



Arbeidsparticipatie, gewerkte uren en economische zelfstandigheid van vrouwen

Het CPB heeft onderzoek gedaan naar de determinanten van de arbeidsparticipatie van vrouwen op lange termijn, het effect van ouderschap op het inkomen en de collectieve baten van economische zelfstandigheid

Ouderschap is een van de oorzaken dat er inkomensverschillen tussen mannen en vrouwen blijven bestaan. Het gemiddelde inkomen van vrouwen daalt sterk na de geboorte van het eerste kind, terwijl er slechts een zeer beperkt effect is op het inkomen van mannen.

Inhoudsopgave

1	Inleiding	4
2	Literatuuroverzicht.....	5
2.1	Determinanten arbeidsparticipatie vrouwen	5
2.2	Carrière en ouderschap.....	7
2.3	Cultuur en sociale normen	8
2.4	Beleid	10
2.4.1	Belastingen	10
2.4.2	Kinderopvang en – subsidies.....	11
2.4.3	Ouderschapsverlof	13
2.4.4	Beleid in Nederland	14
3	De child penalty en langetermijneffecten van hogere kinderopvangtoeslag.....	14
3.1	De child penalty	15
3.1.1	De child penalty in Nederland	16
3.1.2	De ontwikkeling van de child penalty in Nederland over tijd.....	20
3.2	Positieve kortetermijneffecten intensivering kinderopvangtoeslag.....	21
3.3	Onduidelijke langetermijneffecten hogere kinderopvangtoeslag	25
4	Marginale druk en collectieve baten economische zelfstandigheid	28
4.1	Marginale druk	29
4.1.1	Loonschok minstverdieners en alleenstaanden	31
4.1.2	Urenschok minstverdieners en alleenstaanden	34
4.2	Collectieve baten: elasticiteiten	36
	Referenties	37
	Appendix A – Arbeidsmarktpanel	43
	Appendix B – Beleidshervormingen	43
	Appendix C – Child penalty methode	45
	Appendix D – Differences-in-differences methode	49
	Appendix E - Urenschok	57
	Appendix F - Decompositie marginale druk	58

Samenvatting

De afgelopen decennia is de arbeidsparticipatie van vrouwen sterk toegenomen. Dit is onder andere het gevolg van de stijging van het opleidingsniveau, het feit dat vrouwen op latere leeftijd kinderen krijgen en de verandering in cultuur en sociale normen. Ook beleid heeft een rol gespeeld. Al deze factoren hangen onderling samen. Omdat de participatie van vrouwen al hoog is, wordt het steeds lastiger om deze nog verder te verhogen. Omdat er veel in deeltijd wordt gewerkt, is er meer ruimte om de gewerkte uren te stimuleren.

Ouderschap is een van de oorzaken dat er inkomensverschillen tussen mannen en vrouwen blijven bestaan. Hier lijken voorkeuren en gevestigde rolpatronen voor vrouwen en mannen een belangrijke rol te spelen. In Nederland is de relatieve *child penalty*, het verlies in inkomen van vrouwen ten opzichte van mannen, 8 jaar na de geboorte van het eerste kind gemiddeld 39%. De daling van het inkomen wordt vooral gedreven door een daling in de gewerkte uren. De *child penalty* is lager voor hoogopgeleiden.

De mogelijkheden om met individuele beleidsmaatregelen de arbeidsparticipatie van vrouwen (zowel in personen als in uren) op de lange termijn te bevorderen zijn beperkt. Een belastingstelsel dat uitgaat van het belasten van individuele inkomens, stimuleert de arbeidsparticipatie van vrouwen meer dan een belastingstelsel dat uitgaat van het belasten van het huishoudinkomen. Voldoende aanbod van betaalbare kinderopvang stimuleert de arbeidsparticipatie van moeders. Hier gaan echter ook substantiële kosten mee gepaard. Het effect van een hogere vergoeding of een langere duur van ouderschapsverlof voor vrouwen heeft géén eenduidig positief effect op hun arbeidsparticipatie. Ouderschapsverlof speciaal voor vaders heeft op de langere termijn weinig effect op de arbeidsparticipatie van vrouwen, maar leidt wel tot een verschuiving van de verdeling van zorgtaken binnen het gezin op de langere termijn. In Nederland heffen we al belasting op het individuele inkomen en de kinderopvangtoeslag is aanzienlijk (vooral voor huishoudens met een relatief laag huishoudinkomen). Het (betaald) ouderschapsverlof is wel relatief kort.

De verhoging van de kinderopvangtoeslag en de belastingkortingen tussen 2005 en 2008 hebben op de korte termijn de arbeidsparticipatie en het inkomen van moeders verhoogd, de langetermijneffecten zijn echter minder duidelijk. Deze hervormingen hebben geleid tot een gemiddelde toename van 2,3% -punt in de arbeidsparticipatie en 860 euro in het (fiscaal) jaarinkomen van moeders van kinderen jonger dan 12 jaar. We vinden geen eenduidige effecten van de hervormingen op de participatie en het inkomen van de ouders wanneer de kinderen ouder zijn, daarbij zijn echter nog wel de nodige kanttekeningen te plaatsen.

De marginale druk van minstverdieners die niet economisch zelfstandig zijn, is relatief laag, maar voor minstverdieners met een inkomen hoger dan 20.000 euro loopt de marginale druk snel op. Dit komt door de afbouw van diverse kortingen en toeslagen. De netto kinderopvangkosten verhogen de marginale druk van minstverdieners met kinderen die meer uren gaan werken. Formele kinderopvangkosten hebben een minder sterk effect op de marginale druk van alleenstaande ouders. De marginale druk van alleenstaanden met lagere inkomens loopt echter sterker op dan voor minstverdieners. Dit wordt vooral veroorzaakt door de afbouw van de zorg- en huurtoeslag, regelingen waar minstverdieners over het algemeen minder vaak recht op hebben.

Als niet-economisch-zelfstandige minstverdieners en alleenstaanden die in deeltijd werken een dagdeel meer zouden werken, leidt dit tot een afname van het aantal niet-economisch zelfstandigen. Ongeveer 5% van deze groep minstverdieners en 10% van de alleenstaanden wordt dan economisch zelfstandig. Indicatieve berekeningen laten zien dat dit gemiddeld een EMU-saldoverbetering van 300 euro per persoon per jaar voor de overheid zou kunnen opleveren. Bij deze berekening is echter geen rekening gehouden met de kosten van het beleid dat gevoerd moet worden om het aantal gewerkte uren van deze groepen te verhogen. Deze kosten kunnen aanzienlijk zijn, wat het positieve effect op het EMU-saldo tenietdoet.

1 Inleiding

Op verzoek van de directie Emancipatie van het ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschap en het secretariaat van het Interdepartementaal Beleidsonderzoek 'Deeltijdwerk' heeft het CPB onderzoek gedaan naar de (collectieve) baten van economische zelfstandigheid.¹ Een individu is economisch zelfstandig als hij/zij minstens 70 procent van het wettelijk minimumloon – ofwel de netto bijstand voor een alleenstaande – verdient uit arbeid (loondienst en/of eigen onderneming).² Economische zelfstandigheid is nauw gerelateerd aan arbeidsparticipatie en de deeltijdfactor. Als de arbeidsparticipatie of de deeltijdfactor (de gewerkte uren) toeneemt, zal ook de economische zelfstandigheid toenemen (zie ook Portegijs en Van den Brakel, 2018). De focus van deze notitie ligt op vrouwen, omdat dit de groep is waar de meeste ruimte is om de arbeidsparticipatie en de deeltijdfactor nog (verder) te verhogen. Ook in de economische wetenschappelijke literatuur ligt de focus op vrouwen. Deze notitie bestaat uit drie deelanalyses, die afzonderlijk te lezen zijn.

Hoofdstuk 2 presenteert een literatuuroverzicht van de determinanten van de arbeidsparticipatie van vrouwen op lange termijn. We besteden aandacht aan het effect van ouderschap op de carrière en het inkomen van ouders, de rol van cultuur en sociale normen en de vraag welke rol beleid kan spelen om de arbeidsparticipatie van vrouwen te stimuleren.

Hoofdstuk 3 analyseert voor Nederland zowel het effect van ouderschap op het inkomen (de *child penalty*) als de korte- en langetermijneffecten van de intensiveringen in de kinderopvangtoeslag en de belastingkortingen. We maken daarnaast een decompositie van *child penalty* in de participatie, de gewerkte uren en de loonvoet en we kijken ook naar de ontwikkeling van de *child penalty* over de tijd. Tussen 2005 en 2008 is de toeslag voor de kinderopvang sterk verhoogd. Tegelijkertijd namen de belastingkortingen voor werkende ouders met jonge kinderen toe. We analyseren zowel de effecten van deze hervormingen als de kinderen nog jong zijn, als wanneer de kinderen ouder zijn.

Hoofdstuk 4 brengt de marginale druk voor verschillende groepen in kaart en geeft een indicatie van de collectieve baten op korte termijn als mensen die niet-economisch zelfstandig zijn meer uren gaan werken. De focus ligt op de marginale druk voor minstverdieners en alleenstaanden en we analyseren zowel een loonschok als een schok in de gewerkte uren. Deze laatste schok is vooral van belang om de kosten van formele kinderopvang in beeld te brengen. De collectieve baten op korte termijn worden berekend door het effect op het EMU-saldo te analyseren als niet-economisch-zelfstandige minstverdieners of alleenstaanden die in deeltijd werken, een dagdeel meer zouden gaan werken. Deze berekeningen zijn nadrukkelijk indicatief. Er is geen rekening gehouden met de kosten van het beleid dat gevoerd moet worden om het aantal gewerkte uren van deze groepen te verhogen.

¹ Deze notitie geeft geen totale maatschappelijke kosten-batenanalyse van economische zelfstandigheid of deeltijdwerk. Zo vallen de (collectieve) baten van economische zelfstandigheid na scheiding of overlijden van de partner buiten de scope van dit onderzoek.

² Dit komt voor 2019 neer op een bruto jaarinkomen van ongeveer 15.500 euro.

2 Literatuuroverzicht

De afgelopen decennia is de arbeidsparticipatie van vrouwen sterk toegenomen. Dit is onder andere het gevolg van de stijging van het opleidingsniveau, het feit dat vrouwen op latere leeftijd kinderen krijgen en de verandering in cultuur en sociale normen. Ook beleid heeft hierbij een rol gespeeld. Al deze factoren hangen onderling samen. Omdat de participatie van vrouwen al hoog is, wordt het steeds lastiger om deze nog verder te verhogen. Omdat er veel in deeltijd wordt gewerkt, is er meer ruimte om het aantal gewerkte uren te stimuleren.

Toch blijven er inkomensverschillen tussen mannen en vrouwen bestaan. Een van de oorzaken hiervoor is ouderschap. Op het moment dat mensen kinderen krijgen, daalt het inkomen van vrouwen veel meer dan dat van mannen en deze daling is langdurig. Hier lijken voorkeuren en gevestigde rolpatronen voor vrouwen en mannen een belangrijke rol te spelen.

De mogelijkheden om met individuele beleidsmaatregelen de arbeidsparticipatie van vrouwen (zowel in uren als personen) op de lange termijn verder te stimuleren zijn beperkt. Een belastingstelsel dat uitgaat van het belasten van individuele inkomens, stimuleert de arbeidsparticipatie van vrouwen meer dan een belastingstelsel dat uitgaat van het belasten van het huishoudinkomen. Voldoende aanbod van betaalbare kinderopvang stimuleert de arbeidsparticipatie van moeders. Hier gaan echter ook substantiële kosten mee gepaard, mede omdat een deel van de niet-gesubsidieerde informele opvang wordt vervangen door gesubsidieerde formele opvang. Het effect van een hogere vergoeding of een langere duur van ouderschapsverlof voor vrouwen heeft géén eenduidig positief effect op hun arbeidsparticipatie. Ouderschapsverlof speciaal voor vaders heeft op de langere termijn weinig effect op de arbeidsparticipatie van vrouwen, maar leidt soms wel tot een verschuiving van de verdeling van zorgtaken binnen het gezin op de langere termijn. In Nederland heffen we al belasting op het individuele inkomen en de kinderopvangtoeslag is aanzienlijk (vooral voor huishoudens met een relatief laag huishoudinkomen, zoals alleenstaande ouders). Het (betaald) ouderschapsverlof is daarentegen relatief kort.

Er bestaat een uitgebreide wetenschappelijke (economische) literatuur naar de arbeidsparticipatie van vrouwen. Economische zelfstandigheid en arbeidsparticipatie zijn nauw aan elkaar gerelateerd: als meer vrouwen participeren, of als ze meer uren werken, zal het aantal vrouwen dat economisch zelfstandig is toenemen. Dit hoofdstuk geeft een overzicht van de economische literatuur over de determinanten van de arbeidsparticipatie van vrouwen op lange termijn. We besteden aandacht aan het effect van ouderschap op de carrière en het inkomen van ouders (sectie 2.2), de rol van cultuur en sociale normen (sectie 2.3) en welke rol beleid kan spelen om de arbeidsparticipatie te verhogen (sectie 2.4). Sectie 2.1 geeft eerst een algemeen overzicht van de determinanten van de arbeidsparticipatie.

2.1 Determinanten arbeidsparticipatie vrouwen

Er zijn grofweg vier belangrijke determinanten van de arbeidsparticipatie van vrouwen: individuele factoren, sociale normen en cultuur, beleid en de structuur en werking van de arbeidsmarkt. Onder individuele factoren vallen individuele voorkeuren, opleiding, leeftijd, gezondheid en de gezinssituatie. Dit is in overeenstemming met de *human capital* benadering. De toename van het opleidingsniveau van vrouwen, de sterk verbeterde gezondheid van moeders en de ontwikkeling en acceptatie van de pil hebben een belangrijke bijdrage geleverd aan de stijging van de arbeidsparticipatie van vrouwen (Albanesi en Olivetti, 2016; Christiansen e.a., 2016; Goldin en Katz, 2002). Door geboortecontrole en -planning nam voor vrouwen het

rendement van investeren in een hogere opleiding toe en zo konden ze gemakkelijker carrière maken. Dillingh e.a. (2018) laten zien dat de toename van de arbeidsparticipatie van vrouwen in Nederland onder andere komt door de stijging in het opleidingsniveau, maar vooral doordat vrouwen met kinderen meer participeren. Ten tweede zijn er sociale normen en cultuur: het geheel van gewoontes, omgangsvormen en regels dat de houding van de maatschappij tegenover werkende moeders op een bepaald moment weerspiegelt. Deze culturele omgeving is niet exogeen, omdat er een wisselwerking is tussen individuele preferenties, de arbeidsmarkt en sociale normen (Fernández, 2013; Fortin, 2005). De derde bepalende factor is het beleid, zoals de belastingheffing op de minstverdiener (Christiansen e.a., 2017, Francesconi en van der Klaauw, 2007), regelingen voor zwangerschaps- en ouderschapsverlof, de kinderopvangtoeslag (Jeaumotte, 2003) en ontslagbescherming (Thévenon, 2013). Ten slotte spelen de structuur en de werking van de arbeidsmarkt een rol. De ontwikkeling van de lonen, de mogelijkheden voor deeltijdwerk en de sectorstructuur bepalen mede de arbeidsparticipatie van vrouwen.

Niet alle studies bestrijken het hele scala van determinanten en het empirische belang van deze determinanten verschilt per studie. Zo is volgens Eckstein en Lifschitz (2011) 35% van de stijging van de participatiegraad van vrouwen in de VS gedurende de afgelopen eeuw het gevolg van een betere opleiding, 20% komt door hogere lonen en 40% hangt samen met cultuur en sociale normen. Francesconi en Van der Klaauw (2007) analyseren een belastingkorting voor (werkende) arme gezinnen in het Verenigd Koninkrijk over de periode 1991-1999. Zij noemen vooral opleiding, de werking van de arbeidsmarkt (inclusief verstoringen) en cultuur. Het IMF concludeert in een vergelijkende studie tussen 24 landen dat individuele factoren essentieel zijn, zoals opleiding en gezinssituatie, maar ook de positieve houding van de maatschappij tegenover werkende vrouwen. Daarnaast is ook het beleid een sturende factor (Christiansen e.a., 2016). Soms kiezen onderzoekers voor een specifieke insteek. Zo concluderen Fernández en Wong (2014) dat de toegenomen participatie van vrouwen het gevolg is van veranderingen in de loonstructuur en de toenemende kans op een echtscheiding. Bargain e.a. (2014) benadrukken de rol van individuele voorkeuren om de verschillen in participatiegraden tussen landen te verklaren. Deze verschillen in participatie kunnen ze niet toewijzen aan verschillende systemen voor subsidies en belastingheffing, of niet-uniforme lonen en gewerkte uren, of de demografische verschillen tussen landen.

Omdat alle factoren met elkaar samenhangen, is het lastig om causale verbanden aan te tonen. Vaak is er slechts sprake van correlatie (Christiansen e.a., 2016; Fernández-Kranz e.a., 2013; Kleven en Landaïs, 2017; McGinn e.a., 2015). Verschillen tussen landen in arbeidsparticipatie zijn dus niet eenduidig te verklaren (Blundell e.a., 2013). Een belangrijk gevolg is dat er geen strakke indeling in determinanten van de arbeidsparticipatie mogelijk is.

Het is lastiger om de arbeidsparticipatie te verhogen als deze al hoog is. Blau en Kahn (2007) en Heim (2007) laten voor de VS zien dat de arbeidsaanbodelasticiteit – de toename van de participatie als gevolg van een stijging van het loon – de laatste decennia sterk is gedaald. Volgens Blau en Kahn (2007) verklaart dit het afvlakken van de groei van de participatie voor de VS sinds het eind van de vorige eeuw. Ook in Nederland is de arbeidsaanbodelasticiteit substantieel gedaald (Jongen e.a., 2014, 2015). Het feit dat de arbeidsparticipatie minder reageert op een loonstijging, betekent dat het lastiger is om de participatie verder te verhogen.

De extensieve marge (participatiebeslissing) reageert sterker op veranderingen in inkomen dan de intensieve marge (urenbeslissing). Dit concluderen Bargain e.a. (2014) uit een internationale analyse van arbeidsaanbodelasticiteiten voor zeventien Europese landen en de VS. Alleenstaanden in de lage inkomensgroepen hebben de sterkste reactie in participatie op veranderingen in inkomen. Gemiddeld over de landen is de arbeidsaanbodelasticiteit van getrouwde vrouwen 0,27, waarvan de extensieve marge 0,22 voor zijn rekening neemt, en de intensieve marge slechts 0,05. Het arbeidsaanbod in Nederland reageert relatief sterk aan de intensieve marge: van de totale arbeidsaanbodelasticiteit van 0,32 is de intensieve marge 0,13 en

de extensieve marge 0,19.³ De elasticiteit op de intensieve marge is in Nederland dus veel hoger dan in andere landen. De auteurs denken dat dit komt omdat er in Nederland meer mogelijkheden zijn om in deeltijd te werken en de uren dus makkelijker zijn aan te passen dan in andere landen.

De volgende drie secties diepen een aantal determinanten van de arbeidsparticipatie nog wat verder uit: carrière en ouderschap (sectie 2.2), cultuur en sociale normen (sectie 2.3) en de invloed van beleid (sectie 2.4).

2.2 Carrière en ouderschap

Ouderschap lijkt een belangrijke oorzaak van blijvende inkomensverschillen tussen mannen en vrouwen. De loonverschillen tussen mannen en vrouwen zijn kleiner geworden in de loop van de tijd, maar blijven bestaan (Kuziemko e.a., 2018; Kleven e.a., 2019a en 2019b). Een belangrijke oorzaak is nog steeds gezinsvorming. Ouderschap en arbeidsmarktuitskomsten zijn wederzijds afhankelijk. Volgens Adda e.a. (2017) bestaan de kosten van ouderschap uit een combinatie van de beroepskeuze, minder verdiensten door een onderbreking van de carrière, minder investeringen in vaardigheden, de devaluatie hiervan tijdens de onderbreking, en ten slotte de keuze voor een baan met minder uren werk, waarin gezin en werk beter zijn te combineren. Dit gaat gepaard met een daling van het inkomen (Angelov e.a., 2016; Fernández-Kranz e.a., 2013; Lundborg e.a., 2017). Kleven e.a. (2019a) concluderen op basis van een analyse van Deense data dat de daling van participatie, de afname van het aantal gewerkte uren en een lagere loonvoet ruwweg een gelijke bijdrage hieraan leveren. In hoofdstuk 3 doen we een soortgelijke analyse voor Nederland. De invloed van de aanwezigheid van kinderen op loonverschillen tussen mannen en vrouwen is sterk afgenomen doordat mensen minder kinderen krijgen (Kleven en Landais, 2017). Kleinere gezinnen betekenen immers dat de periode dat vrouwen niet of minder kunnen werken, korter is. Investeringen in opleiding en carrière zijn nu rendabeler.

Door een onderbreking van de carrière treedt ook verlies op aan vaardigheden en kennis. Costa (2000) en Adda e.a. (2017) geven aan dat dit een rem is op het loopbaanperspectief van vrouwen op langere termijn. De snelheid waarmee opgedane kennis veroudert, is volgens Adda e.a. (2017) niet voor ieder beroep hetzelfde en deze kan bovendien variëren over de levensloop. De omvang van het verlies hangt ook samen met de lengte van het ouderschapsverlof en het aantal gewerkte uren (zie sectie 2.4.3).

Bovendien kiezen veel vrouwen na de geboorte van hun kind(eren) voor een baan waarin werk en gezin beter zijn te combineren. Meestal is dit een baan dicht bij huis en met minder uren en dit kan betekenen dat ze van een vast contract overstappen op een tijdelijke aanstelling. Dit kan blijvende gevolgen hebben als de ontslagbescherming voor banen met permanente contracten relatief groot is. Zo concluderen Fernández-Kranz en Rodrigues-Planas (2011) op basis van een onderzoek van de Spaanse arbeidsmarkt dat de overstapkosten voor vrouwen met een permanent contract bestaan uit de keuze voor een andere werkgever en een baan van mindere kwaliteit. In een vervolgonderzoek (Fernández-Kranz e.a., 2013) schatten ze in dat vrouwen die na de geboorte overgaan van een vast naar een tijdelijk arbeidscontract, ongeveer 10% van hun inkomen inleveren. Dit effect is permanent. Voor moeders die al een tijdelijk contract hadden, is de inkomensdaling ruim 3%. Voor deze laatste groep is de daling in inkomen na ongeveer vier jaar verdwenen.

³ Deze schattingen komen behoorlijk overeen met de schattingen voor Nederland in Jongen e.a. (2014), zie bijvoorbeeld tabel 4.3.

Het verlies aan inkomen na de geboorte van kinderen (de zogenaamde *child penalty*)⁴ lijkt vooral het gevolg van de voorkeur van de vrouw voor de zorg voor kinderen boven werk en van gevestigde rolpatronen voor vrouwen en mannen. Het onderzoek van Kleven e.a. (2019b) laat zien dat verschillen in de grootte van deze *child penalty* tussen landen het gevolg kunnen zijn van de grote variatie tussen landen in de duur van en financiële compensatie voor ouderschapsverlof. Dit kan verschillen in kortetermijneffecten verklaren, maar op lange termijn is dit niet de drijvende kracht. Een belangrijke alternatieve verklaring is de situatie rond sociale normen en cultuur; hier gaan we in de volgende sectie verder op in. Andresen en Nix (2019) proberen de oorzaken van de *child penalty* te bepalen door heteroseksuele paren te vergelijken met stellen waarbij partners hetzelfde geslacht hebben. Bij vrouwen met een mannelijke partner is deze vooral het gevolg van de voorkeur van de vrouw voor de zorg voor kinderen en van gevestigde rolpatronen voor vrouwen en mannen. Bij lesbische koppels ervaren beide vrouwen een financiële dip en aanvankelijk is deze bij de feitelijke moeder twee keer zo hoog als bij haar partner. De terugval is echter een stuk kleiner dan bij moeders met een man en na vijf jaar is het effect zo goed als verdwenen, terwijl het loonverschil tussen vrouwen en mannen in heteroseksuele koppels blijft bestaan. Sectie 3.1 gaat in detail in op de omvang van de *child penalty* voor Nederland. We volgen daarbij de methode uit Kleven e.a. (2019a).

2.3 Cultuur en sociale normen

Veranderingen in sociale normen verklaren voor een belangrijk deel de stijging van de participatie van vrouwen in de afgelopen honderd jaar. Volgens Eckstein en Lifshitz (2011) is een groot deel van de stijging van de participatie in de VS in de afgelopen eeuw niet te verklaren door verandering in opleiding of lonen alleen. Het onverklaarde deel hangt volgens hun analyse samen met maatschappelijke voorkeuren voor gezinsvorming en huishoudelijk werk. Ook Vendrik (1998) concludeert dat wijzigingen in gewoonten en sociale normen een belangrijke rol hebben gespeeld bij de stijgende arbeidsparticipatie in Nederland, maar ook in de VS. Fernández (2013) komt op basis van historisch onderzoek tot eenzelfde conclusie: veranderingen in cultuur en sociale normen sturen voor een belangrijk deel arbeidsmarkttuitkomsten. Individuele voorkeuren zijn voortdurend in wisselwerking met deze sociale normen en waarden (Fernández en Fogli, 2009; McGinn e.a., 2015; Vendrik, 1998). Kleven en Landais (2017) beschrijven de ontwikkeling van verschillen tussen de seksen met betrekking tot de arbeidsmarkt gedurende de economische ontwikkeling van een land. Ze vinden drie determinanten: ontwikkelingen in de demografische samenstelling van de bevolking, afname van opleidingsverschillen tussen mannen en vrouwen en sociale normen met betrekking tot de rol van vrouwen met kinderen. Steinhauer (2018) concludeert in zijn onderzoek naar de arbeidsdeelname van Zwitserse vrouwen met een Franse en die met een Duitse achtergrond dat niet alleen over een wat langere periode, maar ook op één moment in de tijd sociale normen de arbeidsmarkttuitkomsten bepalen. Verschillende inzichten over de gevolgen van de participatie van moeders voor de gezondheid van hun kinderen leiden tot verschillende keuzes op de arbeidsmarkt.

Het kwantificeren van (veranderingen in) sociale normen is niet eenvoudig. Volgens Kleven e.a. (2019c) is het daarom lastig om harde conclusies te trekken over het empirisch belang ervan; zie ook het overzicht van Bertrand (2011). In de praktijk zijn onderzoekers aangewezen op bestaande enquêtes (Christiansen e.a., 2016; Fernández, 2013). Het probleem kan ook te maken hebben met de onderlinge samenhang van de verschillende determinanten van arbeidsparticipatie. Zo vindt Fortin (2005) aanwijzingen dat verschillen in de sociale acceptatie van werkende vrouwen tussen landen zijn gecorreleerd met de betreffende verschillen in opleidingsniveau.

⁴ De *child penalty* literatuur is relatief recent, met publicaties in westerse landen als Noorwegen, Denemarken, de Verenigde Staten, Duitsland, het Verenigd Koninkrijk en Zweden (zie Andresen en Nix (2019), Kleven e.a. (2019a), Kleven e.a. (2019b), Bergsvik e.a. (2018), Kuziemko e.a. (2018) en Angelov e.a. (2016)).

Cultuur en sociale normen zijn op korte termijn een gegeven, maar veranderen door wisselwerking met individuele voorkeuren en ontwikkelingen op de arbeidsmarkt. De inrichting van de maatschappij, zoals die tot uiting komt in gewoonten, regelgeving, de structuur van de economie, beschikbare banen en lonen, bepaalt de keuzevrijheid van vrouwen (en mannen) op de arbeidsmarkt. Fortin (2005) concludeert op basis van een internationaal vergelijkend onderzoek dat in landen waar de traditionele rolverdeling tussen mannen en vrouwen binnen het gezin nog een grote rol speelt, de participatie van vrouwen relatief laag is. En Kleven e.a. (2019b) laten zien dat de *child penalty* groter is in landen waar relatief meer mensen het eens zijn met de stelling dat vrouwen met jonge kinderen thuis moeten blijven. Maar ook hier is een verschuiving waarneembaar: jongere generaties nemen steeds meer afstand van de bestaande tradities (zie ook Jeumotte, 2003). Oorzaak en gevolg zijn hier meestal niet te scheiden. Wel is het duidelijk dat grote externe schokken, zoals de beide wereldoorlogen (Fernández, 2013), of economische recessies verschuivingen in gang kunnen zetten.

De transitie van sociale normen laat zich op twee manieren beschrijven: als een druppel inkt in water en als een leerproces. De inktvlekbenadering kijkt naar de arbeidsparticipatie van migranten in hun nieuwe vaderland. Door migratie vermengen zich verschillende culturen. Migrantinnen nemen hun eigen cultuur mee en deze verspreidt zich dan via sociale contacten, maar ze verwatert ook. Migrantinnen passen zich geleidelijk aan aan de cultuur van het nieuwe vaderland. Een aantal studies maakt hiervan gebruik om de rol van cultuur bij de arbeidsparticipatie in kaart te brengen. In de internationale wetenschappelijke literatuur staat deze benadering bekend als de *epidemic approach*, zie bijvoorbeeld Antecol (2000), Fernández (2007), Fernández e.a. (2004), Hazan en Yishay (2002). Fernández en Fogli (2009) bestuderen de arbeidsparticipatie en geboortekeuzes van tweede generatie Amerikaanse vrouwen. Ze vinden dat vrouwen die uit landen komen met een hogere arbeidsparticipatie, meer werken. En vrouwen die uit landen met hoge geboortecijfers komen, krijgen meer kinderen. Ook speelt de cultuur van de partner een rol bij de participatie van vrouwen. Het onderzoek van Kok e.a. (2011) met Nederlandse data suggereert dat de participatie in het herkomstland invloed heeft op de participatie in Nederland voor de eerste generatie allochtone vrouwen, maar niet voor de tweede generatie. Daarnaast wordt de participatie van allochtone vrouwen beïnvloed door de trend in de arbeidsparticipatie van autochtone vrouwen. Dit suggereert dat de participatie in het gastland minstens zo belangrijk is voor de arbeidsparticipatie van allochtone vrouwen als de participatie in het herkomstland. Fernández (2013) geeft een goed overzicht van deze epidemiologische literatuur.

De transitie van normen over de tijd als een leerproces suggereert dat vrouwen op grond van heersende sociale normen en eigen voorkeuren beslissen om al dan niet te participeren. Hun ervaring geven ze dan weer door aan hun dochters (Fernández, 2013; Kleven e.a., 2019a; McGinn e.a., 2015; Van Putten, 2009), hun sociale contacten (Vendrik, 1993, 1998), maar ook aan hun zonen en schoondochters (Farré en Vella, 2013; Fernández e.a., 2004). Zo laten Fernández e.a. (2004) zien dat mannen van wie de moeder werkte, vaker een werkende vrouw hebben. Het leerproces volgt een S-vormig patroon: als er maar weinig vrouwen werken, verandert de participatie eerst maar heel langzaam. Door individuele gewoontevorming en sociale navolging veranderen normen, wetten, lonen en beleid en komt het proces in een versnelling, om dan uiteindelijk te stabiliseren (zie bijvoorbeeld ook Vendrik, 1993).

Nederland is nog altijd 'kampioen' deeltijdwerken in de EU (Portegijs en van den Brakel, 2018), sociale normen en de voorkeur voor deeltijdwerk spelen hierbij een belangrijke rol. Onderzoek van Booth en Van Ours (2013) laat zien dat in Nederland vrouwen die in deeltijd werken gelukkiger zijn in hun baan, weinig behoefte hebben om hun werkuren aan te passen en wonen in een huishouden waar het huishoudelijk werk nog redelijk traditioneel verdeeld is tussen man en vrouw. In eerder onderzoek kwamen ze tot soortgelijke conclusies voor Australië (Booth en van Ours, 2009). Dit is consistent met de zogenaamde *gender identity* hypothese van Akerlof en Kranton (2000). Het idee is dat iemands identiteit mede wordt bepaald door wat er sociaal wordt verwacht. Als je afwijkt van deze sociale normen verlaagt dit het nut. In Nederland is deeltijdwerk voor vrouwen gemeengoed en onderdeel van de sociale normen.

De volgende sectie gaat verder in op de rol van het beleid. De vraag is of de overheid de verschuiving van sociale normen actief kan sturen. Volgens Fortin (2005), Jeaumotte (2003) en Kleven en Landais (2017) zijn er nog mogelijkheden om de participatie verder te verhogen als de maatschappelijke waardering voor werkende moeders toeneemt. Dit is echter geen exogeen proces, maar hangt mede af van de situatie op de arbeidsmarkt en de economische ontwikkeling.

2.4 Beleid

Alle onderzoeken uit deze sectie richten zich zowel op de arbeidsparticipatie in uren als in personen. De term arbeidsaanbod heeft dus betrekking op beide. Waar dit niet het geval is, of waar gevolgen voor het aantal werkzame personen en de gewerkte uren verschillen, geven we dit expliciet aan.

2.4.1 Belastingen

Belastingheffing op basis van het huishoudinkomen verstoort het arbeidsaanbod van de minstverdiener ten opzichte van belastingheffing op basis van het individuele inkomen. Deze verstoring is groter dan die als gevolg van de progressiviteit van het belastingstelsel zelf. Het inkomen van de minstverdiener kan op twee manieren worden belast. De eerste is door het gezamenlijk gezinsinkomen als grondslag te nemen. Het alternatief is het inkomen van beide partners afzonderlijk te belasten. In het eerste systeem is het marginale tarief voor de werkende partner een stuk hoger dan in het tweede, en daarmee ook de verstoring van het arbeidsaanbod in uren (Christiansen e.a., 2016; Jeaumotte, 2003; Francesconi en Van der Klaauw, 2007, Thévenon, 2013). Dit is ook de conclusie van Bick en Fuchs-Schündeln (2017, 2018). Zij vergelijken de versturende werking van het marginale belastingtarief van de minstverdiener op de arbeidsparticipatie in uren. Ze voeren de analyse uit voor zeventien landen, op basis van gegevens over de periode 2001-2007. Hierbij corrigeren ze voor verschillen in het gemiddelde belasting tarief, zodat alleen een ureneffect overblijft.

Het Nederlandse belastingstelsel heft inkomstenbelasting op individuele basis, maar de hoogte van toeslagen en belastingkortingen wordt wel op basis van het huishoudinkomen bepaald. Tweeverdieners hebben vaak minder recht op toeslagen (zoals de zorg- en huurtoeslag) omdat hun gezamenlijk inkomen daarvoor te hoog is. De marginale druk voor de minstverdiener is daarom vaak lager dan die van alleenstaanden. Zo laat De Boer (2016) zien dat het inperken van de overdraagbaarheid van de algemene heffingskorting een groot effect heeft op het arbeidsaanbod van de minstverdiener.⁵ Zie ook sectie 4.1 voor een uitgebreid overzicht van de effecten van de verschillende maatregelen op de marginale druk.

Belasting op individuele basis bevordert niet alleen de participatie van vrouwen, maar stimuleert ook een meer evenwichtige verdeling van betaald werk tussen man en vrouw. Dit concludeert het IMF op basis van een econometrische analyse van de determinanten van de arbeidsparticipatie van vrouwen in OESO-landen (Jeaumotte, 2003). Let wel: ook hier gaat het niet om causaliteit, maar om 'robuuste correlaties'. In landen met belasting op individuele basis stappen meer vrouwen in een baan, maar wel vaak in deeltijd. Individuele voorkeuren voor deeltijdwerk verschillen per land. Een groter aanbod van deeltijdbanen bevordert dus niet altijd en overal de participatie, zeker niet wanneer kwaliteitsverschillen bestaan met volledige banen. Denk hierbij bijvoorbeeld aan minder toegang tot sociale voorzieningen, minder kans op een vaste baan en minder of geen ruimte voor persoonlijke ontwikkeling.

⁵ De overdraagbaarheid van de algemene heffingskorting wordt de komende jaren uitgefaseerd. In 2023 is deze regeling volledig afgebouwd.

Het is lastig om bij ex-post beleidsevaluaties het effect van een individuele maatregel te isoleren, omdat er een wisselwerking is met het bestaande beleid. Het is dan niet eenduidig vast te stellen waardoor het effectieve marginale tarief voor de minstverdiener verandert. Een van de conclusies uit een artikel van Blundell e.a. (2016) is daarom dat bij de analyse van de verstoringende werking van verschillende belastingstelsels het cruciaal is om het hele systeem van belastingen, subsidies en toeslagen nauwkeurig in kaart te brengen. Dit geldt nog meer als een onderzoek de gevolgen van een heel pakket maatregelen omvat: door de onderlinge samenhang is het vrijwel onmogelijk om het effect van één specifieke maatregel te isoleren. Daarom is het volgens Blundell e.a. (2016) beter om te kiezen voor een modelmatige insteek, waarin interacties tussen de verschillende maatregelen doorwerken.

De gevoeligheid van de arbeidsparticipatie voor financiële prikkels hangt af van het type welvaartsstaat en de mate van ontslagbescherming. De participatie reageert in Angelsaksische landen relatief sterk op financiële prikkels, omdat minder ontslagbescherming daar samengaat met een grotere flexibiliteit van de arbeidsmarkt. Een lagere belasting op de minstverdiener, of het verlengen van de duur van ouderschapsverlof heeft een groter effect op de participatie dan in landen met meer genereuze voorzieningen. Dit concludeert Thévenon (2013), die verschillende determinanten van het arbeidsaanbod in hun onderlinge samenhang analyseert op basis van een vergelijkende analyse tussen 31 OESO-landen.

2.4.2 Kinderopvang en -toeslag

Een hogere toeslag voor kinderopvang vertaalt zich in afnemende mate in een hogere arbeidsparticipatie. De gevolgen voor de werkgelegenheid voor moeders variëren van een effect niet statistisch significant verschillend van nul tot een positief effect (Fitzpatrick, 2010 en 2012). Akgunduz en Plantenga (2018) concluderen op basis van een meta-analyse dat de arbeidsaanbodelasticiteit van de prijs van kinderopvang in Europa een stuk lager is dan in de VS; daarnaast daalt deze elasticiteit over de tijd omdat de participatie toeneemt. Cascio en Schanzenbach (2013) onderzoeken de gevolgen van algemene voorschoolse opvang voor vierjarige kinderen in de VS. Ondanks een flinke stijging van het aantal inschrijvingen in de voorschoolse opvang is er alleen een positief effect op de participatie van laag opgeleide vrouwen. Bovendien is dit effect na enkele jaren uitgewerkt.

Uit beleidsevaluaties blijkt dat het effect van het verlagen van de kosten voor kinderopvang op de arbeidsparticipatie kleiner is als de kosten in de uitgangssituatie al relatief laag zijn. Veel Europese studies concluderen dat er in die situatie hoogstens een klein effect op de participatie is, zowel in personen als in gewerkte uren. (Havnes and Mogstad, 2011; zie Lefebvre e.a., 2009, voor een overzicht). Givord en Marbot (2015) vinden dat een verlaging van de kosten van opvang van 50% de werkgelegenheid in personen in Frankrijk slechts 1% deed toenemen. De kosten in de uitgangssituatie waren al laag. In Canada en de VS hebben hervormingen doorgaans grotere gevolgen voor het arbeidsaanbod van moeders. De kosten in de uitgangssituatie zijn relatief hoog en een flinke reductie hiervan levert substantiële effecten op voor de participatie van moeders. Zie bijvoorbeeld de analyses van Haeck e.a. (2015), Lefebvre en Merrigan (2008) en Lefebvre e.a. (2009) voor Canada en Gelbach (2002) en Cascio (2009) voor de VS.

De omvang van het effect van lagere kosten voor kinderopvang op de participatie hangt ook af van de grootte van de impuls. Dit blijkt onder andere uit het onderzoek van Nollenberger en Rodríguez-Planas (2015) voor Spanje. Bettendorf e.a. (2015) concluderen dat door een flinke verlaging van de kosten in Nederland niet alleen de participatie met 3,3% stijgt, maar ook het aantal gewerkte uren met 6,6% toeneemt. Carta en Rizzica (2018) kwamen tot de slotsom dat door introductie van gesubsidieerde opvang voor kinderen vanaf 2 jaar in Italië de participatie in personen toenam, ook omdat vrouwen na de bevalling sneller een andere baan accepteerden. De gevolgen voor de participatie in uren waren klein en niet significant. Andresen en Havnes (2019) vinden dat een grootschalige hervorming in de kinderopvang in Noorwegen in 2002 geen effect had op participatie van vaders en alleenstaande moeders, maar wel op samenwonende moeders. Voor iedere tien

moeders die voltijds kinderopvang gebruiken, gaan er drie meer aan het werk dan in een situatie zonder opvang.

De netto kosten van een uitbreiding van de kinderopvang(-toeslag) om positieve effecten op de arbeidsparticipatie te bewerkstelligen zijn substantieel. Bettendorf e.a. (2015) concluderen dat de hervorming van de kinderopvang en combinatiekorting in de periode 2005-2009 in Nederland ongeveer 87.000 euro per extra fte participatie kostte (dit is exclusief eventuele inverdieneffecten van extra belastinginkomsten en besparingen op uitkeringen en toeslagen⁶). Ook Nollenberger e.a. (2015) en Andresen en Havnes (2019) concluderen dat de inverdieneffecten, in de vorm van extra belastinginkomsten doordat meer mensen werken, niet opwegen tegen de extra kosten voor de overheid. Nollenberger e.a. (2015) schatten op basis van een simpele boekhoudkundige berekening dat 20 tot 25% van de kinderopvangkosten voor de overheid gedekt werd door extra belastinginkomsten.

Uitbreiding van de kinderopvang(-toeslag) kan het arbeidsaanbod van bepaalde groepen ook op langere termijn verhogen maar de effecten op de *child penalty* lijken voorsnóg tijdelijk. Als door de hervormingen vrouwen met jonge kinderen meer gaan werken, bouwen ze meer vaardigheden en kennis op en dit kan een positief effect hebben op de loopbaanontwikkeling (Blundell e.a., 2016). Dan zou uitbreiding van de kinderopvang(-toeslag) ook effect hebben op de langere termijn, als de kinderen ouder worden. Lefebvre e.a. (2009) en Haeck e.a. (2015) vinden dat in Quebec (Canada) de gewerkte uren van moeders ook toenemen op het moment dat de kinderen niet meer naar de opvang gaan. Kunze en Liu (2019) vinden voor Noorwegen significante positieve langetermijneffecten op zowel de werkgelegenheid als op het aantal gewerkte uren van moeders met meer dan één kind. Andresen en Nix (2019) onderzoeken de effecten van dezelfde hervorming op de *child penalty*. Voor elk extra jaar (volledig) gebruik van vroege kinderopvang neemt de *child penalty* van moeders met 25% af als het kind tussen de 2 en 3 jaar oud is. Dit effect lijkt echter niet blijvend, naarmate de kinderen ouder worden, gaan de inkomenspatronen van moeders en vaders weer terug naar het patroon vóór de hervorming. Ook Kleven e.a. (2019c) concluderen dat uitbreidingen van de kinderopvang geen significante blijvende effecten hebben gehad op de *child penalty* in Oostenrijk. In hoofdstuk 3 van deze notitie analyseren we de langetermijneffecten van de hervorming van de kinderopvang die vanaf 2005 plaatsvond in Nederland.

Een inkomensafhankelijke tegemoetkoming als alternatief voor de kinderopvangtoeslag heeft negatieve gevolgen voor de participatie van moeders. Dit blijkt uit onderzoek van Schone (2004) voor Noorwegen en van Müller en Wrohlich (2016) voor Duitsland. Zij vinden een behoorlijk negatief effect van een *cash-for-care*-regeling op de participatie van de betreffende moeders. Piketty (2005) vindt een zelfde effect als gevolg van een vergelijkbare regeling voor Frankrijk. Op korte termijn waren de gevolgen voor de participatie negatief, maar de meeste moeders keerden na verloop van tijd terug in hun oude baan. Dit bevestigt de conclusies van Francesconi en van der Klaauw (2007): toeslagen die alleen afhangen van het aantal kinderen (en niet van participatie) werken averechts. Directe inkomenssteun wordt echter ook vaak gebruikt in het kader van armoedebestrijding voor laagopgeleiden (Jeaumotte, 2003). In Nederland is het kindgebonden budget hier een voorbeeld van; dit is een inkomensafhankelijke bijdrage in de kosten van kinderen, bedoeld als inkomensondersteuning voor huishoudens met kinderen met een laag inkomen.

Alleenstaande moeders reageren sterker op veranderingen in voorschoolse opvang dan moeders met een partner. Cascio (2009) onderzoekt de introductie van voorschoolse opvang in de VS, die plaatsvond vanaf het midden van de jaren zestig van de vorige eeuw. De conclusie is dat alleen de participatie (zowel in

⁶ Dit bedrag is ook exclusief inverdieneffecten die het gevolg zijn van een hogere participatie, meer gewerkte uren of een hoger uurloon van moeders (en vaders) wanneer het kind ouder is dan 11 jaar. De empirische analyse in deze notitie laat echter geen eenduidig effect zien op deze uitkomstvariabelen wanneer het kind ouder is dan 11 jaar (zie sectie 3.3).

personen als uren) verandert voor de groep alleenstaande moeders van vijfjarigen die geen jongere kinderen hebben. Fitzpatrick (2012) onderzoekt de hypothese dat de kosten van kinderopvang de participatie van moeders (sterk) beperken, maar haar conclusie is dat dit eigenlijk alleen geldt voor alleenstaande moeders van wie het jongste kind naar de opvang zou kunnen. Bettendorf e.a. (2015) vinden voor Nederland ook een sterker effect op de participatie en gewerkte uren voor alleenstaande ouders dan voor moeders in stellen.

2.4.3 Ouderschapsverlof

Betaald ouderschapsverlof kan de arbeidsparticipatie van vrouwen zowel positief als negatief beïnvloeden. Kunze (2016) analyseert de voor- en nadelen hiervan. Ouderschapsverlof zorgt voor een betere balans tussen werk en gezin en specifiek verlof voor vaders stimuleert werkgevers om dit verlof toe te staan en vaders om het op te nemen. Dankzij de wetgeving kunnen ouders gemakkelijker terugkeren in hun oude baan; maar de kans om terug te keren in de oorspronkelijke baan neemt af als de verlofperiode te lang duurt. Dit maakt de band met het werk losser en holt bestaande kennis en vaardigheden uit (Francesconi en van der Klaauw, 2007; Kluve en Schmitz, 2014). Volgens Jeaumotte (2003) ligt het omslagpunt bij ongeveer twintig weken, volgens de OESO (2016) bij een jaar. Thévenon (2013) concludeert uit een vergelijkende analyse tussen landen dat de gevoeligheid van de participatie voor financiële prikkels groter is in landen met minder ontslagbescherming en een meer flexibele arbeidsmarkt. Kluve en Schmitz (2014) trekken de conclusie dat introductie van betaald ouderschapsverlof in Duitsland meer vrouwen stimuleerde te gaan werken, zowel volledig als in deeltijd. Deze gevolgen waren blijvend, in ieder geval tot vijf jaar na introductie van de maatregel. Dahl e.a. (2016) vinden echter weinig veranderingen in de participatie door uitbreiding van het betaalde zwangerschapsverlof in Noorwegen van 18 naar 35 weken.

Ouderschapsverlof kan op korte termijn negatieve gevolgen hebben voor het inkomen van vrouwen, maar de langetermijneffecten op het inkomen van vrouwen lijken beperkt. Dit laatste effect treedt bijvoorbeeld op als vrouwen na de bevalling minder uren gaan werken door verlof op te nemen. Ruhm (1998) onderzoekt de gevolgen van het recht op betaald ouderschapsverlof in negen Europese landen voor de periode 1969 tot 1993. Ouderschapsverlof gaat samen met een toename van de werkgelegenheid voor vrouwen, maar voor langere tijd ook met lagere lonen. Nieuw onderzoek van Kleven e.a. (2019c) laat zien de uitbreiding van het ouderschapsverlof in Oostenrijk alleen op korte termijn leidde tot een grotere relatieve *child penalty*⁷; ze vinden geen langetermijneffect. Andresen en Nix (2019) vinden geen significant effect van de uitbreiding van ouderschapsverlof in Noorwegen op de relatieve *child penalty*, terwijl vaders wel relatief vaker ouderschapsverlof opnemen als gevolg van de beleidswijziging.

Door (langer) betaald ouderschapsverlof voor vaders gaan vaders op de korte termijn meer zorgen en minder werken, en moeders gaan daardoor minder zorgen en meer werken. Op de langere termijn, naarmate de kinderen ouder worden, verandert wel de zorgverdeling maar niet de arbeidsverdeling tussen vaders en moeders. Eckberg e.a. (2013) onderzoeken of Zweedse vaders bereid zijn meer ouderschapsverlof op te nemen om de carrière van hun partners te verlichten. Het gaat om de zogenaamde *daddy month*: één maand van het betaald ouderschapsverlof is speciaal gereserveerd voor vaders. De gemiddelde hoeveelheid verlof door vaders steeg met ruwweg 50%, maar de arbeidsparticipatie binnen het huishouden veranderde nauwelijks. Abrahamsen (2018) komt tot dezelfde conclusie voor Noorwegen, net als Farré en González (2017) voor Spanje en Tamm (2018) voor Duitsland. Patnaik (2019) vindt wel dat de uitbreiding van betaald ouderschapsverlof met vijf weken in Quebec in 2006, uitsluitend bestemd voor vaders (*daddy quotas*), ook op de langere termijn een effect heeft op de arbeidsverdeling binnen het huishouden.⁸

⁷ Dit is het inkomensverlies van vrouwen na de komst van een kind ten opzichte van het inkomen van mannen, zie ook sectie 3.1 voor uitgebreidere uitleg.

⁸ Waarom Patnaik (2019) wel een langetermijneffect vindt op de arbeidsverdeling binnen huishoudens en de andere studies niet, is een interessante vraag voor toekomstig onderzoek.

2.4.4 Beleid in Nederland

Nederland voert al relatief veel beleid om de arbeidsparticipatie van vrouwen te stimuleren. De basis voor de inkomstenbelasting is het individuele inkomen, terwijl toeslagen vaak zijn gebaseerd op het huishoudinkomen. De belastingdruk voor minstverdieners is relatief laag (De Boer, 2017). Nederlandse werkende vrouwen lijken een voorkeur te hebben voor deeltijdwerk, zeker na de geboorte van kinderen. De toeslag voor kinderopvang is in Nederland aanzienlijk, vooral voor huishoudens met een relatief laag inkomen, zoals alleenstaande ouders.⁹ Een verdere verhoging van de kinderopvangtoeslag betaalt zichzelf niet terug voor de overheid. (Betaald) ouderschapsverlof in Nederland is relatief kort¹⁰ en het gebruik van ouderschapsverlof door vaders is een zaak van lange adem (zie bijvoorbeeld Harthoorn, 2019).

Hoofdstuk 3 en 4 diepen de situatie voor Nederland nog verder uit. In hoofdstuk 3 analyseren we de *child penalty* in detail en de effecten van de intensiveringen van de kinderopvangtoeslag vanaf 2005 op zowel de korte- als de lange termijn. Hoofdstuk 4 behandelt de marginale belastingdruk voor minstverdieners en alleenstaanden en geeft een indicatie over de omvang van de collectieve baten van een uitbreiding van het aantal gewerkte uren van werknemers die niet economisch zelfstandig zijn.

3 De *child penalty* en langetermijneffecten van hogere kinderopvangtoeslag

Het gemiddelde inkomen van vrouwen daalt sterk in de eerste twee jaar na de geboorte van het eerste kind, terwijl er slechts een zeer beperkt effect is op het inkomen van mannen. De relatieve ‘*child penalty*’, het verlies in inkomen van vrouwen ten opzichte van mannen, is 8 jaar na geboorte van het eerste kind gemiddeld 39%. De daling van het inkomen wordt vooral gedreven door een daling van de gewerkte uren. De *child penalty* is lager voor hoogopgeleiden dan voor niet-hoogopgeleiden.

De verhoging van de kinderopvangtoeslag en belastingkortingen tussen 2005 en 2008 heeft op de korte termijn geleid tot een gemiddelde toename van 2,3% -punt in de arbeidsparticipatie¹¹ en 860 euro in het (fiscaal) jaarinkomen¹² van moeders van kinderen jonger dan 12 jaar. De kans op economische zelfstandigheid steeg met 3,1%-punt. We vinden geen duidelijke effecten van de hervormingen op de participatie en het inkomen van de ouders wanneer de kinderen ouder zijn.

De opbouw van dit hoofdstuk is als volgt. Sectie 3.1 analyseert de zogenaamde (relatieve) *child penalty* (Kleven e.a., 2019a): de effecten van de komst van kinderen op het inkomen van vrouwen ten opzichte van mannen.¹³ Vervolgens onderzoeken we in sectie 3.2 de kortetermijneffecten van de intensiveringen in de

⁹ OESO (2019) laat zien dat de kosten voor kinderopvang voor vijf dagen in de week voor tweeverdieners met twee kinderen in Nederland wel hoger zijn dan het OESO-gemiddelde.

¹⁰ Het betaald partnersverlof is per 1 januari uitgebreid naar vijf dagen. Het kabinet is voornemens het betaald partnersverlof in 2020 uit te breiden naar 6 weken. Dan is het gelijk aan het EU gemiddelde.

¹¹ Deze bevinding is in lijn met de resultaten van eerder onderzoek, waar een effect van 2,3%-punt werd gevonden voor de jaren 2008-2009 (Bettendorf e.a., 2015).

¹² Het fiscaal loon is het bruto loon plus de bijdrage Zorgverzekeringswet, dus het loon vóór loonheffing. We gebruiken het fiscaal loon voor de analyses in dit hoofdstuk, omdat dit voor de hele periode beschikbaar is binnen het Arbeidsmarktpanel (zie ook appendix A).

¹³ De *child penalty* literatuur is relatief recent, zie ook hoofdstuk 2.

kinderopvangtoeslag en de belastingkortingen met behulp van de zogenaamde *differences-in-differences* methode. Deze analyses zijn deels een reproductie van Bettendorf e.a. (2015), maar met een andere dataset. In sectie 3.3 gebruiken we dezelfde methode om te kijken naar de langetermijneffecten van deze hervormingen op individueel niveau, als de kinderen ouder zijn.¹⁴

Wat is de (relatieve) *child penalty*?

De *child penalty* is het effect van de komst van kinderen op het inkomen van moeders en vaders, ten opzichte van het inkomen dat ze naar verwachting zouden hebben gehad als ze geen kinderen hadden gekregen. De *child penalty* is gedefinieerd als het verlies in inkomen vanaf de geboorte van het eerste kind, dus inclusief het eventuele effect van kinderen die na het eerste kind geboren worden. De *child penalty* van vrouwen ten opzichte van mannen noemen we de *relatieve child penalty*.

Het hebben van een lager inkomen na het krijgen van kinderen hoeft uiteraard geen *penalty* (straf) te zijn. *Child penalty* is echter een gebruikelijke term binnen de economische wetenschappelijke literatuur. De term wordt gebruikt om de effecten van de komst van kinderen op het inkomen te omschrijven, onafhankelijk van wat de onderliggende reden is van de daling in het inkomen.

We volgen de methodologie van Kleven e.a. (2019a) en gebruiken een *event study* methode om de *child penalty* te schatten. Het krijgen van kinderen is niet exogeen: mensen die kinderen krijgen verschillen van mensen die geen kinderen krijgen. Dit betekent dat we niet zomaar het inkomen van mensen met kinderen kunnen vergelijken met het inkomen van mensen zonder kinderen om het effect van het krijgen van kinderen te analyseren. Het idee achter de *event study* methode is om de timing van het krijgen van een kind te gebruiken om de *child penalty* te schatten. Het krijgen van kinderen leidt tot een substantiële discontinuïteit in het inkomen. Als er op dat moment geen discontinuïteiten in andere determinanten van het inkomen zijn, los van de geboorte van het kind, kunnen we de discontinuïteit in het inkomen toeschrijven aan de komst van het kind. Appendix C beschrijft de methode in detail.

3.1 De *child penalty*

Het gemiddelde inkomen van vrouwen daalt sterk in de eerste twee jaar na de geboorte van het eerste kind, terwijl er slechts een zeer beperkt effect is op het inkomen van mannen. De relatieve *child penalty*, het verlies in inkomen van vrouwen ten opzichte van mannen (zie het kader voor een nadere uitleg van deze term), is acht jaar na de geboorte van het eerste kind gemiddeld 39%. Daarmee is de relatieve *child penalty* in Nederland hoger dan die in Scandinavische landen, maar lager dan in bijvoorbeeld Duitsland en Oostenrijk. In Nederland wordt de daling van het inkomen voornamelijk gedreven door een daling van de gewerkte uren. De *child penalty* op participatie is afgenomen over de tijd. Mogelijk hebben de hervormingen in de kinderopvangtoeslag hieraan bijgedragen, maar dit effect is lastig te isoleren. Deze sectie presenteert de eerste, voorlopige,

¹⁴ Hoewel de beleidshervormingen gericht zijn op het stimuleren van de arbeidsparticipatie van ouders van jonge kinderen, kunnen er ook nog effecten zichtbaar zijn als de kinderen ouder worden, zie ook sectie 2.4.2. Met langetermijneffecten bedoelen we dus niet de structurele werkgelegenheidseffecten van de hervormingen.

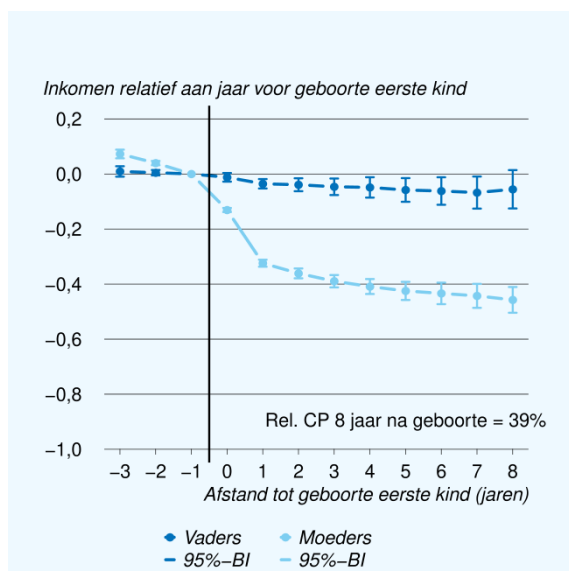
resultaten voor de *child penalty* in Nederland, gebaseerd op data uit het Arbeidsmarktpanel. Dit is een lange paneldataset van het CBS met informatie over veel variabelen.¹⁵

3.1.1 De *child penalty* in Nederland

Acht jaar na de geboorte van het eerste kind is de relatieve *child penalty* in Nederland 39% (figuur 3.1).¹⁶

Het gemiddelde inkomen van moeders daalt sterk na de geboorte van het eerste kind.¹⁷ Tegelijkertijd heeft de komst van het eerste kind bijna geen invloed op het gemiddelde inkomen van vaders. Het verschil in de *child penalty* van moeders en vaders wordt niet kleiner naarmate de kinderen ouder worden, het inkomen van moeders herstelt niet (ten opzichte van het te verwachten inkomen als ze geen kinderen hadden gekregen). De *child penalty* is lager voor hoogopgeleiden: acht jaar na de geboorte van het eerste kind is de relatieve *child penalty* voor hoogopgeleiden 30%, tegenover 52% voor niet-hoogopgeleiden (zie figuur C.1 in appendix C).

Figuur 3.1 Het inkomen van vrouwen daalt sterk na de geboorte van het eerste kind, terwijl er bijna geen effect zichtbaar is voor mannen



Bron: Eigen berekening op basis van het Arbeidsmarktpanel gebaseerd op data voor de jaren 1999-2014. Noot: Het jaar nul op de x-as refereert aan het jaar waarin het eerste kind geboren wordt, de geboorte kan zowel aan het begin als aan het eind van dat jaar zijn. De *child penalty* voor mannen en voor vrouwen volgt uit vergelijking C.2, de geschatte relatieve *child penalty* (CP) acht jaar na de geboorte van het eerste kind (39%) volgt uit vergelijking C.3 (zie appendix C).

¹⁵ Deze dataset bevat een beperktere hoeveelheid aan informatie over de huishoudsamenstelling, de partner en het kind ten opzichte van de administratieve gegevens die beschikbaar zijn via het CBS. Bovendien zijn veel gegevens op jaarbasis, waaronder het inkomen, en zitten niet alle Nederlanders in het Arbeidsmarktpanel. Zie appendix A voor een beschrijving van het Arbeidsmarktpanel. Met maandelijkse data van alle Nederlanders zouden we de effecten met meer precisie kunnen vaststellen. Dit ligt echter niet binnen het bereik van deze studie. Deze paragraaf geeft daarom een eerste, voorlopige, indicatie van de hoogte en de ontwikkeling over de tijd van de *child penalty* in Nederland.

¹⁶ Door het relatief beperkte aantal jaren in de dataset, kunnen we de *child penalty* maximaal tot acht jaar na de geboorte berekenen.

¹⁷ Mensen zonder inkomen worden ook meegenomen in de analyse, het effect op inkomen bevat dus zowel de intensieve marge (aantal gewerkte uren) als de extensieve marge (participatiebeslissing).

De *child penalty* op de (middel-)lange termijn is in Nederland relatief hoog, vooral ten opzichte van de Scandinavische landen (tabel 3.1).¹⁸ Een recente studie van Kleven e.a. (2019b) bevat een internationale vergelijking van de relatieve *child penalty*. Denemarken, Zweden, Duitsland, Oostenrijk, Verenigd Koninkrijk (VK) en de Verenigde Staten (VS) zijn opgenomen in de studie. In al deze landen daalt het inkomen van moeders sterk na de geboorte van het eerste kind, terwijl er nauwelijks een effect zichtbaar is voor vaders. Uit de studie blijkt dat er substantiële verschillen zijn in de hoogte van de relatieve *child penalty* op de langere termijn. De daling van het inkomen kort na geboorte is in Zweden hoger dan in Denemarken, maar het inkomen van moeders herstelt vervolgens in de daaropvolgende jaren sneller. In de VS en het VK is de daling van het inkomen op de korte termijn minder sterk, maar het inkomen van moeders blijft in de daaropvolgende jaren ongeveer op hetzelfde niveau. In Duitsland en Oostenrijk is de directe daling het grootst, het inkomen herstelt vervolgens wel enigszins, maar ook op de lange termijn is de relatieve *child penalty* in deze landen het hoogst. De *child penalty* die wij voor Nederland vinden, is vergelijkbaar met de VS en het VK (tabel 3.1). Kleven e.a. (2019b) suggereren dat aspecten als cultuur, sociale normen en traditionele rolpatronen mogelijk een belangrijkere rol spelen dan overheidsbeleid in het verklaren van de internationale verschillen in de relatieve *child penalty*.¹⁹

Tabel 3.1 Grote verschillen tussen landen in de hoogte van de relatieve *child penalty* op de langere termijn

Land	Denemarken	Zweden	Verenigde Staten	Nederland	Verenigd Koninkrijk	Oostenrijk	Duitsland
Child penalty op inkomen op de lange termijn	21%	27%	31%	39%	44%	51%	61%

Bron: Nederland: eigen berekeningen op basis van het Arbeidsmarktpanel, zie appendix C. Overige landen: Kleven e.a. (2019b). Noot: de definitie van de relatieve *child penalty* op de lange termijn in Kleven e.a. (2019b) is het gemiddelde van de relatieve *child penalty* vijf tot tien jaar na de geboorte van het eerste kind. In deze studie gebruiken wij voor Nederland de relatieve *child penalty* acht jaar na de geboorte van het eerste kind als de definitie voor de lange termijn.

De *child penalty* op inkomen kan uitgesplitst worden naar drie onderliggende factoren: de arbeidsparticipatie (extensieve marge), het aantal gewerkte uren (intensieve marge) en het uurloon. Data over het aantal gewerkte uren zijn in onze dataset vanaf 2006 beschikbaar. Dit betekent dat deze decompositie gebaseerd is op een kortere steekproef en dit beïnvloedt de hoogte van de *child penalty*. Ook de gebruikte methode voor deze decompositie verschilt licht van de methode gebruikt voor figuur 3.1. In de rest van het hoofdstuk wordt de *child penalty* berekend als het verlies in inkomen/arbeidsparticipatie/gewerkte uren ten opzichte van het jaar vóór de geboorte van het eerste kind (zie appendix C voor een beschrijving van de methode).²⁰ De decompositie brengt daarom vooral in kaart welke kanalen van meer of minder belang zijn, de exacte hoogte van de (relatieve) *child penalty* is minder van belang.

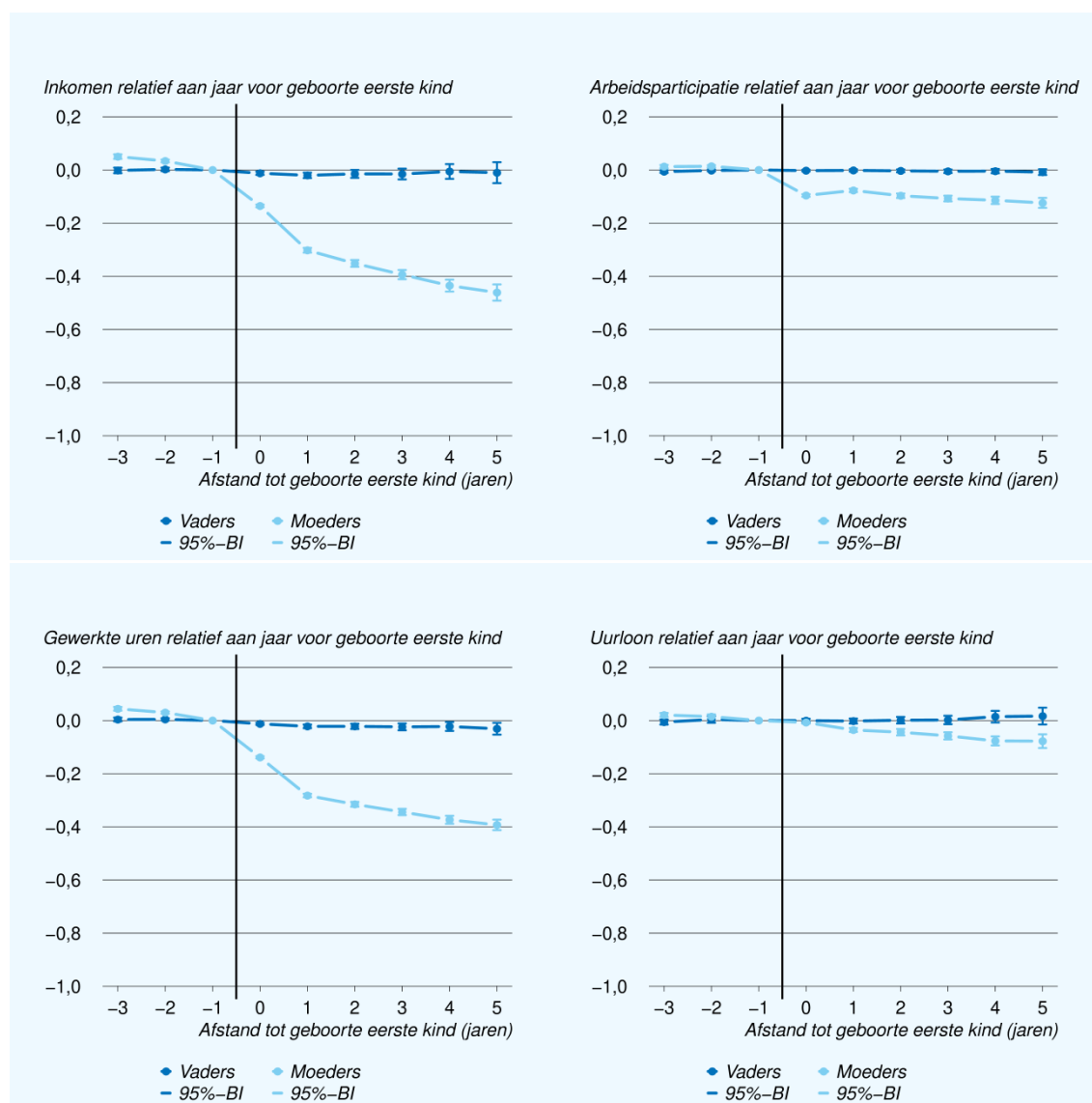
¹⁸ Het is belangrijk om de resultaten van de internationale vergelijking voorzichtig te interpreteren. Kleven e.a. (2019b) gebruiken verschillende (nationale) databronnen, hierdoor zijn er verschillen tussen de landen in de definities van belangrijke variabelen en in de onderzochte tijdsperiodes. Zo loopt onze dataset van 1999 tot en met 2015, terwijl Kleven e.a. (2019b) voor de Verenigde Staten data gebruiken vanaf 1968. Dit betekent dat wij naar relatief recente periodes kijken, dit kan invloed hebben op de hoogte van de *child penalty*.

¹⁹ Kleven e.a. (2019b) vinden een hoge correlatie tussen opvattingen over traditionele rolpatronen en de hoogte van de *child penalty*. Tegelijkertijd blijken de effecten van uitbreiding van ouderschapsverlof en kinderopvang op de hoogte van de *child penalty* beperkt.

²⁰ In figuur 3.1 werd nog rekening gehouden met het inkomen dat moeders/vaders naar verwachting gehad zouden hebben als ze geen kinderen hadden gekregen. Deze *counterfactual* kunnen we niet schatten voor de analyses in de rest van dit hoofdstuk (decompositie en de ontwikkeling van de *child penalty* over tijd), omdat we hiervoor niet genoeg jaren/cohorten tot onze beschikking hebben in de dataset.

De daling in inkomen van moeders na de geboorte van het eerste kind wordt in Nederland vooral gedreven door de daling van het aantal gewerkte uren (figuur 3.2). De daling van de arbeidsparticipatie en het uurloon zijn relatief beperkt. Interessant is dat Kleven e.a. (2019a) concluderen dat in Denemarken alle drie de marges ongeveer een gelijke rol spelen. Een mogelijke verklaring voor deze bevindingen zijn de mogelijkheden tot deeltijdwerk en het feit dat deeltijdwerk veel voorkomt in Nederland.

Figuur 3.2 De child penalty op inkomen (linksboven) is uit te splitsen naar drie marges: arbeidsparticipatie (extensieve marge, rechtsboven), het aantal gewerkte uren (intensieve marge, linksonder) en het uurloon (rechtsonder)

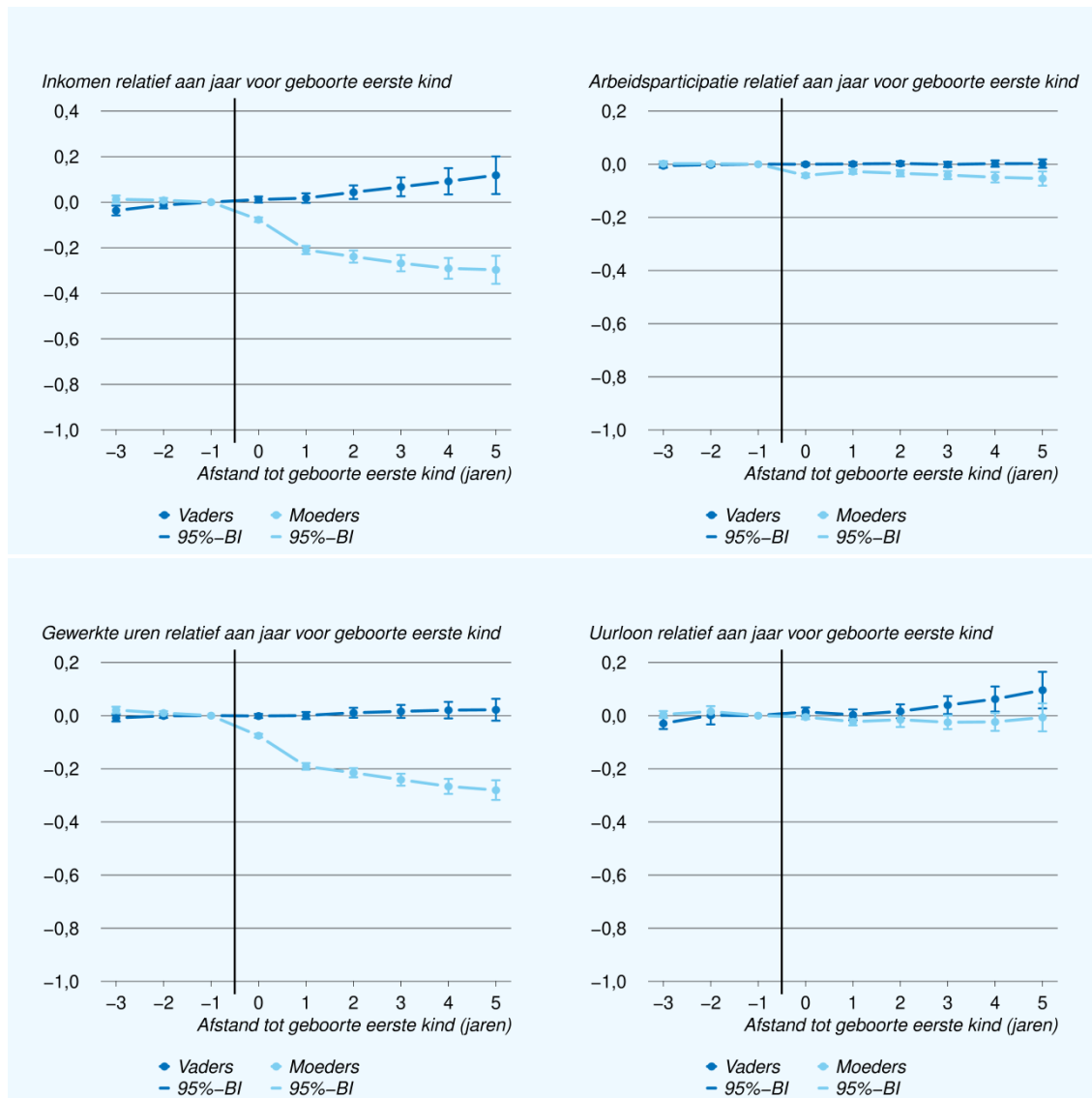


Bron: Eigen berekening op basis van het Arbeidsmarktpanel gebaseerd op data voor de jaren 2006-2014. Noot: De methode wijkt af van de methode van figuur 3.1, de *child penalty* is hier geschat op basis van vergelijking (C.4), zie appendix C.

De daling in de arbeidsparticipatie na de geboorte van het eerste kind is groter voor niet-hoogopgeleiden. Figuur 3.3 en figuur 3.4 laten de decompositie van de *child penalty* op inkomen apart zien voor hoogopgeleiden en niet-hoogopgeleiden. Voor hoogopgeleiden lijkt de daling in inkomen bijna uitsluitend te worden veroorzaakt door een daling van het aantal gewerkte uren, er is bijna geen effect zichtbaar op het uurloon en de arbeidsparticipatie. Ondanks dat ook voor niet-hoogopgeleiden de daling in het aantal gewerkte uren de belangrijkste drijver lijkt te zijn, zien we voor deze groep wel een substantiële

daling in de arbeidsparticipatie na de geboorte van het eerste kind. Dillingh e.a. (2018) concluderen eerder al dat de 'kinderdip'²¹ in de participatie voor recente cohorten alleen nog optreedt bij laagopgeleide vrouwen.

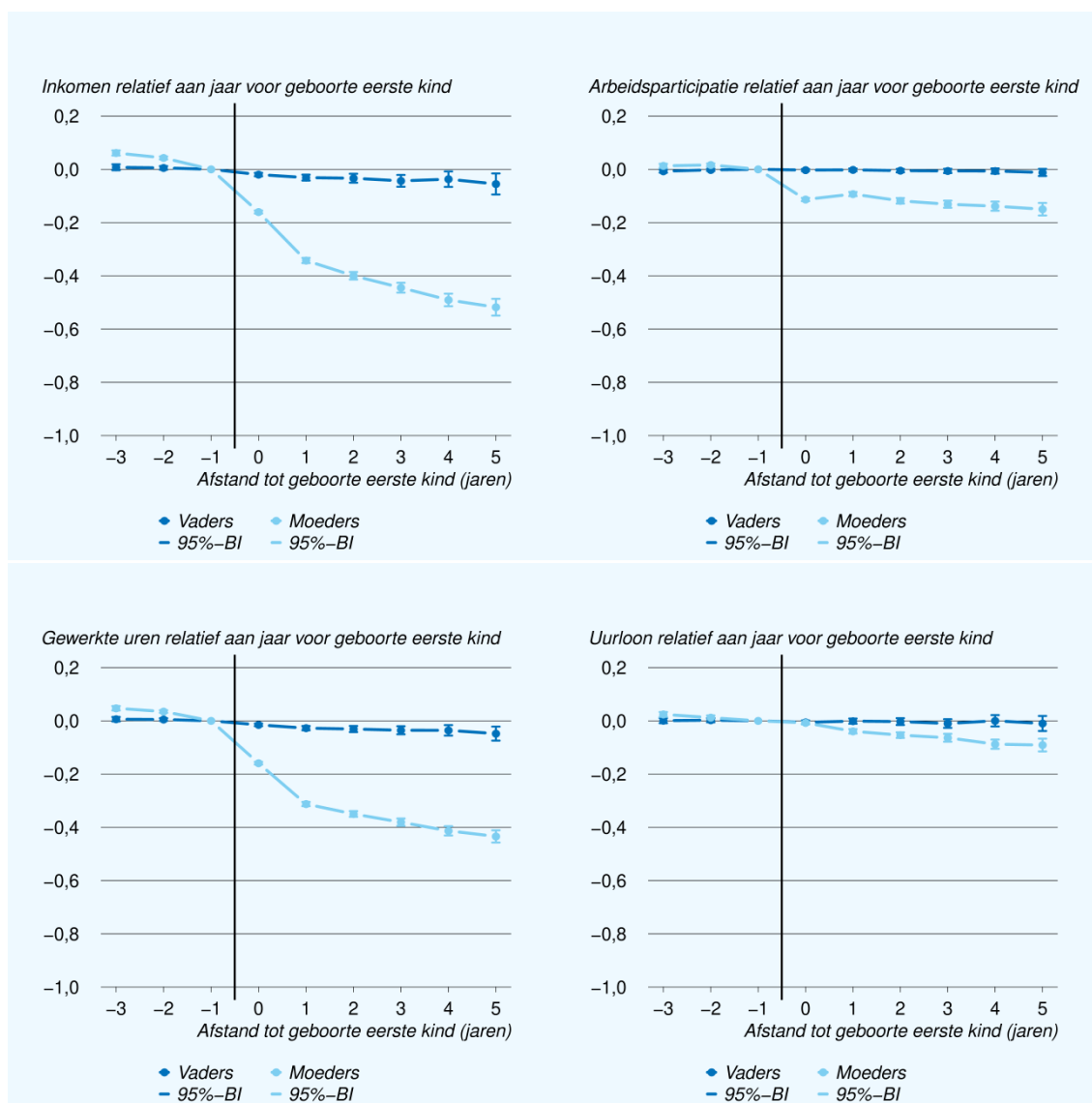
Figuur 3.3 Voor hoogopgeleiden wordt de daling in het inkomen na de geboorte van het eerste kind bijna alleen veroorzaakt door een daling in de gewerkte uren



Bron: Eigen berekening op basis van het Arbeidsmarktpanel gebaseerd op data voor de jaren 2006-2014. Noot: De methode wijkt af van de methode van figuur 3.1, de *child penalty* is hier geschat op basis van vergelijking (C.4) (apart voor hoogopgeleiden, zie appendix C).

²¹ De 'kinderdip' wordt gedefinieerd als een lagere arbeidsparticipatie op de leeftijd tussen 30 en 34 jaar (Dillingh e.a., 2018).

Figuur 3.4 Naast de daling in de gewerkte uren is voor niet-hoogopgeleiden de daling van de arbeidsparticipatie ook een belangrijke drijver van de inkomensdaling na de geboorte van het eerste kind



Bron: Eigen berekening op basis van het Arbeidsmarktpanel gebaseerd op data voor de jaren 2006-2014. Noot: De methode wijkt af van de methode van figuur 3.1, de *child penalty* is hier geschat op basis van vergelijking (C.4) (apart voor niet-hoogopgeleiden), zie appendix C.

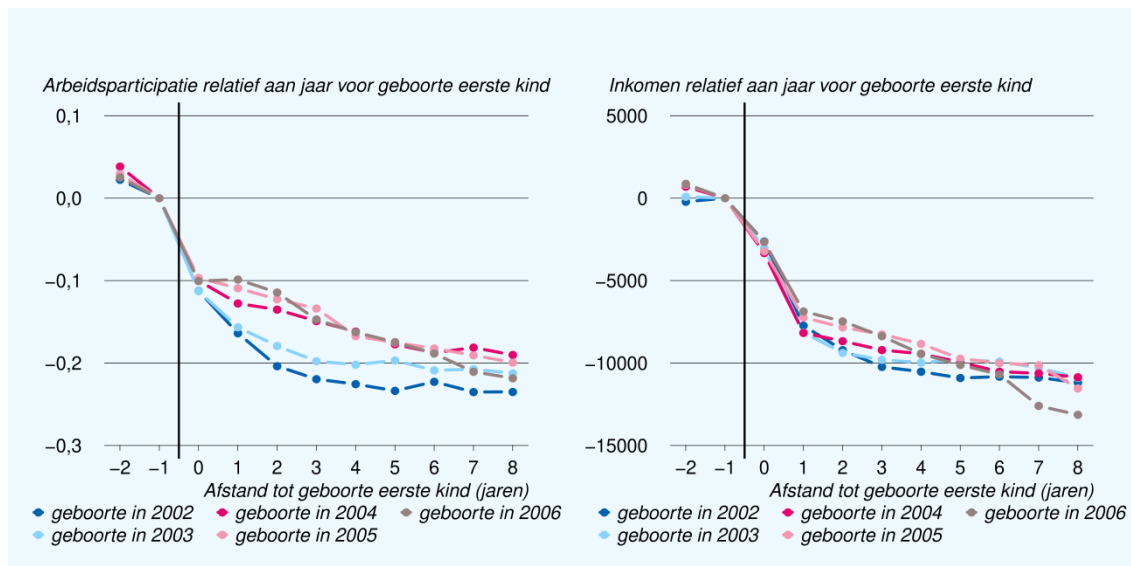
Bij de geboorte van het tweede kind zien we een verdere daling van het inkomen en de arbeidsparticipatie van moeders, maar het effect is kleiner dan bij de geboorte van het eerste kind. De voorgaande analyses presenteerden steeds het effect vanaf de geboorte van het eerste kind, inclusief het effect van de (eventuele) daaropvolgende kinderen. Uit figuur C.2 in appendix C blijkt dat na geboorte van het tweede kind de gemiddelde participatie en het gemiddelde inkomen van moeders verder dalen. Deze daling is echter minder groot dan die na de geboorte van het eerste kind.

3.1.2 De ontwikkeling van de *child penalty* in Nederland over tijd

De *child penalty* voor moeders op participatie daalt over de tijd (figuur 3.5). Wanneer we de daling van arbeidsparticipatie en inkomen van moeders na de geboorte van hun eerste kind vergelijken over de tijd, zien we dat de daling van de arbeidsparticipatie afneemt (figuur 3.5 links). Dit geldt vooral voor de directe daling (in de eerste jaren na de geboorte), de verschillen tussen de verschillende cohorten zijn op de langere termijn, als

het kind ouder is, minder groot. Voor de *child penalty* op inkomen is er geen duidelijke afname over tijd (figuur 3.5 rechts).

Figuur 3.5 Ontwikkeling van de *child penalty* op participatie (links) en inkomen (rechts) over tijd voor moeders



Bron: Eigen berekening op basis van het Arbeidsmarktpanel. Noot: De methode wijkt af van de methode van figuur 3.1, de *child penalty* is hier geschat op basis van vergelijking (C.5), zie appendix C. De 95%-betrouwbaarheidsintervallen zijn niet opgenomen in deze figuur.

Het effect van de beleidshervormingen is lastig te isoleren van de trendmatige daling van de *child penalty* op participatie over tijd. Figuur 3.5 (links) laat zien dat de arbeidsparticipatie van moeders van wie het eerste kind vanaf 2004 is geboren, minder daalt als de kinderen jong zijn, in vergelijking met moeders van wie het eerste kind in 2002 of 2003 is geboren. Dit patroon is ongeveer hetzelfde voor hoogopgeleiden en niet-hoogopgeleiden, zie figuren C.3 en C.4 in appendix C. De hervormingen van de kinderopvangtoeslag en de belastingkortingen (in de periode 2005-2009) hebben hier mogelijk een rol in gespeeld, maar dit kunnen we op basis van deze analyses niet met zekerheid concluderen. Hier is meer onderzoek voor nodig. Op langere termijn, als de kinderen ouder zijn, is het verschil in de daling van de participatie tussen de cohorten voor en na 2004 minder groot. Dit duidt erop dat een eventueel effect van de hervormingen in de kinderopvang op de arbeidsparticipatie en het inkomen niet langdurig is, dit is in overeenstemming met bevindingen uit Noorwegen en Oostenrijk (zie ook sectie 2.4.2). De rest van dit hoofdstuk richt zich op het kwantificeren van de effecten van deze hervormingen op de arbeidsparticipatie en het inkomen van moeders van jonge kinderen door middel van een *differences-in-differences* methode. In de volgende paragraaf komen eerst de kortetermijneffecten aan bod.

3.2 Positieve kortetermijneffecten intensiveringen kinderopvangtoeslag

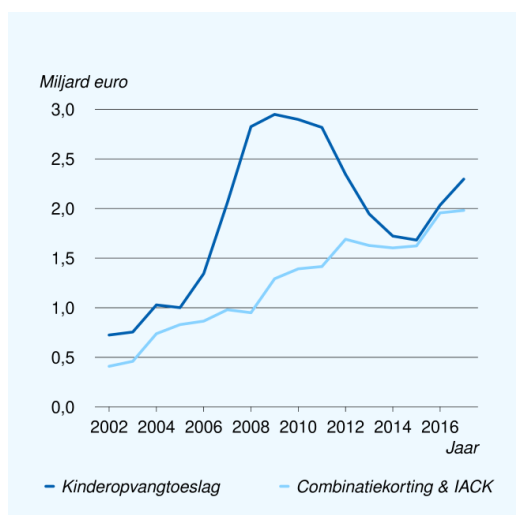
De intensiveringen in de kinderopvangtoeslag en de hogere belastingkortingen hebben op de korte termijn tot een hogere arbeidsparticipatie en een hoger inkomen van moeders van jonge kinderen geleid. Op korte termijn (in 2008-2010) is de arbeidsparticipatie van moeders van kinderen jonger dan twaalf jaar als gevolg van de maatregelen met 2,3%-punt gestegen. Het (fiscaal) jaarinkomen²² van deze groep is in

²² Het fiscaal loon is het bruto loon plus de bijdrage Zorgverzekeringswet, dus het loon vóór loonheffing. We gebruiken het fiscaal loon voor de analyses in dit hoofdstuk, omdat dit voor de hele periode beschikbaar is binnen het Arbeidsmarktpanel.

diezelfde periode met gemiddeld 860 euro toegenomen door de hervormingen. Dit komt overeen met een stijging van de arbeidsparticipatie van 3,3% en het inkomen van 7,5% ten opzichte van 2014. Het effect wordt gedreven door moeders van kinderen onder de 8 jaar. We gebruiken dezelfde methode als Bettendorf e.a. (2015), maar een andere dataset, namelijk het Arbeidsmarktpanel (zie appendix A voor een beschrijving van deze dataset). De gevonden effecten zijn vergelijkbaar: Bettendorf e.a. (2015) concluderen dat door de hervormingen de arbeidsparticipatie van moeders van kinderen jonger dan 12 jaar met 2,3%-punt is verhoogd.

Tussen 2005 en 2008 is de kinderopvangtoeslag substantieel uitgebreid met als doel de arbeidsparticipatie van jonge ouders te verhogen. In 2005 is de Wet Kinderopvang ingevoerd. Vóór de invoering van deze wet waren er grote verschillen in de toegang en de kosten van kinderopvang, afhankelijk van werkgever en woongemeente. De wet heeft de toegang tot kinderopvang en de subsidies geüniformeerd. Vervolgens zijn de subsidies in 2006 en 2007 sterk verhoogd. Dit heeft geleid tot een sterke stijging van de overheidsuitgaven aan kinderopvangtoeslag tussen 2005 en 2008, zie figuur 3.6.

Figuur 3.6 Tussen 2005 en 2008 substantiële stijging in de overheidsuitgaven aan kinderopvangtoeslag en belastingkortingen voor werkende ouders (combinatiekorting en IACK)

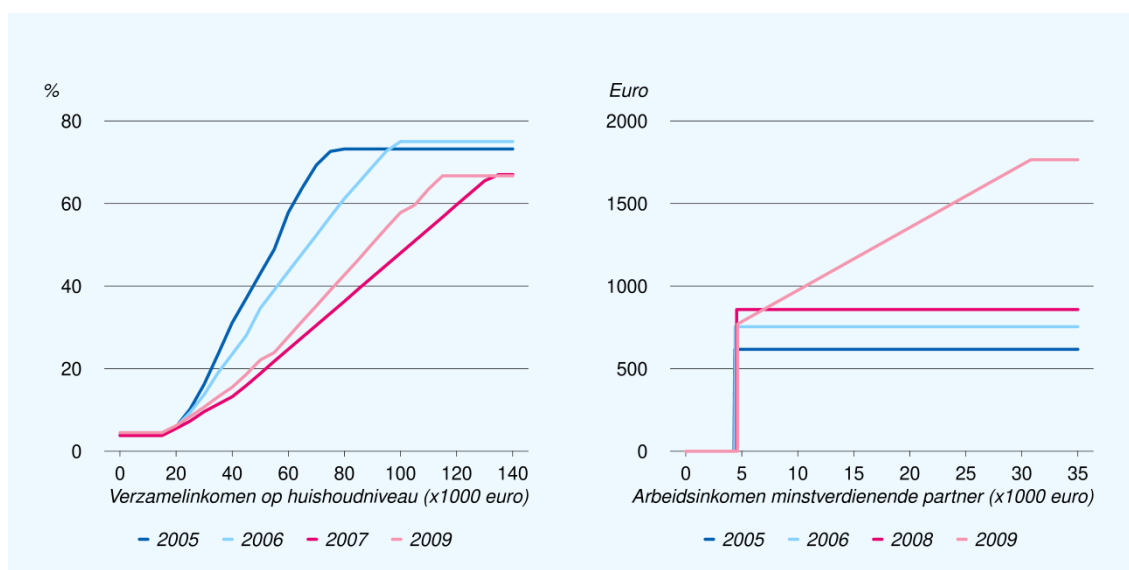


Bron: De Boer e.a. (2014) voor de periode 2002-2004 en Koot e.a. (2018) voor de periode 2005-2017.

De verhoging van de toeslag heeft voor de meeste huishoudens geleid tot een substantiële daling van de ouderbijdrage voor de kinderopvang, vooral voor de midden- en middelhoge inkomens (figuur 3.7 links). Vervolgens is er tussen 2012 en 2015 substantieel bezuinigd op de kinderopvang, wat tot een sterke daling van de overheidsuitgaven heeft geleid (figuur 3.6). Omdat het voornaamste doel van dit hoofdstuk het in kaart brengen van langetermijneffecten is, richten wij ons alleen op de effecten van de uitbreiding van de kinderopvangtoeslag tussen 2005 en 2009.²³ Zie appendix B voor meer informatie over de beleidswijzigingen.

²³ De dataset loopt tot 2015, daarom kunnen we (nog) niet naar de langetermijneffecten kijken van de bezuinigingen op de kinderopvangtoeslag tussen 2012 en 2015.

Figuur 3.7 Ouderbijdrage in kosten voor kinderopvang eerste kind vooral gedaald in 2007 voor huishoudens met midden/middelhoge inkomens (links) en uitbreiding belastingkortingen voor minstverdieners met jonge kinderen en alleenstaande ouders (rechts).



Bron: links: De Boer e.a. (2014), rechts: Bettendorf e.a. (2015). Noot: De rechterfiguur presenteert de veranderingen in de som van de combinatiekorting (afgeschaft in 2009) en de inkomensafhankelijke combinatiekorting (IACK) in de periode 2005-2009. Figuur B.1 in appendix B geeft de twee belastingkortingen apart weer.

In diezelfde periode zijn ook de belastingkortingen²⁴ voor werkende ouders van kinderen jonger dan 12 jaar verhoogd (figuur 3.6 en figuur 3.7). De inkomensafhankelijke combinatiekorting (IACK) verlaagt de belasting en premies voor minstverdieners en alleenstaande ouders met kinderen jonger dan 12 jaar en de combinatiekorting (afgeschaft in 2009) verlaagde de belasting voor zowel de eerste als de minstverdiener (en alleenstaande ouders). Tussen 2005 en 2009 is de som van de belastingkortingen voor minstverdieners en alleenstaande ouders verhoogd (figuur 3.7 rechts). In deze periode zijn de totale overheidsuitgaven aan de combinatiekorting en de IACK gestegen (figuur 3.6). Zie appendix B voor meer informatie over deze belastingkortingen. Omdat beide beleidswijzigingen (uitbreiding van de kinderopvangtoeslag en de hogere belastingkortingen) bedoeld zijn om arbeidsparticipatie te stimuleren en gericht zijn op dezelfde doelgroep, is het alleen mogelijk om het gezamenlijke effect van deze twee hervormingen te analyseren.

We schatten de kortetermijneffecten op de arbeidsparticipatie en het inkomen van de beleidshervormingen met de zogenaamde *differences-in-differences* (DD) methode. De DD methode vergelijkt het verschil tussen de behandelde en de controlegroep na 2005 (invoering van de Wet Kinderopvang) met het verschil tussen beide groepen voor 2005. De behandelde groep bestaat uit ouders met kinderen jonger dan 12 jaar, omdat het beleid op deze groep gericht is. De controlegroep bestaat uit ouders met kinderen tussen 12 en 19 jaar, de beleidshervormingen hebben geen invloed op deze ouders.²⁵ Deze methode corrigeert voor tijdsspecifieke effecten, die hetzelfde zijn voor de behandelde en de controlegroep (bijvoorbeeld inflatie). Deze methode wordt ook gebruikt door Bettendorf e.a. (2015), zie appendix D voor een uitgebreide beschrijving van de DD-methode en voor de regressieresultaten. De cruciale veronderstelling om het causale effect met de DD-methode te kunnen schatten, is de veronderstelling dat de arbeidsparticipatie en het inkomen van de behandelde en de controlegroep dezelfde trend over tijd gevolgd hadden, als de

²⁴ De combinatiekorting en inkomensafhankelijke combinatiekorting (IACK).

²⁵ Ouders hebben geen recht meer op kinderopvangtoeslag als het kind naar het voortgezet onderwijs gaat en het recht op de inkomensafhankelijke combinatiekorting vervalt als het kind 12 jaar of ouder is op 1 januari.

beleidsinterventies niet waren doorgevoerd. Figuur D.3 in appendix D laat zien dat we niet met volledige zekerheid kunnen zeggen dat deze veronderstelling geldig is: er zitten kleine verschillen in de trend vóór 2005 tussen beide groepen (een aantal lichtblauwe ‘placebo’-punten wijken statistisch significant af van de nullijn).²⁶

De beleidsinterventies hebben in 2008-2010 geleid tot gemiddeld 2,3% -punt hogere arbeidsparticipatie van moeders van kinderen jonger dan 12 jaar.²⁷ Het effect op de arbeidsparticipatie in 2005-2007 is gemiddeld 0,9%-punt. Het jaarlijkse inkomen²⁸ van moeders van kinderen jonger dan 12 jaar is in 2005-2007 met gemiddeld 450 euro en in 2008-2010 met gemiddeld 860 euro toegenomen als gevolg van de hervormingen.²⁹ De kans op economische zelfstandigheid is in 2005-2007 met gemiddeld 1,5%-punt en in 2008-2010 met gemiddeld 3,1%-punt toegenomen door de beleidsinterventies.³⁰ Het is niet vreemd dat de effecten op arbeidsparticipatie, inkomen en economische zelfstandigheid in de eerste jaren na invoering van de wet kleiner zijn, aangezien de grootste daling in de ouderbijdrage in 2006 en 2007 was (figuur 3.7). Deze resultaten zijn vergelijkbaar met de bevindingen van Bettendorf e.a. (2015), zij vinden een effect op de arbeidsparticipatie van gemiddeld 1,5%-punt voor 2005-2007 en 2,3%-punt voor 2008-2009. De hervormingen hebben, ondanks een substantiële stijging van de overheidsuitgaven (figuur 3.6), dus slechts een bescheiden effect gehad op de arbeidsparticipatie, economische zelfstandigheid en het inkomen van moeders van jonge kinderen. Zie tabellen D.1, D.2 en D.3 in appendix D voor meer regressieresultaten.

Deze kortetermijneffecten op de participatie en het inkomen worden voornamelijk gedreven door moeders van kinderen jonger dan 8 jaar (figuur 3.8). Hoewel de hervormingen in principe alle ouders met kinderen jonger dan 12 jaar beïnvloeden, is het aannemelijk dat het effect het grootst is voor moeders met relatief jonge kinderen. Deze ouders nemen relatief veel kinderopvang af. Dit zien we terug wanneer we de effecten uitsplitsen naar verschillende leeftijdscategorieën: er is geen significant effect van de interventie zichtbaar voor ouders met kinderen tussen de 8 en de 11 jaar (figuur 3.8).³¹ Deze informatie is waardevol voor de analyses in de volgende sectie, waar het bepalen van de effecten op de langere termijn met behulp van de DD-methode centraal staat.

²⁶ Het is bijvoorbeeld mogelijk dat de behandelde en de controlegroep verschillend zijn beïnvloed door de conjunctuur. Kolom 7 van tabellen B.1, B.2 en B.3 (in appendix B) laat echter zien dat de gevonden effecten niet veel veranderen als we placebo-dummy's toevoegen. Uit kolom 6 blijkt dat de effecten iets groter worden als we groeps-specifieke trends toevoegen.

²⁷ Dit komt overeen met een stijging van de arbeidsparticipatie van 3,3% ten opzichte van 2004. De participatiegraad van de behandelde groep was 69% in 2004 (het jaar voor de hervormingen). De participatiegraad van de controlegroep was 72,5% in 2004.

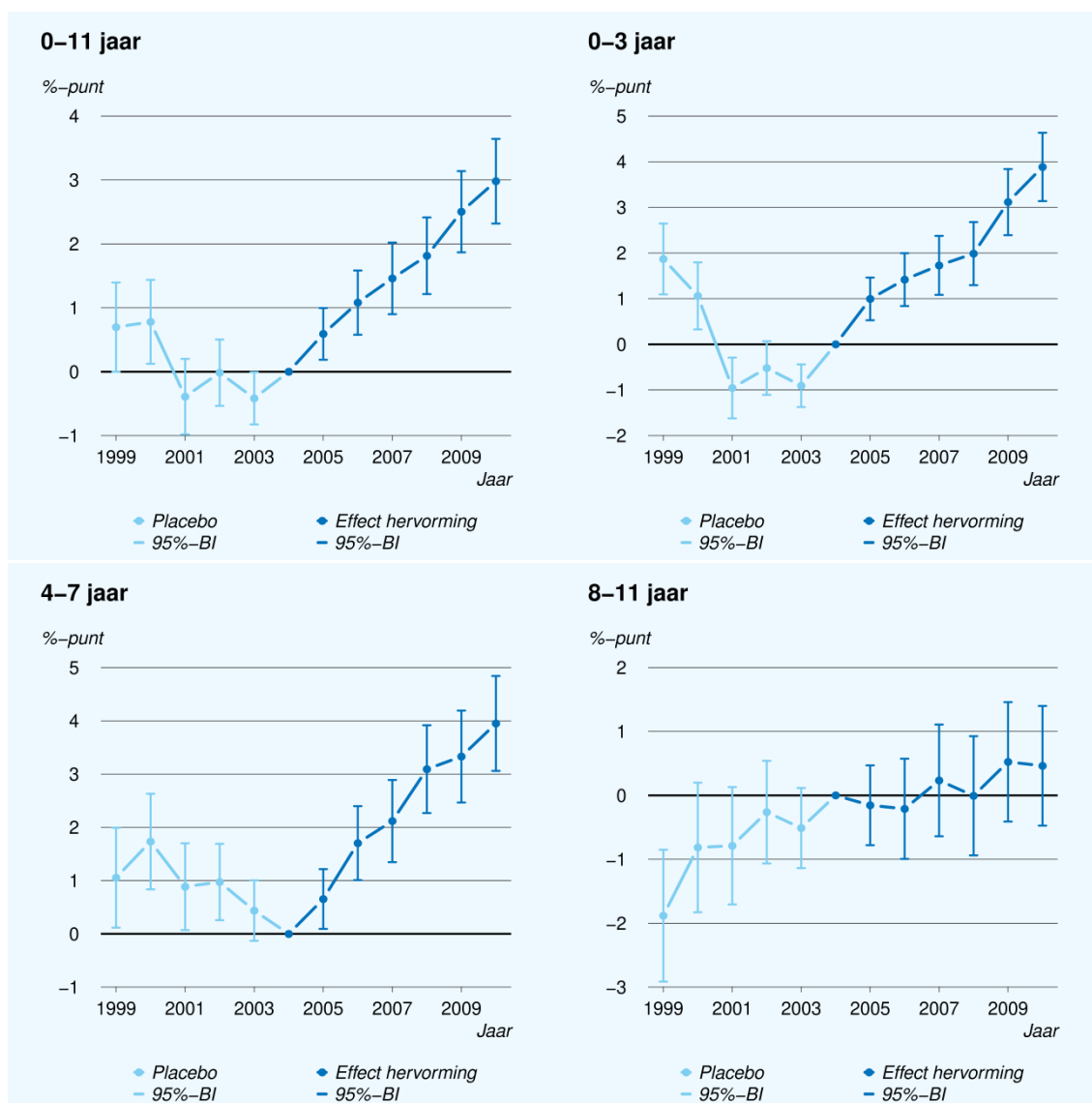
²⁸ Fiscaal loon, zie appendix A.

²⁹ De stijging van het inkomen met 860 euro komt overeen met een stijging van 7,4% ten opzichte van 2004. Het gemiddelde inkomen van de behandelde groep was 11.628 euro in 2004 (het jaar voor de hervormingen). Het gemiddelde inkomen van de controlegroep was 12.062 euro in 2004. Mensen zonder inkomen worden ook meegenomen in de berekening van het gemiddelde.

³⁰ De stijging in de jaren 2008-2010 komt overeen met een stijging van 6,9% in economische zelfstandigheid ten opzichte van 2004. 44,7% van de behandelde groep en 47,5% van de controlegroep waren economisch zelfstandig in 2004 (het jaar vóór de hervormingen).

³¹ De lichtblauwe ‘placebo’-punten zouden op of zeer dicht bij de nullijn moeten liggen: vóór de hervorming zouden de trends van de behandelde en de controlegroep (nog) niet significant moeten verschillen. Een aantal ‘placebo’-punten in deze figuur wijken toch statistisch significant af van de nullijn, maar dat neemt niet weg dat deze figuur duidelijk laat zien dat er geen effect van de hervorming is voor de groep 8-11 jaar.

Figuur 3.8 Geen korttermijneffecten van de hervormingen op arbeidsparticipatie van ouders met kinderen van 8 tot en met 11 jaar (rechtsonder)



Bron: Eigen berekening op basis van het Arbeidsmarktpanel. Noot: De figuur linksboven geeft het effect voor de totale groep van moeders van kinderen van 0-11 jaar. De andere figuren splitsen dit totale effect uit naar drie leeftijdsgroepen: 0-3, 4-7 en 8-11 jaar. Zie appendix D voor een beschrijving van de methode.

3.3 Onduidelijke langetermijneffecten hogere kinderopvangtoeslag

De langetermijneffecten van de uitbreiding van de kinderopvangtoeslag (tussen 2005 en 2008) zijn **onduidelijk**. De vorige sectie liet zien dat de uitbreiding van de kinderopvangtoeslag³² op de korte termijn een positief effect heeft gehad op de arbeidsparticipatie, economische zelfstandigheid en het inkomen van vrouwen met jonge kinderen. Er kunnen ook effecten zijn op de langere termijn: als vrouwen met jonge

³² In combinatie met de verhoging van de inkomensafhankelijke combinatiekorting.

kinderen meer werken (als gevolg van de hervormingen) bouwen ze meer vaardigheden en kennis op en dit kan een positief effect hebben op de loopbaanontwikkeling (Blundell e.a., 2016).³³ In deze paragraaf gebruiken we een vergelijkbare (DD-) methode om deze langetermijneffecten te schatten. Hiervoor kijken we of er een paar jaar later, als de kinderen ouder zijn en het huishouden geen kinderopvang meer afneemt, nog een effect van de beleidshervormingen op de arbeidsparticipatie en het inkomen van de moeder is. Deze methode sluit deels aan bij de methode van Lefebvre e.a. (2009). Het patroon van de langetermijneffecten van de hervormingen is echter onduidelijk. Er zijn enkele kanttekeningen bij deze analyse te plaatsen die het identificeren van langetermijneffecten compliceren.

Het bepalen van de langetermijneffecten is lastig, omdat de beleidsinterventie niet op één moment was en er veel veranderingen in de kinderopvangtoeslag zijn geweest. In 2005 heeft de invoering van de Wet Kinderopvang de subsidies voor kinderopvang geüniformeerd. Vervolgens is de ouderbijdrage verder gedaald in 2006 en 2007. Tussen 2012 en 2015 heeft de overheid substantieel bezuinigd op de kinderopvangtoeslag en is de ouderbijdrage weer gestegen, terwijl de inkomensafhankelijke combinatiekorting verder verhoogd is.³⁴ Kortom, er zijn zeer veel wijzigingen geweest in kinderopvangtoeslag in de periode 2005-2015, dit maakt het lastig om de langetermijneffecten van de uitbreiding van de kinderopvangtoeslag tussen 2005 en 2007 vast te stellen. Met de hieronder beschreven methode proberen we dit zo veel mogelijk te ondervangen, door te zorgen dat de onderzochte groepen niet worden beïnvloed door de bezuinigingen in de periode 2012-2015.

Om de effecten van de beleidshervormingen op de langere termijn te identificeren, kijken we of er een paar jaar na de hervormingen nog effecten zichtbaar zijn. Figuur 3.8 laat zien dat de hervormingen op de korte termijn met name de participatie en het inkomen van moeders van kinderen jonger dan 8 jaar heeft beïnvloed, terwijl er geen effect zichtbaar is voor moeders met kinderen tussen de 8 en de 11 jaar. Deze informatie gebruiken we in deze sectie om de effecten op de langere termijn te schatten: we gaan ervan uit dat de hervormingen op de korte termijn alleen een effect hebben gehad op ouders van kinderen jonger dan 8 jaar. En we kijken of er vanaf 2009 een effect zichtbaar is voor moeders van kinderen van 8-11 jaar, deze kinderen waren namelijk 4-7 jaar toen de intensiveringen zijn gestart (in 2005). Daarnaast kijken we of er vanaf 2013 een effect zichtbaar is voor moeders van kinderen van 12-15 jaar, deze kinderen waren in 2005 ook 4-7 jaar. In beide gevallen bestaat de controlegroep uit moeders van kinderen van 16 tot en met 19 jaar, deze kinderen waren ouder dan 8 jaar in 2005. De twee behandelde groepen en de controlegroep worden niet beïnvloed door de bezuinigingen in de periode 2012-2015, omdat de kinderen in 2012 minimaal 12 jaar oud zijn.

De cruciale veronderstelling dat de arbeidsparticipatie en het inkomen van de behandelde- en controlegroep dezelfde trend over tijd gevolgd hadden, als de beleidshervormingen niet waren doorgevoerd, is problematisch. Net als bij het schatten van de kortetermijneffecten, is het cruciaal dat deze veronderstelling geldig is om het causale effect met de DD-methode te kunnen schatten. Hiertoe toetsen we of er verschillen zitten in de trends in de arbeidsparticipatie en het inkomen van de behandelde groepen en de controlegroep vóór 2009 (voor de groep 8-11) en 2013 (voor de groep 12-15). Als de trends parallel lopen (vóór 2009 of 2013), liggen de lichtblauwe punten in figuur 3.9 en figuur 3.10 op of zeer dicht bij de nullijn: er zou namelijk nog geen significant verschil zichtbaar moeten zijn tussen de behandelde en de controlegroep. De geldigheid van de veronderstelling lijkt nu problematischer dan bij de analyse van de kortetermijneffecten, omdat een aantal 'placebo'-punten statistisch significant afwijken van de nullijn. Daarmee is het niet zeker dat de geschatte coëfficiënten de causale langetermijneffecten van de hervormingen op het inkomen en de

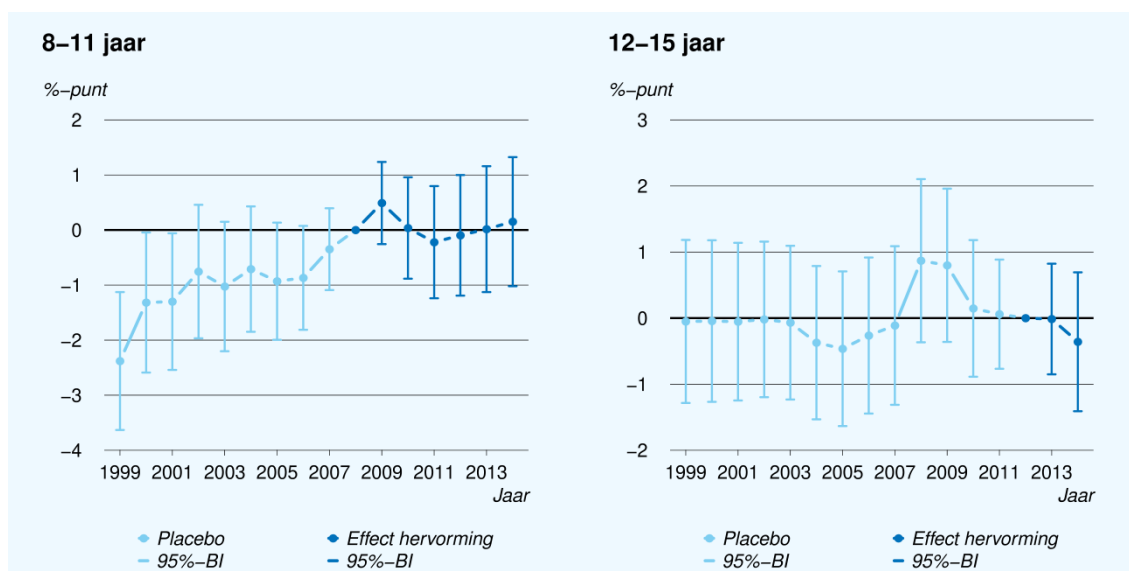
³³ Met langetermijneffecten bedoelen we effecten van de beleidshervormingen op de langere termijn op individueel niveau, als de kinderen ouder zijn geworden. We bedoelen dus niet de structurele werkgelegenheidseffecten van de hervormingen.

³⁴ Appendix B bespreekt alle relevante beleidswijzigingen in de periode 2005-2015 omtrent de kinderopvangtoeslag en de (inkomensafhankelijke) combinatiekorting.

arbeidsparticipatie van moeders zijn. Appendix D bevat een uitgebreidere beschrijving van de methode en van de geldigheid van de veronderstelling van een parallelle trend.³⁵

Bovendien zijn de patronen in de effecten van de hervormingen op de participatie en het inkomen van de ouders op de lange termijn onduidelijk. Als de hervormingen een (positief) effect hebben op de langere termijn, zouden de donkerblauwe punten in figuur 3.9 en figuur 3.10 boven de nullijn moeten liggen. In figuur 3.9 is dit echter niet het geval en dus lijken er geen significante effecten op de langere termijn (vanaf 2009) voor de participatie van moeders van kinderen die in 2005 tussen de 4 en de 7 jaar oud waren. Er lijkt wel een mogelijk positief langetermijneffect op het inkomen voor groep 8-11 te zijn (figuur 3.10). Het patroon is echter niet volgens verwachting. Voor deze groep is vanaf 2009 een effect te verwachten, maar er is pas een effect zichtbaar vanaf 2012. Voor de groep 12-15 zien we positieve effecten vanaf 2013, maar deze effecten zijn statistisch niet-significant.³⁶ Bovendien is de geldigheid van de, in de vorige paragraaf besproken, cruciale veronderstelling van een parallelle trend onzeker. Al met al zien we niet het verwachte patroon voor de langetermijneffecten en zijn er dus enkele methodologische kanttekeningen te plaatsen.

Figuur 3.9 Geen effecten zichtbaar van de hervormingen op de langere termijn op de arbeidsparticipatie van vrouwen

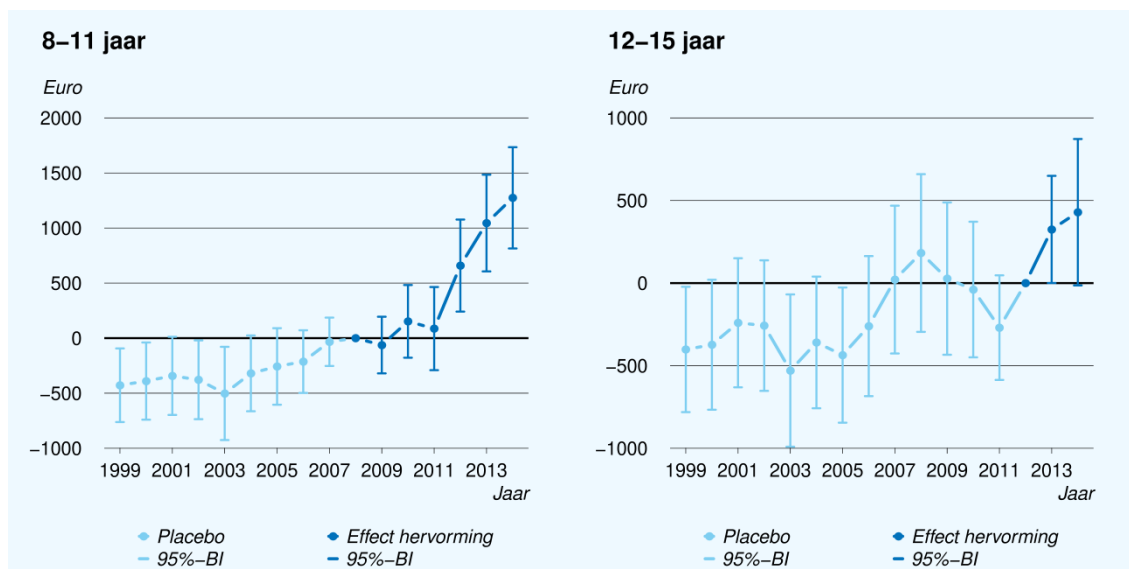


Bron: Eigen berekening op basis van het Arbeidsmarktpanel. Noot: Zie appendix D voor de gebruikte methode.

³⁵ Zie ook figuur D.4 voor een vergelijking van het gemiddelde inkomen, de arbeidsparticipatie en de economische zelfstandigheid van de behandelde en controlegroep.

³⁶ Een aanvullende analyse op de effecten op de gewerkte uren laat patronen zien die vergelijkbaar zijn met de patronen in figuur 3.10, data over gewerkte uren zijn echter pas vanaf 2006 beschikbaar in het Arbeidsmarktpanel. Daardoor kunnen we niet vaststellen of de trend van de behandelde en de controlegroep hetzelfde is vóór de hervormingen.

Figuur 3.10 Mogelijk wel positieve effecten van hervormingen op jaarinkomen van vrouwen op de langere termijn



Bron: Eigen berekening op basis van het Arbeidsmarktpanel. Noot: Zie appendix D voor de gebruikte methode.

De effecten van hervormingen gericht op de arbeidsparticipatie van ouders van jonge kinderen zouden wellicht ook in kaart kunnen worden gebracht met behulp van de *child penalty* methode. Recent onderzoek door Kleven e.a. (2019) en Andresen en Nix (2019) laat zien dat deze methode ook geschikt is om de invloed van beleid op de ontwikkeling van het inkomen en de arbeidsparticipatie van moeders en vaders na de geboorte van het eerste kind te analyseren. Het analyseren van de effecten van de beleidshervormingen op de (relatieve) *child penalty* in Nederland is een interessant onderwerp voor toekomstig onderzoek.

4 Marginale druk en collectieve baten economische zelfstandigheid

De marginale druk van minstverdieners die niet economisch zelfstandig zijn is relatief laag, maar voor minstverdieners met een inkomen hoger dan 20.000 euro loopt de marginale druk snel op. Dit komt door de afbouw van diverse kortingen en toeslagen. De netto kinderopvangkosten verhogen de marginale druk van minstverdieners met kinderen die meer uren gaan werken. Formele kinderopvangkosten hebben een minder sterk effect op de marginale druk van alleenstaande ouders. De marginale druk van alleenstaanden met lagere inkomens loopt echter sterker op dan voor minstverdieners. Dit wordt vooral veroorzaakt door de afbouw van de zorg- en huurtoeslag, regelingen waar minstverdieners over het algemeen minder vaak recht op hebben.

Als niet-economisch-zelfstandige minstverdieners en alleenstaanden die in deeltijd werken een dagdeel meer zouden werken, leidt dit tot een afname van het aantal niet-economisch zelfstandigen. Ongeveer 5% van deze groep minstverdieners en 10% van de alleenstaanden wordt dan economisch zelfstandig. Indicatieve berekeningen laten zien dat dit gemiddeld een EMU-saldoverbetering van 300 euro per persoon per jaar voor de overheid zou kunnen opleveren. Bij deze berekening is echter geen rekening gehouden met de kosten van

het beleid dat gevoerd moet worden om het aantal gewerkte uren van deze groepen te verhogen. Deze kosten kunnen aanzienlijk zijn, wat het positieve effect op het EMU-saldo tenietdoet.

De opzet van dit hoofdstuk is als volgt. Sectie 4.1 beschrijft de marginale druk voor minstverdieners en alleenstaanden voor zowel een loonschok als een urenschok. Sectie 4.2 geeft een indicatie van de collectieve baten (een verbetering van het EMU-saldo) als niet-economisch-zelfstandige minstverdieners en alleenstaanden die in deeltijd werken, een dagdeel meer zouden werken.

4.1 Marginale druk

De marginale druk is het percentage van een bruto inkomensstijging dat niet resulteert in een hoger besteedbaar huishoudinkomen. Door de belasting- en premieheffing en de afbouw van toeslagen zal een stijging van het bruto persoonlijk inkomen resulteren in een kleinere stijging van het besteedbaar huishoudinkomen. De marginale druk hoeft niet gelijk te zijn aan het marginale belastingtarief in box 1: door de vormgeving van kortingen en toeslagen kan de marginale druk hoger of juist lager liggen.

Analyses van marginale druk geven inzicht in de financiële prikkels voor arbeidsaanbod. Hoe hoger de marginale druk, hoe minder aantrekkelijk het is om meer te gaan verdienen. Daarom kunnen berekeningen van de marginale druk van minstverdieners en alleenstaanden bijdragen aan de vormgeving van beleid gericht op de economische zelfstandigheid van deze groepen. In deze notitie classificeren wij een werknemer als niet economisch zelfstandig als zijn of haar bruto inkomen lager is dan een gebruteerde bijstandsuitkering van een alleenstaande. In 2021 komt dit neer op afgerond 16.000 euro per jaar.

De marginale druk wordt berekend door een fictieve schok te geven aan het persoonlijk bruto inkomen van werknemers. We maken onderscheid tussen twee typen schokken. Bij een 'loonschok' worden de gevolgen van een directe bruto loonsverhoging van 3% gesimuleerd. Bij een 'urenschok' wordt er een schok gegeven aan de deeltijdfactor, en daardoor indirect aan het bruto loon van werknemers. De deeltijdfactor (DTF) is een getal tussen 0 en 1. Bij een DTF van 1 werkt een persoon voltijds, bij een DTF van 0 werkt een persoon niet. De figuren in deze notitie tonen de marginale druk als gevolg van een schok op de DTF van 0,1 per week. Dit komt voor de meeste personen in de steekproef overeen met een dagdeel extra werk per week. Onderstaand kader geeft inzicht in hoe de berekening gemaakt wordt met behulp van het microsimulatiemodel MIMOSI³⁷. Als een werknemer met kinderen gebruikmaakt van formele kinderopvang en een dagdeel meer gaat werken, neemt in MIMOSI het aantal uren formele kinderopvang navenant toe. Dit heeft gevolgen voor zowel de kinderopvangkosten als de kinderopvangtoeslag, en daardoor ook de marginale druk. Bij een loonschok wordt het effect van een directe loonsverhoging gesimuleerd en is er dus geen sprake van een toename in het gebruik van formele kinderopvang. Zie Appendix E voor een meer gedetailleerde uitleg van de urenschok.

³⁷ Zie Koot e.a. (2016) voor een omschrijving van MIMOSI.

Tabel 4.1 Aantal minstverdienende en alleenstaande werknemers in 2021, miljoenen (mln) en percentages (%)

Minstverdieners		Alleenstaanden	
Totaal	2,4 mln	Totaal	2,3 mln
DTF per week <0,8	62%	DTF per week <0,8	32%
zonder kinderen	53%	zonder kinderen	90%
met kinderen	47%	met kinderen	10%
met kinderen met formele kinderopvang	14%	met kinderen met formele kinderopvang	3%
met kinderen met formele kinderopvang, DTF per week <0,8	10%	met kinderen met formele kinderopvang, DTF per week <0,8	1%
<i>niet economisch zelfstandig</i>		<i>niet economisch zelfstandig</i>	
Totaal	0,8 mln	Totaal	0,8 mln
DTF per week <0,8	81%	DTF per week <0,8	63%
zonder kinderen	57%	zonder kinderen	91%
met kinderen	43%	met kinderen	9%
met kinderen met formele kinderopvang	8%	met kinderen met formele kinderopvang	2%
met kinderen met formele kinderopvang, DTF per week <0,8	6%	met kinderen met formele kinderopvang, DTF per week <0,8	2%

We analyseren de geraamde marginale druk van minstverdienende partners ('minstverdieners')³⁸ en alleenstaanden die in loondienst zijn. De analyses hebben betrekking op het jaar 2021, het laatste kabinetsjaar van de huidige regering, waarin veel van het voorgenomen beleid uit het Regeerakkoord volledig is ingevoerd. In 2021 zijn er ruim 9 miljoen werknemers, waarvan ruim 2,4 miljoen minstverdiener zijn, en 2,3 miljoen personen alleenstaand (zie tabel 4.1). In onze analyse werkt een persoon in deeltijd als zijn of haar DTF per week lager is dan 0,8. Dit is het geval voor 62% van de minstverdieners en 32% van de alleenstaanden. De meeste alleenstaanden en minstverdieners hebben een bruto inkomen lager dan 50.000 euro. Daarom ligt de focus van de analyse op werknemers met inkomens lager dan dit bedrag. Daarnaast wordt aandacht besteed aan de marginale druk van werknemers die niet economisch zelfstandig zijn. In 2021 zijn er afgerond 0,8 miljoen minstverdieners en 0,8 miljoen alleenstaanden niet economisch zelfstandig. Van deze groep minstverdieners werkt 81% in deeltijd, van de niet-economisch-zelfstandige alleenstaanden geldt dit voor 63%.

³⁸ Van een werkend stel wordt de partner met het hoogste inkomen de 'meestverdiener' genoemd en de partner met het laagste inkomen de 'minstverdiener'.

Hoe wordt de marginale druk berekend?

De marginale druk wordt berekend door een fictieve schok te geven aan het persoonlijk bruto inkomen van werknemers. Dit gebeurt voor een representatieve steekproef van Nederlandse huishoudens met het microsimulatiemodel MIMOSI. Zelfstandigen, uitkeringsgerechtigden en mensen met meerdere inkomensbronnen binnen één jaar blijven buiten beschouwing. Deze groepen hebben namelijk een afwijkend bruto-nettotraject en ervaren andere fiscale prikkels, waardoor ze niet goed vergelijkbaar zijn met werknemers.

Het CPB berekent de effecten van de schok in het bruto persoonlijk inkomen op het netto besteedbaar inkomen van het *hele* huishouden. Deze keuze ligt voor de hand, aangezien een aantal regelingen afhangen van het inkomen op huishoudniveau. Bij het toekennen van een schok aan een persoon met een fiscale partner wordt verondersteld dat het inkomen van de partner niet wijzigt. Voor een werkend paar wordt dus twee keer de marginale druk geanalyseerd: één keer als gevolg van een brutoloonstijging van de meestverdienende partner en één keer als gevolg van een brutoloonstijging van de minstverdienende partner.

De marginale druk van een huishouden wordt berekend met behulp van de veranderingen in het bruto persoonlijk inkomen en het netto besteedbaar inkomen van het huishouden. Eerst wordt de verandering van het besteedbaar huishoudinkomen gedeeld door de verandering van het bruto persoonlijk inkomen. De resulterende breuk is het deel van de bruto loonstijging dat het huishouden overhoudt na het betalen van belastingen en premies en het ontvangen van kortingen en toeslagen. De marginale druk voor huishouden h is dan gelijk aan één minus deze breuk:

$$\text{Marginale druk}_h = 1 - \frac{\Delta NBI_h}{\Delta BL_p},$$

waarbij ΔNBI_h het verschil is tussen het nominaal besteedbaar huishoudinkomen voor en na de brutoloonstijging van huishoudlid p . De noemer ΔBL_p is de verandering van het bruto loon van huishoudlid p als gevolg van de loon- of urenschok. De figuren tonen per inkomenshoogte het gewogen gemiddelde van de marginale druk van de huishoudens in de steekproef.

4.1.1 Loonschok minstverdieners en alleenstaanden

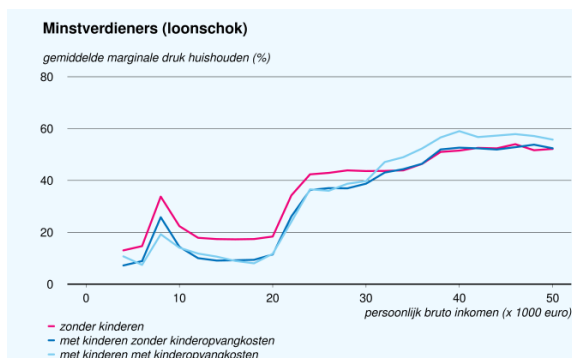
De marginale druk van minstverdieners die niet economisch zelfstandig zijn, is relatief laag. Dit is te zien in figuren 4.1a-d. Deze figuren tonen ook de inkomensverdeling, om inzichtelijk te maken welk aandeel van deze groepen een hoge of lage marginale druk ervaart. Opvallend is de piek in de marginale druk rond 8000 euro. Dit komt doordat de werknemers in de steekproef als gevolg van de loonschok dan voor het eerst inkomstenbelasting moeten gaan afdragen. Na dit punt daalt de marginale druk weer: tot en met een persoonlijk bruto inkomen van ongeveer 20.000 euro is de marginale druk van minstverdieners zonder kinderen gemiddeld 17%, zie figuur 4.1b. Figuren 4.1c en d laten zien dat voor minstverdieners met kinderen de marginale druk nog lager is, namelijk net onder 10%. Deze werknemers hebben namelijk naast de algemene heffingskorting en arbeidskorting ook recht op de inkomensafhankelijke combinatiekorting (IACK). Zie figuren F.1a-c in Appendix F voor een decompositie van de marginale druk naar de individuele regelingen.

Voor minstverdieners met een inkomen hoger dan 20.000 euro loopt de marginale druk snel op. Voor minstverdieners zonder kinderen met inkomens tussen 20.000 en 50.000 euro stijgt de marginale druk naar afgerond 52%. Dit wordt veroorzaakt door de afbouw van de algemene heffingskorting en de arbeidskorting. Voor minstverdieners met kinderen geldt bovendien dat na een inkomen van ongeveer 30.500 euro de IACK niet verder toeneemt, wat een opwaarts effect heeft op de marginale druk. De afbouw van de kinderopvangtoeslag heeft een additioneel drukverhogend effect voor minstverdieners met kinderen die gebruikmaken van formele kinderopvang. Hierdoor ligt vanaf een inkomen van ongeveer 30.000 euro de marginale druk van deze groep hoger dan de marginale druk van minstverdieners zonder kinderen, namelijk rond de 56%.

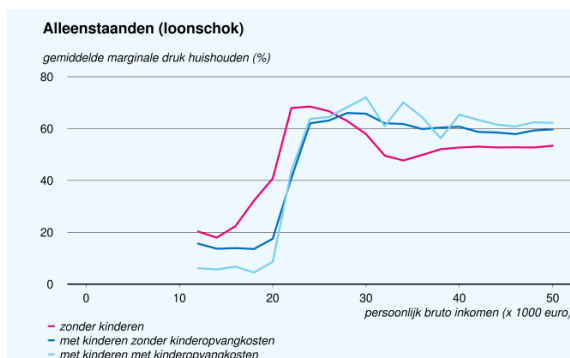
De marginale druk van alleenstaanden met lagere inkomens loopt sterker op dan die van minstverdieners. Dit is te zien in figuren 4.1e-h. Alleenstaanden zonder kinderen die niet economisch zelfstandig zijn, ervaren een marginale druk van ongeveer 20%. Voor alleenstaanden met een inkomen tussen 20.000 en 30.000 euro loopt dit percentage zelfs op tot bijna 70%. Dit wordt vooral veroorzaakt door de afbouw van de zorg- en huurtoeslag, regelingen waar minstverdieners over het algemeen minder vaak recht op hebben, zie ook figuren F.1d-f in de Appendix. Door de IACK ligt de marginale druk van minstverdieners met kinderen die niet economisch zelfstandig zijn, lager. Echter, naast de afbouw van bovengenoemde toeslagen, krijgen alleenstaanden ook te maken met de afbouw van het kindgebonden budget en de kinderopvangtoeslag als hun inkomen stijgt. Hierdoor is de marginale druk van alleenstaanden met kinderen vanaf een inkomen van ongeveer 28.000 euro zo'n 60%, wat hoger is dan de marginale druk van alleenstaanden zonder kinderen en alle minstverdieners. Het effect van de afbouw van de kindregelingen heeft een groter effect op de marginale druk van alleenstaanden, omdat een 3%-loonstijging een groter effect heeft op hun huishoudinkomen (in tegenstelling tot het huishoudinkomen van paren, waarbij in deze analyse het inkomen van de partner constant blijft).

Figuur 4.1 Marginale druk en inkomensverdeling minstverdieners en alleenstaanden (loonschok)³⁹

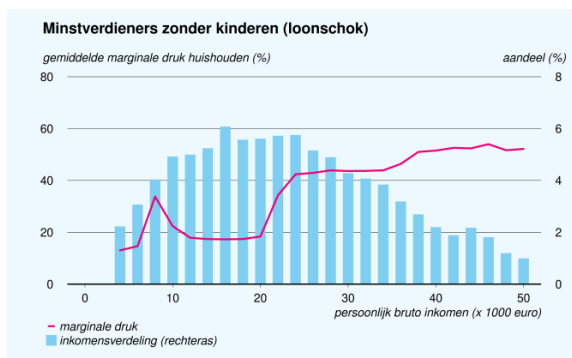
Figuur 4.1a



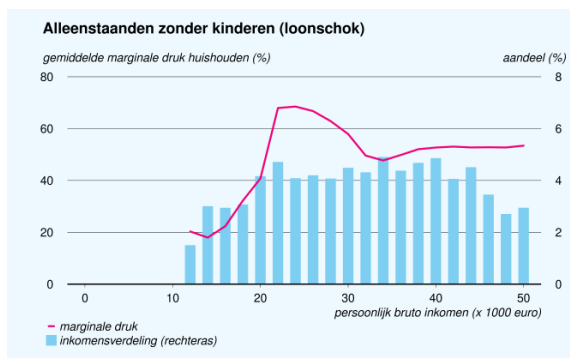
Figuur 4.1e



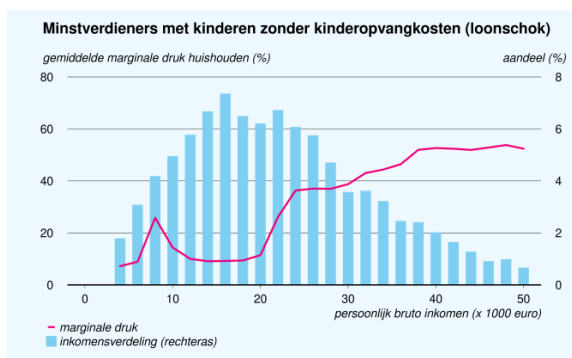
Figuur 4.1b



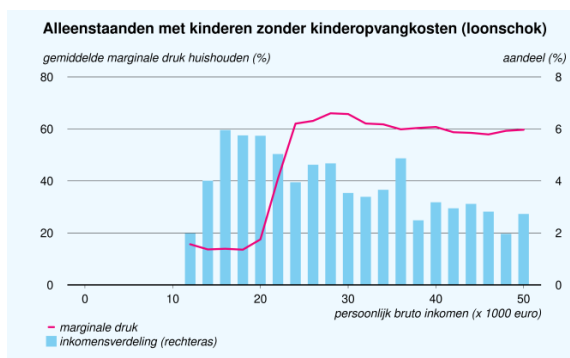
Figuur 4.1f



Figuur 4.1c

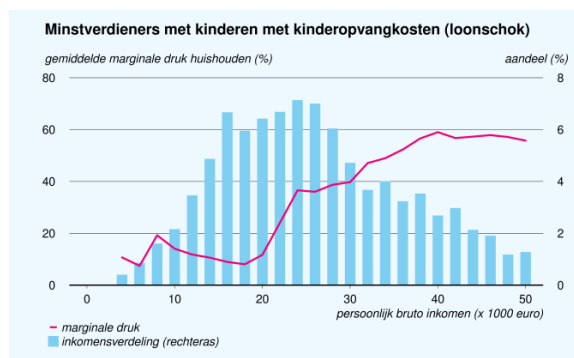


Figuur 4.1g

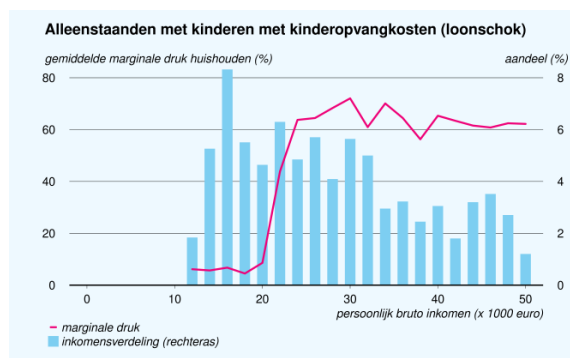


³⁹ Een persoon met een bruto inkomen lager dan 16.000 euro per jaar wordt geclassificeerd als niet economisch zelfstandig. De figuren voor alleenstaanden tonen de marginale druk vanaf een inkomen van 12.000 euro, omdat voor alleenstaanden met een inkomen lager dan dit bedrag de steekproef te weinig observaties bevat om analyses op uit te voeren.

Figuur 4.1d



Figuur 4.1h⁴⁰



4.1.2 Urenschok minstverdieners en alleenstaanden

In tegenstelling tot een loonschok, heeft een urenchok tot gevolg dat de marginale druk van minstverdieners sterk stijgt door de stijging in de netto kinderopvangkosten als gevolg van toegenomen gebruik van formele kinderopvang. De marginale druk van minstverdieners met kinderen die meer gaan werken en gebruik maken van formele kinderopvang, is gemiddeld 10 à 15%-punt hoger dan de marginale druk van minstverdieners die geen formele kinderopvangkosten hebben, ongeacht hun inkomenshoogte. Dit is te zien in figuren 4.2a-d en figuren F.2a-c in Appendix F. Dit komt doordat bij een urenchok het aantal uren formele kinderopvang toeneemt, waardoor de netto kinderopvangkosten (de kinderopvangkosten minus de kinderopvangtoeslag)⁴¹ stijgen. Dit doet het drukverlagende effect van de IACK grotendeels teniet. Minstverdieners wier inkomens stijgen van 16.000 naar 50.000 euro en die gebruikmaken van formele kinderopvang, ervaren een stijging van de marginale druk van 18% naar 66%, terwijl minstverdieners zonder kinderen op hetzelfde inkomenstraject te maken krijgen met een stijging van gemiddeld 14% naar 51%. Minstverdieners met kinderen maar zonder formele kinderopvangkosten ervaren de laagste marginale druk, zo'n 6% bij een inkomen van 16.000 euro en 50% bij een inkomen van 50.000 euro. Afgezien van het effect van de netto kinderopvangkosten die de marginale druk bij ieder inkomen verhogen, is het verloop van de marginale druk als gevolg van een urenchok vergelijkbaar met die van een loonschok.

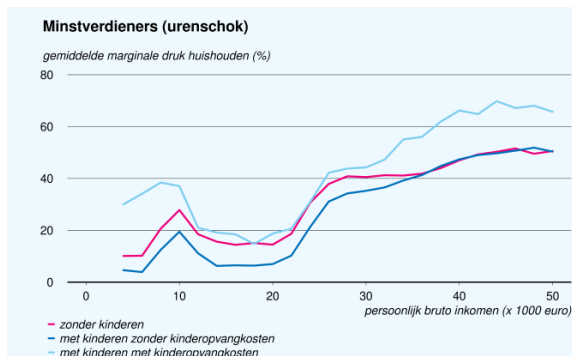
Voor alleenstaanden is de marginale druk als gevolg van een urenchok vergelijkbaar met die van een loonschok. Dit is te zien in figuren 4.2e-h. De netto kinderopvangkosten hebben een minder sterk drukverhogend effect voor alleenstaanden. Dit komt doordat de hoogte van de kinderopvangtoeslag op basis van het verzamelinkomen op huishoudniveau wordt bepaald. Voor alleenstaanden is het inkomen op huishoudniveau gelijk aan het persoonlijk inkomen, maar voor minstverdieners telt het inkomen van de partner ook mee in de bepaling van de hoogte van de kinderopvangtoeslag. Hierdoor bouwt de kinderopvangtoeslag eerder af voor minstverdieners.

⁴⁰ De volatiliteit van de marginale druk van inkomens van 30.000 euro en hoger ontstaat doordat een gemiddelde genomen wordt van de marginale druk van de huishoudens uit de steekproef van MIMOSI.

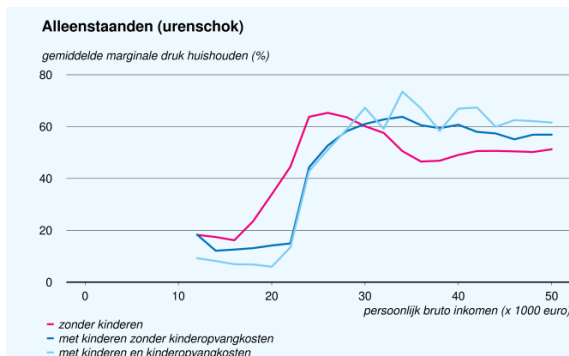
⁴¹ De leeftijd van de kinderen voor wie formele kinderopvangkosten worden gemaakt, heeft nauwelijks effect op de marginale druk.

Figuur 4.2 Marginale druk en inkomensverdeling minstverdieners en alleenstaanden (urenschok)

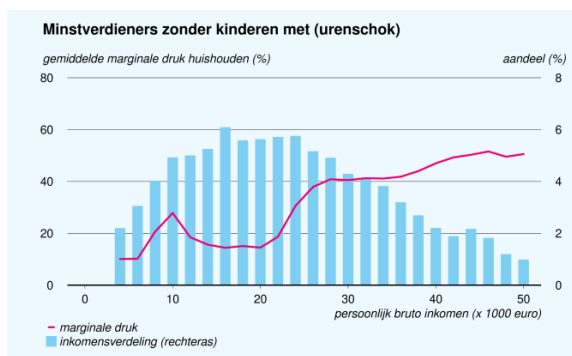
Figuur 4.2a



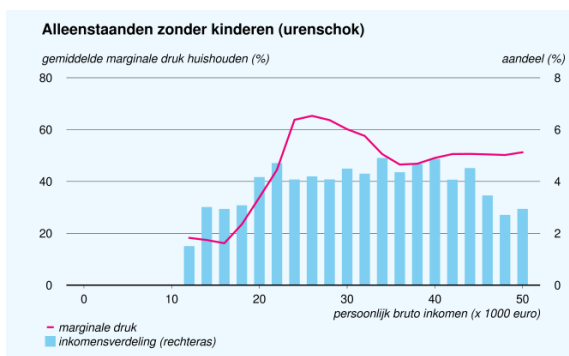
Figuur 4.2e



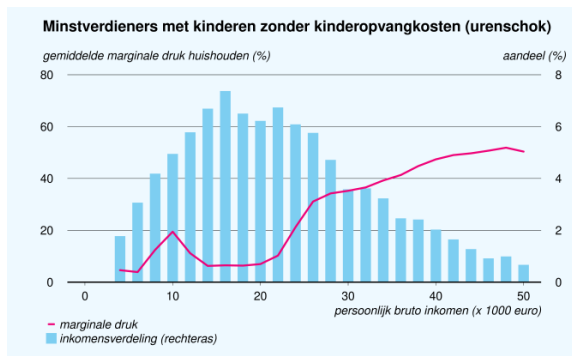
Figuur 4.2b



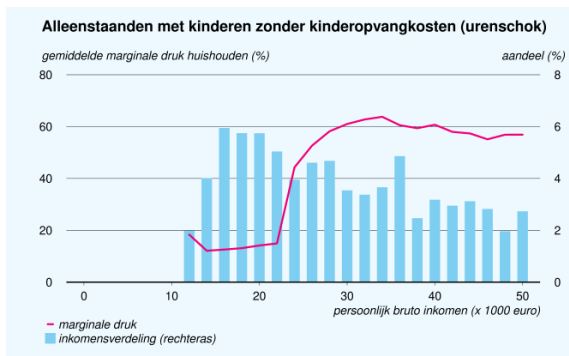
Figuur 4.2f



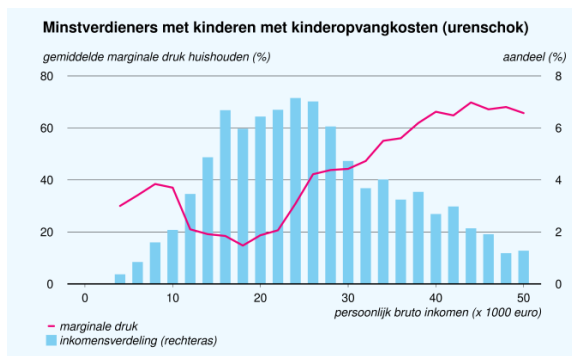
Figuur 4.2c



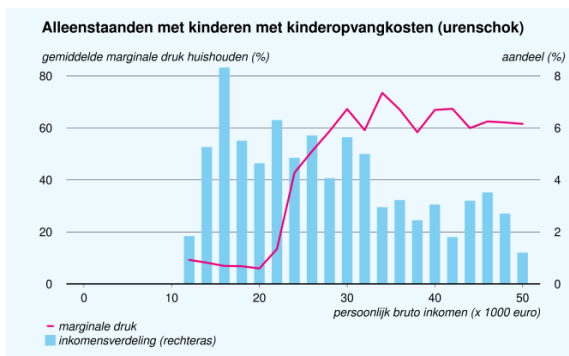
Figuur 4.2g



Figuur 4.2d



Figuur 4.2h⁴²



⁴² De volatiliteit van de marginale druk van inkomens van 30.000 euro en hoger ontstaat doordat een gemiddelde genomen wordt van de marginale druk van de huishoudens uit de steekproef van MIMOSI.

4.2 Collectieve baten: elasticiteiten

Als niet-economisch-zelfstandige minstverdieners en alleenstaanden die in deeltijd werken een dagdeel meer zouden werken (0,1 DTF), leidt dit tot een afname van het aantal niet-economisch zelfstandigen.

Om het effect van een urenschok van 0,1 DTF per week op het inkomen en het EMU-saldo te berekenen is wederom gebruikt gemaakt van MIMOSI. Hiervoor zijn de effecten meegenomen op de loon- en inkomstenbelasting in box 1 inclusief de volksverzekeringen en de uitgaven aan alle toeslagen⁴³. De gegeven schok heeft geen effect op de kinderbijslag. In deze analyse beperken we ons tot personen werkzaam in de marktsector, aangezien de lonen voor personen in de zorg- en overheidssector deels of helemaal publiek gefinancierd worden. Hierbij gaan we er wederom van uit dat de uitgaven aan formele kinderopvang en daardoor de uitgaven aan de kinderopvangtoeslag stijgen. Tabel 4.2 laat het bedrag zowel inclusief als exclusief de uitgaven aan kinderopvangtoeslag zien. De tabel laat zien dat als niet-economisch-zelfstandige alleenstaanden of minstverdieners met een DTF lager dan 0,8 een dagdeel meer zouden werken, 5% van de minstverdieners en 10% van de alleenstaanden economisch zelfstandig zou worden. Gemiddeld leidt dit tot een EMU-saldoverbetering van ongeveer 300 euro per persoon per jaar.

De berekende effecten houden echter geen rekening met de kosten van beleid. Deze berekening gaat namelijk uit van een exogene schok op het aantal uren: er wordt geen rekening gehouden met de kosten van het beleid dat gevoerd moet worden om het aantal gewerkte uren van deze groepen te verhogen. Als 500 duizend minstverdieners en 434 duizend alleenstaanden 0,1 DTF meer gaan werken, komt dit neer op een stijging van de structurele werkgelegenheid van 1,3%. De CPB-publicaties Kansrijk arbeidsmarktbeleid (2015) en van Elk (2019) laten zien dat om zo'n stijging van de structurele werkgelegenheid te realiseren met behulp van fiscaal- en sociale zekerheidsbeleid (zie bijvoorbeeld tabel 2.1 in Kansrijk arbeidsmarktbeleid, 2015), de kosten aanzienlijk kunnen zijn, wat het positieve effect op het EMU-saldo tenietdoet.⁴⁴

Daarnaast kunnen met MIMOSI slechts *ex-ante* budgettaire effecten berekend worden, waardoor het niet zeker is of het EMU-saldo zal verbeteren. Bij de berekening van een ex-ante effect wordt geen rekening gehouden met de effecten van macro-economische (*ex-post*) doorwerkingen op bijvoorbeeld lonen.⁴⁵ De effecten hiervan kunnen substantieel zijn, wat betekent dat het niet zeker is of het EMU-saldo ex post zal verbeteren. Aan de andere kant kan op lange termijn de toename in gewerkte uren de carrière en het verdienvermogen op latere leeftijd positief beïnvloeden, wat juist gunstig zal zijn voor de baten van de overheid.

⁴³ In Nederland bestaan vier toeslagen: het kindgebonden budget en de zorg-, huur- en kinderopvangtoeslag. De volksverzekeringen zijn de AOW, Anw en Wlz. De effecten op premies voor werknemersverzekeringen (WW, WAO, WIA en ZW) en pensioenpremies zijn niet meegenomen, omdat door de urenschok weliswaar de inkomsten uit deze posten stijgen, maar ook de aanspraken.

⁴⁴ Er is een beperkt aantal beleidsopties die zowel geld besparen voor de overheid als de arbeidsparticipatie stimuleren, zoals het verlagen van de bijstand, de WW of het kindgebonden budget. Deze maatregelen verhogen de inkomensongelijkheid en raken vooral aan de extensieve marge (participatiebeslissing), terwijl de focus in deze berekeningen ligt op de intensieve marge (aantal uren werk).

⁴⁵ Deze macro-effecten doen zich vooral voor op de korte- tot middellange termijn. Dan heeft een stijging van het arbeidsaanbod een negatief effect op de lonen, wat de belastinginkomsten drukt. Op de lange termijn is er geen effect op de lonen omdat het extra arbeidsaanbod wordt geabsorbeerd.

Tabel 4.2 Afname aantal niet-economisch zelfstandigen en EMU-saldo verbetering als gevolg van een exogene toename van 0,1 DTF per jaar per werknemer

	Aantal personen (niveau, in duizenden)	Afname aantal niet- economisch zelfstandigen (%)	EMU-saldo verbetering (in euro's)	
Minstverdienende werknemers in de marktsector met een DTF per uur <0,8 en niet economisch zelfstandig	500	5	Totaal incl. kinderopvangtoeslag	332
			Totaal excl. kinderopvangtoeslag	380
Alleenstaande werknemers in de marktsector met een DTF per uur <0,8 en niet economisch zelfstandig	434	10	Totaal incl. kinderopvangtoeslag	260
			Totaal excl. kinderopvangtoeslag	299

Referenties

Algemene Rekenkamer, 2014, Bezuinigingen op de kinderopvangtoeslag, realisatie en effect. Den Haag: Algemene Rekenkamer.

Abrahamsen, S., 2018, Paternity leave and family outcomes, University of Bergen Department of Economics Working Paper no. 13/18, Bergen.

Adda, J., C. Dustmann en K. Stevens, 2017, The career costs of children, *Journal of Political Economy*, 125(2), p. 293-337.

Akgunduz, Y. en J. Plantenga, 2018, Child Care Prices and maternal Employment: A Meta-Analysis, *Journal of Economic Surveys*, 31(1), p. 118-133.

Albanesi, S. en C. Olivetti, 2016, Gender Roles and Medical Progress, *Journal of Political Economy*, 124(3), p. 650-695.

Andresen, M. en T. Havnes, 2019, Child care, parental labor supply and tax revenue, mimeo.

Andresen, M en E. Nix, 2019, What causes the child penalty? Evidence from same sex couples and policy reforms, mimeo.

Angelov, N., P. Johansson en E. Lindahl, 2016, Parenthood and the gender gap in pay, *Journal of Labor Economics*, 34 (3), p. 545-579.

Antecol, H, 2000, An Examination of Cross-Country Differences in the Gender Gap in Labor Force Participation Rates, *Labour Economics*, 7(4), p. 409-426.

Bargain, O., K. Orsini en A. Peichl, 2014, Comparing Labor Supply Elasticities in Europe and the United States: New results, *Journal of Human Resources*, 49(3), p. 723-838.

Bettendorf, L., E. Jongen en P. Muller, 2015, Childcare subsidies and labour supply: Evidence from a large Dutch reform, *Labour Economics*, 36, p. 112-123.

- Bergsvik, J., R. Kitterod en K. Wiik, 2018, Parenthood and couples' relative earnings in Norway 2005-2014, Discussion Papers 873, Statistics Norway, Research Department.
- Bertrand, M., 2011, New Perspectives on Gender. In: Ashenfelter, O. en D. Card (eds), *Handbook of Labor Economics*, vol. 4b, North Holland: Elsevier Science Publishers.
- Bick, A. en N. Fuchs-Schündeln, 2017, Quantifying the disincentive effects of joint taxation on married women's labor supply, *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 107(5), p. 100-104.
- Bick, A. en N. Fuchs-Schündeln, 2018, Taxation and Labor Supply of Married Couples across Countries: A Macroeconomic Analysis, *Review of Economic Studies*, 85, p. 1543-1576.
- Blau, F. en L. Kahn, 2007, Changes in the labor supply behavior of married women: 1980-2000. *Journal of Labor Economics*, 25 (3), p. 393-438.
- Blundell, R., M. Costa Dias, C. Meghir en J. Shaw, 2016, Female labor supply, human capital, and welfare reform, *Econometrica*, 84(5), p. 1705-1753.
- Blundell, R., A. Bozio en G. Laroque, 2013, Extensive and intensive margins of labour supply: Work and working hours in the US, the UK and France, *Fiscal Studies*, 34 (1), p. 1-29.
- Boer, H.W., de, 2016, For Better or for Worse: Tax Reform in the Netherlands, *De Economist*, 164, p. 125-157.
- Boer, H.W., de, 2017, Essays on Tax Benefit Reforms in a Discrete Choice Framework, Proefschrift Vrije Universiteit Amsterdam,
- Boer, H.W. de, E. Jongen en J. Kabatek, 2014, The effectiveness of fiscal stimuli for working parents, CPB Discussion Paper 286, Den Haag.
- Booth, A. en J. van Ours, 2009, Hours of Work and Gender Identity: Does Part-time Work Make the Family Happier?, *Economica*, 76, p. 176-196.
- Booth, A. en J. van Ours, 2013, Part-time jobs: what women want?, *Journal of Population Economics*, 26, p. 263-283.
- Cascio, E., 2009, Maternal labor supply and the introduction of kindergartens into American public schools, *Journal of Human Resources*, 44(1), p. 140-170.
- Cascio, E. en D. Schanzebach, 2013, The impact of expanding access to High-Quality preschool education, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, p. 127-192.
- Carta, F. en L. Rizzica, 2018, Early kindergarten, maternal labor supply and children's outcomes: Evidence from Italy, *Journal of Public Economics*, 158, p. 79-102.
- Christiansen, L., H. Lin, J. Pereira, P. Topalova en R. Turk, 2016, Individual choice or policies? Drivers of female employment in Europe, IMF Working Paper, no. 16/49.
- Chung, Y., B. Downs, D.H. Sandler en R. Sienkiewicz, 2017, The Parental Gender Earnings Gap in the United States, Working Papers 17-68, Center for Economic Studies, U.S. Census Bureau.

Cools, S., Fiva, J. en L. Kirkebøen, 2015, Causal effects of paternity leave on children and parents, *Scandinavian Journal of Economics*, 117(3), p. 801-828.

Costa, D., 2000, From Mill Town to Board Room: The Rise of Women's Paid Labor, *Journal of Economic Perspectives*, 14 (4), p. 101-122.

CPB, 2015, *Kansrijk arbeidsmarktbeleid*, Den Haag: Centraal Planbureau.

Dahl, G., K.V. Løken, M. Mogstad en K.V. Salvanes, 2016, What is the case for paid maternity leave?, *Review of Economics and Statistics*, 98(4), p. 655-670.

Dillingh, R., J. Ebregt, K. Folmer, E. Jongen, B. Scheer en J. Zweerink, 2018, Arbeidsparticipatie, CPB Notitie, Den Haag.

Eckstein, Z. en O. Lifshitz, 2011, Dynamic Female Labor Supply, *Econometrica*, 79 (6), p. 1675-1726.

Ekberg, J., R. Eriksson en G. Friebel, 2013, Parental Leave - A Policy Evaluation of the Swedish 'Daddy-Month' Reform, *Journal of Public Economics*, 97, p. 131-43.

Elk, R., van, 2019, Arbeidsaanbodeffecten van beleidsvarianten uit het IBO deeltijd, CPB Notitie, Den Haag, te verschijnen.

Farré, L. en L. González, 2017, The effects of paternity leave on fertility and labor market outcomes, IZA Discussion Paper no. 10865, Bonn.

Farré, L., en F. Vella, 2013, The Intergenerational Transmission of Gender Role Attitudes and its Implications for Female Labour Force Participation, *Economica*, 80, p. 219-247.

Fernández, R., 2007, Alfred Marshall Lecture: Women, Work, and Culture, *Journal of the European Economic Association*, 5 (2-3), p. 305-32.

Fernandez, R., 2013, Cultural change as learning: The evolution of female labor force participation over a century, *American Economic Review*, 103(1), p. 472-500.

Fernández, R., en A. Fogli, 2009, Culture: An Empirical Investigation of Beliefs, Work, and Fertility, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1 (1), p. 146-177.

Fernández, R., A. Fogli, en C. Olivetti, 2004, Mothers and Sons: Preference Formation and Female Labor Force Dynamics, *Quarterly Journal of Economics*, 119 (4), p. 1249-99.

Fernandez, R. en J.C. Wong, 2014, Divorce risk, wages and working wives: A quantitative life-cycle analysis of female labour force participation, *Economic Journal*, 124 (May), p. 319-358.

Fernandez-Kranz, D. en N. Rodriguez-Planas, 2011, The part-time penalty in a segmented labor market, *Labour Economics*, 18, p. 591-606.

Fernandez-Kranz, D., A. Lacuesta en N. Rodriguez-Planas, 2013, The motherhood earnings dip: evidence from administrative records, *Journal of Human Resources*, 48(1), p. 169-197.

Fitzpatrick, M., 2010, Preschoolers enrolled and mothers at work? The effects of universal prekindergarten, *Journal of Labor Economics*, 28(1), p. 51-85.

Fitzpatrick, M., 2012, Revising our thinking about the relationship between maternal labor supply and preschool, *Journal of Human Resources*, 47(3), p. 583-612.

Fortin, N., 2005, Gender Role Attitudes and the Labour-Market Outcomes of Women across OECD Countries, *Oxford Review of Economic Policy*, 21(3), p. 416-438.

Francesconi, M. en W. van der Klaauw, 2007, The Socioeconomic Consequences of 'In-work' Benefit Reform for British Lone Mothers, *Journal of Human Resources*, 42(1), p. 1-31.

Gelbach, J., 2002, Public Schooling for Young Children and Maternal Labor Supply, *American Economic Review*, 92(1), p. 307-322.

Givord, P. en C. Marbot, 2015, Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of childcare subsidies, *Labour Economics*, 36, p. 99-111.

Goldin, C. en L. Katz, 2002, The Power of the Pill: Oral Contraceptives and Women's Career and Marriage Decisions, *Journal of Political Economy*, 110(4), p. 730-770.

Haeck, C., P. Lefebvre en P. Merrigan, 2015, Canadian evidence on ten years of universal preschool policies: The good and the bad, *Labour Economics*, 36, p. 137-157.

Harthoorn, H., 2019, The state of Dutch Fathers, Vaderschap in Nederland: van willen naar doen, Kenniscentrum Rutgers.

Hazan, M. en D. Yishay, 2002, Women's Labor Force Participation and the Dynamics of Tradition. *Economics Letters*, 75 (2), p. 193-198.

Havnes, T. en M. Mogstad, 2011, Money for Nothing? Universal Child Care and Maternal Employment, *Journal of Public Economics*, 95(11), p. 1455-65.

Heim, B., 2007, The incredible shrinking elasticities, married female labor supply, 1978-2002, *Journal of Human Resources*, 42(4), p. 881-918.

Jaumotte, F, 2003, Female Labor Force Participation: Past Trends and Main Determinants in OECD Countries, OECD Working Paper ECO/WKP(2003) 30.

Jongen, E., H.W. de Boer en P. Dekker, 2014, Micsim – Een microsimulatiemodel met gedrag voor de analyse van wijzigingen in het belasting- en uitkeringsstelsel in Nederland, CPB Achtergronddocument, Den Haag.

Jongen, E., H.W. de Boer en P. Dekker, 2015, De effectiviteit van fiscaal participatiebeleid, CPB policy brief 2015/02.

Kamerstukken II 2001/02, 28447, nr. 3.

Kleven, H. en C. Landais, 2017, Gender inequality and economic development: fertility, education and norms, *Economica*, 84, p. 180-209.

Kleven, H., C. Landais en J.Søgaard, 2019a, Children and gender inequality: evidence from Denmark, *American Economic Journal: Applied Economics*, te verschijnen.

Kleven, H., C. Landais, J. Posch, A. Steinhauer en J. Zweimüller, 2019b, Child penalties across countries: evidence and explanations, *AEA Papers and Proceedings*, te verschijnen.

Kleven, H. Landais, C., Posch, J., Steinhauer, A. en Zweimüller, J., 2019c, The Impact of Family Policies on the Dynamics of Gender Inequality, mimeo.

Kluve, J. en S. Schmitz, 2014, Social Norms and Mothers' Labor Market Attachment: The Medium-run Effects of Parental Benefits, *Ruhr Economic Papers* 481.

Kok, S., N. Bosch, A. Deelen en R. Euwals, 2011, Migrant Women on the Labour Market: On the Role of Home- and Host-Country Participation, CPB Discussion Paper, no. 180.

Koot, P., H.W. De Boer en E. Jongen, 2018, De belastingdruk van een- en tweeverdieners vanaf 2005, Een intertemporele en internationale analyse van de belastingdruk voor paren in Nederland, CPB Achtergronddocument, Den Haag.

Koot, P., M. Vlekke, E. Berkhout en R. Euwals, 2016, MIMOSI: Microsimulatiemodel voor belastingen, sociale zekerheid, loonkosten en koopkracht (geactualiseerde beschrijving 2016), CPB Achtergronddocument, Den Haag.

Kuziemko, I., J. Pan, J. Shen en E. Washington, 2018, The mommy effect: do women anticipate the employment effects of motherhood, NBER Working Paper, no. 24740.

Kunze, A., 2016, Parental leave and maternal labor supply, IZA World of Labor, juli 2016, Bonn.

Kunze, A. en X. Liu, 2019, Universal childcare for the youngest and the maternal labour supply, CESifo Working Paper, no. 7509.

Lefebvre, P., P. Merrigan, 2008, Child-Care Policy and the Labor Supply of Mothers with Young Children: A Natural Experiment from Canada, *Journal of Labor Economics*, 26(3), p. 519-548

Lefebvre, P., P. Merrigan en M. Verstraete, 2009, Dynamic labour supply effects of childcare subsidies: Evidence from a Canadian natural experiment on low-fee universal child care, *Labour Economics*, 16, p. 490-502.

Lundborg, P., E. Plug en A. Würtz Rasmussen, 2017, Can women have children and a career? IV evidence from IVF treatments, *American Economic Review*, 107(6), p. 1611-1637.

McGinn, K., E. Long Lingo en M. Ruiz Castro, 2015, Mums the World! Cross-National Effects of Maternal Employment on Gender Inequalities at Work and at Home, Harvard Business School, Working Paper 15-094.

Müller, K. en K. Wrohlich, 2016, Two Steps Forward – One Step Back? Evaluating Contradicting Child Care Policies in Germany, *CESifo Economic Studies*, 62(4), p. 672-698.

Nollenberger, N. en N. Rodriguez-Planas, 2015, Full-time universal childcare in a context of low maternal employment: Quasi-experimental evidence from Spain, *Labour Economics*, 36, p. 124-136.

OESO, 2016, OECD Policy Brief: Where are the fathers? Men's uptake of parental leave is rising but still low, OESO, Parijs.

OESO, 2019, Part-time and partly equal? Gender inequality and part-time work in the Netherlands, te verschijnen.

Olivetti, C. en B. Petrongolo, 2017, The Economic Consequences of Family Policies: Lessons from a Century of Legislation in High-Income Countries, *Journal of Economic Perspectives*, 31, p. 205-230.

Patnaik, A., 2019, Reserving time for daddy: the consequences of fathers' quotas, *Journal of Labor Economics*, te verschijnen in oktober 2019.

Piketty, T., 2005, L'impact de l'Allocation parentale d'éducation sur l'activité féminine et la fécondité en France, 1982–2002 (De gevolgen van de Allocation parentale d'éducation voor het arbeidsaanbod van vrouwen en de vruchtbaarheid in Frankrijk, 1982–2002). In *Histoires de familles, histoires*, Les Cahiers de l'INED, ed. Cécile Lefèvre en Alexandra Filhon, 156, p. 79–109.

Portegijs, W. en M. van den Brakel, 2018, Emancipatiemonitor 2018, CBS en SCP, Den Haag, december 2018.

Putten, A. van, 2009, The role of intergenerational transfers in gendered labour patterns, Universiteit Utrecht.

Ruhm, C., 1998, The Economic Consequences of Parental Leave Mandates: Lessons from Europe, *Quarterly Journal of Economics*, 113(1), p. 285–317.

Schone, P., 2004, Labour supply effects of a cash-for-care subsidy, *Journal of Population Economics*, 17(4), p. 703–727.

Shure, N., 2019, School Hours and Maternal Labor Supply, *KYKLOS*, 72(1), p. 118–151.

Steinhauer, A., 2018, Working Moms, Childlessness, and Female Identity, CEPR Discussion Paper No. 12929.

Tamm, M., 2018, Father's parental leave-taking, childcare involvement and mothers' labor market participation, IZA Discussion Paper No. 11873, Bonn.

Thévenon, O., 2013, Drivers of Female Labour Force Participation in the OECD, OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 145, OECD Publishing.

Vendrik, M., 1993, Collective habits and social norms in labour supply : from micromotives to macrobehaviour, Maastricht: Datawyse / Universitaire Pers Maastricht.

Vendrik, M., 1998, Unstable bandwagon and habit effects on labor supply, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 36, p. 235–255.

Appendix A – Arbeidsmarktpanel

Voor de analyses in hoofdstuk 3 gebruiken we het Arbeidsmarktpanel van het CBS, samengesteld in opdracht van het CPB. Het Arbeidsmarktpanel is een microdatabestand, dat gegevens bevat over ruim 1,8 miljoen personen voor de jaren 1999-2015. Het bestand bevat de personen die tussen 1999 en 2015 zijn geënquêteerd voor de Enquête Beroepsbevolking (EBB). Naast informatie uit de EBB, bevat de dataset demografische en huishoudensgegevens uit de GBA en gegevens uit het Stelsel van Sociaal-statistische Bestanden (SSB). Het arbeidsmarktpanel bevat onder andere informatie over de (fiscale) inkomens van alle inkomensbronnen (winst, loon, uitkering), op basis van deze informatie maakt het CBS een indeling in sociaaleconomische positie (voornaamste inkomensbron). Bovendien bevat de dataset informatie over belangrijke achtergrondkenmerken, zoals leeftijd, opleiding en huishoudsamenstelling.

Inkomen en arbeidsparticipatie

De gebruikte inkomensdefinitie voor de analyses in hoofdstuk 3 is het fiscaal loon op jaarbasis. Het fiscaal loon is het bruto loon plus de bijdrage Zorgverzekeringswet, dus het loon vóór loonheffing. We gebruiken het fiscaal loon voor de analyses in dit hoofdstuk, omdat dit voor de hele periode beschikbaar is binnen het Arbeidsmarktpanel.

De participatiegraad berekenen wij op basis van de sociaaleconomische positie van de personen in de dataset. Deze variabele verdeelt personen over sociaaleconomische categorieën, op basis van hun voornaamste inkomensbron in de maand oktober van een bepaald jaar. De volgende categorieën worden onderscheiden: werknemer, zelfstandige, arbeidsongeschiktheidsuitkering, werkloosheidsuitkering, bijstandsuitkering, overige uitkeringen, pensioen, scholier/student en overig. Arbeidsparticipanten zijn in deze studie zowel werknemers als zelfstandigen.

Appendix B – Beleidshervormingen

Deze appendix geeft een overzicht van de beleidswijzingen die relevant zijn voor de analyses in hoofdstuk 3.

Kinderopvangtoeslag

Vóór de invoering van de Wet Kinderopvang in 2005 waren er grote verschillen in de toegang en de kosten van kinderopvang, afhankelijk van werkgever en woongemeente (Kamerstukken II, 2002). Er bestonden verschillende opvangplaatsen: particuliere plaatsen, subsidieplaatsen en bedrijfsplaatsen. Particuliere plaatsen werden niet gesubsidieerd, al waren de kosten wel deels fiscaal aftrekbaar. Subsidie- en bedrijfsplaatsen werden (deels) gefinancierd door gemeenten en werkgevers en de ouders betaalden een ouderbijdrage. Gemeenten en werkgevers hanteerden in de praktijk verschillende regelingen.

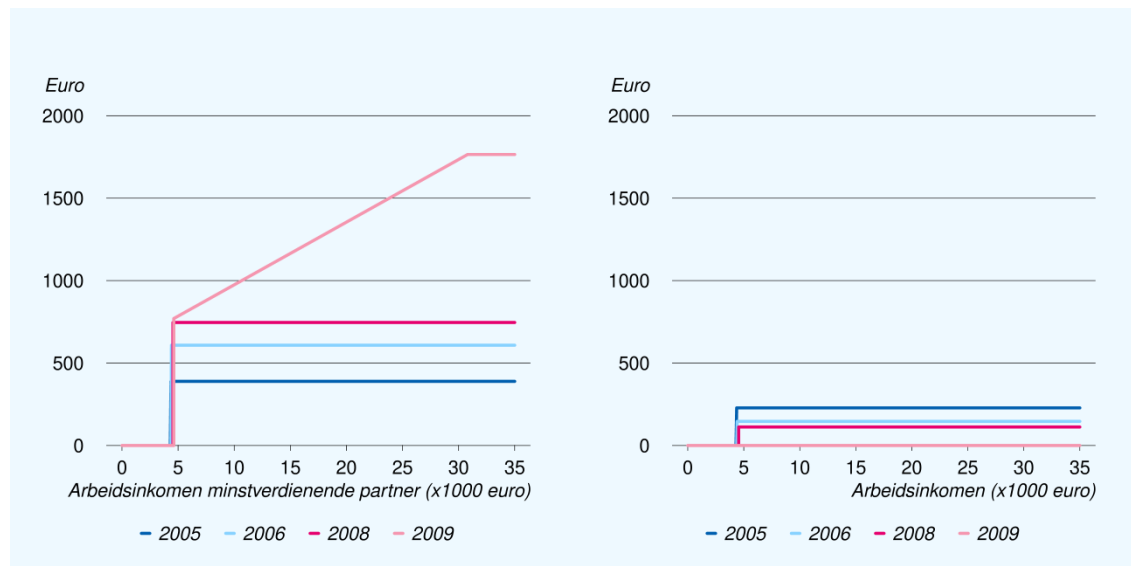
De Wet Kinderopvang heeft de subsidie of toeslag voor kinderopvang geüniformeerd. Alle opvangplekken, en onder bepaalde voorwaarden ook gastouders, komen sindsdien in aanmerking voor een toeslag. Deze wordt niet langer verstrekt aan de kinderopvangaanbieders, maar direct aan de ouders. Ouders komen in aanmerking voor de tegemoetkoming als ze allebei werken, studeren of een traject naar werk volgen. De hoogte van de kinderopvangtoeslag neemt af naarmate het huishoudinkomen toeneemt. Ook is de toeslag gekoppeld aan een gemaximeerd uurtarief, de hoogte daarvan verschilt per opvangsoort. Daarnaast hangt het tarief af van het aantal kinderen dat naar de kinderopvang gaat (vanaf het tweede kind is de toeslag hoger) en van het aantal opvanguren.

Ook na invoering van de Wet Kinderopvang waren nog veel beleidsveranderingen. In 2006 en 2007 is de kinderopvangtoeslag substantieel verhoogd, dit leidde tot grote toename van de overheidsuitgaven (figuur 3.6) en een sterke afname van de gemiddelde ouderbijdrage (figuur 3.7). Het effect van deze hervormingen verschilt per inkomensgroep, zo zijn er weinig veranderingen geweest in de toeslag voor huishoudens met relatief lage inkomens. De veranderingen in de ouderbijdrage waren het grootst voor huishoudens met midden- en middelhoge inkomens. Bovendien werden in 2007 werkgevers verplicht om een bijdrage te leveren. In 2010 werden strengere eisen gesteld aan gastouders om oneigenlijk gebruik te reduceren. Vervolgens is er tussen 2012 en 2015 substantieel bezuinigd op de kinderopvang (zie bijvoorbeeld het rapport van de Algemene Rekenkamer, 2014). Dit heeft geleid tot een sterke daling in de overheidsuitgaven (figuur 3.6).

Combinatiekorting en inkomensafhankelijke combinatiekorting

De combinatiekorting en de inkomensafhankelijke combinatiekorting (IACK) zijn belastingkortingen (heffingskortingen) met als doel het stimuleren van de arbeidsparticipatie van ouders van kinderen onder de 12 jaar. Alle werkende ouders met kinderen jonger dan 12 jaar hadden recht op de combinatiekorting. Deze belastingkorting is ingevoerd in 2001, afgebouwd vanaf 2005 en afgeschaft in 2009 (zie figuur B.1, rechts). De IACK is een korting voor werkende alleenstaanden en tweeverdieners met kinderen jonger dan 12 jaar. De IACK is geïntroduceerd in 2004 en is sinds 2009 inkomensafhankelijk (de hoogte hangt af van het inkomen van de minstverdienende partner). Zie figuur B.1 (links) voor de hoogte van de IACK voor de jaren 2005, 2006, 2008 en 2009, vooral in 2009 is de korting substantieel verhoogd. De maximale korting bedroeg in 2009 1765 euro (bij een inkomen vanaf 30.803). Na 2009 is de IACK verder verhoogd, in 2017 was de maximale korting 2788 euro (bij een inkomen vanaf 33.065 euro).

Figuur B.1 Uitbreiding van de IACK (links) en afbouw van de combinatiekorting (rechts) in de periode 2005-2009



Bron: De Boer e.a. (2014).

Appendix C – Child penalty methode

Deze appendix beschrijft de *child penalty* methode die wordt toegepast in hoofdstuk 3 en bevat enkele extra resultaten.

Event study methode

We volgen de methodologie van Kleven e.a. (2019a) en gebruiken een *event study* methode om de *child penalty* te schatten. Het krijgen van kinderen is niet exogeen: mensen die kinderen krijgen, verschillen van mensen die geen kinderen krijgen. Dit betekent dat we niet zomaar het inkomen van mensen met kinderen kunnen vergelijken met het inkomen van mensen zonder kinderen om het effect van het krijgen van kinderen te analyseren. Het idee achter de *event study* methode is om de timing van het krijgen van een kind te gebruiken om de *child penalty* te schatten. Het krijgen van kinderen leidt tot een substantiële discontinuïteit in het inkomen. Als er op dat moment geen discontinuïteiten in andere determinanten van het inkomen zijn, los van de geboorte van het kind, kunnen we de discontinuïteit in het inkomen toeschrijven aan de komst van het kind.

We volgen de methode Kleven e.a. (2019a) en schatten het volgende model apart voor mannen en voor vrouwen:

$$Y_{ist}^g = \sum_{j \neq -1} \alpha_j^g \cdot I[j = t] + \sum_k \beta_k^g \cdot I[k = leeftijd_{is}] + \sum_y \gamma_y^g \cdot I[y = s] + \epsilon_{ist}^g. \quad (C.1)$$

Y_{ist}^g is de uitkomst (inkomen) van individu i , van geslacht g , in jaar s op *event time* t . $t=0$ in het jaar dat het eerste kind geboren wordt. Aan de rechterkant staat een volledige set van *event time* dummy-variabelen (eerste term), leeftijd dummy-variabelen (tweede term) en jaar dummy-variabelen (derde term). We laten de *event time* dummy voor $t = -1$ weg, zodat de *event time* dummies het effect van het krijgen van kinderen relatief aan het jaar voor de geboorte van het eerste kind meten. De leeftijd en jaar dummy's controleren (apart per geslacht) voor onderliggende levensloopontwikkelingen en invloeden van de conjunctuur. Het is mogelijk om de effecten van alle drie de sets te identificeren omdat er, conditioneel op leeftijd en jaar, variatie zit in de *event time* (niet iedereen krijgt op dezelfde leeftijd het eerste kind).

Vervolgens kunnen we de *child penalty* (apart per geslacht) op de volgende manier als percentage weergeven:

$$P_t^g = \hat{\alpha}_t^g / E[\tilde{Y}_{ist}^g | t]. \quad (C.2)$$

Hier is $\tilde{Y}_{ist}^g$ het inkomen dat de persoon zou hebben gehad als hij/zij geen kinderen had gekregen (de *counterfactual*), dit volgt uit het weglaten van de impact van de *event time* dummy's:

$\tilde{Y}_{ist}^g = \sum_k \hat{\beta}_k^g \cdot I[k = leeftijd_{is}] + \sum_y \hat{\gamma}_y^g \cdot I[y = s]$. P_t^g geeft dan, apart per geslacht en in jaar t vanaf de geboorte, het effect van het krijgen van kinderen op het inkomen als percentage van de *counterfactual*.

Nu kunnen we de relatieve *child penalty* berekenen, de *child penalty* voor vrouwen ten opzichte van mannen op *event time* t :

$$P_t = \frac{\alpha_t^v - \alpha_t^m}{E[\tilde{Y}_{ist}^v | t]}. \quad (C.3)$$

In onze studie definiëren we de relatieve *child penalty* op de lange termijn als de relatieve *child penalty* op $t=8$ (acht jaar na de geboorte van het eerste kind). Hier wijken we licht af van de methode van Kleven e.a. (2019a), omdat wij voor een kleiner aantal jaren aan data tot onze beschikking hebben. Merk op dat de *child penalty* is gedefinieerd als het verlies in inkomen vanaf de geboorte van het eerste kind, dus inclusief het eventuele

effect van kinderen die na het eerste kind geboren worden. Bovendien is het belangrijk om te vermelden dat wij alleen kinderen binnen het huishouden kunnen observeren in het Arbeidsmarktpanel.

Decompositie van de *child penalty*

De *child penalty* op inkomen kan uitgesplitst worden naar drie onderliggende factoren: de arbeidsparticipatie (extensieve marge), het aantal gewerkte uren (intensieve marge) en het uurloon. Data over het aantal gewerkte uren zijn slechts vanaf 2006 beschikbaar in onze dataset, dit betekent dat we minder jaren tot onze beschikking hebben voor deze analyse. Hierdoor is het niet meer goed mogelijk om de *counterfactual*⁴⁶ te bepalen. Voor de decompositie berekenen we de *child penalty* als volgt:

$$P_t^g = \hat{\alpha}_t^g / \bar{Y}_{ref}^g. \quad (C.4)$$

P_t^g is, apart per geslacht, het effect in jaar t vanaf de geboorte (*event time*) van het krijgen van kinderen op het inkomen (of een andere uitkomstvariabele) als percentage van het inkomen in het laatste jaar voor de geboorte ($\bar{Y}_{ref}^g$). Zoals besproken in hoofdstuk 3, heeft dit invloed op de hoogte van de (relatieve) *child penalty*. Het voornaamste doel van deze analyse is echter om in kaart te brengen welke kanalen van meer of minder belang zijn, de hoogte van de *child penalty* is in deze analyse van ondergeschikt belang.

Ontwikkeling van de *child penalty* over tijd.

In hoofdstuk 3 wordt ook de ontwikkeling van de *child penalty* over tijd weergegeven. Omdat we in dit geval naar losse geboortecohorten (van het eerste kind) kijken, is het niet mogelijk om de jaar dummy-variabelen uit de standaard *child penalty* vergelijking te schatten. Daarom schatten we model (C.1) nu zonder deze set dummy-variabelen, apart voor geslacht g en cohort c :

$$Y_{it}^{gc} = \sum_{j \neq -1} \alpha_j^{gc} \cdot I[j = t] + \sum_k \beta_k^{gc} \cdot I[k = leeftijd_i] + \epsilon_{ist}^{gc}.$$

De *child penalty* berekenen we dan als volgt:

$$P_t^{gc} = \hat{\alpha}_t^{gc} / \bar{Y}_{ref}^{gc}. \quad (C.5)$$

P_t^{gc} is, apart per geslacht en geboortecohort, het effect in jaar t vanaf *event time* van het krijgen van kinderen op het inkomen als percentage van het inkomen in het laatste jaar voor de geboorte van het eerste kind.

Child penalty voor het tweede kind

Tot slot schatten we de *child penalty* apart voor vaders/moeders die een tweede kind krijgen een x aantal jaren na het eerste kind. Deze analyse bevat alleen moeders die maximaal 2 kinderen hebben gekregen binnen 8 jaar na geboorte van het eerste kind. Het geschatte model is vergelijkbaar met model (C.1),

$$Y_{ist}^{gx} = \sum_{j \neq -1} \alpha_j^{gx} \cdot I[j = t] + \sum_k \beta_k^{gx} \cdot I[k = leeftijd_{is}] + \sum_y \gamma_y^{gx} \cdot I[y = s] + \epsilon_{ist}^{gx}.$$

De *child penalty* berekenen we dan als volgt:

$$P_t^{gx} = \hat{\alpha}_t^{gx} / \bar{Y}_{ref}^{gx}. \quad (C.6)$$

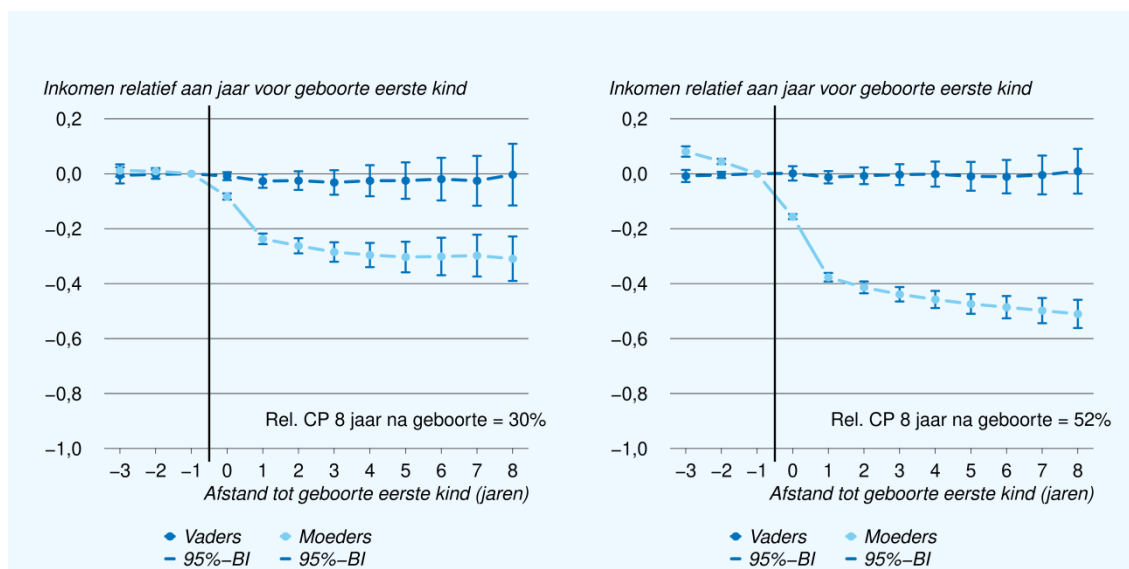
P_t^{gx} is, apart per geslacht en per afstand van het eerste tot het tweede kind, het effect in jaar t vanaf *event time* van het krijgen van kinderen op het inkomen als percentage van het inkomen in het laatste jaar voor de geboorte van het eerste kind.

⁴⁶ Het inkomen dat de moeders/vaders naar verwachting gehad zouden hebben als ze geen kinderen hadden gekregen.

Extra figuren voor de *child penalty*

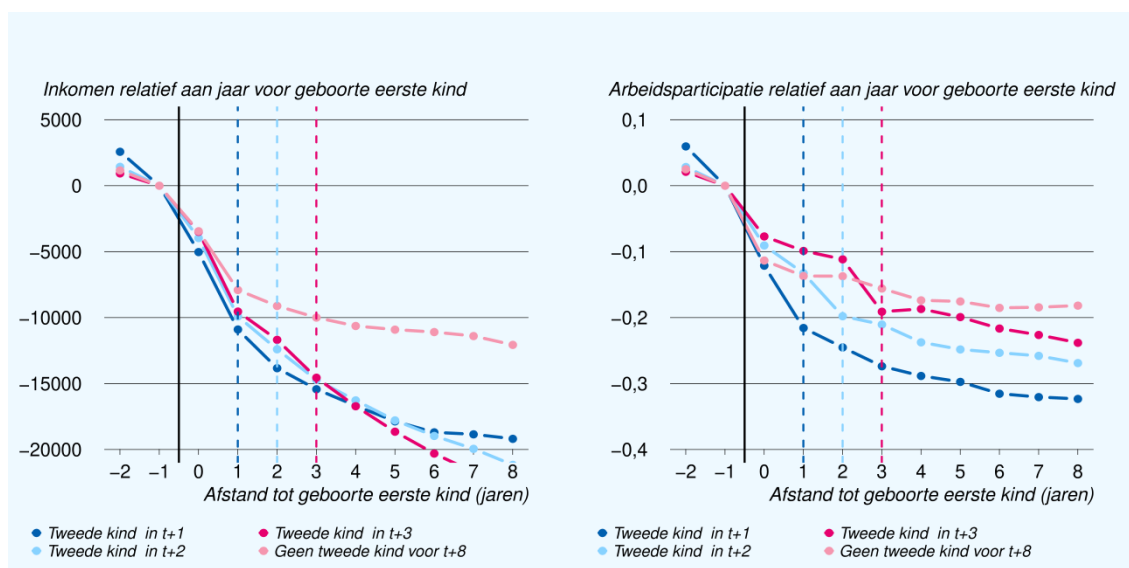
Figuur C.1 geeft de *child penalty* zoals geschat in vergelijking C.2 weer, maar dan apart voor hoogopgeleiden (links) en niet-hoogopgeleiden (rechts). Ook de relatieve *child penalty* op de lange termijn (8 jaar na de geboorte van het eerste kind) wordt weergegeven in de figuur (zie vergelijking C.3).

Figuur C.1 *Child penalty* op inkomen voor hoogopgeleiden (links) en niet-hoogopgeleiden (rechts)



Bron: Eigen berekening op basis van het Arbeidsmarktpanel gebaseerd op data voor de jaren 1999-2014.

Figuur C.2 Bij de geboorte van het tweede kind is de afname in inkomen (links) en arbeidsparticipatie (rechts) van moeders kleiner dan na de geboorte van het eerste kind.



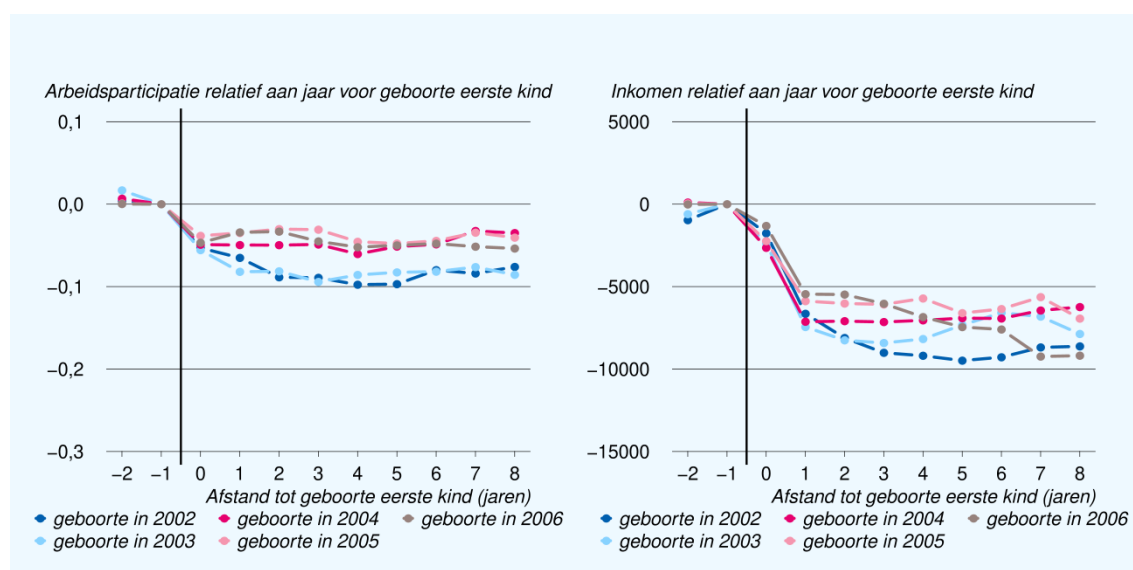
Bron: Eigen berekening op basis van het Arbeidsmarktpanel gebaseerd op data voor de jaren 1999-2014. Noot: De 95%-betrouwbaarheidsintervallen zijn niet opgenomen in deze figuur.

Figuur C.2 geeft de *child penalty* op inkomen (links) en participatie (rechts) apart weer voor moeders die een tweede kind krijgen een x aantal jaar na de komst van het eerste kind, zie vergelijking (C.6). De verticale stippellijnen geeft het moment waarop het tweede kind wordt geboren aan voor de verschillende groepen (1, 2 of 3 jaar na de geboorte van het eerste kind). Zo hoort de rode verticale stippellijn bij de rode lijn: de rode lijn laat zien wat het effect op de arbeidsparticipatie en het inkomen is als het tweede kind twee jaar na het eerste

kind wordt geboren, de rode verticale stippellijn geeft het moment van de geboorte van het tweede kind aan. In de figuur is goed te zien dat de gemiddelde participatie en het gemiddelde inkomen verder daalt op het moment dat het tweede kind wordt geboren, deze daling is echter minder groot dan de daling na de geboorte van het eerste kind.

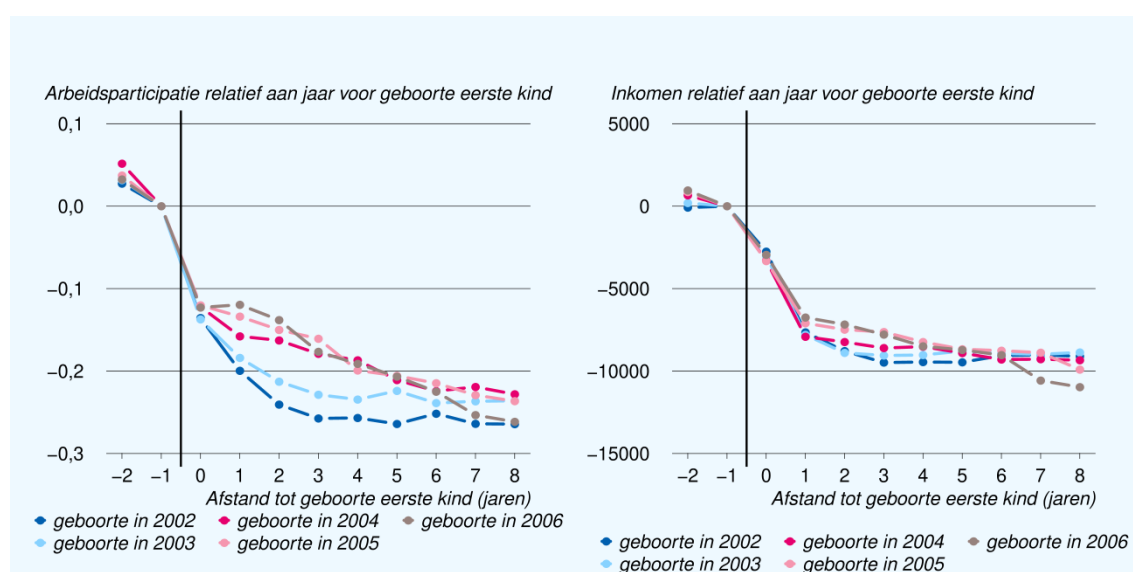
Figuur C.3 geeft de ontwikkeling van de *child penalty* in inkomen (links) en participatie (rechts) over tijd (zie vergelijking C.5) voor hoogopgeleiden. En figuur C.4 geeft de ontwikkeling van de *child penalty* in inkomen (links) en participatie (rechts) over tijd (zie vergelijking C.5) voor niet-hoogopgeleiden.

Figuur C.3 De ontwikkeling van de *child penalty* in arbeidsparticipatie (links) en inkomen (rechts) over tijd voor hoogopgeleiden



Bron: Eigen berekening op basis van het Arbeidsmarktpanel. Noot: De 95%-betrouwbaarheidsintervallen zijn niet opgenomen in deze figuur.

Figuur C.4 De ontwikkeling van de *child penalty* in arbeidsparticipatie (links) en inkomen (rechts) over tijd voor niet-hoogopgeleiden



Bron: Eigen berekening op basis van het Arbeidsmarktpanel. Noot: De 95%-betrouwbaarheidsintervallen zijn niet opgenomen in deze figuur.

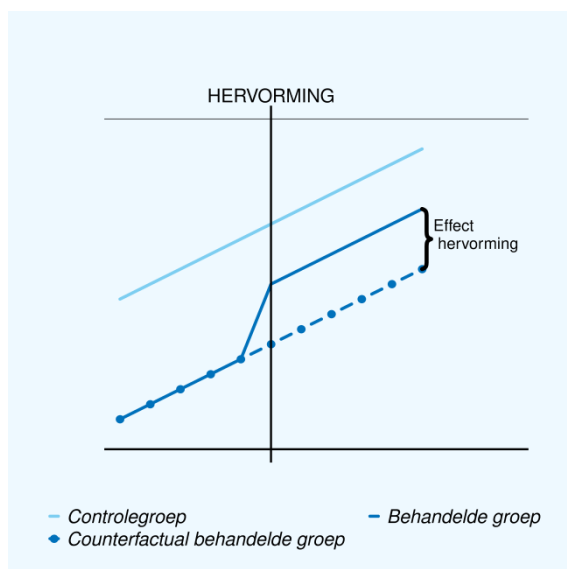
Appendix D – Differences-in-differences methode

Deze appendix beschrijft de *differences-in-differences* (DD) methode die wordt toegepast in hoofdstuk 3 en bevat enkele extra figuren en tabellen met resultaten.

Het idee achter de methode

De (quasi-experimentele) DD-methode vergelijkt het verschil tussen de behandelde en controlegroep na het moment van de interventie/hervorming met het verschil tussen beide groepen voor de interventie/hervorming. Deze methode corrigeert daarmee voor tijdsspecifieke effecten, die hetzelfde zijn voor de behandelde groep en de controlegroep (bijvoorbeeld inflatie). De cruciale veronderstelling om het causale effect met de DD-methode te kunnen schatten, is de veronderstelling de arbeidsparticipatie en het inkomen van de behandelde en controlegroep dezelfde trend over tijd gevolgd hadden, als de beleidshervormingen niet waren doorgevoerd (de *counterfactual*). Figuur D.1 geeft het algemene idee van de DD-methode grafisch weer. De lichtblauwe lijn is de controlegroep, deze volgt voor de hervorming dezelfde trend over tijd als de behandelde groep (de donkerblauwe lijn). De trend van de controlegroep wordt gebruikt om de *counterfactual* (de gestippelde lijn) te bepalen. Het verschil tussen de werkelijke uitkomsten van de behandelde groep (de doorgetrokken donkerblauwe lijn) en de *counterfactual* is dan het effect van de hervorming.

Figuur D.1 Grafische weergave van de DD-methode



De geldigheid van deze cruciale parallelletrendveronderstelling is niet formeel te testen, omdat we de *counterfactual* (van de behandelde groep) niet in de werkelijkheid observeren. Het is echter wel mogelijk de betrouwbaarheid van de veronderstelling in te schatten door de trends van de behandelde en de controlegroep te vergelijken vóór de hervorming.

Toepassing van de DD-methode

In 2005 is de Wet Kinderopvang ingevoerd, hierin werden zowel de toegang tot kinderopvang als de kinderopvangtoeslag geüniformeerd. Vervolgens is tussen 2006 en 2009 de ouderbijdrage voor kinderopvang

substantieel gedaald voor een groot deel van de ouders. Hoofdstuk 3 analyseert zowel de effecten van deze hervormingen op de korte termijn als op de langere termijn (als het kind ouder is geworden).

Met betrekking tot de effecten op de korte termijn volgen we de methode van Bettendorf e.a. (2015). De behandelde groep bestaat uit ouders met kinderen jonger dan 12 jaar, omdat het beleid op deze groep gericht is. De controlegroep bestaat uit ouders met kinderen tussen 12 en 19 jaar, de beleidshervormingen hebben geen invloed op deze ouders. Een nadeel van deze aanpak is dat moeders vanuit de behandelde groep in de controlegroep kunnen belanden (als de kinderen ouder dan 12 jaar oud worden). Dit probleem is op te lossen door een groter leeftijdsverschil te nemen tussen de controle- en de behandelde groep, maar dit maakt de geldigheid van de parallelletrendveronderstelling minder aannemelijk.

De langetermijneffecten schatten we met een vergelijkbare methode. We kijken of er een paar jaar later, als de kinderen ouder zijn en het huishouden geen kinderopvang meer afneemt, nog een effect van de beleidshervormingen op de arbeidsparticipatie en het inkomen van de moeder is. Deze methode sluit deels aan bij de methode van Lefebvre e.a. (2009). Figuur 3.8 laat zien dat de hervormingen op de korte termijn met name de participatie en het inkomen van moeders van kinderen jonger dan 8 jaar hebben beïnvloed. Bij het analyseren van de langetermijneffecten gaan we er daarom van uit dat de hervormingen op de korte termijn alleen een effect hebben gehad op ouders van kinderen jonger dan 8 jaar. We kijken naar de effecten voor twee groepen. Eerst kijken we of er vanaf 2009 een effect zichtbaar is voor moeders van kinderen van 8-11 jaar, deze kinderen waren namelijk 4-7 jaar toen de intensiveringen zijn gestart (in 2005). Daarnaast kijken we of er vanaf 2013 een effect zichtbaar is voor moeders van kinderen van 12-15 jaar, deze kinderen waren in 2005 4-7 jaar. In beide gevallen bestaat de controlegroep uit moeders van kinderen van 16 tot en met 19 jaar, deze kinderen waren ouder dan 8 jaar in 2005.

We schatten een aantal *differences-in-differences* modellen:

$$y_{igt} = \alpha_t + \gamma_g + \delta D_{ig} + X_i \beta + \epsilon_{igt}, \quad (D.1)$$

$$y_{igt} = \alpha_t + \gamma_g + \sum_{s \in \text{driejaarsoorten}} \delta_s D_{gs} + X_i \beta + \epsilon_{igt}, \quad (D.2)$$

$$y_{igt} = \alpha_t + \gamma_g + \sum_{s \neq \text{referentiejaar}} \delta_s D_{gs} + X_i \beta + \epsilon_{igt}, \quad (D.3)$$

waarbij de uitkomstvariabele (inkomen, arbeidsparticipatie of economische zelfstandigheid) van persoon i in groep g (behandelde of controlegroep) wordt weergegeven door y_{igt} . α_t zijn jaar *fixed effects* en γ_g zijn groep *fixed effects* en X_i zijn controlevariabelen (migratieachtergrond en opleidingsniveau). D_g is een dummy

variabele die gelijk is aan 1 als een persoon behandeld wordt. We zijn voornamelijk geïnteresseerd in de δ coëfficiënten. Dit geeft het (gemiddelde) effect van de hervorming op de behandelde groep. In vergelijking (D.1) geeft δ het gemiddelde jaarlijkse effect voor de jaren vanaf de hervorming. In vergelijking (D.2) geeft δ het gemiddelde jaarlijkse effect voor de betreffende driejarige periode (2005-2007 of 2008-2010). In

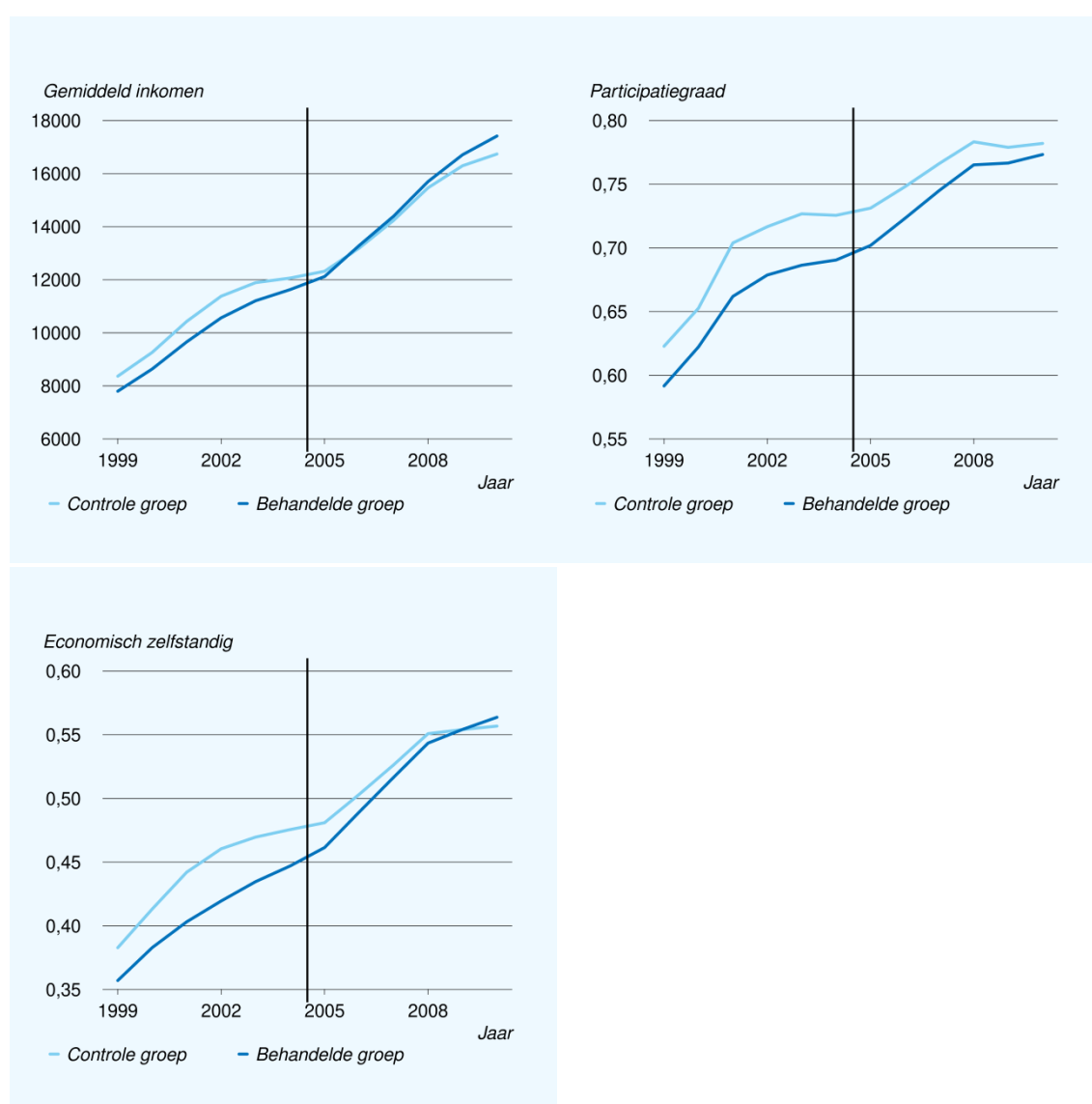
vergelijking (D.3) geeft δ het gemiddelde jaarlijkse effect apart voor elk jaar, ten opzichte van het referentiejaar (het laatste jaar voor de interventie/hervorming). Vergelijkingen (D.2) en (D.3) maken het mogelijk om te analyseren of het effect van de hervormingen constant is over de tijd. Bovendien kan vergelijking (D.3) gebruikt worden om de geldigheid van de parallelletrendveronderstelling te testen. Het is aannemelijk dat deze cruciale veronderstelling geldig is als de δ coëfficiënten voor het referentiejaar, de

zogenaamde placebo coëfficiënten, niet significant zijn. Dit betekent namelijk dat de trend van de behandelde en controlegroep voor de hervorming niet significant verschilt. Om de robuustheid van de specificaties te beoordelen, kijken we ook of de toevoeging van placebo coëfficiënten en van groeps-specifieke trends (apart trend voor de controle en de behandelde groep) de grootte van de effecten van de hervorming substantieel beïnvloeden.

Extra figuren en tabellen voor de kortetermijneffecten

Figuur D.2 geeft de gemiddelden van inkomen, arbeidsparticipatie en economische zelfstandigheid van de behandelde en van de controlegroep. In deze figuren is al zichtbaar dat de trend van de behandelde groep na de hervorming afwijkt van de trend van de controlegroep. Deze verschillen schatten we vervolgens met de DD-methode.

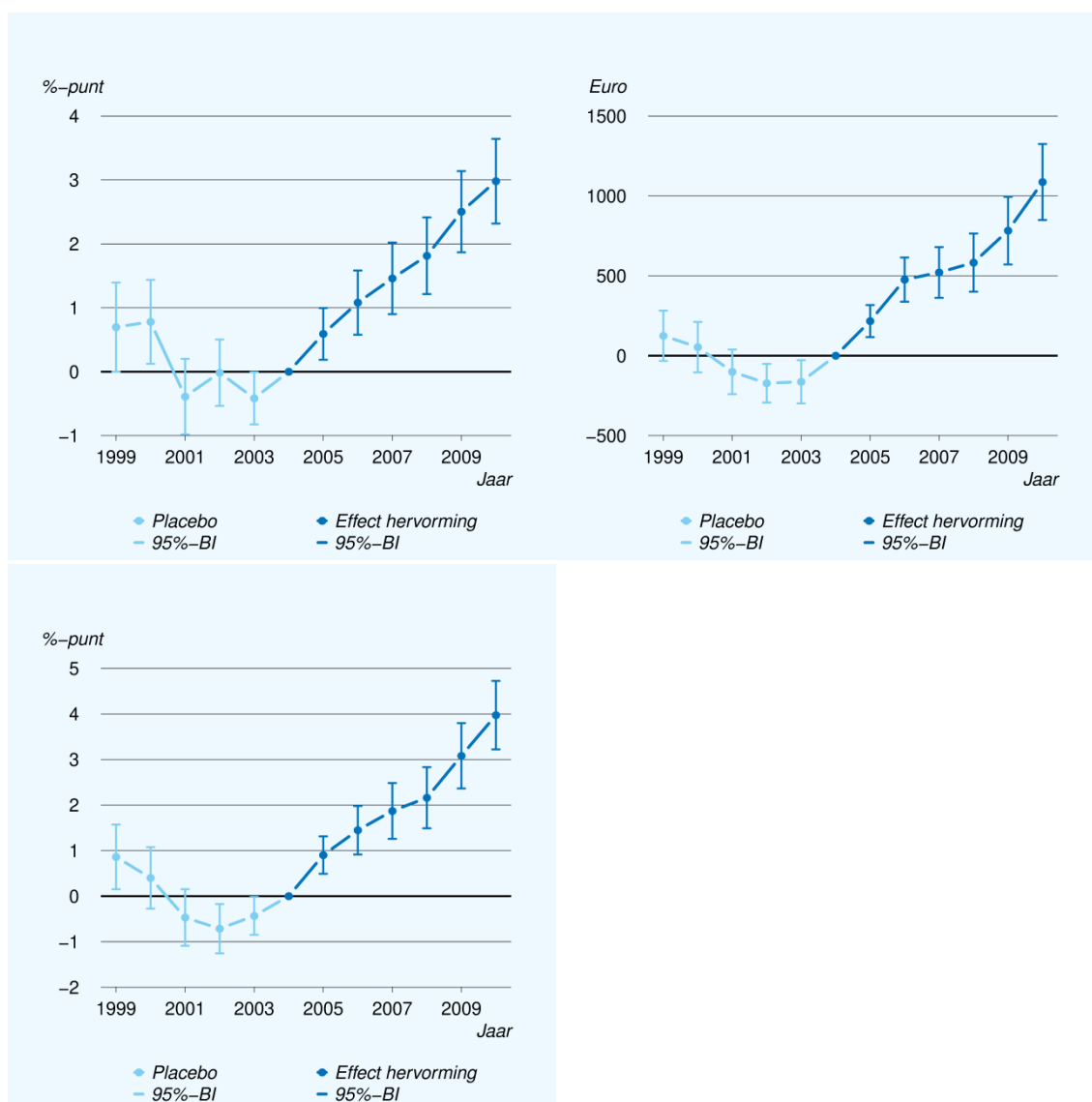
Figuur D.2 Gemiddelden van inkomen (linksboven), arbeidsparticipatie (rechtsboven) en economische zelfstandigheid (linksonder) van de behandelde groep en de controlegroep (korte termijn)



Bron: Eigen berekening op basis van het Arbeidsmarktpanel.

Figuur D.3 geeft de resultaten van het schatten van regressievergelijking (D.3). In de figuren zijn zowel de effecten van de hervorming, als de geldigheid van de parallelletrendveronderstelling zichtbaar. Voor het referentiejaar (2004, het jaar voor de beleidshervormingen) zouden de behandelde en de controlegroep niet significant van elkaar moeten verschillen. We zien echter dat voor een aantal jaren de lichtblauwe punten (placebocoëfficiënten) wel statistisch significant van de nullijn afwijken. Dit maakt dat we niet met volledige zekerheid kunnen zeggen dat de regressiecoëfficiënten de causale effecten van de beleidshervormingen geven. We zien echter wel een duidelijk effect van de hervorming vanaf 2005, de donkerblauwe punten zijn positief (en statistisch significant).

Figuur D.3 Geldigheid van de parallelletrendveronderstelling voor participatie (linksboven), inkomen (rechtsboven) en economische zelfstandigheid (linksonder), kortetermijneffecten



Bron: Eigen berekening op basis van het Arbeidsmarktpanel.

Tabellen D.1, D.2 en D.3 geven de coëfficiënten voor schattingen van regressievergelijkingen (D.1) en (D.2). Kolom 5 is de geprefereerde specificatie, deze resultaten rapporteren we in hoofdstuk 3. Met kolommen 6 en 7 kunnen we de robuustheid van de specificatie van kolom 5 beoordelen. Kolom 6 laat zien dat de effecten iets groter worden (t.o.v. kolom 5) als we groeps-specifieke trends toevoegen. Kolom 7 laat zien dat de effecten niet erg veel veranderen (t.o.v. kolom 5) als we de placebo-dummy's aan de regressie toevoegen.

Tabel D.1 Resultaten DD-regressie voor de kortetermijneffecten, effect op participatie

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$\delta_{1999-2001}$							0,00359
							(1,21)
$\delta_{2002-2003}$							-0,00217
							(-1,02)
$\delta_{2005-2010}$	0,0170***	0,0162***	0,0204***				
	(7,19)	(7,10)	(8,78)				
$\delta_{2005-2007}$				0,0111***	0,00940***	0,0142***	0,0104***
				(4,66)	(4,08)	(6,78)	(4,83)
$\delta_{2008-2010}$				0,0231***	0,0232***	0,0238***	0,0243***
				(8,21)	(8,54)	(8,77)	(8,18)
N	1809743	1809743	1809743	1809743	1809743	1809743	1810150
Controlevariabelen	Nee	Ja	Ja	Nee	Ja	Ja	Ja
Groep-specifieke trends	Nee	Nee	Ja	Nee	Nee	Ja	Nee
t statistics tussen haakjes							
* p<0,05, ** p<0,01, *** p<0,001							
De participatiegraad van de behandelde groep was 69% in 2004.							
De participatiegraad van de behandelde groep was 72,5% in 2004.							
Kolommen 1-3 corresponderen met vergelijking (D.1), kolommen 4-6 corresponderen met vergelijking (D.2). Kolom 7 voegt twee placebo-dummy's toe aan het model van kolom 5.							

Tabel D.2 Resultaten DD-regressie voor de kortetermijneffecten, effect op (fiscaal) inkomen

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$\delta_{1999-2001}$							25,31
							(0,35)
$\delta_{2002-2003}$							-167,5**
							(-3,00)
$\delta_{2005-2010}$	874,9***	650,9***	777,8***				
	(11,23)	(9,02)	(9,84)				
$\delta_{2005-2007}$				667,0***	448,5***	597,3***	404,3***
				(9,28)	(6,72)	(9,51)	(6,97)
$\delta_{2008-2010}$				1088,8***	859,4***	876,1***	815,2***
				(10,72)	(9,08)	(9,20)	(8,37)
N	1810150	1810150	1810150	1810150	1810150	1810150	1810150
Controlevariabelen	Nee	Ja	Ja	Nee	Ja	Ja	Ja
Groep-specifieke trends	Nee	Nee	Ja	Nee	Nee	Ja	Nee
t statistics tussen haakjes							
* p<0,05, ** p<0,01, *** p<0,001							
Gemiddeld inkomen van behandelde groep was 11.628 euro in 2004.							
Gemiddeld inkomen van controlegroep was 12.062 euro in 2004.							
Kolommen 1-3 corresponderen met vergelijking (D.1), kolommen 4-6 corresponderen met vergelijking (D.2). Kolom 7 voegt twee placebo-dummy's toe aan het model van kolom 5.							

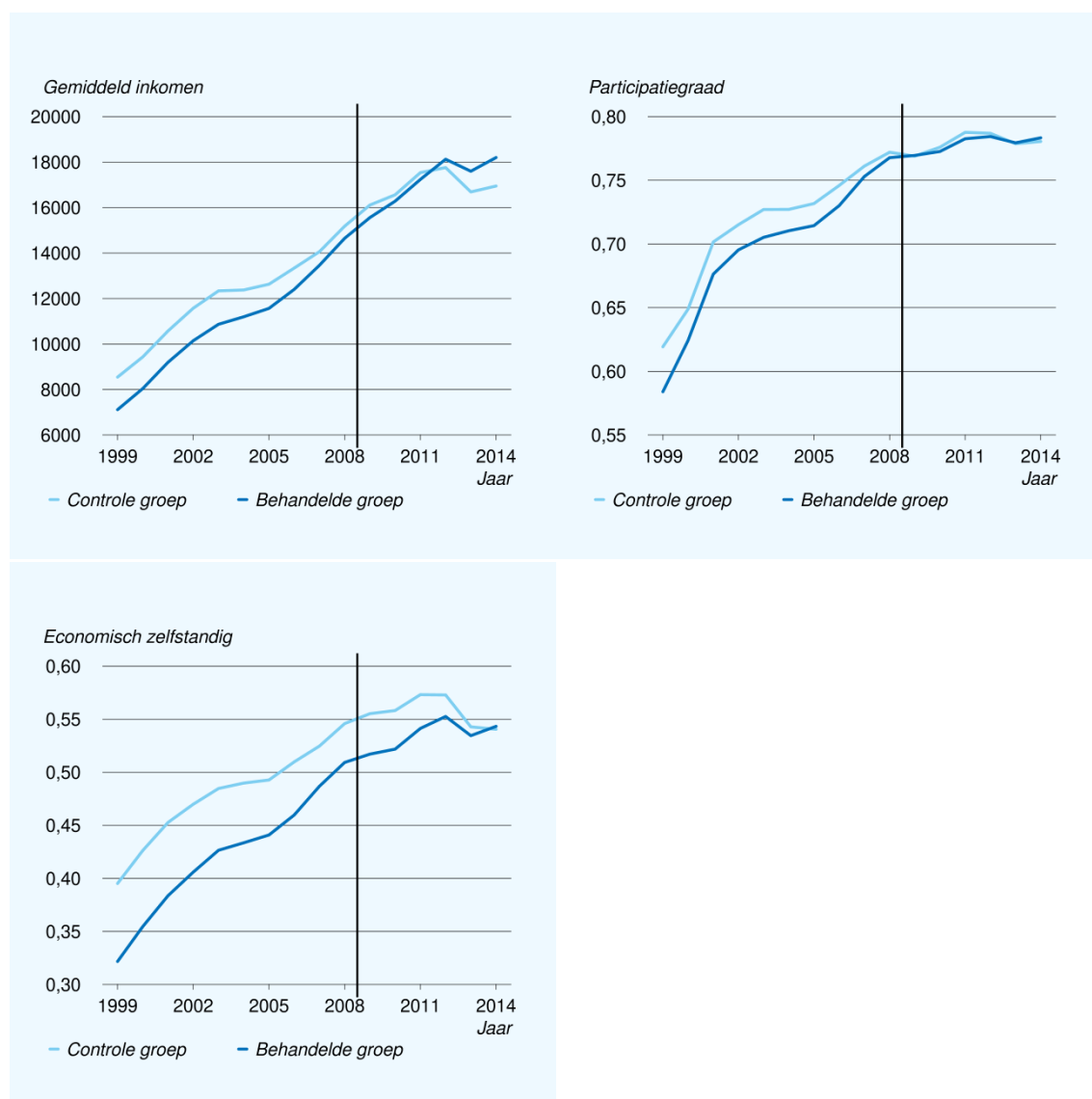
Tabel D.3 Resultaten DD-regressie voor de kortetermijneffecten, effect op kans op economische zelfstandigheid

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$\delta_{1999-2001}$							0,00261
							(0,84)
$\delta_{2002-2003}$							-0,00572**
							(-2,60)
$\delta_{2005-2010}$	0,0259***	0,0229***	0,0282***				
	(9,54)	(8,88)	(10,62)				
$\delta_{2005-2007}$				0,0188***	0,0147***	0,0212***	0,0140***
				(7,04)	(5,78)	(9,19)	(6,10)
$\delta_{2008-2010}$				0,0331***	0,0313***	0,0320***	0,0306***
				(10,06)	(9,99)	(10,23)	(9,11)
N	1810150	1810150	1810150	1810150	1810150	1810150	1810150
Controlevariabelen	Nee	Ja	Ja	Nee	Ja	Ja	Ja
Groep-specifieke trends	Nee	Nee	Ja	Nee	Nee	Ja	Nee
t statistics tussen haakjes							
* p<0,05, ** p<0,01, *** p<0,001							
44,7% van de behandelde groep was economisch zelfstandig in 2004.							
47,5 % van de controlegroep was economisch zelfstandig in 2004.							
Kolommen 1-3 corresponderen met vergelijking (D.1), kolommen 4-6 corresponderen met vergelijking (D.2). Kolom 7 voegt twee placebo-dummy's toe aan het model van kolom 5.							

Extra figuren voor de langetermijneffecten

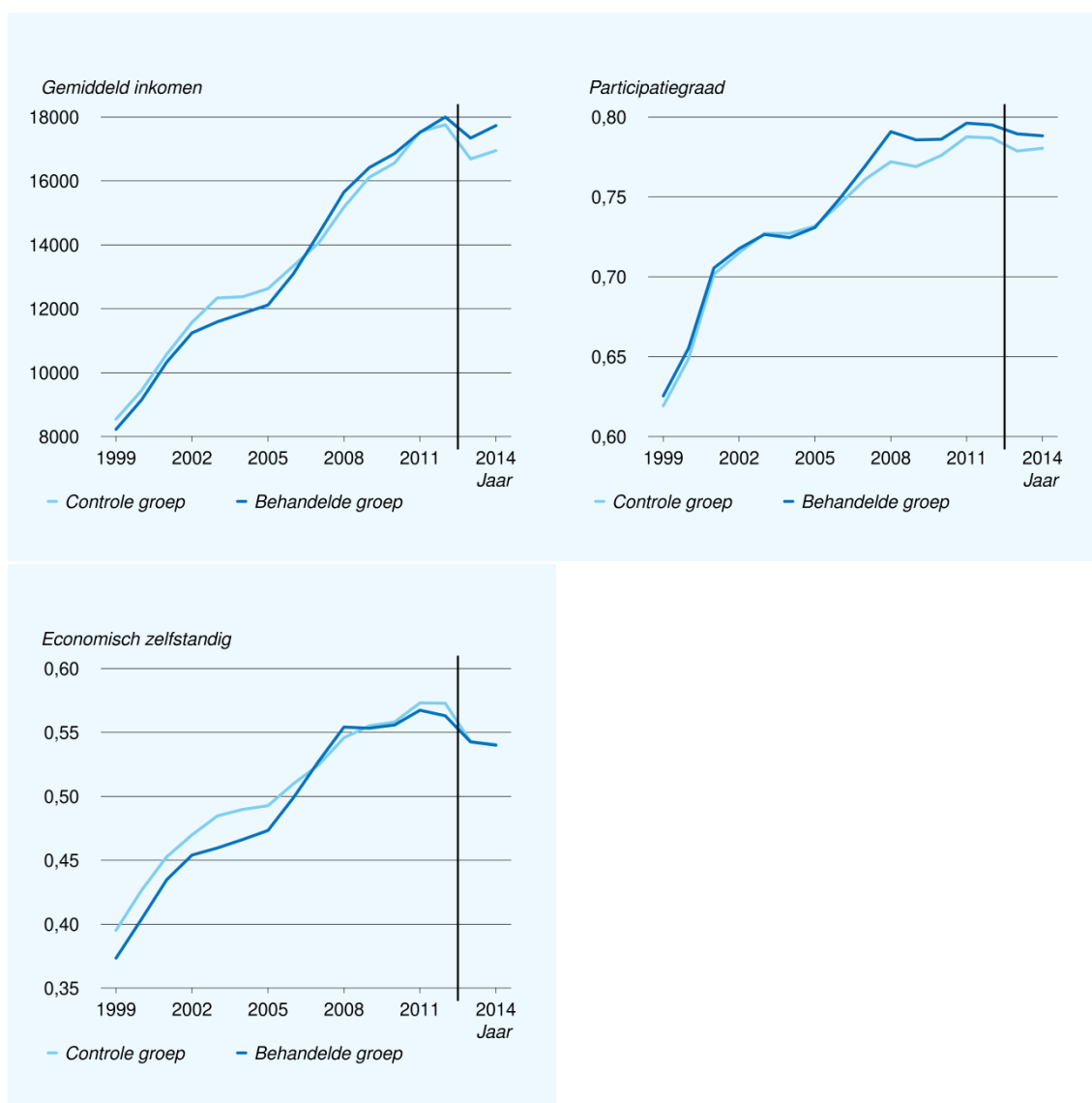
Figuren D.4 en D.5 geven de gemiddelden van inkomen, arbeidsparticipatie en economische zelfstandigheid van de behandelde en controlegroep. De behandelde groep in figuur D.4 betreft moeders van kinderen van 8-11 jaar. De behandelde groep in figuur D.5 betreft moeders van kinderen van 12-15 jaar. De controlegroep bestaat in beide figuren uit moeders van kinderen van 16-19 jaar.

Figuur D.4 Gemiddelden van inkomen (linksboven), arbeidsparticipatie (rechtsboven) en economische zelfstandigheid (linksonder) van de behandelde groep (moeders van 8-11 jarigen) en de controlegroep (lange-termijn DD-model)



Bron: Eigen berekening op basis van het Arbeidsmarktpanel.

Figuur D.5 Gemiddelden van inkomen (linksboven), arbeidsparticipatie (rechtsboven) en economische zelfstandigheid (linksonder) van de behandelde groep (moeders van 12-15 jarigen) en de controlegroep (lange-termijn DD-model)



Bron: Eigen berekening op basis van het Arbeidsmarktpanel.

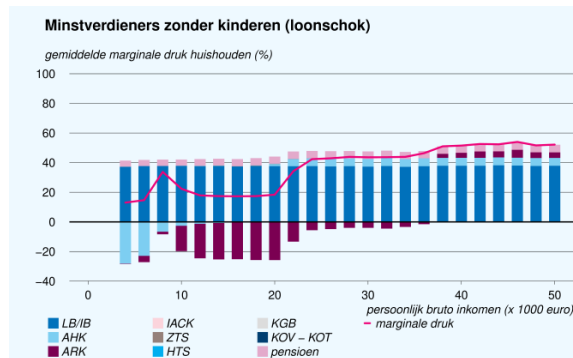
Appendix E - Urenschok

In MIMOSI wordt de urenshok niet gegeven door de deeltijdfactor van werknemers te verhogen, maar door deze te verlagen. Vervolgens wordt de marginale druk berekend door de verandering te berekenen van de oude situatie ten opzichte van de nieuwe situatie, in plaats van andersom zoals gebruikelijk is bij de berekening van de marginale druk. De reden hiervoor is dat werknemers die voltijds werken een DTF van 1 hebben en dus geen positieve urenshok kunnen ervaren. Door werknemers in plaats daarvan een negatieve shok te geven, en de procentuele verandering te berekenen van de oude ten opzichte van de nieuwe situatie, kunnen we voor voltijdswerknemers toch de marginale druk berekenen. Bovendien hoeven we met deze methode geen aannames te maken over de keuzes van het extra aantal uren kinderopvang. De dataset geeft ons immers al informatie over het gekozen aantal uren kinderopvang.

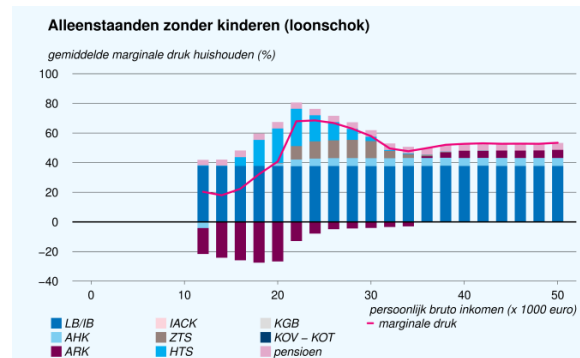
Appendix F - Decompositie marginale druk

Figuur F.1 Decompositie marginale druk minstverdieners en alleenstaanden (loonschok)⁴⁷

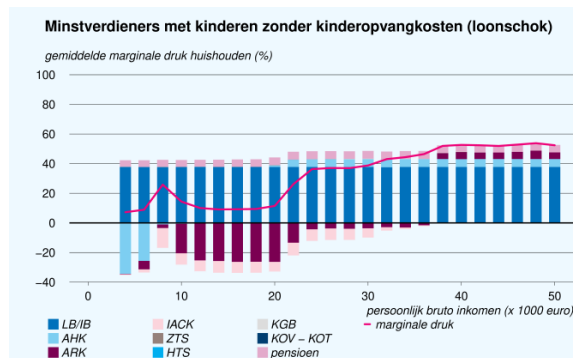
Figuur F.1a



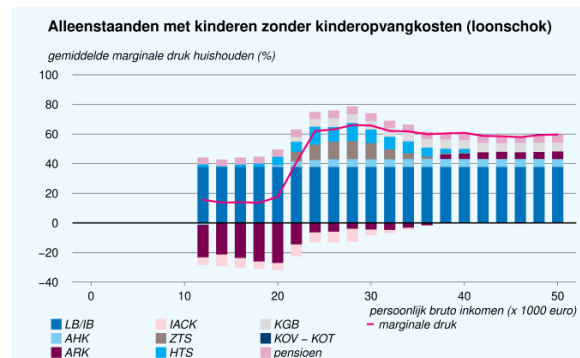
Figuur F.1d



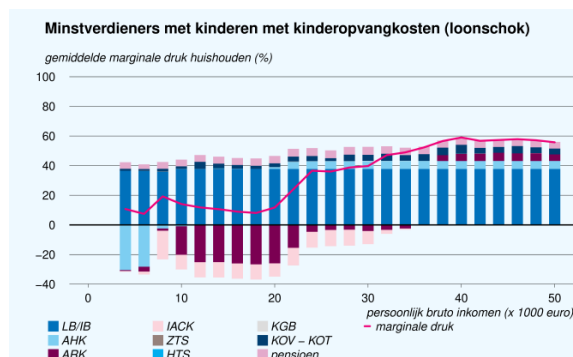
Figuur F.1b



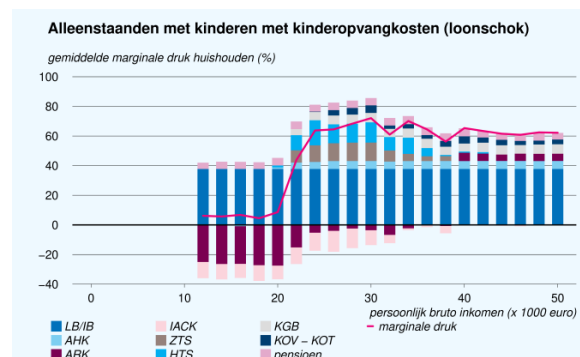
Figuur F.1e



Figuur F.1c



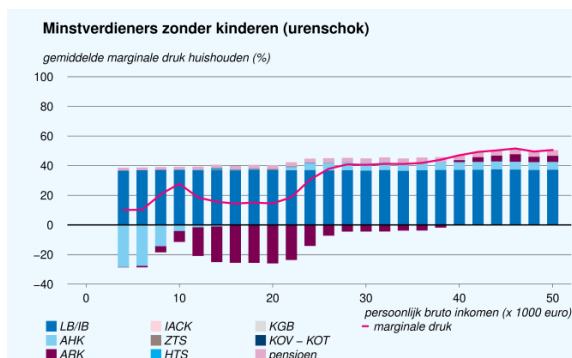
Figuur F.1f



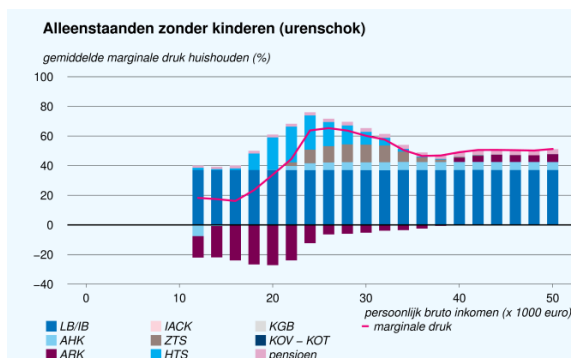
⁴⁷ Legenda: LB/IB = loon- en inkomstenbelasting, AHK = algemene heffingskorting, ARK = arbeidskorting, IACK = inkomensafhankelijke combinatiekorting, ZTS = zorgtoeslag, HTS = huurtoeslag, KGB = kindgebonden budget, KOV - KOT = kinderopvangkosten - kinderopvangtoeslag (de netto kinderopvangkosten)

Figuur F.2 Decompositie marginale druk minstverdieners en alleenstaanden (urenschok)

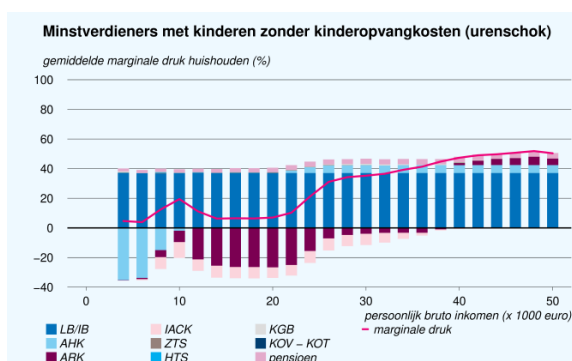
Figuur F.2a



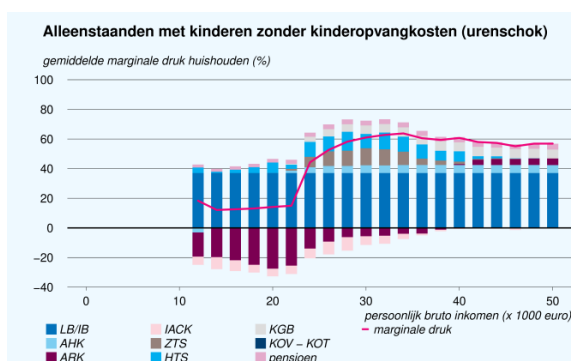
Figuur F.2d



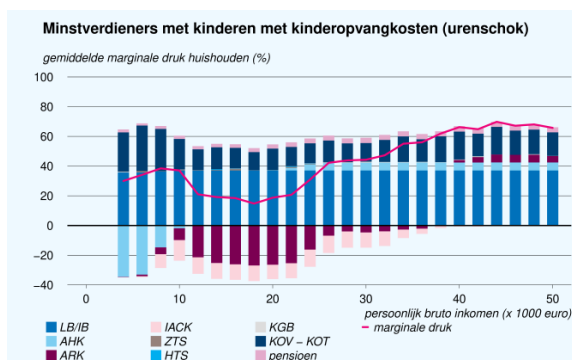
Figuur F.2b



Figuur F.2e



Figuur F.2c



Figuur F.2f

