



Arbeidsaanbodelasticiteiten in Micsim

Dit achtergronddocument presenteert nieuwe schattingen van arbeidsaanbodelasticiteiten, die gebruikt worden voor beleidssimulaties met het Micsim-model. De schattingen hebben nog steeds betrekking op de periode 2006 – 2009, maar zijn uitgevoerd met een verbeterde methode die de nauwkeurigheid van de geschatte elasticiteiten vergroot. De nieuwe schattingen zijn vergelijkbaar met de oude schattingen en veranderen weinig aan de uitkomsten van modelsimulaties.

We baseren de schattingen niet op recentere jaren, omdat de beschikbare data tot 2015 vanwege de hoge werkloosheid minder geschikt zijn. Een gevoeligheidsanalyse laat zien dat een update op basis van deze jaren zou leiden tot vergelijkbare modeluitkomsten.

CPB Achtergronddocument

Roel van Elk, Henk-Wim de Boer, Eugene Verkade

april 2020

1 Inleiding

Dit achtergronddocument presenteert nieuwe schattingen van arbeidsaanbodelasticiteiten, die gebruikt worden voor beleidssimulaties met het Micsim-model. Sinds de introductie van Micsim in 2014, is het model gebaseerd op geschatte preferenties op het Arbeidsmarktpanel in de periode 2006-2009 (Jongen et al., 2014). Het Arbeidsmarktpanel 2006-2009 is een combinatie van microdatabestanden van het CBS en bevat voor ongeveer 1,2 miljoen mensen informatie over huishoudsamenstelling, bruto-inkomen, het aantal uren werk, het gebruik van formele kinderopvang en een aantal achtergrondkenmerken zoals opleidingsniveau, leeftijd en etniciteit.¹ De schattingen zijn opnieuw uitgevoerd op deze data, maar met een verbeterde methode die de nauwkeurigheid van de geschatte elasticiteiten vergroot (zie tekstkader op p.3). De resultaten van deze ‘verbeterde schattingen’ zijn vervolgens verwerkt in het Micsim-model. De nieuwe schattingen zijn voor het eerst gebruikt bij de modelsimulaties in *Kansrijk Belastingbeleid* (CPB, 2020).

De verbeterde schattingen over 2006-2009 zijn vergelijkbaar met de oude schattingen en veranderen weinig aan de uitkomsten van modelsimulaties. De geschatte elasticiteiten over de periode 2006-2009 wijken beperkt af van de eerdere schattingen (Jongen et al., 2014). Voor de meeste huishoudenstypen zijn de geschatte arbeidsaanbodelasticiteiten iets hoger, maar de verschillen zijn niet substantieel. Modelsimulaties van diverse beleidsmaatregelen laten zien dat de aanpassing van de preferenties weinig verschil maken voor de uitkomsten. Zie paragraaf 2 voor de schattingsresultaten en paragraaf 3 voor een vergelijking van modelsimulaties.

We baseren schattingen op de jaren 2006-2009, omdat deze het meest representatief zijn voor de structurele situatie van de Nederlandse economie. In de jaren 2006-2009 was de werkloosheid relatief laag (figuur 1.1). In een periode van lage werkloosheid reflecteren geobserveerde keuzes het beste de voorkeuren. Het gebruik van de ‘hoogconjunctuur’ jaren 2006-2009 leidt niet tot een overschatting van werkgelegenheidseffecten in Micsim. Micsim is immers bedoeld om werkgelegenheidseffecten van beleidswijzigingen op de *lange termijn* te simuleren. De verandering in het arbeidsaanbod wordt op termijn volledig geabsorbeerd en leidt tot meer werkgelegenheid. De werkloosheid kan op korte termijn wel oplopen, zeker als de vraag naar arbeid onder druk staat door een recessie. Het duurt dan langer voor mensen een baan te vinden. Een recessie als gevolg van het coronavirus kan er dus voor zorgen dat het langer duurt voor het arbeidsaanbod volledig wordt geabsorbeerd.

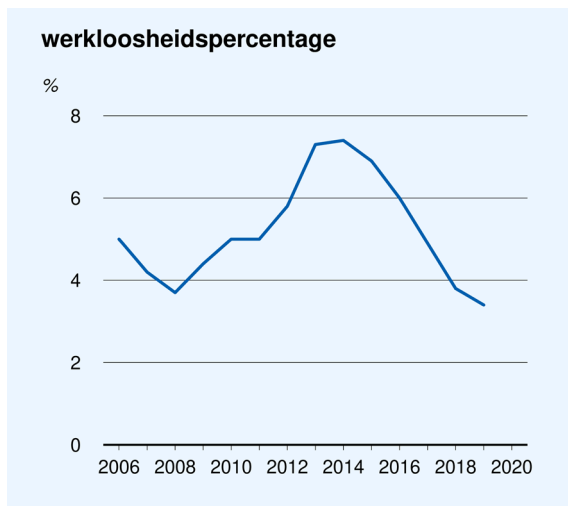
We baseren de schattingen niet op recentere jaren, omdat deze jaren vanwege de hoge onvrijwillige werkloosheid minder geschikt zijn voor het schatten van de preferenties. Er zijn recentere data beschikbaar van het Arbeidsmarktpanel tot en met 2015², maar deze jaren zijn minder representatief voor de structurele situatie. Door de hogere onvrijwillige werkloosheid zijn deze jaren minder geschikt om de preferenties te schatten. Onvrijwillige werkloosheid kan leiden tot een vertekening van de schattingsresultaten, omdat mensen hun voorkeur mogelijk niet allemaal kunnen uitoefenen als de werkloosheid hoog is en de concurrentie op de arbeidsmarkt hevig (Bargain et al., 2010). Vooral in de jaren 2013-2015 is de werkloosheid substantieel hoger dan in de eerdere jaren (figuur 1.1). De geobserveerde

¹ Het bestand bevat personen die tussen 1999 en 2009 zijn geënkquêteerd voor de Enquête Beroepsbevolking (EBB). De informatie uit de EBB is gekoppeld aan administratieve gegevens uit de Gemeentelijke Basisadministratie, het Stelsel van Sociaal-statistische Bestanden en gegevens over het gebruik van formele kinderopvang.

² Het CBS heeft het Arbeidsmarktpanel tot en met 2015 samengesteld op verzoek van het CPB. Hiertoe zijn gegevens over de jaren 2010 tot en met 2015 verzameld voor de 1,2 miljoen personen uit het Arbeidsmarktpanel 2006-2009 en aangevuld met gegevens voor personen die tussen 2010 en 2015 zijn geënkquêteerd voor de Enquête Beroepsbevolking (EBB). De gecombineerde dataset bevat in totaal ongeveer 1,8 miljoen personen. Op het moment van het verzoek waren nog geen recentere jaren beschikbaar.

arbeidsduur reflecteert dan minder goed de werkelijke voorkeuren, omdat geprefereerde keuzes moeilijker gerealiseerd kunnen worden.

Figuur 1.1 Werkloosheidspercentage in jaren 2006-2019



Bron: CBS StatLine.

De keuze om de voorkeuren te baseren op de periode 2006-2009 heeft weinig invloed op de modeluitkomsten van Micsim. Een gevoeligheidsanalyse waarbij gekeken is naar alternatieve tijdsperiodes laat zien dat het gebruik van recentere jaren leidt tot vergelijkbare modeluitkomsten. Ten behoeve van een gevoeligheidsanalyse hebben we de schattingen ook uitgevoerd op de data tot 2015. De schattingsresultaten hebben we vervolgens gebruikt voor modelsimulaties. Hieruit blijkt dat modeluitkomsten van Micsim weinig veranderen als we de simulaties baseren op de schattingen over de periode 2006-2015 (zie paragraaf 3).

Voor een update van de preferenties lijkt de periode 2017-2019 geschikter. Indien mogelijk werken we bij voorkeur met zo recent mogelijke schattingen van preferenties. Preferenties kunnen immers over de tijd veranderen. Het herschatten van de preferenties op de jaren 2017-2019 is een zinnige optie. Dit zijn de eerst mogelijke jaren waarin de onvrijwillige werkloosheid weer laag is en vergelijkbaar met de jaren 2006-2009. Op deze manier updaten we de preferenties na grofweg 10 jaar, in een vergelijkbare geschikte economische stand van de conjunctuur. Zo houden we op een inhoudelijk nette manier rekening met de mogelijkheid van veranderende preferenties. Aangezien voorkeuren naar verwachting niet snel veranderen, lijkt een periode van tien jaar ook acceptabel voor het herschatten van preferenties.

De structuur van dit achtergronddocument is als volgt. Paragraaf 2 presenteert de geschatte arbeidsaanbodelasticiteiten die in Micsim zijn verwerkt en vergelijkt deze met de eerder geschatte arbeidsaanbodelasticiteiten. Paragraaf 3 bevat modelsimulaties met Micsim op basis van verschillende schattingsresultaten. Dit maakt inzichtelijk hoe aanpassingen van de preferenties in Micsim doorwerken in de uitkomsten van beleidssimulaties.

2 Geschatte arbeidsaanbodelasticiteiten

We voeren een update door qua methodiek van de schattingen in 2006-2009. Dit zorgt voor verbeterde geschatte preferenties in Micsim. We schatten de voorkeuren van huishoudens voor werk, vrije tijd en kinderopvang op het Arbeidsmarktpanel 2006-2009 met *simulated maximum likelihood* (zie De Boer et al., 2020

voor een technische bespreking van de nutsfunctie en schattingen). De aanpassing in de schattingsmethode ten opzichte van de eerdere schattingen in Jongen et al. (2014) betreft de behandeling van niet-geobserveerde heterogeniteit en het aantal loontrekkingen (zie tekstkader). Dit zorgt voor minder risico op simulatiebias. De schattingen zijn daarmee nauwkeuriger, omdat zij minder worden vertekend door niet-geobserveerde verschillen. De resultaten van de verbeterde methode zijn al eerder gepubliceerd (De Boer et al., 2018), maar werden nog niet gebruikt voor Micsim simulaties.

Verbeterde schattingsmethode

In de nieuwe schattingen maken we gebruik van random preferences om niet-geobserveerde heterogeniteit te adresseren (Haan en Uhlenhof, 2006; Train, 2009). Door random trekkingen (met behulp van zogenaamde Halton draws) toe te voegen, staan we toe dat huishoudens die op observeerbare kenmerken vergelijkbaar zijn, verschillende voorkeuren kunnen hebben voor werk, vrije tijd en kinderopvang. Jongen et al. (2014) gebruikten de latente klasse methode om niet-geobserveerde verschillen tussen huishoudens te adresseren (zie Train, 2008). Bij de latente klasse methode werden 2 verschillende sets parameters geschat binnen een huishoudenstype. Deze methode is flexibeler dan random preferences, maar bleek voor een aantal huishoudenstypen (met name alleenstaande ouders) ook implausibele resultaten te geven. Dat resulteerde voor deze groepen in een negatief marginaal nut in de geobserveerde keuze hetgeen inconsistent is met nutsmaximalisatie. Het schatten van een discrete keuzemodel met latente klassen is rekenkundig zeer complex, waardoor het aantal loontrekkingen in de schattingen van Jongen et al. (2014) is beperkt tot 10.

In de nieuwe schattingen vergroten we het aantal loontrekkingen van 10 naar 50. De loontrekkingen hebben betrekking op het imputeren van lonen voor niet-werkenden. Voor niet-werkenden observeren we geen lonen en voorspellen we deze op basis van gegevens van werkenden. Om bij het voorspellen rekening te houden met de mogelijkheid dat personen met gelijke observeerbare kenmerken verschillende lonen verdienen, worden 50 verschillende trekkingen uit de errorverdeling van de loonschatting gedaan. Op deze manier worden per persoon dus 50 verschillende lonen geïmputeerd. Het vergroten van het aantal loontrekkingen zorgt voor minder risico op simulatiebias (Cameron en Trivedi, 2005). De schattingen zijn daarmee nauwkeuriger, omdat zij minder worden vertekend door niet-geobserveerde verschillen. Uit onze analyses is gebleken dat de verschillen in de schattingsresultaten voornamelijk worden verklaard door de uitbreiding van het aantal trekkingen. De verschillen met de vorige schattingen zijn voor de meeste huishoudenstypen overigens klein (zie paragraaf 2), wat suggereert dat de simulatiebias door het beperkte aantal trekkingen in Jongen et al. (2014) niet groot was.

Figuur 2.1 presenteert de arbeidsaanbodelasticiteiten voor verschillende typen huishoudens. We onderscheiden mannen in samenwonende stellen, vrouwen in samenwonende stellen, en alleenstaanden.³

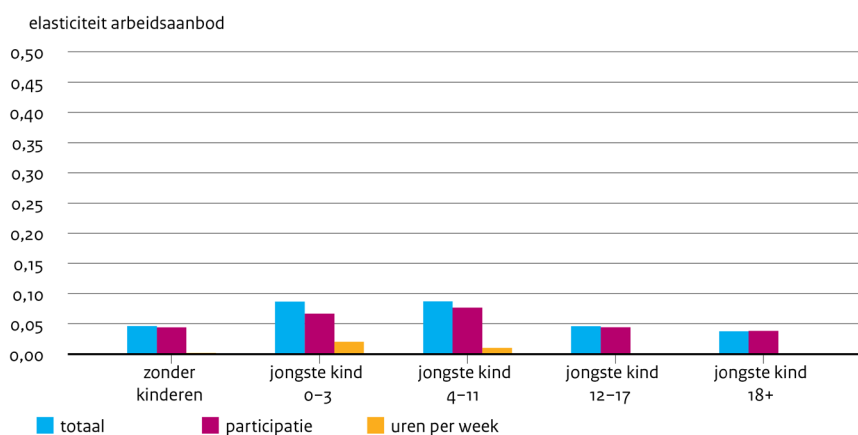
³ Voor samenwonende stellen beperken we ons hier tot de presentatie van de geschatte elasticiteiten van huishoudens waarbij beide partners hun arbeidsaanbod kunnen aanpassen. In Micsim zitten ook schattingen verwerkt van zogenaamde '1-flex huishoudens',

De samenwonende stellen zijn beperkt tot huishoudens met een man en een vrouw.⁴ Per categorie wordt onderscheid gemaakt naar huishoudenstypen zonder en met kinderen (in verschillende leeftijdscategorieën). In de figuur wordt de totale arbeidsaanbodelasticiteit onderscheiden in de elasticiteit van de participatie in personen enerzijds en de arbeidsduur per werkende anderzijds.

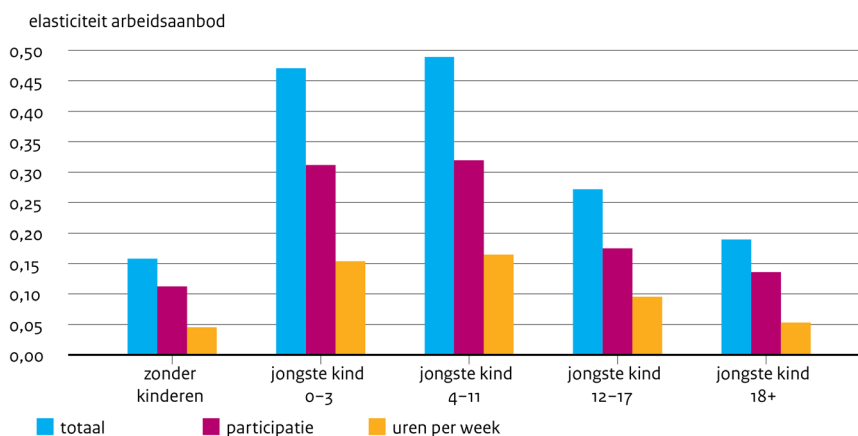
Vrouwen in stellen reageren het sterkst op financiële prikkels, met name de groepen met jonge kinderen (tot 12 jaar). Bij een stijging van het brutoloon met 1% neemt het aantal uren werk met ongeveer 0,5% toe. Mannen in samenwonende stellen passen hun arbeidsaanbod maar zeer gering aan als hun loon stijgt. Alleenstaanden zonder kinderen reageren niet sterk op financiële prikkels, terwijl alleenstaanden met kinderen wel sterk reageren. Ook hier is de groep met jonge kinderen het sterkst prikkelbaar.

Figuur 2.1 Arbeidsaanbodelasticiteiten

a) Mannen in samenwonende stellen



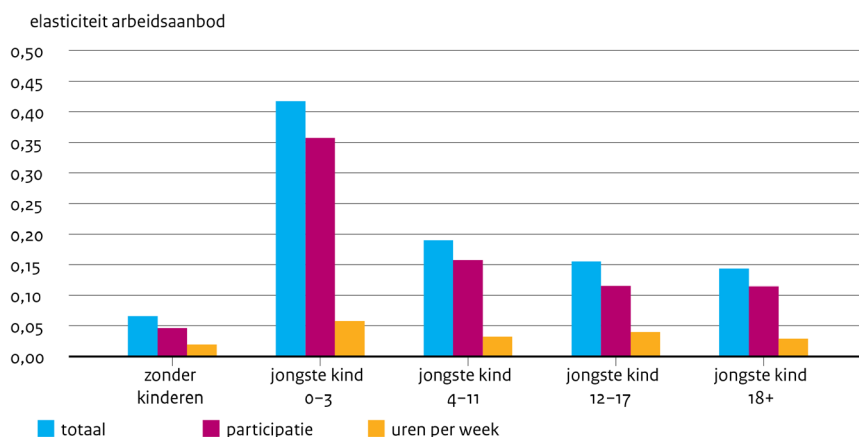
b) Vrouwen in samenwonende stellen



waarbij maar een van de partners het arbeidsaanbod kan aanpassen. Dit zijn bijvoorbeeld huishoudens waarbij een van de partners arbeidsongeschikt is. Zie De Boer et al. (2020) voor een presentatie van de geschatte elasticiteiten voor deze groepen.

⁴ We sluiten op deze manier aan bij de standaardaanpak in de literatuur om binnen stellen aparte elasticiteiten te schatten voor mannen en vrouwen (zie bijvoorbeeld Bargain et al., 2014). Ongeveer 2% van de populatie betreft homoseksuele stellen. De mogelijke invloed van deze groep op de totale arbeidsaanbodeffecten is dus klein.

c) Alleenstaanden

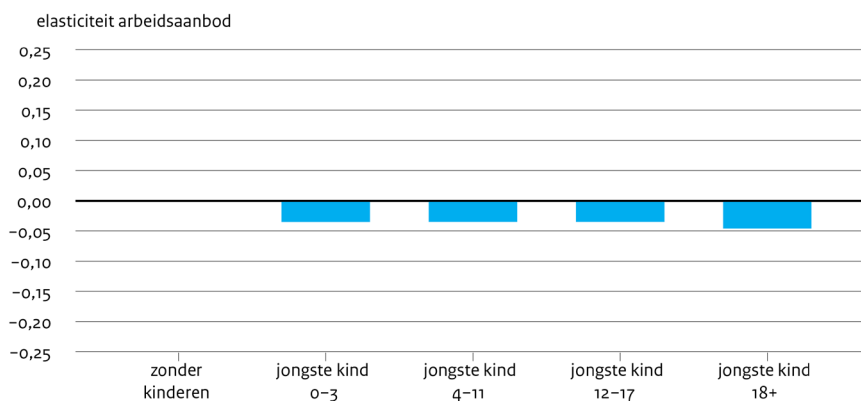


Mensen reageren vooral sterk op financiële prikkels bij hun keuze om al dan niet te gaan werken. Het totale effect van een loonsverhoging op het aantal uren werk wordt vooral gedreven door het effect op de participatie. Bij vrouwen in stellen is er ook nog enig effect op het aantal uren per week, maar zeker bij alleenstaanden is de totale reactie vrijwel volledig toe te rekenen aan de participatiebeslissing.⁵

Bij stellen kan een loonsverhoging van de partner invloed hebben op de eigen arbeidsaanbodbeslissing (figuur 2.2). Mannen reageren nauwelijks op een loonsverhoging van de vrouw (panel a), maar vrouwen wel op de loonsverhoging van de man (panel b). Een loonsverhoging van de man zorgt er dus voor dat de vrouw minder uren gaat werken, omdat het besteedbaar huishoudinkomen is toegenomen.

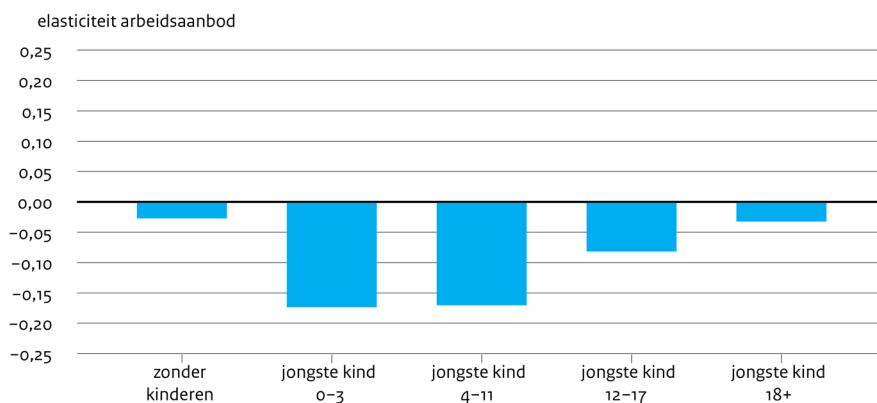
Figuur 2.2 Kruiselasticiteiten

a) Effect loonsverhoging vrouw op aantal uren werk man



⁵ Dit kan worden verklaard doordat alleenstaanden relatief veel uren werken.

b) Effect loonsverhoging vrouw op aantal uren werk vrouw



De gepresenteerde elasticiteiten zijn verwerkt in Micsim, waarmee de arbeidsaanbodeffecten van beleidsmaatregelen in *Kansrijk Belastingbeleid* (CPB, 2020) zijn gesimuleerd.⁶

De nieuwe schattingen zijn vergelijkbaar met de eerdere schattingen in Jongen et al. (2014). Tabel 2.1 geeft een overzicht van de geschatte arbeidsaanbodelasticiteiten op basis van beide methoden. De eerste kolom presenteert geschatte elasticiteiten op het Arbeidsmarktpanel 2006-2009, met de verbeterde methode. De tweede kolom presenteert de oude elasticiteiten uit Jongen et al. (2014). De verbeterde schattingen over de periode 2006-2009 wijken niet sterk af van de eerdere schattingen. De elasticiteiten van alleenstaande ouders met een jongste kind tussen 0 en 3 jaar zijn iets hoger, en de elasticiteiten van alleenstaande ouders met een jongste kind tussen 4 en 11 jaar zijn iets lager. De geschatte elasticiteit van vrouwen in paren zonder kinderen (0.16) is hoger dan in de oude schatting (0.10). Bij de paren met kinderen liggen de elasticiteiten ook iets hoger. De verschillen zijn echter niet substantieel in omvang.⁷ Ook de relatieve verschillen tussen huishoudentypen blijven bestaan (vrouwen in stellen en alleenstaanden met jonge kinderen hebben een relatief hoge elasticiteit).

⁶ Meer precies zijn de preferenties (de voorkeuren voor vrije tijd, werk, en kinderopvang) waar deze elasticiteiten uit volgen, verwerkt in het model.

⁷ Voor de meeste groepen zijn de verschillen wel statistisch significant.

Tabel 2.1 Geschatte arbeidsaanbodelasticiteiten per huishoudtype (periode 2006-2009)

	Nieuwe 'verbeterde'schattingen (periode 2006-2009)	Oude schattingen (Jongen et al., 2014) (periode 2006-2009)
Alleenstaanden zonder kinderen	0.07	0.06
Alleenstaande ouders 0-3	0.42	0.37
Alleenstaande ouders 4-11	0.19	0.25
Alleenstaande ouders 12-17	0.16	0.16
Alleenstaande ouders 18+	0.14	0.14
Paren zonder kinderen		
Man	0.05	0.04
Vrouw	0.16	0.10
Paren met kinderen 0-3		
Man	0.09	0.05
Vrouw	0.47	0.38
Paren met kinderen 4-11		
Man	0.09	0.04
Vrouw	0.49	0.45
Paren met kinderen 12-17		
Man	0.05	0.06
Vrouw	0.27	0.23
Paren met kinderen 18+		
Man	0.04	0.04
Vrouw	0.19	0.17

3 Uitkomsten modelsimulaties

In deze paragraaf analyseren we hoe gevoelig de uitkomsten van Micsim simulaties zijn voor het gebruik van verschillende geschatte preferenties. We vergelijken hiertoe de gesimuleerde arbeidsaanbodeffecten van een aantal beleidsvarianten op basis van de nieuw geschatte preferenties met die op basis van de eerder geschatte preferenties. Daarnaast maken we ook een vergelijking met de uitkomsten op basis van geschatte preferenties als de recente jaren tot en met 2015 wel zijn meegenomen.

Ten behoeve van deze gevoeligheidsanalyse hebben we de preferenties ook geschat op het Arbeidsmarktpanel in de periode 2006-2015. Hierbij hebben we de verbeterde schattingsmethode toegepast op de beschikbare data in de jaren de jaren 2006-2015. In deze analyse hebben we ervoor gezorgd dat alle jaren

in de sample even zwaar worden gewogen.⁸ Voor veel huishoudenstypen zijn de arbeidsaanbodelasticiteiten hoger ten opzichte van de periode 2006-2009 (zie Appendix A). Dit is met name het geval bij alleenstaanden zonder kinderen, alleenstaanden met kinderen ouder dan 12 jaar, en stellen met kinderen ouder dan 18 jaar. De hogere elasticiteiten lijken vooral gedreven door de jaren 2013-2015 (waarin mogelijk vertekening optreedt vanwege de hoge onvrijwillige werkloosheid, zie paragraaf 1).⁹

Tabel 3.1 presenteert de uitkomsten van modelsimulaties met Micsim bij drie verschillende preferenties: de nieuwe preferenties over de periode 2006-2009, de oude preferenties over de periode 2006-2009, en de preferenties over de periode 2006-2015. De tabel presenteert de gesimuleerde arbeidsaanbodeffecten van elf maatregelen uit *Kansrijk belastingbeleid*.¹⁰ De eerste kolom presenteert de arbeidsaanbodeffecten op basis van de nieuw verwerkte preferenties in Micsim (verbeterde schattingen in de periode 2006-2009). Deze effecten zijn dus identiek aan de gepresenteerde effecten in *Kansrijk belastingbeleid*. De tweede kolom presenteert de effecten op basis van de eerdere preferenties (Jongen et al., 2014).¹¹ De derde kolom presenteert de effecten op basis van de geschatte preferenties met de verbeterde methode in de periode 2010-2015. We presenteren de resultaten hier op twee cijfers achter de komma om ook kleine verschillen in beeld te brengen.

De uitkomsten van simulaties op basis van de nieuwe schattingen zijn goed vergelijkbaar met de uitkomsten op basis van de oude schattingen. Voor de meeste maatregelen zijn de verschillen in de arbeidsaanbodeffecten beperkt (vergelijk kolom 3 en kolom 4). De enige maatregelen waar een aanpassing van de preferenties een substantiële impact heeft, zijn het herinvoeren van de overdraagbaarheid van de algemene heffingskorting en het invoeren van een splitsingsstelsel.¹² Dit kan ook goed verklaard worden door de hogere elasticiteiten voor vrouwen in stellen (zie tabel 2.1). We concluderen dat de resultaten van de modelsimulaties op basis van nieuw geschatte preferenties goed vergelijkbaar zijn met de oude resultaten.

Ook het gebruik van geschatte preferenties in de periode 2006-2015 verandert de uitkomsten van modelsimulaties nauwelijks. De resultaten op basis van de nieuwe preferenties en op basis van de preferenties in de periode 2006-2015 liggen dicht bij elkaar (vergelijk kolom 3 en kolom 5). De beperkte verschillen kunnen voor een belangrijk deel verklaard worden door de relatieve omvang van de huishoudtypen waar de arbeidsaanbodelasticiteiten zijn veranderd. Zo hebben hogere elasticiteiten voor relatief kleine groepen maar een geringe invloed op het totale arbeidsaanbodeffect van een maatregel. De geschatte elasticiteiten in de periode 2006-2015 zijn weliswaar hoger, maar vooral bij huishoudtypen die relatief weinig voorkomen (zoals alleenstaanden met kinderen). De impact op het totale arbeidsaanbodeffect van een beleidsmaatregel blijft dan beperkt.

⁸ Het Arbeidsmarktpanel 2010 – 2015 bestaat uit huishoudens uit het Arbeidsmarktpanel 2006-2009 (dit zijn de huishoudens uit het EBB 1999-2009), aangevuld met nieuwe huishoudens uit het EBB 2010-2015. De AMP sample is in de jaren 2010-2015 dus anderhalf keer zo groot door de aangevulde huishoudens uit het EBB 2010-2015 (deze zijn niet teruggelegd naar de periode 2006-2009). Hierop is een correctie aangebracht.

⁹ Schattingen alleen op basis van de jaren 2010-2012 (niet in de tabel) geven voor de meeste groepen lagere elasticiteiten.

¹⁰ Voor een uitgebreide bespreking van de beleidsvarianten, zie *Kansrijk belastingbeleid* (CPB, 2020).

¹¹ Deze uitkomsten kunnen afwijken van simulatieresultaten van vergelijkbare maatregelen uit eerdere publicaties. Dat komt door het gebruik van een nieuwe basis, waarin wordt uitgegaan van het (structurele) belastingstelsel en demografie in 2025 (zie ook CPB, 2020). Daarnaast is het Micsim-model sinds Jongen et al. (2014) verder ontwikkeld door het toevoegen van WW'ers en zelfstandigen. Zie De Boer et al. (2020) voor een uitgebreide bespreking van de wijzigingen in Micsim sinds Jongen et al. (2014).

¹² In mindere mate verandert ook het (afgeronde) arbeidsaanbodeffect van het verhogen van de inkomensafhankelijke combinatiekorting.

Tabel 3.1 Gesimuleerde arbeidsaanbodeffecten op basis van verschillende geschatte preferenties

Maatregel	Ex-ante budgettair effect	Arbeidsaanbodeffect obv nieuwe preferenties 06-09	Arbeidsaanbodeffect obv oude preferenties 06-09	Arbeidsaanbodeffect obv preferenties 06-15
	mld euro	% mutatie arbeidsjaren	% mutatie arbeidsjaren	% mutatie arbeidsjaren
1. Verlagen onderste tarief	-1,5	0,0%	0,0%	0,0%
2. Verlagen bovenste tarief	-1,5	0,0%	0,0%	0,0%
3. Verlagen algemene heffingskorting (AHK)	1,5	0,0%	0,0%	0,0%
4. Overdraagbaarheid AHK herinvoeren	-1,4	-0,7%	-0,5%	-0,8%
5. Verhogen arbeidskorting	-1,5	0,1%	0,1%	0,1%
6. Verhogen inkomensafhankelijke combinatiekorting	-0,75	0,2%	0,1%	0,2%
7. Splitsingsstelsel	0,0	-1,0%	-0,7%	-1,1%
8. Verlagen zorgtoeslag	1,5	0,2%	0,2%	0,2%
9. Verlagen kindgebonden budget	0,75	0,2%	0,2%	0,2%
10. Verhogen kinderopvangtoeslag	-0,75	0,1%	0,1%	0,1%
11. Verlagen kinderbijslag	0,75	0,1%	0,1%	0,1%

4 Conclusies

De preferenties in Micsim zijn aangepast op basis van nieuwe schattingen op het Arbeidsmarktpanel. De schattingen hebben nog steeds betrekking op dezelfde periode (2006-2009), maar zijn uitgevoerd met een verbeterde methode. Hierdoor zijn de schattingen betrouwbaarder. De nieuwe arbeidsaanbodelasticiteiten zijn goed vergelijkbaar met de eerder geschatte elasticiteiten en de uitkomsten van modelsimulaties worden maar beperkt beïnvloed door deze aanpassing.

We kiezen ervoor om de schattingen nog niet te updaten naar recentere jaren, omdat de beschikbare jaren tot 2015 vanwege de hoge onvrijwillige werkloosheid minder geschikt zijn. Deze jaren zijn niet representatief voor de structurele situatie van de Nederlandse economie. Een gevoeligheidsanalyse laat zien dat een update op basis van deze jaren weinig uit zou maken voor de uitkomsten van de modelsimulaties. Het lijkt ons zinvoller om preferenties in Micsim pas te actualiseren als data beschikbaar zijn over de jaren 2017-2019, waarin de stand van de conjunctuur weer vergelijkbaar is met die in de jaren 2006-2009.

Referenties

- Bargain, O., M. Caliendo, P. Haan en K. Orsini, 2010, 'Making work pay' in a rationed labour market, *Journal of Population Economics*, vol. 23(1): 323-351.
- Bargain, O., K. Orsini en A. Peichl, 2014, Comparing Labor Supply Elasticities in Europe and the United States: New Results, *Journal of Human Resources*, vol. 49(3): 723-838.
- Boer, H-W de, R. van Elk en E. Verkade, 2020, MICSIM 2.0: A behavioural microsimulation model for the analysis of tax-benefit reforms in the Netherlands: an updated version, CPB Achtergronddocument.
- Boer, H-W de, E. Jongen en M. Mastrogiacomo, 2018, Tax-Benefit Reforms and Structural Models for Labour Supply, in: J. de Haan en J. Parlevliet (eds), *Structural Reforms: moving the economy forward*, p. 239-264.
- Cameron, A. en P. Trivedi, 2005, *Microeconometrics: methods and applications*, Cambridge University Press.
- CPB, 2020, *Kansrijk Belastingbeleid*, CPB Boek.
- Jongen, E., H-W de Boer en P. Dekker, 2014, MICSIM: A behavioural microsimulation model for the analysis of tax-benefit reform in the Netherlands, CPB Achtergronddocument ([link](#)).
- Haan, P. en A. Uhlendorff, 2006, Estimation of multinomial logit models with unobserved heterogeneity using maximum simulated likelihood, *Stata Journal*, StataCorp LP, 6, p. 229-245.
- Train, K., 2008, EM algorithms for nonparametric estimation of mixing Distributions, *Journal of Choice Modelling*, vol. 1: 40-69.
- Train, K., 2009, *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge University Press.

Appendix A

Tabel A.1 presenteert de geschatte arbeidsaanbodelasticiteiten op het Arbeidsmarktpanel in de periode 2006-2015.

Tabel A.1 Geschatte arbeidsaanbodelasticiteiten per huishoudenstype (2006-2015)

	Verbeterde methode toegepast op periode 2006-2015
Alleenstaanden zonder kinderen	0.12
Alleenstaande ouders 0-3	0.45
Alleenstaande ouders 4-11	0.29
Alleenstaande ouders 12-17	0.28
Alleenstaande ouders 18+	0.28
Paren zonder kinderen	
Man	0.04
Vrouw	0.27
Paren met kinderen 0-3	
Man	0.08
Vrouw	0.36
Paren met kinderen 4-11	
Man	0.09
Vrouw	0.52
Paren met kinderen 12-17	
Man	0.04
Vrouw	0.29
Paren met kinderen 18+	
Man	0.04
Vrouw	0.34