

## **CPB Document**

**No 100**

November 2005

### **Belastingherziening 2001 en de werkgelegenheid van vrouwen**

Een analyse op basis van de Enquête Beroepsbevolking

**Rob Euwals**

Centraal Planbureau  
Van Stolkweg 14  
Postbus 80510  
2508 GM Den Haag

Telefoon       (070) 338 33 80  
Telefax        (070) 338 33 50  
Internet        [www.cpb.nl](http://www.cpb.nl)

ISBN 90-5833-240-3

## Korte samenvatting

Delen van de belastingherziening hebben betrekking op fiscale partners en zijn erop gericht de belastingdruk op de partner met het laagste (potentiële) arbeidsinkomen, in meerderheid vrouwen, te verlagen. Een belangrijk doel hiervan is een hogere arbeidsmarktparticipatie en werkgelegenheid van deze partners. Een analyse op basis van de Enquête Beroepsbevolking 1992–2003 laat zien dat de herziening een positief effect gehad kan hebben op de groei van de werkgelegenheid van gehuwde vrouwen. In alle beschouwde gevallen wordt namelijk gevonden dat de werkgelegenheid van deze groep na 2001 sneller is gaan groeien dan die van vergelijkbare groepen alleenstaande vrouwen. Hoewel het gevonden effect statistisch niet significant is wijst het wel in dezelfde richting als de verwachte effecten op basis van *ex ante* evaluaties. Daarenboven is het zonder meer duidelijk dat de werkgelegenheid van gehuwde vrouwen sterk toeneemt. Dit vormt een duidelijk positief signaal voor de doelstelling van de emancipatie van niet-werkende partners.

*Steekwoorden: Belastingherziening, werkgelegenheid, evaluatie.*

## Abstract

Parts of the Dutch tax reform 2001 are directed towards fiscal partners in a household and aim at lowering the tax burden of the partner with the lowest (potential) labour income. An important goal of the reform is to increase the labour market participation and employment rate of these partners, which are in majority women. An analysis of the Labour Force Survey 1992–2003 shows that the reform may indeed have increased the growth of the employment rate of married women. For different groups of married women the growth rate of employment after 2001 was larger than for comparable groups of single women. Although the results are not statistically significant, they are clearly in line with results expected on the basis of *ex ante* evaluations. Moreover, the employment gap between married and single women is closing with a considerable speed. This is clearly a positive sign for one of the goals of the tax reform, i.e. the emancipation of non-working partners on the labour market.

*Key words: Tax reform, employment, evaluation.*

A comprehensive summary is available from [www.cpb.nl](http://www.cpb.nl).



# Inhoud

Ten geleide	7
Samenvatting	9
1 Inleiding	11
2 Emancipatorische effecten belastingherziening	13
3 Onderzoeksmethode	15
4 Empirische analyse	17
4.1 Werkgelegenheid van alle vrouwen	17
4.2 Werkgelegenheid van vrouwen met of zonder kinderen	20
4.3 Werkgelegenheid van vrouwen met een hoog- of laagopgeleide partner	22
5 Conclusie	25
Literatuur	27
Bijlage A: Achtergrondstatistieken	29
Bijlage B: Statistische onzekerheid	31
Bijlage C: Regressie-analyse	35



## Ten geleide

Deze studie is verricht op verzoek van het ministerie van Financiën als bijdrage aan de evaluatie van de belastingherziening 2001. De studie onderzoekt de groei van de werkgelegenheid onder vrouwen voor en na de belastingherziening op basis van de Enquête Beroepsbevolking 1992–2003. Daarbij wordt rekening gehouden met de gezinsomstandigheden en de verdiencapaciteit van de partner.

De studie is uitgevoerd door Rob Euwals. De inhoud is versterkt door commentaar van de ministeries van Financiën en Sociale Zaken en Werkgelegenheid. De auteur bedankt CPB collega's Casper van Ewijk, Pierre Koning, Peter Kooiman, Rocus van Opstal, Adri den Ouden en Daniel van Vuuren.

F.J.H. Don, directeur





## Samenvatting

De belastingherziening 2001 heeft de prikkel tot het accepteren van betaald werk verhoogd. Delen van de herziening hebben betrekking op fiscale partners en zijn erop gericht de belastingdruk op de partner met het laagste (potentiële) arbeidsinkomen te verlagen. Een belangrijk doel hiervan is de emancipatie van niet-werkende partners, in meerderheid vrouwen, op de arbeidsmarkt. Deze studie onderzoekt het effect van het ‘emancipatorische deel’ van de herziening op de werkgelegenheid van vrouwen met een fiscale partner.

Voor en ten tijde van de belastingherziening zijn er verschillende *ex ante* simulatiestudies uitgevoerd om het effect van de belastingherziening op het arbeidsaanbod en werkgelegenheid te kwantificeren. Deze studies laten een klein maar positief effect zien van het ‘emancipatorische deel’ van de belastingherziening. De centrale vraag is of we enige jaren na de belastingherziening een dergelijk effect in de groei van de werkgelegenheid kunnen vinden.

De databron voor de studie is de Enquête Beroepsbevolking 1992–2003. We vergelijken vrouwen met een fiscale partner met vrouwen die alleenstaand zijn. De alleenstaande vrouwen fungeren als een controlegroep omdat de werkgelegenheid van vrouwen voor en na de belastingherziening ook kan zijn veranderd door macro-economische omstandigheden en andere onderdelen van het overheidsbeleid. Een cruciale veronderstelling van de onderzoeksmethode is dat de vele andere mogelijke invloeden (behalve de belastingherziening zelf) hetzelfde effect hebben op vrouwen met een fiscale partner en vrouwen die alleenstaand zijn. Als de belastingherziening het verwachte effect heeft dan zal de werkgelegenheid van vrouwen met een fiscale partner na de belastingherziening zijn toegenomen ten opzichte van de werkgelegenheid van alleenstaande vrouwen.

De resultaten wijzen uit dat vrouwen met een partner bezig zijn met een inhaalslag: het niveau van hun werkgelegenheid groeit snel naar het niveau van de werkgelegenheid van alleenstaande vrouwen. Na de belastingherziening 2001 is er zelfs sprake van een versnelde inhaalslag. Dit geldt voor de groep van alle gehuwde vrouwen, en het geldt voor specifieke groepen zoals gehuwde vrouwen zonder jonge kinderen en gehuwde vrouwen met een laag opgeleide partner. Hoewel de gevonden versnelling van de groei, in verhouding tot die van alleenstaande vrouwen, niet statistisch significant is wijst het gevonden effect wel in dezelfde richting als de eerder genoemde resultaten op basis van *ex ante* evaluaties. Daarenboven is het zonder meer duidelijk dat de werkgelegenheid onder de gehuwde vrouwen sterk blijft stijgen. Dat is een bemoedigend teken voor een doelstelling van de belastingherziening, namelijk van een hogere werkgelegenheid van vrouwen met een (fiscale) partner.



# 1 Inleiding

De belastingherziening 2001 heeft de prikkel tot het accepteren van betaald werk verhoogd. Delen van de herziening hebben betrekking op fiscale partners en zijn erop gericht de belastingdruk op de partner met het laagste (potentiële) arbeidsinkomen te verlagen. Een belangrijk doel hiervan is de emancipatie van niet-werkende partners, in meerderheid vrouwen, op de arbeidsmarkt. Deze studie onderzoekt het effect van het ‘emancipatorische deel’ van de herziening op de werkgelegenheid van vrouwen met een fiscale partner. We vergelijken deze vrouwen met alleenstaande vrouwen, een groep waarop dit deel van de herziening geen betrekking heeft. De databron voor het onderzoek is de Enquête Beroepsbevolking 1992–2003.

Voor en ten tijde van de belastingherziening zijn er verschillende simulatiestudies uitgevoerd om het effect van de belastingherziening op het arbeidsaanbod en werkgelegenheid te kwantificeren. Deze studies laten een klein maar positief effect zien van het ‘emancipatorische deel’ van de belastingherziening. Op basis van het toegepaste algemeen evenwichtsmodel MIMIC voorspelden Graafland en de Mooij (1998) een toename van het arbeidsaanbod van partners in personen met ongeveer 1%-punt terwijl de toename van het arbeidsaanbod van alleenstaanden gering is.<sup>1</sup> Bij de toename bij de partners gaat het vooral om vrouwen met een mannelijke kostwinner met een inkomen in de tweede of derde schijf (CPB, 1999b). Simulatiestudies op basis van het Sociaal Economische Panel laten een soortgelijk beeld zien. Van Soest en Das (2001) voorspelden een toename van het arbeidsaanbod in personen van mannelijke en vrouwelijke partners van 0,4 en 1,5%-punt.<sup>2</sup> Het emancipatorische deel van de belastingherziening zou dus tot een extra stijging van het arbeidsaanbod van vrouwen met een fiscale partner van ongeveer 1%-punt leiden. De resultaten van Dierx *et al.* (1999) zijn moeilijker in termen van arbeidsaanbod in personen te interpreteren. Wel noemen ze de heffingskorting een ‘mijlpaal’ in termen van het emancipatiebeleid.

De resultaten op basis van de Enquête Beroepsbevolking 1992–2003 wijzen uit dat vrouwen met een partner bezig zijn met een inhaalslag: het niveau van hun werkgelegenheid groeit snel naar het niveau van de werkgelegenheid van alleenstaande vrouwen.<sup>3</sup> Na de belastingherziening 2001 is er zelfs sprake van een versnelde inhaalslag. Dit geldt voor de groep van alle vrouwen, en het geldt voor specifieke groepen zoals vrouwen zonder kinderen. Hoewel de gevonden versnelling van de groei niet statistisch significant is wijst het gevonden effect wel in dezelfde richting als de eerder genoemde resultaten op basis van *ex ante* evaluaties. Daarenboven is het

<sup>1</sup> De laatste kolom van hun tabel 5 geeft een stijging van het arbeidsaanbod in personen van 0,5%. Deze stijging wordt vrijwel geheel veroorzaakt door de partners. Omdat hun aandeel in de beroepsbevolking ongeveer eenderde is en hun arbeidsparticipatie in 2001 rond de 60% ligt, is de stijging van hun arbeidsaanbod in personen ongeveer 1%-punt.

<sup>2</sup> Zie hun tabel 4.

<sup>3</sup> We onderzoeken de werkgelegenheid en niet het arbeidsaanbod in personen omdat we verwachten dat het effect van de conjunctuur minder verstorend werkt op de analyse bij de werkgelegenheid (zie paragraaf 2).

zonder meer duidelijk dat de werkgelegenheid onder de gehuwde vrouwen sterk blijft stijgen. Dat is een bemoedigend teken voor de doelstelling van de belastingherziening van een hogere werkgelegenheid van vrouwen met een (fiscale) partner.

Paragraaf 2 bespreekt emancipatorische effecten van de belastingherziening, terwijl paragraaf 3 de onderzoeksmethode bespreekt. Paragraaf 4 presenteert de empirische analyse.

## 2 Emancipatorische effecten belastingherziening

Bij de invoering van de belastingherziening 2001 is de bevordering van de emancipatie en de economische zelfstandigheid van mannen en vrouwen expliciet als doel genoemd. Het doel is opgenomen in het Regeerakkoord 1998 en is nader uitgewerkt in de Memorie van Toelichting van de Wet Inkomstenbelasting 2001 (Belastingherziening 2001).<sup>4</sup>

Het waarschijnlijk belangrijkste emancipatorisch deel van de herziening is de afschaffing van de mogelijkheid tot overdracht van de basisaftrek en de introductie van een individueel uit te betalen heffingskorting. De Emancipatie Effect Rapportage (Dierx *et al.*, 1999) noemt dit in termen van emancipatiebeleid een mijlpaal en een belangrijke bijdrage aan de individualisering van het Nederlandse belastingstelsel. De vervanging van de 'oude' basisaftrek door de 'nieuwe' heffingskorting in het nieuwe stelsel brengt met zich mee dat het eigen inkomen van de tweede verdiener niet meer ten koste gaat van de aftrek van de eerste verdiener. De 'oude' basisaftrek resulteerde in een hoge marginale belastingdruk voor de tweede verdiener, en wel vooral als de partner met zijn inkomen in de hoogste tariefschijf zat. De 'nieuwe' heffingskorting kan niet overgedragen worden, en daardoor is de marginale belastingdruk voor de tweede verdiener lager. Dit deel van de herziening bevat dus een financiële prikkel voor de partner met het laagste (potentiële) arbeidsinkomen om betaalde arbeid te verrichten.

De herziening van 2001 bevat naast de introductie van de heffingskorting nog een aantal andere emancipatorische onderdelen. Ten eerste kan de mogelijkheid tot vrije toerekening van inkomensbestanddelen en aftrekposten gunstig uitpakken voor de tweede verdiener. Onder het nieuwe stelsel kan het optimaal zijn aftrekposten bij de minst verdienende partner onder te brengen, waardoor de belastingdruk op de tweede verdiener verder kan afnemen. Ten tweede is er een combinatiekorting ingevoerd, welke het arbeidsaanbod van mensen met kinderen beoogt te bevorderen.

<sup>4</sup> Zie Regeerakkoord 1998 van Paars II, blz. 89 en MVT, vergaderjaar 1998-1999, 26727, nr. 3, blz. 17.



### 3 Onderzoeksmethode

Heeft het emancipatorische deel van de belastingherziening in de periode 2001–2003 een effect gehad op de werkgelegenheid van vrouwen? Deze studie vergelijkt vrouwen met een fiscale partner met vrouwen die alleenstaand zijn. Als de belastingherziening het verwachte effect heeft dan zal de werkgelegenheid van vrouwen met een fiscale partner na de belastingherziening zijn toegenomen ten opzichte van de werkgelegenheid van alleenstaande vrouwen.

Waarom vergelijken we niet gewoonweg de werkgelegenheid van vrouwen met een fiscale partner vóór en ná de herziening? Het argument is dat behalve de herziening er waarschijnlijk ook veel andere zaken zijn veranderd. Zo is de conjunctuur sterk veranderd na het jaar van de belastingherziening. En verder zijn er allerlei andere macro-economische omstandigheden en onderdelen van het overheidbeleid veranderd. Er is dan niet voldaan aan de *ceteris paribus* veronderstelling, die stelt dat alle andere omstandigheden gelijk worden gehouden. Om deze reden gebruiken we de groep alleenstaande vrouwen als controlegroep.

Een cruciale veronderstelling van de onderzoeksmethode is dat de vele andere zaken (behalve de herziening zelf) hetzelfde effect hebben op vrouwen met een fiscale partner en vrouwen die alleenstaand zijn.<sup>5</sup> Dit is een argument om niet het arbeidsaanbod in personen te beschouwen: door het *discouraged worker* effect zou de conjunctuur een sterker effect kunnen hebben op vrouwen met een fiscale partner dan op alleenstaande vrouwen. Vrouwen met een fiscale partner kunnen in economisch slechte tijden terugvallen op het inkomen van de partner. Daardoor kunnen ze sneller ontmoedigd worden een baan te zoeken. De werkloosheidscijfers uit de Enquête Beroepsbevolking ondersteunen deze stelling: vrouwen met een partner reageren sterker op de conjunctuur dan alleenstaande vrouwen (Bijlage A). We verwachten dat het effect van de conjunctuur minder verstorend op de analyse werkt als we ons richten op de werkgelegenheid: gegeven bepaalde individuele karakteristieken zoals opleiding is het weinig aannemelijk dat verschillende groepen vrouwen anders worden getroffen door de conjunctuur.

Op basis van de bovenstaande veronderstellingen kunnen we op geaggregeerd niveau vrouwen met een fiscale partner en alleenstaande vrouwen met elkaar vergelijken. Dit geeft een eerste indruk van een mogelijk veranderende groei van de werkgelegenheid na de herziening. Een veranderende groei kan echter ook worden veroorzaakt doordat de twee groepen over de tijd van samenstelling veranderen. Dit werkt vooral verstorend als het tempo van de veranderingen tussen de groepen vrouwen verschilt. Met behulp van regressietechnieken zullen we corrigeren voor samenstellingseffecten door veranderende individuele en gezinskarakteristieken zoals

<sup>5</sup> Verder veronderstellen we dat het terugkoppelingseffect (het algemeen evenwichtseffect) van het emancipatorische deel van de herziening identiek is voor beide groepen vrouwen.

leeftijd, opleiding en leeftijd van het jongste kind. De correctie voor deze karakteristieken geeft mogelijkwerwijs een beter beeld van de groei van de werkgelegenheid.



## 4 Empirische analyse

Voor het empirische deel van de studie onderscheiden we twee groepen vrouwen: gehuwden en alleenstaanden. We laten samenwonenden buiten beschouwing omdat fiscaal partnerschap niet is waargenomen in ons databestand. Ook beperken we ons tot vrouwen in de leeftijd 25 t/m 54 jaar omdat zij het meest worden beïnvloed door het nieuwe belastingstelsel en omdat hun arbeidsmarktgedrag slechts in geringe mate wordt beïnvloed door het volgen van scholing en door vervroegde uittreding.

In het vervolg beschouwen we eerst de totale groep van de vrouwen in de leeftijd van 25 t/m 54 jaar. De herziening zou echter alleen een effect gehad kunnen hebben op specifieke groepen. Zo hebben wellicht alleen vrouwen zonder kinderen of vrouwen met een goedverdiende partner hun arbeidsmarktgedrag aangepast. Daarom onderzoeken we de groei van de werkgelegenheid van vrouwen met bepaalde gezinskarakteristieken in de hierop volgende subparagrafen.

### 4.1 Werkgelegenheid van alle vrouwen

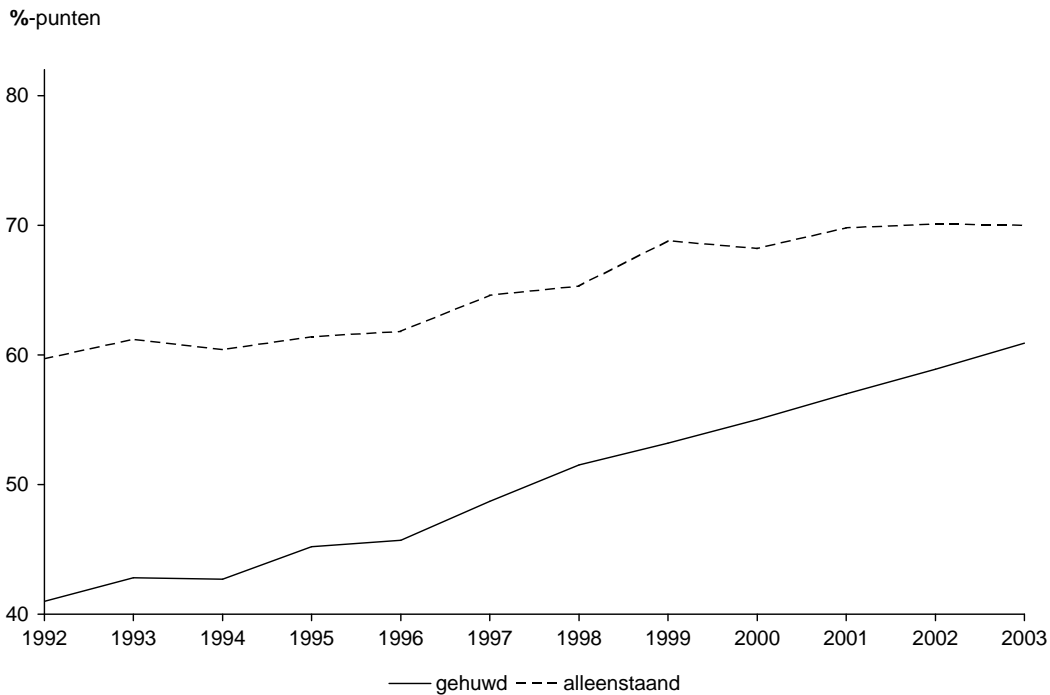
De werkgelegenheid van gehuwde en alleenstaande vrouwen in de leeftijd van 25 t/m 54 jaar is sterk toegenomen (figuur 4.1). Bij gehuwde vrouwen is de stijging in de periode 1992–2003 met bijna 20%-punt beduidend sterker dan de stijging bij alleenstaande vrouwen. Bij gehuwden ging de stijging onverminderd door tijdens de recente periode van conjuncturele neergang, terwijl bij alleenstaanden de stijging is afgevlakt. De vraag die we willen beantwoorden: is het groeitempo in de werkgelegenheid van gehuwden na het jaar 2001 uitzonderlijk, of is het verschil met het groeitempo van alleenstaanden toch relatief klein?

Bij de beantwoording van de vraag of het groeitempo van de werkgelegenheid bij gehuwde vrouwen hoog is dienen we rekening te houden met twee soorten onzekerheid: steekproefonzekerheid en onzekerheid door misspecificatie (Bijlage B). De eerste soort onzekerheid komt omdat we gebruik maken van een steekproef uit de Nederlandse potentiële beroepsbevolking (de Enquête Beroepsbevolking). Uit berekening volgt dat de groei in de werkgelegenheid in bijvoorbeeld 2003 niet significant verschilde tussen gehuwden en alleenstaanden. Maar ondanks de relatief grote steekproefonzekerheid is het opvallend dat na 2001 de groei bij gehuwden drie jaar op rij hoog was. Om de kans hierop te bepalen stellen we een tijdreeksmodel op. Daarin houden we rekening met de tweede bron van onzekerheid: fouten door misspecificatie.

Het verschil in groei tussen gehuwden en alleenstaanden was 0,69%-punt voor de herziening en 1,37%-punt na de herziening (tabel 4.1). Het is opvallend dat de groei bij gehuwden na 2001 met 1,97%-punt per jaar is blijven doorgaan ondanks de slechte conjunctuur. De verandering in

het verschil is met 0,68%-punt echter niet statistisch significant.<sup>6</sup> Omdat de versnelling van de toename bij gehuwde vrouwen al drie jaar op rij doorgaat met 0,68%-punt per jaar overtreft de totale toename de *ex ante* voorspelde absolute toename van ongeveer 1%-punt (paragraaf 1). Gezien de onzekerheidsmarges is het prematuur sterke conclusies te trekken, maar in ieder geval is het gevonden effect statistisch gezien niet in tegenspraak met het voorspelde effect.

**Figuur 4.1 Werkgelegenheid vrouwen, leeftijd 25–54<sup>a</sup>**



<sup>a</sup> Werkgelegenheid: werkgelegenheid vanaf 12 uur per week als percentage van de relevante bevolkingsgroep.  
Bron: CBS, Enquête Beroepsbevolking 1992–2003 (eigen bewerking).

**Tabel 4.1 Groei werkgelegenheid vrouwen, leeftijd 25–54<sup>a,b</sup>**

	1993–2000	2001–2003	Vershil
	%punten		
Gehuwd	1,75	1,97	0,22
Alleenstaand	1,06	0,60	– 0,46
Vershil	0,69	1,37	0,68 (0,56)

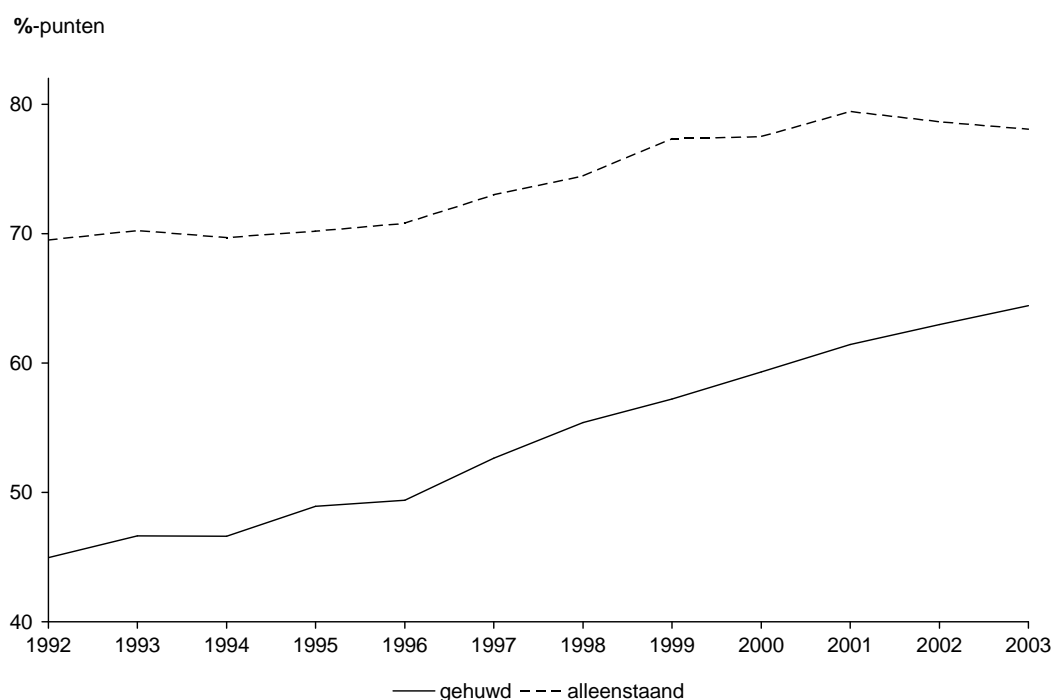
<sup>a</sup> Werkgelegenheid: werkgelegenheid vanaf 12 uur per week als percentage van de relevante bevolking.

<sup>b</sup> Tussen haakjes standaardfout, markering met \* en \*\* betekent dat de bijbehorende parameter significant is op een 10% en 5% significantieniveau. De standaardfout is berekend op basis van een tijdreeksmodel (Bijlage B). Omdat we een model beschouwen met één verklarende variabele is de kleinste kwadraten schatter gelijk aan het verschil van de groei, het getal rechtsonder in de tabel.

Bron: CBS, Enquête Beroepsbevolking 1992–2003 (eigen bewerking).

<sup>6</sup> Het *CEP 2004*, p. 103, rapporteert ook geen statistisch significant effect voor de periode 1992–2002.

**Figuur 4.2 Gestandaardiseerde werkgelegenheid vrouwen, leeftijd 25–54<sup>a,b</sup>**



<sup>a</sup> Werkgelegenheid: werkgelegenheid vanaf 12 uur per week als percentage van de relevante bevolkingsgroep.

<sup>b</sup> Gecorrigeerd voor leeftijd (6 groepen), opleiding (7 groepen) en interacties tussen burgerlijke staat, leeftijd en opleiding.

We veronderstellen dat de groei hetzelfde is voor alle leeftijds- en opleidingsgroepen. We beschouwen de werkgelegenheid voor een vrouw met gemiddelde karakteristieken (leeftijd 40 t/m 44 jaar, opleiding MBO).

Bron: CBS, Enquête Beroepsbevolking 1992–2003 (eigen bewerking).

**Tabel 4.2 Gestandaardiseerde groei werkgelegenheid vrouwen, leeftijd 25–54<sup>a,b</sup>**

	1993–2000	2001–2003	Vershil
	%-punten		
Gehuwd	1,80	1,00	– 0,80
Alleenstaand	1,71	0,19	– 1,51
Vershil	0,09	0,80	0,71
			(0,58)

<sup>a</sup> Werkgelegenheid: werkgelegenheid vanaf 12 uur per week als percentage van de relevante bevolking.

<sup>b</sup> Tussen haakjes standaardfout, markering met \* en \*\* betekent dat de bijbehorende parameter significant is op een 10% en 5% significantieniveau. De standaardfout is berekend op basis van een tijdreeksmodel (Bijlage B). Omdat we een model beschouwen met één verklarende variabele is de kleinste kwadraten schatter gelijk aan het verschil van het verschil, het getal rechtsonder in de tabel. We corrigeren voor leeftijd, opleiding en interacties tussen burgerlijke staat, leeftijd en opleiding. We veronderstellen dat de groei hetzelfde is voor alle leeftijds- en opleidingsgroepen.

Bron: CBS, Enquête Beroepsbevolking 1992–2003 (eigen bewerking).

Ondanks het mogelijk verstorende *discouraged worker* effect is het interessant te weten wat de uitkomst van de analyse is voor het arbeidsaanbod in personen (i.p.v. de werkgelegenheid). Het verschil in groeitempo was 0,88%-punt voor de herziening en 0,97%-punt na de herziening. De

verandering in het verschil is met 0,09%-punt verre van significant.<sup>7</sup> Deze uitkomst bevestigt het *discouraged worker* effect: door de slechte conjunctuur na het jaar van de herziening bleef de groei van de arbeidsaanbod van gehuwde vrouwen achter bij die van alleenstaande vrouwen omdat gehuwde vrouwen meer ontmoedigd worden.

### **Samenstellingseffect**

De groei van de werkgelegenheid van vrouwen wordt gedeeltelijk bepaald door veranderingen in de samenstelling van de groepen van gehuwde en alleenstaande vrouwen. We weten dat in de afgelopen decennia het opleidingsniveau van vrouwen is gestegen, en we weten dat door ontgroening en vergrijzing de leeftijdssamenstelling van de bevolking verandert. Met behulp van regressietechnieken corrigeren we voor geobserveerde karakteristieken van het individu en het gezin. Op basis van de beschikbare informatie in onze databron corrigeren we voor leeftijd en opleiding (Bijlage C). De rol van de leeftijd van het jongste kind komt ter sprake in de volgende subparagraaf.

In de periode 1992–2003 is de gestandaardiseerde werkgelegenheid van gehuwde vrouwen met ongeveer 20%-punt gestegen (figuur 4.2). Deze stijging is ongeveer gelijk aan de stijging van de niet-gestandaardiseerde werkgelegenheid (figuur 4.1). Bij alleenstaande vrouwen is de gestandaardiseerde werkgelegenheid met ongeveer 8%-punt gestegen. Deze stijging is lager dan de stijging van ongeveer 11%-punt van de niet-gestandaardiseerde werkgelegenheid. Een deel van de stijging bij alleenstaanden is dus veroorzaakt door een verandering in de samenstelling. Wederom stelt zich de vraag of na de herziening van 2001 de werkgelegenheid onder gehuwde vrouwen relatief sterker is gaan groeien.

Het verschil in groei tussen gehuwden en alleenstaanden was 0,09%-punt voor de herziening en 0,80%-punt na de herziening (tabel 4.2). De verandering in het verschil is met 0,71%-punt niet statistisch significant. Voor het effect op het arbeidsaanbod in personen (i.p.v. de werkgelegenheid) krijgen we hetzelfde beeld: het verschil in groei was –0,22%-punt voor de herziening en –0,03%-punt na de herziening. Na correctie voor samenstellingseffecten is de groei van het arbeidsaanbod in personen bij beide groepen negatief. De verandering in het verschil is met 0,19%-punt echter wederom positief maar niet statistisch significant.<sup>8</sup>

## **4.2 Werkgelegenheid van vrouwen met of zonder kinderen**

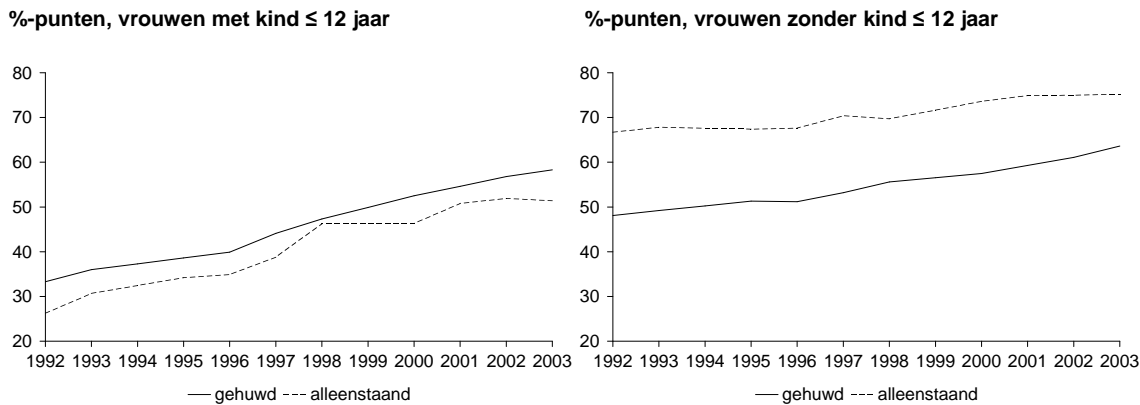
De gezinssituatie kan belangrijk zijn voor het effect van de belastingherziening. Voor vrouwen met zorgtaken kan het effect van de herziening gering zijn omdat het accepteren van een baan betekent dat er een alternatief gezocht moet worden voor de zorgbehoevende(n). Dat alternatief

<sup>7</sup> De standaardfout is ongeveer 0,60%-punt.

<sup>8</sup> De standaardfout is ongeveer 0,42%-punt.

kan kostbaar zijn zodat het zich ondanks de financiële prikkel niet loont om betaalde arbeid te verrichten. Voor vrouwen zonder zorgtaken is deze belemmering afwezig. In deze subparagraaf beschouwen we vrouwen met en zonder kinderen onder de 12 jaar. Reden om juist dit kenmerk van het gezin nader te beschouwen is dat kinderen een belangrijke zorgverplichting zijn voor ouders, en dat daarnaast dit kenmerk wordt geobserveerd in de Enquête Beroepsbevolking.<sup>9</sup>

**Figuur 4.3** Groei werkgelegenheid vrouwen met of zonder kinderen, leeftijd 25–54<sup>a</sup>



<sup>a</sup> Werkgelegenheid: werkgelegenheid vanaf 12 uur per week als percentage van de relevante bevolkingsgroep.  
Bron: CBS, Enquête Beroepsbevolking 1992–2003 (eigen bewerking).

**Tabel 4.3** Groei werkgelegenheid vrouwen met of zonder kinderen, leeftijd 25–54<sup>a,b</sup>

	1993–2000	2001–2003	Verskil
	%-punten		
<b>Vrouwen met kind ≤ 12 jaar</b>			
Gehuwd	2,40	1,93	– 0,47
Alleenstaand	2,51	1,70	– 0,81
Verskil	– 0,11	0,23	0,35 (1,01)
<b>Vrouwen zonder kind ≤ 12 jaar</b>			
Gehuwd	1,18	2,03	0,86
Alleenstaand	0,86	0,53	– 0,33
Verskil	0,31	1,50	1,19 (0,65)*

<sup>a</sup> Arbeidsdeelname: werkgelegenheid vanaf 12 uur per week als percentage van de relevante bevolking.

<sup>b</sup> Tussen haakjes standaardfout, markering met \* en \*\* betekent dat de bijbehorende parameter significant is op een 10% en 5% significantieniveau. De standaardfout is berekend op basis van een tijdreeksmodel (Bijlage B). Omdat we een model beschouwen met één verklarende variabele is de kleinste kwadraten schatter gelijk aan het verschil van het verschil, het getal rechtsonder in de tabel.

Bron: CBS, Enquête Beroepsbevolking 1992–2003 (eigen bewerking).

<sup>9</sup> Nog een reden is dat beleid op het gebied van kinderopvang een effect kan hebben op het arbeidsmarktgedrag van vrouwen met kinderen. Dit mogelijk verstrend effect kan geen rol spelen bij vrouwen zonder kinderen.

Vrouwen met jonge kinderen kennen traditioneel een lage werkgelegenheid. In de afgelopen jaren is die werkgelegenheid echter wel sterk gestegen van 33% in 1992 naar 58% in 2003 voor gehuwden en van 26% in 1992 naar 51% in 2003 voor alleenstaanden (linkerpanel van figuur 4.3). Na de herziening van 2001 is er geen sprake van een versnelling van de groei voor gehuwden. Bij alleenstaande moeders is er een afvlakking van de groei in 2002 en 2003.

Vrouwen zonder jonge kinderen hebben een relatief hoge werkgelegenheid. Desondanks is ook voor deze groep de werkgelegenheid sterk gestegen van 48% in 1992 naar 64% in 2003 voor gehuwden en van 67% in 1992 naar 75% in 2003 voor alleenstaanden (rechterpanel van figuur 4.3). Het is opvallend dat ondanks de slechte conjunctuur de groei bij de gehuwden gestaag is blijven doorzetten. We passen de statistische procedure van de vorige subparagraaf toe om te toetsen of de toename van de groei significant verschilt tussen gehuwden en alleenstaanden.

Over het geheel genomen vinden we een positief maar statistisch niet significant effect van de herziening op de werkgelegenheid van vrouwen met of zonder jonge kinderen. We concentreren ons op de niet-gestandaardiseerde werkgelegenheid omdat die het makkelijkst te interpreteren is. De formele toets bevestigt dat voor vrouwen met jonge kinderen de toename van het verschil in groei na de herziening met 0,35%-punt positief maar niet significant is (tabel 4.3). Bij de vrouwen zonder jonge kinderen is het verschil in groei tussen gehuwden en alleenstaanden met 1,19%-punt duidelijk groter geworden. Het verschil in groei is statistisch significant op een 10%-significantieniveau.<sup>10</sup> De toename van het groeiverschil bij alle vrouwen van 0,68%-punt (tabel 4.1) is dus een samenstelling van een zwakke toename bij vrouwen met jonge kinderen van 0,35%-punt en een sterke toename bij vrouwen zonder jonge kinderen van 1,19%-punt. De resultaten voor de gestandaardiseerde werkgelegenheid geven een positief maar statistisch niet significant effect van de herziening. In het bijzonder voor de vrouwen zonder jonge kinderen is het effect met 0,86%-punt (i.p.v. de 1,19%-punt in tabel 4.3) niet statistisch significant.<sup>11</sup>

### **4.3 Werkgelegenheid van vrouwen met een hoog- of laagopgeleide partner**

Het effect van de belastingherziening op het gezinsinkomen hangt af van de karakteristieken van het gezin. Zo hangt de grootte van het effect van de heffingskorting af van het inkomen van de partner: voor vrouwen met een veelverdienende partner verandert de belastingdruk op het huishoudinkomen substantieel.

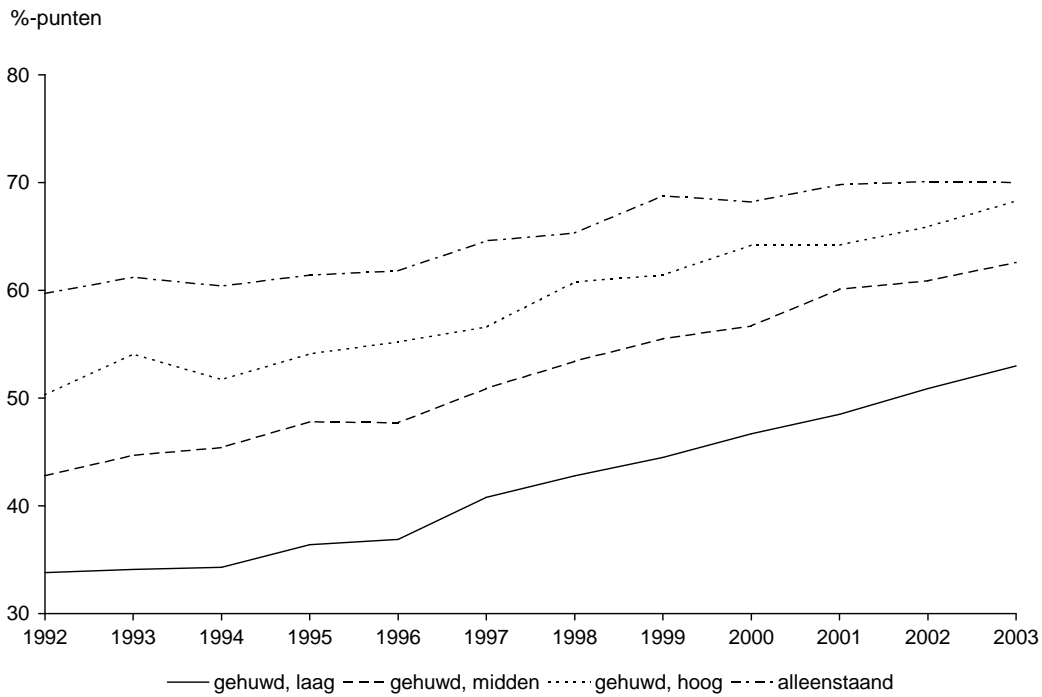
We beschouwen drie groepen gehuwde vrouwen waarbij de indeling bepaald wordt door het opleidingsniveau van de partner. We kunnen de indeling niet bepalen op basis van het inkomen van de partner omdat die niet is geobserveerd in de Enquête Beroepsbevolking. We benaderen

<sup>10</sup> Dit is het enige statistisch significante resultaat in deze studie.

<sup>11</sup> De standaardfout is ongeveer 0,56%-punt.

de verdien capaciteit van de partner met zijn opleidingsniveau. De indeling in opleidingsniveaus is als volgt: (i) lager dan middelbaar beroepsonderwijs, (ii) middelbaar beroepsonderwijs, en (iii) hoger dan middelbaar beroepsonderwijs.<sup>12</sup>

**Figuur 4.4 Werkgelegenheid vrouwen, leeftijd 25–54, met een hoog- of laagopgeleide partner<sup>a,b</sup>**



<sup>a</sup> Werkgelegenheid: werkgelegenheid vanaf 12 uur per week als percentage van de relevante bevolkingsgroep.

<sup>b</sup> Opleiding partner is ingedeeld in (i) lager dan middelbaar beroepsonderwijs, (ii) middelbaar beroepsonderwijs, en (iii) hoger dan middelbaar beroepsonderwijs.

Bron: CBS, Enquête Beroepsbevolking 1992–2003 (eigen bewerking).

Vrouwen met een hoogopgeleide partner kennen een hoge graad van werkgelegenheid. Naar alle waarschijnlijkheid speelt het opleidingsniveau van de vrouw hierbij een rol: vrouwen met een hoogopgeleide partner zijn vaak zelf relatief hoog opgeleid. We komen later in deze subparagraaf terug op het samenstellingseffect.

De werkgelegenheid onder alle drie groepen vrouwen stijgt sterk, ongeacht de opleiding van de partner (figuur 4.4). Bij vrouwen met een laagopgeleide partner was deze stijging echter gering tot ongeveer 1996. Pas daarna steeg hun werkgelegenheid met een hoger tempo. De graad van werkgelegenheid van vrouwen met een hoogopgeleide partner benadert inmiddels de graad van

<sup>12</sup> De opleidingen MAVO, HAVO, VWO worden in groep (i) ingedeeld omdat individuen met alleen een dergelijk diploma geen beroepsopleiding hebben afgemaakt. We beschouwen middelbaar beroepsonderwijs als een aparte groep omdat het een zeer grote groep betreft die moeilijk is in te delen bij de laag- of hoogopgeleiden.

de werkgelegenheid van alleenstaande vrouwen. De figuur duidt er echter niet op dat bij één van de groepen vrouwen de werkgelegenheid sterker is gaan groeien na 2001, het jaar van de belastingherziening.

Bij alle opleidingsniveaus van de partners neemt het verschil in groei tussen gehuwden en alleenstaanden na 2001 toe. De sterkste toename zien we bij de vrouwen met een laagopgeleide partner, en wel met 0,95%-punt (tabel 4.4). Deze toename is echter niet statistisch significant. Bij vrouwen met een hoogopgeleide partner is de toename van de groei klein. Wederom is de toename van de groei bij alle vrouwen van 0,68%-punt (tabel 4.1) een samenstelling van de toename voor de verschillende groepen vrouwen.

Correctie voor samenstellingseffecten (subparagraaf 4.1) geeft resultaten die ongeveer hetzelfde zijn als in tabel 4.4. De grote verschillen in de werkgelegenheid (figuur 4.4) worden voor een groot deel verklaard door de verschillen in de opleidingsniveaus van de vrouwen zelf, en standaardisatie leidt dan ook tot kleinere verschillen in de werkgelegenheid tussen de drie groepen. De belangrijkste conclusie van dit deel van de analyse is echter dat de herziening een positief maar statistisch niet significant effect heeft gehad op de groei van de werkgelegenheid van gehuwde vrouwen.

<b>Tabel 4.4      Groei werkgelegenheid vrouwen, leeftijd 25–54, met hoog- of laagopgeleide partner<sup>a,b</sup></b>			
	1993–2000	2001–2003	Vershil
	%punten		
<b>Vrouwen, groep (i)</b>			
Gehuwd, partner laag opgeleid	1,61	2,10	0,49
Alleenstaand	1,06	0,66	– 0,46
Vershil	0,55	1,50	0,95
			(0,71)
<b>Vrouwen, groep (ii)</b>			
Gehuwd, partner middelbaar opgeleid	1,74	1,97	0,23
Alleenstaand	1,06	0,66	– 0,46
Vershil	0,68	1,37	0,69
			(0,56)
<b>Vrouwen, groep (iii)</b>			
Gehuwd, partner hoog opgeleid	1,74	1,37	– 0,37
Alleenstaand	1,06	0,66	– 0,46
Vershil	0,68	0,77	0,09
			(1,58)

<sup>a</sup> Arbeidsdeelname: werkgelegenheid vanaf 12 uur per week als percentage van de relevante bevolking.

<sup>b</sup> Tussen haakjes standaardfout, markering met \* en \*\* betekent dat de bijbehorende parameter significant is op een 10% en 5% significantieniveau. De standaardfout is berekend op basis van een tijdreeksmodel (Bijlage B). Omdat we een model beschouwen met één verklarende variabele is de kleinste kwadraten schatter gelijk aan het verschil van het verschil, het getal rechtsonder in de tabel. Opleiding van de partner is ingedeeld in (i) lager dan middelbaar beroepsonderwijs, (ii) middelbaar beroepsonderwijs, en (iii) hoger dan middelbaar beroepsonderwijs.

Bron: CBS, Enquête Beroepsbevolking 1992–2003 (eigen bewerking).



## 5 Conclusie

Op basis van de Enquête Beroepsbevolking 1992–2003 vinden we dat gehuwde vrouwen hun achterstand in de werkgelegenheid op alleenstaande vrouwen duidelijk hebben verkleind. We vinden zelfs dat de snelheid waarmee dit gat wordt verkleind is toegenomen na 2001, het jaar van de belastingherziening. Dit kan wijzen op een positief effect van de herziening op de werkgelegenheid van gehuwde vrouwen. Het gevonden verschil in de verandering van de werkgelegenheidsgroei tussen gehuwde en alleenstaande vrouwen is echter niet statistisch significant. Op basis van dit onderzoek kunnen dus geen sterke conclusies getrokken worden.

Verschillende studies hebben *ex ante* het effect van de belastingherziening op het arbeidsmarkt-participatie en werkgelegenheid gekwantificeerd. Zonder uitzondering voorspelden deze studies een gering positief effect van ongeveer 1%-punt op het arbeidsaanbod van vrouwen met een (fiscale) partner. Hoewel het gevonden effect statistisch niet significant is wijst het wel in dezelfde richting als de verwachte effecten. Daarenboven is het zonder meer duidelijk dat de werkgelegenheid van gehuwde vrouwen sterk toeneemt. Dit vormt een duidelijk positief signaal voor de doelstelling van de emancipatie van niet-werkende partners.



## Literatuur

CPB, 1999a, Arbeidsparticipatie in Nederland, in *Macro Economische Verkenning 2000*, Sdu Uitgevers, Den Haag.

CPB, 1999b, Economische gevolgen van de belastingherziening 2001, CPB Werkdocument 115

CPB, 2001, Arbeidsparticipatie van vrouwen, CPB Notitie, 28 mei 2001.

Dierx, J., Y. Grift en J. Schippers, 1999, Emancipatie-effectrapportage verkenning belastingstelsel van de 21e eeuw, Economisch Instituut/CIAV.

Graafland, J. en R. de Mooij, 1998, Analyzing fiscal policy in the Netherlands: Simulations with a revised MIMIC, Research Memorandum 140.

Memorie van Toelichting, 1998-1999, 26727, nr. 3, [www.overheid.nl](http://www.overheid.nl).

Regerakkoord 1998, [www.minaz.nl/regeringsbeleid/regerakkoord/html/regeer\\_ak\\_98.html](http://www.minaz.nl/regeringsbeleid/regerakkoord/html/regeer_ak_98.html).

Soest, A. van, en M. Das, 2001, Family labor supply and proposed tax reforms in the Netherlands, *De Economist*, Vol. 149 (2), pp. 191-218.

Wooldridge, J., 2002, *Econometric analysis van cross section and panel data*, The MIT Press.



## Bijlage A: Achtergrondstatistieken

De percentages gehuwden en alleenstaanden veranderen over de tijd door sociaal-culturele en seculiere trends in de maatschappij. Tabel A.1 laat zien dat het percentage gehuwden in de periode 1992–2003 is afgenomen terwijl het percentage voor de alleenstaanden is toegenomen. De afname bij gehuwden is voor en na de herziening ongeveer gelijk, terwijl de toename bij alleenstaanden na de herziening licht is toegenomen van 0,1%-punt naar 0,4%-punt per jaar. Een formele toets (niet in de tabel) wijst uit dat de toename bij de alleenstaanden statistisch niet significant is.

**Tabel A.1 Burgerlijke staat en huishoudsituatie vrouwen, leeftijd 25–54 jaar**

	1992	2003	Vershil
	%		
Gehuwd	73,1	63,1	-10,0
Samenwonend	9,0	17,0	8,0
Alleenstaand	17,9	19,8	1,9

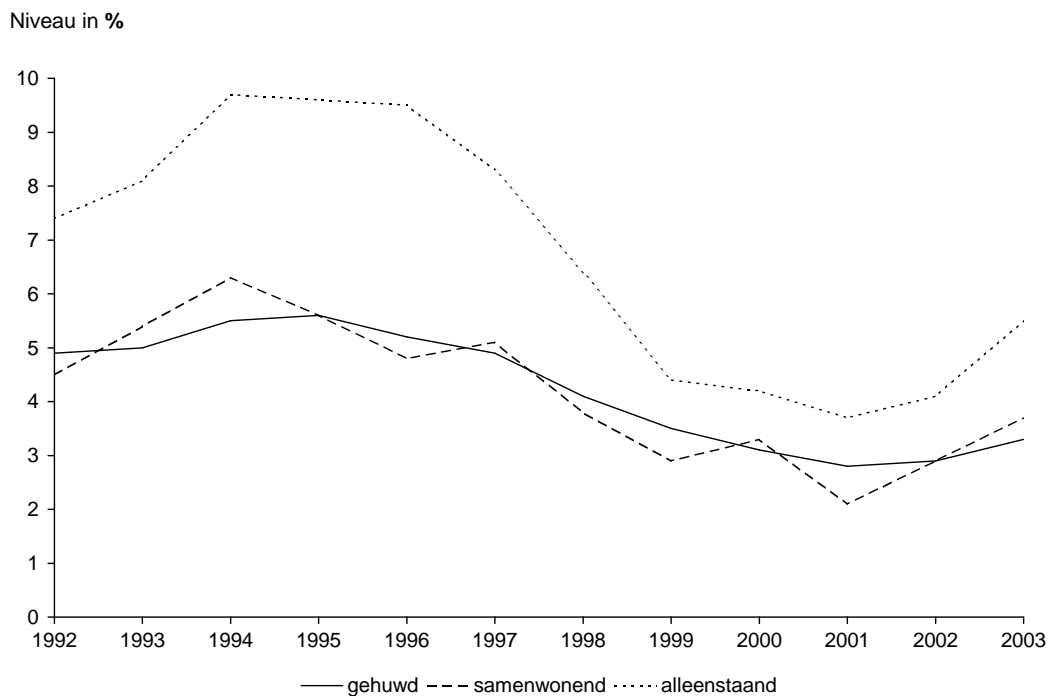
Bron: CBS, Enquête Beroepsbevolking 1992–2003 (eigen bewerking).

**Tabel A.2 Arbeidsmarktparticipatie en werkgelegenheid vrouwen, leeftijd 25–54**

	1992	2003	Vershil
	%		
<b>Gehuwd</b>			
Werkend (vanaf 12 uur per week)	41,0	60,9	19,9
Werkloos	4,9	3,3	- 1,6
Niet-participerend	54,1	35,8	- 18,3
<b>Samenwonend</b>			
Werkend (vanaf 12 uur per week)	79,6	83,2	3,6
Werkloos	4,5	3,7	- 0,8
Niet-participerend	15,9	13,1	- 2,8
<b>Alleenstaand</b>			
Werkend (vanaf 12 uur per week)	59,7	70,0	10,3
Werkloos	7,4	5,5	- 1,9
Niet-participerend	32,9	24,5	- 8,4

Bron: CBS, Enquête Beroepsbevolking 1992–2003 (eigen bewerking).

Figuur A.1 Werkloosheid vrouwen, leeftijd 25–54



Bron: CBS, Enquête Beroepsbevolking 1992–2003 (eigen bewerking).

De werkgelegenheid voor alle groepen vrouwen is toegenomen (tabel A.2). Deze toename is het hoogst bij de gehuwde vrouwen. Verder valt op dat de werkloosheid het hoogst is onder alleenstaande vrouwen. Dit zou kunnen samenhangen met het *discouraged worker* effect (paragraaf 3). We onderzoeken dit door de ontwikkeling van de werkloosheid over de tijd nader te onderzoeken.

Voor alle drie groepen vrouwen is er een duidelijke samenhang tussen de werkloosheid en de conjunctuur, maar de werkloosheid onder gehuwden en samenwonenden reageert minder sterk op de conjunctuur (figuur A.1). De werkloosheid bereikte zo rond het jaar 2001 haar diepste punt. Opvallend is dat op dat diepste punt de werkloosheid onder alleenstaanden ongeveer 30% hoger lag dan onder gehuwden, terwijl op het hoogste punt in 1995 de werkloosheid onder alleenstaanden 70% hoger lag. Dit is overeenkomstig het *discouraged worker* effect. Uiteraard spelen ook andere zaken zoals leeftijd en opleidingsniveau een rol. Maar deze kunnen de sterkere samenhang bij alleenstaande vrouwen niet verklaren. Personen met een laag opleidingsniveau worden over het algemeen zwaarder getroffen door de conjunctuur, maar alleenstaanden hebben gemiddeld juist een hoger opleidingsniveau dan gehuwde vrouwen. Jongeren ondervinden vaak ook meer hinder van de conjunctuur, maar het gemiddelde leeftijdsverschil tussen gehuwden en alleenstaanden is met 1,7 jaar niet groot. Samenwonenden zijn gemiddeld genomen wel jonger dan gehuwden, en wel met 6,7 jaar.

## Bijlage B: Statistische onzekerheid

Er is in de statistische analyse sprake van twee soorten onzekerheid: steekproefonzekerheid en onzekerheid door misspecificatie. We bespreken eerst beide soorten onzekerheid, en daarna combineren we ze in een tijdreeksmodel.

### *Tijdreeksmodel met misspecificatie*

Definieer  $f_t^g$  als het percentage van vrouwen in de leeftijd 25 t/m 54 jaar voor groep  $g$ , met  $g$  gelijk aan gehuwden ( $h$ ) of alleenstaanden ( $a$ ), dat in jaar  $t$  tot de werkgelegenheid behoort. Definieer  $\Delta f_t^g = f_t^g - f_{t-1}^g$  als het eerste verschil in de tijd. We zijn dan geïnteresseerd in het verschil (contrast) in de toename van de werkgelegenheid tussen gehuwden en alleenstaanden,  $\Delta f_t^h - \Delta f_t^a$ , en in het bijzonder willen we weten of er na het jaar van de belastingherziening sprake is van versterkte toename van de werkgelegenheid onder gehuwde vrouwen. Omdat we de verandering in %-punten per jaar beschouwen hebben we 11 waarnemingen waarvan er 3 na de herziening vallen. Omdat we dus weinig waarnemingen voor het tijdreeksmodel hebben kiezen we ervoor het simpel te houden:

$$\Delta f_t^h - \Delta f_t^a = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t \quad (\text{A.1})$$

waarbij  $x_t$  een dummy is voor de tijdsperiode na de herziening. We veronderstellen dat de storingsterm  $\varepsilon_t$  niet gecorreleerd is over de tijd. Dat lijkt een sterke veronderstelling omdat bij economische processen is de storingsterm vrijwel altijd gecorreleerd over de tijd is, bijvoorbeeld door de conjunctuur. We gebruiken echter alleenstaanden als controlegroep, en zolang het effect van bijvoorbeeld de conjunctuur gelijk is voor beide groepen dan verdwijnt de correlatie over de tijd.

### *Steekproefonzekerheid*

De Enquête Beroepsbevolking is een steekproef uit de populatie van Nederlandse ingezetenen. Ondanks de grootte van onze deelsteekproef van vrouwen met 25 tot 30 duizend observaties per jaar schatten we het aandeel werkenden met onzekerheid. Omdat het een binaire (0–1) variabele is hebben we te doen met de binomiale verdeling. Definieer  $f_t$  als de werkelijke kans in de populatie dan is het steekproefgemiddelde een goede schatter daarvoor, waarbij we  $n$  als het aantal observaties in de steekproef definiëren. De variantie is te vinden in ieder statistiekboek.

$$E(p_t) = f_t \quad \text{met} \quad p_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_{it} \quad (\text{A.2})$$

$$V(p_t) = \frac{f_t(1-f_t)}{n} \quad (\text{A.3})$$

De Enquête Beroepsbevolking bevat ieder jaar andere individuen zodat de uitkomst voor jaar  $t$  onafhankelijk is van jaar  $t-1$ . De variantie van de verandering van de werkgelegenheid van jaar  $t$  naar jaar  $t-1$  in %-punten wordt gegeven door:

$$V(\Delta p_t) = V(p_t - p_{t-1}) = V(p_t) + V(p_{t-1}) \quad (\text{A.4})$$

Definieer index  $h$  voor gehuwden en index  $a$  voor alleenstaanden, dan is de variantie van het verschil (contrast):

$$V(\Delta p_t^h - \Delta p_t^a) = V(p_t^h) + V(p_{t-1}^h) + V(p_t^a) + V(p_{t-1}^a) \quad (\text{A.5})$$

#### *Tijdreeksmodel met misspecificatie en steekproefonzekerheid*

Het model van vergelijking (A.1) kunnen we niet schatten omdat we de werkelijke waarden van de kans op werk niet kennen. Door steekproefonzekerheid is er sprake van meetfout:

$$p_t^g = f_t^g + v_t^g \quad (\text{A.6})$$

met  $g=h,a$  waarbij we de variantie van de meetfout  $v_t^g$  precies kennen omdat die gegeven wordt door de steekproefonzekerheid van vergelijking (A.3). Substitutie van (A.6) in (A.5) geeft:

$$\Delta p_t^h - \Delta p_t^a = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \eta_t \quad \text{met} \quad \eta_t = \varepsilon_t + (\Delta v_t^h - \Delta v_t^a) \quad (\text{A.7})$$

Ondanks de meetfout geeft de methode van kleinste kwadraten een consistente schatter voor de parameter  $\alpha_t$  en deze schatter komt numeriek overeen met de uitkomst van het verschil van het verschil (tabellen 4.1–4.4). Door de meetfout ontstaat echter wel correlatie in de storingsterm over de tijd. Deze correlatie kan berekend worden op basis van de residuen van de kleinste kwadraten schatter. Als we veronderstellen dat in het model van vergelijking (A.1) er geen correlatie over de tijd is, dan wordt de correlatie over de tijd van vergelijking (A.7) bepaald door de meetfout. De variantie als gevolg van de meetfout kennen we. Definieer:

$$V(v_t^g) = \sigma_{g,t}^2 \quad (\text{A.8})$$

met  $g=h,a$ . Dan kunnen we de variantie van de storingsterm  $\varepsilon_t$  als volgt schatten

$$V(\varepsilon_t) = V(\eta_t) - 2 \frac{1}{T} \sum (\sigma_{h,t}^2 + \sigma_{a,t}^2) \quad (\text{A.9})$$

waarbij we gebruik maken van de residuen van de kleinste kwadraten schatter. De elementen van de covariantiematrix van  $\eta_t$  kunnen we nu schatten met:



$$V(\eta_t) = V(\varepsilon_t) + \sigma_{h,t}^2 + \sigma_{a,t}^2 + \sigma_{h,t-1}^2 + \sigma_{a,t-1}^2 \quad (\text{A.10})$$

$$COV(\eta_t, \eta_{t-1}) = -\sigma_{h,t-1}^2 - \sigma_{a,t-1}^2 \quad (\text{A.11})$$

waarbij de overige elementen gelijk aan nul zijn. Op basis van deze variantie-covariantematrix berekenen we de gecorrigeerde standaardfouten van de parameterschattingen.



## Bijlage C: Regressie-analyse

De werkgelegenheid van vrouwen leeftijd 25–54 jaar kan de afgelopen jaren zijn toegenomen om vele redenen. Een aantal daarvan kunnen samenhangen met een veranderende samenstelling van deze groep. Bijvoorbeeld vrouwen met een hoog opleidingsniveau werken vaker dan andere vrouwen, en een gemiddeld hoger opleidingsniveau van vrouwen leidt tot een hogere werkgelegenheid. We corrigeren voor zulke effecten met behulp van regressie-analyse.

Definieer  $y_{it}$  als de endogene variabele voor werkgelegenheid van vrouw  $i$  in jaar  $t$ , en definieer  $x_{it}$  als een vector met exogene variabelen van vrouw  $i$  in jaar  $t$ . Definieer:

$$y_{it} = F( x_{it} \beta )$$

met  $\beta$  een vector met parameters,  $\varepsilon_{it}$  een individuele en tijdsspecifieke storingsterm en  $F$  een functie. Merk op dat de endogene variabele voor werkgelegenheid een binaire variabele is:

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{als vrouw } i \text{ in jaar } t \text{ werkt (minstens 12 uur per week)} \\ 0 & \text{anders} \end{cases}$$

en dat de kans op werken kan worden geschreven als:

$$P( y_{it} = 1 \mid x_{it} ) = E( y_{it} \mid x_{it} )$$

Deze verwachting kan benaderd worden met het lineaire model, waarbij de benadering van de kans in het bijzonder adequaat is als het aantal waarnemingen groot is, de kansen niet te dicht bij nul of één liggen en de vector van verklarende variabelen uit categoriale variabelen bestaat (zie o.a. Wooldridge, 2002). In deze studie is aan deze voorwaarden voldaan. Deze methode geeft een consistente schatter voor het effect van een exogene variabele op de kans op werkgelegenheid voor een gemiddeld of representatief individu. We rapporteren de Huber-White standaardfouten van de parameterschattingen omdat de storingsterm heteroskedastisch is.

De methode van kleinste kwadraten heeft als voordeel dat er geen verdelingsveronderstelling nodig is terwijl dat bij methoden als logit en probit wel het geval is. Als de verdelingsveronderstelling correct is dan is logit of probit *efficiënt*, maar het grote aantal waarnemingen per jaar in de Enquête Beroepsbevolking zorgt ervoor dat efficiency van minder belang is.