijn effecten
Fitzenberger et al., 2006. IZA Discussion Paper	(West-) Duitsland, jaren '80 en '90	Propensity score matching (dynamisch)	PF (practice firm): SPST: kortdurende training van specifieke vaardigheden RT (retraining): 2 jaar durende formele scholing Bedoeld voor WW'ers	Kans op een baan (per kwartaal)	Leeftijd, geslacht, type huishouden, kinderen, allochtoon, opleidingsniveau, sector van vorige baan, bedrijfsgrootte, loon in vorige baan, arbeidsverleden, regionale variabelen (regio van de laatste baan, werkloosheidspercentage, bevolkingsdichtheid), kwartaal en jaar van instroom in werkloosheid.	PF en SPST hebben een lock-in-effect van ongeveer 6-12 maanden, retraining heeft een lock-in-effect van 2 jaar.	Na 3 jaar is de kans op een baan ongeveer 20 procentpunt hoger (15 procentpunt wanneer het traject wordt begonnen tijdens een recessie), en neemt daarna enigszins af. Retraining is minder effectief dan SPST in een recessie	Lock-in effecten
Fitzenberger, Völter 2007. Labour Economics.	Oost-Duitsland, jaren '90	Matching (dynamische benadering). Effect van nu een traject in vergelijking met het later inzetten van een traject. Met een duurmodel zou het moeilijk zijn om rekening te houden met het hoge aantal transities van werk naar werkloosheid en weer terug.	Practice firms (PF): bedrijven waarin werknemers werkervaring kunnen opdoen SPST: training van specifieke vaardigheden (bijv. computervaardigheden). Retraining: formele scholing die tot 2 jaar duurt (theoretisch en praktisch) Bedoeld voor WW'ers	Kans op een baan (per kwartaal) Percentage verstrekte uitkeringen (per kwartaal)	Leeftijd, type huishouden, opleidingsniveau, 1 jaar arbeidsverleden (regionale informatie, beroep, bedrijfsgrootte, inkomsten uit arbeid), kalendermaand waarin de persoon werkloos wordt. Resultaten zijn gestratificeerd naar het aantal maanden dat de werkloze een uitkering ontving voordat het traject begon	Lock-in effecten, die groter zijn voor langdurende programma's (tot 2,5 jaar voor retraining). Effecten voor mannen en vrouwen zijn vergelijkbaar (ook op lange termijn)	Effectiviteit gemeten tot 5 jaar na start traject Positief effect op werkgelegenheidspercentage: stijging van 10-15 procentpunten voor alle programma's. Alleen SPST, aangeboden in het eerste half jaar van werkloosheid, heeft een positief cumulatief effect op de werkgelegenheid na 5 jaar. Geen effect op het percentage verstrekte uitkeringen. Dit wijst erop dat deelnemers aan trajecten weerhouden worden om zich van de arbeidsmarkt te onttrekken.	Lock-in effecten

Auteur, jaar	Land, jaar	Methode	Type traject	Uitkomstmaten	Regressoren	(Kosten)effectiviteit korte termijn (heterogene effecten)	(Kosten)effectiviteit lange termijn (heterogene effecten)	Uitleg verschil korte en lange termijn effecten
Geerdsen, L. P. 2006, The Economic Journal	Denemarken, 1994-1997	Duurmodel	Scholing Gesubsidieerd werk in de private of publieke sector Start-up subsidie Bedoeld voor WW'ers		Leeftijd, geslacht, type huishouden, kinderen, opleidingsniveau, leeftijd		Na 25 maanden is de kans om een baan te vinden 145 procent hoger als je verplicht bent om een re-integratietraject te volgen.	
Giulietti et al 2011	Duitsland 2007-2008	Propensity score matching	Scholing Bedoeld voor WW'ers met een migratieachtergrond	Reserveringsloon, Zoekgedrag	Leeftijd, geslacht, type huishouden, aantal kinderen, opleidingsniveau, arbeidsverleden	Personen met een Turkse achtergrond verlagen hun reserveringsloon net zo hard als autochtonen. Daarnaast gaan ze niet vaker zoeken naar een baan. Centraal en oost Europeanen gaan op zoek naar een baan om niet een traject te hoeven volgen.		
Heinesen et al 2013, Journal of Migration	Denemarken, 1997-1998	Timing-of-events duration model	Werk doormiddel van loonkostensubsidie (voornamelijk private sector) Werk in de publieke sector En overig (scholing, advies)	Periode van werk	Aantal jaar sinds migratie, geboorteland, type visa, leeftijd, aantal kinderen in verschillende leeftijdsklassen, of de persoon single is, arbeidsverleden, gemeente, opleidingsniveau, gezondheid, lokale werkloosheidspercentage		Na 5 jaar is de periode tot een baan verlaagd met gemiddeld 10 tot 15 maanden als iemand eerst loonkostensubsidie heeft gehad. Het effect van werken in de publieke sector of een overig traject volgen is klein. De periode tot werk wordt verlaagd met 2 tot 4 maanden	

Auteur, jaar	Land, jaar	Methode	Type traject	Uitkomstmaten	Regressoren	(Kosten)effectiviteit korte termijn (heterogene effecten)	(Kosten)effectiviteit lange termijn (heterogene effecten)	Uitleg verschil korte en lange termijn effecten
Kluve 2010. Labour Economics	19 verschillende landen, overzicht van effectiviteit van 137 trajecten. Vooral jaren '80, '90, '00	N=51 matching, N=42 duurmodellen, N=39 kleinste kwadraten/selectievergelijkingen/anders, N=9 experimenten	Services en sancties Initiatieven gerelateerd aan de private sector (loonkostensubsidies, inkomensondersteuning voor beginnend zelfstandigen)	Kans op een baan	Observatieperiode, evaluatieperiode, index voor ontslagbescherming, tijdelijk contract (j/n), vervangingsratio, werkloosheidspercentage, jaarlijkse BBP, uitgaven aan re-integratietrajecten als % van het BBP	Services en sancties hebben het grootste positieve effect op kans op een baan, directe plaatsing in de publieke sector de laagste kans (soms zelfs negatief)	Trajecten voor jongeren zijn erg ineffectief.	Trajecten zijn meer effectief wanneer werkloosheid hoog is.
Lechner et al., 2011. Journal of the European Economic Association	(West-)Duitsland, jaren '90	Matching (radius/pro-pensity score) Dynamische schatters en/of duurmodellen zijn niet gewenst vanwege kleine aantal deelnemers per traject. Matchingschatters houden automatisch rekening met alle mogelijke heterogene behandelingeffecten	PF (werkervaringsplaatsen) Kortdurende training Langdurende training Retraining Bedoeld voor WW'ers	Kans op een baan Aantal maanden werk Kans op uitkering Ten minste 7 maanden werk op een rij Inkomsten uit arbeid	Leeftijd, opleidingsniveau, type huishouden, informatie over ex-werkgevers, loon, beroep, regionale dummies, lokale werkloosheidspercentages, kalendermaand waarin het traject start	De trajecten die langer duren hebben langere lock-in-effecten (6 tot 24 maanden) waarin effecten negatief of insignificant zijn.	Effectiviteit gemeten tot 8 jaar na start traject Training verhoogt kans op een baan met 10-20 procentpunt Langetermijneffecten van de meest intensieve (langdurende) trajecten zijn het grootst. De cumulatieve effecten van de trajecten zijn vergelijkbaar (ongeveer 10 extra maanden werk 8 jaar na start programma)	

Auteur, jaar	Land, jaar	Methode	Type traject	Uitkomstmaten	Regressoren	(Kosten)effectiviteit korte termijn (heterogene effecten)	(Kosten)effectiviteit lange termijn (heterogene effecten)	Uitleg verschil korte en lange termijn effecten
								<p>Het effect van retraining op het totaal aantal gewerkte maanden wordt pas positief 5 jaar na start van het traject</p> <p>Na 8 jaar is het inkomenseffect van retraining + € 550 per maand, andere trajecten geven + €150 - € 400 extra inkomsten per maand</p> <p>Retraining is het meest effectief voor vrouwen en voor werklozen zonder diploma's</p> <p>PF zijn het minst effectief voor mannen en voor personen die slechts kortdurend werkloos zijn</p> <p>Kortdurende training is minder effectief voor vrouwen</p> <p>Langdurende training is niet effectief voor personen met een a priori goede kans op een baan</p> <p>In het algemeen zijn lock-in-effecten groter voor personen met een a priori goede kans op een baan.</p>

Auteur, jaar	Land, jaar	Methode	Type traject	Uitkomstmaten	Regressoren	(Kosten)effectiviteit korte termijn (heterogene effecten)	(Kosten)effectiviteit lange termijn (heterogene effecten)	Uitleg verschil korte en lange termijn effecten
Rosholm & Svarer 2008, Scandinavian Journal of Economics	Denemarken, 1998-2002	Timing of event duration model en dependent hazard rates model	<p>Kortdurende training (maximaal 6 maanden)</p> <p>Langdurende training (meer dan 6 maanden)</p> <p>Retraining (opleiden voor nieuw beroep)</p> <p>Bedoeld voor WW'ers Gesubsidieerd werk in de private sector werk in de publieke sector Scholing Overig</p>	Dreigeffect, Lock-in effect, Kans op een baan		<p>Dreigeffect is aanwezig tot 60 weken nadat de persoon werkloos raakt.</p> <p>loonkostensubsidie verlaagt de duur van werkloosheid met 3.5 weken, scholing met 2 weken en werk in de publieke sector met 1 week</p>		
Thomsen et al. 2013, Journal of Migration	Duitsland, 2006-2008	Matching (propensity score)	<p>Kortdurende trajecten (4 weken):</p> <ol style="list-style-type: none"> 1) Arbeidsbemiddeling 2) Bekwaamheidstesten 3) Training van vaardigheden 4) Combinaties van trajecten <p>Bedoeld voor WW'ers met een migratieachtergrond</p>	Kans op werk	Sociaal-demografische achtergrond kenmerken, huishoud samenstelling, vier leeftijdsklassen, opleidingsniveau, arbeidsverleden tot 72 maanden geleden.	<p>Een jaar na de start van het traject is de kans op werk verhoogd met 6.5 procentpunt als een persoon met een migratie achtergrond een bekwaamheidstraject heeft gevolgd.</p> <p>Een jaar na de start van het traject is de kans op werk niet significant verhoogd als een persoon met een migratie achtergrond arbeidsbemiddeling heeft gehad.</p>		

Auteur, jaar	Land, jaar	Methode	Type traject	Uitkomstmaten	Regressoren	(Kosten)effectiviteit korte termijn (heterogene effecten)	(Kosten)effectiviteit lange termijn (heterogene effecten)	Uitleg verschil korte en lange termijn effecten
						Een jaar na de start van het traject is de kans op werk verhoogd met 6 procentpunt als een persoon met een migratie achtergrond een training van zijn vaardigheden heeft gehad. De resultaten zijn net significant.		



seo economisch onderzoek

Roetersstraat 29 . 1018 WB Amsterdam . T (+31) 20 525 16 30 . F (+31) 20 525 16 86 . www.seo.nl