

*Het arbeidsongeschiktheidsrisico
en de transitiekansen
van flexwerkers*

Fabian Dekker
Claire Aussems

Het arbeidsongeschiktheidsrisico en de transitiekansen van flexwerkers

Fabian Dekker
Claire Aussems

Augustus 2013

Inhoud

1	Inleiding	4
1.1	Vraagstelling en verwachtingen	4
1.2	Belang institutionele context en conjunctuur	5
1.3	Leeswijzer	6
2	Het werken op een flexibele arbeidsmarkt	7
3	Data en methode	9
4	Resultaten	12
4.1	Resultaten periode 2002-2006	12
4.2	Resultaten 2006-2010	18
5	Conclusies	28
	Literatuur	30

1 Inleiding

Hoewel de instroom in de Wet Werk en Inkomen naar Arbeidsvermogen (WIA)¹ vanaf 2006 voortdurend lager is dan bij de 'oude' Wet op de arbeidsongeschiktheidsverzekering (WAO), stijgt de WIA-instroom (SCP, 2012). Hier zijn verschillende verklaringen voor te geven, zoals een toegenomen arbeidsdeelname van (oudere) vrouwen, vergrijzing en de verslechterde stand van de conjunctuur (UWV, 2010a). Uit eerder onderzoek is ook bekend dat met name de zogenaamde 'vangnetters' een verhoogde kans hebben om in te stromen in de WIA². Het gaat in dit geval dan vooral om mensen die ziek zijn bij het einde van het dienstverband (26%) en om mensen in de Werkloosheidswet (WW) die zich ziek melden (14%)³. Als we het in deze bijdrage hebben over vangnetters doelen we op uitzendkrachten, zieke mensen in de WW en overige flexwerkers, zoals oproepkrachten en personen bij wie het dienstverband afloopt tijdens ziekte. In alle gevallen hebben zieke vangnetters geen werkgever die ze passende arbeid kan aanbieden. Dit compliceert de mogelijkheden om terug te keren naar de werkvloer aanzienlijk en dus de re-integratiekansen (UWV, 2011). Bovendien weten we dat veel vangnetters vaak een laag inkomen hebben, ze zijn vaker laagopgeleid, ze hebben minder vaak een partner waar ze bij ziekte op terug kunnen vallen en ze ervaren hun gezondheid vaker dan andere zieke werknemers als slecht (Schrijvershof et al., 2008). Kortom, het is een groep die een kwetsbare positie inneemt op de arbeidsmarkt.

Met de relatief grote WIA-instroom onder de groep vangnetters dringt zich de vraag op waarom dit het geval is. Er is weliswaar geen procentuele stijging van vangnetters te zien onder alle WIA-aanvragers in de periode 2006-2009 (Cuelenaere & Veerman, 2011)⁴, maar in 2010 is dit aandeel inmiddels toegenomen tot ongeveer 50% van het totaal. Dit gegeven is een belangrijke motivatie achter het wetsvoorstel voor herziening van de Ziektewet (de Wet beperking ziekteverzuim en arbeidsongeschiktheid vangnetters) die eind vorig jaar is aangenomen door de Eerste Kamer. Onder meer via uitbreiding van de premiedifferentiatie Werkhervattingsregeling Gedeeltelijk Arbeidsgeschikten (WGA) voor flexwerkers probeert men het langdurig ziekteverzuim onder vangnetters terug te dringen.

1.1 Vraagstelling en verwachtingen

In dit onderzoeksdeel vragen we ons af of structurele processen op de arbeidsmarkt bijdragen aan de toegenomen WIA-instroom. Meer concreet willen we onderzoeken of flexibilisering van de arbeidsmarkt bijdraagt aan deze groei - en zo ja, of de recente economische crisis dit effect heeft versterkt. Dit leidt tot de volgende vraagstelling: *is de kans van flexwerkers om in te stromen in een arbeidsongeschiktheidsregeling toegenomen en zo ja, in welke mate?* Gezien de recente stijging van het aandeel vangnetters in de WIA-instroom is een andere vraag of met de komst van de nieuwe regelgeving (sinds 2006) de kansen voor flexwerkers zijn gewijzigd. We bekijken daarom de kansen voor en na 2006. Om een zo volledig mogelijk beeld te krijgen van de positie die flexibel werkenden innemen op de arbeidsmarkt richten we onze blik ook op de doorstroomkansen van flexwerkers naar een 'regulier' dienstverband en een situatie van 'inactiviteit'. Het hebben van een zwakkere arbeidsmarktpositie (zoals bij werklozen en flexwerkers) impliceert immers een verhoogde (theoretische) kans om in de toekomst tot de groep vangnetters te behoren. We veronderstellen dat een negatieve gezondheidsbeleving een

1 Een werkende die na twee jaar ziekte meer dan 35% arbeidsongeschikt is kan in aanmerking komen voor een uitkering in het kader van de WIA.

2 Zie de startnotitie 'UWV subsidiethema 2012 - Verklaring WIA-instroom'. Het aandeel vangnetters is vooral groot bij de instroom in de Werkhervattingsregeling gedeeltelijk arbeidsgeschikten (WGA) (Cuelenaere & Veerman, 2011).

3 Zie de startnotitie 'UWV subsidiethema 2012 - Verklaring WIA-instroom'.

4 Het percentage vangnetters onder de groep WIA-aanvragers varieert van 48% in 2006 tot 43% in 2009 (Cuelenaere & Veerman, 2011).

belangrijk verklarend mechanisme is, omdat het kan bijdragen aan de kans op een flexibel dienstverband en aan de kans om werk in de toekomst te behouden dan wel te verliezen (vgl. Schuring, 2010).

Op basis van de bovenstaande hoofdvraag formuleren we de volgende verwachtingen. Verwacht wordt allereerst dat (1) de kansen van flexwerkers om in te stromen in een arbeidsongeschiktheidsuitkering na 2006 toenemen en (2) de kansen van flexwerkers op een vast contract na 2006 verslechteren. Ook zullen ze na 2006 eerder doorstromen naar een situatie van inactiviteit (3). Dit is in beide gevallen in het bijzonder het geval voor flexwerkers met een slechte ervaren gezondheid (4). Daarnaast zal de economische recessie de minder goede arbeidsmarktpositie van flexwerkers vergroten (5), gezien haar conjunctuurgevoelige karakter (De Beer, 2004). We werken onze verwachtingen hieronder kort uit.

1.2 *Belang institutionele context en conjunctuur*

Met de komst van de WIA heeft de werkgever, na invoering van de Wet verbetering Poortwachter (WVP) in 2002 en de Wet verlenging loondoorbetalingsverplichting bij ziekte (Wet VLZ) in 2004, een nog grotere prikkel gekregen om arbeidsongeschiktheid zo veel mogelijk te voorkomen. Zo hebben bedrijven voor medewerkers met een loonverlies van 35% of minder de commitment om samen met de werknemer op zoek te gaan naar passende arbeid binnen het eigen bedrijf of in een ander bedrijf. Ook vindt voor alle ondernemingen de WGA-premiedifferentiatie plaats op individueel bedrijfsniveau (in het geval ze geen eigenrisicodragers zijn)⁵. In het algemeen wordt de WIA als sluitstuk van het nieuwe stelsel rondom werk, ziekte en re-integratie beschouwd. Zowel werkgever als werknemer hebben een grotere verantwoordelijkheid gekregen in het bestrijden van langdurige uitval (Dekker & Suijker, 2005). Maar hoe verhoudt deze nieuwe regelgeving zich tot de positie van flexwerkers? Daar gaan we nu op in.

Flexibele banen worden in de literatuur vaak gerekend tot het secundaire deel van de arbeidsmarkt. Mensen die hier werkzaam zijn hebben een lossere binding met het bedrijf (Doeringer & Piore, 1971). Ook hebben ze minder goede perspectieven op een stabiele arbeidscarrière (zie bijvoorbeeld Scherer, 2005). Wanneer bedrijven een grotere verantwoordelijkheid krijgen in de preventie, begeleiding en re-integratie van werknemers veronderstellen we dat werkgevers hun inspanningen vooral zullen inzetten op de vaste groep werknemers binnen de organisatie. De risico's die voortkomen uit veranderende wetgeving wentelen ze in dit geval af via de inzet van flexibele arbeidscontracten. Bij uitval van zieke flexibele werknemers, zoals uitzendkrachten en zieke werknemers met een aflopend tijdelijk contract, is er immers het UWV dat de rol van begeleider en loondoorbetaler op zich neemt. Onder invloed van de veranderende regelgeving verwachten we concreet dat werkgevers extra aandacht zijn gaan besteden aan de preventie van ziekteverzuim en re-integratie van zieke werknemers in vaste dienst. De relatieve positie van de flexwerker verslechtert hierdoor, waardoor de kans op WIA-instroom in vergelijking met 'reguliere' werknemers toeneemt. Voor flexwerkers gelden weliswaar dezelfde regels voor verzuimactiviteiten, maar in de praktijk zijn de verschillen in verzuimbegeleiding tussen vangnetters en reguliere werknemers groot (De Jong et al., 2009)⁶.

Het geschetste perspectief kan betekenen dat bedrijven als reactie op veranderende regelgeving in toenemende mate de voorkeur geven aan de inzet van flexibel in plaats van vast personeel; flexwerkers lopen zo grotere kansen op toekomstige werkloosheid (vgl. Wolbers, 2010). Daarnaast profiteren flexwerkers onder invloed van de veranderende regelgeving minder van de toegenomen verantwoordelijkheid van werkgevers om instroom in de arbeidsongeschiktheidsuitkering tegen te gaan. Dit vergroot de WIA-instroomkans van flexwerkers. Samengevat is het de vraag of de arbeidsmarktpositie van flexwerkers door de tijd heen verslechtert, waardoor de kans op uiteindelijke WIA-instroom toeneemt.

Naast het belang van institutionele wijzigingen hebben we aandacht voor de stand van de conjunctuur. De kansen op (flexibel) werk worden hier immers (deels) door bepaald. We weten dat economische teruggang de doorstroomkans naar een vast dienstverband en de kans op het hebben van werk in het algemeen kan bemoeilijken (SCP, 2013; Muffels & Dekker, 2012). Het is daarom dat we in dit onder-

5 In principe wordt de premiedifferentiatie uit de WAO doorgetrokken naar de WGA, met het verschil dat de periode van premiedifferentiatie in de WGA is verlengd tot de eerste tien jaar van de WGA (UWV, 2012).

6 Van der Burg et al. (2012) betogen eveneens dat de begeleiding door werkgevers in de perceptie van werknemers met een tijdelijk contract te wensen overlaat. Uit een inspectie van re-integratieverslagen van werkgevers blijkt echter dat de inspanningen meestal wel 'voldoende' zijn.

zoek ook aandacht besteden aan de invloed van de verslechterde economische situatie op onze centrale uitkomstvariabelen.

In tal van eerdere studies naar de gevolgen van flexibele arbeid worden verschillende indicatoren voor de arbeidsmarktpositie van flexwerkers niet in een dergelijke samenhang bestudeerd, of wordt er 'slechts' op een meer beschrijvende wijze gerapporteerd. Bovendien maken we gebruik van recente databronnen, die ook (een deel van) de economische crisis bestrijken (zie paragraaf 1.3).

1.3 Leeswijzer

De opzet van ons betoog is als volgt. We besteden allereerst kort aandacht aan motieven die werkgevers en werknemers kunnen hebben om flexibel te werken. Ook beschrijven we welke ontwikkeling flexibele arbeid doormaakt op de Nederlandse arbeidsmarkt. Deze ontwikkeling vormt de achtergrond waartegen we straks onze resultaten zullen interpreteren. Na deze beschrijving presenteren we het gebruikte databestand en de analysemethode, gevolgd door een bespreking van de resultaten. De bijdrage wordt afgesloten met een discussie van de resultaten en een presentatie van de conclusies.

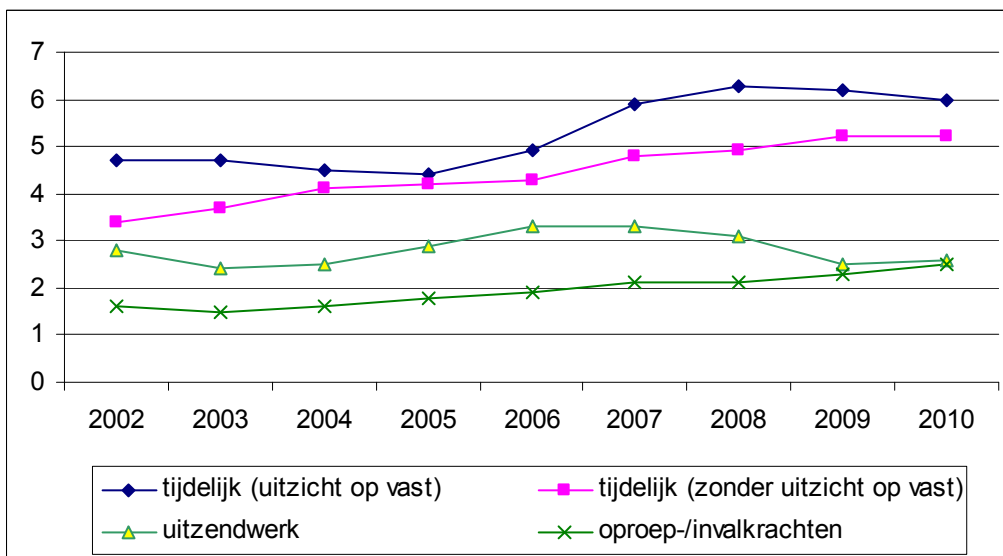
2 *Het werken op een flexibele arbeidsmarkt*

In deze paragraaf gaan we in op de trendmatige ontwikkeling van flexibele arbeid in Nederland. Daarnaast worden op basis van de literatuur een aantal factoren behandeld dat ten grondslag kan liggen aan de keuze voor een flexibele arbeidsrelatie.

Er bestaan in de literatuur verschillende definities van flexibele arbeid (zie bijvoorbeeld Goudsward, 2003). Zo zijn er interne varianten (veranderingen binnen het bedrijf), externe varianten (veranderingen van buiten het bedrijf), functionele vormen (het aanpassen van de vaardigheden van het personeel) en numerieke vormen (het aanpassen van de hoeveelheid personeel). In deze bijdrage gaat het uitsluitend om het extern numerieke type van flexibiliteit, oftewel om de flexibele contracten. Het gaat hierbij om tijdelijke dienstverbanden (al dan niet met uitzicht op een vaste aanstelling), uitzendarbeid, oproep- en invalkrachten. De zelfstandigen zonder personeel (zzp'ers) vallen buiten het bestek van onze studie aangezien zij in tegenstelling tot werknemers geen gebruik kunnen maken van sociaalrechtelijke bescherming tegen het arbeidsongeschiktheidsrisico. Er is in de literatuur minder overeenstemming of (kleine) deeltijdbanen (minder dan 12 uur per week) tot de zogenaamde flexibele schil moeten worden gerekend. Dit type parttime werk wordt, gezien de minder aantrekkelijke baan-kenmerken, door verschillende onderzoekers niet als 'volwaardige arbeid' beschouwd (Verhulp, 2002). Als we kijken naar de omvang van het flexibele segment dan neemt dit de laatste jaren gestaag toe. Inclusief de kleine deeltijdbanen komen Hilbers et al. (2011) op basis van hun polisadministratie tot een flexibele schil van 34% in 2009 (inclusief zzp'ers). Uitgaande van CBS-data komt Dekker (2011) tot een percentage van 25% in 2010 (inclusief zzp'ers). Wat hierbij opvalt is dat de groei van het flexibele segment toeneemt van 20 naar 25% in de periode 1996-2010 (Dekker, 2011). Binnen het flexsegment maakt overigens met name de groep zzp'ers en in mindere mate het aandeel tijdelijke dienstverbanden een stijgende ontwikkeling door. Het aandeel uitzendwerkers is binnen het flexibele segment relatief stabiel, hoewel het aantal personen dat werkt als uitzendkracht licht afneemt in de periode 2007-2009 (Vermeulen et al., 2012). Figuur 2.1 toont een aantal, in het kader van onze studie, veelvoorkomende vormen van extern numeriek flexibele arbeid in Nederland (dus exclusief zelfstandigen). We zien dat van een stijging sprake is als het gaat om het aandeel werkenden met een tijdelijk dienstverband met uitzicht op een vast contract (van 4,7 naar 6% in de periode 2002-2010), het aandeel werkenden met een tijdelijk dienstverband zonder uitzicht op een vast contract⁷ (3,4 naar 5,2%) en het aandeel oproep- of invalkrachten (van 1,6 naar 2,5%). Het aandeel werknemers dat uitzendkracht is, is redelijk stabiel door de onderzoeksperiode heen (van 2,8 naar 2,6%). Uit het voorgaande trekken we de algemene conclusie dat steeds meer werkenden via een flexibele arbeidsrelatie actief is. In totaal gaat het hierbij om ruim 1 miljoen flexibele werknemers in 2010, tegen 774.000 flexwerkers in 2002.

⁷ Hiertoe behoren de flexwerkers met een tijdelijk dienstverband langer dan een jaar, korter dan een jaar en de tijdelijke dienstverbanders zonder vaste uren. In alle gevallen is er geen uitzicht op een vast contract.

Figuur 2.1 Ontwikkeling vormen van flexibele arbeid, 2002-2010 (in % werkzame beroepsbevolking)



Bron: CBS StatLine (2012)

We weten nu dat het flexibele segment in omvang toeneemt, maar wat zijn de achterliggende motieven van werkgevers en werknemers? Uit de literatuur komen verschillende factoren naar voren. Voor werkgevers draagt flexibiliteit bijvoorbeeld bij aan de mogelijkheden om mee te kunnen bewegen met veranderingen in de marktomgeving (Glorieux et al., 2007), maar het kan ook een manier zijn om de in Nederland relatief hoge ontslagbescherming van werknemers (met een vast dienstverband) te omzeilen (Zijl, 2006). Voor (kwetsbare) werknemers kan flexibele arbeid daarentegen een goede opstap zijn naar een vast dienstverband (Booth et al., 2000), terwijl het voor anderen bij kan dragen aan een betere balans tussen het werk- en privébestaan. Dit neemt niet weg dat de meeste werknemers uiteindelijk een vaste baan prefereren boven een flexibel dienstverband (Cörvers & Van Thor, 2010). Volgens de laatstgenoemde auteurs hangt het werken via een flexibel contract samen met een aantal persoonskenmerken. Zo zijn flexwerkers vaker lager opgeleid, er bevinden zich voor een groot deel jongeren binnen het flexsegment en ook groepen met een migrantenachtergrond en vrouwen hebben een grotere kans op een flexibele arbeidsrelatie (zie ook Cörvers et al., 2011). Dit zijn vanoudsher al meer kwetsbare groepen; kansen op de arbeidsmarkt hangen voor een belangrijk deel samen met opleiding, ervaring en etnische achtergrond (SCP, 2005). Aangezien een flexbaan gepaard gaat met een hoge mate van onzekerheid op zowel de woning- als arbeidsmarkt (Dekker & Wilthagen, 2012), suggereren we dat flexibele arbeid voor deze groepen eerder een noodgedwongen tussenstation is dan een duurzame en bewuste keuze⁸.

Met het oog op de eerder geformuleerde verwachtingen hebben we nu vastgesteld dat flexibel werkenden vaker tot de traditioneel kwetsbare groepen kunnen worden gerekend en dat het aandeel flexwerkers op de arbeidsmarkt toeneemt. De vraag is nu of, en zo ja in welke mate, de arbeidsmarkt-situatie van flexwerkers door de tijd verandert als het gaat om de instroom in een arbeidsongeschiktheidsuitkering en de kansen op vast werk en inactiviteit. En als er sprake is van verslechtering, kan dit dan in verband worden gebracht met institutionele wijziging (invoering WIA) en/of met economische teruggang? Hier gaat het empirische deel van de studie over. In de volgende paragraaf bespreken we de data en de gehanteerde onderzoeksmethode waarop we onze uitspraken zullen baseren.

8 Voor jongeren is een flexibele bijbaan (in de horeca) naast de studie vanzelfsprekend een bewuste keuze, maar het is ook een gegeven dat schoolverlaters nog bijna uitsluitend (eerst) een tijdelijk contract krijgen aangeboden (Wilthagen et al., 2012).

3 *Data en methode*

In dit onderzoek maken we gebruik van het Arbeidsaanbodpanel (AAP). Vanaf 1986 wordt er tweejaarlijks een gedetailleerde vragenlijst voorgelegd aan werkenden en niet-werkenden in Nederland (van 16 tot 65 jaar). Per bevragingronde worden ongeveer 4.500 respondenten bevestigd. Binnen het AAP komen verschillende onderwerpen aan bod met betrekking tot werk (zoals arbeidsmobiliteit, arbeidsduur en opvattingen over werk) en posities buiten de arbeidsmarkt. Het AAP is opgezet door de Organisatie voor Strategisch Arbeidsmarktonderzoek (OSA) en is sinds 2010 ondergebracht bij het Sociaal en Cultureel Planbureau (SCP). Op ieder meetmoment worden respondenten via een representatieve steekproef op diverse thema's ondervraagd (zie voor een uiteenzetting ook Zwinkels et al., 2009). Het arbeidsaanbodpanel bevat ten opzichte van de CBS-gegevens wel een afwijkend aandeel werklozen (Van der Stelt & De Voogd-Hamelink, 2010). Deels is te begrijpen vanuit de gehanteerde definitie. In tegenstelling tot de CBS-registratie worden er bijvoorbeeld geen eisen gesteld aan het aantal beschikbare werkuren en zoekgedrag (12 uur per week beschikbaar, niet of minder dan 12 uur per week werken en ingeschreven staan bij het UWV). Verder zijn de data herwogen naar leeftijdsklassen om een representatieve steekproef conform de EBB te krijgen (Van der Stelt & De Voogd-Hamelink, 2010).

De in dit onderzoek gebruikte gegevens betreffen de perioden 2002-2006 en 2006-2010. In de eerste analyse worden de gegevens van de jaren 2002, 2004 en 2006 meegenomen, in de tweede analyse de metingen uit 2006, 2008 en 2010. Allereerst zal voor de gegeven periode telkens onderzocht worden: (a) de doorstroom van respondenten met een flexibel arbeidscontract naar vast werk, (b) de doorstroom van respondenten met een flexibel arbeidscontract naar een situatie van inactiviteit en (c) de instroom van respondenten met een flexibel arbeidscontract in een arbeidsongeschiktheidsuitkering. Vervolgens bekijken we in hoeverre er na invoering van de WIA in 2006 een verandering is opgetreden in de doorstroomkansen van werknemers met een flexibel arbeidscontract naar een vast arbeidscontract en inactiviteit. Tevens wordt gezien in hoeverre de instroom van werknemers met een flexibel contract in een arbeidsongeschiktheidsuitkering veranderd is na invoering van de WIA. Door invoering van een interactieterm en het vergelijken van de periode 2006-2008 met 2008-2010 wordt nagegaan of de stand van de conjunctuur van invloed is op de resultaten. Vanaf 2008 was de crisis immers voelbaar voor de Nederlandse economie (DNB, 2008). In het analysedeel kijken we telkens of de kans op een vast arbeidscontract, inactiviteit of een arbeidsongeschiktheidsuitkering samenhangt met het hebben van een flexibel arbeidscontract bij de voorgaande meting van het AAP. We nemen daarom respondenten mee die ten minste aan twee metingen hebben deelgenomen. We bakenen de onderzoekspopulatie af tot de potentiële beroepsbevolking, dit wil zeggen de leeftijdscategorie van 15 tot 65 jaar. Respondenten die gedurende de onderzoeksperiode, 2002-2006 of 2006-2010, buiten deze leeftijdscategorie vallen, zijn niet meegenomen in de analyses.

Operationalisatie

De uitkomstvariabelen in dit onderzoek zijn het hebben van een vast dienstverband, een situatie van inactiviteit en het instromen in een arbeidsongeschiktheidsuitkering. Deze willen we voorspellen aan de hand van het dienstverband twee jaar eerder. Daarbij controleren we voor de volgende variabelen:

- geslacht;
- etniciteit;
- opleidingsniveau;
- leeftijd;
- gezondheidsbeleving;
- de sector waarin men werkzaam is.

Om de instroom van een flexibel contract in een vast contract, inactiviteit of arbeidsongeschiktheidsuitkering te kunnen voorspellen, is het van belang dat we weten dat deze kenmerken voor alle respon-

denten gemeten zijn *voordat* een mogelijke transitie heeft plaatsgevonden. Om deze reden wordt telkens voor deze achtergrondvariabelen de vorige meting in de analyse meegenomen. Hieronder gaan we nader in op de operationalisatie van de verschillende variabelen.

De variabelen die centraal zijn voor het onderzoek zijn gemeten via vragen uit het AAP. Het hebben van een *vast arbeidscontract* is gemeten door middel van de vraag: 'Wat voor soort dienstverband heeft u?' Een dichotome variabele is geconstrueerd waarbij werknemers met een vast arbeidscontract de waarde 1 hebben gekregen en werknemers met een flexibel arbeidscontract als referentie groep (waarde=0) zijn meegenomen. Binnen deze laatste categorie vallen mensen met een tijdelijk contract (al dan niet met uitzicht op vast), personen die werken op basis van een detachingsconstructie, uitzendwerk en oproepkrachten. Overige respondenten die niet relevant zijn in het kader van onze studie, zoals zelfstandigen, zijn buiten de onderzoekspopulatie gelaten.

Daarnaast zijn we, om een volledig zicht te krijgen op de arbeidsmarktpositie, geïnteresseerd in de doorstroomkansen van flexwerkers naar een situatie van *inactiviteit*. Respondenten die in loondienst werken zijn als referentiegroep meegenomen in de analyse (waarde=0). Inactiviteit is toegekend aan respondenten die geen betaald werk verrichten (waarde=1).

Het al dan niet instromen in een *arbeidsongeschiktheidsuitkering* is gemeten door aan de respondenten te vragen of zij momenteel een arbeidsongeschiktheidsuitkering ontvangen, zoals WAO, WIA, WAZ, Wajong en TRI. Respondenten die nieuw instromen in een arbeidsongeschiktheidsuitkering zijn gecodeerd via de waarde 1 (waarde referentiegroep=0).

Als belangrijkste voorspellende variabele kijken we naar de situatie of iemand twee jaar eerder een *flexibel arbeidscontract* had of niet. Deze indicator is geconstrueerd op basis van dezelfde vraag uit het AAP als de variabele vast contract. De variabele geeft weer of iemand twee jaar geleden een flexibel arbeidscontract had (waarde=1) of een vaste aanstelling (waarde referentiegroep=0).

We controleren voor een aantal demografische kenmerken, om uit te sluiten dat verschillen in deze karakteristieken de relatie tussen de predictor variabele en de uitkomst variabelen vertroebelen. Het *geslacht* geeft weer of een respondent een man of vrouw is (1=vrouw). *Etniciteit* is vastgesteld aan de hand van het land waarin de respondent is geboren en de landen waarin zijn of haar ouders zijn geboren. Een deelnemer is gecategoriseerd als allochtoon (waarde=1) indien de respondent en/of één van zijn of haar ouders in het buitenland is geboren. Respondenten die zelf in Nederland zijn geboren en waarvan beide ouders in Nederland zijn geboren worden beschouwd als de referentie categorie (waarde=0). Het *opleidingsniveau* is ingedeeld in drie categorieën op basis van de hoogst voltooide opleiding van twee jaar geleden. Respondenten met als hoogst afgeronde opleiding vmbo, lts of mavo zijn ingedeeld in de categorie 'laag', deelnemers met de voltooide opleidingen mbo, havo of vwo vallen onder de categorie 'middel' en respondenten met een afgeronde hbo-opleiding of universitaire studie zijn ingedeeld in de categorie 'hoog'. *Leeftijd* geeft aan hoe oud een respondent twee jaar geleden was. Om de interpretatie van de regressiecoëfficiënten van de (semi)-interval variabele leeftijd in de analyses te verbeteren, is deze gecentreerd rond het gemiddelde. De *gezondheidsbeleving* van een respondent geeft de perceptie van de eigen gezondheid van de respondent weer. Deze variabele is gemeten door middel van een vijf-puntsschaal (1= heel goede gezondheid tot en met 5 = heel slechte gezondheid). De variabele *sector* geeft weer of een werknemer twee jaar geleden werkzaam was bij een bedrijf of instelling (privaat=1) of werkzaam was als ambtenaar bij de overheid (waarde=0).

De uitkomstvariabelen die we in het multivariate deel van het onderzoek proberen te verklaren (het hebben van een vast arbeidscontract, een situatie van inactiviteit en het al dan niet instromen in een arbeidsongeschiktheidsuitkering) zijn variabelen die twee waarden kunnen aannemen (0 en 1), zogenaamde dichotome variabelen. Het gebruik van dichotome uitkomstvariabelen vereist een logistische regressie analyse, waarbij een logistische linkfunctie wordt gebruikt om de voorspelde waarden te transformeren naar de 0-1 schaal⁹.

Aangezien er herhaalde metingen per respondent worden geanalyseerd, moeten we rekening houden met de clustering van observaties binnen respondenten. Hierdoor zijn observaties binnen respondenten (ook tijdens verschillende momenten in de tijd) niet onafhankelijk van elkaar. Het behandelen van deze observaties alsof deze onafhankelijke metingen zijn, levert een schending van de

9 In logistische regressie wordt niet de dichotome uitkomst gemodelleerd, maar de kans op de uitkomst. Aangezien kansen altijd minimaal 0 en maximaal 1 zijn en een voorwaarde voor lineaire regressie is dat de uitkomstvariabele continu moet zijn, zijn deze kansen niet direct bruikbaar als uitkomstvariabele. Het is wel mogelijk om de relatieve kans als uitkomst te gebruiken, de zogenaamde odds, omdat deze loopt van 0 tot oneindig en gezien kan worden als een continue variabele.

assumpties van reguliere statistische analysemethoden op. De consequentie hiervan is dat standaardfouten onderschat kunnen worden, waardoor ten onrechte de nulhypothese kan worden verworpen, terwijl deze in werkelijkheid niet verworpen zou horen te worden. Daarom maken we gebruik van multilevel logistische regressie analyse, een statistische techniek die rekening houdt met het feit dat observaties binnen personen doorgaans niet onafhankelijk zullen zijn van elkaar (Snijders & Bosker, 2012; Hox, 2010; Rabe-Hesketh & Skrondal, 2008). Deze techniek corrigeert de standaardfouten van de regressiecoëfficiënten in de analyse voor de herhaalde metingen structuren in de data. Alle analyses zijn uitgevoerd met het statistische softwarepakket Stata 12.1 (StataCorp., 2011).

Binnen de multilevel logistische regressie analyses bouwen we de modellen in onderstaande volgorde op:

1. Model met een intercept voor 2006 (2010 in de tweede deelanalyse). Dit intercept geeft weer in welke mate de kans op een vast contract, inactiviteit of instroom in een arbeidsongeschiktheidsuitkering verschilt in 2006 (2010 in de tweede deelanalyse) ten opzichte van 2004 (2008 in de tweede deelanalyse) voor alle respondenten die de waarde 0 hebben op alle voorspellende variabelen in het model, de zogenaamde referentiegroep.
2. Model met de controlevariabelen geslacht, etniciteit, opleidingsniveau, leeftijd en sector. In de analyses waarin de doorstroom vanuit een flexibel arbeidscontract naar een vast arbeidscontract en inactiviteit worden voorspeld, is daarnaast ook gecontroleerd voor de gezondheidsbeleving van de respondent.
3. Model waarin de predictor variabele flexibel arbeidscontract is toegevoegd.
4. Model waarin de interactie tussen het jaar van de meting en de predictor variabele flexibel arbeidscontract is toegevoegd. Dit interactie-effect geeft weer of er in 2006 een versterkend of verzwakkend effect is voor het hebben van een tijdelijk arbeidscontract op het vorige meetmoment ten opzichte van 2004. Ook is een interactie tussen de variabele flexibel arbeidscontract en gezondheidsbeleving meegenomen in de analyses waarin de doorstroom naar een vaste dienstbetrekking en inactiviteit wordt verklaard.

Om de modellen goed met elkaar te kunnen vergelijken is het van belang dat de steekproefgrootte gelijk blijft over de te schatten modellen. Om deze reden zijn observaties met missende waarden op één van de variabelen in de analyse verwijderd. Door het gebruik van een constante steekproefgrootte zijn we er zeker van dat de modellen betrekking hebben op dezelfde groep respondenten en kunnen we aan de hand van de significantie van de coëfficiënten in het model meteen beoordelen of een opeenvolgend model beter past dan het vorige.

Om de invloed van de economische context na te gaan worden de transitiekansen van flexwerkers bestudeerd over de verschillende onderzoeksperioden. We maken hiervoor gebruik van een chi-kwadraattoetsing en introduceren een interactieterm in onze multilevel modellen, waarmee we meer verklarend een antwoord proberen te geven op het belang van oplopende werkloosheid en teruglopende economische groei (zie de volgende paragraaf). Daarnaast vergelijken we meer specifiek de regressieresultaten voor de periode 2006-2008 met 2008-2010. Op basis van deze bi- en multivariate resultaten kunnen we de invloed van de economische context in meer detail bepalen.

4 Resultaten

In deze paragraaf presenteren we onze onderzoeksresultaten, te beginnen met de periode 2002-2006.

4.1 Resultaten periode 2002-2006

Het eerste deel bevat een beschrijving van de data en kenmerken van de respondenten. Vervolgens presenteren we de resultaten van de multilevel logistische regressie analyses. Deze resultaten worden eerst voor de doorstroom van een flexibel naar een vast arbeidscontract getoond, gevolgd door de analyses waarin de doorstroom naar inactiviteit wordt verklaard.

Ten slotte presenteren we de bevindingen over de predictoren voor instroom in een arbeidsongeschiktheidsuitkering.

Deelnamepatroon AAP (2002-2006)

In de enquêtejaren 2002, 2004 en 2006 werkten respectievelijk 4656, 4791 en 5563 respondenten mee aan het AAP. Van alle respondenten die gedurende de drie meetmomenten hebben deelgenomen, hebben 4495 personen één keer meegedaan, 2031 mensen hebben twee keer deelgenomen en 2151 personen hebben drie keer aan de enquête meegedaan. Aangezien we geïnteresseerd zijn in het voorspellen van het hebben van een vast arbeidscontract, inactiviteit en het instromen in een arbeidsongeschiktheidsuitkering op basis van het type arbeidscontract twee jaar eerder, zijn alleen de respondenten meegenomen waarvoor observaties op minimaal twee opeenvolgende metingen beschikbaar zijn. In totaal voldoen 4071 respondenten aan dit criterium.

Respondenten die gedurende de meetmomenten buiten de werkende bevolking vallen zijn in het geval van de verklaring van de kans op een vast contract verwijderd. Als het gaat om de verklaring van inactiviteit en het hebben van een arbeidsongeschiktheidsuitkering zijn de inactieven vanzelfsprekend wel in de analyses meegenomen. Hierbij hanteren wij de leeftijdscategorie van 16 tot en met 64 jaar. In tabel 4.1 presenteren we de kenmerken van de respondenten per meting.

Tabel 4.1 Kenmerken respondenten naar meting (in %)

Variabelen	2002	2004	2006
Vast arbeidscontract	90,97	89,50	86,21
Flexibel arbeidscontract	9,03	10,50	13,79
Arbeidsongeschiktheidsuitkering	7,19	7,47	6,60
Inactiviteit	19,52	24,79	24,63
<i>Geslacht</i>			
vrouw	52,26	51,98	51,86
man	47,74	48,02	48,14
<i>Etniciteit</i>			
allochtoon	8,15	9,58	9,20
autochtoon	91,85	90,42	90,80
<i>Opleiding</i>			
laag	34,05	33,00	28,46
middelbaar	35,03	35,17	38,43
hoog	30,92	31,83	33,11
<i>Gezondheidsbeleving</i>			
heel goed	23,20	20,58	19,12
goed	56,90	55,16	57,51
gaat wel/redelijk	16,92	19,81	19,48
slecht	2,42	4,15	3,42
zeer slecht	0,57	0,31	0,47
<i>Leeftijd</i>			
15-24	3,19	8,64	7,97
25-34	17,14	16,65	13,58
35-44	34,72	29,39	27,16
45-54	29,82	26,99	28,15
55-64	15,13	18,33	23,14
<i>Sector</i>			
privaat	79,92	79,84	80,07
publiek	20,08	20,16	19,93

In 2006 zijn er relatief het minste aantal werknemers met een vast contract en het kleinste aantal personen met een arbeidsongeschiktheidsuitkering. Overige karakteristieken lijken over de tijd redelijk constant te zijn. Wat opvalt is dat het percentage laag opgeleide respondenten iets is afgenomen, terwijl het percentage middelbaar opgeleiden is toegenomen. Daarnaast is uit Tabel 4.1 op te maken dat het percentage respondenten in de leeftijdscategorieën 25-34 en 35-44 over de jaren is afgenomen, terwijl de leeftijdscategorieën 45-54 en 55-64 is toegenomen. Deze bevindingen zijn vanzelfsprekend, omdat we grotendeels dezelfde personen over de tijd volgen.

In Tabel 4.2 staat het aantal respondenten met een vast arbeidscontract weergegeven ten opzichte van het type arbeidscontract dat zij twee jaar daarvoor hebben. Wat opvalt is het verband tussen het type arbeidscontract en het dienstverband dat men twee jaar later heeft. Deze samenhang is significant in beide jaren ($X^2(1) 2004 = 193, p < 0,001$; $X^2(1) 2006 = 396, p < 0,001$). De proportie flexwerkers die doorstroomt naar een vast arbeidscontract is in de periode 2002-2004 significant groter dan in 2004-2006 ($z = 3,17, p < 0,01$). Dit is een op het eerste gezicht opvallende bevinding, aangezien in de eerstgenoemde periode werkloosheid opliep van 4,1 naar 6,4% van de beroepsbevolking, terwijl de werkloosheid afnam tot 5,5% in 2006. De logistische multilevel regressie analyse zal echter moeten uitwijzen of dit verschil tussen de jaren ook significant is wanneer er gecontroleerd wordt voor een aantal relevante achtergrondkenmerken.

Tabel 4.2 Aantal respondenten (rijpercentages tussen haken) met een vast arbeidscontract in 2004 en 2006 opgesplitst naar type arbeidscontract op het vorige meetmoment

Type arbeidscontract op vorig meetmoment	Type arbeidscontract in 2004			Type arbeidscontract in 2006		
	Vast	Flex	Totaal	Vast	Flex	Totaal
Flex	114 (67,46)	55 (32,54)	169 (100,00)	105 (51,22)	100 (48,78)	205 (100,00)
Vast	1864 (95,44)	89 (4,56)	1953 (100,00)	1701 (94,71)	95 (5,29)	1796 (100,00)
Totaal	1978 (93,21)	144 (6,79)	2122 (100,00)	1806 (90,25)	195 (9,75)	2001 (100,00)

In tabel 4.3 staat de doorstroom naar een situatie van inactiviteit weergegeven, uitgesplitst naar het al dan niet hebben van een flexibel arbeidscontract op het vorige meetmoment. Relatief meer werknemers stromen vanuit een flexibel arbeidscontract door naar inactiviteit dan vanuit een vast arbeidscontract. De associatie tussen het type dienstverband en inactiviteit is significant voor beide jaren ($X^2(1) 2004 = 21, p < 0,001$; $X^2(1) 2006 = 5, p < 0,05$). Er is echter geen significant verschil in de proportie flexwerkers die doorstroomt naar inactiviteit tussen de jaren 2004 en 2006 ($z = 1,21, p = 0,23$).

Tabel 4.3 Aantal respondenten (rijpercentages tussen haken) die de arbeidsmarkt hebben verlaten in 2004 en 2006 opgeplitst naar type arbeidscontract op het vorige meetmoment

Type arbeidscontract op vorig meetmoment	Inactiviteit in 2004			Inactiviteit in 2006		
	Geen werk meer	Werkt nog	Totaal	Geen werk meer	Werkt nog	Totaal
Flex	24 (12,00)	176 (88,00)	200 (100,00)	19 (8,44)	206 (91,56)	225 (100,00)
Vast	93 (4,5)	1962 (95,5)	2055 (100,00)	91 (4,81)	1799 (95,19)	1890 (100,00)
Totaal	117 (5,19)	2138 (94,81)	2255 (100,00)	110 (5,20)	2005 (94,80)	2115 (100,00)

Ten slotte staat de instroom van respondenten met een flexibel arbeidscontract in een arbeidsongeschiktheidsuitkering in Tabel 4.4 uitgesplitst naar het al dan niet hebben van een flexibel arbeidscontract twee jaar eerder. In deze tabel zijn alleen die respondenten opgenomen die in 2004 en 2006 nieuw instromen in een arbeidsongeschiktheidsuitkering en op het vorige meetmoment een flexibel of vast arbeidscontract hebben. De instroom vanuit een vast arbeidscontract is relatief iets hoger dan die vanuit een flexibel arbeidscontract. Er is echter geen significante samenhang tussen type dienstverband twee jaar eerder en de instroom in een arbeidsongeschiktheidsuitkering in 2004 en 2006 (Fisher exact test 2004: $p = 0,51$; Fisher exact test 2006: $p = 0,34$)¹⁰. Dit is een in het kader van ons onderzoek relevante bevinding. Waar we eerder hebben gezien dat flexwerkers een grotere kans hebben op een situatie van inactiviteit en minder vaak doorstromen naar vast werk, is er op basis van de bivariate analyse geen verband te zien als het gaat om de instroom in een arbeidsongeschiktheidsuitkering.

Voor vervolganalyse maken we echter pas op de plaats. Het aantal instromers in een arbeidsongeschiktheidsuitkering is namelijk laag in beide jaren (2004: $N = 30$; 2006: $N = 11$) en na uitsplitsing naar het type dienstverband twee jaar eerder zijn er weinig observaties waarneembaar bij respondenten met een flexibel arbeidscontract. Voor beide jaren is daarom een power analyse uitgevoerd om te bepalen wat het onderscheidingsvermogen zou zijn geweest bij een middelgroot effect. Deze power analyse is uitgevoerd voor een Fisher exact test, waarbij is uitgegaan van een tweezijdige toets en een significantieniveau van vijf procent. Hierbij is gekeken naar het onderscheidingsvermogen voor het kunnen detecteren van een middelgroot verschil (odds ratio = 3,5) tussen instroom in een arbeidsongeschiktheidsuitkering vanuit een flexibel en vast arbeidscontract. Op basis van de eerder genoemde

¹⁰ Aangezien in tabel 4.4 niet aan de assumpties voor een chi-kwadraat toets wordt voldaan, is hier gebruikgemaakt van een Fisher exact test.

aannames is het onderscheidingsvermogen om een middelgroot verschil te vinden respectievelijk 0,80 en 0,46 voor 2004 en 2006. Voor 2004 kan hierdoor gesteld worden dat een klein verschil niet gevonden zou kunnen worden. Ook blijkt hieruit dat een groot en middelgroot verschil wel detecteerbaar zijn. De power analyse maakt ook duidelijk dat er geen middelgroot en klein verschil gevonden kan worden voor 2006. Een groot verschil kan wel gevonden worden. De geobserveerde (inverse) odds ratio voor 2004 is gelijk aan 2,81 en voor 2006 is de geobserveerde odds ratio 1,86. Aangezien beide geobserveerde waarden liggen tussen een klein effect (odds ratio= 1,5) en een middelgroot effect (odds ratio= 3,5), zal in deze steekproef te weinig power aanwezig zijn voor nadere statistische analyse. Daarom wordt afgezien van verdere analyse om de instroom in een arbeidsongeschiktheidsuitkering te verklaren op basis van het type arbeidscontract twee jaar eerder.

Tabel 4.4 Aantal respondenten (afgeronde rijpercentages tussen haken) die zijn ingestroomd in een arbeidsongeschiktheidsuitkering in 2004 en 2006 opgesplitst naar type arbeidscontract op het vorige meetmoment

Type arbeidscontract op vorig meetmoment	Arbeidsongeschiktheidsuitkering in 2004			Arbeidsongeschiktheidsuitkering in 2006		
	AO	Niet AO	Totaal	AO	Niet AO	Totaal
Flex	1 (0,52)	193 (99,48)	194 (100,00)	2 (0,89)	223 (99,11)	225 (100,00)
Vast	29 (1,45)	1968 (98,55)	1997 (100,00)	9 (0,48)	1847 (99,52)	1856 (100,00)
Totaal	30 (1,37)	2161 (98,63)	2191 (100,00)	11 (0,53)	2070 (99,47)	2081 (100,00)

Uit het voorgaande hebben we een samenhang vastgesteld tussen het type contract en de kansen op vast werk en inactiviteit. Het is vervolgens de vraag of deze verbanden stand houden na controle voor enkele covariaten. In Tabel 4.5 staan de resultaten van de multilevel logistische regressies voor de uitkomstvariabele vast arbeidscontract weergegeven. We rapporteren de zogenaamde odds ratio's voor de voorspellende variabele. Deze kan geïnterpreteerd worden als de mate waarin de verhouding tussen de kans op wel of geen vast arbeidscontract verschuift voor twee waarden van een voorspellende variabele. Een odds ratio van 1 houdt in dat de kansen voor beide categorieën van de voorspeller gelijk zijn. Een odds ratio groter dan één betekent dat de kans op een vast arbeidscontract toeneemt als de waarde van de voorspellende variabele toeneemt. Voor een dichotome voorspellende variabele (bijvoorbeeld geslacht of het hebben van een flexibel arbeidscontract op de vorige meting) betekent dit dat de kans op een vast arbeidscontract relatief groter is voor de categorie met de waarde 1, ten opzichte van de zogenaamde referentie categorie (met waarde 0). Omgekeerd betekent een odds ratio kleiner dan 1 dat de kans op een vast arbeidscontract afneemt als de waarde van de voorspellende variabele toeneemt. De analyses in Tabel 3 hebben als doel het voorspellen van de doorstroom naar een vast arbeidscontract vanuit de situatie van een flexibel arbeidscontract twee jaar eerder. Daarom is in deze analyse de uitkomstvariabele het hebben van een vast arbeidscontract in 2004 en 2006. Er wordt gecontroleerd voor enkele achtergrondkenmerken.

In model 1 is een intercept voor het jaar 2006 geschat, waardoor deze met 2004 vergeleken kan worden. De odds ratio geeft aan dat de basiskans op een vast arbeidscontract in 2006 lager is dan in 2004. In model 2 zijn de controlevariabelen toegevoegd. Leeftijd heeft een duidelijke relatie met de kans op een vast arbeidscontract; met een toenemende leeftijd neemt deze kans toe. Significante effecten worden ook gevonden voor een middelhoge en hoge opleiding, waarvoor de kans op een vast arbeidscontract hoger is ten opzichte van een lage opleiding. Model 3 laat zien dat, gegeven het effect van de controlevariabelen, de kans op een vast arbeidscontract fors lager is wanneer een respondent twee jaar eerder een flexibel arbeidscontract had. Ook vinden we in dit model een significant effect voor de variabele sector, waarbij de kans op een vast arbeidscontract in de private sector lager ligt dan wanneer men werkzaam is in de publieke sector. In model 4 wordt een interactie-effect meegenomen om te onderzoeken of dit effect in 2006 significant sterker of zwakker is dan in 2004. Dit interactie-effect is echter niet significant; er is geen verschil in de sterkte van dit effect waarneembaar tussen 2004 en 2006. Ook is er geen hoofd- en/of versterkend effect van gezondheidsbeleving waarneembaar voor werknemers met een flexibel arbeidscontract.

Tabel 4.5 Multilevel logistische regressie analyses voor het voorspellen van een vast arbeidscontract in de periode 2002-2006 (n respondenten=2694)

Variabelen	Model 1: Intercept	Model 2: Controle variabelen	Model 3: Flexibel arbeidscontract	Model 4: Interactie termen
Intercept 2006	0,712*** (-3,56)	0,711** (-3,28)	0,744* (-2,30)	0,827 (-1,23)
Geslacht: vrouw (ref: man)		0,905 (-0,78)	0,966 (-0,27)	0,963 (-0,30)
Etniciteit: allochtoon (ref: autochtoon)		0,632* (-2,22)	0,725 (-1,61)	0,730 (-1,52)
Opleiding (ref: laag)		1,467* (2,55)	1,332 (1,81)	1,320 (1,77)
Middel		1,480* (2,38)	1,325 (1,66)	1,320 (1,66)
Hoog				
Leeftijd		1,086*** (10,99)	1,053*** (6,82)	1,052*** (7,62)
Gezondheidsbeleving		1,008 (0,08)	1,033 (0,30)	1,032 (0,26)
Sector: privaat (ref: publiek)		0,683 (-1,96)	0,608* (-2,72)	0,605** (-2,65)
Flexibel arbeidscontract (ref: vast arbeidscontract)			0,111*** (-14,13)	0,130*** (-9,68)
Flexibel arbeidscontract x 2006				0,705 (-1,28)
Flexibel arbeidscontract x Gezondheidsbeleving				1,006 (0,03)

Odds ratio's, z-statistieken gerapporteerd tussen haken; * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

In Tabel 4.6 worden de resultaten van het verklaren van de kans op doorstroom naar een situatie van inactiviteit gepresenteerd. De schattingen in model 1 geven weer dat de basiskans om inactief te zijn in 2006 niet significant hoger ligt dan in 2004. Na toevoeging van de covariaten in model 2, blijken enkele achtergrondkenmerken significant gerelateerd te zijn aan inactiviteit. De kans op inactiviteit neemt toe naarmate men ouder wordt. Daarnaast hebben vrouwen een grotere kans op inactiviteit. Ook laat model 2 zien dat hoog (ten opzichte van laag) opgeleiden een kleinere kans noteren op doorstroom naar inactiviteit. De meest sterke relatie wordt gevonden tussen gezondheidsbeleving en inactiviteit; hoe slechter de perceptie van de eigen gezondheid, des te groter is de kans op latere inactiviteit. Uit model 3 blijkt dat, gegeven de controlevariabelen, de kans op doorstroom naar inactiviteit significant hoger is voor respondenten met een flexibel arbeidscontract ten opzichte van personen met een vast arbeidscontract. Er blijkt echter geen significant verschil in deze relatie tussen de jaren 2004 en 2006, zoals blijkt uit model 4. Ook speelt de ervaren gezondheidssituatie van werknemers geen rol in de sterkte van het effect tussen type dienstverband twee jaar eerder en doorstroom naar inactiviteit.

Tabel 4.6 Multilevel logistische regressie analyses voor het voorspellen van de doorstroom naar inactiviteit in de periode 2002-2006 (n respondenten =2868)

Variabelen	Model 1: Intercept	Model 2: Controle variabelen	Model 3: Flexibel arbeidscontract	Model 4: Interactie termen
Intercept 2006	1,025 (0,18)	0,957 (-0,32)	0,954 (-0,33)	0,976 (-0,16)
Geslacht: vrouw (ref: man)		1,444** (2,74)	1,344* (2,16)	1,342* (2,04)
Etniciteit: allochtoon (ref: autochtoon)		1,329 (1,32)	1,183 (0,74)	1,181 (0,74)
Opleiding (ref: laag)		0,772 (-1,44)	0,814 (-1,14)	0,815 (-1,17)
Middel		0,640*	0,698*	0,699
Hoog		(-2,52)	(-1,99)	(-1,96)
Leeftijd		1,080*** (5,71)	1,091*** (6,64)	1,091*** (9,83)
Gezondheidsbeleving		1,751*** (5,13)	1,790*** (5,34)	1,773*** (5,36)
Sector: privaat (ref: publiek)		0,966 (-0,21)	0,952 (-0,29)	0,954 (-0,26)
Flexibel arbeidscontract (ref: vast arbeidscontract)			4,251*** (6,88)	4,234*** (3,66)
Flexibel arbeidscontract x 2006				0,877 (-0,34)
Flexibel arbeidscontract x Gezondheidsbeleving				1,060 (0,22)

Odds ratio's, z-statistieken gerapporteerd tussen haken; * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

We kunnen nu een eerste balans opmaken. In dit onderzoek willen we achterhalen of, en op welke wijze flexibilisering van de arbeid bijdraagt aan een beter begrip van de gestegen WIA-instroom. Hiervoor bestuderen we de arbeidsmarktpositie van flexwerkers gedurende de periode voor (2002-2006) en na invoering van de WIA (2006-2010). We hebben voor de periode 2002-2006 gezien dat er geen (sterke) samenhang is tussen het type dienstverband en de instroom in een arbeidsongeschiktheidsregeling. We hebben er op basis van een beperkte celomvang van AO-instroom voor gekozen om geen multivariate analyses uit te voeren. Wel is er een negatieve samenhang tussen het hebben van een flexibel arbeidscontract en de kans op vast werk, en is een flexibel arbeidscontract positief gerelateerd aan de latere kans op inactiviteit. Deze relaties blijven bestaan onder controle van een serie covariaten. We noteren hierbij ook significante hoofdeffecten van de variabelen leeftijd en sector als het gaat om de voorspelling van een vast dienstverband twee jaar later. Als het gaat om inactiviteit zien we tevens significante verbanden met de variabelen sekse, leeftijd en gezondheidsbeleving. Er zijn geen bewijzen gevonden voor een interactie-effect met de ervaren gezondheidssituatie en ook zijn er tot 2006 geen periode-effecten waarneembaar. Dit alles betekent in het algemeen dat flexwerkers meer problemen op de arbeidsmarkt ervaren dan werkenden met een vast dienstverband. Of deze situatie verslechtert of verbetert na invoering van de WIA in 2006, onderzoeken we in het tweede deel van deze studie. Ook vragen we ons af of de economische teruggang in de periode 2008-2010 op de situatie van flexwerkers van invloed is. We besluiten dit onderzoeksdeel met de belangrijkste conclusies en de betekenis hiervan voor ons begrip van de gestegen WIA-instroom.

4.2 Resultaten 2006-2010

Aansluitend op het voorgaande beschrijven we hieronder de resultaten van de tweede deelanalyse over de periode 2006-2010. We maken hierbij gebruik van de respondenten die in 2006, 2008 en 2010 hebben deelgenomen aan het AAP. Deze respondenten kunnen ook, maar hoeven niet, meegenomen zijn in de eerste deelanalyse over de periode 2002-2006. Aangezien de analyses parallel zijn uitgevoerd aan die van de eerste deelanalyse, worden deze op een vergelijkbare wijze besproken. Eerst wordt een beschrijving gegeven van het aantal deelnemers en worden beschrijvende statistieken gepresenteerd. Vervolgens worden de resultaten van de multilevel logistische regressie analyses beschreven, waarbij zowel doorstroom naar een vast arbeidscontract als de transitie naar inactiviteit worden gepresenteerd.

Deelnamepatroon AAP (2006-1010)

In de tweede deelanalyse zijn respondenten meegenomen die hebben deelgenomen aan de metingen in 2006, 2008 en 2010. In deze jaren participeerden respectievelijk 5563, 5139 en 4872 personen in het AAP. Ruim een derde van de respondenten (35,7%) heeft aan alle drie de meetmomenten deelgenomen. Nog eens een derde van de deelnemers (33,9%) heeft slechts aan één meting meegewerkt. In totaal heeft 30,4% van de respondenten aan twee metingen meegedaan en 60,3 % aan tenminste twee opeenvolgende metingen. Ook in deze analyse hanteren we het criterium dat alleen die respondenten worden meegenomen die aan tenminste twee aansluitende meetmomenten hebben deelgenomen, dit zijn 4657 personen in totaal. Daarnaast willen we alleen uitspraken doen over personen die tot de werkzame beroepsbevolking behoren. Toepassing van het criterium dat respondenten op alle meetmomenten binnen de leeftijdsgroep 15 tot en met 64 jaar moeten vallen, leidt tot de verwijdering van 231 respondenten (4,96%). Het aantal deelnemers dat aan alle criteria voldoet bedraagt uiteindelijk 4426.

In Tabel 4.7 staan de achtergrondkenmerken van de respondenten per meetmoment weergegeven. Wat opvalt is dat het percentage respondenten met een vast contract in 2010 het hoogst is. Verder is zichtbaar dat het percentage respondenten met een arbeidsongeschiktheidsuitkering licht toeneemt per meetmoment. De achtergrondkenmerken van de deelnemers lijken verder redelijk constant te zijn over de drie meetmomenten. Het toenemen van leeftijd en opleidingsniveau, een gevolg van het gebruik van panel data, is wederom zichtbaar. In Tabel 4.8 wordt vervolgens voor alle respondenten die in 2006 en 2008 een flexibel of een vast arbeidscontract hadden, weergegeven of zij in 2008 en 2010 wel of geen vast arbeidscontract hadden. Hiermee wordt een eerste blik geworpen op de doorstroom van een flexibel naar een vast arbeidscontract, waarbij echter nog niet gecontroleerd is voor de invloed van achtergrondkenmerken. In de kruistabellen zijn alleen die respondenten meegenomen voor wie volledige informatie beschikbaar was over het dienstverband (vast of flexibel) op tenminste twee aansluitende metingen.

Tabel 4.7 Kenmerken respondenten naar meting (in %)

Variabelen	2006	2008	2010
Vast arbeidscontract	83,37	82,51	86,26
Flexibel arbeidscontract	16,63	17,49	13,74
Arbeidsongeschiktheidsuitkering	7,00	7,26	8,53
Inactiviteit	22,60	21,51	24,43
<i>Geslacht</i>			
vrouw	54,93	53,50	53,44
man	45,07	46,50	46,56
<i>Etniciteit</i>			
allochtoon	8,54	8,09	7,44
autochtoon	91,46	91,91	92,56
<i>Opleiding</i>			
laag	29,55	28,01	25,63
middelbaar	38,46	38,46	39,62
hoog	31,99	33,52	34,75
<i>Leeftijd</i>			
15-24	12,32	12,99	10,31
25-34	13,83	12,34	9,45
35-44	27,60	24,36	20,78
45-54	30,29	27,93	29,93
55-64	15,96	22,39	29,53
<i>Gezondheidsbeleving</i>			
heel goed	19,73	18,55	16,34
goed	57,23	57,59	57,13
gaat wel/redelijk	18,25	19,30	21,62
slecht	4,20	3,86	4,48
zeer slecht	0,59	0,50	0,43
<i>Sector</i>			
privaat	81,50	82,69	81,69
publiek	18,50	17,31	18,31

Zowel in 2008 als 2010 is meer dan de helft van de respondenten met een flexibel contract op het vorige meetmoment doorgestroomd naar een vast arbeidscontract. Dit percentage is ongeveer vergelijkbaar met de bevindingen in de eerste deelanalyse, behalve voor 2004 waarin het percentage duidelijk hoger lag (67%). Er stromen relatief meer personen door van een flexibel arbeidscontract naar een vast arbeidscontract dan vice versa ($X^2(1) 2008 = 440, p < 0,001$; $X^2(1) 2010 = 552, p < 0,001$). Er is echter geen verschil tussen 2008 en 2010 waarneembaar in de proportie respondenten waarbij een transitie van een flexibel naar een vast arbeidscontract heeft plaatsgevonden ($z = 0,28, p = 0,78$).

Tabel 4.8 Aantal respondenten (afgeronde rijpercentages tussen haken) met een vast arbeidscontract in 2008 en 2010 opgesplitst naar type arbeidscontract op vorig meetmoment

Type arbeidscontract op vorig meetmoment	Type arbeidscontract in 2008			Type arbeidscontract in 2010		
	Vast	Flex	Totaal	Vast	Flex	Totaal
Flex	190 (52,78)	170 (47,22)	360 (100,00)	167 (51,70)	156 (48,30)	323 (100,00)
Vast	1913 (93,04)	143 (6,96)	2056 (100,00)	1901 (95,34)	93 (4,66)	1994 (100,00)
Totaal	2103 (87,04)	313 (12,96)	2416 (100,00)	2068 (89,25)	249 (10,75)	2317 (100,00)

In tabel 4.9 is weergegeven hoeveel werknemers vanuit een flexibel dienstverband twee jaar later de arbeidsmarkt hebben verlaten. In beide jaren zijn er significant meer werknemers met een flexibel arbeidscontract doorgestroomd naar inactiviteit ($X^2(1) 2008 = 53, p < .001$; $X^2(1) 2010 = 65, p < .001$). De doorstroom van werknemers met een flexibel dienstverband naar inactiviteit ligt in 2010 significant hoger dan in 2008 ($z = -2,04, p = 0,04$).

Tabel 4.9 Aantal respondenten (rijpercentages tussen haken) die de arbeidsmarkt hebben verlaten in 2008 en 2010 opgesplitst naar type arbeidscontract op het vorige meetmoment

Type arbeidscontract op vorig meetmoment	Inactiviteit in 2008			Inactiviteit in 2010		
	Geen werk meer	Werkt nog	Totaal	Geen werk meer	Werkt nog	Totaal
Flex	50 (11,99)	367 (88,01)	417 (100,00)	68 (17,00)	332 (83,00)	400 (100,00)
Vast	77 (3,58)	2074 (96,42)	2151 (100,00)	117 (5,51)	2006 (94,49)	2123 (100,00)
Totaal	127 (4,95)	2441 (95,05)	2568 (100,00)	185 (7,33)	2338 (92,67)	2523 (100,00)

Het ontvangen van een arbeidsongeschiktheidsuitkering in 2008 en 2010 is in Tabel 4.10 uitgezet tegen het wel of niet hebben van een flexibel dienstverband twee jaar eerder. Net als in de eerste deelanalyse ligt de totale instroom in een arbeidsongeschiktheidsuitkering op een niveau dat lager is dan 1 procent. De instroom in een arbeidsongeschiktheidsuitkering vanuit een flexibel en vast arbeidscontract lijkt in 2008 en 2010 niet veel van elkaar te verschillen, de verschillen zijn niet significant (Fisher exact test (2008); $p = 0,09$; Fisher exact test (2010); $p = 0,46$). De veronderstelling dat flexwerkers een grotere kans hebben om in te stromen in een arbeidsongeschiktheidsuitkering wordt op basis van deze bivariate statistiek niet bevestigd. De proporties instromers in een arbeidsongeschiktheidsuitkering vanuit een flexibel arbeidscontract verschillen niet significant tussen beide jaren ($z = 0,79, p = 0,43$). Door een gebrek aan statistische power, zoals besproken in de eerste deelanalyse, laten we instroom in een arbeidsongeschiktheidsuitkering als afhankelijke variabele verder buiten beschouwing.

Tabel 4.10 Aantal respondenten (afgeronde rijpercentages tussen haken) die zijn ingestroomd in een arbeidsongeschiktheidsuitkering in 2008 en 2010 opgesplitst naar type arbeidscontract op het vorige meetmoment

Type arbeidscontract op vorig meetmoment	Arbeidsongeschiktheidsuitkering in 2008			Arbeidsongeschiktheidsuitkering in 2010		
	AO	niet AO	Totaal	AO	niet AO	Totaal
Flex	7 (1,64)	419 (98,36)	426 (100,00)	3 (0,96)	309 (99,04)	312 (100,00)
Vast	16 (0,76)	2089 (99,24)	2105 (100,00)	13 (0,64)	2005 (99,36)	2018 (100,00)
Totaal	23 (0,91)	2508 (99,09)	2531 (100,00)	16 (0,69)	2314 (99,31)	2330 (100,00)

In deze paragraaf zullen we logistische en multilevel logistische regressies uitvoeren om inzicht te krijgen in verklarende factoren voor de doorstroom naar een vast arbeidscontract en inactiviteit. Om een volledig zicht te krijgen op mogelijke veranderingen in transitiekansen onder invloed van een verslechtering van de conjunctuur, presenteren we eerst een tweetal extra analyses voor de afzonderlijke perioden 2006-2008 en 2008-2010. De laatstgenoemde periode kan worden beschouwd als periode van economische verslechtering¹¹.

Transities naar een vast dienstverband

De resultaten van de logistische regressie voor het verklaren van de transitie naar een vast arbeidscontract in 2008 zijn weergegeven in tabel 4.11 Hierin zien we dat vrouwen en werknemers in de private sector een minder grote kans hebben om een vast arbeidscontract te verwerven. Ook nemen de kansen op een vast dienstverband toe met het stijgen van de leeftijd. Het sterkste effect wordt echter gevonden voor het type arbeidscontract dat men heeft; werknemers met een flexibel dienstverband hebben een aanzienlijk kleinere kans om door te stromen naar een vast contract in vergelijking met de referentiecategorie (vast). Gezondheidsbeleving is niet gerelateerd aan doorstroom, ook niet in interactie met het type dienstverband.

Tabel 4.11 Logistische regressie analyses voor het voorspellen van een vast arbeidscontract 2006-2008 (n = 2410)

Variabelen	Model 1: Controle variabelen	Model 2: Flexibel arbeidscontract	Model 3: Interactie term
Intercept	18,559*** (10,5)	24,536*** (10,96)	20,848*** (9,86)
Geslacht: vrouw (ref: man)	0,664** (-3,08)	0,711* (-2,42)	0,711* (-2,42)
Etniciteit: allochtoon (ref: autochtoon)	0,929 (-0,31)	1,173 (0,63)	1,204 (-2,42)
Opleiding (ref: laag)			
Middel	1,095 (0,55)	1,024 (0,14)	1,034 (0,19)
Hoog	1,201 (1,02)	1,160 (0,78)	1,175 (0,85)
Leeftijd	1,085*** (13,30)	1,052*** (7,72)	1,052*** (7,72)
Gezondheidsbeleving	1,039 (0,37)	0,985 (-0,14)	1,140 (0,90)
Sector: privaat (ref: publiek)	0,509** (-3,11)	0,596* (-2,28)	0,604* (-2,23)
Flexibel arbeidscontract (ref: vast arbeidscontract)		0,147*** (-12,61)	0,202*** (-6,34)
Flexibel arbeidscontract x Gezondheidsbeleving			0,710 (9,86)

Odds ratio's, z-statistieken gerapporteerd tussen haken; * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

De resultaten voor de periode 2008-2010 laten een vergelijkbaar beeld zien als de periode hiervoor. De kans voor om door te stromen naar een vast arbeidscontract lijkt voor werknemers met een flexibel dienstverband lager te zijn in 2010 dan in 2008. De grootte van de gevonden effecten is op het eerste gezicht van vergelijkbare omvang. Of de effecten van elkaar verschillen zullen we vaststellen via de multilevel analyse over de totale periode 2006-2010. Verder loopt de kans op een vast arbeidscontract op met de variabele leeftijd en neemt deze kans af voor vrouwen en mensen die werkzaam zijn in de private sector.

11 De ondergang van zakenbank Lehman Brothers in 2008 wordt alom beschouwd als het beginpunt van de (Europese) economische crisis.

Tabel 4.12 Logistische regressie analyses voor het voorspellen van een vast arbeidscontract 2008-2010 (n = 2308)

Variabelen	Model 1: Controle variabelen	Model 2: Flexibel arbeidscontract	Model 3: Interactie term
Intercept	23,859*** (9,81)	42,866*** (10,73)	35,514*** (9,70)
Geslacht: vrouw (ref: man)	0,636** (-3,05)	0,707* (-2,11)	0,696* (-2,20)
Etniciteit: allochtoon (ref: autochtoon)	0,825 (-0,69)	0,843 (-0,54)	0,818 (-0,63)
Opleiding (ref: laag)			
Middel	1,471* (2,13)	1,500* (7,55)	1,507* (2,04)
Hoog	1,608* (2,42)	1,441 (1,71)	1,466 (1,78)
Leeftijd	1,088*** (13,27)	1,054*** (7,55)	1,054*** (7,60)
Gezondheidsbeleving	0,894 (-0,98)	0,888 (-0,96)	1,059 (0,34)
Sector: privaat (ref: publiek)	0,442** (-3,08)	0,443** (-2,88)	0,452** (-2,82)
Flexibel arbeidscontract (ref: vast arbeidscontract)		0,087*** (-14,68)	0,127*** (-7,09)
Flexibel arbeidscontract x Gezondheidsbeleving			0,677 (-1,57)

Odds ratio's, z-statistieken gerapporteerd tussen haken; * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

De vervolgstap in onze analyses betreft het vaststellen van de hierboven gevonden effecten over de periode 2006-2010. Hiervoor maken we gebruik van multilevel logistische regressieanalyse. In het eerste model is alleen een intercept voor 2010 als predictor meegenomen. In model 2 zijn vervolgens de achtergrondkenmerken toegevoegd. Hieruit blijkt dat vrouwen een kleinere kans hebben dan mannen om een vast contract te krijgen. Zowel leeftijd als sector laten een significante relatie zien met het hebben van een vast arbeidscontract, waarbij de kans toeneemt als men ouder is en in de publieke sector werkzaam is. De richting en effectgrootte zijn zeer vergelijkbaar met de resultaten in de eerste deelanalyse over de periode 2002-2006. De schattingen van model 3 maken zichtbaar dat de kans op een vast arbeidscontract significant lager is voor personen met een flexibel dienstverband. Door toevoeging van een interactieterm in model 4 kan een onderscheid worden gemaakt tussen de effecten van het hebben van een flexibel dienstverband op het vorige meetmoment voor 2008 en 2010. De resultaten laten zien dat personen met een flexibel dienstverband een kleinere kans hebben op een vast arbeidscontract in de periode 2008-2010, dan in de periode 2006-2008. Een logische interpretatie is dat de economische teruggang flexwerkers treft in hun transitiekansen. Ook is er sprake van een interactie-effect tussen type dienstverband en gezondheidsbeleving; werknemers met een flexibel dienstverband en een negatieve gezondheidsbeleving hebben een verlaagde kans op doorstromen naar een vast arbeidscontract in de periode 2006-2010. Aangezien we echter voor de afzonderlijke perioden geen interactie-effect hebben gevonden, schrijven we deze laatste bevinding toe aan het toeval.

Tabel 4.13 Multilevel logistische regressie analyses voor het voorspellen van een vast arbeidscontract in de periode 2006-2010 (n respondenten=3040)

Variabelen	Model 1: Intercept	Model 2: Controle variabelen	Model 3: Tijdelijk arbeidscontract	Model 4: Interactie flexibel arbeids- contract x 2010
Intercept 2010	1,259 ** (3,40)	1,170* (1,99)	1,176 (1,52)	1,534** (3,00)
Geslacht: vrouw (ref: man)		0,662*** (-3,89)	0,717** (-3,10)	0,713** (-3,20)
Etniciteit: allochtoon (ref: autochtoon)		0,881 (-0,68)	1,056 (0,28)	1,046 (0,23)
Opleiding (ref: laag)				
Middel		1,272* (2,00)	1,200 (1,39)	1,203 (1,41)
Hoog		1,408* (2,47)	1,282 (1,71)	1,273 (1,71)
Leeftijd		1,086*** (15,69)	1,053*** (9,35)	1,052*** (10,63)
Gezondheidsbeleving		0,948 (-0,72)	0,939 (-0,79)	1,111 (0,96)
Sector: privaat (ref: publiek)		0,520*** (-3,80)	0,538*** (-3,61)	0,534*** (-3,58)
Flexibel arbeidscontract (ref: vast arbeidscontract)			0,116*** (-17,00)	0,203*** (-7,51)
Flexibel arbeidscontract x 2010				0,517** (-2,62)
Flexibel arbeidscontract x gezondheidsbeleving				0,694* (-2,22)

Odds ratio's, z-statistieken gerapporteerd tussen haken; * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Transities naar inactiviteit

In tabel 4.14 presenteren we de logistische regressie analyse voor het verklaren van doorstroom naar inactiviteit in de periode 2006-2008. De resultaten laten zien dat allochtonen en lager opgeleiden een verhoogde kans hebben op de transitie naar inactiviteit. Werknemers met een flexibel dienstverband hebben een sterk verhoogde kans op het verlaten van de arbeidsmarkt.

Tabel 4.14 Logistische regressie analyses voor het voorspellen van een inactiviteit in de periode 2006-2008 (n = 2562)

Variabelen	Model 1: Controle variabelen	Model 2: Flexibel arbeidscontract	Model 3: Interactie term
Intercept	0,044*** (-8,74)	0,036*** (-9,20)	0,039*** (-8,38)
Geslacht: vrouw (ref: man)	1,053 (0,28)	0,982 (-0,10)	0,981 (-0,10)
Etniciteit: allochtoon (ref: autochtoon)	1,962* (2,51)	1,731* (2,01)	1,718* (1,97)
Opleiding (ref: laag)			
Middel	0,569** (-2,62)	0,595* (-2,39)	0,592* (-2,41)
Hoog	0,488** (-2,97)	0,509** (-2,77)	0,506** (-2,79)
Leeftijd	0,983* (-2,15)	1,004 (0,48)	1,004 (0,49)
Gezondheidsbeleving	1,246 (1,58)	1,261 (1,67)	1,189 (0,96)
Sector: privaat (ref: publiek)	1,345 (1,05)	1,185 (0,59)	1,180 (0,58)
Flexibel arbeidscontract (ref: vast arbeidscontract)		3,738*** (6,00)	3,207** (1,177)
Flexibel arbeidscontract x Gezondheidsbeleving			1,157 (0,52)

Odds ratio's, z-statistieken gerapporteerd tussen haken; * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Ook nu presenteren we de logistische regressie analyses ter verklaring van doorstroom naar inactiviteit voor de afzonderlijke onderzoeksperiode 2008-2010. Er zijn een aantal overeenkomsten maar ook relevante verschillen te ontdekken met de voorgaande bevindingen. Allochtonen, lageropgeleiden en flexwerkers hebben ook nu een verhoogde kans op inactiviteit. Daarnaast vinden we dat personen die werkzaam zijn in de private sector in de periode 2008-2010 een grotere kans hebben op inactiviteit. Deze relatie is niet waarneembaar in de periode hiervoor. Een belangrijke bevinding is ook het effect van de variabele gezondheidsbeleving; hoe slechter de perceptie van de eigen gezondheid, hoe groter de kans op doorstroom naar inactiviteit. Dit verband vonden we niet terug in de periode hiervoor. Leeftijd is eveneens significant gerelateerd aan inactiviteit; hoe ouder men is, hoe groter de kans dat men de arbeidsmarkt verlaat. Op basis van deze afzonderlijke logistische regressie analyses is het nog niet mogelijk om vast te stellen of er sprake is van een significant verschil in effecten tussen de beide onderzochte perioden. Wij voeren daarom wederom multilevel logistische regressie analyses uit om hier een beter zicht op te krijgen.

Tabel 4.15 Logistische regressie analyses voor het voorspellen van inactiviteit in de periode 2008-2010 (n = 2512)

Variabelen	Model 1: Controle variabelen	Model 2: Flexibel arbeidscontract	Model 3: Interactie term
Intercept	0,031*** (-9,92)	0,023*** (-10,61)	0,022*** (-10,24)
Geslacht: vrouw (ref: man)	0,846 (-1,07)	0,759 (-1,72)	0,758 (-1,72)
Etniciteit: allochtoon (ref: autochtoon)	1,851* (2,41)	1,923* (2,51)	1,918* (2,49)
Opleiding (ref: laag)			
Middel	0,809 (-1,16)	0,847 (-0,90)	0,847 (-0,90)
Hoog	0,529* (-2,99)	0,562** (-2,67)	0,563** (-2,65)
Leeftijd	0,997 (-0,41)	1,017* (2,36)	1,017* (2,37)
Gezondheidsbeleving	1,434** (3,16)	1,420** (3,03)	1,446** (2,63)
Sector: privaat (ref: publiek)	2,605** (3,20)	2,509** (3,04)	2,514** (3,05)
Flexibel arbeidscontract (ref: vast arbeidscontract)		4,203*** (7,79)	4,479*** (4,50)
Flexibel arbeidscontract x Gezondheidsbeleving			0,946 (-0,23)

Odds ratio's, z-statistieken gerapporteerd tussen haken; * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

De multilevel logistische regressie analyses om doorstroom naar een situatie van inactiviteit te verklaren, zijn weergegeven in tabel 4.16. Zichtbaar is dat na toevoeging van de achtergrondkenmerken allochtonen een hogere kans hebben om door te stromen naar inactiviteit. De resultaten laten verder zien dat hoogopgeleiden ten opzichte van laagopgeleiden een kleinere kans hebben op uitstroom naar inactiviteit. Ook heeft een slechte gezondheidsbeleving een relatie met de kans om inactief te worden. Wanneer men werkzaam is in de private sector heeft men eveneens een verhoogde kans op doorstroom naar een situatie van inactiviteit. De odds ratio's van de controle variabelen zijn over het algemeen in dezelfde orde van grootte als die gevonden zijn in de analyse over de jaren 2002-2006. Het valt op dat vrouwen, in tegenstelling tot de periode 2002-2006, geen verhoogde kans hebben op inactiviteit. Model 3 laat zien dat er een sterk positief significant effect gevonden is van het hebben van een flexibel dienstverband en doorstroom naar inactiviteit. De geschatte odd's ratio wijkt qua grootte niet sterk af van het effect in de eerste deelanalyse over de periode 2002-2006. Er kan voorts geen verschil in de relatie tussen het type dienstverband en inactiviteit worden aangetoond naar periode (model 4). Ook is er geen versterkende relatie tussen het type dienstverband en de perceptie van de eigen gezondheid ten aanzien van de transitie naar inactiviteit.

Tabel 4.16 Multilevel logistische regressie analyses voor het voorspellen van de doorstroom naar inactiviteit in de periode 2006-2010 (n respondenten =3281)

Variabelen	Model 1: Intercept	Model 2: Controle variabelen	Model 3: Flexibel arbeidscontract	Model 4: Interactie termen
Intercept 2010	1,524*** (3,60)	1,558*** (3,75)	1,536*** (3,54)	1,546** (2,89)
Geslacht: vrouw (ref: man)		0,933 (-0,57)	0,852 (-1,32)	0,852 (-1,32)
Etniciteit: allochtoon (ref: autochtoon)		1,905** (3,45)	1,820** (3,13)	1,818** (3,17)
Opleiding (ref: laag)				
Middel		0,703* (-2,52)	0,735* (-2,17)	0,735* (-2,19)
Hoog		0,512*** (-4,21)	0,541*** (-3,85)	0,541*** (-3,80)
Leeftijd		0,992 (-1,27)	1,011 (1,64)	1,011* (2,11)
Gezondheidsbeleving		1,361** (3,32)	1,358** (3,27)	1,348** (2,70)
Sector: privaat (ref: publiek)		1,917** (3,25)	1,780** (2,88)	1,778** (2,79)
Flexibel arbeidscontract (ref: vast arbeidscontract)			3,973*** (9,44)	3,919*** (4,81)
Flexibel arbeidscontract x 2010				0,983 (-0,07)
Flexibel arbeidscontract x Gezondheidsbeleving				1,022 (0,12)

Odds ratio's, z-statistieken gerapporteerd tussen haken; * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Een blik op de transitiekansen over de totale onderzoeksperiode (2002-2010)

Er is op dit punt aangekomen nog een en ander onduidelijk als het gaat om de transitiekansen van een flexibel naar vast dienstverband. Over het algemeen stroomt circa 51 tot 67% van de flexibel werkenden twee jaar later door naar vast werk. Ook uit het eerdere werk van Dekker (2007) komt naar voren dat de Nederlandse arbeidsmarkt in die zin geen hoge mate van segmentatie kent. De door ons berekende doorstroomkansen zijn overigens wat hoger dan uit eerdere onderzoeken naar voren komt (zie bijvoorbeeld Dekker et al., 2012)¹². Eerdere uitkomsten waarbij eveneens gebruik is gemaakt van de AAP-data wijzen echter eveneens op grotere transitiekansen van flexwerkers. Steijn (1999) komt uit op doorstroomkansen van 60% in de periode 1990-1996 en Remery et al. (2002) laten tweejaarlijkse transitiekansen zien die variëren van 43 tot 61%. Het UWV becijfert voor de periode 2007-2009, onder invloed van de economische crisis, relatief lagere doorstroompercentages: 34% van de flexwerkers stroomt in deze periode door naar een regulier dienstverband (UWV, 2010c). Dat de transitiekansen voor flexwerkers de laatste tijd verslechteren blijkt overigens ook uit onze verklarende multilevel analyse. Flexibel werkenden hebben in de periode 2008-2010 een minder grote kans om door te stromen naar vast werk dan flexwerkers in de periode 2006-2008; bij oplopende werkloosheid nemen de arbeidsmarktkansen voor flexibel werken dus als eerste af (zie ook Muffels & Wilthagen, 2011; De Beer,

¹² Het verschil in de gevonden doorstroompercentages kan, vanzelfsprekend, te maken hebben met het gebruikte steekproefonderzoek en/of met verschillen in definiëring.

2004). Dit is een bevestiging van de verwachting dat de arbeidsmarktkansen van flexwerkers onder invloed van een minder goede situatie op de arbeidsmarkt verslechteren. Als we verder kijken naar de resultaten dan valt op dat ouderen een grotere kans hebben op een vast contract, terwijl het werken in de private sector en het werken via een flexibel arbeidscontract juist negatief bijdragen aan de latere kans op vast werk. In de periode 2006-2010 hebben ook vrouwen een kleinere kans op vast werk. Eerdere onderzoeken bevestigen al deze bevindingen (zie bijvoorbeeld Sol & Nysten, 2011). We kunnen op dit punt echter nog niet beoordelen of de doorstroomkansen van flexwerkers verslechteren na 2006. Weliswaar wijken de regressiecoëfficiënten van het type dienstverband op de kans op vast werk tussen de perioden 2002-2006 en 2006-2010 niet sterk van elkaar af (deze bedragen respectievelijk 0,13 en 0,20), maar we hebben hiermee nog steeds geen definitief antwoord op de vraag of de doorstroomkansen van flexwerkers voor en na 2006 afwijken. Hetzelfde geldt voor de transitiekansen van flexwerkers naar inactiviteit. Flexibel werkenden hebben weliswaar een grotere kans om uit te stromen naar een situatie van inactiviteit, maar de schattingsresultaten voor de onderzochte perioden wijken niet sterk van elkaar af (deze bedragen respectievelijk 4,23 en 3,91). Verder hebben we gezien dat ouderen en mensen met een slechte ervaren gezondheid een grotere kans hebben op een situatie van inactiviteit. De kans op inactiviteit gaat in de periode 2006-2010 tevens samen met etniciteit en het werken in de private sector.

Om te bezien of er statistische verschillen bestaan in de situatie voor en na invoering van de WIA in 2006, verrichten we nog een laatste analyse over de totale onderzoeksperiode 2002-2010. Uit de (niet weergegeven) analyses blijkt dat onder controle van de verschillende covariaten er geen significant verschil bestaat in de kans van flexwerkers op een vast contract dan wel inactiviteit, in de periode voor en na 2006¹³. Ook is er in beide gevallen geen significant interactie-effect met de ervaren gezondheidssituatie waarneembaar. Dat de arbeidskansen van flexwerkers met de invoering van de WIA zijn afgenomen, kan op basis van onze resultaten derhalve niet worden bevestigd. Tot zover de resultaten van de analyses. In de volgende paragraaf maken we de balans op.

13 Het niet significante interactie-effect tussen het type dienstverband en de onderzoeksperiode voor de verklaring van een vast arbeidscontract bedraagt 1,349 (1,23) en 0,902 (-0,30) voor de verklaring van een situatie van inactiviteit.

5 Conclusies

Is de toegenomen instroom in de WIA te wijten aan een toegenomen flexibilisering van de arbeidsmarkt en nemen de arbeidsmarktkansen van flexwerkers af? Dat is het centrale thema van deze bijdrage. We concluderen dat er op basis van onze bevindingen *vooral* nog geen aanleiding is om de verhoogde WIA-instroom te relateren aan flexibele arbeid. Dat is een belangrijke constatering. Flexibele arbeid speelt een belangrijke rol als het gaat om de verklaring van de kans op een vast dienstverband en inactiviteit, maar er is hierbij geen verband met de invoering van de WIA in 2006. Met andere woorden, de effecten van het hebben van een flexibele baan zijn identiek voor en na invoering van de WIA. Ook is de conjunctuur niet eenduidig van invloed op de arbeidskansen van flexwerkers. Mensen met een flexibel contract hebben minder kans op vast werk tijdens economische teruggang in de periode 2008-2010, maar er is in deze beginjaren van de crisis geen verband met de kans op latere inactiviteit. Het maakt hierbij niet uit of flexwerkers in hun beleving over een al dan niet minder goede gezondheid beschikken. Ook hebben we geen aanwijzingen gevonden voor een mogelijk verband tussen de instroom in een arbeidsongeschiktheidsregeling en een flexibel dienstverband, maar deze uitspraak is met een grote mate van onzekerheid omgeven gezien de lage celvulling. Hierdoor was een multivariate schatting statistisch niet mogelijk. Dit vraagt om nader onderzoek. In tabel 5.1 vatten we de bevindingen per hypothese kort samen. Hierna behandelen we in hoeverre onze resultaten aansluiting vinden bij eerdere studies.

Tabel 5.1 Overzicht hypothesen en bevindingen.

Hypothese	Resultaat
1. De kans van flexwerkers om in te stromen in een arbeidsongeschiktheidsuitkering neemt toe na 2006.	Niet bevestigd ¹⁴
2. De kans van flexwerkers op een vast contract neemt af na 2006.	Niet bevestigd
3. De kans van flexwerkers op een situatie van inactiviteit neemt toe na 2006.	Niet bevestigd
4. De kansen van flexwerkers op een vast contract en een situatie van inactiviteit zijn afhankelijk van de ervaren gezondheidsbeleving.	Niet bevestigd
5. De kansen van flexwerkers op een vast contract en een situatie van inactiviteit zijn afhankelijk van de stand van de conjunctuur.	Deels bevestigd. De kans op een vast contract neemt voor flexwerkers af in de beginjaren van de economische crisis. Tijdens de crisis neemt de kans op inactiviteit toe, maar dat geldt in gelijke mate voor werknemers met een tijdelijk alsook met een vast contract.

Flexwerkers hebben een minder grote kans op een vast contract twee jaar later, vergeleken met mensen met een vast dienstverband. Dit is een voor de hand liggende constatering; het perspectief op een vast contract twee jaar later is natuurlijk het grootst voor het 'zittende' personeel. Daarnaast hebben we gezien dat de arbeidsmarktkansen van flexwerkers in de periode 2008-2010 significant verslechteren. Beide bevindingen vinden aansluiting bij eerdere onderzoeken die ingaan op de kans om te werken in een flexbaan (zie bijvoorbeeld Muffels & Dekker, 2012). De gezondheidsbeleving speelt geen belangrijke rol als we de doorstroom naar een vast contract willen verklaren. Dit is een nieuwe

¹⁴ Op basis van bivariate statistieken.

bevinding; in bestaande studies is er veel minder aandacht voor deze variabele bij de verklaring van de transitiekansen naar vast werk. We vonden hierbij weliswaar een interactie-effect met het type dienstverband (in de periode 2006-2010), maar omdat we geen effecten hebben gevonden in de periode 2002-2006 en de afzonderlijke perioden 2006-2008 en 2008-2010, hebben we hier naar alle waarschijnlijkheid te maken met een statistisch artefact. Leeftijd, sector en in minder mate geslacht zijn variabelen die, naast het type dienstverband, een grotere verklaringskracht hebben voorom de kans om in een vaste baan te werken. In antwoord op de vraag of er na invoering van de WIA sprake is van een minder goede arbeidspositie van flexwerkers reageren we ontkennend. Er is geen significant periode-effect. Wel signaleren we dat met een oplopende werkloosheid en afnemende economische groei de kansen van flexibel werkenden op een vaste baan afnemen.

Als het gaat om de transitie naar een situatie van inactiviteit stellen we vast dat het hebben van een flexbaan, het stijgen van de leeftijd en een slechte ervaren gezondheid belangrijke voorspellers zijn. Dit beeld komt overeen met eerdere bevindingen. Bekend is dat flexwerkers een grotere kans lopen op inactiviteit aangezien werkgevers sneller het dienstverband kunnen beëindigen (SCP, 2009). Dit onderzoek laat echter zien dat de kans op inactiviteit die samenhangt met de crisis die sinds 2008 aan de orde is niet verschilt tussen werknemers met een vast en tijdelijk contract. Dat ouderen een grotere kans hebben op inactiviteit heeft niet alleen te maken met een kans op baanverlies. Dit hangt naar alle waarschijnlijkheid ook samen met vroegpensioen en de bevinding dat de ervaren gezondheidssituatie een voorspeller is van latere inactiviteit. Deze gevolgtrekking vindt eveneens aansluiting bij eerder onderzoek (CBS/TNO, 2013).

Samenvattend kunnen we stellen dat er vooralsnog geen relatie lijkt te zijn tussen de invoering van de WIA, oplopende WIA-toekenningen en flexibilisering van de arbeid. Maar hoe is de gestegen WIA-instroom dan wel te verklaren? Het UWV heeft hier al eerder een aantal factoren voor aangedragen (toegenomen arbeidsdeelname van (oudere) vrouwen, vergrijzing en een verslechterde economische conjunctuur). Daarnaast valt een substantieel deel van de WIA-instroom op het conto van mensen die instromen vanuit de WW. Bovendien is het denkbaar dat de populatie mensen met gezondheidsrisico's door de tijd is toegenomen. Ten slotte kan een mogelijke verklaring worden gezocht in een volume-effect (er zijn meer flexwerkers, zonder dat de kansen op instroom causaal toenemen). Deze stelling vindt aansluiting bij de onderzoeksbevinding van Klein Hesselink et al. (2008) dat de langdurige verzuimduur¹⁵ van uitzendkrachten en overige flexwerkers niet hoger ligt dan die van werkenden met een vast dienstverband. Over het algemeen verzuimen flexwerkers minder dan werkenden met een vast contract (SCP, 2012).

Zoals aangegeven is een zeer belangrijke nuance dat we geen multivariate analyses hebben kunnen doen als het gaat om de instroom van flexwerkers in een arbeidsongeschiktheidsregeling. Bovendien hebben we de analyses verricht met behulp van de Aanbodpaneldata. Dit is een rijke dataset, maar bekend is dat het gebruik van een specifieke databron kan leiden tot verschillen in schattingsresultaten. Zo zijn bijvoorbeeld de verschillen tussen het Aanbodpanel en de informatie afkomstig uit het EBB van het CBS groot wat betreft de ramingen van in- uit uitstroom op de arbeidsmarkt (zie Ester et al., 2006). We doen daarom de suggestie voor nader onderzoek op basis van zo veel mogelijk verschillende microdatabronnen. Ook kunnen pogingen worden ondernomen om de loopbanen van verschillende groepen flexwerkers nader te bestuderen. De gehanteerde longitudinale gegevens beantwoorden aan ons onderzoeksdoel. Tegelijkertijd dragen panelbestanden waarbij de transities maandelijks (in plaats van tweejaarlijks) en naar type flexibele arbeid worden bijgehouden, uiteraard bij aan een nog nauwkeuriger zicht op de (mogelijke) invloed van (institutionele) verandering en de uitkomsten voor verschillende groepen werknemers. Ten slotte zou het interessant zijn om bij het vrijkomen van nieuwe data, de aandacht te richten op de periode na 2010. In dit onderzoek hebben we immers 'slechts' de beginjaren van de economische crisis kunnen betrekken.

15 Een verzuimduur langer dan dertien weken in de afgelopen twaalf maanden. In veel onderzoek wordt overigens aangetoond dat flexibel werkenden een grotere kans lopen op fysiek zware arbeid en aanpalende gezondheidsklachten. De aard van de sector in plaats van het type dienstverband blijkt bij nadere beschouwing echter een belangrijke determinant te zijn voor de verklaring.

Literatuur

- Beer, P. de, (2004). Flexibilisering maakt banengroei fragiel, *ESB*, 4442: 434-436.
- Booth, A., Francesconi, M. & Frank, J. (2000). *Temporary Jobs: Stepping Stones or Dead Ends?* Bonn: IZA.
- Burg, C. van der, Molenaar-Cox, P. & Van Deursen, C. (2012). *Ziek bij einde dienstverband: de situatie in de werkgeversperiode*. Leiden: AStri.
- CBS/TNO (2013). *Dynamiek op de Nederlandse arbeidsmarkt*. Den Haag: CBS/TNO.
- Cörvers, F. & Van Thor, J. (2010). *Flexwerk in Nederland*. Maastricht: ROA.
- Cörvers, F., Euwals, R. & De Grip, A. (2011). *Labour market flexibility in the Netherlands*. Den Haag: CPB/ROA.
- Dekker, P. & Suijker, F. (2005). *Structurele effecten van de WIA*. Den Haag: CPB.
- Dekker, R. (2007). *Non-standard employment and mobility in the Dutch, German and British labour market*. Tilburg: Tilburg University.
- Dekker, R. (2011). Een inventarisatie van de kosten en baten van flexibele arbeid, in: De Beer (red, 2011). *Flexibilisering. De balans opgemaakt*. Amsterdam: De Burcht.
- Dekker, R., Houwing, H. & Kösters, L. (2012). Doorstroom van flexwerkers, *ESB*, 97(4628): 70-73.
- Dekker, R. & Wilthagen, T. (red., 2012). *ReflecTies op de arbeidsmarkt*. Tilburg: Celsus.
- DNB (2008). *DNB Kwartaalbericht December 2008*. Gedownload via http://www.dnb.nl/binaries/De%20Nederlandse%20economie%20in%202008-2010_tcm46-211169.pdf
- Doeringer, P. & Piore, M. (1971). *Internal labour markets and manpower analysis*. Lexington: Heath Lexington Books.
- Ester, P., Muffels, R. & Schippers, J. (2006). *Dynamiek en levensloop*. Assen: Van Gorcum.
- Glorieux, I., Mestdag, I. & Minnen, J. (2009). Temporele flexibiliteit in Vlaanderen, *Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken*, 23(4): 321-336.
- Goudswaard, A. (2003). *Flexibele arbeid-duurzame arbeid?* Hoofddorp: TNO.
- Hilbers, P., Houwing, H. & Kosters, L. (2011). De flexibele schil- overeenkomsten en verschillen tussen CBS en UWV-cijfers, *Socialeconomische trends*, 2^e kwartaal 2011.
- Hox, J. (2010). *Multilevel Analysis: Techniques and Applications (Second Edition)*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Jong, P. de, Schrijvershof, C. & Veerman, T. (2009). Langdurig verzuim van vangnetters, *ESB*, 94(4563): 407-409.
- Klein Hesselink, J., Kooij-De Bode, H. & Koppenrade, V. (2008). *Wie zijn de overige flexwerkers en hoe gaan zij om met het risico van ziekte*. Hoofddorp: TNO.
- Muffels, R. & Wilthagen, T. (2011). Flexwerk en werkzekerheid in tijden van crisis, *ESB*, 96(4602): 54-57.
- Muffels, R. & Dekker, R. (2012). Flexibilisering en regulering van werkzekerheid, *ESB*, 97(4647): 18-23.
- Rabe-Hesketh, S. & Skrondal, A. (2008). *Multilevel and Longitudinal Modeling using Stata (Second Edition)*. College Station, TX: Stata Press.

- Remery, C., Van Doorne-Huiskes, A. & Schippers, J. (2002). Labour market flexibility in the Netherlands: looking for winners and losers, *Work, Employment & Society*, 16(3): 477-495.
- Scherer, S. (2005). Patterns of Labour Market Entry: Long Wait or Career Instability? An Empirical Comparison of Italy, Great Britain and West Germany, *European Sociological Review*, 21(5): 427-440.
- Schrijvershof, C., De Jong, P. & Veerman, T. (2008). *Vangnetters en profil*. APE/Astri.
- Schuring, M. (2010). *The role of health and health promotion in labour force participation*. Rotterdam: Erasmus Universiteit Rotterdam.
- SCP (2005). *Toekomst arbeidsmarkt en sociale zekerheid*. Den Haag: SCP.
- SCP (2009). *Werkloos in crisistijd*. Den Haag: SCP.
- SCP (2012). *Belemmerd aan het werk*. Den Haag: SCP/CBS/TNO/UWV.
- SCP (2013). *Aanbod van arbeid 2012*. Den Haag: SCP.
- Snijders, T.A.B. & Bosker, R.J. (2012). *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling (Second Edition)*. London: Sage.
- Sol, E. & Nysten, C. (2011). *Wat is de zekerheid in flex en zeker?* Gedownload via flexworkresearch.nl
- StataCorp. (2011). *Stata Statistical Software: Release 12*. College Station, TX: StataCorp LP.
- Steijn, B. (1999). De arbeidsmarktpositie van flexibele werknemers: bewijs van een gesegmenteerde arbeidsmarkt?, *Sociale Wetenschappen*, 42(2): 90-105.
- Stelt, H. van der, & De Voogd-Hamelink, M. (2010). *Tendrapport Aanbod van Arbeid 2009*. Den Haag: SZW.
- UWV (2010a). *UWV Kwartaal Verkenning 2010-III*. Amsterdam: UWV.
- UWV (2010b). *UWV Kwartaal Verkenning 2010-II*. Amsterdam: UWV.
- UWV (2011). *UWV Kennisverslag 2011-III*. Amsterdam: UWV.
- UWV (2012). *Gedifferentieerde premie WGA 2013*. Amsterdam: UWV.
- Veerman, T. & Cuelenaere, B. (2011). *Onderzoek evaluatie WIA*. Leiden: ASTRI.
- Verhulp, E. (red., 2002). *Flexibele arbeidsrelaties*. Deventer: Kluwer.
- Vermeulen, H., Oomens, S., De Wit, W. & Warmerdam, J. (2012). *Arbeidsmarkttransities van uitzendkrachten in de periode 2007-2010*. Nijmegen: ITS.
- Wolbers, M. (2010). Blijvende gevolgen van een gebrekkige start?, *Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken*, 26: 223-239.
- Zijl, M. (2006). *Economic and social consequences of temporary employment*. Amsterdam: Tinbergen Institute.
- Zwinkels, W., Ooms, D. & Sanders, J. (2009). *Omvang, aard en achtergronden van baan-baanmobiliteit*. Den Haag: RWI.

Colofon


Opdrachtgever	UWV
Auteurs	Dr. F.P.S. Dekker Drs. M.E. Aussems
Omslag	Ontwerppartners, Breda
Uitgave	Verwey-Jonker Instituut Kromme Nieuwegracht 6 3512 HG Utrecht T (030) 230 07 99 E secr@verwey-jonker.nl I www.verwey-jonker.nl

De publicatie kan gedownload worden via onze website: <http://www.verwey-jonker.nl>.

ISBN 978-90-5830-591-6

© Verwey-Jonker Instituut, Utrecht 2013.

Het auteursrecht van deze publicatie berust bij het Verwey-Jonker Instituut.
Gedeeltelijke overname van teksten is toegestaan, mits daarbij de bron wordt vermeld.
The copyright of this publication rests with the Verwey-Jonker Institute.
Partial reproduction of the text is allowed, on condition that the source is mentioned.



In dit onderzoek bestuderen we de kansen van flexwerkers op een arbeidsongeschiktheidsuitkering, een vaste baan en een situatie van inactiviteit. We maken hiervoor gebruik van het Arbeidsaanbodpanel. De belangrijkste bevinding is dat er geen sprake is van een verslechtering van de positie van flexwerkers na het invoeren van de Wet Werk en Inkomen naar Arbeidsvermogen (WIA). De kansen op een vaste baan en een situatie van inactiviteit hangen niet samen met veranderingen in de institutionele omgeving (de invoering van de WIA). Wel verschilt de kans van flexwerkers op een vaste aanstelling met de conjuncturele situatie. De stelling dat de transitiekansen van flexwerkers in de tijd verslechteren en hiermee bijdragen aan een verklaring van de gestegen WIA-instroom lijkt niet houdbaar. Wel lopen flexwerkers meer risico op het blijven werken in de flexibele schil van de economie. Ook hebben ze een verhoogde kans op een situatie van inactiviteit. Aangezien het aandeel flexwerkers binnen de totale werkgelegenheid in de afgelopen periode is gestegen, kan een volume-effect mogelijk een gedeeltelijke verklaring bieden voor het toegenomen aandeel vangnetters onder het totaal aantal WIA-aanvragers.

