



Centraal Planbureau

CPB Notitie | 23 december 2011

Ex post analyse effect kinderopvangtoeslag op arbeidsparticipatie

*Op verzoek van het ministerie
van Sociale Zaken en
Werkgelegenheid*



Centraal Planbureau

CPB Notitie

Aan: Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid

Centraal Planbureau

Van Stolkweg 14
Postbus 80510
2508 GM Den Haag

T (070) 3383 380
I www.cpb.nl

Contactpersoon

Egbert Jongen
Leon Bettendorf
Paul Muller

Datum: 23 december 2011

Betreft: Ex post analyse effect kinderopvangtoeslag op arbeidsparticipatie

Managementsamenvatting

Sinds 2005 is het kinderopvangbeleid aanzienlijk gewijzigd, met als belangrijkste doel het stimuleren van de arbeidsparticipatie van jonge ouders. De kinderopvangtoeslag is aanzienlijk verhoogd, hierdoor is de ouderbijdrage voor formele kinderopvang sterk gedaald. Daarnaast is de inkomensafhankelijke combinatiekorting voor minstverdieners en alleenstaande ouders fors geïntensiveerd. Deze notitie geeft een empirische analyse van het effect van deze beleidswijzigingen in de periode 2005-2009 op de arbeidsparticipatie in personen en in uren, van zowel vrouwen als mannen.

Volgens de empirische analyse hebben de beleidswijzigingen de participatie van vrouwen met jonge kinderen verhoogd met 2,5%-punt, dit is 26% van de totale toename in de participatie van vrouwen over de periode 2004-2009. Het merendeel van deze stijging is toe te rekenen aan de intensivering van de kinderopvangtoeslag.

Wanneer we het effect schatten voor subgroepen, vinden we geen effect op de participatie van laagopgeleide vrouwen. Een verklaring voor de afwezigheid van een effect op laagopgeleiden is dat de ouderbijdrage weinig is veranderd voor de lagere inkomens, vooral de ouderbijdrage van de midden en hogere inkomens is gedaald. De intensivering van de inkomensafhankelijke combinatiekorting was bovendien vooral gericht op minstverdieners met een relatief hoog loon. Het effect op de participatie van middelbaar en hoogopgeleide vrouwen is ongeveer 4%-punt. Het effect op de participatie is wat groter voor alleenstaande vrouwen dan voor vrouwen met een partner.

De beleidswijzigingen lijken geen effect te hebben gehad op de participatie van mannen. We vinden geen effect voor de totale groep van mannen, en ook niet voor de verschillende subgroepen van mannen. Daarbij moet worden gerealiseerd dat de participatiegraad van mannen in de doelgroep (95%) veel hoger is dan die van vrouwen in de doelgroep (78%).

Voor vrouwen vinden we verder een positief beleidseffect op het gemiddeld aantal gewerkte uren van 1,1 uur per week, dit is 32% van de totale toename van het gemiddeld aantal gewerkte uren per week van vrouwen over de periode 2004-2009. Voor laagopgeleide vrouwen vinden we wederom geen effect. Voor middelbaar en hoogopgeleide vrouwen is het effect op de gewerkte uren groter. Het effect voor alleenstaande vrouwen is ook in gewerkte uren groter dan het effect voor vrouwen met een partner.

Voor mannen vinden we een negatief beleidseffect op het gemiddeld aantal gewerkte uren van -0,4 uur per week. Dit kan het resultaat zijn van een inkomenseffect; door de hogere kinderopvangsubsidie en door de hogere participatie van moeders is de noodzaak om veel te werken omlaag gegaan. De daling in het aantal gewerkte uren van mannen komt vooral door een negatief effect op het aantal gewerkte uren van middelbaar opgeleide mannen van -0,8 uur per week. Voor zowel laag- als hoogopgeleide mannen vinden we geen effect op het aantal gewerkte uren.

Inhoudsopgave

Managementsamenvatting	3
1 Inleiding	6
2 Overzicht van relevante beleidswijzigingen	6
2.1 Kinderopvang	6
2.2 Andere regelingen	10
2.3 Samenvatting.....	11
3 Methode.....	11
4 Data	14
5 Effect op de participatiegraad	16
5.1 Participatie van vrouwen	16
5.1.1 Keuze van controlegroep voor participatie vrouwen	16
5.1.2 Resultaten voor participatie alle vrouwen	17
5.1.3 Resultaten voor participatie subgroepen van vrouwen.....	18
5.1.4 Samenvatting.....	19
5.2 Participatie van mannen	19
5.2.1 Keuze van controlegroep voor participatie mannen	19
5.2.2 Resultaten voor participatie alle mannen	20
5.2.3 Resultaten voor participatie subgroepen van mannen	20
5.2.4 Samenvatting.....	21
6 Effect op het aantal gewerkte uren.....	21
6.1 Gewerkte uren van vrouwen	22
6.1.1 Keuze van controlegroep voor gewerkte uren vrouwen	22
6.1.2 Resultaten voor gewerkte uren alle vrouwen	22
6.1.3 Resultaten voor gewerkte uren subgroepen van vrouwen.....	25
6.1.4 Samenvatting.....	26
6.2 Gewerkte uren van mannen	26
6.2.1 Keuze van controlegroep voor gewerkte uren mannen	26
6.2.2 Resultaten voor gewerkte uren van mannen	27
6.2.3 Resultaten voor gewerkte uren subgroepen van mannen	28
6.2.4 Samenvatting.....	29
7 Vergelijking met eerdere studies	29
7.1 Effect op werkzame personen	29
7.2 Effect op aantal gewerkte arbeidsjaren	31
7.3 Samenvatting.....	32
8 Aandeel substitutie toename formele opvang.....	32
8.1 Analyse op basis van gegevens EBB	32
8.2 Eerdere analyses	34
8.3 Samenvatting.....	34

9	Conclusies	34
	Referenties.....	35
	Appendix	36

1 Inleiding

Sinds de invoering van de Wet kinderopvang in 2005 zijn de publieke uitgaven aan kinderopvang sterk toegenomen. De uitgaven stegen van 1 miljard euro in 2004 naar 3 miljard euro in 2009. Over dezelfde periode is ook de inkomensafhankelijke combinatiekorting voor minstverdieners met kinderen en alleenstaande ouders geïntensiveerd met 1 miljard euro. Een belangrijk doel van de publieke intensivering in de kinderopvang en de inkomensafhankelijke combinatiekorting is het verhogen van de arbeidsparticipatie van jonge ouders. In opdracht van het Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid hebben wij een analyse gemaakt van de effecten van deze beleidswijzigingen op het arbeidsaanbod.¹

De notitie heeft de volgende structuur. In Sectie 2 geven we een overzicht van de belangrijkste wijzigingen in de formele kinderopvang en andere fiscale regelingen voor jonge ouders. Na de beschrijving van de gevolgde schattingsmethode in Sectie 3, bespreken we de data die we gebruiken in de analyse in Sectie 4. Sectie 5 geeft dan de geschatte effecten op de participatie, en Sectie 6 de geschatte effecten op het aantal gewerkte uren. In Sectie 7 vergelijken we de resultaten met de uitkomsten van eerdere studies. In Sectie 8 ten slotte, analyseren we het aandeel van substitutie in de toename van het gebruik van formele opvang. Sectie 9 besluit met de belangrijkste bevindingen.

2 Overzicht van relevante beleidswijzigingen

Sinds de invoering van de Wet kinderopvang in 2005 is de subsidie voor formele kinderopvang flink gewijzigd. Tegelijkertijd zijn er ook wijzigingen geweest in andere fiscale regelingen voor jonge ouders. Hieronder volgt achtereenvolgens een overzicht van de belangrijkste wijzigingen in de formele kinderopvang en vervolgens de andere fiscale regelingen voor jonge ouders. We beperken ons daarbij tot de periode rond de invoering van de Wet kinderopvang.

2.1 Kinderopvang

Voor het effect op de participatiebeslissing zijn de wijzigingen in de ouderbijdrage relevant. Over de gemiddelde ouderbijdrage voor de invoering van de Wet kinderopvang (in 2005) is helaas weinig bekend. Voor 2005 bestonden er drie verschillende soorten plaatsen met ieder hun eigen ouderbijdrage: 1) gemeenteplaatsen, gesubsidieerd door gemeenten, 2) bedrijfsplaatsen, gesubsidieerd door bedrijven en 3) particuliere plaatsen, waarvan de kosten voor ouders deels aftrekbaar waren van de inkomstenbelasting. In de periode voor 2005 is de gemiddelde ouderbijdrage vermoedelijk enigszins gedaald, door de groei in het aantal bedrijfsplaatsen waarvan de ouderbijdrage lager was dan particuliere plaatsen.²

In 2005 is de Wet kinderopvang in werking getreden. Deze wet bracht een uniformering in de subsidiëring van formele kinderopvang. Alle plaatsen, die voldeden aan bepaalde kwaliteitseisen, kwamen voortaan in aanmerking voor dezelfde subsidie van de overheid. De subsidiëring van de formele kinderopvang werd daarmee een open einde regeling. Voor ouders met voorheen een particuliere plaats betekende dit een daling van de ouderbijdrage. Daarnaast kwam vanaf 2005 ook de gastouderopvang in aanmerking voor een subsidie per uur.

¹ Het CPB heeft in het verleden reeds onderzoek gedaan naar de effecten van aanpassingen in de subsidies voor kinderopvang, zie bijvoorbeeld Jongen (2010). Destijds waren de micro data voor de ex post analyse in deze notitie echter nog niet beschikbaar. Zie Sectie 7 voor een vergelijking tussen de uitkomsten in deze notitie en eerdere studies.

² Over de periode 1994-2001 steeg het aantal bedrijfsplaatsen bijvoorbeeld van 25 naar 82 duizend (SGB0, 2003).

Maar ondanks de overgang naar een open einde regeling en de hogere subsidie voor gastouderopvang zijn de collectieve uitgaven (inclusief werkgeversbijdrage) aan formele kinderopvang van 2004 op 2005 niet toegenomen, ze zijn zelfs licht gedaald, zie Tabel 2.1. Ook de ontwikkeling van het aantal kindplaatsen suggereert voor 2005 maar een beperkt effect van de invoering van de Wet kinderopvang. Zowel de kinderdagopvang (voor 0-3 jarigen), buitenschoolse opvang (4-11 jarigen) als gastouderopvang (0-11 jarigen) laten maar een beperkte groeiversnelling zien in 2005, zie Figuur 2.1. Een verklaring hiervoor is dat de subsidie voor de hoogste inkomens juist wat is gedaald van 2004 op 2005 (Plantenga e.a., 2005). Verder hebben ouders en instellingen zich wellicht niet direct aangepast of kunnen aanpassen aan de nieuwe regeling.

In 2006 en 2007 is er wel sprake van een forse toename in de collectieve uitgaven aan kinderopvang, zie wederom Tabel 2.1. In 2006 is de gemiddelde ouderbijdrage flink verlaagd door het subsidiepercentage te verhogen. In 2007 is de ouderbijdrage nogmaals flink verlaagd door het subsidiepercentage verder te verhogen, mede door het collectiviseren van de werkgeversbijdrage. Voor 2007 was de werkgeversbijdrage vrijwillig en niet alle werkgevers betaalden een (volledige) werkgeversbijdrage. Vanaf 2007 kreeg iedere gebruiker de (volledige) werkgeversbijdrage van de overheid, gefinancierd door een verplichte premie omgeslagen over alle werkgevers.

Tabel 2.1 Collectieve uitgaven geselecteerde kindregelingen (mln euro, lopende prijzen): 2002-2009

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Kinderopvangtoeslag a	725	755	1028	1001	1343	2058	2825	3034
Kindgebonden budget b	280	355	475	570	695	713	832	1045
Combinatiekorting	410	460	479	484	314	324	247	0
Inkomensafhankelijke combinatiekorting c	0	0	259	346	557	660	724	1290
Aanvullende alleenstaande ouderkorting	115	120	115	115	120	130	155	175

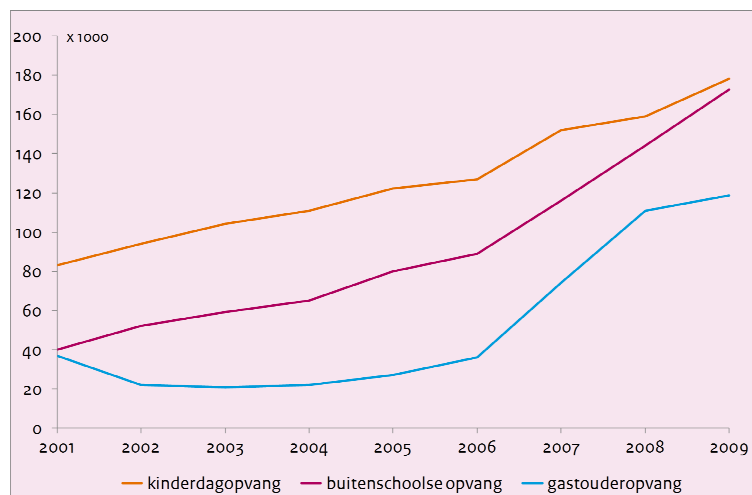
Bron: Rapport 5 'Het kind van de regeling' van de Heroverwegingen (Ministerie van Financiën, 2010) en eigen berekeningen.

a Tot 2005 collectieve uitgaven aan formele kinderopvang plus werkgeversbijdrage. Voor 2002-2004 is gerekend met een werkgeversbijdrage van 50% van de collectieve uitgaven, conform de data in 2005.

b Voor 2008 de uitgaven aan de kinderkorting en de kindertoeslag.

c Voor 2009 de aanvullende combinatiekorting.

Figuur 2.1 Aantal plaatsen formele kinderopvang (gastouderopvang in kindkoppelingen) 2001-2009



Bron: 2001-2008 CBS Statline, 2009 berekend op basis van groeivoeten uren (KDV en BSO) en kinderen (GOO) volgens de Belastingdienst.

Tabel 2.2 Verdeling kosten formele kinderopvang (in % van totale kosten): 2005-2009

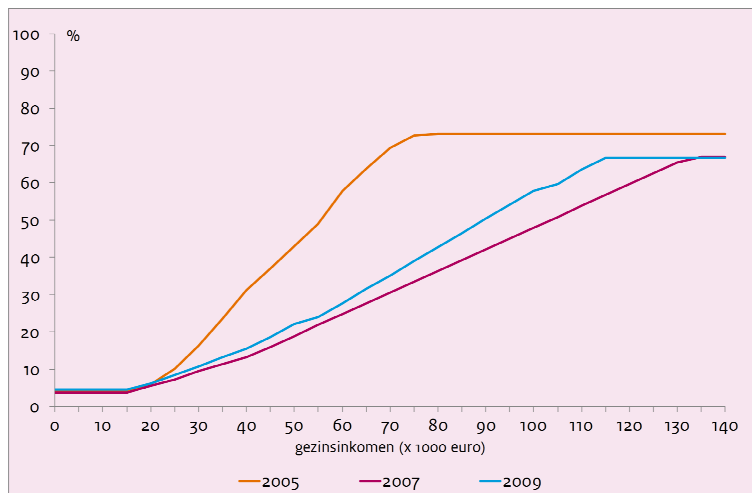
	2005	2006	2007	2008	2009
Overheid	42	48	56	58	57
Werkgevers	21	22	26	24	22
Ouders	37	30	18	18	21

Bron: SZW (persoonlijke communicatie).

Figuur 2.2 illustreert de daling van de ouderbijdrage over de periode 2005-2007, naar inkomen en voor het eerste kind. Zowel in 2005 als 2007 is het ouderbijdragepercentage het laagst voor de laagste inkomens en het hoogst voor de hoogste inkomens, maar voor de midden en hogere inkomens is de ouderbijdrage van 2005 naar 2007 aanzienlijk gedaald. Figuur 2.3 geeft de verdeling van moeders 20 tot en met 50 jaar oud met een kind jonger dan 12 jaar oud (deze gaan we in de empirische analyse gebruiken als doelgroep voor de vrouwen) naar opleidingsniveau. Hieruit blijkt dat voor een groot deel van de jonge moeders de ouderbijdrage flink is gedaald. Bij de laagopgeleide vrouwen is er echter een groot deel waarvoor de subsidie niet tot nauwelijks is gewijzigd. We komen hier in de empirische analyse nog op terug.

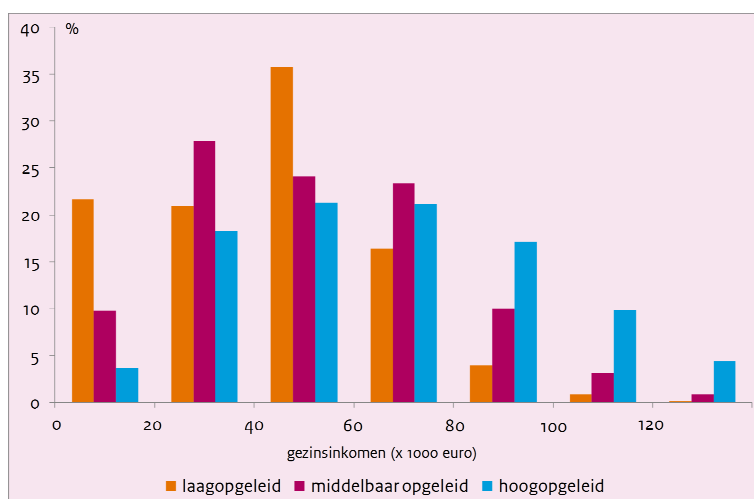
Wanneer we de gemiddelde ouderbijdrage uitrekenen over alle gezinnen, en daarbij ook rekening houden met de ouderbijdrage voor eventuele tweede en verdere kinderen, dan komen we tot een daling van de gemiddelde ouderbijdrage van 37% in 2005 tot 18% in 2007, zie Tabel 2.2. Over de periode 2005-2007 is de gemiddelde ouderbijdrage dus ongeveer gehalveerd.

Figuur 2.2 Ouderbijdragepercentage eerste kind naar inkomen: 2005, 2007 en 2009



Bron: Belastingdienst, bewerking CPB.

Figuur 2.3 Inkomensverdeling werkende vrouwen 20-50 jaar oud met een kind tot 12 jaar oud naar opleidingsniveau in 2005



Bron: Arbeidsmarktpanel, bewerking CPB.

De forse verlaging van de ouderbijdrage in 2006-2007 leidde zowel direct als indirect tot een forse toename in de collectieve uitgaven aan formele kinderopvang van ruim 1 miljard euro, zie Tabel 2.1.³ De lagere ouderbijdrage leidde indirect tot een forse toename in de collectieve uitgaven aan formele kinderopvang omdat ook het gebruik fors toenam, zie Figuur 2.1, vooral in 2007. Wat betreft de buitenschoolse opvang kan ook de invoering van de Motie Van Aartsen-Bos in 2007, waarbij scholen verplicht werden buitenschoolse opvang te regelen als voldoende ouders hiervoor wilden betalen, een bijdrage geleverd hebben aan de groei.

In 2008 is er weinig aan de gemiddelde ouderbijdrage veranderd, zie ook Tabel 2.2, maar het gebruik en daarmee de collectieve uitgaven aan formele kinderopvang zijn nog fors gestegen, vermoedelijk als gevolg van de intensiveringen in de voorgaande jaren.

³ Merk daarbij op dat voor de jaren tot 2007 hierin al de werkgeversbijdrage is meegenomen, het is dus geen 'boekhoudkundige' toename.

De beleidswijzigingen leidden tot een dermate sterke stijging van het gebruik van formele kinderopvang dat het kabinet destijds besloten heeft in 2009 de subsidie per uur weer wat in te perken. Vooral de subsidie voor de hoogste inkomens is daarbij weer wat beperkt, zie Figuur 2.2. De gemiddelde ouderbijdrage over alle inkomens (rekening houdend met de ouderbijdrage voor eventuele tweede en verdere kinderen), is van 2008 op 2009 weer toegenomen van 18% naar 21%. Maar ondanks deze ingreep is het gebruik van formele kinderopvang in 2009 nog aanzienlijk gestegen, waardoor per saldo ook de collectieve uitgaven aan kinderopvang in 2009 nog steeds zijn toegenomen. Vergelijken we 2009 met 2004 dan zien we een stijging in de collectieve uitgaven aan formele kinderopvang van ruim 2 miljard euro.

2.2 Andere regelingen

We gebruiken de wijzigingen in de ouderbijdrage sinds de invoering van de Wet kinderopvang als een zogenaamd ‘natuurlijk experiment’ om de effecten op de arbeidsparticipatie van jonge ouders te bepalen. De doelgroep van de Wet kinderopvang is ouders met een kind jonger dan 12 jaar. Als controlegroep gebruiken we ouders met een jongste kind van 12 tot en met 18 jaar (deze keuze motiveren we in Sectie 5). Voor deze groepen zijn er nog een aantal andere fiscale kortingen gewijzigd, zie Tabel 2.1. Deze wijzigingen kunnen het effect van de wijziging in de kinderopvangtoeslag vertekenen wanneer zij gericht zijn op de doelgroep maar niet op controlegroep of andersom. Hieronder analyseren wij per korting of de wijzigingen het effect van de kinderopvangtoeslag vertekenen.

Over de periode 2005-2009 zijn de uitgaven aan het kindgebonden budget, met als voorloper de kinderkorting, geïntensiveerd met bijna 700 miljoen euro. Maar om drie redenen is het niet waarschijnlijk dat dit de analyse van de wijzigingen in de kinderopvangtoeslag vertekent. Ten eerste, zowel ouders met een kind tot 12 jaar als ouders met een kind 12 tot 18 jaar komen in aanmerking voor het kindgebonden budget. Ten tweede, de korting is alleen indirect gerelateerd aan arbeidsparticipatie, via het inkomen. Ten derde, voor veel minstverdieners is deze korting voor hun arbeidsaanbodbeslissing niet relevant omdat de kostwinner al dusdanig veel inkomen verdient dat het gezin niet meer in aanmerking komt voor het kindgebonden budget.

De combinatiekorting compliceert de analyse in beperkte mate. Werkende ouders met een kind tot 12 jaar komen in aanmerking voor de combinatiekorting. Het budgettair beslag van de ‘gewone’ combinatiekorting is over de periode 2005-2009 gedaald met ruim 450 miljoen euro. Dit heeft vermoedelijk een drukkend effect gehad op de participatie van de doelgroep van de kinderopvangtoeslag. Het merendeel van de combinatiekorting komt echter terecht bij kostwinners, deze zijn relatief ongevoelig voor financiële prikkels.⁴

De grootste complicatie komt door de wijziging in de inkomensafhankelijke combinatiekorting (ICK, en de voorloper, de aanvullende combinatiekorting). De doelgroep hiervan is minstverdieners met een kind tot 12 jaar en werkende alleenstaande ouders met een kind tot 12 jaar. Deze doelgroep overlapt grotendeels met de doelgroep van de kinderopvangtoeslag. Het budgettair beslag van de inkomensafhankelijke combinatiekorting is over de periode 2005-2009 toegenomen met ruim 1 miljard euro, de helft van de toename in het budgettair beslag van de kinderopvangtoeslag (inclusief werkgeversbijdrage). Daarbij is vooral de inkomensafhankelijke combinatiekorting voor minstverdieners met een relatief hoog loon (voor minstverdieners) toegenomen. In 2009 werd het maximum van de inkomensafhankelijke combinatiekorting pas bereikt bij 30.800 euro (ter vergelijking, het bruto minimumloon was in 2009 18.013 euro).

Tot slot zou een wijziging in de aanvullende alleenstaande ouderkorting de analyse nog kunnen vertekenen. Deze korting is voor werkende alleenstaande ouders met een kind tot 16 jaar. Een deel van de controlegroep krijgt deze korting dus niet. Het budgettair beslag van deze maatregel is echter niet sterk gestegen, over de

⁴ Zie bijvoorbeeld Jongen e.a. (2011), en Sectie 5 en 6.

periode 2005-2009 maar met 60 miljoen euro. Deze toename is bovendien grotendeels het gevolg van de sterke toename in het aantal alleenstaande ouders en niet in de subsidie per alleenstaande ouder.⁵

2.3 Samenvatting

De publieke uitgaven aan de formele kinderopvang zijn over de periode 2004-2009 sterk toegenomen, van 1 miljard euro in 2004 naar 3 miljard euro in 2009. Vooral de ouderbijdrage van de midden en hogere inkomens is in deze periode sterk gedaald, daarmee is ook vooral de ouderbijdrage van middelbaar en hoogopgeleide vrouwen gedaald. Over dezelfde periode is de inkomensafhankelijke combinatiekorting flink geïntensiveerd, met 1 miljard euro, vooral voor vrouwen met een hoog loon. De doelgroep van de inkomensafhankelijke combinatiekorting overlapt grotendeels met die van de kinderopvangtoeslag.

3 Methode

De effecten van wijzigingen in de kinderopvangregelingen worden geschat met een *difference-in-differences* (DD) methode.⁶ Zoals de benaming suggereert, identificeert deze methode het beleidseffect aan de hand van twee soorten vergelijkingen. In een eerste vergelijking wordt het gedrag van de bestudeerde groep vergeleken voor en na de hervorming. De gedragsaanpassing van de doelgroep mag echter niet volledig toegerekend worden aan de specifieke beleidswijziging aangezien ook andere relevante factoren kunnen veranderen, zoals de invloed van conjuncturele schommelingen. Om te corrigeren voor het effect van andere factoren dan de hervorming wordt een tweede vergelijking gemaakt. De gedragswijziging van de doelgroep voor en na de hervorming wordt vergeleken met die van een controlegroep voor en na de hervorming.

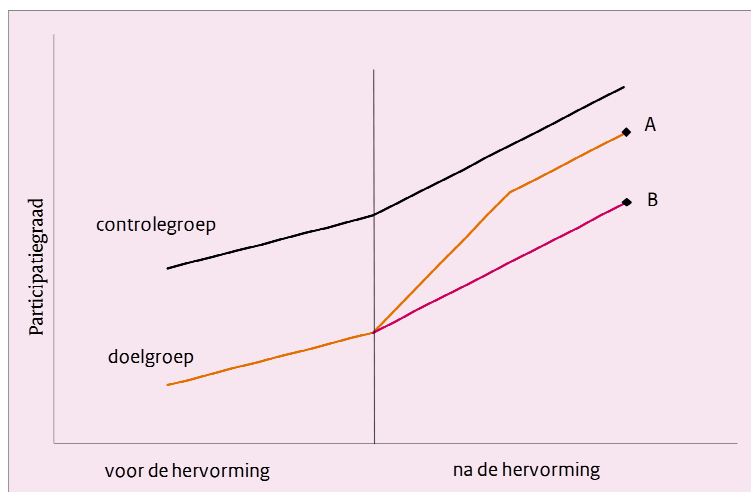
In deze studie bestuderen we wijzigingen in participatie alsook in het aantal gewerkte uren van de doelgroep bestaande uit ouders met een jongste kind tussen de 0 en 12 jaar. Als controlegroep gebruiken wij ouders met een jongste kind 12 tot en met 18 jaar, die bij aannahme niet zijn beïnvloed door de hervorming. De gedragsverandering van de controlegroep wordt dan volledig veroorzaakt door overige factoren. Het verschil tussen de gedragsverandering van de doelgroep en die van de controlegroep geeft dan het effect van de hervorming.

Een cruciale aanname van de DD analyse is dat het arbeidsaanbod van de doelgroep zich hetzelfde zou hebben ontwikkeld als dat van de controlegroep indien het beleid niet was veranderd. Deze aanname is aanvaardbaar als de trends van de doel- en controlegroepen gelijk lopen voor de hervorming. In Sectie 5 onderbouwen wij dat ouders met een kind tussen de 12 en 18 jaar een geschikte controlegroep vormen, door aan te tonen dat de trend van deze groep vóór de hervorming gelijk is aan die van de doelgroep. De DD methode vereist vervolgens dat andere maatregelen die niet expliciet in de analyse worden betrokken dezelfde invloed hebben gehad op beide groepen. In Sectie 2 hebben we gezien dat ook de inkomensafhankelijke combinatiekorting is geïntensiveerd. De doelgroep daarvan overlapt grotendeels met die van de kinderopvangtoeslag. We kunnen dus alleen het gezamenlijke effect meten. We corrigeren bij de DD analyse verder voor waarneembare veranderingen in de samenstelling van de doel- en controlegroep, door te controleren voor karakteristieken van het individu (zoals leeftijd en opleiding) en het huishouden waartoe dit individu behoort (zoals gezinsomvang).

⁵ In 2000 waren er 384 duizend alleenstaande ouders, in 2009 waren het er 475 duizend (CBS, Statline). Tussen 2001 en 2009 is de maximale alleenstaande ouderkorting, door indexatie met de lonen, gestegen van 1261 euro naar 1484 euro (Belastingdienst).

⁶ Voor een introductie in DD methoden zie bijvoorbeeld Blundell en Costa Dias (2009) en Imbens en Wooldridge (2009).

Figuur 3.1 Illustratie van DD schatting van het beleidseffect



De DD methode wordt geïllustreerd in Figuur 3.1. Op de Y-as staat de participatiegraad en op de X-as de jaren voor en na de hervorming. De bovenste lijn geeft het verloop van de participatiegraad voor de controlegroep, waarbij de stijging in dit geval verschillend is voor en na de hervorming. Deze verandering wordt veroorzaakt door andere factoren dan de hervorming, bijvoorbeeld door de conjunctuur. Voor de hervorming is het patroon van de doelgroep identiek aan die van de controlegroep, afgezien van een constant verschil. Als de participatie van de doelgroep na de hervorming even sterk gegroeid zou zijn als die van de controlegroep dan zou de participatiegraad in het laatste jaar gegeven worden door punt B. We observeren echter dat de participatiegraad sterker is toegenomen, bijvoorbeeld naar punt A. Het beleidseffect wordt nu weergegeven door het verschil tussen A en B. In dit geval heeft de beleidsmaatregel de participatie van de doelgroep verhoogd.

In de empirische analyse zijn we geïnteresseerd in het effect op het aantal werkzame personen en het effect op het aantal gewerkte uren. De participatiebeslissing is een discrete keuze tussen wel en niet werken. Voor de verklaring van de participatiebeslissing schatten we een lineair verband tussen de variabelen, een zogenaamd *linear probability model* (Angrist en Pischke, 2008), zie Box 1 'Specificatie van de diff-in-diff vergelijking'.⁷ Het aantal gewerkte uren is een continue variabele. We schatten ook hier een lineair verband tussen de variabelen (Angrist en Pischke, 2008).⁸ De focus is daarbij op het effect op het aantal gewerkte uren per week per persoon in de totale doelgroep, dus zowel werkenden als niet-werkenden, niet op het aantal gewerkte uren per week per werkende. Dit doen we om twee redenen. Ten eerste, beleidsmakers zijn vooral geïnteresseerd in het effect op het totaal aantal gewerkte uren. Ten tweede, de decompositie van het effect op het aantal gewerkte uren, in i) de toename in uren door meer participatie en ii) de toename in uren door reeds werkenden, hangt af van een aanname over het gemiddeld aantal gewerkte uren van toetreders die niet getoetst kan worden. De decompositie is daarmee in zekere mate arbitrair.

⁷ Een mogelijk nadeel van deze specificatie is dat de voorspelde participatiekans niet noodzakelijkerwijs tussen 0 en 1 liggen. Als gevoeligheidsanalyse presenteren we in de Appendix ook resultaten van een niet-lineaire schatter (probit) die oplegt dat de kans tussen de 0 en de 1 blijft. Het beleidseffect is vergelijkbaar maar wat kleiner.

⁸ We schatten het effect op het aantal gewerkte uren per week per persoon in de doelgroep inclusief de niet-werkenden. Het aantal gewerkte uren is dan inclusief de nullen van de niet-werkenden. Omdat het aantal uren niet kleiner kan zijn dan 0 schatten we naast een lineair model daarom ook een model waarbij we aannemen dat het aantal gewerkte uren 'gecensureerd' is bij 0 (tobit). De resultaten staan in de Appendix. De uitkomsten zijn vrijwel hetzelfde als voor het lineaire model.

Box 1: Specificatie van de diff-in-diff vergelijking

De participatievergelijking heeft de volgende lineaire vorm:

$$P(part_{it} = 1) = \sum_t \alpha_t jaar_{it} + \theta groep_{it} + \sum_{t>2004} \gamma_t hervorming_{it} + \sum_k \beta_k x_{ikt}, \quad (1)$$

waarbij de indices staan voor individu i in jaar t . De participatie dummy $part$ heeft de waarde 1 als het aantal gewerkte uren groter is dan nul en 0 als het individu niet werkt. De dummy $jaar$ is gelijk aan 1 als het individu wordt waargenomen in het betreffende jaar; coëfficiënt α geeft het jaarspecifieke effect op de participatie. De dummy $groep$ is gelijk aan 1 als het individu behoort tot de doelgroep; coëfficiënt θ meet het verschil in de gemiddelde participatiegraad tussen beide groepen. De dummy $hervorming$ is gelijk aan 1 als het individu behoort tot de doelgroep in een jaar na de hervorming; coëfficiënt γ is dus het beleidseffect waarin wij primair geïnteresseerd zijn. Als blijkt dat de geschatte γ 's niet significant verschillend zijn, leggen we gelijke beleidseffecten op voor de betreffende jaren. De laatste term corrigeert voor k controlevariabelen met bijbehorende coëfficiënten β .

De urenvergelijking heeft een vergelijkbare specificatie als (1):

$$uren_{it} = \sum_t \alpha_t jaar_{it} + \theta groep_{it} + \sum_{t>2004} \gamma_t doelgroep_{it} + \sum_k \beta_k x_{ikt}. \quad (2)$$

Als deze relatie wordt geschat voor alle werkende en niet-werkende individuen, moet de γ coëfficiënt geïnterpreteerd worden als het effect op het onconditionele gemiddeld aantal gewerkte uren (zie Angrist en Pischke, 2008). Als de dataset beperkt wordt tot werkende individuen (met een positief aantal uren), wordt het beleidseffect gemeten conditioneel op werken. Daarbij moet wel een aanname gemaakt worden over een mogelijke verandering in het aantal gewerkte uren per werkende door een samenstellingseffect.

Bij alle regressies worden verder robuuste standaardfouten bepaald. De dataset bevat bovendien een wegingsfactor. In de schattingen worden observaties gewogen met deze wegingsfactoren om ervoor te zorgen dat de steekproef representatief is voor de totale populatie (zie Cameron en Triverdi, 2005, p. 820).

4 Data

De analyse is uitgevoerd met data uit de Enquête Beroepsbevolking (EBB) van het CBS over de jaren 1995-2009.⁹ Uit deze dataset selecteren wij alle ouders tussen de 20 en 50 jaar oud waarvan het jongste kind maximaal 18 jaar oud is, en voor het bepalen van de beste controlegroep, selecteren we ook vrouwen en mannen zonder kinderen. Voor deze individuen gebruiken we de volgende variabelen:

- aantal gewerkte uren,
- participatie dummy: = 1 als aantal gewerkte uren > 0, anders = 0,
- kind 0-11 dummy: = 1 als de leeftijd van het jongste kind < 12,
- laagopgeleid dummy: = 1 als gevolgd onderwijs minder is dan mbo/havo/vwo,
- hoogopgeleid dummy: = 1 als gevolgd onderwijs mbo/havo/vwo of hoger is,
- allochtoon dummy: = 1 voor personen die niet de Nederlandse nationaliteit bezitten en personen die wel de Nederlandse nationaliteit bezitten maar niet in Nederland zijn geboren,
- alleenstaand dummy: = 1 als single,
- groot gezin dummy: = 1 als gezin meer dan 3 minderjarige kinderen heeft,
- leeftijd van de persoon.

De EBB bevat geen gegevens over het inkomen, en maar in beperkte mate gegevens over het gebruik van kinderopvang.¹⁰ Daarom schatten wij een gemiddeld effect van het kindopvangbeleid op ouders met een jongste kind in de leeftijdsgroep tussen de 0 en 12 jaar, zonder dat we kunnen testen of en hoeveel kinderopvangsubsidie het gezin daadwerkelijk heeft ontvangen.

Tabel 4.1 en 4.2 geven respectievelijk voor vrouwen en mannen de gemiddelde waarden voor elke variabele over de periode 1995-2009. Deze waarden zijn gewogen met een wegingsfactor waardoor de steekproef representatief is voor de populatie. De standaarddeviatie geeft de spreiding weer rond het gemiddelde. Wij onderscheiden twee groepen. In de doelgroep zitten alle ouders met een jongste kind jonger dan 12 jaar. De controlegroep bestaat uit ouders van wie het jongste kind 12 tot en met 18 jaar oud is. De keuze voor deze controlegroep motiveren we in Sectie 5.

Uit Tabel 4.1 blijkt dat vrouwen in de doelgroep, met een jonger kind, wat minder participeren dan de controlegroep. Het gemiddeld aantal gewerkte uren is ook minder voor de doelgroep dan de controlegroep, dit komt zowel door de lagere participatie als een lager gemiddeld aantal uren per week per werkende. Er zijn meer laagopgeleiden en minder hoogopgeleiden in de doelgroep, en wat meer allochtonen, dan in de controlegroep. Een wat kleiner deel van de doelgroep is alleenstaand dan de controlegroep.

Uit Tabel 4.2 blijkt dat mannen in de doelgroep zelfs wat meer participeren dan de controlegroep. Wellicht heeft dit te maken met meer specialisatie in het huishouden wanneer de kinderen jong zijn, de ene partner werkt en de ander zorgt voor de kinderen. Het verschil in uren tussen beide groepen is wederom groter dan het verschil in participatie. Ook bij de mannen zijn er meer laagopgeleiden en minder hoogopgeleiden, en wat meer allochtonen, in de doelgroep dan de controlegroep. Bovendien is wederom een kleiner deel van de doelgroep alleenstaand ten opzichte van de controlegroep.

⁹ Zie de beschrijving op <http://www.cbs.nl/nl-NL/menu/methoden/dataverzameling/onderzoeksbeschrijving-ebb-art.htm>. Wij maken enkel gebruik van gegevens als die verzameld zijn door een interviewer die de respondent thuis heeft bezocht. Wegens de mindere kwaliteit maken wij geen gebruik van gegevens van volgende peilingen waarbij de respondenten uitsluitend telefonisch worden benaderd. Voor het jaar 2009 kunnen wij helaas geen onderscheid maken tussen deze twee soorten observaties. Met behulp van wegingsfactoren corrigeren wij voor het groter aantal observaties in 2009 in vergelijking met de andere jaren.

¹⁰ Sinds 2005 is er voor een deel van de respondenten informatie beschikbaar over het gebruik van verschillende vormen van kinderopvang.

Tabel 4.1 Gemiddelde gewogen karakteristieken voor vrouwen 20-50 jaar, 1995-2009

	Doelgroep: kind 0-11		Controlegroep: kind 12-18	
	Gemiddelde	Std. deviatie	Gemiddelde	Std. deviatie
Participatie	0,68	0,56	0,73	0,55
Uren per week	15,0	16,2	17,4	18,10
Leeftijd	35,7	7,30	41,9	9,80
Laag opgeleid	0,25	0,51	0,17	0,47
Hoog opgeleid	0,28	0,55	0,37	0,60
Alleenstaand	0,10	0,37	0,13	0,45
Allochtoon	0,22	0,54	0,18	0,52
Grootte gezin	3,93	1,16	3,91	1,21
Leeftijd kind	4,50	4,13	14,4	2,12
Observaties	179518		59284	

Tabel 4.2 Gemiddelde gewogen karakteristieken voor mannen 20-50 jaar, 1995-2009

	Doelgroep: kind 0-11		Controlegroep: kind 12-18	
	Gemiddelde	Std. deviatie	Gemiddelde	Std. deviatie
Participatie	0,94	0,31	0,91	0,38
Uren per week	38,2	16,5	35,6	19,2
Leeftijd	37,8	7,20	40,8	12,5
Laag opgeleid	0,30	0,54	0,23	0,51
Hoog opgeleid	0,27	0,53	0,31	0,57
Alleenstaand	0,01	0,12	0,03	0,25
Allochtoon	0,19	0,52	0,15	0,49
Grootte gezin	4,03	1,07	4,10	1,08
Leeftijd kind	4,32	4,09	14,5	2,12
Observaties	159374		47694	

5 Effect op de participatiegraad

In deze sectie bespreken wij de geschatte effecten op de participatiegraad, eerst voor vrouwen en vervolgens voor mannen. Per groep verantwoorden we eerst de keuze van de controlegroep. Na de analyse van de resultaten voor de totale doelgroep, analyseren we ook het effect voor een aantal subgroepen.

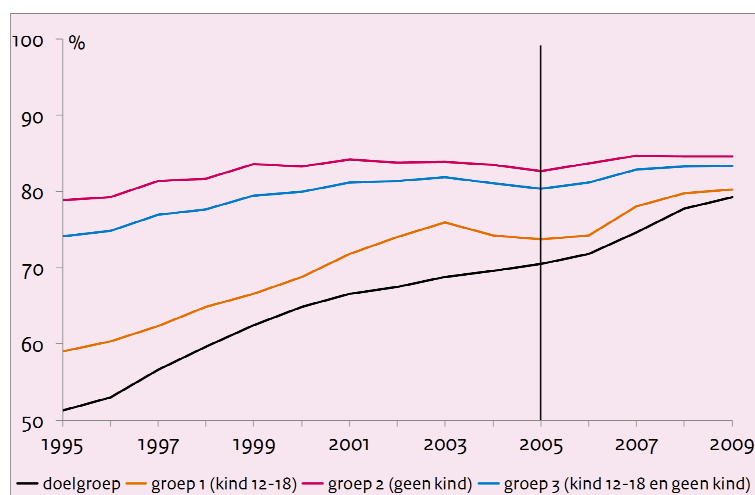
De rapportage in de tekst is gericht op de geschatte beleidseffecten. De volledige regressieresultaten staan in de Appendix. De precisie waarmee een coëfficiënt is geschat wordt in de tabellen steeds aangegeven door het aantal sterren. Hoe meer sterren, hoe groter de kans dat de betreffende coëfficiënt verschilt van 0. Een coëfficiënt zonder sterren betekent dat we niet kunnen verwerpen dat de hervorming geen aantoonbaar effect heeft gehad op de participatie van die groep.

5.1 Participatie van vrouwen

5.1.1 Keuze van controlegroep voor participatie vrouwen

De beschikbaarheid van een goede controlegroep is een cruciale vereiste bij de toepassing van de DD methode. Een geschikte controlegroep moet in de jaren vóór de hervorming dezelfde trend hebben als de doelgroep. Figuur 5.1 toont het verloop van de gemiddelde participatiegraad voor verschillende groepen van vrouwen. De zwarte lijn laat een sterke, positieve trend zien voor de doelgroep met jonge kinderen. Uit de oranje lijn volgt dat de trend van de groep met oudere kinderen van 12-18 jaar het meest lijkt op de trend van de doelgroep. De participatie van de groep zonder (inwonende) kinderen (de rode lijn), alsook van de gecombineerde groep (de blauwe lijn), heeft een veel vlakker trend. Dit geeft een indicatie dat de eerste groep te prefereren is als controlegroep.

Figuur 5.1 Participatiegraad van vrouwen, 20 tot 50 jaar oud



Bron: Enquête Beroepsbevolking.

Deze figuur zou echter een vertekend beeld kunnen geven als de verdeling van de andere kenmerken binnen de groepen veranderen over de tijd. Daarom voeren we ook een formele test uit voor mogelijke trendverschillen om de eerste indicaties gegeven door de figuur verder te onderzoeken. De uitkomsten van een trendtest bevestigen dat de trend van de doelgroep in de jaren voor de hervorming niet statistisch verschilt van die van de controle groep bestaande uit vrouwen met een kind van 12-18 jaar (zie Tabel A.1 in de Appendix).¹¹ In de grafiek is een lichte piek te zien in de controle groep in 2003. Hier hebben wij geen duidelijke oorzaak voor gevonden.¹²

5.1.2 Resultaten voor participatie alle vrouwen

In de basisregressie schatten we het beleidseffect op de doelgroep van *alle* vrouwen met een jongste kind jonger dan 12 jaar, en gebruiken we gegevens vanaf 1995. Als we jaarspecifieke beleidseffecten (vanaf 2005) schatten blijkt dat de coëfficiënten in 2005, 2006 en 2007 niet significant van elkaar verschillen. Hetzelfde geldt voor de coëfficiënten in 2008 en 2009 (zie Tabel A.2 in de Appendix). Daarom hebben we opgelegd dat het beleidseffect in de eerste drie jaren gelijk is en dat het beleidseffect in de laatste twee jaren gelijk is.¹³

De resultaten staan in de eerste kolom van Tabel 5.1. Uit de eerste coëfficiënt volgt dat de beleidswijzigingen in 2005-2007 de gemiddelde participatiegraad van de doelgroep significant hebben verhoogd met 1,6%-punt. Met andere woorden, door de beleidswijzigingen is een extra 1,6% van de vrouwen in de doelgroep gaan werken. Voor de latere jaren 2008-2009 wordt een groter beleidseffect van 2,5%-punt gevonden. Deze stijgingen dienen vergeleken te worden met een gemiddelde participatiegraad van 72,3% voor de doelgroep in 2005-2007 en 78,5 % in 2008-2009. De hervorming heeft geleid tot een stijging van de participatie van 2,3% in 2005-2007 tot 3,3 % in 2008-2009.¹⁴ Tussen 2004 en 2009 is de participatie van vrouwen in de doelgroep gestegen met 9,7%-punt. Van deze stijging kan 26% worden toegerekend aan de beleidswijzigingen. Volledige resultaten van de regressie, inclusief alle controlevariabelen staan in Tabel A.3 in de Appendix.

Tabel 5.1 Beleidseffect op participatie van vrouwen

Startjaar	1995	2001
Hervorming 2005/2006/2007	0,016***	0,023***
Hervorming 2008/2009	0,025***	0,032***
Observaties	263231	170834

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau

Gevoeligheidsanalyse

Vervolgens analyseren we of de resultaten gevoelig zijn voor alternatieve schattingsopties. In de tweede kolom staat het effect met een kortere dataperiode, 2001-2009, dit levert een wat groter beleidseffect op. In Tabel A.4 in de Appendix rapporteren we verdere gevoeligheidsanalyses waaronder een niet-lineaire schatting en schatting zonder wegingsfactoren. Deze schattingen verschillen weinig van de uitkomsten in onze basisschatting.

¹¹ Het uitvoeren van de trendtest houdt in dat we een regressie uitvoeren waarbij de participatie in de periode vóór de hervorming verklaard wordt door de genoemde controle variabelen. Daarnaast bevat de schatting een lineaire trend voor zowel de doelgroep als de controlegroep. Een geschikte controlegroep moet dezelfde trend hebben als de doelgroep in de periode vóór de hervorming. Vervolgens testen we of de coëfficiënten significant verschillend zijn, voor elke controlegroep.

¹² Een regressie met een aparte placebo dummie voor de doelgroep in 2003 geeft, zoals verwacht, een negatieve coëfficiënt, maar deze is niet significant verschillend van nul op een betrouwbaarheidsniveau van 5%.

¹³ In 2008 en 2009 zijn er geen verdere intensivering geweest van de kinderopvangtoeslag per uur opvang (in 2009 is de toeslag per uur juist weer wat verlaagd, zie Sectie 2). Het effect in 2008 en 2009 is dan een effect van de intensiveringen in de inkomensafhankelijke combinatiekorting in 2008 en 2009 en/of een vertraagd effect van de intensiveringen in zowel de kinderopvangtoeslag als de inkomensafhankelijke combinatiekorting in de jaren daarvoor.

¹⁴ $2,5/(78,5-72,5) = 0,033$.

Placebo test

Als laatste test voeren we een zogenaamde placebo test uit. Voor jaren waarin het kinderopvangbeleid nauwelijks is aangepast verwachten we geen significante beleidseffecten. Zoals de benaming suggereert, testen we dit met behulp van een placebo dummy. Deze placebo dummy is gelijk aan 1 voor vrouwen in de doelgroep in de jaren 2000 t/m 2004. Deze coëfficiënt geeft het effect in afwijking van het effect in de referentie jaren 1995-1999. Tabel 5.2 geeft de uitkomsten. We trekken daaruit drie conclusies. Ten eerste, we vinden geen significant effect voor de placebo jaren. Dit ondersteunt onze conclusie dat de participatie van vrouwen is beïnvloed door de hervormingen vanaf 2005. Daarnaast ondersteunt dit de keuze van de controlegroep. Een significant placebo effect zou erop kunnen duiden dat de autonome trend in de participatie van de controlegroep anders is dan de autonome trend in de participatie van de doelgroep. Ten tweede, we testen bijkomend of het placebo effect statistisch verschillend is van elk van de twee hervormingseffecten. De gerapporteerde p-waarde is de kans dat het placebo effect gelijk is aan het hervormingseffect.¹⁵ In alle gevallen is het dus zeer aannemelijk dat het beleidseffect verschilt van het placebo effect. Ten derde, het opnemen van de placebo dummy verandert de omvang van de beleidseffecten nauwelijks.

Tabel 5.2 Beleidseffect op participatie van vrouwen met placebo test

Placebo 2000-2004	-0,002
Hervorming 2005/2006/2007	0,016**
Hervorming 2008/2009	0,024***
P-waarde test Placebo = Hervorming 05/06/07	1,1 %
P-waarde test Placebo = Hervorming 08/09	0,0%
Observaties	263231
***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau	

5.1.3 Resultaten voor participatie subgroepen van vrouwen

Het effect van de hervorming kan verschillend zijn voor subgroepen van de populatie. We schatten daarom ook het effect apart voor laagopgeleide, middelbaar opgeleide en hoogopgeleide vrouwen. Verder kijken we naar het separate effect op alleenstaande vrouwen en vrouwen met een partner. Ook voor deze subgroepen moet de trend van de controlegroep vergelijkbaar zijn met die van de doelgroep. We voeren opnieuw een trendtest uit. De controlegroep bestaande uit vrouwen met een kind van 12-18 jaar blijkt ook hier een geschikte controlegroep te zijn voor alle opleidingsniveaus (zie Tabel A.5 in de Appendix).

Voor elke subgroep schatten we dezelfde regressie als voor de totale populatie van vrouwen. De resultaten staan in Tabel 5.3. Voor laagopgeleide vrouwen vinden we geen significant effect. Daarmee is niet gezegd dat laagopgeleide vrouwen niet reageren op veranderingen in financiële prikkels. Zoals we in Sectie 2 hebben gezien is de ouderbijdrage voor laagopgeleide vrouwen minder sterk veranderd dan voor middelbaar en hoogopgeleide vrouwen. Voor zowel middelbaar als hoogopgeleide vrouwen is het effect ongeveer 2%-punt in de eerste jaren en 4%-punt in de laatste jaren.

¹⁵ Meer precies: de hypothese van gelijke coëfficiënten kan worden verworpen als de p-waarde lager is dan 5%.

Tabel 5.3 Beleidseffect op participatie van vrouwen per opleidingsniveau

	Laagopgeleid	Middelbaar opgeleid	Hoogopgeleid
Hervorming 2005/2006/2007	0,007	0,022**	0,016
Hervorming 2008/2009	-0,003	0,042***	0,038***
Observaties	77604	122030	63597

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau

Vervolgens schatten we het effect voor alleenstaande vrouwen en vrouwen met een partner. We vinden met een trendtest dat de groep van vrouwen met partner met een kind van 12-18 jaar een goede controlegroep is voor vrouwen met partner (de uitkomsten staan in Tabel A.5 in de Appendix). Voor alleenstaande ouders is de trend van de controlegroep echter significant groter dan die van de doelgroep. Door het ontbreken van een goede controlegroep moeten de resultaten voor alleenstaande vrouwen met de nodige voorzichtigheid geïnterpreteerd worden.

De schattingen van de beleidseffecten voor deze subgroepen staan in Tabel 5.4. Het effect voor zowel de eerste als de laatste jaren is groter voor alleenstaande vrouwen, maar alleen in de latere jaren is het significant. Dit komt mede door het kleinere aantal alleenstaande vrouwen in de steekproef. Aangezien een grote meerderheid van de vrouwen niet alleenstaand is, ligt het effect voor vrouwen met partner dicht bij het effect voor de gehele populatie. We voeren placebo testen uit voor alle subgroepen. De resultaten bevestigen dat we een geschikte controlegroep gebruiken (zie Tabel A.6 in de Appendix).

Tabel 5.4 Beleidseffect op participatie van alleenstaande vrouwen en vrouwen met een partner

Startjaar	Alleenstaande vrouwen	Vrouwen met een partner
Hervorming 2005/2006/2007	0,030	0,013**
Hervorming 2008/2009	0,045**	0,022***
Observaties	26453	236778

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau

5.1.4 Samenvatting

De beleidswijzigingen over de periode 2005-2009 hebben een robuust, positief effect op de participatie van vrouwen met jonge kinderen. Het initiële effect van 1,6%-punt loopt op naar 2,5%-punt in de latere jaren. Het effect is sterker voor alleenstaande vrouwen, middelbaar opgeleide vrouwen en hoogopgeleide vrouwen. Voor laagopgeleide vrouwen vinden we geen significant effect. Dit kan verklaard worden door de beperkte wijziging in de ouderbijdrage voor laagopgeleide vrouwen.

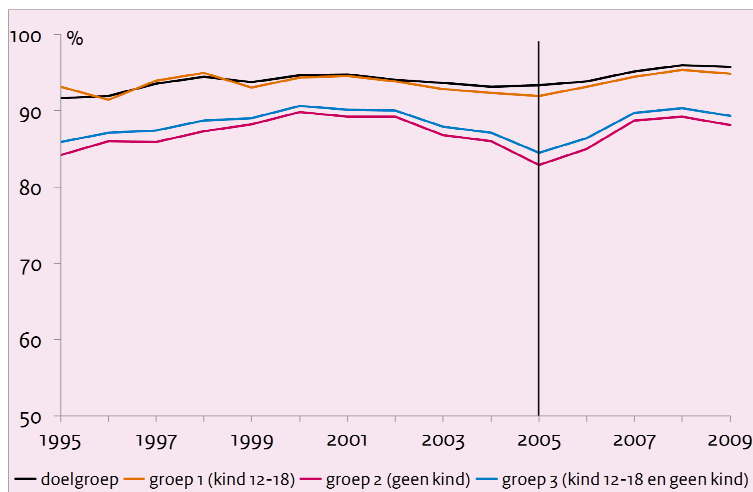
5.2 Participatie van mannen

5.2.1 Keuze van controlegroep voor participatie mannen

Om het beleidseffect op mannen te kunnen schatten bekijken we eerst welke controlegroep het meest geschikt is. In Figuur 5.2 is de ontwikkeling van de participatie van mannen van 20 tot 50 jaar te zien, wederom voor vier verschillende groepen. Uit de figuur blijkt dat, in tegenstelling tot de vrouwen, de participatie van mannen redelijk stabiel is geweest tussen 1995 en 2009. Weer lijkt groep 1 (mannen met een

kind tussen de 12-18 jaar) een trend te hebben die het best overeenkomt met die van de doelgroep. Echter, ook hier kunnen veranderingen in de samenstelling van de groepen over tijd zorgen voor een vertekend beeld. Uit de trendtest blijkt dat de groep met mannen met een kind van 12-18 jaar inderdaad de meest geschikte controlegroep is (zie Tabel A.7 in de Appendix). Deze groep gebruiken we als controlegroep voor onze analyse.

Figuur 5.2 Participatiegraad van mannen, 20 tot 50 jaar oud



Bron: Enquête Beroepsbevolking.

5.2.2 Resultaten voor participatie alle mannen

De geschatte beleidseffecten op de participatie van mannen staan in Tabel 5.5. Ongeacht het startjaar, zijn de coëfficiënten zeer klein, en geen van de coëfficiënten is significant verschillend van nul. Dit betekent dat er geen aantoonbaar effect is van de hervorming op de participatie van mannen (volledige resultaten van de regressies staan in Tabel A.8 in de Appendix). Een gevoeligheidsanalyse met alternatieve specificaties geeft dezelfde resultaten (zie Tabel A.9 in de Appendix). Een placebo test leidt niet tot significante resultaten voor zowel de placebo als de beleidscoëfficiënten (zie Tabel A.10 in de Appendix).

Tabel 5.5 Beleidseffect op participatie van mannen

Startjaar	1995	2001
Hervorming 2005/2006/2007	0,004	0,002
Hervorming 2008/2009	0,003	0,000
Observaties	224676	143569

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau

5.2.3 Resultaten voor participatie subgroepen van mannen

Ondanks dat we geen effect vinden op de participatie van het totaal van mannen in de doelgroep, is het mogelijk dat er wel een effect bestaat op subgroepen van mannen. We schatten het effect voor laagopgeleide, middelbaar opgeleide en hoogopgeleide mannen, en voor alleenstaande mannen en mannen met partner. We voeren voor elke groep een trendtest uit en vinden dat dezelfde controlegroep geschikt is voor elk van deze groepen, behalve voor middelbaar opgeleiden en mannen met partner (uitkomsten staan in Tabel A.11 in de Appendix). Voor deze groepen is de trend weliswaar significant

verschillend, maar het verschil tussen de trends is zeer klein. Als we data vanaf een later jaar dan 1995 gebruiken is het trendverschil niet langer significant. Hier presenteren we de resultaten met dezelfde controlegroep als in de voorgaande analyses, maar in Tabel A.12 in de Appendix laten we zien dat het effect vergelijkbaar is wanneer een ander startjaar wordt gebruikt. De geschatte beleidseffecten voor verschillende subgroepen staan in Tabel 5.6 en Tabel 5.7. Ook voor elk van deze groepen is de coëfficiënt niet significant verschillend van nul en is er dus geen aantoonbaar effect van de hervorming op participatie. De placebo testen voor alle subgroepen mannen staan in Tabel A.13 in de Appendix.

Tabel 5.6 Beleidseffect op participatie van mannen per opleidingsniveau

	Laag opgeleid	Middelbaar opgeleid	Hoog opgeleid
Hervorming 2005/2006/2007	0,012	0,003	-0,002
Hervorming 2008/2009	0,005	0,007	-0,001
Observaties	59380	97651	67645

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau

Tabel 5.7 Beleidseffect op participatie van alleenstaande mannen en mannen met een partner

	Alleenstaande mannen	Mannen met een partner
Hervorming 2005/2006/2007	-0,036	0,007*
Hervorming 2008/2009	-0,006	0,004
Observaties	3247	221429

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau

5.2.4 Samenvatting

De beleidswijzigingen over de periode 2005-2009 hebben geen effect gehad op de arbeidsparticipatie van mannen in personen. Zowel voor de hele populatie als voor subgroepen vinden we geen significant effect.

6 Effect op het aantal gewerkte uren

In deze sectie presenteren we schattingen van het effect op het aantal gewerkte uren per week. Het betreft het aantal gewerkte uren per week per persoon in de doelgroep, niet het aantal gewerkte uren per week per werkende in de doelgroep. Dit doen we om twee redenen. Ten eerste, beleidsmakers zijn vooral geïnteresseerd in het effect op het totale aantal gewerkte uren. Ten tweede, de decompositie van het effect op het aantal gewerkte uren, in i) de toename in uren door meer participatie en ii) de toename in uren door reeds werkenden, hangt af van een aanname over het gemiddeld aantal gewerkte uren van toetreders die niet getoetst kan worden. De decompositie is daarmee in zekere mate arbitrair. Bij de effecten op het aantal gewerkte uren beginnen we wederom met de resultaten voor vrouwen en analyseren vervolgens de resultaten voor mannen.

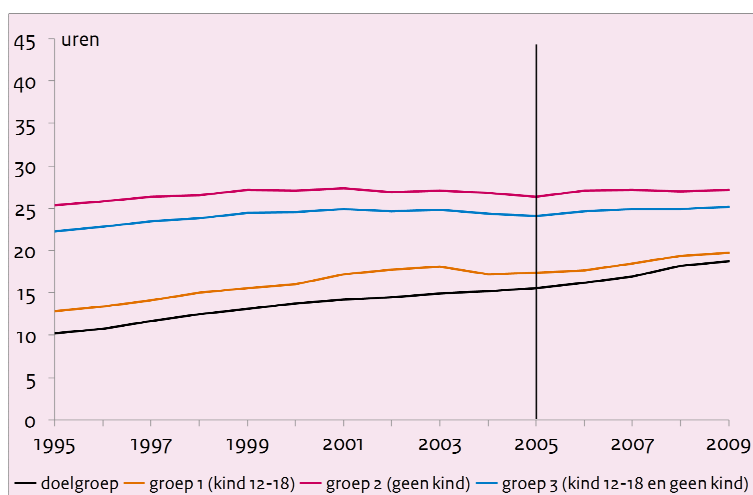
6.1 Gewerkte uren van vrouwen

6.1.1 Keuze van controlegroep voor gewerkte uren vrouwen

Figuur 6.1 toont de ontwikkeling van het gemiddeld aantal gewerkte uren per week voor verschillende groepen vrouwen. Let op, dit is dus inclusief de vrouwen die nul uren werken. Het gemiddeld aantal gewerkte uren in de doelgroep vertoont een duidelijk stijgende trend. Ook het aantal uren van controlegroep 1 neemt toe. De groep van vrouwen zonder kinderen vertoont daarentegen geen duidelijke trend, en lijkt daarmee geen geschikte controlegroep.

We testen of de trend van de doelgroep voor de hervorming overeen komt met die van de controlegroepen. De trends zijn het meest vergelijkbaar met data vanaf 1997 (zie Tabel A.14 in de Appendix), maar de geschatte coëfficiënten zijn zeer vergelijkbaar wanneer 1995 als startjaar wordt gebruikt. We kiezen voor de controlegroep alleen vrouwen met een kind van 12 tot 18 jaar.

Figuur 6.1 Gewerkte uren van vrouwen, 20 tot 50 jaar oud



Bron: Enquête Beroepsbevolking.

6.1.2 Resultaten voor gewerkte uren alle vrouwen

We schatten eerst het effect op het gemiddeld aantal gewerkte uren per week voor alle vrouwen in de doelgroep. Deze schatting bevat zowel werkende als niet-werkende vrouwen. Dit betekent dat een eventueel effect bestaat uit zowel een verandering van het aantal vrouwen dat werkt (extensieve marge) als een verandering van het aantal gewerkte uren voor vrouwen die reeds werken (intensieve marge). De resultaten staan in Tabel 6.1. Wanneer 1997 als startjaar wordt gebruikt is het effect in de eerste jaren 0,75 uur per week. Het gemiddeld aantal gewerkte uren van de doelgroep is in 2005-2007 16,2 uur. Het geschatte effect komt dus overeen met een toename van 4,9%. In de latere jaren is het geschatte effect 1,14 uur. Het gemiddeld aantal gewerkte uren in 2008-2009 is 18,4 uur. Dit betekent een effect van 6,6%. Met gegevens vanaf 2001 is het geschatte effect vergelijkbaar, maar wederom wat groter. In de eerste jaren is de toename 0,98 uur, in de latere jaren is het 1,38 uur. Volledige resultaten van deze regressies staan in Tabel A.15 in de Appendix. De totale toename van het aantal gewerkte uren van vrouwen in de doelgroep tussen 2004 en 2009 is 3,5 uur. Van deze toename is 32% veroorzaakt door de beleidswijziging.

Tabel 6.1 Beleidseffect op gewerkte uren voor alle vrouwen

Startjaar	1997	2001
Hervorming 2005/2006/2007	0,75***	0,98***
Hervorming 2008/2009	1,14***	1,38***
Observaties	231097	170834

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau

Gevoeligheidsanalyse

Bovenstaande schattingen gaan uit van een lineair verband tussen de verklarende variabelen en het aantal gewerkte uren. In Tabel A.16 in de Appendix rapporteren we de uitkomsten van enkele alternatieve specificaties, zoals het tobit model en het Heckman model.¹⁶ De schattingsresultaten zijn zeer vergelijkbaar met de uitkomsten van het lineaire model.

In Box 2 'Effect op uren van gewerkte vrouwen' staan resultaten van schattingen gebaseerd op alleen de werkende vrouwen. Deze resultaten suggereren dat het effect niet alleen voortkomt uit een toename van het aantal werkende vrouwen, maar dat ook het aantal gewerkte uren per werkende vrouw is toegenomen door de beleidswijzigingen.

Placebo test

Ook voor het effect op de gewerkte uren voeren we een placebo test uit. We schatten het beleidseffect van een placebo hervorming voor 2000-2004. De uitkomsten hiervan staan in Tabel 6.2. Het effect van de placebo hervorming is negatief maar niet significant. De beleidseffecten blijven significant positief en verschillen weinig van de schattingen in onze basisspecificatie. Met grote zekerheid kan verworpen worden dat de coëfficiënt van de placebo gelijk is aan de beleidseffecten. Dit geeft een duidelijke indicatie dat de toename van het aantal gewerkte uren ten opzichte van de controlegroep is begonnen in 2005.

Tabel 6.2 Beleidseffect op gewerkte uren van vrouwen met placebo test (data vanaf 1997)

Placebo 2000-2004	-0,315
Hervorming 2005/2006/2007	0,548**
Hervorming 2008/2009	0,940***
P-waarde test Placebo = Hervorming 05/06/07	0,0%
P-waarde test Placebo = Hervorming 08/09	0,0%
Observaties	231097

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau

¹⁶ Zie ook bijvoorbeeld Cameron en Trivedi (2006).

Box 2: Effect op uren van werkende vrouwen

We zijn ook geïnteresseerd in het effect op het aantal gewerkte uren per werkende (de 'intensieve marge'). In onderstaande tabel presenteren we uitkomsten voor alleen werkende vrouwen voor drie modellen die ieder een andere aanname maken over het selectieprobleem bij werkenden.

Lineair model

In de eerste kolom van onderstaande tabel staat het beleidseffect wanneer we het aantal gewerkte uren van alleen werkende vrouwen verklaren met een lineair model. Voor deze vrouwen vinden we een beleidseffect van bijna 1 uur per week.

Beleidseffect op gewerkte uren per week voor werkende vrouwen

	Lineair model	Tobit model	Heckman model
Hervorming 2005/2006/2007	0,707***	0,602***	0,680***
Hervorming 2008/2009	0,982***	0,906***	0,991***
Observaties	166201	231097	231097

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau, regressie bevat controle variabelen. Voor het Tobit model en Heckman model worden gemiddelde marginale effecten gerapporteerd. In het Heckman model worden zowel in de participatie vergelijking als in de uren vergelijking dezelfde controle variabelen gebruikt als in eerdere specificaties.

Tobit model

In de tweede kolom staan de uitkomsten voor het tobit model. Het tobit model houdt rekening met gecensureerde data. Het tobit model veronderstelt dat er een onderliggend verband bestaat dat zowel verklaart of een observatie gecensureerd is, en wat de uitkomst is als deze niet gecensureerd is. Een tobit model betreft een niet-lineaire schatting waardoor de beleidseffecten verschillend zijn per individu. Het gemiddelde geschatte beleidseffect voor de tobit schatting verschilt maar weinig van de lineaire schatter.

Met het tobit model kunnen we ook het totale effect splitsen in een effect op de intensieve marge en een effect op de extensieve marge (zie McDonald en Moffitt, 1980). Het effect op de intensieve marge betreft het effect op de gewerkte uren van vrouwen die al werkten, terwijl het effect op de extensieve marge slaat op de toetreding van vrouwen die nog niet werkten. We beginnen met de fundamentele vergelijking dat het onconditionele gemiddelde aantal uren (y_i) gelijk is aan het product van de kans op werken en het conditionele gemiddelde (i.e. conditioneel op werken):

$$E(y_i) = P(y_i > 0)E(y_i | y_i > 0). \quad (1)$$

Als wordt aangenomen dat de storingsterm in de regressie normaal verdeeld is, kan de kans op werken $P(y_i > 0)$ worden afgeleid van de standaard normale verdeling. Uit deze vergelijking kan de decompositie van het totale beleidseffect afgeleid worden:

$$\Delta E(y_i) = P(y_i > 0)\Delta E(y_i|y_i > 0) + \Delta P(y_i > 0)E(y_i|y_i > 0), \quad (2)$$

waarbij Δ een verandering weergeeft. De eerste term aan de rechterkant is gelijk aan de verandering in de gemiddelde uren van de groep die al werkt voor de hervorming. De tweede term meet de bijdrage van nieuwkomers. Met vergelijking (2) kan het effect op de intensieve en de extensieve marge uitgedrukt worden als een fractie van het totale effect. Onder de tobit aannames is het effect op de intensieve marge gelijk aan 55% van het totale effect. De decompositie van het tobit model is echter restrictief. Het negeert een mogelijk selectieprobleem door een andere verdeling van gewerkte uren van de doelgroep en de controlegroep (Angrist en Pischke, 2008).

Heckman model

Het tobit model maakt de sterke aanname dat er één verband bestaat ter verklaring van zowel de kans op werken als van het aantal gewerkte uren. Het Heckman model (ook wel bekend als tobit II model) daarentegen bestaat uit twee vergelijkingen. Een probit regressie bepaalt of de observatie gecensureerd is, waarna voor de positieve observaties een lineair model de uitkomst verklaart indien dit niet het geval is. Identificatie van het beleidseffect is het meest betrouwbaar wanneer de probit vergelijking verklarende variabelen bevat die niet in de tweede vergelijking voorkomen. Deze variabelen hebben wij helaas niet. Identificatie van de coëfficiënten is nu volledig gebaseerd op het feit dat de Heckman correctie voor selectie niet-lineair is. De laatste kolom laat zien dat de beleidseffecten bij de Heckman methode zeer dicht bij de uitkomsten van de andere twee modellen liggen.

6.1.3 Resultaten voor gewerkte uren subgroepen van vrouwen

Vervolgens schatten we het effect op de gewerkte uren per week voor verschillende subgroepen vrouwen. We voeren een trendtest uit, met als resultaat dat dezelfde controlegroep is geschikt voor alle subgroepen, behalve wellicht voor laagopgeleide vrouwen (zie Tabel A.17 in de Appendix).

De resultaten voor de verschillende opleidingsniveaus, waarbij alle vrouwen (werkend en niet werkend) zijn meegenomen, staan in Tabel 6.3. Voor laagopgeleide vrouwen vinden we wederom geen effect. Dit kan komen doordat de trend van de controlegroep significant verschilt van die van de doelgroep voor laagopgeleiden. Dit impliceert dat deze controlegroep wellicht niet geschikt is voor de analyse. Met data vanaf 2000 is de trend niet significant verschillend. Als we het effect schatten met deze data, vinden we een positief effect op gewerkte uren, dat wel kleiner is dan voor middelbaar en hoogopgeleiden (zie Tabel A.18 in de Appendix). Het effect voor middelbaar opgeleide vrouwen is iets groter dan voor de hele populatie. Voor hoogopgeleiden is het effect het grootst.

Tabel 6.3 Beleidseffect op gewerkte uren van vrouwen per opleidingsniveau

	Laagopgeleid	Middelbaar opgeleid	Hoogopgeleid
Hervorming 2005/2006/2007	0,464	0,801***	1,038**
Hervorming 2008/2009	0,265	1,422***	1,715***
Observaties	65020	108152	57925

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau

Tabel 6.4 Beleidseffect op gewerkte uren van alleenstaande vrouwen en vrouwen met een partner

	Alleenstaande vrouwen	Vrouwen met een partner
Hervorming 2005/2006/2007	1,128*	0,643***
Hervorming 2008/2009	1,651***	1,042***
Observaties	23945	207152

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau

In Tabel 6.4 staan de schattingen voor alleenstaande vrouwen en vrouwen met een partner. Het effect is, net als bij participatie, groter voor alleenstaande vrouwen. Vanwege het kleinere aantal alleenstaande vrouwen is de coëfficiënt voor de eerste jaren slechts verschillend van nul bij een 10% significantie niveau.

Een schatting van het effect van een placebo hervorming voor deze subgroepen is opgenomen in Tabel A.19 in de Appendix. Met uitzondering van hoogopgeleiden, kunnen we voor elke subgroep verwerpen dat het placebo effect gelijk is aan één van de beleidseffecten.

6.1.4 Samenvatting

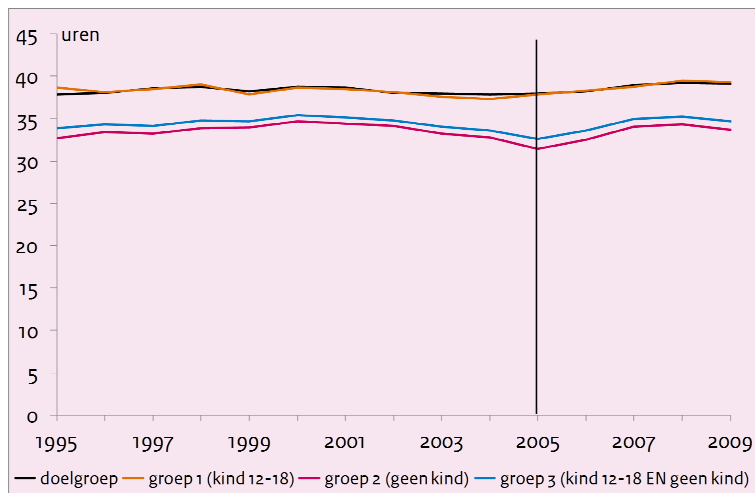
We vinden een positief significant effect van de hervorming op het aantal gewerkte uren van vrouwen van 0,75 uur in de eerste jaren en 1,14 uur in de laatste jaren. Dit komt overeen met een toename van 4,9% en 6,6%. Een effect lijkt afwezig voor laagopgeleide vrouwen. Het effect is sterker voor middelbaar en hoogopgeleide vrouwen. Het effect op alleenstaande vrouwen is groter dan het effect op vrouwen met een partner.

6.2 Gewerkte uren van mannen

6.2.1 Keuze van controlegroep voor gewerkte uren mannen

Het aantal gewerkte uren voor verschillende groepen mannen staat in Figuur 6.2. Voor mannen is er geen toename van het aantal gewerkte uren tussen 1995 en 2009. De waarden van de doelgroep komen vrijwel overeen met die van controlegroep 1 (mannen met een jongste kind 12 tot 18 jaar). Uit de trendtest blijkt dat deze controlegroep inderdaad geschikt is (zie Tabel A.20 in de Appendix).

Figuur 6.2 Gewerkte uren mannen, 20 tot 50 jaar oud



Bron: Enquête Beroepsbevolking.

6.2.2 Resultaten voor gewerkte uren van mannen

Vervolgens schatten we het effect van de hervorming op het aantal gewerkte uren van mannen. We schatten het effect met een groep van zowel werkende als niet-werkende mannen. De resultaten staan in Tabel 6.5. In de eerste jaren is er geen significant effect. In de latere jaren vinden we een negatief effect van ongeveer 0,4-0,5 uur. Dit effect is significant verschillend van nul op 10% significantieniveau als we data vanaf 1997 gebruiken, en op 5% significantieniveau als we data vanaf 2001 gebruiken. Dit negatieve effect kan het resultaat zijn van een inkomenseffect, vanwege toegenomen inkomsten door de hogere kinderopvangsubsidie en door toegenomen participatie van vrouwen. In 2008-2009 werkte de doelgroep gemiddeld 39,2 uur. Dit impliceert een daling van het aantal gewerkte uren door mannen in 2008-2009 door de beleidswijzigingen van -1,0%. Volledige resultaten van de regressie staan in Tabel A.21 in de Appendix. Resultaten van alternatieve specificaties (tobit en Heckman) staan in tabel A.22 van de Appendix.

Tabel 6.5 Beleidseffect op gewerkte uren alle mannen

Startjaar	1997	2001
Hervorming 2005/2006/2007	-0,177	-0,289
Hervorming 2008/2009	-0,396*	-0,516**
Observaties	195880	143569

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau

We voeren een placebo test uit in Tabel 6.6. Zowel het placebo effect als beide beleidseffecten zijn niet significant verschillend van nul. Logischerwijs kunnen we gelijkheid van het placebo effect en het eerste beleidseffect niet verwerpen. Gelijkheid van het placebo effect en het latere beleidseffect kan wel verworpen worden (de p-waarde is 4,2%).

Tabel 6.6 Beleidseffect op gewerkte uren van mannen met placebo test

Placebo 2000-2004	0,162
Hervorming 2005/2006/2007	-0,077
Hervorming 2008/2009	-0,297
P-waarde test Placebo = Hervorming 05/06/07	35,0%
P-waarde test Placebo = Hervorming 08/09	5,1%
Observaties	195880
***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau	

6.2.3 Resultaten voor gewerkte uren subgroepen van mannen

In Tabel 6.7 schatten we de effecten op gewerkte uren voor verschillende subgroepen van mannen. We gebruiken dezelfde controlegroep als voor alle mannen (resultaten van de trendtest staan in Tabel A.23 in de Appendix). Voor laagopgeleide mannen vinden we geen significant effect. Voor middelbaar opgeleide mannen is het negatieve effect wat groter, en het is ook significant in de latere jaren. Voor hoogopgeleide mannen vinden we ook een negatief effect, maar dit is niet significant.

Tabel 6.7 Beleidseffect op gewerkte uren van mannen per opleidingsniveau

	Laag opgeleid	Middelbaar opgeleid	Hoog opgeleid
Hervorming 2005/2006/2007	0,289	-0,492	-0,114
Hervorming 2008/2009	0,483	-0,778**	-0,467
Observaties	50443	85023	60414
***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau			

Het effect op alleenstaande mannen en mannen met een partner ten slotte, staat in Tabel 6.8. Bij alleenstaande mannen vinden we geen effect, maar de steekproef is klein voor deze groep. Bij mannen met een partner zijn de effecten groter, maar alleen significant verschillend van nul op een significantieniveau van 10%.

Tabel 6.8 Beleidseffect op gewerkte uren van alleenstaande mannen en mannen met een partner

	Alleenstaande mannen	Mannen met een partner
Hervorming 2005/2006/2007	-0,098	-0,123
Hervorming 2008/2009	0,034	-0,398*
Observaties	2973	192907
***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau		

In Tabel A.24 in de Appendix staan de resultaten van de placebo test voor de verschillende opleidingsniveaus, en voor alleenstaande mannen en mannen met partner. De resultaten suggereren dat het negatieve effect op middelbaar opgeleide mannen inderdaad in 2005 begon, voor de andere groepen zijn de coëfficiënten meestal niet significant.

6.2.4 Samenvatting

Het effect van de hervorming van de kinderopvangsubsidie op het aantal gewerkte uren van mannen is negatief voor de laatste jaren, maar ligt op de rand van significantie. Het negatieve effect blijkt vooral sterk voor middelbaar opgeleide mannen. Voor laagopgeleide mannen, hoogopgeleide mannen en alleenstaande mannen vinden we geen significant effect.

7 Vergelijking met eerdere studies

7.1 Effect op werkzame personen

Hoe verhouden deze uitkomsten zich tot eerder onderzoek? Tabel 7.1 geeft een vergelijking met drie studies die recentelijk de effecten van de beleidswijzigingen over de periode 2005-2009 hebben geanalyseerd. We vergelijken eerst de effecten op het aantal werkzame personen, en vervolgens de effecten op het aantal gewerkte arbeidsjaren.

In onze geprefereerde schatting komen we tot een toename van het aantal werkzame vrouwen van 3,3% door de beleidswijzigingen over de periode 2005-2009. Dat is een toename van het aantal werkzame vrouwen met 32 dzd personen. Het effect op het aantal werkzame mannen is bij benadering 0.

De vraag is vervolgens welk deel komt door de wijzigingen in de kinderopvang en welk deel komt door andere beleidswijzigingen. Uit Tabel 2.1 in Sectie 2 blijkt dat de collectieve uitgaven aan formele kinderopvang zijn gestegen met ongeveer 2 mld euro. Tegelijkertijd zijn de uitgaven aan de inkomensafhankelijke combinatiekorting (ICK, en de voorloper, de aanvullende combinatiekorting) met ongeveer 1 mld euro toegenomen. Beide subsidies richten zich grotendeels op jonge moeders. Wanneer we tweederde van de toename in de participatie van jonge moeders toeschrijven aan de wijzigingen in de kinderopvang dan resteert een effect van 21 dzd personen voor de wijzigingen in de kinderopvang.¹⁷ Daarbij maken we enerzijds wellicht een optimistische aanname voor de kinderopvang. De autonome groei in de uitgaven aan formele kinderopvang is waarschijnlijk hoger dan de autonome groei in de uitgaven aan de ICK. De laatste groeit met de participatie van minstverdieners en alleenstaande ouders, de eerste groeit daarnaast ook nog door een autonome verschuiving van informele naar formele kinderopvang (met vermoedelijk weinig effect op de participatie). Anderzijds is de kinderopvangtoeslag wellicht meer zichtbaar voor jonge ouders dan de ICK, zie ook Box 3 'Lessen uit de gedragseconomie'.

Voltman e.a. (2011) doen een vergelijkbare studie naar het effect van de beleidswijzigingen over de periode 2005-2009 op de participatie van vrouwen. Zij komen tot een groter effect, 50 dzd personen zonder correctie voor de stijging in de ICK en 34 dzd personen na correctie voor de ICK (eigen berekening). Zij gebruiken data over een kortere periode (vanaf 2001) en gebruiken als controlegroep vrouwen met een jongste kind 12-18 jaar oud én vrouwen zonder kinderen (in de leeftijd 25 tot 45 jaar). Wij prefereren als controlegroep alleen vrouwen met een jongste kind 12-18 jaar oud, omdat deze een meer vergelijkbare trend heeft met de doelgroep dan de bredere controlegroep inclusief vrouwen zonder kinderen (zie Sectie 5).

¹⁷ De analyse in Jongen en Folmer (2010, Tabel 3) suggereert dat het effect van een vergelijkbare budgettaire impuls in de kinderopvangtoeslag en de inkomensafhankelijke combinatiekorting ongeveer eenzelfde effect heeft op de arbeidsparticipatie.

Tabel 7.1 Vergelijking studies naar participatie-effecten beleidswijzigingen 2005-2009

Studie	Mutatie	Basis in 2009 (in dzd)	Effect in personen/ arbeidsjaren (in dzd)
Personen			
Deze studie zonder correctie ICK	+3,3%	973 a	+32
Deze studie na correctie ICK b	+2,2%	973 a	+21
Voltman e.a. (2010)	+4,7%	-	+50
Voltman e.a. (2010) na correctie ICK	+3,1%	-	+34
Jongen (2010) c	+0,1%	7.905 d	+8
Arbeidsjaren			
Deze studie zonder correctie ICK	+1,4%	2.136 e	+30
- Vrouwen	+6,6%	682 f	+45
- Mannen	-1,0%	1.454 g	-15
Deze studie na correctie ICK g	+0,7%	2.136 e	+20
- Vrouwen	+4,4%	682 f	+30
- Mannen	-0,7%	1.454 g	-10
Berden en Kok (2010)	+14%	682 f	+95
- Daling ouderbijdrage	+5%	682 f	+34
- Toename aanbod opvang	+9%	682 f	+61
Jongen (2010) c	+0,3%	5.940 h	+18
<p>a Bron: EBB 2009.</p> <p>b Daarbij is aangenomen dat de intensivering van de inkomensafhankelijke combinatiekorting (ICK) een derde van het totale effect verklaart.</p> <p>c Afname ouderbijdrage met 50%, laatste variant in Table 5.2 in Jongen (2010) maar neutraal gemaakt met overheidsconsumptie in plaats van met de tarieven van de loon- en inkomstenbelasting.</p> <p>d Bron: CBS Statline.</p> <p>e Berekend als gewogen gemiddelde van vrouwen en mannen, zie voetnoot f en g.</p> <p>f Berekend als: aantal werkenden / participatiegraad zonder hervorming * uren per week zonder hervorming * 52 / uren per arbeidsjaar = $972810 / 0.76 * 17.3 * 52 / 1688 = 682.168$. Uren per arbeidsjaar komt van CBS Statline.</p> <p>g Berekend conform voetnoot e, maar dan met cijfers voor mannen.</p> <p>h Bron: CBS Statline.</p>			

Jongen (2010) simuleert de daling in de ouderbijdrage over de periode 2005-2009 met het MIMIC model van het CPB. Hij komt tot een kleiner effect op het aantal werkzame personen dan de DD analyse, ook wanneer we corrigeren voor de impuls in de ICK. Voor een deel kan dit komen omdat er naast de ouderbijdrage wellicht nog andere effecten zijn opgetreden, zoals een betere beschikbaarheid van de opvang (bijvoorbeeld door de Motie Van Aartsen-Bos). Maar het lijkt er op dat MIMIC de effecten van wijzigingen in de kinderopvangtoeslag op het aantal werkzame personen onderschat. Het MIMIC model is echter niet gekalibreerd op de reactie in personen, maar op de reactie in arbeidsjaren.

Box 3: Lessen uit de gedragseconomie

In de economische wetenschap is er een toenemende interesse in 'gedragseconomie' (*behavioural economics*). In 2002 is bijvoorbeeld de Nobelprijs voor de Economie toegekend aan Daniel Kahneman (en Vernon Smith) voor zijn werk op dit gebied. Hij en anderen laten in diverse empirische studies zien dat mensen zich niet altijd als de rationele, nutsmaximaliserende *homo economicus* gedragen (zie ook Blom en Dillingh, 2011).

In de gedragseconomie wordt expliciet aandacht besteed aan hoe mensen informatie verwerken, of juist niet. Complexiteit en context spelen daarbij een belangrijke rol. In een recente studie laten Chetty en Saez (2009) bijvoorbeeld zien dat kennis van een bepaalde belastingkorting (de zogenaamde *EITC*, de arbeidskorting in de VS) een rol speelt bij het effect op de arbeidsparticipatie. Personen die gedetailleerd werden geïnformeerd door een belastingconsulent bleken beter in staat om hun participatiekeuze zo te kiezen dat zij de maximale fiscale korting op wisten te strijken.

Dit is mogelijk ook relevant voor het effect van de wijzigingen in de kinderopvangtoeslag en de inkomensafhankelijke combinatiekorting (ICK). De kinderopvangtoeslag wordt maandelijks uitgekeerd, en als een aparte toeslag. Dit maakt deze subsidie vrijwel direct, en expliciet, zichtbaar voor jonge ouders. Bij het bepalen van het netto maandsalaris wordt de ICK daarentegen vaak niet direct verrekend. Daarvoor moet de werkgever weten dat iemand een tweede verdiener dan wel alleenstaande ouder is, en een kind jonger dan 12 jaar heeft. De ICK is bovendien niet expliciet zichtbaar voor jonge ouders. De ICK is een onderdeel van het totaal aan kortingen en subsidies dat tussen het bruto en netto inkomen zit. Daarmee zijn waarschijnlijk meer jonge ouders sneller bekend met de wijzigingen in de kinderopvangtoeslag dan in de ICK. Helaas is dit empirisch nog niet onderzocht.

7.2 Effect op aantal gewerkte arbeidsjaren

Hoe verhouden de uitkomsten in arbeidsjaren zich tot eerder onderzoek? In onze geprefereerde specificatie neemt het aantal gewerkte arbeidsjaren (het aantal gewerkte uren) door vrouwen in de doelgroep met 6,6% toe. De toename in het aantal gewerkte arbeidsjaren van vrouwen in de doelgroep is met 45 dzd groter dan de toename in personen van vrouwen in de doelgroep van 32 dzd. Het aantal uren per werkende vrouw neemt dus toe. Het aantal gewerkte arbeidsjaren van mannen neemt echter af, met 1,0%. Per saldo resulteert dan een toename in het aantal arbeidsjaren van 30 dzd arbeidsjaren. Corrigeren we de toename in het aantal gewerkte arbeidsjaren voor de impuls in de ICK¹⁸ dan resteert een toename in het aantal arbeidsjaren van 20 dzd arbeidsjaren.

Berden en Kok (2010) komen op basis van een schatting met cross-sectionele data tot een totale toename in het aantal gewerkte arbeidsjaren van 95 dzd arbeidsjaren. Daarvan zijn 34 dzd arbeidsjaren het gevolg van de lagere ouderbijdrage, en 61 dzd arbeidsjaren zijn het gevolg van het vergroten van het aanbod van plaatsen. Het totale effect is veel groter dan de effecten die wij vinden in de DD analyse.

Jongen (2010) simuleert met MIMIC ook het effect op het aantal gewerkte arbeidsjaren. Hij komt tot een toename van 18 dzd arbeidsjaren door de daling van de ouderbijdrage. Dit is vergelijkbaar met de uitkomsten uit de DD analyse wanneer we corrigeren voor de impuls in de ICK.

¹⁸ We corrigeren ook het effect op mannen voor de ICK. De aanname daarbij is dat de daling in het aantal gewerkte uren van de man voornamelijk het gevolg is van de toename in het aantal gewerkte uren van de vrouw.

7.3 Samenvatting

Het effect op het aantal werkzame personen is kleiner dan het effect geschat door Voltman e.a. (2011). Dit komt deels door een verschil in de controlegroep. De controlegroep die wij in deze analyse hanteren heeft een meer vergelijkbare trend voor de beleidswijzigingen dan de bredere controlegroep die Voltman e.a. (2011) hanteren. Het effect op het aantal werkzame personen is groter dan het effect door Jongen (2010) gesimuleerd met MIMIC. Het effect op het aantal gewerkte arbeidsjaren is kleiner dan het effect geschat door Berden en Kok (2010). Zij gebruiken een cross-sectionele analyse. Het effect op het aantal gewerkte arbeidsjaren is vergelijkbaar met het effect gesimuleerd door Jongen (2010) met MIMIC, nadat we corrigeren voor de impuls in de inkomensafhankelijke combinatiekorting.

8 Aandeel substitutie toename formele opvang

Over de periode 2005-2009 is de formele kinderopvang voor ouders een stuk goedkoper geworden. Ouders zijn daardoor meer gaan werken, maar zij zijn daardoor ook informele opvang gaan vervangen door formele opvang. In deze sectie analyseren wij het aandeel van substitutie in de toename van het gebruik van formele opvang vanaf 2005. Vanwege de beperkte beschikbaarheid van data over het gebruik van informele opvang (met name) voor de periode voor 2005 hebben wij hier, in tegenstelling tot de participatie-effecten, maar beperkt zicht op.

8.1 Analyse op basis van gegevens EBB

Een *diff-in-diff* analyse van het gebruik van formele kinderopvang is helaas niet mogelijk. De prijs en beschikbaarheid van formele kinderopvang zijn voor vrijwel alle ouders gewijzigd. Daarom is er geen controlegroep. Hierdoor is het lastig om de *counterfactual* te bepalen voor het gebruik van formele en informele kinderopvang waarin de wijzigingen over de periode 2005-2009 niet zijn opgetreden.

Het is in potentie dan nog mogelijk een 'enkele' *diff* analyse te doen. We vergelijken dan de wijziging in het gebruik van formele en informele opvang over de periode 2005-2009 met de periode voor 2005. Maar helaas ontbreken ook hiervoor de data. Er is geen consistente reeks voor het gebruik van informele kinderopvang voor en na 2005. Voor de periode 2005-2009 zijn er data beschikbaar uit het EBB, deze worden gerapporteerd in de *Emancipatiemonitor* van 2006, 2008 en 2010 (respectievelijk Portegijs e.a., 2006, Merens en Hermans, 2008, en Merens e.a., 2010). Voor de periode voor 2005 geven de *Emancipatiemonitor* 2002 en 2004 (Portegijs e.a., 2002, 2004) ook data over het gebruik van verschillende vormen van kinderopvang, maar uit andere bronnen (respectievelijk POLS 2001 en Onderzoek Gezinsvorming 2003) en voor een andere eenheid (gebruik door kinderen in plaats van door huishoudens, dan wel oudste in plaats van jongste kind).

Ook een analyse op basis van trendextrapolatie is dus niet mogelijk. Wat kunnen we dan van de EBB data leren? We kunnen een grove inschatting maken van het aandeel substitutie in de totale groei van de formele kinderopvang over de periode 2005-2009, door de beleidswijziging dan wel door een autonome verschuiving van informele naar formele opvang.

Sectie 2 geeft de groei in kinderdagopvang (0-3 jarigen), buitenschoolse opvang (4-11 jarigen) en gastouderopvang (0-11 jarigen) over de periode 2005-2009. Daarbij is vooral de groei van de gastouderopvang met 340% spectaculair, tegenover een groei van kinderdagopvang met 46% en buitenschoolse opvang met 116%. We weten over de hele periode niet precies hoeveel van de gastouderopvang wordt gebruikt door 0-3 jarigen en hoeveel door 4-11 jarigen. Stel dat we het gebruik van gastouderopvang verdelen over 0-3 en 4-11 jarigen naar rato van het aantal plaatsen kinderdagopvang en het aantal plaatsen buitenschoolse opvang.

Tabel 8.1 Gebruik formele kinderopvang door werkende jonge moeders volgens de EBB

	2005	2009	Procentuele toename 2005-2009
Jongste kind 0-3 jaar			
- Gebruikers formele kinderopvang in %	42	58	38
- Uren per week gebruikers	20	25	25
Jongste kind 4-12 jaar			
- Gebruikers formele kinderopvang in %	12	21	75
- Uren per week gebruikers	8	11	38

Bron: Portegijs e.a. (2006, Tabel 5.9) en Merens e.a. (2010, Tabel 5.8). Gebruikers formele kinderopvang is het aandeel werkende moeders dat voornamelijk gebruik maakt van een kindcentrum dan wel een gastouder. Ouders die voornamelijk andere opvang gebruiken maar daarnaast ook formele opvang gebruiken zijn hierin niet opgenomen. Ook huishoudens met als voornaamste opvangvorm opvang door familie, vrienden, burens of betaalde oppas zijn hierin niet opgenomen, voor een deel daarvan ontvangen deze huishoudens ook een kinderopvangtoeslag. Uren per week gebruikers is het aantal uren opvang per week door werkende jonge moeders die voornamelijk gebruik maken van een kindcentrum dan wel een gastouder.

Dan resulteert over de periode 2005-2009 een groei van 72 en 155 procent in het aantal formele kinderopvangplaatsen voor respectievelijk 0-3 jarigen en 4-11 jarigen. Welk deel hiervan is het resultaat van substitutie van informele opvang?

Tabel 8.1 geeft de informatie uit de EBB over het gebruik van formele kinderopvang in 2005 en 2009 door werkende moeders met een jongste kind van 0 tot 4 jaar oud dan wel een jongste kind 4 tot 12 jaar oud, zoals gerapporteerd in de *Emancipatiemonitor* van 2006 en 2010. De cijfers zijn daarbij een ondergrens omdat het gaat om werkende moeders die als voornaamste opvangvorm een kindcentrum dan wel gastouder gebruiken. Ouders die als voornaamste opvangvorm een andere vorm van kinderopvang gebruiken kunnen ook nog gebruik maken van formele kinderopvang. Daarnaast wordt opvang door familie, vrienden, burens en een betaalde oppas niet meegenomen in de cijfers. Voor een deel van deze opvang ontvangen de ouders ook een toeslag. Gegeven deze kanttekeningen, wat suggereren de cijfers? Bij werkende moeders met een jongste kind 0-3 jaar oud zien we een toename in het gebruik in personen van 38%. Dit is 53% van de totale toename in het aantal formele kinderopvangplaatsen over de periode 2005-2009. Dit is echter een ondergrens. Een deel van de toename van de formele opvang zit niet in de cijfers, zie boven. Daarnaast zal ook een deel van de toename in het aantal uren per week, 25%, vermoedelijk het gevolg zijn van substitutie, en niet alleen het gevolg zijn van een toename in het aantal uren per werkende moeder. Houden we ook rekening met de toename in het aantal uren per week dan komen we tot een toename van 73%.¹⁹ Dit suggereert dat het aandeel substitutie in de groei van de formele kinderopvang voor 0-3 jarigen over de periode 2005-2009 meer dan 53% is geweest.

Dezelfde exercitie, met dezelfde kanttekeningen, levert voor werkende moeders met een jongste kind 4 tot 12 jaar oud het volgende op. Het aandeel gebruikers binnen de werkende moeders nam tussen 2005 en 2009 met 75% toe. Dit is 48% van de totale toename in het gebruik van formele kinderopvang voor 4-12 jarigen van 155% over dezelfde periode. Houden we ook rekening met de toename in het aantal uren per week dan komen we tot een toename van 242%. Dit suggereert dat het aandeel substitutie in de groei van formele kinderopvang voor 4 tot 12 jarigen over de periode 2005-2009 meer dan 48% is geweest. Maar dit is niet het aandeel substitutie door de beleidswijziging alleen, het is het totaal van een autonome verschuiving van informeel naar formeel plus het beleidseffect van de wijzigingen over de periode 2005-2009.

¹⁹ Rekening houdend met het kruisefect van de toename in gebruikers en uren per gebruiker.

8.2 Eerdere analyses

Berden en Kok (2009) maken ook een inschatting van het aandeel substitutie in de toename van het gebruik van formele kinderopvang. Zij gebruiken de SEO Economisch Onderzoek Enquête Kinderopvang, voor de jaren 2004 en 2008. Voor 0-3, 4-7 en 8-12 jarigen komen zij tot een aandeel substitutie in de totale toename van formele kinderopvang tussen 2004 en 2008 van respectievelijk 95, 75 en 88%.²⁰ Dit is echter wederom een combinatie van een beleidseffect en een trendmatige verschuiving van informele opvang naar formele opvang.

Jongen (2010) simuleert het aandeel substitutie van formele voor informele opvang met behulp van het MIMIC model. In de kalibratie gaat hij uit van een gemiddelde ouderbijdrage van 22%. Dit komt dicht in de buurt van de gemiddelde ouderbijdrage in 2009 van 21%. In een simulatie waarin de ouderbijdrage (proportioneel met huishoudinkomen) stijgt met 50% is het aandeel substitutie in de totale afname van het gebruik van formele kinderopvang 54%. In een simulatie waarin de ouderbijdrage stijgt met 100% is het aandeel substitutie in de totale afname van het gebruik van formele kinderopvang 45%. De gemiddelde ouderbijdrage in 2005 was 37%, dit is 76% hoger dan 21%. De simulaties in Jongen (2010) suggereren dat het aandeel substitutie in de totale wijziging van formele kinderopvang tussen de 45 en 54% is geweest.

8.3 Samenvatting

De gegevens over het gebruik van formele en informele kinderopvang uit de EBB suggereren dat voor 0 tot 4 en 4 tot 12 jarigen het aandeel substitutie in de totale toename van formele kinderopvang over de periode 2005-2009 meer dan respectievelijk 53 en 48% is geweest. De gegevens uit de SEO Economisch Onderzoek Enquête Kinderopvang suggereren dat tussen de 75 en 95% van de toename van formele kinderopvang over de periode 2004-2008 substitutie is geweest van informele kinderopvang. Het is in beide enquêtes echter niet mogelijk om daarbij onderscheid te maken tussen substitutie door de beleidswijzigingen en door een autonome verschuiving van informele naar formele kinderopvang. Simulaties met het MIMIC model gerapporteerd in Jongen (2010) suggereren dat meer dan 45% van de toename in de formele kinderopvang door de verlaging van de ouderbijdrage over de periode 2005-2009 het gevolg is van substitutie van informele kinderopvang.

9 Conclusies

Sinds 2005 is de kinderopvangtoeslag aanzienlijk verhoogd. Het belangrijkste doel van deze beleidswijziging was het stimuleren van de arbeidsparticipatie van jonge ouders. Daarnaast is de inkomensafhankelijke combinatiekorting voor tweede verdieners en alleenstaande ouders fors geïntensiveerd. Wij hebben een micro-econometrische ex post analyse gedaan van de effecten van deze beleidswijzigingen in de periode 2005-2009 op de arbeidsparticipatie in personen en in uren, voor zowel vrouwen als mannen en subgroepen daarbinnen.

Wij vinden dat door de beleidswijzigingen meer vrouwen met jonge kinderen zijn gaan werken en dat vrouwen meer uren zijn gaan werken. In 2008-2009 is de participatie verhoogd met 3,3% en het aantal gewerkte uren is gestegen met 6,6%. De positieve beleidseffecten blijven beperkt tot middelbaar en hoogopgeleide vrouwen; voor laagopgeleide vrouwen vinden we geen effect. Verder vinden we een groter effect voor alleenstaande vrouwen dan voor vrouwen met een partner.

²⁰ Eigen berekening op basis van Berden en Kok (2009, p. 12). De relatieve stijging van 25,5, 139,8 en 100% van het gebruik van formele kinderopvang tussen 2004 en 2008 voor respectievelijk 0-3, 4-7 en 8-12 jarigen is voor respectievelijk 24,3, 104,4 en 88,1 %-punt veroorzaakt door ouders die informele opvang hebben vervangen door formele opvang.

De beleidswijzigingen lijken geen effect te hebben gehad op de participatie van mannen, en ook niet op de participatie van verschillende subgroepen van mannen. In 2008-2009 is er een negatief effect op het aantal gewerkte uren van jonge vaders van ongeveer -1,0%. De daling in het aantal gewerkte uren wordt veroorzaakt door middelbaar opgeleide mannen, we vinden geen significant effect voor laag- en hoogopgeleide mannen.

Uit de vergelijking met andere studies blijkt dat het totale effect op het aantal werkzame personen kleiner is dan geschat door Voltman e.a. (2011), maar groter is dan het effect gesimuleerd door Jongen (2010) met MIMIC. Het effect op het totale aantal gewerkte arbeidsjaren is aanzienlijk kleiner dan geschat door Berden en Kok (2010) maar vergelijkbaar met het effect gesimuleerd door Jongen (2010) met MIMIC.

Referenties

Angrist, J. en J.-S. Pischke, 2008, *Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion*, Princeton University Press.

Berden, C. en L. Kok, 2009, Participatie-effect kinderopvangtoeslag, SEO, Amsterdam.

Berden, C. en L. Kok, 2010, Effect kinderopvangtoeslag op arbeidsparticipatie van moeders, *Economisch Statistische Berichten*, 95(4590), pp. 461-462.

Blom, M. en R. Dillingh, 2011, Rare jongen die homo economicus!, Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid, Den Haag.

Blundell, R. en M. Costa Dias, 2009, Alternative approaches to evaluation in empirical microeconomics, *Journal of Human Resources*, 44(3), pp. 565-640.

Cameron, A. en P. Trivedi, 2005, *Microeconometrics: methods and applications*, Cambridge University Press.

Chetty, R. en E. Saez, 2009, Teaching the tax code: earnings responses to an experiment with EITC recipients, NBER Working Paper 14836, Cambridge.

Imbens, G. en J. Wooldridge, 2009, Recent developments in the econometrics of program evaluation, *Journal of Economic Literature*, 47, pp. 5-85.

Jongen, E., 2010, Child care subsidies revisited, CPB Document 200, Den Haag.

Jongen, E. en K. Folmer, 2010, Effecten van lastenverzwaringen en bezuinigingen, *TPEdigitaal*, 4(1), pp. 50-63.

Jongen, E., Mastrogiacomo, M. en B. ter Weel, Hoe prikkelbaar zijn Nederlanders?, CPB Policy Brief 2011/14, Den Haag.

McDonald, J. en Moffitt, R., 1980, The uses of tobit analysis, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 62, No. 2, pp. 318-321

Merens, A., Brakel, M., Hartgers, M. en B. Hermans, 2010, *Emancipatiemonitor 2010*, SCP, Den Haag.

Merens, A. en B. Hermans, 2008, *Emancipatiemonitor 2008*, SCP, Den Haag.

Ministerie van Financiën, 2010, Het kind van de regeling, Rapport brede heroverwegingen 5, Den Haag.

Plantenga, J., Wever, Y., Rijkers, B. en P. de Haan, 2005, Arbeidsmarktparticipatie en de kosten van kinderopvang, *Economisch Statistische Berichten*, 4455, p. 115.

Portegijs, W., Boelens, A. en S. Keuzekamp, 2002, *Emancipatiemonitor 2002*, SCP, Den Haag.

Portegijs, W., Boelens, A. en L. Oltshoorn, 2004, *Emancipatiemonitor 2004*, SCP, Den Haag.

Portegijs, W., Hermans, B. en V. Lalta, 2006, *Emancipatiemonitor 2006*, SCP, Den Haag.

SGBO, 2003, Kinderopvang in gemeenten: de monitor over 2001, SGBO, Den Haag.

Voltman, M., Boer, H.-W. de en H. Erken, 2011, Kinderopvangbeleid en arbeidsparticipatie van vrouwen, *Economisch Statistische Berichten*, 96(4623), pp. 714-717.

Appendix

Tabel A.1 Trend test voor participatie vrouwen voor twee controlegroepen vanaf 1995 en vanaf 2001

Controlegroep	kind 12-18	kind 12-18 en geen kind	kind 12-18	kind 12-18 en geen kind
Startjaar	1995	1995	2001	2001
Trend doelgroep	0,020***	0,022***	0,005**	0,006***
Trend controlegroep	0,021***	0,010***	0,005	-0,002
P-waarde test gelijkheid trends	83,4%	0,0%	93,3%	0,3%
Observaties	153809	242545	61412	94580

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau, regressie bevat controle variabelen.

Tabel A.2 Beleids effect participatie vrouwen, jaar-specifieke effecten, test voor gelijkheid effecten (data vanaf 1995)

Beleids effect 2005	0,014
Beleids effect 2006	0,021**
Beleids effect 2007	0,014
Beleids effect 2008	0,023**
Beleids effect 2009	0,027***
P-waarde test voor gelijkheid effect 2005/2006/2007	80,0%
P-waarde test voor gelijkheid effect 2008/2009	65,2%
Observaties	153809

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau, regressie bevat controle variabelen.

Tabel A.3 Volledige resultaten participatie vrouwen (data vanaf 1995)

	Alle Vrouwen	Laag-opgeleiden	Middelbaar opgeleiden	Hoog-opgeleiden	Alleenstaanden	Vrouwen met partner
Beleids ­ effect 05/06/07	0,016*** (0,006)	0,007 (0,012)	0,022** (0,009)	0,016 (0,011)	0,030 (0,019)	0,013** (0,006)
Beleids ­ effect 08/09	0,025*** (0,006)	-0,003 (0,012)	0,042*** (0,008)	0,038*** (0,010)	0,045** (0,018)	0,021*** (0,006)
Doel ­ groep	-0,082*** (0,004)	-0,084*** (0,006)	-0,082*** (0,006)	- 0,059*** (0,007)	-0,095*** (0,011)	-0,078*** (0,004)
Laagopgeleid	-0,176*** (0,003)				-0,253*** (0,008)	-0,164*** (0,003)
Hoogopgeleid	0,105*** (0,002)				0,127*** (0,009)	0,103*** (0,002)
Allochtoon	-0,151*** (0,003)	-0,166*** (0,005)	-0,132*** (0,005)	-0,154*** (0,006)	-0,136*** (0,008)	-0,153*** (0,003)
Alleenstaand	-0,079*** (0,004)	-0,139*** (0,006)	-0,050*** (0,006)	-0,010 (0,007)		
Groot gezin	-0,203*** (0,005)	-0,223*** (0,008)	-0,203*** (0,008)	-0,152*** (0,012)	-0,191*** (0,018)	-0,203*** (0,005)
Leeftijd	0,076*** (0,011)	-0,009 (0,018)	0,131*** (0,019)	0,111*** (0,031)	0,011 (0,031)	0,072*** (0,012)
Leeftijd^2	-0,001*** (0,000)	0,001** (0,001)	-0,003*** (0,001)	-0,002*** (0,001)	0,001 (0,001)	-0,001*** (0,000)
Leeftijd^3	0,000** (0,000)	-0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000** (0,000)	-0,000* (0,000)	0,000* (0,000)
Constante	-0,553*** (0,135)	0,185 (0,211)	-1,156*** (0,222)	-0,765* (0,391)	-0,005 (0,359)	-0,476*** (0,147)
Observaties	263231	77604	122030	63597	26453	236778

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau, Standaard fouten tussen haakjes. Regressie bevat jaar effecten (niet gerapporteerd).

Tabel A.4 Gevoeligheidsanalyse beleids­effect participatie vrouwen, alternatieve specificaties

	Lineair (basis specificatie) 1995	Probit, geen wegingsfactor 1995	Lineair, geen wegingsfactor 1995
Beleids ­ effect 2005/2006/2007	0,016***	0,010*	0,014***
Beleids ­ effect 2008/2009	0,025***	0,018***	0,023***
Observaties	263231	263233	263233

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau, regressie bevat controle variabelen.

Tabel A.5 Trendtest voor participatie vrouwen, per subgroep (data vanaf 1995)

	Laag opgeleiden	Middelbaar opgeleiden	Hoogopgeleiden	Alleenstaanden	Vrouwen met partner
Trend doelgroep	0,022***	0,022***	0,014***	0,016***	0,021***
Trend controlegroep	0,023***	0,020***	0,016***	0,022***	0,022***
P-waarde test gelijkheid trends	51,9%	8,7%	29,1%	4,8%	43,9%
Observaties	53081	69446	31282	14642	139167
***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau, regressie bevat controle variabelen.					

Tabel A.6 Beleidseffect participatie vrouwen met placebo, per subgroep (data vanaf 1995)

	Laagopgeleid	Middelbaar opgeleid	Hoogopgeleid	Alleenstaanden	Vrouwen met partner
Placebo 2000-2004	-0,015	0,023**	-0,017	-0,016	0,001
Hervorming 2005/2006/2007	0,000	0,034***	0,007	0,022	0,014*
Hervorming 2008/2009	-0,011	0,054***	0,029***	0,037*	0,022***
P-waarde test Placebo = Hervorming 05/06/07	24,5%	26,2%	4,9%	6,9%	7,7%
P-waarde test Placebo = Hervorming 08/09	73,0%	0,0%	0,0%	0,8%	0,2%
Observaties	77604	122030	63597	26453	236778
***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau, regressie bevat controle variabelen.					

Tabel A.7 Trend test voor participatie mannen voor twee controlegroepen en voor twee perioden

Controlegroep	kind 12-18	kind 12-18 en geen kind	kind 12-18	kind 12-18 en geen kind
Startjaar	1995	1995	2001	2001
Trend doelgroep	0,004***	0,004***	-0,006***	-0,006***
Trend controlegroep	0,003***	0,005***	-0,007***	-0,012***
P-waarde test gelijkheid trends	11,5%	2,7%	79,8%	0,1%
Observaties	133568	224687	52461	86743
***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau, regressie bevat controle variabelen.				

Tabel A.8 Volledige resultaten participatie mannen (data vanaf 1995)

	Alle mannen	Laag- opgeleiden	Middelbaar opgeleiden	Hoog- opgeleiden	Alleen- staanden	Mannen met partner
Beleidseffect 05/06/07	0,004 (0,004)	0,012 (0,011)	0,003 (0,007)	-0,002 (0,005)	-0,036 (0,043)	0,007* (0,004)
Beleidseffect 08/09	0,003 (0,004)	0,005 (0,010)	0,007 (0,005)	-0,001 (0,004)	-0,006 (0,038)	0,004 (0,004)
Doelgroep	-0,008*** (0,002)	-0,008 (0,005)	-0,008*** (0,003)	-0,008** (0,003)	-0,030 (0,025)	-0,008*** (0,002)
Laagopgeleid	-0,053*** (0,002)				-0,152*** (0,023)	-0,051*** (0,002)
Hoog opgeleid	0,017*** (0,001)				0,081*** (0,018)	0,016*** (0,001)
Allochtoon	-0,134*** (0,003)	-0,189*** (0,005)	-0,114*** (0,004)	-0,082*** (0,004)	-0,094*** (0,025)	-0,135*** (0,003)
Alleenstaand	-0,112*** (0,009)	-0,198*** (0,020)	-0,099*** (0,014)	-0,040*** (0,011)		
Groot gezin	-0,057*** (0,004)	-0,112*** (0,010)	-0,032*** (0,005)	-0,016*** (0,005)	0,125** (0,051)	-0,058*** (0,004)
Leeftijd	0,068*** (0,011)	0,074*** (0,022)	0,059*** (0,015)	0,038* (0,020)	-0,062 (0,122)	0,070*** (0,011)
Leeftijd^2	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,001)	-0,001*** (0,000)	-0,001 (0,001)	0,003 (0,003)	-0,002*** (0,000)
Leeftijd^3	0,000*** (0,000)	0,000** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	0,000*** (0,000)
Constante	0,015 (0,141)	-0,159 (0,266)	0,154 (0,181)	0,425 (0,263)	1,087 (1,524)	-0,003 (0,138)
Observaties	224676	59380	97651	67645	3247	221429

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau. Standaard fouten tussen haakjes. Regressie bevat jaar effecten (niet gerapporteerd),

Tabel A.9 Gevoeligheidsanalyse beleidseffect participatie mannen, alternatieve specificaties

	Lineair (basis specificatie)	Probit, geen wegingsfactor	Lineair, geen wegingsfactor
Startjaar	1995	1995	1995
Beleidseffect 2005/2006/2007	0,004	-0,003	-0,003
Beleidseffect 2008/2009	0,003	0,002	-0,001
Observaties	224676	224677	224677

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau, regressie bevat controle variabelen.

Tabel A.10 Beleidseffect participatie mannen met placebo (data vanaf 1995)

Placebo 2000-2004	0,005
Hervorming 2005/2006/2007	0,006
Hervorming 2008/2009	0,007
P-waarde test Placebo = Hervorming 05/06/07	74,1%
P-waarde test Placebo = Hervorming 08/09	89,8%
Aantal observaties	224676

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau, regressie bevat controle variabelen.

Tabel A.11 Trendtest voor participatie mannen, per subgroep (data vanaf 1995)

	Laag-opgeleiden	Middelbaar opgeleiden	Hoogopgeleiden	Alleenstaanden	Mannen met partner
Trend doelgroep	0,008***	0,002***	0,001***	0,012**	0,004***
Trend controlegroep	0,008***	0,000	0,001	0,010	0,003***
P-waarde test gelijkheid trends	82,6%	2,2%	71,0%	84,1%	3,7%
Observaties	39008	58145	36415	1573	131995

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau, regressie bevat controle variabelen.

Tabel A.12 Alternatieve specificatie participatie middelbaar opgeleide mannen en mannen met partner (data vanaf 2001)

	Middelbaar opgeleiden	Mannen met partner
Beleidseffect 2005/2006/2007	-0,005	0,004
Beleidseffect 2008/2009	-0,001	0,001
Observaties	62416	141205

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau, regressie bevat controle variabelen.

Tabel A.13 Beleidseffect participatie mannen met placebo, per subgroep (data vanaf 1995)

	Laagopgeleiden	Middelbaar opgeleiden	Hoogopgeleiden	Alleenstaanden	Mannen met partner
Placebo 2000-2004	-0,005	0,015***	0,004	-0,005	0,007*
Hervorming 2005/2006/2007	0,010	0,010	0,000	-0,033	0,010**
Hervorming 2008/2009	0,002	0,015***	0,001	-0,003	0,007*
P-waarde test Placebo = Hervorming 05/06/07	20,4%	48,3%	57,9%	41,2%	42,4%
P-waarde test Placebo = Hervorming 08/09	46,7%	92,2%	58,6%	83,9%	83,3%
Aantal observaties	59380	97651	67645	3247	221429

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau, regressie bevat controle variabelen.

Tabel A.14 Trend test gewerkte uren vrouwen

Controlegroep	kind 12-18	kind 12-18 en geen kind	kind 12-18	kind 12-18 en geen kind	kind 12-18	kind 12-18 en geen kind
Startjaar	1995	1995	1997	1997	2001	2001
Trend doelgroep	0,464***	0,561***	0,390***	0,561***	0,146**	0,202***
Trend controlegroep	0,531***	0,223***	0,446***	0,223**	-0,045	-0,217***
P-waarde test gelijkheid trends	3,2%	0,0%	22,3%	0,0%	16,3%	0,0%
Observaties	153809	242545	121675	242545	61412	94580

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau, regressie bevat controle variabelen.

Tabel A.15 Volledige resultaten gewerkte uren vrouwen (data vanaf 1997)

	Alle vrouwen	Laag- opgeleiden	Middelbaar opgeleiden	Hoog- opgeleiden	Alleen- staanden	Vrouwen met partner
Beleids­effect 05/06/07	0,745*** (0,198)	0,464 (0,345)	0,801*** (0,301)	1,038** (0,421)	1,128* (0,623)	0,643*** (0,207)
Beleids­effect 08/09	1,137*** (0,195)	0,265 (0,366)	1,422*** (0,286)	1,715*** (0,408)	1,651*** (0,610)	1,042*** (0,203)
Doelgroep	-3,792*** (0,127)	-3,197*** (0,202)	-4,394*** (0,200)	-3,105*** (0,295)	-4,850*** (0,401)	-3,547*** (0,133)
Laagopgeleid	-4,969*** (0,079)				-7,603*** (0,264)	-4,544*** (0,082)
Hoog opgeleid	5,536*** (0,082)				5,422*** (0,339)	5,542*** (0,083)
Allochtoon	-0,965*** (0,101)	-1,095*** (0,158)	-0,231 (0,162)	-2,088*** (0,226)	-1,700*** (0,268)	-0,825*** (0,109)
Alleenstaand	1,215*** (0,123)	-0,833*** (0,189)	2,317*** (0,194)	3,027*** (0,288)		
Groot gezin	-5,350*** (0,152)	-5,100*** (0,248)	-5,225*** (0,230)	-6,081*** (0,353)	-4,989*** (0,606)	-5,350*** (0,156)
Leeftijd	1,826*** (0,361)	-0,620 (0,549)	3,041*** (0,602)	4,272*** (1,080)	0,148 (1,024)	1,413*** (0,389)
Leeftijd^2	-0,035*** (0,010)	0,039** (0,015)	-0,072*** (0,017)	-0,104*** (0,029)	0,025 (0,029)	-0,026** (0,011)
Leeftijd^3	0,000** (0,000)	-0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,001*** (0,000)	-0,000* (0,000)	0,000 (0,000)
Constante	-11,714*** (4,284)	8,840 (6,341)	-24,158*** (7,174)	-34,749*** (13,406)	3,440 (11,727)	-5,795 (4,635)
Observaties	231097	65020	108152	57925	23945	207152

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau, Standaard fouten tussen haakjes. Regressie bevat jaar effecten (niet gerapporteerd).

Tabel A.16 Beleids­effect op gewerkte uren voor alle vrouwen, alternatieve specificaties (data vanaf 1997)

	Lineair model	Tobit model	Heckman model
Hervorming 2005/2006/2007	0,745***	0,818***	0,834***
Hervorming 2008/2009	1,137***	1,230***	1,217***
Observaties	231097	231097	231097

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau, regressie bevat controle variabelen. Voor tobit en Heckman model zijn gemiddelde marginale effecten gerapporteerd. In het Heckman model worden zowel in de participatie vergelijking als in de uren vergelijking dezelfde controle variabelen gebruikt als in eerdere specificaties.

Tabel A.17 Trendtest gewerkte uren vrouwen, per subgroep (data vanaf 1997)

	Laag- opgeleiden	Laag- opgeleiden	Middelbaar opgeleiden	Hoog- opgeleiden	Alleen- staanden	Mannen met partner
Beginjaar	1997	2000	1997	1997	1997	1997
Trend doelgroep	0,406***	0,216***	0,392***	0,368***	0,245***	0,410***
Trend controle groep	0,662***	0,464***	0,316***	0,166	0,473***	0,433***
P-waarde test gelijkheid trends	0,0%	10,8%	29,0%	7,4%	13,7%	62,3%
Observaties	40497	24348	55568	25610	12134	109541

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau, regressie bevat controle variabelen.

Tabel A.18 Beleids effect gewerkte uren vrouwen per opleidingsniveau, alternatieve specificatie (data vanaf 2000)

	Laagopgeleiden	Middelbaar opgeleiden	Hoogopgeleiden
Hervorming 2005/2006/2007	0.924**	0.756**	0.745*
Hervorming 2008/2009	0.723*	1.373***	1.427***
Observaties	48871	88083	49552

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau, regressie bevat controle variabelen.

Tabel A.19 Beleids effect gewerkte uren vrouwen met placebo, per subgroep (data vanaf 1997)

	Laagopgeleiden	Middelbaar opgeleiden	Hoog- opgeleiden	Alleenstaanden	Vrouwen met partner
Placebo 2000-2004	-1,110***	0,133	0,913	-0,122	-0,308
Hervorming 2005/2006/2007	-0,198	0,885**	1,636***	1,049	0,452*
Hervorming 2008/2009	-0,397	1,507***	2,313***	1,571**	0,850***
P-waarde test Placebo = Hervorming 05/06/07	1,5%	2,1%	10,8%	8,2%	0,0%
P-waarde test Placebo = Hervorming 08/09	7,0%	0,0%	0,1%	1,1%	0,0%
Observaties	65020	108152	57925	23945	207152

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau, regressie bevat controle variabelen.

Tabel A.20 Trend test gewerkte uren mannen

Controlegroep:	kind 12-18	kind 12-18 en geenkind	kind 12-18	kind 12-18 en geen kind	kind 12-18	kind 12-18 en geen kind
Startjaar	1995	1995	1997	1997	2001	2001
Trend doelgroep	0,083***	0,080***	-0,020	0,002	-0,301***	-0,285***
Trend controlegroep	0,009	0,124***	-0,098**	-0,002	-0,367***	-0,591***
P-waarde test gelijkheid trends	4,2%	6,6%	16,4%	92,8%	68,9%	0,8%
Observaties	133568	224687	62194	133204	30973	65255

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau, regressie bevat controle variabelen.

Tabel A.21 Volledige resultaten gewerkte uren mannen (data vanaf 1997)

	Alle mannen	Laag opgeleiden	Middelbaar opgeleiden	Hoog opgeleiden	Alleenstaanden	Mannen met partner
Beleids­effect 05/06/07	-0,177 (0,239)	0,289 (0,531)	-0,492 (0,361)	-0,114 (0,351)	-0,098 (1,935)	-0,123 (0,240)
Beleids­effect 08/09	-0,396* (0,217)	0,483 (0,474)	-0,778** (0,326)	-0,467 (0,335)	0,034 (1,776)	-0,398* (0,216)
Doelgroep	-0,397*** (0,133)	-0,413 (0,276)	-0,041 (0,197)	-1,052*** (0,227)	-1,509 (1,169)	-0,383*** (0,133)
Laagopgeleid	-2,382*** (0,095)				-5,497*** (0,993)	-2,322*** (0,095)
Hoog opgeleid	-0,706*** (0,076)				2,516*** (0,858)	-0,758*** (0,076)
Allochtoon	-6,531*** (0,130)	-8,952*** (0,236)	-6,142*** (0,203)	-3,484*** (0,230)	-3,498*** (1,075)	-6,601*** (0,131)
Alleenstaand	-6,440*** (0,399)	-9,360*** (0,820)	-6,322*** (0,643)	-3,804*** (0,573)		
Groot gezin	0,114 (0,235)	-2,596*** (0,509)	1,878*** (0,353)	1,338*** (0,318)	1,247 (3,320)	0,112 (0,235)
Leeftijd	3,868*** (0,546)	3,295*** (1,023)	4,718*** (0,771)	3,420*** (1,159)	4,818 (5,129)	3,794*** (0,542)
Leeftijd^2	-0,091*** (0,014)	-0,075*** (0,028)	-0,114*** (0,021)	-0,077*** (0,030)	-0,085 (0,136)	-0,089*** (0,014)
Leeftijd^3	0,001*** (0,000)	0,001** (0,000)	0,001*** (0,000)	0,001** (0,000)	0,000 (0,001)	0,001*** (0,000)
Constant	-12,102* (6,772)	-7,305 (12,430)	-22,226** (9,491)	-8,760 (14,807)	-47,107 (63,152)	-10,981 (6,718)
Observaties	195880	50443	85023	60414	2973	192907

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau. Standaard fouten tussen haakjes. Regressie bevat jaar effecten (niet gerapporteerd).

Tabel A.22 Beleids­effect op gewerkte uren voor alle mannen, alternatieve specificaties (data vanaf 1997)

	Lineair model	Tobit model	Heckman model
Hervorming 2005/2006/2007	-0,177	-0,154	-0,350**
Hervorming 2008/2009	-0,396*	-0,374*	-0,536***
Observaties	195880	195880	195880

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau, regressie bevat controle variabelen. Voor tobit en Heckman model zijn gemiddelde marginale effecten gerapporteerd. In het Heckman model worden zowel in de participatie vergelijking als in de uren vergelijking dezelfde controle variabelen gebruikt als in eerdere specificaties.

Tabel A.23 Trendtest gewerkte uren mannen, per subgroep

	Laag- opgeleid	Middelbaar opgeleid	Hoog- opgeleid	Alleenstaanden	Mannen met partner
Beginjaar	1997	1997	1997	1997	1997
Trend doelgroep	0,060	-0,020	-0,110**	0,015	-0,019
Trend controlegroep	0,083	-0,174***	-0,201**	-0,081	-0,101**
P-waarde test gelijkheid trends	83,8%	5,8%	33,2%	84,1%	13,8%
Observaties	18554	26864	16776	1201	60993

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau, regressie bevat controle variabelen.

Tabel A.24 Beleids effect gewerkte uren mannen met placebo, per subgroep, data vanaf 1997

	Laagopgeleid	Middelbaar opgeleid	Hoog- opgeleid	Alleenstaanden	Mannen met partner
Placebo 2000-2004	-0,550	0,470	0,696*	-0,074	0,208
Hervorming 2005/2006/2007	-0,044	-0,205	0,326	-0,147	0,004
Hervorming 2008/2009	0,150	-0,491	-0,026	-0,015	-0,271
P-waarde test Placebo = Hervorming 05/06/07	37,0%	7,9%	33,7%	97,2%	42,7%
P-waarde test Placebo = Hervorming 08/09	17,1%	0,6%	5,1%	97,5%	4,1%
Aantal observaties	50443	85023	60414	2973	192907

***, **, *: coëfficiënt is verschillend van 0 op 1%, 5% of 10% betrouwbaarheidsniveau, regressie bevat controle variabelen,



Dit is een uitgave van:

Centraal Planbureau
Van Stolkweg 14
Postbus 80510 | 2508 GM Den Haag
T (070) 3383 380

info@cpb.nl | www.cpb.nl

December 2011