



De brede baten van werk

Het begeleiden van mensen met een arbeidsbeperking naar werk levert maatschappelijk veel op.

Mensen met een arbeidsbeperking doen minder vaak een beroep op geestelijke gezondheidszorg en Wmo-ondersteuning als ze werk hebben. Ook neemt het risico op crimineel gedrag af.

CPB/SCP publicatie

Remco van Eijkel, Sander Gerritsen,
Klarita Sadiraj, Maroesjka Versantvoort

maart 2020

Inhoud

Samenvatting.....	4
1 Inleiding.....	6
1.1 Achtergrond en doelstelling	6
1.2 Beleidsrelevantie	7
1.3 Leeswijzer	7
2 Institutionele context	8
2.1 De Wsw	8
2.2 De overgang van Wsw naar Participatiewet.....	8
2.3 Financieringsystematiek van de Participatiewet.....	9
2.4 Aanpalend beleid en afspraken	9
3 Wat toetsen we?	11
3.1 Inzichten vanuit bestaande empirie.....	11
3.2 Welke hypothesen toetsen we?	12
3.3 Welke data gebruiken we?	12
4 Onderzoeksopzet.....	16
4.1 Samenhang tussen werk en andere leefgebieden	16
4.2 Hoe meten we het causale effect?.....	16
4.3 Het meetmoment van de baankans en de uitkomstvariabelen	18
4.3.1 De baankans	18
4.3.2 De uitkomstvariabelen	18
5 Beschrijvende statistieken	20
5.1 Vergelijking achtergrondkarakteristieken en baankans.....	20
5.2 Trends in de uitkomstvariabelen	22
6 Resultaten	24
6.1 Geestelijke gezondheid	24
6.2 Fysieke gezondheid.....	25
6.3 Crimineel gedrag.....	26
6.4 Wmo-ondersteuning.....	28
6.5 Schuldenproblematiek.....	29

7	Beleidsimplicaties	31
	Literatuur	33
	Bijlage A: dataverantwoording	35
	Bijlage B: IV nader besproken.....	39
	Bijlage C: Volledige regressietabel	41
	Bijlage D: Robuustheidsanalyses	43

Samenvatting

Deze publicatie verschijnt tijdens de coronacrisis, maar is eerder geschreven. We beseffen dat de resultaten en aanbevelingen door de snelle en onvoorspelbare ontwikkelingen wellicht in een ander daglicht komen te staan.

Uit ons onderzoek blijkt dat mensen met een arbeidsbeperking minder vaak een beroep doen op geestelijke gezondheidszorg en Wmo-ondersteuning als zij werk hebben. Ook neemt het risico op crimineel gedrag af. Deze bevindingen onderstrepen het belang van een succesvolle arbeidstoeleiding van mensen met een afstand tot de arbeidsmarkt. Niet alleen voor henzelf maar ook voor de samenleving als geheel.

Al decennialang wordt door beleidsmakers in Nederland ingezet op verhoging van de arbeidsdeelname van mensen die deel kunnen nemen aan het arbeidsproces. Veelgebruikte argumenten hiervoor zijn dat ‘werk goed is voor het welzijn van mensen’ en dat ‘werk een pijler is onder de betaalbaarheid van de verzorgingsstaat’. Ook voor mensen met een arbeidsbeperking is het beleidsdiscours de afgelopen decennia flink veranderd: van vooral inkomensbescherming naar meer participatie en inzet op benutting van arbeidsvermogen. Vanuit dit streven is per 1 januari 2015 de Participatiewet ingevoerd. Kort gezegd heeft deze wet als doel zo veel mogelijk mensen met arbeidsvermogen aan het werk te laten zijn, bij voorkeur bij een gewone werkgever. Gemeenten zijn verantwoordelijk voor de uitvoering van de Participatiewet. De doelgroep van de Participatiewet bestaat uit mensen die (tijdelijke) ondersteuning vanuit de gemeente nodig hebben om in hun bestaan te voorzien of aan het werk te komen.

De eindevaluatie Participatiewet van het SCP (Van Echtelt e.a., 2019) laat zien dat de baankansen voor arbeidsbeperkten flink gedaald zijn na invoering van de Participatiewet. Voorheen kwam deze groep vooral terecht in de sociale werkvoorziening, waar zij onder aangepaste omstandigheden arbeid verrichtte. De vraag is wat dit verder betekent. Het hebben van een baan heeft in potentie invloed op veel verschillende leefgebieden. Zo kan een baan bijdragen aan iemands zelfrespect en welbevinden, wat naar verwachting een positief effect heeft op zijn of haar (geestelijke) gezondheid. Verder houdt het mensen mogelijk uit de schulden of uit de criminaliteit, bijvoorbeeld omdat diefstal minder lonend wordt zodra iemand inkomen genereert uit arbeid. Mensen met een arbeidsbeperking hebben een kwetsbare arbeidsmarktpositie. Hun baankansen zijn kleiner dan die van mensen zonder arbeidsbeperking en hun uitkeringsafhankelijkheid is groter.

In deze studie schatten we de gevolgen van het al dan niet hebben van een baan voor deze groep. Hiertoe maken we gebruik van de exogene verandering (‘shok’) in de baankans als gevolg van de invoering van de Participatiewet. Specifiek vergelijken we de mensen die eind 2013 op de wachtlijst van de Wet sociale werkvoorziening (Wsw) stonden met de mensen die eind 2014 op de wachtlijst stonden. De eerste groep had nog een jaar lang kans op een baan in de sociale werkvoorziening. De tweede groep verloor de Wsw-indicatie – en daarmee het recht op werk in de sociale werkvoorziening – en werd met de invoering van de Participatiewet een nieuwe doelgroep voor gemeenten. De kans op een baan in het eerste jaar nadat een persoon op de wachtlijst stond, is voor het ‘13-cohort ongeveer tweemaal zo groot als voor het ‘14-cohort. Dankzij het verschil in de kans op werk tussen deze twee verder goed vergelijkbare groepen, kunnen we verschillen in uitkomsten op diverse leefgebieden interpreteren als causale effecten van het hebben van een baan.

Uit onze analyse blijkt dat het hebben van een baan de kans op het gebruik van geestelijke gezondheidszorg (ggz) of Wmo-ondersteuning verkleint met respectievelijk 7%-punt en 9%-punt. Verder daalt de kans op crimineel gedrag met ruim 3%-punt. Wij zien dit als substantiële effecten. Ter vergelijking: van onze Wsw-steekproef maakt ongeveer 22% gebruik van ggz, doet 26% een beroep op Wmo-ondersteuning en vertoont 5% crimineel gedrag. Deze waargenomen effecten zijn indicatief voor de bredere baten van arbeidstoeleiding voor de nieuwe doelgroepen onder de Participatiewet, zoals de bredere baten van een extra gecreëerde plek voor beschermt werk. Ze zijn niet zonder meer te extrapoleren naar alle doelgroepen waarvoor gemeenten onder de Participatiewet verantwoordelijk zijn.

We kijken naar een groep met een zwakke arbeidsmarktpositie, die relatief veel crimineel gedrag vertoont, een hoog zorggebruik heeft en vaak kampt met schuldenproblematiek.

Dit onderzoek meet voor mensen met een arbeidsbeperking de effecten van het hebben van een baan ten opzichte van de situatie waarin iemand werkloos is. Vóór 2015 ging het dan in de meeste gevallen om een beschermde baan in de sociale werkvoorziening. Wat de gevolgen zijn als iemand in een reguliere baan terechtkomt in plaats van een beschutte werkomgeving, hebben wij niet onderzocht. Wel constateren we dat onze resultaten overeenkomen met de bevindingen in de onderzoeksliteratuur over de bredere baten van werk. In de literatuur richt het onderzoek zich hoofdzakelijk op het effect van regulier werk. We verwachten dan ook dat de door ons geschatte effecten tenminste kwalitatief van toepassing zijn voor arbeidsbeperkten die in een reguliere baan terechtkomen.

Een grove schatting van de maatschappelijke besparingen van werk voor mensen uit de voormalige Wsw-doelgroep bedraagt – in geld uitgedrukt – 5000 euro per jaar. Deze besparingen komen bovenop de directe besparingen op bijvoorbeeld de bijstandsuitkering. Meer dan de helft van deze baten slaat niet direct neer bij gemeenten, maar bij zorgverzekeraars of het Rijk. De geschatte bredere baten vormen naar verwachting een ondergrens voor de werkelijke maatschappelijke opbrengsten, omdat een deel van de baten immaterieel is. Dan gaat het bijvoorbeeld om sociale contacten en netwerken die mensen opdoen met en via werk en het levensgeluk dat werk oplevert – onder meer door het zelfrespect dat samengaat met het hebben van werk en de financiële mogelijkheden die het biedt.

Wat is de beleidsrelevantie van onze bevindingen? Ten eerste zou een effectieve arbeidstoeleiding onderdeel kunnen uitmaken van een integraal gemeentelijk beleid binnen het sociaal domein. Mensen met een arbeidsbeperking worden hierdoor immers niet alleen aan een baan geholpen, maar zien ook hun behoefte aan Wmo-ondersteuning afnemen. Deze afname zit niet alleen in een lager gebruik van arbeidsmatige dagbesteding – een mogelijk substituut voor een door de gemeente gesubsidieerde werkplek – maar ook in een kleiner beroep op andere Wmo-voorzieningen. Met deze aanpak besparen gemeenten dus niet alleen op de bijstand, maar ook op de Wmo.

Ten tweede laten onze resultaten zien dat er bredere maatschappelijke baten zijn die niet bij gemeenten neerslaan. Bij de huidige financiering van de Participatiewet worden gemeenten, vanuit maatschappelijk oogpunt, niet optimaal geprikkeld om mensen met een arbeidsbeperking aan het werk te helpen. Een manier om gemeenten te stimuleren een grotere groep aan een baan te helpen, is de financiering (deels) te laten afhangen van het aantal arbeidsbeperkten dat aan een baan wordt geholpen. Ook zonder aanpassing van het huidige macrobudget is dit een optie. In dat geval zou alleen de verdeling van middelen over gemeenten afhangen van het aantal gerealiseerde banen per gemeente.

In meer algemene zin sluit onze studie aan bij het huidige debat over een toekomstbestendige inrichting en uitvoering van de Participatiewet. Zo worden in de Eindevaluatie Participatiewet van het SCP meerdere aanbevelingen gedaan om het participatiebeleid te verbeteren. Onze bevindingen laten zien dat de potentiële baten van een effectievere arbeidstoeleiding groter zijn dan ‘alleen’ de benutting van het arbeidsvermogen van mensen of een besparing op hun uitkering, wat het maatschappelijk belang van passend beleid voor deze groep meer pregnant maakt.

1 Inleiding

1.1 Achtergrond en doelstelling

Vanaf 1 januari 2015 is de Participatiewet van kracht. Met deze wet wordt beoogd meer mensen, ook mensen met een arbeidsbeperking of anderszins een afstand tot de arbeidsmarkt, aan het werk te laten gaan. Bij voorkeur gaat het dan om een reguliere baan. Dit komt voort uit het idee dat iedereen in staat moet worden gesteld om volwaardig aan de samenleving mee te doen. Verder speelt mee dat bij ongewijzigd beleid de kosten van de (uitkerings)voorzieningen te veel zullen stijgen (TK 2013/2014). Ook tracht de wet meer eenduidigheid en duidelijkheid te realiseren in de voorzieningen voor mensen die niet zelfstandig in hun levensonderhoud kunnen voorzien (TK 2013/2014).

Gemeenten hebben de taak om mensen ondersteuning te bieden. Lukt het niet om mensen aan de slag te helpen, dan komen zij, onder voorwaarden, in aanmerking voor een bijstandsuitkering. Met de Participatiewet is er één regeling gekomen voor mensen met een arbeidsbeperking of afstand tot de arbeidsmarkt. De verwachting is dat dit voor werkgevers overzichtelijker is en het makkelijker zal maken om mensen met een uitkering in dienst te nemen. Ook wordt verwacht dat meer integraliteit leidt tot een betere uitvoering. De Participatiewet vervangt de Wet sociale werkvoorziening (Wsw), de Wet werk en bijstand (Wwb) en een groot deel van de Wet werk en arbeidsondersteuning jonggehandicapten (Wajong).

Dit rapport concentreert zich op de Wsw-doelgroep. In het kader van de Wsw kunnen mensen met een arbeidsbeperking onder aangepaste omstandigheden arbeid verrichten in zogenoemde sociale werkplaatsen. Sinds de invoering van de Participatiewet kunnen er geen mensen meer in de Wsw instromen. Dit geldt ook voor mensen die eind 2014 op de wachtlijst stonden voor een Wsw-plek. Wel kunnen zij ondersteuning krijgen van gemeenten in het kader van de Participatiewet, bijvoorbeeld in de vorm van beschut werk. In de eindevaluatie Participatiewet (Van Echtelt e.a., 2019) heeft het SCP laten zien dat de baankans voor deze groep arbeidsbeperkten (in het vervolg: de 'doelgroep Wsw') aanzienlijk gedaald is na invoering van de Participatiewet.

Het voorliggende onderzoek richt zich op de vraag of het al dan niet hebben van werk gevolgen heeft voor uitkomsten op andere leefdomeinen van de doelgroep Wsw. Het hebben van een baan heeft namelijk in potentie invloed op veel verschillende leefgebieden. Zo kan het bijdragen aan iemands zelfrespect en welbevinden, wat naar verwachting een positief effect heeft op de (geestelijke) gezondheid. Verder houdt het mensen mogelijk uit de criminaliteit, bijvoorbeeld omdat diefstal minder lonend wordt zodra iemand inkomen genereert uit arbeid. In dit onderzoek richten we ons op vier leefdomeinen: gezondheid, ondersteuningsbehoefte in bredere zin, schuldenproblematiek, en het ontplooiën van criminele activiteiten. Het CPB heeft voor een aantal van deze domeinen eerder laten zien dat deze samenhangen met arbeidsdeelname (Vermeulen et al., 2014, hoofdstuk 3).

De centrale vraag is: wat zijn voor mensen met een arbeidsbeperking de effecten van het hebben van een baan op de gezondheid, ondersteuningsbehoefte, schuldenproblematiek en het ontplooiën van criminele activiteiten?

1.2 Beleidsrelevantie

Inzicht in deze effecten is relevant voor gemeenten, omdat zij voor een aantal van de taken binnen deze domeinen verantwoordelijk zijn. Als het hebben van werk tot allerlei positieve (en kostenbesparende) neveneffecten leidt, zou dit gemeenten extra aanleiding kunnen geven om te investeren in een effectieve arbeidstoeleiding. Bijvoorbeeld door het zelf creëren van beschutte banen of door (reguliere) werkgevers te subsidiëren die arbeidsbeperkten in dienst nemen. Ook biedt de studie inzicht in de vraag of arbeidstoeleiding voor gemeenten een manier is om een integrale aanpak binnen het sociaal domein te realiseren. Verder laat de studie zien of er neveneffecten zijn die niet direct neerslaan bij gemeenten. Daarmee geeft het ook inzicht in de vraag of het passend is om een deel van de participatiemiddelen vanuit het Rijk te verdelen op basis van het aantal gerealiseerde werkplekken.

1.3 Leeswijzer

Dit rapport is als volgt opgebouwd. Hoofdstuk 2 schetst de institutionele context voor en na invoering van de Participatiewet. Hoofdstuk 3 bespreekt de bestaande onderzoeksliteratuur over de neveneffecten van het hebben van werk. Op basis van deze literatuur komen we per leefgebied tot een hypothese over het te verwachten effect. Hoofdstuk 4 behandelt de onderzoeks aanpak. Centraal hierin staat de methode die we gebruiken om het causale effect van werk te meten. Hoofdstuk 5 geeft beschrijvende statistieken voor de Wsw-doelgroep. In dit hoofdstuk laten we ook zien hoe deze groep scoort op de verschillende leefgebieden in vergelijking met de totale Nederlandse bevolking. Hoofdstuk 6 bevat de kern van onze empirische analyse: voor alle onderzochte leefgebieden toont het de geschatte effecten van het hebben van een baan voor de doelgroep Wsw. Ook hangen we in dit hoofdstuk een maatschappelijk prijskaartje aan deze effecten. Tot slot richt hoofdstuk 7 zich op de beleidsimplicaties die voortvloeien uit onze resultaten.

2 Institutionele context

Dit hoofdstuk zet de institutionele context uiteen. Het beschrijft kort de Wet sociale werkvoorziening (Wsw), de overgang van de Wsw naar de Participatiewet en gaat in op relevant aanpalend beleid. Een uitgebreide beschrijving hiervan is te vinden in Sadiraj e.a. (2018, p. 15-19) en Van Echtelt e.a. (2019, p. 124-125). De beschrijving hieronder is een verkorte weergave daarvan.

2.1 De Wsw

De Wet sociale werkvoorziening (Wsw) werd op 1 januari 1969 ingevoerd. Met deze wet werd beoogd 'een eenduidig kader te scheppen voor het aanbieden van arbeid onder aangepaste omstandigheden aan personen die door een handicap niet in de gelegenheid zijn om onder normale omstandigheden te werken'. Dit doel bleef ook na een aantal herzieningen in de jaren tachtig en negentig van de vorige eeuw behouden. Die herzieningen waren er vooral op gericht om de doelgroep nader aan te kunnen duiden en de uitvoeringspraktijk te verbeteren. Tijdens een volgende herziening, in 1998, is besloten de indicatiestelling niet meer door de gemeenten te laten uitvoeren. Daarvoor in de plaats werden onafhankelijke indicatiecommissies ingesteld. Via de gemeentelijke adviescommissies bleven gemeenten evenwel een stem houden.

Per 1 januari 2005 ging de indicatiestelling naar het Centrum voor Werk en Inkomen (CWI). Mensen die in aanmerking wilden komen voor de Wsw dienden zich bij een van de 28 CWI-vestigingen aan te melden. Het CWI (later opgevolgd door het UWV WERKbedrijf) bepaalde op basis van eigen onderzoek of de aanvrager tot de Wsw werd toegelaten of niet. Mensen die een indicatie kregen, kwamen gewoonlijk eerst op een wachtlijst terecht. De instroom in de Wsw was namelijk elk jaar groter dan het aantal beschikbare plekken. Deze wachtlijst bedroeg eind 2014 ruim 11.000 mensen. In totaal hadden eind 2014 103 duizend mensen een Wsw-dienstverband.

Van alle werkenden binnen de Wsw werkt het merendeel (ongeveer 63% in 2014) op een beschutte werkplek. Iets minder dan een derde werkt via een individuele of groepsdetachering, terwijl het overige deel (zo'n 6%) een arbeidsovereenkomst begeleidt werken heeft. Alleen in het laatste geval is men in dienst bij een reguliere werkgever; in de andere gevallen – ook bij detachering – is het sociaal werkbedrijf de werkgever. Het salaris bedraagt ten minste 100% van het wettelijk minimumloon, maar ligt daar voor de meeste Wsw'ers boven. Doorstroom van Wsw naar regulier werk komt nauwelijks voor.

2.2 De overgang van Wsw naar Participatiewet

Een belangrijk doel van de Participatiewet is dat mensen met een arbeidsbeperking vaker bij een reguliere werkgever terechtkomen. Om dit te realiseren, zijn gemeenten directer aan het roer komen te staan. De invoering van de Participatiewet heeft gevolgen voor de Wsw-indicatie. Alleen mensen die op 1 januari 2015 een Wsw-dienstbetrekking hadden, behielden deze met de daar bijbehorende rechten en plichten die in de cao voor de sociale werkvoorziening zijn vastgelegd. Mensen die voorheen recht zouden hebben op een Wsw-indicatie, vallen nu onder de Participatiewet. Dit betekent dat de Wsw geleidelijk leegloopt als gevolg van bijvoorbeeld pensionering of overlijden.

Ook mensen die eind 2014 op de Wsw-wachtlijst stonden, kunnen niet meer bij de sociale werkvoorziening terecht, maar vallen onder verantwoordelijkheid van gemeente of UWV. Degenen met een bijstandsuitkering

en niet-uitkeringsgerechtigden behoren tot de gemeentelijke doelgroep, degenen met een Wajong-uitkering vallen onder het UWV. De gemeente dient de leden van haar doelgroep te helpen bij het vinden van werk, bij voorkeur bij een reguliere werkgever. Voor mensen die alleen mogelijkheden hebben om te werken in een beschutte omgeving – met begeleiding en onder aangepaste omstandigheden – kan de gemeente een beschutte werkplek aanbieden.

Sinds 2017 geldt daarbij een verplichting: bij een positief advies van het UWV is een gemeente verplicht een arbeidsbeperkte een beschutte werkplek te bieden.¹ Hierbij kan het gaan om plaatsing bij een sociaal werkbedrijf, maar ook om een beschutte omgeving bij een reguliere werkgever. Om werkgevers die iemand met een arbeidsbeperking in dienst nemen te compenseren voor diens geringere arbeidscapaciteit, kan de gemeente loonkostensubsidie inzetten. De loonkostensubsidie vergoedt het verschil tussen de loonwaarde van iemand met een arbeidsbeperking en het minimumloon. Ook de kosten van eventuele noodzakelijke begeleiding of aanpassing van de werkplek kunnen door de gemeente vergoed worden.

2.3 Financieringsystematiek van de Participatiewet

Onder de Participatiewet ontvangen gemeenten twee verschillende budgetten om de nieuwe doelgroepen aan het werk te krijgen: een gebundelde uitkering (BUIG) voor de bekostiging van uitkeringen op grond van de Participatiewet, en een begeleidingsbudget.

De BUIG kunnen gemeenten sinds 1 januari 2015 ook benutten voor de inzet van loonkostensubsidie. Deze rijksuitkering is een niet-geoordeeld budget: een gemeente mag een overschot op het budget vrij besteden, maar moet een tekort op het budget in beginsel ook zelf opvangen. Hoewel het macrobudget voor de BUIG afhangt van (onder andere) de uitgaven aan bijstand en loonkostensubsidie in het jaar daarvoor, wordt voor de verdeling van de middelen over gemeenten gebruikgemaakt van een objectief verdeelmodel. Het objectieve verdeelmodel verdeelt het macrobudget op basis van gemeentekennmerken, zoals de leeftijdssamenstelling van de lokale bevolking.

Daarnaast ontvangen gemeenten via het Participatiebudget middelen voor de begeleiding naar werk (en op de werkplek zelf) van de nieuwe doelgroepen onder de Participatiewet. Ook dit budget is voor gemeenten vrij te besteden aan alle gemeentelijke taken en hoeft dus niet per se gespendeerd te worden aan de begeleiding naar werk van de nieuwe doelgroepen. Het Participatiebudget is gebaseerd op het geraamde aantal Wsw'ers (dat jaarlijks afneemt) en het geraamde aantal mensen dat tot de nieuwe doelgroep van de Participatiewet behoort (dat jaarlijks toeneemt).

Zowel het Participatiebudget als de BUIG heeft dus een lumpsum karakter. Voor beide budgetten geldt namelijk dat voor een individuele gemeente de hoogte ervan niet afhangt van de daadwerkelijke uitgaven van de betreffende gemeente aan begeleiding en loonkostensubsidie. Dat geldt, tot slot, ook voor de algemene uitkering uit het Gemeentefonds waaruit gemeenten de apparaatskosten van deze activiteiten kunnen dekken.

2.4 Aanpalend beleid en afspraken

Geen onderdeel van de Participatiewet, maar daar wel nauw mee verbonden, is de Wet banenafpraak en quotum arbeidsbeperkten, die op 1 mei 2015 in werking is getreden. Evenals de Participatiewet heeft deze wet als doel om meer mensen met een arbeidsbeperking aan het werk te krijgen. Deze wet is de formalisering van

¹ Deze verplichting geldt alleen zolang de gemeente niet voldoet aan haar taakstelling voor het aantal beschutte werkplekken.

de afspraken die sociale partners en het kabinet hebben gemaakt in het sociaal akkoord van april 2013. Zij spraken daarbij af dat er extra banen zullen worden gecreëerd voor mensen met een arbeidsbeperking. Werkgevers uit de marktsector stellen zich garant voor 100.000 extra banen voor deze doelgroep, de overheid voor 25.000 extra banen. Deze aantallen dienen in 2026 bereikt te zijn. Sociale partners en de Vereniging van Nederlandse Gemeenten (VNG) hebben afgesproken dat in de eerste jaren Wsw'ers (en ook Wajongers) die op de wachtlijst staan als eersten voor deze extra banen in aanmerking komen.

In het sociaal akkoord is daarnaast de afspraak gemaakt dat sociale partners en gemeenten 35 werkbedrijven gaan vormen om mensen met een arbeidsbeperking aan de slag te helpen bij reguliere werkgevers of via beschut werk. Gemeenten nemen het voortouw bij de vorming van de werkbedrijven. De regionale indeling van de werkbedrijven volgt de 35 regionale arbeidsmarktregio's. In elke regio zal onder regie van het werkbedrijf een aantal functionaliteiten worden aangeboden. Het gaat daarbij om inzet van instrumenten, de loonwaardebepaling, de verstrekking van voorzieningen, de inzet van de no-riskpolis en het maken van afspraken over de organisatie van beschut werk.

3 Wat toetsen we?

De sluiting van de sociale werkvoorziening voor nieuwe instroom heeft tot een forse daling van de baankans geleid voor mensen die eind 2014 op de Wsw-wachlijst stonden en per 1 januari 2015 hun Wsw-indicatie verloren. Deze schok in de baankans gebruiken we om voor de doelgroep Wsw na te gaan in hoeverre het wel of niet hebben van werk zijn weerslag heeft op andere domeinen van het leven. We kijken naar leefgebieden waarvoor in de literatuur veel belangstelling is (gezondheid en criminaliteit) en domeinen waarvoor gemeenten in beginsel verantwoordelijk zijn (Wmo-ondersteuning en schuldenproblematiek).

3.1 Inzichten vanuit bestaande empirie

Het hebben van een baan heeft in potentie invloed op veel verschillende leefgebieden. Zo kan het bijdragen aan iemands zelfrespect en welbevinden, wat naar verwachting een positief effect heeft op de (geestelijke) gezondheid. Ook het voldoen aan de sociale norm kan bijdragen aan het algehele welbevinden. Verder houdt het mogelijk mensen uit de criminaliteit, bijvoorbeeld omdat diefstal minder lonend wordt zodra iemand zijn eigen inkomen genereert.

Aan de andere kant kan een baan ook een bron van stress zijn – zeker als werken als een last wordt ervaren – of de kans op een ongeval vergroten.² Verder geldt er voor gezondheid en crimineel gedrag mogelijk ook nog een inkomenseffect. Als mensen na een verhoging van het inkomen meer alcohol, drugs en tabak gaan consumeren, kan (betaald) werk een ongunstige uitwerking op de gezondheid hebben en tot meer criminaliteit leiden.³ Hiermee suggereren we overigens niet dat er in de bevolking als geheel een positieve samenhang is tussen inkomen enerzijds en ongezond gedrag en criminaliteit anderzijds. Andere factoren, zoals opleidingsniveau, hebben een sterke invloed op deze samenhang. Het inkomenseffect zoals hier bedoeld, betreft het effect van (een hoger) inkomen op consumptiegedrag, gegeven alle andere kenmerken van de betreffende persoon.

In hoeverre een baan bijdraagt aan positieve uitkomsten op andere leefgebieden, is dus a priori niet evident. Empirisch onderzoek kan hierover uitsluitsel geven. De wetenschappelijke literatuur over de bredere baten van werk richt zich vooral op de effecten op (geestelijke) gezondheid en crimineel gedrag. De kaders ‘Empirie over het effect van werk op (geestelijke) gezondheid’ en ‘Empirie over het effect van werk op criminaliteit’ op pagina’s 10 en 11 bespreken deze literatuur. Samenvattend bestaat er voor wat betreft gezondheid geen duidelijke consensus in de literatuur over de invloed van het hebben van een baan. Als er al een effect bestaat, verwachten we dat op de geestelijke gezondheid. Voor wat betreft criminaliteit is er in de literatuur een duidelijk effect te vinden, vooral gedreven door delicten met een financieel motief. Overigens richten de meeste van deze studies zich niet op mensen met een arbeidsbeperking.

Uit de empirie blijkt verder dat de effecten sterk afhangen van de specifieke context. Over welk deel van de beroepsbevolking hebben we het en hoe zien de sociale regelingen eruit in het land waar het onderzoek zich op richt? Dat maakt dat we de bevindingen in de bestaande literatuur niet zonder meer kunnen vertalen naar de Nederlandse situatie. Ons onderzoek richt zich wél op de specifieke Nederlandse situatie omtrent de begeleiding naar werk voor mensen met een arbeidsbeperking. Zover ons bekend is het ook een van de eerste

² Zie bijvoorbeeld Fenwick and Tausig (1994) voor een studie naar de relatie tussen werk en (werkgerelateerde) stress. Viscusi (1993) geeft een overzicht van de onderzoeksliteratuur over werkgerelateerde risico's.

³ Zo laten Ruhm en Black (2002) met Amerikaanse data zien dat alcoholconsumptie een procyclisch karakter heeft.

studies die, gebruikmakend van een unieke exogene verandering in de baankans, voor deze arbeidsmarktgroep het causale effect van werk op andere leefdomeinen schat.⁴

3.2 Welke hypothesen toetsen we?

Aan de hand van de bestaande literatuur komen we tot de volgende toetsbare hypothesen voor onze Wsw-doelgroep:

1. Het hebben van een baan leidt tot een betere geestelijke gezondheid.
2. Het hebben van een baan heeft geen effect op de fysieke gezondheid.
3. Het hebben van een baan leidt tot minder crimineel gedrag.

Voor de andere twee leefgebieden – Wmo-ondersteuning en schulden – is de onderzoeksliteratuur onvoldoende ontwikkeld om deze als leidraad gebruiken. Omdat Wmo-ondersteuning deels in het verlengde van geestelijke gezondheidszorg ligt⁵, komen we voor dit leefgebied tot dezelfde hypothese als voor geestelijke gezondheid:

4. Het hebben van een baan leidt tot minder behoefte aan Wmo-ondersteuning.

Voor wat betreft schuldenproblematiek lijkt het a priori aannemelijk dat een baan meer financiële armslag betekent, waardoor de kans afneemt dat iemand diep in de schulden komt. De bijbehorende hypothese is als volgt:

5. Het hebben van een baan leidt tot minder schuldenproblematiek.

3.3 Welke data gebruiken we?

Voor onze analyses maken we gebruik van geanonimiseerde gegevens van personen met een Wsw-indicatie, die in de micro-omgeving van het Centraal Bureau van de Statistiek (CBS) beschikbaar zijn. De benadering op persoonsniveau maakt het mogelijk om aan individuen allerlei karakteristieken te koppelen. Het gaat dan bijvoorbeeld om de werkstatus en uitkomsten op andere leefdomeinen, maar ook om demografische en socio-economische achtergrondvariabelen, zoals geslacht, leeftijd en het type uitkeringsregeling waar iemand onder valt. In het volgende hoofdstuk gaan we nader in op welke personen uit de Wsw-doelgroep deel uitmaken van onze dataset.

Voor alle leefgebieden hebben we een indicator die de uitkomsten op het desbetreffende leefgebied meet. Zo nemen we het beroep op geestelijke gezondheidszorg (ggz) vanuit de Zvw als indicator voor de geestelijke gezondheid. De achterliggende gedachte is dat iemand een betere geestelijke gezondheid heeft als hij of zij geen gebruik maakt van de ggz. Voor de fysieke gezondheid nemen we het medicijngebruik als indicator. Ook

⁴ Een studie die raakt aan ons onderzoek, is de evaluatie van Fit4Work door Schuring en Burdorf (2016). Fit4Work is een re-integratiemethode in de G4-steden, bedoeld voor bijstandsgerechtigden met psychische problematiek. Schuring en Burdorf tonen aan de hand van een gerandomiseerd experiment aan dat dit programma een positief effect heeft op de baankans van de deelnemer. Ook kijken ze naar de gevolgen voor (onder andere) geestelijke en medische gezondheid. Echter, omdat Schuring en Burdorf hiertoe een vergelijking maken tussen mensen met en zonder baan – in plaats van tussen deelnemers aan Fit4Work en non-participanten – wordt hierbij dus geen gebruik gemaakt van de randomisatie. Dat maakt dat de uitkomsten niet zonder meer geïnterpreteerd kunnen worden als causale effecten.

⁵ Denk aan beschermd wonen of ambulante begeleiding ('begeleid wonen') voor mensen met een psychische of psychosociale problematiek. Een ander deel van de Wmo-ondersteuning is gericht op ouderen met somatische of psychogeriatrische klachten, maar deze groep maakt geen deel uit van onze onderzoekspopulatie.

hier geldt: iemand die geen medicijnen gebruikt, is naar verwachting gezonder dan iemand die wel medicijnen gebruikt. Voor crimineel gedrag nemen we als indicator of iemand verdacht is geweest van een delict. Voor schuldenproblematiek kijken we of iemand onder de wanbetalersregeling van de Zvw valt.⁶ Tot slot kijken we voor wat betreft de ondersteuningsbehoefte naar het al dan niet gebruikmaken van Wmo-voorzieningen.

Voor uitgebreide informatie over de gebruikte data en de uitkomstindicatoren verwijzen we naar bijlage A.

⁶ Iemand komt in deze regeling terecht als hij of zij meer dan zes maanden geen zorgverzekeringspremie betaald heeft. Wanbetaling van de zorgpremie is vaak een signaal dat iemand in de financiële moeilijkheden zit. Zie Douven e.a., 2019.

Empirie over het effect van werk op de (geestelijke) gezondheid

We beperken ons hier tot een bespreking van de relatief recente literatuur, waarin met behulp van paneldata en/of de zogenoemde 'instrumentele-variabele-techniek' het causale effect van werk op andere leefgebieden wordt geschat. In het volgende hoofdstuk gaan we dieper in op de toegevoegde waarde van het gebruik van paneldata en instrumentele variabelen.

Een handvol studies gebruikt bedrijfssluitingen als exogene schok om het effect van baanverlies op de gezondheid bloot te leggen. Zo gebruiken Kuhn e.a. (2009) administratieve data om na te gaan wat het verlies van een baan als gevolg van een faillissement betekent voor verschillende zorguitgaven. De onderzoekers vinden geen effect op de kosten van huisartsbezoek, ziekenhuisopnamen of medicijngebruik. Daarentegen vinden ze voor mannen – maar niet voor vrouwen – een stijging van de zorguitgaven als gevolg van problemen met de geestelijke gezondheid. Enkele andere studies naar de effecten van gedwongen ontslag als gevolg van een bedrijfssluiting vinden geen enkele significante invloed op de gezondheid, ook niet op het geestelijke vlak (Salm, 2009; Browning e.a., 2006). Al met al komt er uit deze literatuur geen eenduidig beeld naar voren van de effecten van (het verliezen van) een baan op de gezondheid.

Ons onderzoek verschilt van bovengenoemde studies in dat het zich richt op de effecten van het vinden van een baan, in plaats van het kwijtraken ervan. Ook gaat het om een specifieke doelgroep, die waarschijnlijk minder gezond is dan een groep werknemers die ontslagen wordt bij een reguliere werkgever. Onderzoek dat een beter vergelijkbare groep onder de loep neemt, is van Huber e.a. (2011). Deze studie toont voor bijstandsontvangers in Duitsland aan dat de geestelijke gezondheid van deze groep erop vooruitgaat wanneer zij werk vindt. De onderzoekers maken gebruik van paneldata om te corrigeren voor tijdsinvariante persoonskenmerken die naar verwachting invloed hebben op zowel de baankans als de geestelijke gezondheid. Opvallend genoeg vinden ze geen effect van re-integratietrajecten (*welfare-to-work programmes*) op het mentale welbevinden van de deelnemende persoon.

Andere studies die gebruikmaken van paneldata-analyses zijn Llana-Nozal e.a. (2004) en Böckerman en Ilmakunnas (2009). Llana-Nozal e.a. (2004) concluderen aan de hand van Britse surveydata dat de (zelfverklearde) geestelijke gezondheid van zowel mannen als vrouwen achteruitgaat met leeftijd, maar dat deze teruggang vertraagd wordt als iemand werk heeft. Tegenover deze studie staan de onderzoeksresultaten van Böckerman en Ilmakunnas (2009), die aan de hand van Finse surveydata aantonen dat een baan amper tot geen invloed heeft op iemands (zelfverklearde) gezondheid. Volgens de onderzoekers wordt de positieve associatie tussen werk en gezondheid dus verklaard door de grotere kans die ongezondere mensen hebben om werkloos te worden of te blijven. Een nadeel van surveydata is dat de gegevens door de personen in de steekproef zelf worden aangeleverd. Zeker op domeinen als gezondheid en criminaliteit bestaat het risico dat mensen enquêtes niet (altijd) naar waarheid invullen.

Empirie over het effect van werk op criminaliteit

In de onderzoeksliteratuur wordt het wel of niet werkzaam zijn doorgaans gekoppeld aan criminaliteit via het financiële motief om een delict te plegen (zie o.a. Becker, 1968). De gedachte hierachter is dat het plegen van een delict aantrekkelijk wordt als de baten ervan opwegen tegen de kosten. Voor mensen zonder baan zal dit eerder het geval zijn, omdat er voor hen – financieel gezien – minder op het spel staat dan voor mensen met een baan. Let wel, deze argumentatie geldt voor financieel gedreven misdrijven (diefstal, overval) maar niet voor delicten zonder financieel motief (geweld, vernieling).

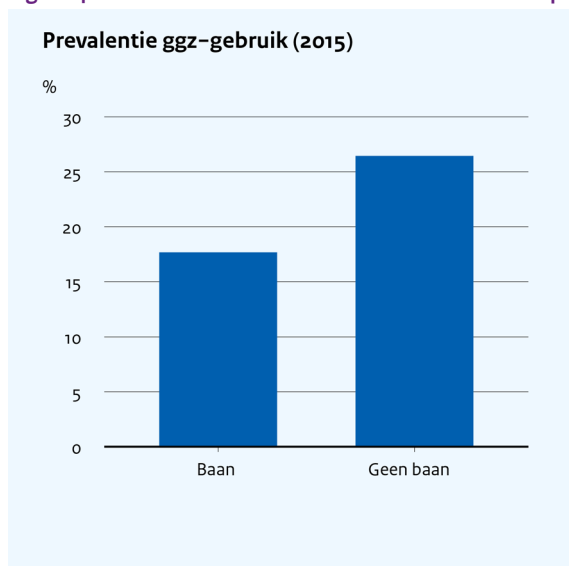
De meeste empirische studies op dit terrein laten dan ook zien dat het hebben van een baan tot minder financieel gedreven delicten leidt. Raphael en Winter (2001), Gould e.a. (2002) en Lin (2008) vinden dat de arbeidsmarktcondities in de Verenigde Staten een effect hebben op financiële delicten. In deze studies valt de geschatte procentuele afname in het criminaliteitscijfer als gevolg van een daling in de (lokale) werkloosheid van 1%, tussen de 2% en 5%. In lijn met de theorie bestaat er in de empirische literatuur geen overtuigend bewijs dat werkloosheid leidt tot meer (niet-financieel gedreven) geweldsdelicten.

4 Onderzoeksopzet

4.1 Samenhang tussen werk en andere leefgebieden

Een eerste blik op de data over de Wsw-populatie leert dat er een sterke positieve samenhang bestaat tussen werkzaam zijn en gunstige scores op andere leefdomeinen. Zo laat figuur 4.1 zien dat mensen met een baan beter scoren op ggz-gebruik dan mensen zonder baan.⁷ Het aandeel mensen dat gebruikmaakt van geestelijke gezondheidszorg ('prevalentie') binnen de groep werkloze Wsw'ers ligt een kleine 10%-punt hoger dan binnen de groep Wsw'ers met baan. Voor de andere onderzochte leefgebieden komen we tot een vergelijkbare conclusie (hier niet getoond). Hierbij geldt dat de meeste baanvinders met een Wsw-indicatie op een beschutte werkplek terechtkwamen. Hier en in het vervolg van deze rapportage zetten we dus voornamelijk de situatie zonder baan af tegen de situatie waarin iemand een baan heeft op een beschutte werkplek.

Figuur 4.1 Niet-werkende mensen uit de Wsw-populatie maken vaker gebruik van de ggz



4.2 Hoe meten we het causale effect?

Wat zegt dit over een eventueel causaal effect van werk op andere leefgebieden? Eigenlijk nog niet zoveel. Het is goed mogelijk dat deze positieve samenhang (deels) verklaard wordt door een onderliggende derde variabele, zoals het sociale milieu waarin iemand opgroeit. Zo zullen mensen die opgroeien in een hoge sociale klasse over het algemeen gezond leven en hoogopgeleid zijn, wat tot uiting komt in een goede (geestelijke) gezondheid en kansrijkere positie op de arbeidsmarkt bij volwassenheid. Ook kan het om een 'omgekeerd' effect gaan: werkzoekenden die gezonder zijn en/of minder in aanraking komen met politie en justitie, zullen makkelijker aan het werk komen. Om het causale effect van werk op andere leefgebieden bloot te leggen, hebben we een exogene schok in de baankans nodig. Dat wil zeggen, variatie in de baankans binnen de Wsw-doelgroep die niet samenhangt met individuele kenmerken die van invloed zijn op de baankans en

⁷ Zoals vermeld in hoofdstuk 2 kwamen de meeste baanvinders met een Wsw-indicatie op een beschutte werkplek terecht. Hier en in het vervolg van deze rapportage zetten we dus voornamelijk de situatie zonder baan af tegen de situatie waarin iemand een baan heeft op een beschutte werkplek.

niet door ons geobserveerd worden. Voorbeelden van dit soort kenmerken zijn het sociale milieu waarin iemand opgroeit of de intrinsieke motivatie om te werken.

In hoofdstuk 2 bespraken we al dat zo'n exogene schok in de baankans zich voordeed met de beëindiging van de Wsw eind 2014. Om deze schok in baankans te benutten, maken we in onze empirische analyse een vergelijking tussen de groep die eind 2013 op de Wsw-wachtlIJst stond en de groep die eind 2014 op de wachtlIJst stond. Terwijl voor het '13-cohort nog een jaar lang gezocht werd naar een sw-dienstbetrekking, verloor het '14-cohort zijn Wsw-indicatie en kwam onder de Participatiewet terecht. Het gevolg hiervan was dat de baankans, gemeten een jaar nadat men voor de eerste keer op de wachtlIJst kwam, voor het '14-cohort ongeveer de helft lager is dan voor het '13-cohort – zie hoofdstuk 5. Dit hoofdstuk laat ook zien dat er tussen beide groepen geen grote verschillen zitten in geobserveerde karakteristieken als geslacht, leeftijd en type arbeidshandicap.

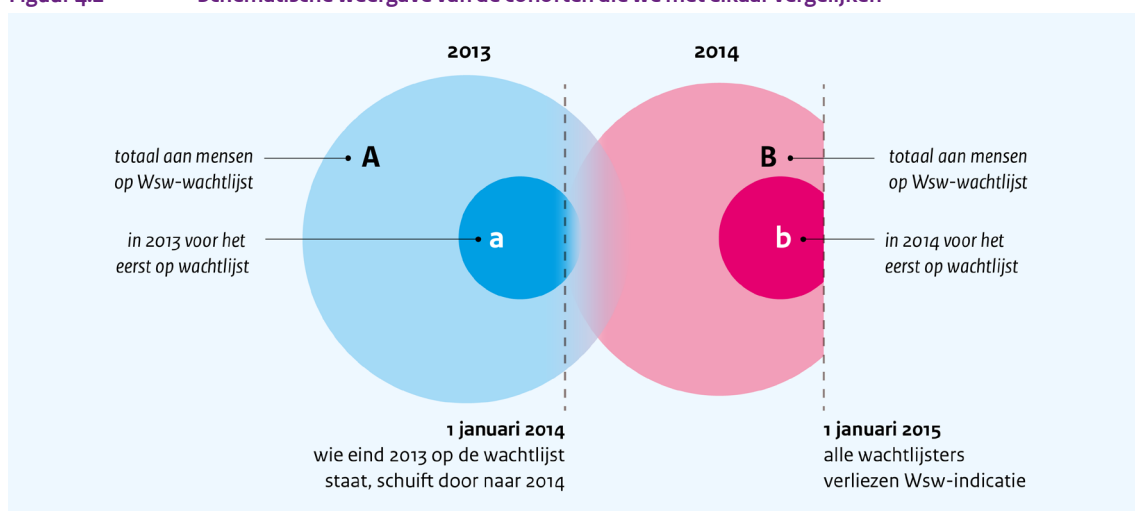
Figuur 4.2 is een schematische weergave van de personen die we voor deze vergelijking selecteren. Van alle mensen die in 2013 een Wsw-indicatie hadden (groep A), selecteren we alleen die Wsw'ers die op 31 december 2013 voor de eerste keer in hun leven op de Wsw-wachtlIJst stonden (subgroep a). Verder nemen we van alle mensen met een Wsw-indicatie in 2014 (groep B) ook alleen de personen die eind 2014 voor de eerste keer op de wachtlIJst stonden (subgroep b). Deze selectie voorkomt dat de dataset personen bevat met een lange wachtlIJstgeschiedenis – en dus een lagere baankans – wat het risico op een selectie-effect verkleint. Het zorgt er ook voor dat elke persoon maar één keer voorkomt in de dataset (a overlapt niet met b).

We toetsen onze hypothesen aan de hand van een methode die gebruikmaakt van de exogene variatie in de baankans als gevolg van verschillen in het moment dat iemand op de wachtlIJst stond.⁸ Een belangrijke voorwaarde voor de validiteit van deze aanpak is dat beide cohorten vergelijkbaar zijn op niet-geobserveerde kenmerken. De geringe verschillen in geobserveerde kenmerken doen vermoeden dat de verschillende cohorten ook op niet-geobserveerde karakteristieken vergelijkbaar zijn. De mogelijke invloed van niet-geobserveerde kenmerken wordt nog verder beperkt door gebruik te maken van de panelstructuur van de data. Zo voegen we de individuele 'startpositie', bijvoorbeeld het ggz-gebruik in de periode 2012-'13 van de betreffende persoon, toe als controlevariabele.⁹ Hiermee corrigeren we voor niet-geobserveerde kenmerken die over tijd constant zijn, zoals het sociale milieu waarin iemand is opgegroeid. Bijlage b bevat een technische bespreking van onze schattingsmethode.

⁸ Dit wordt ook wel de 'Instrumentele-Variabele (IV)-methode' genoemd.

⁹ Voor alle uitkomstvariabelen kijken we voor het bepalen van de startpositie naar de score van een individu in de periode '12-'13 ongeacht het jaar waarin de betreffende persoon op de wachtlIJst stond. Dit doen we om een potentiële macro-trend eruit te filteren. De uitzondering is Wmo-ondersteuning. Voor dit leefgebied bepalen we de startpositie voor het '13-cohort middels het AWBZ-gebruik in 2013 en voor het '14-cohort middels het AWBZ-gebruik in 2014. De reden hiervoor is dat er we een substantiële toename zien in het AWBZ-gebruik in het jaar dat iemand op de Wsw-wachtlIJst kwam. Als we voor beide cohorten de periode '12-'13 nemen, zou dit tot een onderschatting van de startpositie van het '14-cohort leiden. Dit betekent wel dat we voor wat betreft Wmo-ondersteuning de macro-trend in het historische gebruik er niet uit kunnen filteren.

Figuur 4.2 Schematische weergave van de cohorten die we met elkaar vergelijken



4.3 Het meetmoment van de baankans en de uitkomstvariabelen

In onze analyse relateren we de baankans aan uitkomsten op verschillende andere leefgebieden in latere jaren. Hieronder gaan we in op de wijze waarop we de meetperiode van deze variabelen bepalen.

4.3.1 De baankans

De baankans meten we een jaar na verschijnen op de wachtlijst. Voor de '13-wachtlijsters meten we dus de werkstatus in 2014 en voor de '14-wachtlijsters de werkstatus in 2015. In onze hoofdanalyse meten we dus niet de werkstatus van beide cohorten in één specifiek jaar, omdat de '13-wachtlijsters dan een jaar langer de tijd hebben om een baan te vinden dan de '14-wachtlijsters. Dit zou de baankans voor de eerstgenoemde groep kunnen verhogen.

Deze manier van meten betekent wel dat het verschil in baankans tussen beide groepen mogelijk beïnvloed wordt door een conjunctureel verschil tussen de meetjaren. De arbeidsmarkt stond er in 2015 immers iets anders voor dan in 2014. Om een mogelijk conjunctureel effect uit te sluiten, voeren we een robuustheidsanalyse uit waarbij we voor beide cohorten de werkstatus in 2015 meten – zie bijlage D. Deze alternatieve meetmethode doet de empirische resultaten niet wezenlijk veranderen. We concluderen hieruit dat de voorgedane conjuncturele fluctuaties geen effect hebben op onze bevindingen.

4.3.2 De uitkomstvariabelen

Voor de uitkomstvariabelen nemen we in de hoofdspecificaties 2016 als meetjaar. Dit jaar ligt namelijk voorbij het moment waarop we de baankans meten, maar volgt daar wel redelijk snel op. Omdat de baankansen van het '13- en '14-cohort in de jaren na 2015 enigszins naar elkaar toe groeien, verwachten we a priori minder grote effecten wanneer we de uitkomstvariabelen in een later jaar meten. We voeren een robuustheidsanalyse uit met 2017 als meetjaar.¹⁰ De resultaten hiervan zijn in bijlage D te vinden. Ten opzichte van 2016 is de geschatte daling in crimineel gedrag kleiner (en niet langer significant), terwijl de effecten op

¹⁰ Deze robuustheidscheck doen we voor alle uitkomstvariabelen, met uitzondering van ggz-gebruik. Gegevens over het ggz-gebruik in 2017 zijn op het moment van schrijven nog niet beschikbaar.

schuldenproblematiek en Wmo-gebruik groter uitvallen. In de periode dat dit onderzoek is uitgevoerd, was data over het ggz-gebruik in 2017 nog niet beschikbaar.

In tegenstelling tot de baankans meten we de uitkomstvariabelen voor beide cohorten dus wel binnen dezelfde periode. We doen dit vanwege twee redenen. Ten eerste verandert voor sommige van de uitkomstvariabelen de dataregistratie over de jaren.¹¹ Dit betekent dat als we voor de verschillende cohorten in verschillende jaren zouden meten, we appels met peren vergelijken. Ten tweede filteren we op deze manier een eventuele landelijke trend uit de uitkomstvariabele. Stel dat we voor het '13-cohort de uitkomstvariabele zouden meten in 2016 en voor het '14-cohort in 2017. Als door macro-ontwikkelingen de prevalentie in 2017 over de gehele linie hoger of lager is dan in 2016, zouden onze schattingen deze trend oppikken en daarmee de regressieresultaten verstoren. In het volgende hoofdstuk laten we zien dat voor de meeste van onze uitkomstvariabelen een macrotrend geldt.¹²

¹¹ Zo heeft er in 2014 in de geestelijke gezondheidszorg een stelselwijziging plaatsgevonden, waarbij de ggz is ingedeeld in generalistische basis-ggz en gespecialiseerde ggz. Zie voor meer informatie [hier](#).

¹² Om uit te sluiten dat onze effecten gedreven worden door het feit dat we voor beide cohorten dezelfde meetperiode nemen (en het '13-cohort dus na de 'behandeling' een jaar langer de tijd heeft om een verandering op een leefgebied te realiseren dan het '14-cohort), voeren we ook regressie-analyses uit waarbij we het '13-cohort vergelijken met het '12 cohort. Beide cohorten kennen een vergelijkbare baankans in de jaren nadat ze op de wachtlijst stonden. We vinden dan voor alle uitkomstvariabelen die wel een significant effect laten zien voor de vergelijking tussen het '13- en het '14-cohort – ggz-gebruik, criminaliteit en Wmo-ondersteuning – géén significante effecten. Hieruit concluderen we dat onze uitkomsten niet gedreven worden doordat we voor beide cohorten dezelfde meetperiode nemen.

5 Beschrijvende statistieken

5.1 Vergelijking achtergrondkarakteristieken en baankans

Tabel 5.1 laat voor alle geobserveerde achtergrondkenmerken de gemiddelde waarden zien voor zowel het '13 als het '14-cohort. Wat direct opvalt, is dat er voor vrijwel alle achtergrondkenmerken geen significante verschillen zijn tussen beide groepen (zie p-waarden in deze tabel). Zo laten beide cohorten voor alle onderzochte leefgebieden een vergelijkbare prevalentie in het nabije verleden (de periode '12-'13) zien, met uitzondering van het (totale) medicijngebruik. Hieruit concluderen we dat het '13-cohort voor wat betreft crimineel gedrag, geestelijke gezondheid, gebruik van antidepressiva, schuldenproblematiek en Wmo-ondersteuning gemiddeld genomen een vergelijkbare startconditie kent als het '14-cohort.

Kenmerken waarop de cohorten wél significant verschillen – naast medicijngebruik – zijn leeftijd (in het wachtlijstjaar) en de percentages alleenstaande ouders, thuiswonende kinderen en Wajongers binnen de populatie. We zoomen in op het verschil in gemiddelde leeftijd door na te gaan door welke leeftijdsklassen dit verschil gedreven wordt. Het '14-cohort blijkt relatief veel jongvolwassenen te bevatten, terwijl het '13-cohort relatief veel 50-plussers bevat. Beide cohorten hebben een vergelijkbaar aandeel personen die in de leeftijdscategorie 30-50 jaar vallen.

Daar komt bij dat, doordat we dezelfde meetperiode nemen voor beide cohorten, de gemiddelde leeftijd waarop we de uitkomst meten voor beide groepen met één extra jaar verschilt. De '13-wachtlijsters hebben er immers in 2016 één jaar meer bijgekregen ten opzichte van het moment dat ze op de wachtlijst stonden dan de '14-wachtlijsters. In 2016 is het '13-cohort dus gemiddeld twee jaar ouder dan het '14-cohort. We corrigeren voor dit verschil door het opnemen van alle geobserveerde achtergrondkenmerken – dus ook leeftijd – als controlevariabelen in onze regressies.

Om er zeker van te zijn dat onze resultaten niet beïnvloed worden door de (kleine) verschillen in achtergrondkenmerken, voeren we alle regressieanalyses uit voor zowel de gehele steekproef als alleen voor de leeftijdsgroep 30-50 jaar. Het voordeel van deze selectie is dat beide cohorten dan op (nog) minder kenmerken significant van elkaar verschillen. Wel houden we het ene jaar leeftijdsverschil in het meetjaar 2016. De resultaten voor deze leeftijdscategorie zijn terug te vinden in bijlage D.

Als laatste geeft tabel 5.1 de baankans in het jaar nadat de persoon op de wachtlijst stond ($t+1$) voor beide cohorten. Zoals eerder al vermeld, is de baankans voor het '13-cohort bijna twee keer zo hoog als voor het '14-cohort. Gegeven de goede vergelijkbaarheid van beide groepen op achtergrondkenmerken, is het aannemelijk dat het verschil in baankans veroorzaakt wordt door het moment dat iemand op de wachtlijst stond. Dit rechtvaardigt het benutten van de variatie in het 'wachtlijstjaar' als exogene schok in de baankans.

Tabel 5.1 Vergelijking tussen de cohorten Wsw-wachlijsters op geobserveerde kenmerken

	'13-cohort	'14-cohort	Verschil	p-waarde
	in %	in %		
Achtergrondkenmerken				
Vrouw	36,3	36,8	-0,5	0,70
Migratieachtergrond	32,3	30,8	1,5	0,17
Leeftijd (in jaren)	38,5	37,4	1,1	0,00
Plaats in huishouden:				
Alleenstaand	35,1	34,2	0,9	0,42
Paar	27,3	27,0	0,3	0,81
Eenouder	8,5	7,2	1,3	0,05
Institutioneel huishouden	6,2	6,4	-0,2	0,81
Thuiswonend kind	20,8	23,1	-2,3	0,02
Overig	2,2	2,1	0,1	0,83
Arbeidsbeperking:				
LG/LVG/VG	27,4	26,1	1,3	0,22
Psychisch	52,9	54,7	-1,8	0,12
Overig	19,7	19,2	0,5	0,56
Uitkeringsregeling:				
Bijstand	51,1	53,2	-2,1	0,07
Wajong	20,0	17,3	2,7	0,00
WW	9,2	9,1	0,1	0,96
Overig	19,6	20,4	-0,8	0,42
Verleden:				
ggz verleden	40,5	41,4	-0,9	0,44
Crimineel verleden	12,2	12,1	0,1	0,96
Medicijn verleden	88,0	86,2	1,8	0,02
Antidepressiva verleden	25,7	24,3	1,4	0,17
Wanbetalers verleden	12,0	13,3	-1,3	0,10
Wmo verleden	25,8	25,4	0,5	0,69
Overig:				
Baankans	53,5	25,9	27,6	0,00
Observaties	3673	3611		

5.2 Trends in de uitkomstvariabelen

Hoe verhouden de scores van de Wsw-doelgroep op de verschillende leefgebieden zich tot de resultaten voor de gehele Nederlandse bevolking over de jaren heen? Figuur 5.1 geeft hier inzicht in. Voor zowel onze volledige sample – het '13- en '14- cohort tezamen – als voor de gehele bevolking (18-65 jaar) plotten we voor de verschillende leefgebieden de gemiddelde prevalentie per jaar.¹³

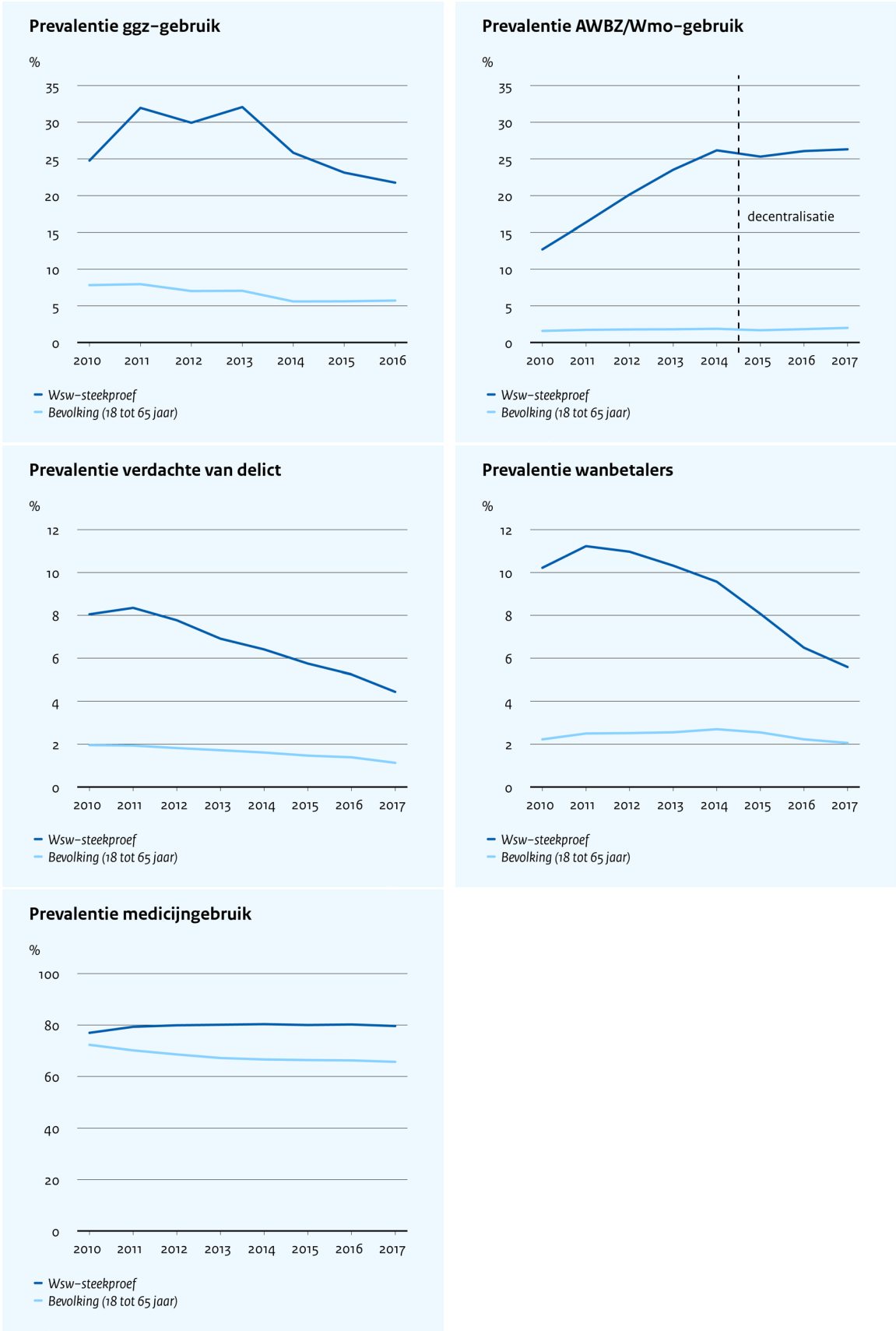
Twee zaken vallen op aan deze figuur. Ten eerste ligt voor alle uitkomstvariabelen de prevalentie voor de Wsw'ers (veel) hoger dan voor de totale bevolking. Zo is het gebruik van ggz binnen de groep Wsw'ers een viervoud van het gebruik binnen de totale Nederlandse bevolking. Ook is de kans dat een Wsw'er verdacht wordt van een delict viermaal zo hoog als voor de doorsnee burger. Dit laat zien dat de potentiële baten van arbeidstoeleiding substantieel zijn, mits het hebben van een baan positieve neveneffecten sorteert op de andere leefdomeinen.

Ten tweede zien we dat voor de meeste uitkomstvariabelen de prevalentie over de jaren afneemt, voor zowel onze sample van Wsw'ers als voor de totale bevolking. Voor de Wsw'ers zien we bijvoorbeeld over de gehele dataperiode een daling in het ggz-gebruik van zo'n 8%-punt, oftewel een afname van ruim een kwart. Voor de Nederlandse bevolking gaat het om een daling van 1,5%-punt, wat neerkomt op een afname van net geen kwart.¹⁴ Dit betekent dus dat er op landelijk niveau een duidelijke neerwaartse trend is in de prevalentie op verschillende leefgebieden die onafhankelijk lijkt te zijn van het beleid rond de arbeidstoeleiding. De uitzondering is Wmo-ondersteuning: daar zien we een stijgende trend. Om te voorkomen dat we deze – dalende dan wel stijgende – trend oppikken in onze schattingen, kiezen we ervoor om voor beide cohorten en voor alle uitkomstvariabelen dezelfde meetperiode te nemen (zie ook hoofdstuk 4).

¹³ In deze figuur zijn de prevalenties voor de groep Wsw'ers lager dan de percentages voor de prevalenties in het verleden, zoals gerapporteerd in tabel 5.1. De reden hiervoor is dat we in figuur 5.1 jaarlijkse prevalenties plotten, terwijl tabel 5.1 historische prevalenties over een periode van twee jaar ('12-'13) weergeeft.

¹⁴ Conjunctuur kan hierbij een rol spelen – in economisch goede tijden zijn mensen optimistischer en hebben minder last van depressieve klachten – maar ook de eerder genoemde stelselwijzigingen in de ggz kunnen van invloed zijn. Verder heeft de jaarlijkse verhoging van het eigen risico van de basisverzekering mogelijk een remmend effect hebben gehad op het gebruik van geestelijke gezondheidszorg.

Figuur 5.1 Voor vrijwel alle uitkomstvariabelen daalt de prevalentie



6 Resultaten

In dit hoofdstuk presenteren we onze empirische resultaten per leefgebied. Naast onze hoofdspecificatie met alle (eerste keer-) wachtlijsters in 2013 en 2014 bespreken we een aantal heterogeniteitsanalyses. Zo kijken we of het voor de effecten op de verschillende leefgebieden uitmaakt welk type arbeidsbeperking – lichamelijk/licht verstandelijk/verstandelijk beperkt (LG/LVG/VG) of psychisch – iemand heeft of uit welke uitkeringsregeling iemand afkomstig is – bijstand of Wajong. Er bestaan nog meer typen arbeidsbeperkingen en uitkeringsregelingen, maar die categorieën hebben onvoldoende observaties om betekenisvolle analyses op uit te voeren. Per leefgebied voeren we ook een aantal robuustheidsanalyses uit. Zo kijken we naar de effecten voor de leeftijdscategorie 30-50 jaar en de effecten wanneer we 2017 als meetjaar nemen. Ook voeren we een analyse uit waarbij we voor beide cohorten hetzelfde jaar (2015) nemen om de werkstatus te meten. Uitkomsten van deze robuustheidsanalyses zijn in de bijlage te vinden.

De schattingen in dit hoofdstuk betreffen zogenoemde ‘lokale behandel-effecten’. Dat wil zeggen dat de geschatte effecten gelden voor de groep mensen die wel een baan kregen omdat ze in 2013 op de wachtlijst stonden, maar hypothetisch geen baan zouden hebben gekregen als ze in 2014 op de wachtlijst hadden gestaan.¹⁵ De uitkomsten zijn dus niet zonder meer te extrapoleren naar de gehele Wsw-doelgroep, omdat daar ook mensen tussen zitten die, ongeacht het wachtlijstjaar, altijd of juist nooit een baan hadden gevonden. Wel tonen ze het beleidsrelevante effect, omdat beleid er juist op gericht is om mensen aan een baan te helpen die anders geen werk hadden gevonden.

6.1 Geestelijke gezondheid

Voor wat betreft het effect van een baan op de geestelijke gezondheid, kwamen we in hoofdstuk 3 tot de volgende hypothese:

- Het hebben van een baan leidt tot een betere geestelijke gezondheid.

Tabel 6.1 laat onze bevindingen zien voor dit leefgebied, met in kolom (2) de hoofdspecificatie met controlevariabelen. Voor de Wsw-doelgroep vermindert het hebben van een baan de kans op het gebruik van geestelijke gezondheidszorg met ongeveer 7%-punt.¹⁶ Dit zien wij als een substantiële daling, gegeven dat in 2016 zo’n 22% van de personen in onze Wsw-steekproef gebruikmaakte van ggz. Het lagere ggz-gebruik zien wij als een indicatie dat de geestelijke gezondheid erop vooruitgaat als iemand werk heeft, wat in lijn is met de bestaande onderzoeksliteratuur. Hypothese 1 wordt dus niet verworpen.

Zoals vermeld gaat het hier om een ‘lokaal behandel-effect’. Hierdoor kunnen we niet concluderen dat indien alle Wsw’ers een baan hadden gevonden, de prevalentie van ggz-gebruik binnen de gehele Wsw-populatie met 7%-punt gedaald zou zijn. De daling van 7%-punt geldt voor die mensen die wel aan het werk zijn gekomen omdat ze in 2013 op de wachtlijst stonden; waren deze personen in 2014 op de wachtlijst beland, dan hadden zij een jaar later geen werk gehad.

¹⁵ Om welke personen in onze sample dit specifiek gaat, weten we niet: zo kunnen we voor de ‘13 wachtlijsters die aan het werk gekomen zijn, niet bepalen wie van deze groep geen baan hadden gevonden als zij in ‘14 op de wachtlijst hadden gestaan. Deze hypothetische situatie observeren we namelijk niet.

¹⁶ De toegevoegde controlevariabelen zijn te vinden in tabel 5.1. Met uitzondering van Wmo-ondersteuning nemen we voor alle uitkomstvariabelen ook provinciedummies op om te corrigeren voor mogelijke regionale verschillen. Voor Wmo-ondersteuning nemen we gemeenteddummies op, om zo te corrigeren voor gemeentelijke verschillen in Wmo-beleid.

Op basis van deze resultaten kunnen we ook een schatting maken van de maatschappelijke besparing op ggz-kosten doordat een arbeidsbeperkte aan een baan wordt geholpen. Voor de Wsw-wachtlister die gebruikmaken van ggz zijn de jaarlijkse kosten hiervan gemiddeld zo'n 7000 euro.¹⁷ Als iemand binnen deze doelgroep aan een baan wordt geholpen, daalt de kans op ggz-gebruik met 7%-punt. De geschatte besparing aan ggz-uitgaven ligt dus rond de 500 euro per jaar per baanvinder. Omdat geestelijke gezondheid onder de Zorgverzekeringswet (Zvw) valt, slaan deze baten in beginsel neer bij zorgverzekeraars. Als zorgverzekeraars deze besparing doorberekenen in de zorgverzekeringspremie, profiteren premiebetalers ook.

Voor de volledige tabel met uitkomsten, inclusief de resultaten voor de controlevariabelen, verwijzen we naar bijlage C.

Tabel 6.1 Effect van een baan op het gebruik van geestelijke gezondheidszorg

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Sample	Volledig	Volledig	LG/LVG/VG	Psychisch	Bijstand	Wajong
Baan een jaar later	-0,085** (0,035)	-0,071** (0,030)	-0,062 (0,051)	-0,096** (0,045)	-0,075* (0,042)	-0,014 (0,074)
Observaties	7284	7284	1949	3919	3800	1362
Schatter	IV	IV	IV	IV	IV	IV
Controlevars.	Nee	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja

In de specificaties is (a) de afhankelijke variabele de indicator voor wel of geen ggz-gebruik in 2016, (b) het instrument de indicator voor het jaar op de wachtlijst en (c) worden robuuste standaardfouten weergegeven tussen haakjes.
***, **, *: significant op respectievelijk 1, 5 en 10%.

Tabel 6.1, specificaties (3) en (4) laten het effect van een baan op ggz-gebruik zien voor respectievelijk mensen met een lichamelijke of verstandelijke beperking (LG/LVG/VG) en mensen met een psychische beperking. Het effect is het grootst voor mensen met een psychische handicap. Voor mensen met een LG/LVG/VG-handicap is het effect kleiner dan het gemiddelde effect voor de gehele sample. Verder zien we dat voor beide subpopulaties de standaardfout groter is dan voor de gehele sample, een logisch gevolg van het lagere aantal observaties voor de subpopulaties. Dit maakt dat de coëfficiënten minder precies geschat worden en de statistische significantie lager is dan voor de gehele sample. Dit punt zal terugkomen bij vrijwel alle heterogeniteitsanalyses die hierna nog volgen.

Tabel 6.1, specificaties (5) en (6) laten de effecten zien voor mensen in verschillende soorten uitkeringsregelingen. Voor bijstandsontvangers vinden we een effect dat overeenkomt met het gemiddelde effect voor de gehele sample. Als gevolg van het kleinere aantal observaties neemt de statistische significantie af. Voor Wajongers vinden we geen significant effect van het hebben van een baan op ggz-gebruik.

6.2 Fysieke gezondheid

Voor wat betreft de fysieke gezondheid kwamen we in hoofdstuk 3, op basis van de bestaande onderzoeksliteratuur, tot de volgende hypothese:

- Het hebben van een baan heeft geen effect op de fysieke gezondheid.

¹⁷ Dit bedrag volgt uit de CBS-microdata over zorgkosten.

Tabel 6.2, specificatie (2) laat voor onze hoofdspecificatie (met controlevariabelen) de uitkomsten voor medicijngebruik zien. We zien dat het hebben een baan niet van invloed is op het gebruik van medicijnen. Ook wanneer we kijken naar de verschillende subgroepen, vinden we geen significante resultaten. Wanneer we medicijngebruik zien als een indicator voor iemands fysieke gezondheid, kunnen we hypothese 2 dus niet verwerpen.

Omdat medicijngebruik meer omvat dan fysieke gezondheid, zoomen we verder in door alleen te kijken naar het gebruik van antidepressiva. Omdat het gebruik van antidepressiva samenhangt met geestelijke gezondheid, is de a priori verwachting dat een baan ook het gebruik van antidepressiva significant beïnvloedt. Opvallend genoeg blijkt dit echter niet het geval te zijn, zoals uit tabel 6.3 op te maken valt. De geschatte coëfficiënt heeft wel het verwachte teken, maar kent een lage precisie. Vervolgonderzoek zal moeten uitwijzen waarom er wél een significant effect is op ggz-gebruik, maar niet op het gebruik van antidepressiva.

Tabel 6.2 Effect van een baan op medicijngebruik

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Sample	Volledig	Volledig	LG/LVG/VG	Psychisch	Bijstand	Wajong
Baan jaar later	0,027 (0,034)	-0,020 (0,029)	-0,078 (0,063)	-0,012 (0,038)	-0,003 (0,040)	-0,149* (0,088)
Observaties	7284	7284	1949	3919	3800	1362
Schatter	IV	IV	IV	IV	IV	IV
Controlevars.	Nee	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja

In de specificaties is (a) de afhankelijke variabele de indicator voor wel of geen medicijngebruik in 2016, (b) het instrument de indicator voor het jaar op de wachtlijst en (c) worden robuuste standaardfouten weergegeven tussen haakjes.

Tabel 6.3 Effect van een baan op gebruik antidepressiva

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Sample	Volledig	Volledig	LG/LVG/VG	Psychisch	Bijstand	Wajong
Baan jaar later	0,016 (0,034)	-0,013 (0,026)	-0,066 (0,043)	-0,006 (0,038)	-0,027 (0,036)	-0,058 (0,052)
Observaties	7284	7284	1964	3919	3800	1362
Schatter	IV	IV	IV	IV	IV	IV
Controlevars.	Nee	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja

In de specificaties is (a) de afhankelijke variabele de indicator voor wel of geen antidepressivagebruik in 2016, (b) het instrument de indicator voor het jaar op de wachtlijst en (c) worden robuuste standaardfouten weergegeven tussen haakjes.

6.3 Crimineel gedrag

Op basis van de literatuur over het effect van werk op criminaliteit, formuleerden we in hoofdstuk 3 de volgende hypothese:

- Het hebben van een baan leidt tot minder crimineel gedrag.

In tabel 6.4, kolom (2) zijn weer de uitkomsten te vinden voor de specificatie met controlevariabelen, maar nu voor het verdacht zijn van een delict. Het hebben van een baan vermindert de kans op (verdacht zijn van) crimineel gedrag met 3,5%-punt. Ook dit zien we als een forse afname, gelet op het feit dat in 2016 ongeveer 5% van onze Wsw-steekproef verdacht werd van een delict. Hypothese 3 wordt dus niet verworpen. Verder laten

de heterogeniteitsanalyses zien dat er, voor wat betreft deze geschatte afname, geen grote variatie is tussen de verschillende subgroepen.

Ook hier kunnen we een maatschappelijk prijskaartje hangen aan het gunstige effect van een baan op crimineel gedrag. De maatschappelijke schade van criminaliteit wordt geschat op ongeveer 24 miljard euro per jaar.¹⁸ Dit bedrag wordt gevormd door alle verschillende typen delicten die binnen Nederland gepleegd worden. Uit onze data blijkt dat de Wsw-populatie niet sterk afwijkt van de totale Nederlandse bevolking als het gaat om welke typen delicten relatief veel voorkomen. Wel plegen Wsw'ers relatief wat vaker delicten waaraan (per delict) hoge maatschappelijke kosten verbonden zijn (mishandeling, zedendelicten) en relatief minder vaak delicten waaraan een minder hoog maatschappelijk prijskaartje hangt (verkeers- en drugsdelicten).¹⁹ Extrapolatie van het macrobedrag van 24 miljard naar de Wsw-populatie lijkt dus een conservatieve benadering voor het schatten van de maatschappelijke kosten van de delicten die door Wsw'ers gepleegd worden.²⁰

Een deel van deze totale kosten is naar verwachting niet proportioneel met het aantal delicten of verdachten – het gaat dan vooral om de uitgaven aan preventie. We volgen een conservatieve benadering door aan te nemen dat alle uitgaven aan preventie (geschat op 6,1 miljard per jaar, zie Moolenaar e.a., 2018) vaste kosten zijn. Alle andere soorten van maatschappelijke kosten zijn het gevolg van een delict – denk aan opsporing, vervolging en berechting – en daarmee wél proportioneel met het aantal delicten. De variabele kosten bedragen dus 18 miljard euro op jaarbasis. Gegeven dat er jaarlijks grofweg 200.000 (geregistreerde) verdachten zijn, komen we tot een variabel totaalbedrag per verdachte van 90 duizend euro op jaarbasis. Overigens zijn de variabele kosten per delict (veel) lager, omdat sommige verdachten meerdere delicten plegen én omdat bij lang niet elk delict een verdachte aangewezen kan worden.

Gegeven dat de kans op (het verdacht zijn van) crimineel gedrag in dezelfde periode 3,5%-punt afnam bij het hebben van werk, is de geschatte maatschappelijke baat op dit terrein ruim 3000 euro per persoon per jaar. Deze welvaartswinst komt grotendeels terecht bij huishoudens (zie Moolenaar e.a., 2018), maar ook bij de (Rijks)overheid in de vorm van lagere uitgaven aan het justitie- en politieapparaat. Omdat er, anders dan voor ggz-uitgaven, geen directe informatie beschikbaar is over de maatschappelijke kosten van de delicten die door Wsw'ers gepleegd worden, benadrukken we dat er een grote onzekerheidsmarge om de geschatte besparing heen zit.

¹⁸ Moolenaar e.a. (2018) schatten de maatschappelijke schade van criminaliteit op 20 mld. euro per jaar, uitgedrukt in 2005 prijzen. Vertaald naar 2016 prijzen gaat het dan om een bedrag van ongeveer 24 mld. euro per jaar. De auteurs geven aan dat deze schatting waarschijnlijk een ondergrens is, omdat sommige schadeposten niet goed geschat kunnen worden en dus niet zijn meegenomen.

¹⁹ Zie Groot e.a. (2007) voor de maatschappelijke kosten per type delict.

²⁰ Verder geldt dat Moolenaar e.a. (2018) de maatschappelijke kosten schatten van alle delicten die jaarlijks in Nederland gepleegd worden, terwijl wij alleen data hebben over delicten waarvoor een verdachte kon worden aangewezen. In onze berekeningen gaan we ervanuit dat (a) binnen de Wsw-populatie relatief even vaak delicten plaatsvinden waarvoor geen verdachte is aangewezen als binnen de gehele Nederlandse bevolking en (b) de daling van het aantal delicten zonder verdachte onder Wsw'ers die aan een baan zijn geholpen verhoudingsgewijs vergelijkbaar is met de daling voor deze groep van het aantal delicten waarvoor wel een verdachte kon worden aangewezen.

Tabel 6.4 Effect van een baan op het verdacht zijn van een delict

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Sample	Volledig	Volledig	LG/LVG/VG	Psychisch	Bijstand	Wajong
Baan jaar later	-0,045** (0,019)	-0,035** (0,017)	-0,052 (0,036)	-0,039 (0,024)	-0,049* (0,025)	-0,045 (0,046)
Observaties	7284	7284	1949	3919	3800	1362
Schatter	IV	IV	IV	IV	IV	IV
Controlevars.	Nee	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja

In de specificaties is (a) de afhankelijke variabele de indicator voor wel of niet verdacht zijn in 2016, (b) het instrument de indicator voor het jaar op de wachtlijst en (c) worden robuuste standaardfouten weergegeven tussen haakjes.
***, **, *: significant op respectievelijk 1, 5 en 10%.

6.4 Wmo-ondersteuning

In hoofdstuk 3 hebben voor Wmo-ondersteuning de volgende hypothese opgesteld:

- Het hebben van een baan leidt tot minder behoefte aan Wmo-ondersteuning.

Tabel 6.5 (kolom 2) laat zien dat het hebben van een baan de kans om in een Wmo-maatwerktraject te zitten met ruim 9%-punt verkleint. De maatwerktrajecten die we voor deze analyse selecteren, zijn ondersteuning thuis – grotendeels begeleiding en dagbesteding – en beschermd wonen. Deze uitkomst betekent dat hypothese 4 niet verworpen wordt. Gegeven dat 26% van de personen in onze steekproef gebruikmaakt van een Wmo-maatwerktraject, gaat het volgens ons om een behoorlijke afname. We vinden voor de groep met een psychische aandoening een groter effect dan voor de LG/LVG/VG-groep en voor mensen in de bijstand een grotere invloed dan voor Wajongers.

Tabel 6.5 Effect van een baan op het gebruik van ondersteuning thuis en beschermd wonen (Wmo)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Sample	Volledig	Volledig	LG/LVG/VG	Psychisch	Bijstand	Wajong
Baan jaar later	-0,082** (0,037)	-0,094*** (0,029)	-0,072 (0,070)	-0,121*** (0,042)	-0,113*** (0,042)	-0,066 (0,10)
Observaties	7284	7284	1964	3919	3800	1362
Schatter	IV	IV	IV	IV	IV	IV
Controlevars.	Nee	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja

In de specificaties is (a) de afhankelijke variabele de indicator voor wel of geen Wmo-gebruik in 2016, (b) het instrument de indicator voor het jaar op de wachtlijst en (c) worden robuuste standaardfouten weergegeven tussen haakjes.
***, **, *: significant op respectievelijk 1, 5 en 10%.

We hebben ook het effect geschat op het gebruik van alleen Wmo-begeleiding en beschermd wonen, dus exclusief dagbesteding. De maatwerkvoorziening arbeidsmatige dagbesteding kan namelijk door gemeenten als instrument worden ingezet ter vervanging van een beschutte werkplek, waardoor deze voorziening minder als uitkomst gezien kan worden dan individuele begeleiding en beschermd wonen. Tabel 6.6 laat zien dat het effect op Wmo-ondersteuning dan ongeveer de helft kleiner is, en niet significant.

Uit een berekening op basis van CBS-data volgt dat de kosten voor een maatwerktraject voor een persoon binnen onze doelgroep gemiddeld ruim 15.000 euro per jaar bedragen.²¹ Bij een afname in het beroep op Wmo-maatwerktrajecten met ruim 9%-punt gaat het dus om een geschatte besparing van zo'n 1400 euro op jaarbasis, waarvan ongeveer de helft volgt uit lagere uitgaven aan dagbesteding. Dit bedrag kan als een ondergrens voor de totale besparingen op de Wmo-uitgaven gezien worden, omdat het beroep op algemene voorzieningen naar verwachting ook afneemt als mensen aan een baan worden geholpen.

Tabel 6.6 Effect van een baan op het gebruik van ondersteuning thuis en beschermd wonen (Wmo), exclusief dagbesteding

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Sample	Volledig	Volledig	LG/LVG/VG	Psychisch	Bijstand	Wajong
Baan jaar later	-0,082** (0,037)	-0,094*** (0,029)	-0,072 (0,070)	-0,121*** (0,042)	-0,113*** (0,042)	-0,066 (0,10)
Observaties	7284	7284	1964	3919	3800	1362
Schatter	IV	IV	IV	IV	IV	IV
Controlevars.	Nee	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja

In de specificaties is (a) de afhankelijke variabele de indicator voor wel of geen Wmo-begeleiding in 2016, (b) het instrument de indicator voor het jaar op de wachtlijst en (c) worden robuuste standaardfouten weergegeven tussen haakjes.
***, **, *: significant op respectievelijk 1, 5 en 10%.

6.5 Schuldenproblematiek

In hoofdstuk 3 kwamen we voor het verwachte effect van een baan op schuldenproblematiek tot de volgende hypothese:

- Het hebben van een baan leidt tot minder schuldenproblematiek.

Tabel 67 laat de resultaten zien voor de kans dat iemand in de wanbetalersregeling van de Zvw terecht komt. Na toevoeging van de controlevariabelen vinden we voor de totale sample geen significant effect van het hebben van een baan op deze kans. Wel heeft de coëfficiënt het verwachte teken. Op basis van dit resultaat wordt hypothese 5 dus verworpen.

De robuustheidsanalyse met 2017 als meetjaar laat wel een significante daling zien van 3,7%-punt (zie bijlage D). Afgezet tegen het percentage van onze Wsw-steekproef dat in de Zvw-wanbetalersregeling zat (circa 6,5%), interpreteren we dit als een substantiële afname. Mogelijk heeft het hebben van een baan pas op de lange termijn zijn weerslag op iemands financiële positie. Vervolgonderzoek met recentere data zou hier meer inzicht in kunnen bieden.

²¹ Uit de microdata blijken er in 2017 een krappe 190.000 mensen gebruik te maken van begeleiding, dagbesteding of een Wmo-arrangement – gezamenlijk aangeduid als 'ondersteuning thuis'. De kosten voor een gemeente van deze voorzieningen zijn gemiddeld zo'n 120.000 euro per 1000 inwoners, zie [hier](#). Per Wmo-cliënt zijn de gemiddelde kosten per jaar dus ongeveer 11.000 euro. Voor beschermd wonen zijn de jaarlijkse kosten per cliënt geschat op zo'n 50.000 euro (zie Gielen e.a., 2017). Voor onze doelgroep geldt dat een kleine 13% van alle Wmo-cliënten een beschermd-wonen-indicatie heeft, waardoor de gewogen gemiddelde kosten van Wmo-ondersteuning op ruim 15.000 euro per jaar uitkomen.

Tabel 6.7 Effect van een baan op de kans om in de wanbetalersregeling terecht te komen

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Sample	Volledig	Volledig	LG/LVG/VG	Psychisch	Bijstand	Wajong
Baan jaar later	-0,043** (0,021)	-0,022 (0,018)	-0,013 (0,038)	-0,038 (0,024)	-0,016 (0,029)	-0,036 (0,034)
Observaties	7284	7284	1949	3919	3800	1362
Schatter	IV	IV	IV	IV	IV	IV
Controlevars.	Nee	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja

In de specificaties is (a) de afhankelijke variabele de indicator voor wel of niet in de wanbetalersregeling in 2016, (b) het instrument de indicator voor het jaar op de wachtlijst en (c) worden robuuste standaardfouten weergegeven tussen haakjes.
 ***, **, *: significant op respectievelijk 1, 5 en 10%.

7 Beleidsimplicaties

Wat betekenen deze resultaten nu in termen van baten voor de mensen om wie het gaat en voor de maatschappij als geheel en wat is de relevantie hiervan voor beleid? In het vorige hoofdstuk zagen we dat het bieden van werk aan arbeidsbeperkten maatschappelijke baten genereert die breder zijn dan alleen de arbeidsdeelname zelf. Het gaat dan om besparingen op ggz- en Wmo-gebruik – geschat op respectievelijk 500 en 1400 euro per jaar – en minder maatschappelijke schade door criminaliteit – geschat op 3000 euro per jaar. Alles bij elkaar schatten we de totale besparingen van de arbeidstoeleiding van een arbeidsbeperkte dus op ongeveer 5000 euro per persoon per jaar. Dit lijkt een ondergrens te zijn voor de totale materiële baten, bijvoorbeeld omdat eventuele besparingen op algemene Wmo-voorzieningen en sommige schadeposten van criminaliteit niet zijn meegenomen. Deze materiële baten van arbeidstoeleiding zijn aanvullend op de directe baten van lagere uitgaven aan de bijstand – ongeveer 14 duizend euro per jaar per bijstandsgerechtigde²² – of een andere uitkeringsregeling, zoals de Wajong.

Daarbij komt dat de totale baten van het aan een baan helpen van mensen met een arbeidsbeperking naar verwachting (veel) groter zijn dan alleen de materiële baten. Een belangrijk deel van de totale baten is immaterieel – de persoon in kwestie voelt zich bijvoorbeeld gelukkiger. Uit onderzoek van het SCP (Van Echtelt, 2010, p.11) blijkt dat werklozen en niet-werkende arbeidsongeschikten over veel aspecten van hun leven, zoals hun dagelijkse bezigheden en hun vrienden- en kennissenkring, minder tevreden zijn dan mensen met een betaalde baan. Ook zijn ze negatiever over hun leven als geheel: terwijl negen op de tien werkenden (zeer) tevreden zijn met het leven dat ze op dit moment leiden, is dit voor slechts de helft van de werklozen en niet-werkende arbeidsongeschikten het geval. De geringere tevredenheid van niet-werkenden is voor een belangrijk deel toe te schrijven aan hun als slechter ervaren gezondheid. Daarnaast spelen hun beperkte financiële middelen en geringere sociale participatie een rol.

Welk handelingsperspectief volgt nu uit onze bevindingen, gegeven deze noties over materiële en immateriële baten? Allereerst is het goed om te benadrukken dat onze bevindingen niet zonder meer te extrapoleren zijn naar iedere werkzoekende die van de gemeente hulp krijgt bij het vinden van een baan. Onze cijfers geven de bredere baten van arbeidstoeleiding voor mensen met een relatief grote afstand tot de arbeidsmarkt, arbeidsbeperkten die vaak intensieve begeleiding nodig hebben om betaald werk te kunnen doen. Deze personen, die deel uitmaken van de nieuwe doelgroepen van de Participatiewet, worden veelal aan een baan geholpen als de gemeente een extra inspanning doet. Zonder deze inspanning is het voor hen moeilijker om aan werk te komen.

Een effectieve arbeidstoeleiding levert gemeenten besparingen op in de vorm van besparingen op uitkeringen. Echter, een aanzienlijk deel van de bredere baten van dit beleid slaat niet primair neer bij gemeenten. We spreken dan van positieve externaliteiten. Zo hebben gemeenten van de besparingen op ggz en criminaliteit veel minder profijt, deze materiële baten komen met name terecht bij zorgverzekeraars en het Rijk. Ook de immateriële baten, bijvoorbeeld in de vorm van een betere geestelijke gezondheid, komen niet bij de gemeente terecht. Nu zullen gemeenten beleid voeren ten gunste van hun burgers, maar naar verwachting minder gericht zijn op leefdomeneinen waarvoor ze niet direct verantwoordelijk zijn. Bij de huidige lumpsumbekostiging (zie ook paragraaf 2.3) dragen gemeenten wel de volledige kosten van een extra investering in de begeleiding naar werk voor arbeidsbeperkten. Zij betalen hiervoor vanuit maatschappelijk oogpunt dus een te hoge prijs, waardoor het risico bestaat dat er minder wordt geïnvesteerd in arbeidstoeleiding dan maatschappelijk optimaal is.

Bij een financiering die (deels) afhangt van het aantal arbeidsbeperkten dat een baan vindt, wordt het voor gemeenten financieel aantrekkelijker om meer arbeidsbeperkten aan een baan te helpen. Hiervoor is

²² Zie bijvoorbeeld [hier](#). Uiteraard zijn er ook kosten verbonden aan de arbeidstoeleiding voor mensen met een arbeidsbeperking. Omdat we met deze studie geen volledige kosten-batenanalyse beogen, doen we geen poging deze kosten in kaart te brengen. Zie Cedris & SBCM (2017) voor een maatschappelijke kosten-batenanalyse van beschutte werkplekken.

aanpassing van het huidige macrobudget niet per se nodig. Zo is het mogelijk om alleen de verdeling van middelen over gemeenten te laten afhangen van het aantal gerealiseerde banen per gemeente. Hierdoor neemt de kans toe dat de positieve externaliteiten – de baten die niet neerslaan bij gemeenten – wel gerealiseerd worden. Het CPB (zie Berkhout en Lejour, 2019) heeft eerder voor een drietal nieuwe varianten voor de financiering geschetst hoe deze naar verwachting de inzet van loonkostensubsidies en begeleidingsmiddelen zullen stimuleren. Deze varianten komen overeen dat (een deel van) het budget niet langer lumpsum maar op basis van werkelijke kosten verdeeld wordt over gemeenten. Ook het SCP heeft in de eindevaluatie Participatiewet geconstateerd dat de huidige prikkelstructuur gemeenten onvoldoende stimuleert zich in te zetten voor mensen met een grote afstand tot de arbeidsmarkt.

Daarnaast biedt onze studie handelingsperspectief voor gemeenten zelf. Uit onze bevindingen blijkt namelijk dat een effectieve arbeidstoeleiding tot een directe besparing op de gemeentelijke Wmo-uitgaven leidt. Voor de afweging om meer of minder loonkostensubsidies en begeleidingsmiddelen in te zetten, is het voor gemeenten belangrijk om te weten dat de baten groter zijn dan alleen een besparing op de bijstandsuitgaven. Verder kunnen gemeenten inzetten op het deels internaliseren van de positieve externaliteiten, bijvoorbeeld door samen te werken met zorgverzekeraars.

In meer algemene zin sluit deze studie aan bij het huidige debat over een toekomstbestendige inrichting en uitvoering van de Participatiewet. Zo worden in de Eindevaluatie Participatiewet van het SCP meerdere aanbevelingen gedaan om het participatiebeleid te verbeteren. Onze bevindingen laten zien dat de potentiële baten van een effectievere arbeidstoeleiding groter zijn dan ‘alleen’ de benutting van het arbeidsvermogen van mensen of een besparing op hun uitkering en benadrukken zodoende het bredere belang van passend beleid voor deze groep.

Literatuur

- Becker, G. S., 1968, Crime and punishment: An economic approach. In *The economic dimensions of crime*, London: Palgrave Macmillan, 13-68 ([link](#)).
- Berkhout, E. en A. Lejour, 2019, Alternatieve financiering van loonkostensubsidies, CPB notitie, Den Haag: Centraal Planbureau ([link](#)).
- Böckerman, P. en P. Ilmakunnas, 2009, Unemployment and self - assessed health: evidence from panel data, *Health economics*, 18(2), 161-179 ([link](#)).
- Browning, M., A. Moller Dano en E. Heinesen, 2006, Job displacement and stress - related health outcomes, *Health economics*, 15(10), 1061-1075 ([link](#)).
- Cedris & SBCM, 2017, Maatschappelijke kosten-batenanalyse beschut werk: Objectieve informatie over de meerwaarde van beschut werk, Utrecht en Den Haag: Cedris en SBCM ([link](#)).
- Douven, R., A. Zeilstra, A. Roos en A. Verrips, Verbeteropties gemeentepolis, 2019, CPB Policy Brief, Den Haag: Centraal Planbureau ([link](#)).
- Echtelt, P. van, 2010, Een baanloos bestaan. De betekenis van werk voor werklozen, arbeidsongeschikten en werkenden, Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau ([link](#)).
- Echtelt, P. van, K. Sadiraj, S. Hoff, S. Muns, K. Karpinska, D. Das, M. Versantvoort, m.m.v. L. Putman, 2019, Eindevaluatie van de Participatiewet, Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau ([link](#)).
- Fenwick, R. en M. Tausig, 1994, The macroeconomic context of job stress, *Journal of health and social behavior*, 35(3), 266-282 ([link](#)).
- Gielen, M., L. Aarts, N. Ellwanger en M. van Asselt (in opdracht van de Federatie Opvang, RIBW Alliantie, GGZ Nederland), 2017, Verkenning investeringsopgave 'beschermd thuis', Den Haag: Ape ([link](#)).
- Gould, E.D., B.A. Weinberg en D.B. Mustard, 2002, Crime rates and local labor market opportunities in the United States: 1979–1997, *Review of Economics and statistics*, 84(1), 45-61 ([link](#)).
- Groot, I., T. de Hoop, A. Houkes. D. Sikkel, 2007, De kosten van criminaliteit: Een onderzoek naar de kosten van criminaliteit voor tien verschillende delicttypen, Amsterdam: SEO Economisch Onderzoek (in opdracht van het Wetenschappelijk Onderzoeks- en Documentatiecentrum) ([link](#)).
- Huber, M., M. Lechner en C. Wunsch, 2011, Does leaving welfare improve health? Evidence for Germany, *Health economics*, 20(4), 484-504 ([link](#)).
- Kuhn, A., R. Lalive en J. Zweimüller, 2009, The public health costs of job loss, *Journal of health economics*, 28(6), 1099-1115 ([link](#)).
- Lin, M. J., 2008, Does unemployment increase crime? Evidence from US data 1974–2000, *Journal of Human resources*, 43(2), 413-436 ([link](#)).
- Llena-Nozal, A., M. Lindeboom, M. en F. Portrait, 2004, The effect of work on mental health: does occupation matter?, *Health economics*, 13(10), 1045-1062 ([link](#)).
- Moolenaar, D.E.G., M. Vlemmings, F.P. van Tulder en J. de Winter, 2018, Kosten van criminaliteit, in: Criminaliteit en rechtshandhaving 2017 (eindred.: S.N. Kalidien), Den Haag: Wetenschappelijk Onderzoeks- en Documentatiecentrum, Centraal Bureau voor de Statistiek en de Raad voor de rechtspraak ([link](#)).
- Raphael, S. en R. Winter-Ebmer, 2001, Identifying the effect of unemployment on crime, *The Journal of Law and Economics*, 44(1), 259-283 ([link](#)).

Ruhm, C.J. en W.E. Black, 2002, Does drinking really decrease in bad times?, *Journal of health economics*, 21(4), 659-678 ([link](#)).

Sadiraj, K., S. Hoff en M. Versantvoort, 2018, Van sociale werkvoorziening naar Participatiewet, Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau ([link](#)).

Salm, M., 2009, Does job loss cause ill health?, *Health Economics*, 18(9), 1075-1089 ([link](#)).

Schuring, M. en L. Burdorf, 2016, Evaluatie Fit4Work: Effectiviteit van een integrale aanpak gericht op snelle toeleiding naar betaald werk van mensen met psychische problematiek, Rotterdam: Erasmus MC.

Vermeulen, W., R. van Eijkel, K. Martens, M. Non en R. Okker, 2014, Vervolgrapportage decentralisaties in het sociaal domein, CPB Notitie, 11 juli 2014, Den Haag: Centraal Planbureau ([link](#)).

Viscusi, W.K., 1993, The value of risks and health, *Journal of economic literature*, 31(4), 1912-1946 ([link](#)).

Bijlage A: dataverantwoording

Deze bijlage bevat uitgebreide informatie over de variabelen die we in onze analyse gebruiken. Zoals vermeld gebruiken we gegevens op persoonsniveau, die in de micro-omgeving van het Centraal Bureau van de Statistiek (CBS) beschikbaar zijn. Voor de tijdsvariante variabelen zoals leeftijd of huishoudtype nemen we de waarde op 31 december van het desbetreffende jaar.

Wsw-indicaties en dienstbetrekking

Voor de jaren 2013 en 2014 kijken we naar personen die op 31 december op de Wsw-wachlijst stonden. Hiertoe maken we gebruik van de Wsw-statistiek, een microdatabestand dat is samengesteld door onderzoeksbureau Panteia. Ook stellen we voor elke persoon vast wanneer diegene voor het eerst in de Wsw-regeling is ingestroomd en hoeveel jaren hij of zij op de wachlijst stond. Alleen personen die op 31 december van de jaren 2013 of 2014 voor het eerste keer op de wachlijst stonden, nemen we mee in onze dataset.

Dit bestand bevat ook informatie over de datum waarop de Wsw-indicatie is ingegaan en de aard van de arbeidsbeperking. Voor onze analyses hebben we de verschillende typen arbeidsbeperking onderverdeeld in drie categorieën:

- Lichamelijk/visueel/auditief gehandicapt (LG), Licht verstandelijke gehandicapt (LVG) of Verstandelijk gehandicapt (VG)
- Psychische beperking
- Overig.

Om te bepalen of iemand in een bepaald jaar een baan heeft, maken we gebruik van de Polisbus. Dit microdatabestand bevat informatie over de banen en lonen van werknemers in Nederland. Zolang iemand volgens dit bestand minstens een dag in een bepaald jaar een baan had, nemen we aan dat deze persoon een baan had in dat jaar. Ook bevat het informatie over of het type dienstbetrekking: flexibel of vast. Hierbij wordt gekeken naar de contractvorm van de laatste baan in dat jaar.

Achtergrondvariabelen

Achtergrondvariabelen zijn variabelen waarvan we verwachten dat ze, net als het wel of niet hebben van een baan, invloed uitoefenen op de verschillende uitkomstmaatstaven. Ook hebben deze achtergrondkenmerken in potentie een effect op de baankans. Om te voorkomen dat deze onderliggende verbanden de schatting van het causale effect van werk op de uitkomstmaatstaven verstoren, corrigeren we in onze regressies voor verschillen in deze achtergrondkenmerken.

De meeste van deze achtergrondvariabelen zijn demografisch van aard. Zo hebben we voor alle personen in onze dataset informatie over geslacht, leeftijd, etniciteit en plaats in het huishouden. Voor de demografische variabelen maken we ten eerste gebruik van het CBS-microbestand GBAPersoonstab.

Dit bestand bevat alle personen die vanaf 1 oktober 1994 in de Basisregistratie Personen (BRP) geregistreerd staan. Dit bestand bevat data over de volgende persoonskenmerken:

- Geslacht
- Leeftijd²³
- Etniciteit (1=Nederlander met migratieachtergrond; 0=Nederlander zonder migratieachtergrond)

Door gebruik te maken van het CBS-microbestand GBAHuishoudensbus hebben we ook informatie over de plaats in het huishouden. Hierbij worden de volgende categorieën onderscheiden:

- Thuiswonend kind
- Alleenstaande
- Samenwonend (wel of niet-gehuwd, met of zonder kinderen)
- Ouder in een eenouderhuishouden
- Lid van een institutioneel huishouden
- Overig

Verder geeft de Wsw-statistiek ons informatie over de gemeente waar de betreffende persoon woont. In onze specificaties nemen we dummies op voor provincies (provincie *fixed effects*), om zo te corrigeren voor (tijdsinvariante) regionale verschillen. De uitzondering is de analyse voor Wmo-gebruik: omdat Wmo-beleid zijn beslag krijgt op gemeentelijk niveau, controleren we in die analyse voor gemeentelijke verschillen in Wmo-beleid door het opnemen van gemeenteddummies.

Ok hebben we gegevens over het type uitkeringsregeling waar iemand onder valt, een persoonskenmerk dat meer socio-economisch van aard is. Het gaat dan om het type arbeidsbeperking en de uitkeringsregeling waaronder de betreffende persoon valt. Personen die een WSW-indicatie krijgen komen in verschillende uitkeringsregelingen. In onze analyses maken we onderscheid tussen:

- Bijstandsuitkering
- Wajong
- WW-uitkering
- Overig

Als laatste nemen we voor elke uitkomstvariabele ook de 'startwaarde' van een persoon op het betreffende leefgebied mee als controlevariabele. Deze variabele neemt de waarde 1 (0) aan als iemand in de jaren 2012 of 2013 (niet) voorkomt in de data van het betreffende leefgebied – dus als de persoon in een van die jaren (geen) gebruikmaakte van ggz, verdachte was van een delict, etc.²⁴ Door de 'startpositie' van een wachtlijster mee te nemen, corrigeren we voor niet-observeerbare kenmerken die tijdsinvariant zijn.

Uitkomstvariabelen

We kijken naar de effecten van een baan op de volgende leefgebieden: geestelijke gezondheid, ondersteuningsbehoefte, crimineel gedrag, medicijngebruik en schulden. Hier bespreken we welke data we voor deze verschillende uitkomstvariabelen gebruiken.

²³ Omdat leeftijd naar verwachting een niet-lineair effect heeft op de verschillende uitkomstvariabelen, voegen we in onze regressie-analyses – naast een lineaire – ook een kwadratische term voor leeftijd toe.

²⁴ Voor Wmo-ondersteuning bepalen we de startpositie voor het '13-cohort middels het AWBZ-gebruik in 2013 en voor het '14-cohort middels het AWBZ-gebruik in 2014. Zie ook voetnoot 11.

Geestelijke gezondheid

Het microbestand Zvwzorgkostentab bevat per jaar alle Nederlanders die gebruik hebben gemaakt van zorg die onder de basisverzekering valt. In dit bestand is het gebruik (en de bijbehorende kosten) uitgesplit naar type zorg, waaronder basis- en specialistische ggz. De uitkomstvariabele voor ggz-gebruik is zo geconstrueerd dat iemand de waarde 1 heeft als er voor deze persoon kosten zijn gemaakt voor basis- en/of specialistische ggz en de waarde 0 als dit niet het geval is.

Medicijn- en antidepressivagebruik

Voor het medicijngebruik van een individu gebruiken we de Medicijntab in de CBS-omgeving. Dit bestand bevat alle geneesmiddelenverstrekkingen die onder de basisverzekering vergoed worden. Medicijnen worden in dit bestand onderverdeeld in anatomische hoofdgroepen en verder in therapeutische en farmacologische subgroepen (ATC4-code). Voor antidepressiva bestaat een aparte ATC4-code (N06A), zodat we weten of aan een specifieke persoon antidepressiva verstrekt zijn. De uitkomstvariabele voor dit leefgebied is dan als volgt geconstrueerd: iemand scoort de waarde 1 op medicijngebruik als hij of zij minstens één medicijn verstrekt kreeg dat onder de basisverzekering viel, anders de waarde 0. Iemand scoort de waarde 1 op het gebruik van antidepressiva als hij of zij een antidepressivum verstrekt kreeg, anders de waarde 0.

Schuldenproblematiek

Als indicator voor schuldenproblematiek gebruiken we of een persoon voorkomt in de Wanbzwvtab. In dit microbestand bevinden zich alle personen die meer dan zes maanden geen zorgverzekeringspremie betaald hebben en daardoor in de wanbetalersregeling terechtkomen. Wanbetaling van de zorgpremie is vaak een signaal dat iemand in de financiële moeilijkheden zit. De uitkomstvariabele voor schuldenproblematiek neemt de waarde 1 aan indien iemand voorkomt in het wanbetalersbestand en anders de waarde 0.

Crimineel gedrag

Om crimineel gedrag in kaart te brengen, maken we gebruik van het microdatabestand Verdtab. Dit bestand bevat voor een bepaald jaar alle personen die door de politie zijn geregistreerd als verdachte van een misdrijf en welk type misdrijf het betreft. Dit betekent dus niet per definitie dat de desbetreffende persoon ook de misdaad gepleegd heeft. Idealiter zouden we gegevens gebruiken over daadwerkelijke veroordelingen, maar deze data hebben we niet tot onze beschikking. De uitkomstvariabele voor dit leefgebied krijgt de waarde 1 als de persoon in het bestand voorkomt (verdacht wordt van minstens één delict in het meetjaar) en de waarde 0 als dit niet het geval is.

Wmo-ondersteuning

Voor Wmo-ondersteuning nemen we in onze hoofdanalyse de maatwerktrajecten ondersteuning thuis (voornamelijk begeleiding en dagbesteding) en beschermd wonen mee. Deze categorieën bevatten de overgrote meerderheid van het gebruik van Wmo-maatwerkvoorzieningen – zo'n 70%. Voor het gebruik van Wmo-ondersteuning is er geen databestand dat alle personen bevat die gebruikmaken van Wmo-ondersteuning. Om toch een zo compleet mogelijk beeld te krijgen, koppelen we twee microbestanden aan elkaar:

- Gebwmotab, met daarin alle personen die een eigen bijdrage hebben betaald voor een Wmo-maatwerkvoorziening en welke Wmo-voorziening het betreft. Deze data zijn afkomstig van het Centraal Administratie Kantoor (CAK). Omdat onder andere niet alle gemeenten een eigen bijdrage rekenen voor het gebruik van Wmo-voorzieningen, is dit bestand niet compleet.
- Wmobus, met daarin alle personen die gebruik hebben gemaakt van een Wmo-maatwerkvoorziening in een gemeente die data heeft aangeleverd bij het CBS voor de Gemeentelijke Monitor Sociaal Domein (GMSD). Dit bestand bevat ook informatie over het type Wmo-voorziening. Omdat gemeenten vrijwillig gegevens aanleveren voor de GMSD, is dit bestand ook niet compleet.

De uitkomstvariabele voor het gebruik van Wmo-ondersteuning wordt als volgt geconstrueerd: de variabele neemt de waarde 1 aan als de desbetreffende persoon in de Gebwmotab en/of Wmobus voorkomt en onder de productcategorie 'ondersteuning thuis' of 'beschermd wonen' valt; in alle andere gevallen de waarde 0. In een robuustheidsanalyse nemen we als uitkomstvariabele ook het gebruik van de trajecten ondersteuning thuis en beschermd wonen, maar dan zonder dagbesteding. Daar waar gemeenten arbeidsmatige dagbesteding inzetten als een substituuat voor een beschutte werkplek, is een beroep op dagbesteding eerder een 'mechanisch' effect van het niet hebben van een baan.

Bijlage B: IV nader besproken

B.1 Welke specificaties schatten we?

In de eerste vergelijking bij deze methode, de zogeheten *first stage*, relateren we de baankans een jaar na het verschijnen op de wachtlijst, $t+1$, aan het jaar waarin men op de wachtlijst stond:

$$(1) \text{Baan}_{i,t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Cohort13}_i + v$$

In deze vergelijking is $\text{Baan}_{i,t+1}$ een dummy variabele die aangeeft of persoon i op $t+1$ een baan had en Cohort13_i een dummy die aangeeft of de persoon op de wachtlijst stond eind 2013 ($\text{Cohort13}_i = 1$) of eind 2014 ($\text{Cohort13}_i = 0$). De variabele v is de storingsterm.

De parameter γ_0 geeft de gemiddelde baankans weer voor de 2014-wachtlijsters. De parameter γ_1 geeft aan hoeveel hoger deze kans is voor de '13-wachtlijsters dan voor de '14-wachtlijsters. Met andere woorden: γ_1 is het verschil in baankans tussen beide groepen. De geschatte waarde van deze parameter ligt deze rond de 28 %-punt (zie tabel 5.1). Het jaar dat iemand op de wachtlijst stond, is bepalend voor het al dan niet verliezen van de Wsw-indicatie in het daaropvolgende jaar. Dit genereert een grote exogene schok in de baankans, wat maakt dat de variabele Cohort13_i een geschikt instrument is.

In de tweede vergelijking schatten we per leefgebied het effect van het hebben van een baan op de uitkomst. Specifiek relateren we de uitkomst Y_i in 2016²⁵ aan de voorspelde baankans in vergelijking (1):

$$(2) Y_i = \beta_0 + \beta_1 \widehat{\text{Baan}}_{i,t+1} + \varepsilon$$

In deze vergelijking is de variabele ε de storingsterm. Door het opnemen van de voorspelde (en niet de werkelijke) baankans, maken we hier alleen gebruik van de exogene variatie in de baanindicator om het effect van een baan op uitkomst Y_i te schatten. Dit effect wordt gevangen door β_1 in vergelijking (2).²⁶ Daarnaast voeren we ook regressies uit waarbij we de geobserveerde achtergrondkenmerken van de wachtlijsters, X_i , toevoegen aan de specificaties. Een voordeel van het toevoegen van deze variabelen is dat de schattingen preciezer worden, mits ze ook voorspellend zijn voor de uitkomst. We schatten dus een uitbreiding van model (2):

$$(3) Y_i = \beta_0 + \beta_1 \widehat{\text{Baan}}_{i,t+1} + \beta_2 X_i + \varepsilon$$

In de bijlage A is te vinden welke achtergrondvariabelen we opnemen in deze specificatie.

B.2 Wanneer levert de IV-methode valide resultaten op?

Er zijn drie voorwaarden die moeten gelden om de uitkomsten van de IV-methode te kunnen interpreteren als het causale effect van een baan op de andere leefgebieden. Ten eerste moet de exogene variabele (het 'instrument', in dit geval dus het wachtlijstjaar) sterk genoeg gecorreleerd zijn met de endogene variabele (de baankans). Dat is bij ons dus duidelijk het geval.

²⁵ In een robuustheidsanalyses gebruiken we de uitkomst in het jaar 2017.

²⁶ De parameter β_0 is, analoog aan γ_0 , de constante in deze vergelijking.

Ten tweede mag het effect van het verlies van Wsw-rechten op de uitkomstvariabelen enkel lopen via de daling in de baankans. Deze aanname houdt bijvoorbeeld geen stand als blijkt dat het verlies van de Wsw-indicatie directe stressklachten oplevert – ongeacht of iemand uiteindelijk wel of geen baan vindt. Deze klachten hebben namelijk een potentieel effect op de uitkomsten – zoals een slechtere geestelijke gezondheid. We hebben geen directe informatie over de ervaren stress als gevolg van de beëindiging van de Wsw. Wel hebben we data over het gebruik van anxiolytica – medicatie ter reductie van angst en stress – een goede indicator voor de aanwezigheid van stressklachten. Het jaar waarin iemand op de wachtlijst stond, blijkt geen significant effect te hebben op het gebruik van anxiolytica net voor de beëindiging van de Wsw (2014) of net erna (2015).²⁷ Dit doet vermoeden dat het effect van het verliezen van de Wsw-rechten op de uitkomstvariabelen alleen via de baankans loopt.

Als laatste mogen niet-geobserveerde karakteristieken geen invloed hebben op zowel de uitkomstvariabele (de score op een leefgebied) als het instrument (het wachtlijstjaar). Het instrument is dan niet langer exogeen in het model dat de score op een leefgebied verklaart vanuit het wel of niet hebben van een baan. Dit zou de schattingsresultaten verstoren. We denken echter dat dit risico in ons geval beperkt is. In hoofdstuk 5 laten we zien dat er tussen beide groepen geen grote verschillen zitten in geobserveerde karakteristieken als geslacht, leeftijd en type arbeidshandicap. Dit doet vermoeden dat wachtlijsters ook op niet-observeerbare karakteristieken vergelijkbaar zijn. Om te corrigeren voor de (kleine) verschillen in achtergrondkenmerken tussen de beide groepen, voegen we in onze regressies de geobserveerde karakteristieken van de wachtlijsters toe als controlevariabelen; zie vergelijking (3) in bijlage B.

²⁷ Omwille van de leesbaarheid rapporteren we de regressie-uitkomsten van deze analyse hier niet. Deze uitkomsten zijn op aanvraag beschikbaar.

Bijlage C: Volledige regressietabel

	ggz ^a	medicijngebruik	verdachte	wanbetaler	Wmo
<i>Baan</i>	-0,071** (0,030) ^b	-0,020 (0,029)	-0,035** (0,017)	-0,022 (0,018)	-0,094*** (0,029)
<i>Man</i>	-0,027*** (0,010)	-0,079*** (0,010)	0,033*** (0,005)	0,008 (0,006)	0,010 (0,010)
<i>Migratieachtergrond</i>	0,025** (0,010)	0,006 (0,010)	0,016*** (0,006)	-0,002 (0,006)	-0,004 (0,010)
<i>Leeftijd</i>	0,012*** (0,003)	0,002 (0,003)	-0,003 (0,002)	-0,001 (0,002)	0,007** (0,003)
<i>Leeftijd²</i>	-0,0002*** (0,0000)	0,0000 (0,0000)	0,0001 (0,0000)	0,000 (0,000)	-0,0001*** (0,0000)
Plaats in huishouden:					
<i>Alleenstaand</i>	ref ^c	ref	ref	ref	ref
<i>Paar</i>	-0,034*** (0,012)	0,035*** (0,011)	0,0004 (0,0065)	0,023*** (0,007)	-0,061*** (0,011)
<i>Eenouder</i>	-0,075*** (0,019)	0,010 (0,015)	-0,012 (0,008)	0,006 (0,012)	-0,043** (0,017)
<i>Institutioneel huish.</i>	0,045** (0,022)	-0,065*** (0,023)	0,016 (0,015)	-0,015 (0,012)	-0,029 (0,020)
<i>Thuiswonend kind</i>	-0,036** (0,016)	-0,035** (0,016)	-0,013 (0,010)	0,014 (0,010)	-0,036** (0,016)
<i>Overig</i>	-0,053* (0,029)	-0,021 (0,033)	-0,016 (0,017)	0,062** (0,026)	-0,019 (0,032)
Arbeidsbeperking:					
<i>LG/LVG/VG</i>	ref	ref	ref	ref	ref
<i>Psychisch</i>	0,091*** (0,011)	0,034*** (0,011)	-0,002 (0,007)	-0,010 (0,007)	-0,012 (0,011)
<i>Overig</i>	-0,014 (0,012)	0,028** (0,013)	-0,014* (0,007)	-0,009 (0,008)	-0,067*** (0,013)
Uitkeringsregeling:					
<i>Bijstand</i>	ref	ref	ref	ref	ref
<i>Wajong</i>	0,004 (0,015)	0,023 (0,015)	-0,024** (0,009)	-0,035*** (0,009)	0,016 (0,016)
<i>Wia/Wao/Waz</i>	0,056*** (0,016)	0,037*** (0,012)	-0,017** (0,008)	-0,037*** (0,007)	-0,010 (0,013)
<i>WW</i>	-0,001 (0,017)	-0,013 (0,016)	-0,005 (0,008)	-0,019** (0,009)	-0,003 (0,015)
<i>Overig</i>	0,022 (0,019)	0,023 (0,019)	-0,018* (0,010)	-0,026*** (0,010)	-0,020 (0,019)

	ggz ^a	medicijngebruik	verdachte	wanbetaler	Wmo
<i>ggz verleden</i>	0,252*** (0,010)				
<i>Medicijn verleden</i>		0,363*** (0,017)			
<i>Verdacht verleden</i>			0,149*** (0,014)		
<i>Wanbetalers verleden</i>				0,294*** (0,016)	
<i>Wmo verleden</i>					0,539*** (0,012)
<i>First stage coëfficiënt (Instrument: jaar op de wachtlijst)</i>	0,306*** (0,011)	0,306*** (0,011)	0,306*** (0,011)	0,306*** (0,011)	0,303*** (0,011)
<i>F-test of excluded instruments</i>	819,19	817,84	822,64	819,30	741,57
<i>Observaties</i>	7248	7284	7284	7284	7284
<i>Schatter</i>	IV	IV	IV	IV	IV
(a) In deze tabel is 2016 het meetjaar voor alle uitkomstvariabelen					
(b) Robuuste standaardfouten worden weergegeven tussen haakjes.					
(c) ref=referentiecategorie					
***, **, *: significant op respectievelijk 1, 5 en 10%.					

Bijlage D: Robuustheidsanalyses

Leeftijdsklasse 30-50

In onze hoofdanalyses gebruiken we alle personen die in 2013 of in 2014 voor de eerste keer op de Wsw-wachtlijst komen. We zagen dat dat het 2013-cohort voor verreweg de meeste achtergrondkenmerken goed vergelijkbaar is met het 2014-cohort, maar dat er enige verschillen zijn in leeftijd en de percentages alleenstaande ouders, thuiswonende kinderen en Wajongers.

Tabel D1 Vergelijking tussen de cohorten op geobserveerde kenmerken, voor de leeftijdsklasse 30-50

	'13-cohort	'14-cohort	Vershil	p-waarde
	in %	in %		
Achtergrondkenmerken				
Vrouw	37,9	37,2	0,7	0,65
Migratieachtergrond	36,3	33,5	2,8	0,09
Leeftijd (in jaren)	40,8	40,7	0,1	0,60
Plaats in huishouden:				
Alleenstaand	41,3	41,4	-0,1	0,97
Paar	32,3	33,6	-1,3	0,40
Eenouder	11,8	10,5	1,3	0,24
Institutioneel huishouden	5,4	5,2	0,2	0,78
Thuiswonend kind	7,6	7,5	0,1	0,97
Overig	1,6	1,7	-0,1	0,86
Arbeidsbeperking:				
LG/LVG/VG	21,3	21,3	0,0	0,999
Psychisch	59,5	60,0	-0,5	0,79
Overig	19,2	18,8	0,4	0,74
Uitkeringsregeling:				
Bijstand (%)	64,5	63,0	1,5	0,36
Wajong (%)	6,2	6,3	-0,1	0,95
WW (%)	8,7	10,2	-1,5	0,14
Overig (%)	20,6	20,6	-0,0	0,98
ggz verleden (%)				
ggz verleden (%)	46,6	46,3	0,3	0,87
Verdacht verleden (%)	11,9	12,6	-0,7	0,51
Medicijn verleden (%)	90,0	87,8	2,2	0,04
Antidepressiva verleden (%)	31,5	30,1	1,4	0,37
Wanbetalers verleden (%)	15,0	17,9	-2,9	0,02
Wmo verleden (%)	27,8	27,3	0,5	0,73
Observaties				
Observaties	1794	1710		

Wanneer we alleen de Wsw'ers in de leeftijdscategorie 30-50 meenemen, verdwijnen deze verschillen (zie tabel D1). Dat betekent dat voor deze leeftijdsklasse beide cohorten op alle achtergrondkenmerken volledig vergelijkbaar zijn en alleen van elkaar verschillen in het jaar waarin men op de wachtlijst staat. Dit versterkt de aanname dat het verschil in de baankans tussen de twee cohorten enkel gedreven wordt door de (exogene) variatie in het moment dat men op de wachtlijst staat. Uiteraard verschillen ook hier de cohorten wel een jaar in de gemiddelde leeftijd op het moment dat we de uitkomstvariabelen meten. Net als in de hoofdanalyses corrigeren we hiervoor door leeftijd (en een niet-lineaire term voor leeftijd) op te nemen als controlevariabelen.

Tabel D2 laat zien dat voor de meeste uitkomstvariabelen de uitkomsten niet wezenlijk veranderen. Alleen voor de wanbetalersregeling is de geschatte coëfficiënt flink kleiner (in absolute waarde) en niet langer significant. Als gevolg van het kleinere aantal observaties – en dus grotere standaardfout – zijn de geschatte effecten voor ggz-gebruik, verdachte van een delict en Wmo-ondersteuning ook minder significant, maar nog wel significant op 10%.

Tabel D2 Effect van een baan op verschillende leefgebieden, voor leeftijdscategorie 30-50

	ggz	Medicijn	Antidepressiva	Verdachte	Wanbetaler	Wmo
Baan een jaar later	-0,079* (0,045)	0,006 (0,041)	0,030 (0,040)	-0,051** (0,025)	-0,019 (0,027)	-0,109** (0,045)
Observaties	3472	3472	3504	3472	3472	3472
Schatter	IV	IV	IV	IV	IV	IV

Werkstatus in 2015 voor beide cohorten

In 2015 is de baankans 49,7% voor het '13-cohort en 25,8% voor het '14-cohort. Voor het '13-cohort ligt de baankans dus iets lager dan in het jaar ervoor. In deze specificatie hebben conjuncturele ontwikkelingen geen gevolgen voor het verschil in baankans, aangenomen dat beide cohorten in dezelfde mate beïnvloed worden door deze ontwikkelingen. Een potentieel nadeel van deze meetmethode is dat het '13-cohort een jaar langer de tijd had om een baan te zoeken. In de praktijk heeft dit echter geleid tot een daling in de baankans voor het '13-cohort. De geschatte coëfficiënten zijn iets groter dan voor onze hoofdschattingen in hoofdstuk 6.

Tabel D3 Effect van een baan op verschillende leefgebieden wanneer we voor beide cohorten de baanstatus in 2015 nemen

	ggz	Medicijn	Antidepressiva	Verdachte	Wanbetaler	Wmo
Baan in 2015	-0,079** (0,033)	-0,022 (0,032)	-0,014 (0,029)	-0,039** (0,019)	-0,025 (0,020)	-0,104*** (0,033)
Observaties	7284	7284	7284	7284	7284	7284
Schatter	IV	IV	IV	IV	IV	IV

Effecten in 2017

Omdat 2017 verder van de schok in baankans verwijderd is dan 2016, is het denkbaar dat sommige (korte-termijn) effecten wel optreden in 2016 maar niet meer in 2017. Temeer omdat de baankansen van de beide cohorten in latere jaren (iets) naar elkaar convergeren. We zien inderdaad dat het effect voor het verdacht zijn van een delict niet langer significant is in 2017. Aan de andere kant vinden we voor de wanbetalersregeling in 2017 wél een significant effect. Mogelijk gaat het hier om een effect van werk op schuldenproblematiek dat zich pas op de langere termijn voordoet.

Tabel D4 Effect van een baan op verschillende leefgebieden met 2017 als meetjaar

	ggz	Medicijn	Antidepressiva	Verdachte	Wanbetaler	Wmo
Baan een jaar later	Niet beschikbaar	-0,021 (0,029)	-0,018 (0,026)	-0,021 (0,016)	-0,037** (0,017)	-0,121*** (0,032)
Observaties		7284	7284	7356	7284	7356
Schatter		IV	IV	IV	IV	IV