

Kinderopvangbeleid en arbeidsparticipatie van vrouwen

Het Nederlandse kinderopvangbeleid heeft een positief effect gehad op de arbeidsparticipatie van vrouwen. Uit schattingen met microdata volgt een beleidseffect op de arbeidsparticipatiegraad van vrouwen met jonge kinderen van 4,7 procentpunt. Dit komt neer op het equivalent van circa 50.000 extra banen.

Sinds de introductie van de Wet kinderopvang in 2005 is er in de Nederlandse politiek, wetenschap en media veel discussie over nut en noodzaak van kinderopvangbeleid. De discussie richt zich daarbij vooral op het effect van kinderopvangbeleid op de arbeidsparticipatie van vrouwen. Door de voorgenomen bezuinigingen op de kinderopvang (Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid, 2011) heeft deze vraag hernieuwde aandacht gekregen (Sent en Schippers, 2011; Jongen, 2011). Internationaal is reeds het nodige micro-econometrisch onderzoek gedaan naar de effecten van wijzigingen in kinderopvangsubsidies (Baker *et al.*, 2008; Lundin *et al.*, 2008). Dit is de eerste micro-econometrische studie die kijkt naar de participatie-effecten van wijzigingen van de kinderopvangsubsidies in Nederland tussen 2005 en 2009.

Wet kinderopvang en beleidsontwikkeling

Op 1 januari 2005 trad de Wet kinderopvang in werking. Hiermee werd volledige vraagfinanciering ingevoerd in de kinderopvang. Werkende ouders, of ouders in een traject op weg naar werk, hebben recht op een inkomensafhankelijke toeslag, uitgekeerd door de Belastingdienst. Deze toeslag wordt tripartiet gefinancierd door werkgevers, overheid en ouders die elk een deel van de kosten van kinderopvang betalen. In eerste instantie was de bijdrage van werkgevers op vrijwillige basis, maar vanaf 2007 is de werkgeversbijdrage verplicht. Verder geldt dat de vergoedingspercentages voor met name midden en hoge inkomens zijn verhoogd in 2006 en 2007. In de periode 2005–2007 is de gemiddelde ouderbijdrage hierdoor gehalveerd (Commissie Van Rijn, 2009).

Sinds de invoering van de Wet kinderopvang zijn de overheidsuitgaven aan kinderopvangtoeslag sterk gestegen van 1 miljard euro in 2005 tot 3,3 miljard in 2010, inclusief vrijwillige werkgeversbijdrage. Om de kosten beheersbaar te maken zijn de afgelopen jaren verschillende bezuinigingen doorgevoerd. In 2009 zijn de vergoedingen verlaagd en is de maximale uurprijs waarover vergoeding betaald wordt niet

geïndexeerd. Verder is de gastouderopvang in 2010 hervormd. Ook in de jaren 2011, 2012 en 2013 wordt verder bezuinigd op de kinderopvangtoeslag (Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid, 2011). In 2012 wordt de kinderopvangtoeslag gekoppeld aan het aantal gewerkte uren, de maximumuurprijs niet geïndexeerd en de inkomensafhankelijke tegemoetkoming zowel voor het eerste als voor volgende kinderen verlaagd. In 2013 wordt de vaste voet van de kinderopvangtoeslag van 33 procent voor hoge inkomens afgebouwd en wordt een vaste eigen bijdrage per gezin ingevoerd.

De laatste jaren is er veel discussie geweest over de gevolgen van de intensiveringen en (later) bezuinigingen in kinderopvangsubsidies voor de arbeidsparticipatie van vrouwen. Er is maar een beperkt aantal studies dat de effecten van het Nederlandse kinderopvangbeleid op de arbeidsparticipatie heeft onderzocht. Kok *et al.* (2007) maken gebruik van data uit 2002 van het OSA-panel en schatten daarmee een arbeidsaanbodelasticiteit van $-0,06$ met betrekking tot de kosten van kinderopvang. Een verlaging van de kosten van kinderopvang met 10 procent leidt dus tot een toename van het arbeidsaanbod met 0,6 procent. Jongen (2010) simuleert het effect van wijzigingen in de kinderopvangtoeslag op de arbeidsparticipatie van vrouwen met behulp van een algemeen evenwichtsmodel. Hij vindt een arbeidsaanbodelasticiteit van $-0,02$ tot $-0,04$ voor tweeverdieners en $-0,07$ tot $-0,09$ voor alleenstaande ouders. Jongen (2010) houdt ook rekening met substitutie van formele door informele opvang. Deze substitutie wordt hoger naarmate het vergoedingspercentage voor kinderopvang toeneemt. Een marginale verhoging van de kinderopvangtoeslag wordt daarom minder effectief naarmate het vergoedingspercentage hoger is.

Er zijn enkele kanttekeningen te plaatsen bij de huidige stand van de literatuur op het terrein van de participatie-effecten van het Nederlandse kinderopvangbeleid. De studie van Kok (2007) maakt gebruik van cross-sectionele data en daarin zit geen beleidswijziging. Ook Jongen (2010) maakt maar beperkt gebruik van microdata van voor en na de beleidswijzigingen. Zijn kalibratie is grotendeels gebaseerd op meta-analyses van de arbeidsaanbodelasticiteit en prijselasticiteit van kinderopvang. Juist de analyse van microdata voor en na een beleidswijziging is een krachtige methode om de effecten van beleidswijzigingen te bepalen (Angrist en Pischke, 2008). Inmiddels zijn er microdata beschikbaar voor een langere periode – zowel voor als na de beleids-

MARLOES VOLTMAN
Student bij de Beroepsopleiding Financieel-Economisch Beleidsmedewerker

HENK-WIM DE BOER
Beleidsmedewerker bij het Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid

HUGO ERKEN
Beleidsmedewerker bij het Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid

wijziging – en kan met behulp van deze data het effect van de beleidswijziging worden bepaald.

Methode en data

Voor het onderzoeken van de effecten van het kinderopvangbeleid wordt een zogenoemde verschil-in-verschillenanalyse (DD) gebruikt. De DD-analyse is een quasi-experimentele schattingsmethode om met behulp van microdata het effect van beleidsmaatregelen te bepalen. De DD-methode vergelijkt de mutatie in de participatiegraad tussen de doel- en controlegroep voor en na de beleidswijziging. De behandelgroep is de groep die wordt geraakt door de beleidswijziging, terwijl de controlegroep een vergelijkbare groep is die hierdoor niet wordt geraakt. In formulevorm:

$$d = (\bar{y}_{2,T} - \bar{y}_{1,T}) - (\bar{y}_{2,c} - \bar{y}_{1,c})$$

waarbij d het effect van de beleidsmaatregel is; $\bar{y}_{2,T}$ de participatiegraad van de behandelgroep in periode 2, na beleidswijziging; $\bar{y}_{1,T}$ de participatiegraad van de behandelgroep in periode 1, voor beleidswijziging; $\bar{y}_{2,c}$ de participatiegraad van de controlegroep in periode 2 na beleidswijziging; en $\bar{y}_{1,c}$ de participatiegraad van de controlegroep in periode 1, voor beleidswijziging.

Een belangrijke aanname bij een DD-analyse is dat de ontwikkeling van de participatiegraad voor de doel- en controlegroep hetzelfde zou zijn geweest zonder de beleidsmaatregel. De gekozen behandelgroep bestaat uit vrouwen – exclusief studenten – in de leeftijdscategorie 25–45 jaar met een jongste kind tussen de 0 en 12 jaar. De controlegroep bestaat uit vrouwen – exclusief studenten – tussen de 25 en 45 jaar zonder kinderen of met een jongste kind ouder dan 12 jaar. Er is getoetst of er sprake is van vergelijkbare groepen in termen van participatieontwikkeling en belangrijke verklarende eigenschappen, zoals de spreiding over leeftijdscategorieën. Figuur 1 laat zien dat de ontwikkeling in de participatiegraad voor beide groepen vergelijkbaar is tot de beleidswijziging in 2005. Vanaf deze periode zien we dat de groei van de participatiegraad van de behandelgroep versnelt en dichterbij die van de controlegroep komt. Een andere veronderstelling bij het gebruik van de DD-analyse is dat er naast de intensivering in de kinderopvang geen andere beleidsmaatregelen hebben plaatsgevonden die de behandel- en controlegroep verschillend beïnvloeden. Naast de intensivering van de kinderopvangtoeslag is er sprake geweest van een verhoging van het bedrag van de aanvullende combinatiekorting. In 2004 is deze geïntroduceerd. Dit is een heffingskorting voor minst verdienende partners en alleenstaande ouders die arbeid en zorg combineren. De leeftijdsgrens voor kinderen bij de combina-

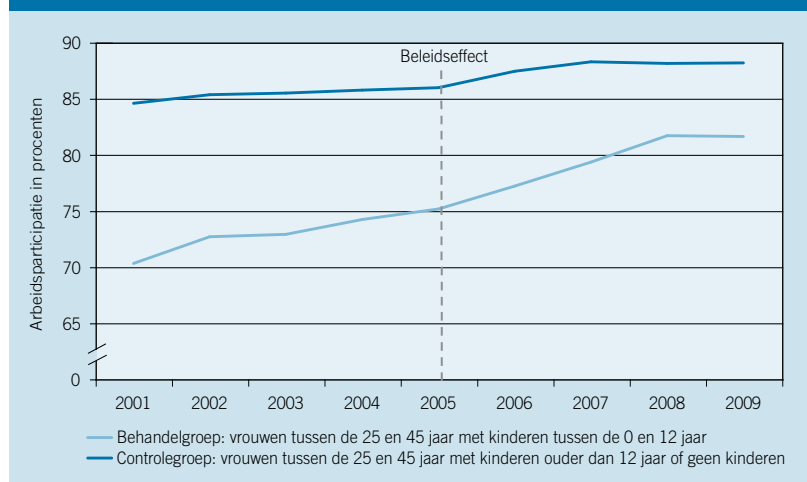
Daarmee is het gedragseconomische effect van de kinderopvangtoeslag om participatie te bevorderen een stuk directer dan van de combinatiekorting

als beleidsimpuls een stuk geringer geweest dan de impuls van de kinderopvangtoeslag. Het bedrag voor de aanvullende combinatiekorting loopt op van 290 euro in 2004 tot 746 euro in 2008. Hier staat tegenover dat de reguliere combinatiekorting gehalveerd is van 224 euro in 2004 naar 112 euro in 2008. Per saldo ontvangt de behandelgroep 344 euro extra in de periode 2004–2008. Er kan worden berekend dat de kinderopvangtoeslag – inclusief werkgeversbijdrage – per huishouden is gestegen van 4100 euro in 2005 naar bijna 5900 euro in 2008, een stijging van 1800 euro.

Om het effect van de beleidswijziging in de kinderopvangtoeslag te bepalen is gebruikgemaakt van CBS-data uit de Enquête Beroepsbevolking (EBB). Tabel 1 toont de gemiddelde participatiegraad voor en na de beleidswijziging in 2005. De gemiddelde participatiegraad in de behandelgroep in 2005 – voor beleidswijziging – was 75,1 procent en is na de beleidswijziging gestegen met 6,5 procentpunt tot 81,6 procent in 2009. De participatiegraad van de controlegroep was voor de beleidswijziging in 2005 85,9 procent en is gestegen met 2,2 procentpunt. De participatiegraad van de behandelgroep is dus 4,3 procentpunt harder gestegen dan die van de controlegroep. Dit geeft een eerste indicatie van het effect van de beleidsmaatregel zonder rekening te houden met controlevariabelen als leeftijd en opleiding.

Figuur 1

Ontwikkeling participatiegraad behandel- en controlegroep in de periode 2001–2009.



Bron: CBS, Enquête Beroepsbevolking

Tabel 1

Gemiddelde participatiegraad voor en na beleidswijziging in procenten.

	Behandelgroep	Controlegroep	Vershil (Δ)
2005 (voor beleidswijziging)	75,1	85,9	10,8
2009 (na beleidswijziging)	81,6	88,2	6,6
Vershil (Δ)	6,5	2,2	$\Delta\Delta = 4,3$

Er is sprake geweest van een trendmatige groei van de arbeidsparticipatie van vrouwen, bijvoorbeeld door een cultuurverandering onder vrouwen ten aanzien van participatie

Naast informatie over de arbeidsparticipatie van mensen bevat de EBB informatie over huishoudsituatie, zoals huishoudtype, aantal en leeftijd van de kinderen. Verder bevat de EBB informatie over personen, zoals leeftijd, opleiding, aantal gewerkte uren, geslacht en etniciteit. Met behulp van deze informatie is het mogelijk om een regressie uit te voeren en daarbij te controleren voor waarneembare eigenschappen die de arbeidsparticipatie beïnvloeden. Het model voor arbeidsparticipatie is geschat met behulp van het volgende Probit-model:

$$y_{i,t} = \phi (\beta_0 + \beta_1 x \text{behandelgroep}_i + \beta_2 x \text{jaar}_{i,t} + \beta_3 x \text{behandelgroep}_i x \text{jaar}_{i,t} + \beta_4 x X_{i,t})$$

waarbij de indexen i en t betrekking hebben op respectievelijk individu en jaar. De afhankelijke variabele $Y_{i,t}$ is een participatiedummy die de waarde 1 heeft als individu i werkt op tijdstip t en 0 als individu i niet werkt. In de vergelijking is een groepsdummy genaamd *behandelgroep* opgenomen (β_1). Deze groepsdummy controleert voor het participatieverschil in niveaus dat reeds bestaat tussen de doel- en controlegroep. Er is een dummyvariabele *jaar* (β_2) opgenomen om te corrigeren voor tijdsspecifieke exogene ontwikkelingen die de participatiegraad van vrouwen hebben beïnvloed. De interactieterm *behandelgroep* \times *jaar* meet het verschil in verandering in participatie van beide groepen na de beleidswijziging; dit is het verschil in verschillen. De coëfficiënt β_3 kan worden geïnterpreteerd als de schatter van het effect van kinderopvangbeleid. Tot slot bevat vector X enkele

controlevariabelen, zoals leeftijd, opleidingsniveau, regio, omvang huishouden en etniciteit. Deze controlevariabelen hebben ook invloed op de participatiebeslissing van vrouwen en door voor deze factoren te controleren in de regressieanalyse wordt het zuivere effect van kinderopvangbeleid op de participatieontwikkeling van de behandelgroep gemeten.

Resultaten

Tabel 2 toont de schattingsresultaten van ons model. Bijna alle geschatte effecten zijn significant op een betrouwbaarheidsniveau van één procent. De jaardummy's geven het jaareffect weer ten opzichte van 2001. Er is sprake van een significant positief, oplopend effect van alle jaardummy's, wat betekent dat er sprake is geweest van een trendmatige groei van de arbeidsparticipatie van vrouwen, bijvoorbeeld door een cultuurverandering onder vrouwen ten aanzien van participatie. De groepsdummy laat een negatief effect zien. Dit komt omdat de participatiegraad van de behandelgroep lager ligt dan van de controlegroep. Dit komt overeen met het beeld in figuur 1.

De coëfficiënten in het Probit-model zijn niet direct interpreteerbaar en daarom toont de tweede kolom in tabel 2 de bijbehorende gemiddelde marginale effecten. De effecten van kinderopvangbeleid – de variabelen beleidseffect – zijn voor alle jaren positief. Het effect loopt op van 1,1 procentpunt in 2006 tot 4,7 procentpunt in 2009, gemeten ten opzichte van 2005. Concreet betekent dit dat in 2006 de participatiegraad van vrouwen in de leeftijd 25 tot 45 jaar met kinderen tussen de 0 en 12 jaar door het kinderopvangbeleid 1,1 procentpunt sneller is toegenomen dan de participatiegraad van de controlegroep. In 2009 is de participatiegraad door kinderopvangbeleid zelfs 4,7 procentpunt sneller gestegen dan in de controlegroep. Dit komt neer op circa 50.000 extra banen bij de behandelgroep. De coëfficiënten van de controlevariabelen hebben het verwachte teken. Alleen de coëfficiënt van de dummy voor dichtbevolkte regio is contra-intuïtief, want het marginale effect is licht negatief, maar niet significant. Hogeropgeleide vrouwen participeren gemiddeld genomen 9,4 procentpunt meer dan middelbaar opgeleide vrouwen, terwijl de gemiddelde participatiegraad van lageropgeleiden juist weer 13,4 procent lager ligt. Vrouwen uit grote gezinnen, alleenstaande moeders en allochtone vrouwen uit de eerste en tweede generatie participeren gemiddeld genomen minder. De variabele *leeftijd* laat zien dat vrouwen in de leeftijdscategorie 25–30 jaar, zoals verwacht, een grotere kans hebben om te participeren dan vrouwen in de categorie 40–45 jaar. Bij de schatting zijn ook nog placebodummy's meegeschat voor de jaren 2002, 2003 en 2004. Deze dummy's meten het verschil in verandering in participatie van beide groepen voorafgaand aan de beleidswijziging. Een niet-significante placebodummy wil zeggen dat er geen significant verschil is in de participatieontwikkeling van de behandel- en controlegroep vóór de

Tabel 2

Schattingsresultaten 2001–2009.

	Coëfficiënten	Gemiddelde marginale effect
2002	0,047***	0,012
2003	0,048***	0,013
2004	0,066***	0,017
2005	0,087***	0,023
2006	0,120***	0,031
2007	0,140***	0,037
2008	0,134***	0,035
2009	0,138***	0,036
Groepsdummy	-0,401***	-0,105
Beleidseffect 2006	0,043***	0,011
Beleidseffect 2007	0,095***	0,025
Beleidseffect 2008	0,178***	0,046
Beleidseffect 2009	0,181***	0,047
Hoger opgeleid	0,359***	0,094
Lager opgeleid	-0,513***	-0,134
Dichtbevolkte regio	-0,002	-0,001
Groot gezin	-0,590***	-0,154
Immigrant	-0,103***	-0,093
Alleenstaande ouder	-0,190***	-0,050
Leeftijd 25–30	0,056***	0,015
Leeftijd 40–45	-0,092***	-0,024
Aantal observaties	507.278	507.278

*** Significant op eenprocentniveau

beleidswijziging. Hiermee wordt formeel getoetst of er sprake is van een gemeenschappelijke trend in de participatieontwikkeling. Schattingsresultaten – niet getoond in tabel – laten zien dat deze placebo-dummy's niet significant van 0 verschillen en dat de coëfficiënten hiervan relatief laag zijn.

Discussie beleidsmaatregelen

De vraag is hoe de bezuinigingen van het vorige (444 miljoen euro) en huidige kabinet (330 miljoen euro) moeten worden geïnterpreteerd in het licht van de kabinetsdoelstelling om maatregelen te nemen waardoor iedereen zo veel mogelijk naar vermogen participeert op de arbeidsmarkt (Regeerakkoord VVD-CDA, 2010).

Er is budgettaire noodzaak om te bezuinigen. De kosten voor kinderopvang zijn sterk gestegen van 1 miljard euro in 2005 tot 3,3 miljard in 2010. Zonder aanvullende bezuinigingen zullen de kosten zelfs oplopen tot 3,6 miljard in 2015. Door de bezuinigingen daalt de collectieve bijdrage van 78 procent in 2010 tot 64 procent in 2015 van de kosten van kinderopvang tot de maximumuurprijs. Ook na de bezuinigingen wordt dus een substantieel deel van de kosten vergoed. Uit de CPB-studie van Jongen (2010) blijkt dat de eerste euro's subsidie zorgen voor de sterkste participatie-effecten. Wanneer de subsidie wordt verhoogd, dan neemt de substitutie van informele door formele opvang meer dan evenredig toe. Er lekt dus steeds meer geld weg. Deze weglekeffecten blijken ook uit berekeningen op basis van EBB. In de periode 2005–2009 is de substitutie van informele naar formele opvang 14 procentpunt. Omgekeerd geldt dat een deel van de bezuinigen zal leiden tot substitutie van formele opvang naar informele opvang. Het is echter onvermijdelijk dat er ook negatieve participatie-effecten zullen optreden. De bezuiniging is zodanig vormgegeven dat negatieve participatie-effecten naar verwachting zo veel mogelijk worden beperkt. Zo is de ouderbijdrage proportioneel verhoogd, waardoor ouders naar rato van hun huidige ouderbijdrage bij gaan dragen aan de kostenstijging. Hierdoor worden lage inkomens meer dan andere inkomensgroepen ontzien. Ook is de kinderopvangtoeslag aan het aantal gewerkte uren van de minst verdienende partner gekoppeld, opdat het participatieverlies wordt beperkt. Het omslagpunt waarbij de kosten van participatieverlies groter zijn dan de baten door lagere uitgaven aan kinderopvangtoeslag is op basis van bovenstaande analyse niet vast te stellen. Er is meer onderzoek noodzakelijk om inzicht te krijgen in hoe verschillende groepen – zoals alleenstaanden, kostwinners en tweeverdieners – reageren op prijsveranderingen van kinderopvang. Conjuncturele ontwikkelingen, sociaal-culturele opvattingen over kinderopvang en de nabijheid van opvang van voldoende kwaliteit zijn minstens zo belangrijk voor de ontwikkeling van het gebruik van kinderopvang en het effect op de arbeidsparticipatie van vrouwen.

Conclusies

Kinderopvangbeleid versterkt de arbeidsparticipatie van vrouwen. Voor vrouwen in de leeftijd 25–45 jaar met kinderen tussen de 0 en 12 jaar heeft de invoering van de Wet Kinderopvangtoeslag in de periode 2005–2009 geresulteerd in een extra toename van de participatiegraad met 4,7 procentpunt vergeleken met andere vrouwen in deze leeftijdscategorie. Vertaald in het aantal banen kan worden gesteld dat de beleidsmaatregel 50.000 meer vrouwen aan het werk heeft geholpen.

Het effect van kinderopvangbeleid op het aantal gewerkte uren is waarschijnlijk nog onderschat, omdat alleen is gekeken naar de participatiebeslissing van vrouwen: werken of niet-werken. Immers, veel vrouwen hebben al een baan, maar zullen als gevolg van een hogere kinderopvangtoeslag mogelijk hun werkritme in uren aanpassen.

LITERATUUR

- Angrist, J.D. en J.-S. Pischke (2008) *Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion*. Princeton: Princeton University Press.
- Baker, M., J. Gruber en K. Milligan (2008) Universal childcare, maternal labor supply, and family well-being. *Journal of Political Economy*, 116(4), 709–745.
- Commissie Van Rijn (2009) *Van beter subsidiëren naar beter organiseren*. Den Haag: Ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschap.
- Jongen, E. (2010) Child care subsidies revisited. *CPB Document*, 200.
- Jongen, E. (2011) *Bezuiniging op kinderopvangtoeslag blijft zonder grote gevolgen*. Publicatie op www.mejudice.nl, 21 juni.
- Kok, L., P. Hop en H. Pott-Buter (2007) *Kosten en baten van participatiebeleid*. Amsterdam: SEO Economische Onderzoek.
- Lundin, D., E. Mörk en B. Öckert (2008) How far can reduced childcare prices push female labour supply? *Journal for Labor Economics*, 15(4), 647–659.
- Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid (2011) *Kinderopvangtoeslag vanaf 2012*. Den Haag: Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid.
- Regeerakkoord VVD-CDA (2010) *Vrijheid en verantwoordelijkheid*. Den Haag.
- Sent, E.-M. en J. Schippers (2011) *Bezuiniging kinderopvang is gebaseerd op onevenwichtige kostenbatenanalyse*. Publicatie op www.mejudice.nl, 15 juni.