

UNIVERSITEIT GENT

FACULTEIT ECONOMIE EN BEDRIJFSKUNDE

ACADEMIEJAAR 2007 – 2008

**IMPACT VAN BELASTINGEN OP
WERKGELEGENHEID EN
WERKLOOSHEID: DE INVLOED VAN
ARBEIDSMARKTKENMERKEN**

Masterproef voorgedragen tot het bekomen van de graad van

Master in de Economische Wetenschappen

Stijn Baert

onder leiding van

Prof. Dr. Gerdie Everaert

UNIVERSITEIT GENT

FACULTEIT ECONOMIE EN BEDRIJFSKUNDE

ACADEMIEJAAR 2007 – 2008

**IMPACT VAN BELASTINGEN OP
WERKGELEGENHEID EN
WERKLOOSHEID: DE INVLOED VAN
ARBEIDSMARKTKENMERKEN**

Masterproef voorgedragen tot het bekomen van de graad van

Master in de Economische Wetenschappen

Stijn Baert

onder leiding van

Prof. Dr. Gerdie Everaert

PERMISSION

**ONDERGETEKENDE VERKLAART DAT DE INHOUD VAN DEZE MASTERPROEF MAG
GERAADPLEEGD EN/OF GEREPRODUCEERD WORDEN, MITS BRONVERMELDING.**

STIJN BAERT

WOORD VOORAF

Ik wens me te verontschuldigen. Vooraleerst voor het voorblad van deze Masterproef – het is een opgelegde keuze: je eigenheid verloochenen leer je maar beter van bij het begin. Daarnaast wens ik me ook te verontschuldigen voor wat volgt, voor de vele lange (en soms ietwat archaïsche) zinnen en voor het misbruik der gedachtestreepjes.

Ook wil ik bedanken. Deze Masterproef gaf me de kans dieper te graven in een onderwerp dat me echt boeit, waarover ik nadenk als ik door Gent wandel. Daarom wil ik in de eerste plaats mijn promotor, Prof. Dr. Gerdie Everaert, bedanken voor het aangereikte onderwerp en de bijzonder vlotte en vriendelijke ondersteuning. Ook de tips en antwoorden van Prof. Dr. Freddy Heylen, Dr. Tino Berger, Dr. Walter Van Trier en Dr. Elsy Verhofstadt hebben – nolens volens – bijgedragen tot het onderhavige resultaat, net als de discussies in het kader van het opleidingsonderdeel ‘Onderzoeksseminarie’, o.l.v. Prof. Dr. Glenn Rayp, Dr. Sabien Dobbelaere en Dr. Roland-Iwan Lutkens, die een breder inzicht gaven.

Een Masterproef is dan ook echter ‘slechts’ het sluitstuk van een hele opleiding. De keuze om na mijn opleiding Burgerlijk Ingenieur op een volwaardige manier de opleiding Economische Wetenschappen aan te vatten, is één van de beste die ik ooit maakte. De afgelopen maanden volgden de inspirerende cursussen (en dito lesgevers) elkaar op. Mijn dank gaat dus eigenlijk vooral – en zeer oprecht – uit naar elkeen die verantwoordelijk is voor de sterke elementen van de opleiding Economische Wetenschappen aan de Universiteit Gent. Vooral het eerste semester van dit academiejaar was zonder voorgaande: e-r-g uitdagend en bevredigend.

Ten slotte wil ik alle mensen die ik graag zie en die mij graag zien (tenminste, degenen die het na deze weken van semi-isolatie nog doen) bedanken voor de steun en het begrip, niet alleen de afgelopen maanden, maar ook de afgelopen jaren, tijdens dewelke ik het *soms wel al eens* druk had. Ook graag zien doe ik mijn *voedende* – en vooral kansen gevende – *moeder*, de Universiteit Gent. In wat volgt geldt het gebruik van haar blauw (RGB 10-30-96) en geel (RGB 255-179-0) als een – ik geef het toe, ietwat pathetische – uiting daarvan.

INHOUDSOPGAVE

WOORD VOORAF

INHOUDSOPGAVE

FIGURENLIJST

TABELLENLIJST

0.	INLEIDING	1
1.	CONCEPTEN	5
1.1	BELASTINGEN OP ARBEID	5
1.2	WERKGELEGENHEID EN WERKLOOSHEID	6
1.3	ARBEIDSMARKTKENMERKEN	8
2.	THEORETISCHE ONDERBOUWING	9
2.1	VAN BELASTINGSNEUTRALITEIT NAAR IMPACT VIA ARBEIDSMARKTKENMERKEN	9
2.2	ARBEIDSMARKTKENMERKEN MET POTENTIËLE INVLOED	12
3.	EMPIRISCHE EVIDENTIE	19
3.1	EERDERE EMPIRISCHE BIJDAGEN	19
3.1.1	DIRECTE IMPACT VAN BELASTINGEN OP ARBEID	19
3.1.2	DIRECTE IMPACT VAN ARBEIDSMARKTKENMERKEN	21
3.1.3	IMPACT VAN BELASTINGEN, BEÏNVLOED DOOR ARBEIDSMARKTKENMERKEN	22
3.2	REFLECTIES BIJ EERDERE BIJDAGEN	26
3.3	EIGEN EMPIRISCH ONDERZOEK	29
3.3.1	ECONOMETRISCHE MODELLEN EN DATA	29
3.3.2	RESULTATEN	32
4.	BESLUIT	41

LITERATUURLIJST

APPENDIX

A.1	BELASTINGEN OP ARBEID
A.2	WERKGELEGENHEID EN WERKLOOSHEID
A.3	ARBEIDSMARKTKENMERKEN

FIGURENLIJST

FIGUUR 0.1	WERKGELEGENHEIDSGRAAD (%) IN OECD-LANDEN (2006)	1
FIGUUR 0.2	EVOLUTIE VAN WERKGELEGENHEID (%) IN OECD-LANDEN	2
FIGUUR 0.3	BELASTINGEN EN WERKLOOSHEID IN FRANKRIJK	3
FIGUUR 0.4	BELASTINGEN EN WERKLOOSHEID IN SPANJE	3
FIGUUR 0.5	BELASTINGEN EN WERKLOOSHEID IN DENEMARKEN	4
FIGUUR 0.6	BELASTINGEN EN WERKLOOSHEID IN DE VS	4
FIGUUR 2.1	VISUALISERING THEORETISCHE IMPACT BELASTINGEN IN PISSARIDES-MODELLEN	11

TABELLENLIJST

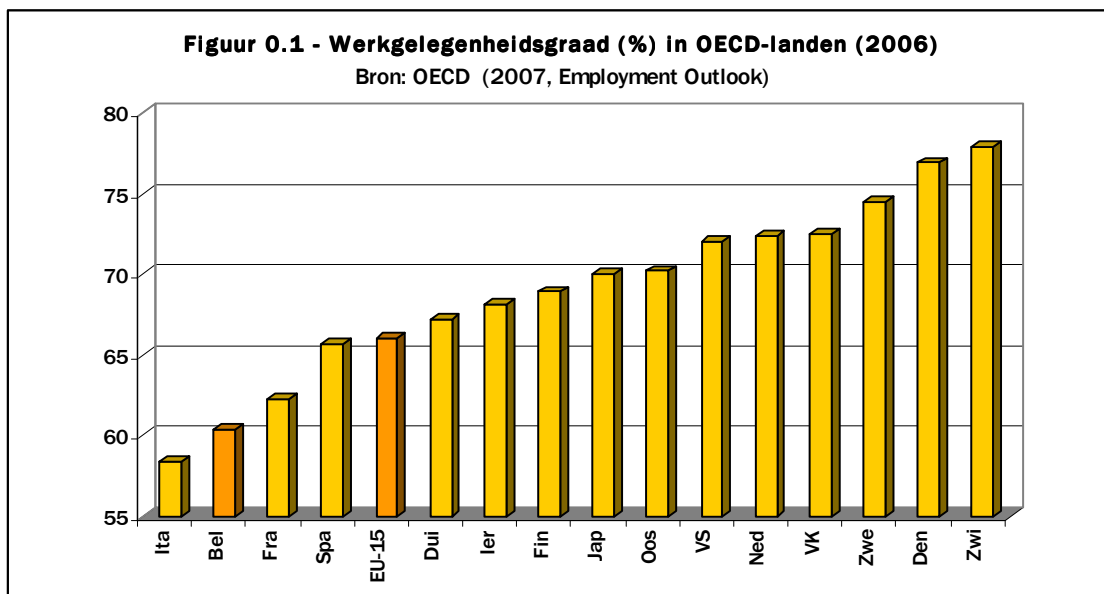
TABEL 3.1	OVERZICHT EMPIRISCHE BIJDRAGEN TOT DIRECTE IMPACT VAN BELASTINGEN	20
TABEL 3.2	OVERZICHT EMPIRISCHE BIJDRAGEN TOT DIRECTE IMPACT VAN ARBEIDSMARKTKENMERKEN	22
TABEL 3.3	GESTILEERDE ECONOMETRISCHE MODELLEN IN RECENTE ECONOMETRISCHE BIJDRAGEN	23
TABEL 3.4	OPGENOMEN VERKLARENDE VARIABELEN IN RECENTE ECONOMETRISCHE BIJDRAGEN	24
TABEL 3.5	OPGENOMEN VERKLARENDE VARIABELEN IN GESCHATTE MODELLEN	31
TABEL 3.6	RESULTATEN SCHATTINGEN MODELLEN	34
TABEL 3.7	REGRESSIERESULTATEN GEDISTILLEERDE MODEL	37
TABEL 3.8	REGRESSIERESULTATEN GEDISTILLEERDE MODEL ZONDER OPNAME DATA VOOR AUSTRALIË	39
TABEL A-1	BELASTINGSGRAAD (%) EN BELASTINGSWIG (%)	APPENDIX A.1-1
TABEL A-2	WERKLOOSHEID (%) EN WERKGELEGENHEID (%)	APPENDIX A.2-1
TABEL A-3	MODALITEITEN LOONSONDERHANDELINGEN (DEEL 1)	APPENDIX A.3-1
TABEL A-4	MODALITEITEN LOONSONDERHANDELINGEN (DEEL 2)	APPENDIX A.3-2
TABEL A-5	MODALITEITEN LOONSONDERHANDELINGEN (DEEL 3)	APPENDIX A.3-3
TABEL A-6	MATE VAN LOONONGELIJKHEID	APPENDIX A.3-4
TABEL A-7	HOOGTE VAN DE ZWARTE ECONOMIE	APPENDIX A.3-5
TABEL A-8	MATE VAN NIET-PRODUCTIEVE OVERHEIDSBESTEDINGEN	APPENDIX A.3-6

O INLEIDING

urnnick2	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
tt	2.17591	0.71209	2.27	0.013	.2999703 4.051851
rin1	1.158149	1.266984	0.91	0.361	-1.325094 3.641393
Lurnnick2	.8661494	.0186884	46.35	0.000	.8295209 .902778
belv1	2.750100	2.442526	1.13	0.255	-1.023085 6.523487

“Jobs, jobs, jobs”. Zo klonk het mantra van Guy Verhofstadt tijdens zijn verkiezingscampagne in 2003. Centraal in de regeerverklaring van Verhofstadt-II: 200.000 jobs in 4 jaar. Ook in de campagne van 2007 werd veel aandacht geschonken aan de arbeidsmarkt, de tegenstellingen tussen de Vlaamse en de Waalse in het bijzonder. Op 2 april van dit jaar titelde De Morgen: “Vlaamse werkloze man is stilaan een zeldzaamheid”. Wat de werkgelegenheidsgraad betreft, blijkt het plaatje net iets minder fraai. Punt één voor het tweede luik van de staatshervorming in juli: een verdere regionalisering van de arbeidsmarkt.

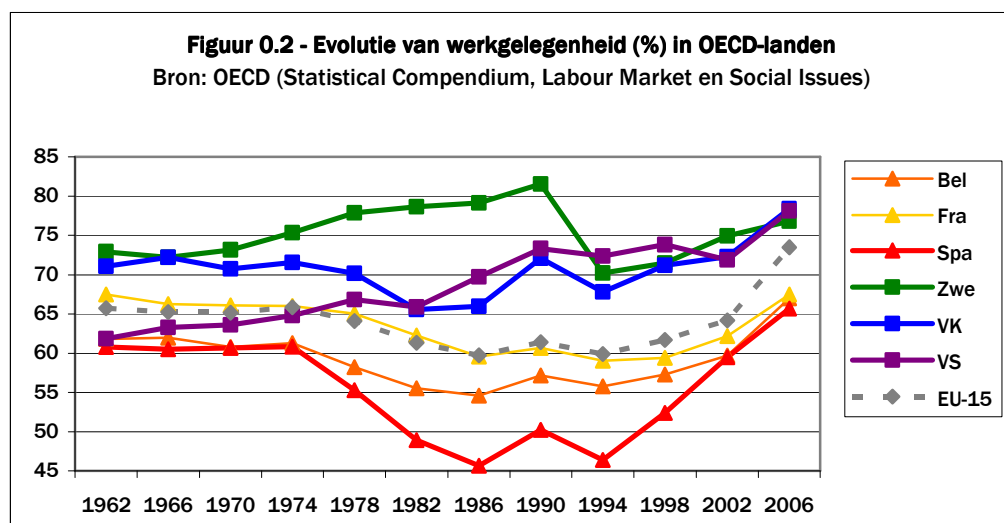
De overeenstemming over de noodzaak van het optrekken van de werkgelegenheidsgraad lijkt al jaren groot in de Wetstraat en maar goed ook: de vergrijzing staat voor de deur en de 70-procentnorm voor de werkgelegenheid, vooropgesteld als streefdoel door de Europese Raad van Lissabon in 2000, is op het Belgische niveau nog niet gehaald. De cijfers (voor 2006) laten zelfs toe deze Masterproef met een redelijk verontrustende eerste figuur te starten, waaruit blijkt dat België, wat werkgelegenheid - afbakening begrip in het volgende hoofdstuk - betreft, tot de kneusjes van de klas behoort.



Over het recept om die doelstelling te halen lijkt in de Belgische politiek die overeenstemming er minder. Verschillende ideologische uitgangspunten en verschillende maten van voluntarisme staan

tegenover elkaar. In de economische literatuur blijkt het niet anders te zijn: vanuit verschillende invalshoeken worden werkloosheid en werkgelegenheid in verschillende landen verklaard, gaande van een overheersend effect van verschillende belastingssystemen tot culturele verschillen. Verhofstadt en De Wever, Prescott en Blanchard: protagonisten in hetzelfde toneelstuk, uitgevoerd in een ander theater, voor een ander publiek.

Een zeer grote aantrekkingskracht ging in de economische literatuur in de jaren '90 en de afgelopen jaren schijnbaar uit van de verschillende evolutie van de werkloosheid en werkgelegenheid gedurende de laatste decennia in de Verenigde Staten (en bij uitbreiding de Angelsaksische landen) enerzijds en Europa, vooral dan West-Europa en Zuid-Europa, anderzijds.

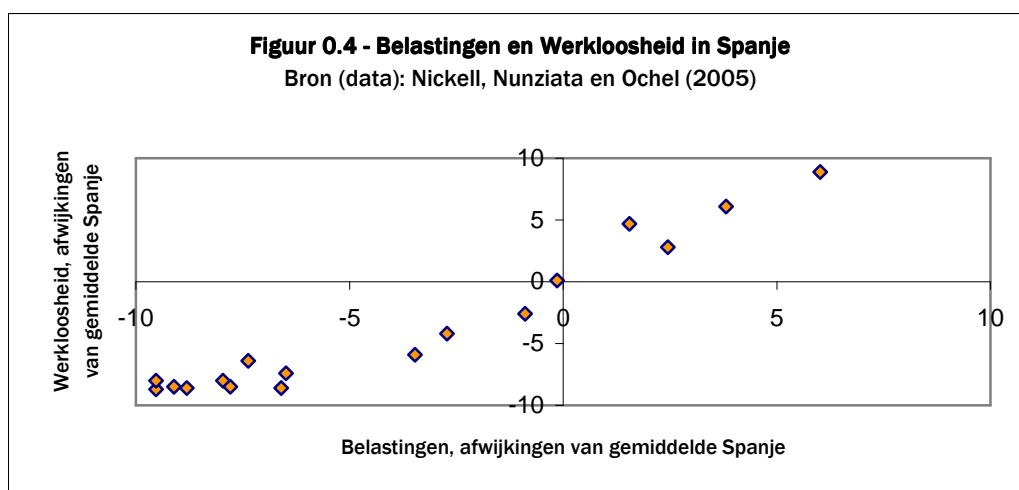
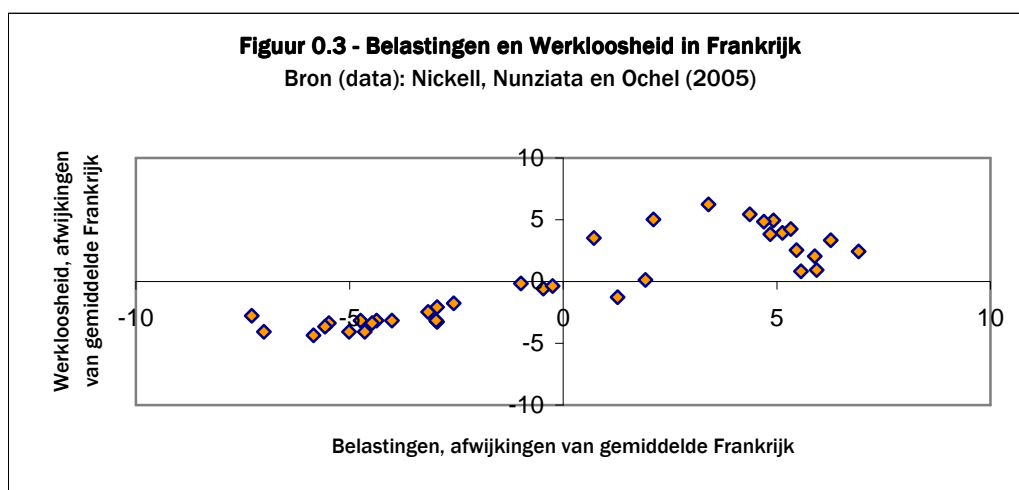


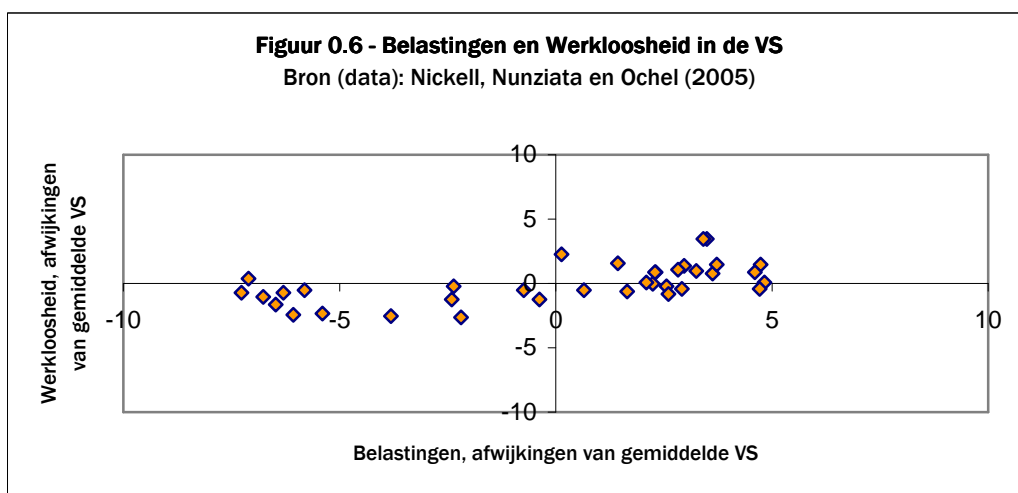
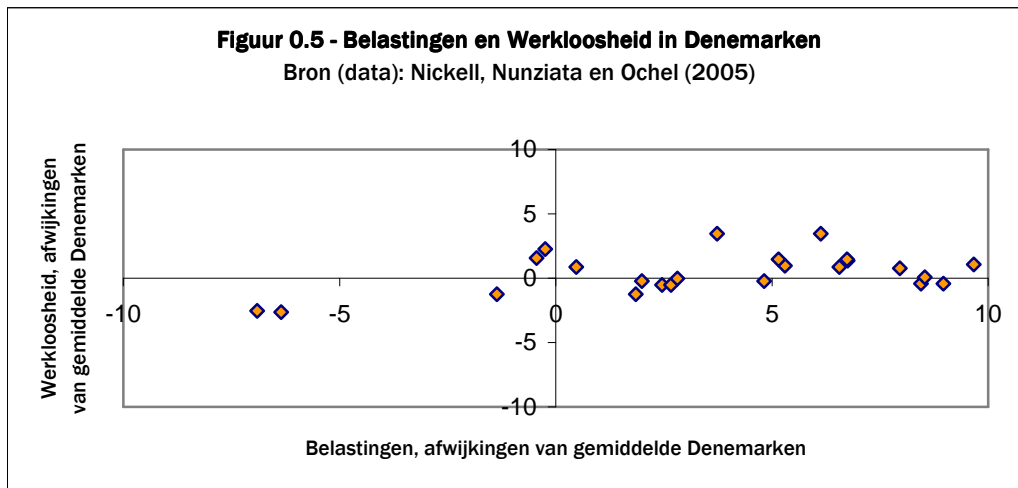
Vooral het feit dat de werkgelegenheid in de Verenigde Staten en Europa, die in de jaren '60 gelijkaardig - met een voordeel voor Europa - waren, sterk begonnen te divergeren gedurende de jaren '80 en '90, trok de aandacht. De werkgelegenheid in de VS begon te stijgen, terwijl de werkgelegenheid in Europa (gemiddeld) eerder daalde. Gedurende dezelfde periode stegen de belastingen in Europa (gemiddeld) veel sterker dan in de VS. Vanuit deze observatie gingen vele studies de verklarende kracht van belastingen (op arbeid) onderzoeken. De resultaten van deze bijdragen zijn vaak tegenstrijdig en het blijft dus tot op de dag van vandaag moeilijk om een eenduidige uitspraak te doen over de directe invloed van belastingen op de performantie van de arbeidsmarkt. Een belangrijke spelbreker in deze vormen de Scandinavische landen, waar een effect van de arbeidsbelastingen op werkloosheid zeer moeilijk te capteren valt.

Andere onderzoeken richtten zich in hun verklaring van werkloosheid en werkgelegenheid dan weer op de arbeidsmarktkenmerken van de verschillende economieën. Het is duidelijk dat arbeidskenmerken, net als belastingen, de uitkomsten op de arbeidsmarkt beïnvloeden, maar ook wat deze kenmerken betreft, bestaat er in de literatuur inzake de directe effecten veel discussie. Bovendien kunnen arbeidsmarktkenmerken zeer moeilijk de evolutie in werkloosheid en werkgelegenheid over de tijd verklaren aangezien ze voor de meeste landen slechts in beperkte mate wijzigden: ze waren al sterk

aanwezig in Europa toen de werkgelegenheid er nog hoger was dan in de VS. De evolutie van de belastingen kan een evolutie over de tijd wel duiden, maar een significante correlatie tussen werkloosheid/werkgelegenheid en belastingen over landen is dan weer minder evident.

Veelbelovend lijkt dan ook de verklarende kracht van de combinatie van, of – beter nog – de interactie tussen, arbeidsmarktkenmerken en belastingen. Samen bepalen zij immers de kost van arbeid en oefenen ze invloed uit op de vraag ernaar. Alvast theoretisch lijkt het daarenboven logisch dat waar de arbeidsmarkt competitief is (en dus de elasticiteit van het arbeidsaanbod laag), belastingsverhogingen makkelijker op de arbeiders afgewenteld worden dan in een minder competitieve arbeidsmarkt, waar, bijvoorbeeld door sterke regulering of onder impuls van sterke vakbonden, ook de bedrijven mee de verhogingen opvangen, met gevolgen voor de arbeidsvraag. Een blijvende belastingsverhoging zal in minder competitieve arbeidsmarkten vertaald worden in een blijvende toename van de werkloosheid. Het belang van de interactie tussen belastingen en arbeidsmarktkenmerken kan aangevoeld worden door het bekijken van onderstaande strooidiagrammen - werkloosheid en totale belastingen zoals gedefinieerd in het volgende hoofdstuk. Het is duidelijk dat in Frankrijk en Spanje (minder competitieve arbeidsmarkten met o.a. sterke, minder gecentraliseerde vakbonden) de correlatie tussen belastingen en werkloosheid veel hoger is dan in Denemarken en de VS (competitieve arbeidsmarkten).





Vele (empirische) studies halen het belang van zowel belastingen als arbeidsmarktkenmerken aan in de verklaring van werkloosheid en werkgelegenheid. Toch lijkt er vaak een fixatie te bestaan voor één van beide. In recente werken worden zowel belastingen als arbeidsmarktkenmerken opgenomen in de econometrische modellen. Aandacht gaat daarbij uit naar de verklarende kracht van de *combinatie* van beide, eerder dan naar de *interactie*. Andere recente werken kiezen dan weer voor een ruwe opdeling van de beschouwde landen in groepen afhankelijk van één of meerdere arbeidsmarktkenmerken in hun onderzoek naar de impact van belastingen op werkloosheid en werkgelegenheid of bekijken interactie vanuit één specifieke vorm.

Deze Masterproef wil zich focussen op deze interactie-effecten, op de invloed van arbeidsmarktkenmerken op de impact van belastingen op werkloosheid en werkgelegenheid. In het volgende hoofdstuk worden daartoe de gehanteerde concepten kort afgebakend. Daarna wordt in het tweede hoofdstuk een theoretische verklaring gegeven voor de verklarende kracht van de interactie. Het derde hoofdstuk brengt een overzicht van eerder empirisch werk in deze context en het verslag van eigen onderzoek.

urnick2	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
tt	2.175	.9	2.4	0.02	.2999703	4.051851
nir1	1.158149	1.266984	0.91	0.361	-1.325094	3.641393
Lurnick2	.8661494	.0186884	46.35	0.000	.8295209	.902778
belv1	2.750100	2.447526	1.12	0.26	-1.027085	6.527487

1.1 urnick2	BELASTINGEN OP ARBEID	z	P> z	[95% Conf. Interval]
-------------	-----------------------	---	------	----------------------

De Haan, Sturm en Volkerink (2003) bestudeerden de verschillende soorten data die in macro-economische studies, de econometrische modellering van werkloosheidsmodellen in het bijzonder, gebruikt worden. Zij maken een onderscheid tussen de *belastingsgraad* ('tax ratio') en de *belastingswig* ('tax wedge'). De belastingsgraad wordt algemeen gedefinieerd als de verhouding tussen de belastingsinkomsten en de belastingsbasis (bijv. arbeidsinkomen, kapitaalinkomen, consumptie), de belastingswig als de verhouding tussen de (bruto-)arbeidskosten die de werkgever betaalt en het consumptieloon ('consumption wage') dat de werknemer (en zijn gezin) kan (kunnen) aanwenden. De conclusie van de studie van De Haan et al. is o.m. dat de verschillende gehanteerde data weliswaar sterk verschilt maar ook sterk gecorreleerd is. Ze concluderen dan ook dat de resultaten van het onderzoek naar de impact van belastingen weinig afhangt van de gebruikte indicator, daarbij het rigide en artificiële onderscheid dat sommige andere auteurs maken tussen indicatoren (zoals Mendoza, 1994), hekelend.

In wat volgt wordt, behalve wanneer anders gesteld - de conclusie van de Haan et al. indachtig - de benadering van Nickell, Nunziata en Ochel (2005), opgenomen in het overzicht van de Haan et al., gevolgd, temeer daar hun werk het startpunt is voor het eigen onderzoek in het kader van deze Masterproef. Nickell et al. brengen voor hun totale belastingen op arbeid zowel werkgeversbelastingen ('payroll taxes'), inkomensbelastingen ('income taxes') als consumptiebelastingen ('consumption taxes') in. Technisch komt de belastingsgraad dan neer op de som van de drie gerelateerde belastingsgraden. Op die manier wordt de hele belasting die het verschil bepaalt tussen de arbeidskost van de werkgever en het consumptieloon voor de werkgever, gecapteerd. Consumenten zijn immers geïnteresseerd in wat ze met hun loon kunnen kopen. Bovendien, zo argumenteert Nickell in 1997, variëren de zuivere werkgeversbelastingen absurd sterk tussen landen; van amper enige belasting in Denemarken tot ongeveer 40% in Frankrijk en Italië. Deze benadering is vanzelfsprekend voor discussie vatbaar gezien de opname van consumptiebelastingen, die zowel theoretisch als semantisch moeilijk verdedigbaar zijn als arbeidsbelastingen. Bovendien, zo beargumenteren Daveri en Tabellini (2000) hun keuze voor een belastingsgraad zonder opname van consumptiebelastingen, is het zo dat daar waar de

inkomensbelastingen en sociale bijdragen enkel de werkenden 'treffen' (en dus een wig drijven tussen wat men verdient als men werkt – het loon – en wat men verdient als men niet werkt – het reservatieloon), consumptiebelastingen ook door de werklozen betaald worden. Zij zien – net als andere auteurs en beleidsvoerders – in een reductie van de inkomensbelastingen, gecompenseerd door een verhoging van de consumptiebelastingen, dan ook een manier om de evenwichtswerkloosheid te reduceren. Voorgaande redenering kan enigszins genuanceerd worden aangezien bijv. in Canada, Nederland, Noorwegen en Zweden ook de werkloosheidsuitkeringen onderhevig zijn aan zowel inkomensbelastingen als sociale bijdragen.

Om enigszins tegemoet te komen aan de beschreven discussie, zal in het empirische gedeelte van deze Masterproef ook de belastingwig gebruikt worden als 'proxy' voor de hoogte van de belastingen, als een robuustheidstest. Aangezien recent onderzoek (Dhont en Heylen, 2008) aangeeft dat niet alleen de hoogte van de belastingen, maar ook hun bestedingswijze een grote invloed heeft, zal in dat empirische gedeelte ook de interactie tussen de belastinggraad en de (niet-)productieve bestedingsgraad opgenomen worden. De data voor de mate van niet-productieve overheidsbestedingen (en de berekeningswijze van die data) is opgenomen in Appendix A.3.

Een blik op de gebruikte data (berekeningswijze overeenkomstig met voorgaande alinea's) voor de belastinggraad en belastingwig is (voor de periode 1960-1995, i.e. de periode waarop het eigen empirisch onderzoek gebaseerd is) mogelijk via Appendix A.1. Zowat alle landen lieten gedurende de beschreven periode – weliswaar in verschillende mate – een aanhoudende stijging van de totale belastingen op arbeid optekenen. Verklaringen daarvoor vinden Nickell et al. in hogere (te financieren) overheidsuitgaven voor o.a. (hogere) onderwijs en sociale zekerheid. Bijzonder interessant, naar wat volgt toe, is dat ook de Scandinavische landen zeer sterk deze trend vertoonden (zo gaat Denemarken van 37,19% belastinggraad in 1965 naar 60,45% in 1995, Noorwegen van 45,10% naar 59,72% en Zweden van 48,17% naar 73,69%).

Vele artikels spitsen zich toe op werkgelegenheid of werkloosheid. Deze termen vormen echter geen inwisselbare voorstelling van eenzelfde realiteit. Als definitie hanteren we voor werkgelegenheidsgraad, conform de OECD-verslagen, het percentage van beroepsbevolking (alle personen van 15 tot 64) dat aan de slag is (het quotiënt van de werkgelegenheid en de beroepsbevolking). De werkloosheidsgraad definiëren we als de verhouding tussen de personen zonder werk, die bereid zijn te werken enerzijds en het aggregaat van deze personen met de werkenden anderzijds.

Nickell (1997) bestudeerde in zijn onderzoek, dat zich concentreerde op de directe impact van arbeidsmarkttrigiditeiten op de performantie van de arbeidsmarkt, zowel werkgelegenheid als werkloosheid. Toch plaatst hij enkele kanttekeningen bij het gebruik van zuivere (niet-genormeerde) werkgelegenheid gezien de observatie van een verschillende (exogene) aangroei van de beroepsbevolking in verschillende landen en in verschillende perioden, die ten andere (Daveri en Tabellini, 2000) bepaald worden door sociale en culturele factoren. Anderzijds kan een verhoging van de belastingen op arbeid het incentive verlagen voor mensen om zich bij de actieve beroepsbevolking te voegen, zodat eerder een effect op werkgelegenheid dan op werkloosheid kan verwacht worden. Werkloosheidsgegevens lijken daarenboven ook enigszins vertekend aangezien zij de niet-werkzoekende niet-actieven niet in rekening brengen, hoewel ook deze een indicatie geven van de performantie van de arbeidsmarkt. Zo heeft, zoals eerder gesteld, Vlaanderen momenteel een lage werkloosheidsgraad, maar een minder bevredigende werkgelegenheidsgraad. Deze argumenten staven de bewuste keuze in deze Masterproef om de performantie van de arbeidsmarkt zowel aan werkgelegenheid als aan werkloosheid af te meten, ook naar de robuustheid van het eigen econometrische werk toe. Toch zullen beide termen vaak door elkaar en alleen voorkomen om de zinsbouw niet nodeloos te verzwaren door telkens beide samen te vernoemen.

Een onderscheid kan gemaakt worden tussen de structurele werkloosheid en de totale werkloosheid (die ook de conjuncturele werkloosheid in rekening brengt). Dit onderscheid is enigszins theoretisch maar niet onbelangrijk. In wat volgt, wordt met 'werkloosheid', behalve wanneer anders vermeld, steeds de totale werkloosheid bedoeld. Sommige factoren kunnen daarnaast op korte en lange termijn een andere invloed hebben op werkloosheid, zo kan een sterke arbeidsbescherming op korte termijn werkloosheid temperen (lagere uitstroom), maar op lange termijn bevorderen (lagere instroom). Binnen de werkloosheidsstatistieken wordt een onderscheid gemaakt tussen langetermijnwerkloosheid (duurtijd langer dan een jaar) en kortetermijnwerkloosheid. In deze Masterproef wordt echter abstractie gemaakt van die opdeling.

Een blik op de beschikbare data (berekeningwijze overeenkomstig met vorige alinea's) voor de werkgelegenheidsgraad en de werkloosheidsgraad zijn terug te vinden in Appendix A.2. Opvallend is dat de VS in het begin van de jaren '60 zowat het hoogste werkloosheidscijfer van de beschouwde landen liet optekenen, maar dit vrij constant kon houden over de jaren heen, terwijl de werkloosheid in de meeste (vooral West- en Zuid-)Europese landen sterk toenam. Het is interessant daarbij op te merken, zoals ook Nickell (1997) doet, dat de Europese arbeidsmarkt ver van uniform is: sommige Europese landen scoren, doorheen de beschouwde periode, duidelijk beter dan de VS. Opvallend is alvast dat Denemarken en Noorwegen, die, zoals eerder aangehaald, over de periode 1965-1995 de belastingen sterk zagen toenemen, tijdens dezelfde periode de werkgelegenheid konden opkrikken (met 1.7 resp. 10.9%), dit in grote tegenstelling tot landen als België, Frankrijk en Spanje waar de evolutie van de statistieken duidelijk minder fraai oogt (met een daling van de werkgelegenheid tussen 1965 en 1995 met resp. 5,9%, 6,9% en 13,1%).

In deze Masterproef worden met 'arbeidsmarktkenmerken' in de eerste plaats (sensu stricto) de factoren bedoeld die een impact hebben op de mate van flexibiliteit (en - dus - competitiviteit) van de arbeidsmarkt en zodoende vaak ook op de arbeidskost. Naast deze arbeidsmarkttrigiditeiten, is er echter ook aandacht voor andere kenmerken van de arbeidsmarkt die haar performantie kunnen beïnvloeden, zoals de vigerende loonverschillen. In principe valt de betekenis van het woord 'arbeidsmarktkenmerken' (sensu lato) in wat volgt dus samen met de linguïstische betekenis, met 'zaken die de arbeidsmarkt kenmerken', behalve zaken die haar performantie weergeven (zoals werkgelegenheid en werkloosheid) en de belastingen op arbeid, die in principe ook onder deze definitie zouden kunnen vallen. Zo past ook de mate van (niet-)productieve overheidsbestedingen binnen dit kader aangezien zij gerelateerd zijn aan de overheidsbestedingen voor sociale uitkeringen en (in omgekeerde zin) actief arbeidsmarktbeleid. Het sociaal-economisch beleid dat de overheid voert, bepaalt mee het gelaat van de arbeidsmarkt.

De verschillende arbeidsmarktkenmerken die in de literatuur gerelateerd worden aan werkgelegenheid en werkloosheid worden aangebracht in Hoofdstuk 2.2.

Variable	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
urnnick2	1.158149	1.266984	0.91	0.361	[-1.325094, 3.641393]
Lurnnick2	.8661494	.0186884	46.35	0.000	[.8295209, .902778]
bdax1	2.750100	2.447526	1.13	0.255	[-1.027065, 6.527267]

2. THEORETISCHE ONDERBOUWING

Hoewel deze Masterproef zich vooral richt naar het empirische onderzoek betreffende de invloed van arbeidsmarktkenmerken op de impact van belastingen op werkgelegenheid en werkloosheid, wordt in dit tweede hoofdstuk toch even ingegaan op enige theoretische onderbouwing voor die impact, hierbij vertrekkende vanuit het theoretische werk van Pissarides (1997) en op verschillende arbeidsmarktkenmerken die (eventueel in interactie met belastingen) de performantie van de arbeidsmarkt kunnen beïnvloeden.

2.1	VAN BELASTINGSNEUTRALITEIT NAAR IMPACT VIA
urnnick2	ARBEIDSMARKTKENMERKEN

Om de impact van belastingsbeleid te evalueren is de manier waarop de arbeidsmarkt gemodelleerd wordt van belang. Aangezien er geen definitief en algemeen model is voor de (Europese en extra-Europese) arbeidsmarkt, evalueert Pissarides de effecten van wijzigingen in belastingen (in dit geval de belastingen die de bedrijven betalen) op arbeid in vier partieel-evenwichtsmodellen, gerelateerd aan vier arbeidsmarktmodellen.

De evenwichtswerkgelegenheid in de modellen wordt telkens bepaald door het snijpunt van vraag naar arbeid en de loonzetting (arbeidsaanbod), afgebeeld in een assenstelsel met de werkgelegenheid en het reële loon op de horizontale resp. verticale as. De loonzettingsfunctie, meer bepaald haar helling, bepaalt in grote mate het effect van wijzigingen in de belastingen op arbeid op dat evenwicht: de verschuiving van de vraagcurve (door gewijzigde belastingen) impliceert een wijziging in het loon veeleer dan in de werkgelegenheid voor een steile loonzettingsfunctie. In elk van de modellen verschuift de vraagcurve (zie Figuur 2.1) omlaag voor hogere belastingen (en ipso facto hogere arbeidskost).

In volledig *competitieve arbeidsmarkten* ('competitive labour markets'), zijn bedrijven en werknemers prijsnemers en wordt de evenwichtswerkgelegenheid gevonden in het snijpunt van de geaggregeerde vraag en het geaggregeerde aanbod. De ligging van het arbeidsaanbod is, net als in de drie andere

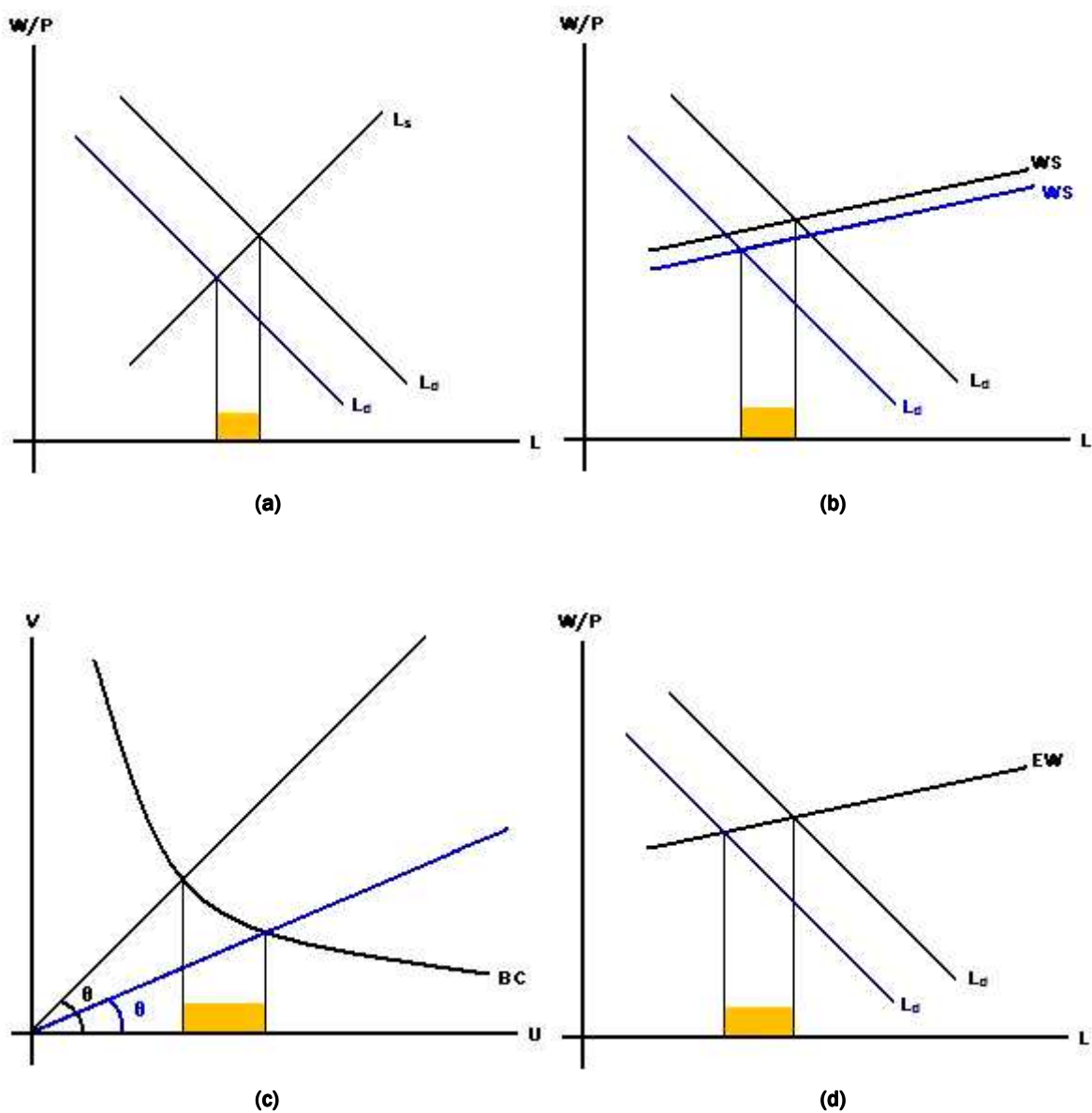
modellerings van Pissarides, afhankelijk van de relatie van de belastingen met werkloosheidsuitkeringen (en van de belastingsstructuur): de ligging van de aanbodscurve zal steiler zijn (en het arbeidsaanbod minder elastisch) wanneer de uitkeringen geïndexeerd worden aan de lonen. In het andere geval, wanneer belastingswijzigingen een impact kunnen hebben op de verhouding van lonen en uitkeringen, zal de impact op werkloosheid groter zijn. Dat is ook buiten het Pissarides-denkkader logisch: als lonen steviger onderhevig zijn aan belastingen dan het reservatieloon (en de belastingen zodoende een invloed uitoefenen op de verhouding), dan zal een belastingsverhoging het interessanter maken voor een werknemer om te kiezen voor werkloosheid. In dit model bekommt Pissarides, in het geval van een steile loonzettingsfunctie, belastingsneutraliteit: er zijn bij simulatie slechts zeer kleine effecten door wijzigingen in belastingen op arbeid. De belastingswijzigingen zullen veeleer in het loon vertaald worden. Figuur 2.1 (a) illustreert: gezien de steile arbeidsaanbodrechte, zorgt een belastingsverhoging (de wijzigingen door die belastingsverhoging worden steeds in het blauw weergegeven) voor een beperkte afname van de werkgelegenheid. Het competitieve model sluit dan ook het beste aan bij de klassieke gedachte dat arbeidsbelastingen typisch worden afgewenteld op arbeid zelf en dus, meer concreet, op het reële loon.

In een *arbeidsmarkt met door vakbonden onderhandelde lonen* ('Union wage bargaining'), is de vraagzijde hetzelfde als in het competitieve model, maar de aanbodzijde wordt bepaald door gedecentraliseerde vakbonden, met een onderhandelde uitkomst voor de lonen tot gevolg, op basis waarvan het bedrijf de optimale werkgelegenheid bepaalt ('right to manage'). De loonzettingscurve ligt altijd links van de curve in het competitieve model. Een verandering in de belastingen zal niet alleen de vraag naar arbeid verschuiven, maar ook de loonzettingsfunctie, die daarnaast ook bepaald wordt door de hoogte van de uitkeringen (hogere uitkeringen maken de kost van werkloosheid lager). De uitkomst van de simulatie (voor evoluerende uitkeringen) door Pissarides is dat de structuur van de belastingen een belangrijke rol speelt. Het invoeren van een progressieve(re) structuur werkt, ceteris paribus, door de loonzetting door de vakbonden, een hogere werkgelegenheid in de hand. Van belastingsneutraliteit is in dit model, behalve wanneer de belastingswijziging volledig op loonproportionele belastingen slaat (en de wijziging zich vertaalt in een gewijzigd loon), ook wanneer de werkloosheidsuitkeringen geïndexeerd zijn aan de lonen, geen sprake meer. In Figuur 2.1 (b) zien we hoe een vlakkere loonzettingscurve aanleiding geeft tot een hogere impact van een belastingsverhoging op de werkgelegenheid. De verschuiving van de loonzettingscurve zelf kan deze niet compenseren. Dit stelt vanzelfsprekend het geval voor waarbij de belastingsverhoging ook een effect heeft op de hoogte van de niet-proportionele belastingen.

De keuze voor een loonmatiging door de vakbonden bij hogere belastingen wordt door Pissarides als volgt beargumenteerd: "Belastingen verschuiven het loonevenwicht aangezien bedrijven en vakbonden ervaren dat de belastingen die betaald worden, afhangen van de loonkeuze: door geen loonsverhoging toe te staan van één eenheid, besparen bedrijf en vakbond samen een hoeveelheid t [belastingsgraad]. De vakbonden zijn op de hoogte van die besparingen en gaan zodoende akkoord met een lager loon." Deze reactie van de vakbonden bij hogere belastingen wordt bijvoorbeeld door Daveri en Tabellini (2000) omgekeerd ingeschat. In hun OLG-model wordt de evenwichtswerkgelegenheid bepaald door (i)

de budgetvergelijking van de overheid, (ii) de arbeidsvraag door competitieve bedrijven en (iii) de loonzetting door de vakbonden op bedrijfs- of sectorniveau. De loonzetting door de vakbonden wordt in hun model *positief* beïnvloed door de belastingen op arbeid τ^L . De resulterende werkgelegenheid is negatief afhankelijk van de belastingen op arbeid (en de werkloosheidsuitkeringen). Belangrijk om te vermelden is dat daar waar Pissarides enkel de belastingen beschouwt die de werkgevers betalen, Daveri en Tabellini het totale pakket aan belastingen beschouwen dat het verschil maakt tussen loonkost en netto-inkomen.

Figuur 2.1 Visualisering theoretische impact belastingen in Pissarides-modellen
 Eigen figuren op basis van Pissarides (1997) en Heijdra en van der Ploeg (2002)



met W/P : reële loon, L : werkgelegenheid, L_s : arbeidsaanbod, L_d : arbeidsvraag, WS : loonzetting, V : vacature dichtheid, U : werkloosheid, BC : Beveridge Curve, θ : arbeidsmarktdruk, EW : 'efficiënte' loonzetting

In het *Search equilibrium model* - voor dit model geldt dat wat een zinvolle Nederlandse vertaling zoeken betreft, proberen de eerste stap is om te mislukken - wordt werkloosheid bepaald door 'mismatching'. Jobs worden gecreëerd door de matching van een vacature en een werkloze. Belangrijk hierbij zijn de transactiekosten naar het invullen van een vacature toe. De evenwichtswerkloosheid, ten gevolge van de randvoorwaarde dat instroom in en uitstroom uit werkloosheid in dit evenwicht gelijk is (Heijdra en van der Ploeg F., 2002), wordt dan voorgesteld door de "Beveridge equation". Deze uitdrukking is positief afhankelijk van de jobvernietiging en negatief afhankelijk van de effectiviteit van het matching-proces (omgekeerde van mismatching) alsook negatief afhankelijk van de arbeidsmarktdruk (vacatures gedeeld door werklozen). Hogere belastingen leiden tot een lagere arbeidsmarktdruk (lagere winsten voor de bedrijven). Ook hoge werkloosheidsuitkeringen bevorderen de mismatching. De simulatie van Pissarides geeft ongeveer hetzelfde resultaat als in het vorige model. Figuur 2.1 (c) verschilt enigszins van de andere figuren. Op de horizontale as verschijnt immers de werkloosheidsgraad i.p.v. de werkgelegenheidsgraad en op de verticale as de hoogte van het aantal vacatures in de arbeidsmarkt (in verhouding tot de beroepsbevolking, i.e. de 'vacature dichtheid'). De lagere arbeidsmarktdruk (lagere θ) door de hogere belastingen leidt tot een significant hogere werkloosheid (via het snijpunt met de 'Beveridge Curve').

In het laatste model dat door Pissarides wordt besproken, het *efficiënte lonen - model* ('Efficiency wages'), wordt het loon bepaald door de werkgever, hoger dan het reservatieloon ('reservation wage') teneinde goede werkkrachten te kunnen aantrekken en behouden. Dit surplus bovenop het reservatieloon is onder andere afhankelijk van de inzet die vertoond wordt. Het loon zal zo hoog zijn dat het voor de werknemer niet aangewezen is lui te zijn, rekening houdend met de kans dat hij ontslagen wordt als zijn luiheid gedetecteerd wordt. Samen met de arbeidsvraag, bepaalt deze loonzetting, die vlakker is dan het arbeidsaanbod (in het competitieve model), de evenwichtswerkgelegenheid. In dit model heeft een wijziging in de hoogte van de belastingen (ongeacht de structuur ervan) wel een direct effect op de werkloosheid. De veel vlakkere efficiënte loonzettingscurve leidt in Figuur 2.1 (d), bij verhoogde belastingen, tot een sterk afgenomen werkgelegenheid.

2.2

ARBEIDSMARKTKENMERKEN MET POTENTIËLE INVLOED [1]

De simulatieresultaten van Pissarides onderbouwen op een theoretische manier de these dat betreffende de invloed van belastingen op de werkloosheid en werkgelegenheid arbeidsmarktkenmerken (arbeidsmarkttrigiditeiten) een belangrijke rol spelen. Het effect van belastingen varieert met de modaliteiten van de arbeidsmarkten. Door hun verschillende arbeidsmarktkenmerken, kunnen sommige economieën beter benaderd worden door deze of gene Pissarides-modellering dan andere economieën. Zo lijkt het aannemelijk dat het volledig competitieve

model sterker de Amerikaanse dan de Belgische arbeidsmarkt benadert. De hoogte van werkloosheidsuitkeringen hebben (naast de fixatie van hun verhouding tot de lonen) in het Pissarides-onderzoek in de drie laatste modellen bovendien impact op de ligging en/of helling van de loonzettingscurve en dus op de werkgelegenheidsuitkomst na een verhoging of verlaging van de belastingen. Vanuit een andere invalshoek valt de verklaring van de impact van belastingen op werkgelegenheid samen met het antwoord op de vraag in welke mate de gevolgen van stijgende belastingen worden afgewenteld op de werknemers (resultierend in verlaagde lonen) en in welke mate op de werkgevers (uiteindelijk resultierend in verlaagde werkgelegenheid).

Daar waar in het Pissarides-onderzoek de invloed van arbeidsmarktkenmerken – naast de kenmerken die bepalen of een economie beter bij deze of gene modellering past – quasi verengd wordt tot de invloed van werkloosheidsuitkeringen, lijkt het logisch dat deze theorie eenvoudig kan uitgebreid worden naar een scala aan arbeidsmarktkenmerken.

Zo komen alle parameters die flexibiliteit (rigiditeit) in de arbeidsmarkt brengen in aanmerking om een economie in het Pissarides-kader te catalogiseren onder één van de vier modellen, met alle (theoretische) gevolgen voor de impact van belastingen op werkgelegenheid en werkloosheid van dien. Meer flexibiliteit leidt in deze redenering tot meer competitiviteit en zodoende tot een lagere impact van belastingen op werkloosheid (conform de observatie in Figuren 0.2 – 0.6). Nickell (1997) lijstte deze rigiditeiten ('Labour market rigidities') op, in een voortdurend geciteerd onderzoek, naar hun directe verklarende kracht voor de verschillen in werkloosheid tussen Europa en Noord-Amerika:

- Mate van *arbeidsbescherming* ('employment protection index') ofwel de mate van *arbeidsmarktregulering* geeft aan in welke mate het aannemen en ontslaan van werknemers gereguleerd is.
- *Arbeidsmodaliteiten* ('labor standards') omvatten o.a. (de regulering omtrent) *werkuren* ('Working time'), *contracten van (on)bepaalde duur* ('Fixed-term contracts'), *minimumlonen* ('Minimum wages') en de *representatierechten van de werknemers* ('Employees' representation rights').
- Hoogte van de *werkloosheidsuitkeringen* en meer bepaald hun verhouding tot de lonen ('benefit replacement rate'), alsook hun *beperktheid in de tijd*.
- Uitgaven van de overheid voor *actief arbeidsmarktbeleid* (AAB, 'active labour market policy'), gericht op de inschakeling (activering) van werklozen in de arbeidsmarkt en in contrast met *passief arbeidsmarktbeleid*.
- *Vakbondsdensiteit* ('union density'): het procentuele aantal gesyndiceerde werknemers.

- *Dekkingsgraad* van door de vakbond onderhandelde *akkoorden* ('union coverage index'): procentuele aantal werknemers wier loon bepaald wordt door loonsonderhandelingen waarin de vakbond betrokken is.
- *Coördinatie van de loonsonderhandelingen* ('Coördination in wage bargaining'): coördinatie tussen werkgeversorganisaties en vakbonden betreffende hun onderhandelingsactiviteiten. In feite gaat het hier (Nickell, 2005) om mechanismen waardoor de implicaties op de werkgelegenheid op macroniveau in rekening worden gebracht bij de loonsonderhandelingen.

Voor de beschrijving en de berekeningswijze van de gebruikte data, verwijzen we naar Nickell (1997) en Nickell, Nunziata en Ochel (2005). Duidelijk is dat de beschreven 'institutes' sterk verschillen tussen de geïndustrialiseerde landen, waarbij vaak niet alleen de breuklijn tussen Noord-Amerika en Europa niet te ontkennen valt, maar ook de breuklijn tussen West- en Zuid-Europa enerzijds en Scandinavië anderzijds. Zo is de arbeidsmarkt, zowel qua bescherming als qua standaarden, zeer sterk gereguleerd in Zuid-Europese landen, dit in grote tegenstelling tot de Angelsaksische landen. Opvallend zijn daarnaast de hoge uitgaven van Scandinavische landen voor actief arbeidsmarktbeleid. Spanje combineert dan weer hoge werkloosheidsuitkeringen met weinig inspanningen naar actief arbeidsmarktbeleid toe. Typisch is de coördinatie minder hoog waar de vakbondsmacht (combinatie densiteit en dekkingsgraad) lager is, met uitzondering van Japan en Zwitserland. Belangrijk is in deze wel zich te hoeden voor veralgemeningen en ruwe groeperingen. Deze groeperingen vormen een belangrijke reflectie bij de recente empirische bijdragen (cf. infra). Zo blijken de uitgaven voor actief arbeidsmarktbeleid (per werkloze, in vergelijking met de output per werknemer) gedurende de periode 1989-1994 heel veel hoger te liggen in Duitsland dan in het gros van de Scandinavische landen en scoort Denemarken in deze periode lager dan - *of all countries* - België.

Velen onderzoekers hernemen enkele van deze arbeidsmarkt rigiditeiten vanuit een gelijkaardige of verschillende invalshoek, zoals Daveri en Tabellini (2000, arbeidskosten), Blanchard en Wolfers (2000, interactie tussen instituties en schokken), Glyn (2003, zin of onzin van deregulering). De twee laatste van deze onderzoeken verenigen enkele kenmerken onder containerbegrip *sociale zekerheid* ('income security', 'insurance system') die zij directe effecten op de zoekintensiteit naar een job en de onderhandelde lonen toedichten. Glyn ziet ook in de *werkomstandigheden* ('conditions at work') een in theorie relevant kenmerk.

De theoretische directe effecten van deze rigiditeiten vormen vanzelfsprekend het onderwerp van vele discussies. Vaak is er theoretische evidentie voor een gunstige maar tevens voor een ongunstige directe invloed op de werkgelegenheid. Scarpetta (1996) haalt zo bijvoorbeeld aan dat strenge regulering ten behoeve van de arbeidsbescherming er enerzijds voor kan zorgen dat ondoordachte ontslagen (en gerelateerde contractkosten) gereduceerd worden, er meer ingezet wordt op training en dat werknemers een tijd voor hun feitelijke ontslag al op zoek kunnen naar een nieuwe job. Anderzijds kan diezelfde regulering ertoe leiden dat werkgevers zullen aarzelen bij het aannemen van werknemers, a fortiori bij het aannemen van jonge, laaggeschoolde en voorheen langdurig werkloze werknemers,

aangezien zij hen later moeilijk kunnen ontslaan. In het theoretische model van Palokangas (1995) hangt de mate waarin vakbonden hun macht aanwenden om in te zetten op groei en werkgelegenheid dan weer af van hun intertemporele substitutie-elasticiteit.

Duidelijk is in elk geval dat vele van deze rigiditeiten ook een impact zullen hebben op de ligging en/of helling van de loonzettingsfunctie (arbeidsaanbod), zoals beschreven in de Pissarides-theorie en dus interageren met belastingen in de bepaling van de werkgelegenheid. Zo lijkt het logisch dat in een arbeidsmarkt met door vakbonden onderhandelde lonen de macht van de vakbonden, bepaald door de vakbondsdensiteit en de dekkingsgraad van de akkoorden, de loonzetting kan beïnvloeden. Bovendien maakt de sociale zekerheid en het passieve arbeidsmarktbeleid de kost van werkloosheid lager, hetgeen ook de ligging (en helling) van de loonzettingscurve (en dus de mate van de impact van belastingen op werkgelegenheid) bepaalt. In het Search equilibrium – model wordt de matching tussen werklozen en vacatures dan weer positief beïnvloed door actief arbeidsmarktbeleid (AAB) en negatief door alle beschreven rigiditeiten die het matchingsproces bemoeilijken. Zo kunnen rigide arbeidsmodaliteiten ervoor zorgen dat de winstgevendheid voor de bedrijven om een job uit te schrijven te laag is. Samen met de belastingen bepalen deze zaken de arbeidsmarktdruk en zodoende in dit model de werkloosheid. In de efficiënte lonen – theorie ten slotte zal de loonzetting door de werkgever de motivatie tot hard werken moeten impliceren ter compensatie van bijv. een sterke arbeidsbescherming of rigide arbeidsmodaliteiten, waarvan deze motiverende kracht allerm minst uitgaat.

Binnen de drie modellen die geen perfect competitieve arbeidsmarkt voorstaan, kunnen daarnaast nog andere arbeidsmarktkenmerken de werkgelegenheidsuitkomst van een verhoging of verlaging van de belastingen beïnvloeden. Zo is *(de)centralisatiegraad van de vakbondsonderhandelingen* ('(de)centralised unions') belangrijk. Enerzijds kan er vermoed worden dat sterke, gedecentraliseerde vakbonden veel minder bekommerd zijn om de repercities van hoge lonen op macroniveau, zoals besproken in het werk (en opgenomen in de modellen) van Daveri en Tabellini (2000), Belot en van Ours (2001) en Berger en Everaert (2007). Zwakke gedecentraliseerde en gecentraliseerde (of aan sterke coördinatie onderhevige) vakbonden zullen een veel gematigder standpunt innemen. Een ietwat andere invalshoek wordt gekozen door Elmeskov, Martin en Scarpetta (1998), die stellen - in de lijn van Calmfors (1993) en zijn 'hump-shaped'-hypothese - dat veeleer de mate van *'intermediariteit'* (onderhandelingen op sectorniveau) bepalend is in de interactie met belastingen. Deze schijnbare tegenstelling kan enigszins genuanceerd worden (cf. infra). Het belang van het niveau waar onderhandelingen gevoerd worden (en de coördinatie ervan) wordt geschraagd door de insider – outsider – theorie waarbij sterke 'insiders' (in een sector) makkelijker kunnen weerstaan aan de wil van werkgevers om lonen te matigen bij hogere belastingen, met alle gevolgen van dien voor de werkgelegenheid en dus (ook) voor de 'outsiders'. Ook in de arbeidsbescherming speelt deze tegenstelling een rol, hoewel deze door Glyn (2003) enigszins gerelativeerd wordt, o.a. gezien de veel grotere groep insiders dan outsiders. In tabellen A-3 en A-4 (Appendix) worden indices weergegeven voor de mate van decentraliteit resp. intermediariteit der onderhandelingen, die het resultaat vormen van eigen berekeningen op basis van 4 verschillende gegevensbronnen. Aangezien het belang van het onderhandelingsniveau afhankelijk is van de macht van de vakbonden, werden de beperkte gegevens

voor de dekkinggraad van de door de vakbonden onderhandelde akkoorden van Nickell et al. (2005) aangevuld met data uit OECD's Employment Outlook (1997). Tabel A-5 (Appendix) geeft een overzicht. Interessant is bijvoorbeeld Frankrijk dat een relatief lage vakbondsdensiteit combineert met een zeer hoge dekkinggraad, zodat de vakbonden, ondanks hun relatief lage ledenaantal, toch bijzonder sterke spelers zijn.

Ook binnen het Search equilibrium model is de invloed van andere arbeidsmarktkenmerken verdedigbaar. Zo evolueren de loonzettingsfunctie en nulwinstfunctie ('zero profit'), waar ook de belastingen op spelen, in het model van Heijdra en van der Ploeg (2002) voor de determinant *arbeidsproductiviteit* in tegengestelde richting bij het bepalen van de arbeidsmarktdruk. Hogere arbeidsproductiviteit stimuleert hogere winsten (en in hun model zodoende meer druk), maar ook hogere lonen (minder druk). Daarnaast zijn alle arbeidsmarktkenmerken die de zoekkosten, die de bedrijven ervaren bij het zoeken naar werknemers, relevant in dit model.

Aan het efficiënte lonen - model lijkt dan weer het in literatuur veelvuldig besproken kenmerk *loonongelijkheid* ('wage dispersion') te relateren. Glyn (2003) observeert dat landen waar de loonongelijkheid steeg, minder werkgelegenheidsproblemen hebben met laaggeschoolden. De laaggekwalificeerden kunnen immers enkel aan de slag als ze een afname van hun loon, relatief tegenover hooggekwalificeerden, aanvaarden. Dit is gelieerd aan (een reactie op) de discrepantie tussen *de vraag en het aanbod naar/van hooggekwalificeerde werknemers*, wat ook door Nickell (1997) als een relevante determinant wordt gezien en die in principe - intuïtief - ook betrokken zou kunnen worden op de Search equilibrium - theorie. De efficiënte loon - theorie zal sterker spelen bij een hogere discrepantie tussen vraag en aanbod, aangezien de loonzetting in deze (Heylen, 2004) er net op gericht is die schaarse hooggekwalificeerde werknemers aan zich te binden. De loonongelijkheid lijkt als kenmerk sterk verbonden met andere arbeidsmarkttrigiditeiten (minimumloon...) die de ongelijkheid beperken. De invloed van loonongelijkheid op de impact van belastingen valt ook intuïtief te vatten: een werkgever die getroffen wordt door hogere belastingen zal nog minder geneigd zijn extra laaggeschoold personeel aan te nemen wanneer hij deze een relatief hoog loon moet betalen onafhankelijk van die belastingwijziging. Een overzicht van de samengebrachte data voor de mate van loonongelijkheid is te vinden in Tabel A-6 (Appendix). Een verschillende evolutie voor de verschillende landen valt af te lezen. De Angelsaksische landen vertonen een divergerende evolutie, voor andere landengroepen vallen minder eenduidige conclusies te trekken. Zo werd in Spanje divergentie vastgesteld en in Italië convergentie. In Duitsland vond een sterke convergentie plaats gedurende de beschouwde decennia.

In de drie (imperfect competitieve) modellen zal daarnaast ook de hoogte van het *reservatieloon* ('reservation wage'), dat het totale plaatje van de andere optie dan werken ('the outside option') weergeeft, de uitkomst van een belastingwijziging op de werkgelegenheidsuitkomst beïnvloeden, hetzij via loonzetting van de vakbonden (beïnvloed door de kost van werkloosheid), hetzij via de loonzetting in het Search equilibrium model die hoger wordt voor een hoger reservatieloon (hetgeen tot lagere druk leidt), hetzij via efficiënte loonzetting door de werkgever, die een duidelijke surplus moet geven om werknemers aan zich te binden. Het reservatieloon is niet alleen afhankelijk van de

werkloosheidsuitkering, maar ook van - niet-limitatief - de *waarde van vrije tijd* ('taste for leisure'), de *waarde van huishoudelijke arbeid* ('household production') en de mogelijkheden op de *zwarte markt* ('underground economy'). Volgens Blanchard (2004) gaat van het feit dat in Europa de toegenomen productiviteit aangegrepen werd voor meer vrije tijd, terwijl in de VS gekozen werd voor meer inkomen, belangrijke verklarende kracht uit voor de verschillende ontwikkeling inzake werkloosheid. Alesina (2005) beschrijft daarnaast het belang van een sociale multiplicator die ervoor zorgde in Europa dat toen, o.a. door toegenomen belastingen, het aantal gepresteerde uren begon af te nemen, een 'massale' drang naar vakantie ontstond. Data die deze drang naar vrije tijd in sommige landen, in tegenstelling tot het 'workaholism' in andere, kunnen vatten, zijn echter moeilijk te vinden. De cijfers die Alesina weergeeft omtrent het aantal weken vakantie en afwezigheden in OECD-landen, bevestigen ten andere het beeld van 'vakantieverlaafde' Zuid-Europeanen niet. In Tabel A-7 (Appendix) wordt een opgestelde ranking weergegeven betreffende het belang van de zwarte economie in de verschillende OECD-landen die opgenomen worden in het eigen empirisch onderzoek. Zuivere arbeidsbelastingen zullen in principe het reservatieloon, in tegenstelling tot het door reguliere arbeid verkregen loon, niet aantasten en drijven zodoende een wig tussen werkende en werkloze. Conform Pissarides is het in deze wel belangrijk of de hoogte van de werkloosheidsuitkeringen, die mogelijks het reservatieloon voor een groot stuk bepalen, onderhevig is aan belastingwijzigingen. In deze context is de rapportering van Daveri en Tabellini (2000) interessant. Hun besluit is dat in de meeste OECD-landen (Canada, Nederland, Noorwegen en Zweden vormen een uitzondering) werkloosheidsuitkeringen niet of in mindere mate belast worden. Ook wat betreft deze component van het reservatieloon is er dus theoretische evidentie dat belastingen een wig drijven tussen werkenden en werklozen.

Het in dit hoofdstuk met een scala aan arbeidsmarktkenmerken uitgebreide Pissarides-kader wordt, voor de niet-competitieve variant met vakbonden, ook geformaliseerd in de OECD-studie van Bassanini and Duval (2006), waarin zij de these verdedigen dat hoe elastischer de arbeidsmarkt is, hoe groter de impact van een arbeidsmarkthervorming zal zijn. Ze gaan uit van een werkgelegenheid en reëel loon dat bepaald wordt door een loonzettingscurve en een door prijszetting bepaalde arbeidsvraag. Grafisch komt dit ongeveer overeen met Figuur 2.1 (b). De helling van de loonzettingscurve zien zij o.a. bepaald door uitkeringen en vakbondsmacht. De helling van hun arbeidsvraag wordt dan weer bepaald door regulering op de goederen- en dienstenmarkt en arbeidsbelastingen. De ligging van beide curven zijn sterk onderhevig aan werkloosheidsuitkeringen en regulering op de goederen- en dienstenmarkt. Meer algemeen wordt de uitkomst qua werkgelegenheid bepaald door de interactie tussen alle factoren die de helling en de ligging van de loonzetting bepalen enerzijds en alle factoren die de helling en de ligging van de arbeidsvraag (o.a. belastingen) bepalen anderzijds. De impact van een door een verlaging van de belastingen beoogde arbeidsmarkthervorming, wanneer die de arbeidsvraag opwaarts doet verschuiven, zal dan bijvoorbeeld afhankelijk zijn van de onderhandelingsmacht van de vakbonden. Opvallend is alvast dat in hun raamwerk een belastingverlaging net meer impact zal hebben (loonzettingscurve vlakker) wanneer deze onderhandelingsmacht lager is (en dus de arbeidsmarkt competitiever). Minstens even duidelijk komt het belang van interacties en belastingen naar voor in Heylen (2004), die de visualisatie bij Bassanini en Duval onderbouwt met de "competing claims" tussen de partijen aan de onderhandelingstafel. Interessant is dat bij Heylen zowel de LO-curve (LO staat voor

loonsonderhandelingen) als de PZL-curve (in principe voorgesteld door een horizontale curve: de hoogte van het reële loon wordt bepaald door de winstdesiderata van de werkgevers - PZL staat voor door prijszetting onderhandelde reële brutoloon) worden beïnvloed door de belastingen. De LO-curve is onderhevig aan de (directe en indirecte) belastingen die de werknemers betalen, de PZL-curve aan de werkgeversbelastingen. Aangezien de LO-curve daarnaast o.a. bepaald wordt door de arbeidsproductiviteit en andere 'push-variabelen' zoals de mate van actief arbeidsmarktbeleid en de macht en preferenties van de vakbonden en de PZL-curve door alle zaken die de productiekosten verhogen, is het duidelijk dat ook in deze theorie de belastingen in interactie met allerlei arbeidsmarktkenmerken de werkgelegenheid bepalen. In tegenstelling tot Bassanini en Duval relateert Heylen (2004, p. 497) - logischerwijze - een vlakke LO-curve aan zwakke loongevoeligheid voor werkloosheid. Typisch zullen sterke vakbonden zich verzetten tegen koopkrachtverlies (wat zich uit in een vlakke loonzettingscurve).

Ten slotte halen vele studies het belang van interacties tussen arbeidsmarktkenmerken aan. Sommige kenmerken versterken elkaar en, in de lijn met voorgaande argumentatie, deze interacties lijken dan ook relevant in het kader van de belastingsinvloed op de performantie van de arbeidsmarkt. Formeel wordt het belang van interacties alvast duidelijk in het eerder uitgezette model van Bassanini and Duval (2006) waar verschillende arbeidsmarktkenmerken met elkaar interageren via de ligging en helling van loonzettingscurve en arbeidsvraag. Belot en van Ours (2001) stellen dat "het institutionele raamwerk van een land geen verzameling is van onafhankelijke elementen". Zo stellen ze o.a. dat de *mate van arbeidsbescherming ('employment protection')* en de *vakbondsdensiteit enkel een relevante invloed hebben bij gedecentraliseerd onderhandelen*. Elmeskov et al (1998) zien dan weer een *interactie-effect tussen determinanten arbeidsbescherming en intermediariteit van de onderhandelingen*. Nicoletti en Scarpetta (2005) hebben het in "Product market reforms and employment in OECD countries" vooral over interacties met de regulering in de goederen- en dienstenmarkt, maar ook met onderhandelingskeuzes van de vakbonden (gerelateerd aan de mate van intermediariteit, cf. supra) zien zij een effect in interactie met arbeidsmarktregulering (waarin hun empirisch onderzoek hen sterkt).

Coe and Snower (1997) opperen dat de "complementariteit tussen instituties in die mate substantieel is dat een partiële arbeidsmarkthervorming (gefocusseerd op één arbeidsmarktkenmerk) tekortschiet om significante impact te hebben op werkloosheid". Als bijvoorbeeld de werkloosheidsuitkeringen in die mate hoog zijn dat ze de werknemer ontmoedigen om werk te zoeken en de sociale bijdragen zijn in die mate hoog dat ze de werkgever ontmoedigen om werknemers aan te trekken, dan versterken beide effecten (annex ontmoedigingen) elkaar. "Werkloosheidsuitkeringen, regulering m.b.t. jobzekerheid, onderhandelingsmacht van de werknemers, zoekkosten in de arbeidsmarkt en toetredingsdrempels voor bedrijven", zo stellen Coe en Snower algemener, "versterken elkaars effect op de werkloosheid". Of - niet toevallig - in de taal van Shakespeare:

"The more generous are passive unemployment policies,
the less effective will be active unemployment policies".

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
urnnick2	2.158149	1.266984	1.70	0.093	[-0.325094, 4.051851]
urni1	1.158149	1.266984	0.91	0.361	[-1.325094, 3.641393]
Lurnnick2	.8661494	.0186884	46.35	0.000	.[8295209, .902778]
hdsv1	2.750100	2.447526	1.12	0.265	[-2.027085, 7.527467]

3.1	EERDERE EMPIRISCHE BIJDAGEN	[95% Conf. Interval]
-----	------------------------------------	----------------------

Zoals in de inleiding van deze Masterproef geformuleerd, hebben vele auteurs de directe effecten van ofwel arbeidsbelastingen ofwel arbeidsmarktkenmerken op werkgelegenheid of werkloosheid onderzocht. Vaak komen beide verklarende variabelen voor, maar worden geen interactie-effecten beschouwd. We gaan daar eerst kort op in alvorens de empirische bijdragen betreffende de impact van belastingen in interactie met arbeidsmarktkenmerken te bespreken.

3.1.1 Directe impact van belastingen op arbeid

Auteurs als Borland en McDonald (2000), Daveri en Tabellini (2000) en de Haan, Sturm en Volkerink (2003), geven in hun onderzoek een overzicht van de literatuur betreffende de directe impact van belastingen op arbeid. De studies die ze bespreken geven niet alleen een andere evidentie weer voor de directe impact van belastingen op arbeid, ze blinken ook uit in diversiteit qua aanpak, betreffende de data (opgenomen landen, opgenomen tijdsvenster...) en gekozen verklarende variabelen (arbeidsmarktkenmerken, schokken...), maar ook wat betreft de benadering van belastingen (belastingswig of belastingsgraad, componenten van de arbeidsbelastingen...) en de performantie van de arbeidsmarkt (werkgelegenheid of werkloosheid, lange termijn of korte termijn...). Wat de in dit luik besproken studies alvast wél gemeen hebben, is dat ze geen onderzoek deden naar interactie-effecten tussen arbeidsmarktkenmerken en belastingen.

Tabel 3.1 geeft een overzicht van enkele recente studies. Duidelijk is dat de conclusies die de verschillende onderzoekers trekken betreffende de directe impact van belastingen op werkgelegenheid en werkloosheid, sterk verschillen. Sommige bijdragen vinden helemaal geen significant (robuust) effect. Interessant in de context van deze Masterproef is het feit dat Martinez en Mongay (2000) helemaal niet verbaasd zijn door die uitkomst aangezien in hun model het samenspel tussen belastingen en arbeidsmarktkenmerken niet werd opgenomen.

In de artikels die wel een significant en robuust effect vinden, verschilt de geschatte belastingscoëfficiënt dan weer danig. Zo vinden Nickell en Layard (1999) en Blanchard en Wolfers (2000) resp. coëfficiënten 0.22 en 0.018. Een bijzonder interessante en recente studie is die van Planas, Roeger en Rossi (2007) die structurele werkloosheid econometrisch regresseert op arbeidsbelastingen en een stochastisch gemodelleerde niet-geobserveerde component gerelateerd aan het reservatieloon. Een significante belastingscoëfficiënt tussen 0.24 en 0.30 wordt gevonden.

Tabel 3.1 – Overzicht empirische bijdragen tot directe impact van belastingen

Studie	Opgenomen landen en tijdsvenster	Indicator Werkgelegenheid/ Werkloosheid	Indicator belastingen	Conclusies
Scarpetta (1996)	17 OECD, 1983-93	Werkloosheidsgraad	Belastingswig (verhouding som werkgeversbelastingen, inkomensbelastingen en consumptiebelastingen met totale arbeidskosten)	Geen significant effect van belastingen op totale werkloosheid, wel op langetermijnwerkloosheid
Nickell (1997)	20 OECD, 1983-88 en 1989-94	Log Werkloosheidsgraad (KT en LT)	Totale belastingsgraad (werkgeversbelastingen, inkomensbelastingen, consumptiebelastingen)	Significant positief ¹ effect van belastingen op werkloosheid
Blanchard en Wolfers (2000)	20 OECD, 1960-1999 (vijfjaarlijks) (panel)	Werkloosheidsgraad	Overeenkomstig met Nickell (1997)	Significant maar beperkt positief effect van belastingen op werkloosheid
Martinez en Mongay (2000)	17 OECD, 1970-1997 (panel)	Werkloosheidsgraad en werkgelegenheidsgraad	Verschillende belastingsgraden ('effective tax rate')	Geen direct effect van belastingen op werkloosheid en werkgelegenheid
Fiorito en Padrini (2001)	6 OECD, 1970-1994 (kwartaarl.) (schattingen per land)	Werkloosheidsgraad en werkgelegenheidsgraad	Verschillende belastingsgraden	Direct positief effect op werkloosheid en negatief effect op werkgelegenheid door arbeidsbelastingen
Palley (2001)	1983-88 en 1989-94	Werkloosheidsgraad	Overeenkomstig met Nickell (1997)	Geen robuust direct effect
Planas, Roeger en Rossi (2007)	12 EU, 1970-2004 (jaarlijks)	Structurele werkloosheid	Overeenkomstig met Martinez en Mongay (2000)	Sterk positief effect

¹ Met een 'positief' effect op werkloosheid wordt in deze Masterproef steeds een werkloosheidsverhogend effect bedoeld, positief in wiskundige zin dus.

3.1.2 Directe impact van arbeidsmarktkenmerken

Veel empirisch onderzoek heeft daarnaast getracht de directe impact van arbeidsmarktkenmerken, meer bepaald arbeidsmarktkenmerken in enge zin, instituties ('institutions'), in kaart te brengen. In dit luik gaat de aandacht dan ook naar 'klassieke' arbeidsmarktkenmerken aangezien een overzicht van de directe impact van een breder spectrum moeilijk te structureren zou zijn. De vraag is, zoals Glyn (2003) stelt, niet zozeer of arbeidsmarkt rigiditeiten een effect hebben op de performantie van de arbeidsmarkt, maar of deze impact significant en voorspelbaar is. De vraag stellen is ze beantwoorden en Glyn betwijfelt dit significante en voorspelbare effect dan ook, wat hij o.a. intuïtief laat aanvoelen door structurele werkloosheid en de ratio tussen lonen en uitkeringen, tegenover elkaar grafisch weer te geven. Voor 2000 blijken hoge uitkeringen samen te gaan met lage structurele werkloosheid.

In Tabel 3.2 wordt de evidentie voor een aantal empirische bijdragen, die geen aandacht schenken voor interactie-effecten tussen belastingen en arbeidsmarktkenmerken, opgelijst. Een overwegend significant positief effect van coördinatie op werkgelegenheid en een overwegend significant negatief effect van werkloosheidsuitkeringen is duidelijk. Wat betreft de impact van arbeidsbescherming, is het plaatje veel onduidelijker. De keuze van de gebruikte data speelt zonder enige twijfel een rol. Zo toont Scarpetta (1996) aan dat het volstaat om Zweden uit de dataset te laten om de hoogte en de significantie van de coëfficiënt voor actief arbeidsmarktbeleid de hoogte in te jagen. Elmeskov, Martin en Scarpetta (1998) halen daarnaast ook het belang van de maatstaven voor arbeidsbescherming aan. De verschillende uitkomst bij Scarpetta (1996) en Nickell (1997) hoeft dan ook niet te verbazen omdat de tweede zijn maatstaf baseert op OECD-cijfers (Jobs Study, 1994) terwijl de eerste die cijfers combineert met maatstaven van andere auteurs.

Freeman (2005) vat in een synthese het (empirisch onderzochte) directe effect van arbeidsmarktkenmerken (in enge zin: instituties) genuanceerd samen. Volgens hem speelt vooringenomenheid in deze een belangrijke rol. Hij ziet het debat over de impact van instituties als een rechtszaak waarbij advocaten van beide partijen (significante directe impact en geen significante directe impact) gedreven worden door een sterke affiniteit met hun eigen (a priori) visie. Zo stellen tegenstanders van de directe impact van arbeidsmarktkenmerken dat kleine veranderingen aan de maatstaven voor die kenmerken, de geobserveerde landen en de beschouwde tijdsperiode tot heel andere resultaten leiden dan degene die verdedigers bekomen. Blanchard en Wolfers verwijten die tegenstanders dan weer "economisch Darwinisme" en een gebrek aan bekommernis om werkloosheidsevoluties en aan verantwoordelijkheidsgevoel. Freeman besluit dat noch "it's the labour institutions, stupid" noch "that's impossible" opgaat:

"[...] Rather, the data mumble omething akin to
<<I don't know... don't ask me... maybe... your guess is as good as mine>>"

Tabel 3.2 – Overzicht empirische bijdragen tot directe impact van arbeidsmarktkenmerken

Studie	EmpIP	ReplR	BenD	ALMP	UnD	UnC	Co
Scarpetta (1996)	---	---		++	---		+++
Nickell (1997)	+	---	-	+++	--	---	+++
Palley (2001)	--	---	-	+	-	--	+++
Baker et al. (2004)	+	-	+	+	+	-	+

Baker, Glyn, Howell en Schmidt (2004) namen 20 OECD-landen op en 5-jaarlijkse gemiddelden van de gegevens. In de tabel staan hun resultaten gerapporteerd voor een schatting met gegevens tussen 1985 en 1994 in een panel met tijdseffecten. Voor de andere studies staan enkele methodologische gegevens opgelijst in Tabel 3.1. Telkens werden in deze tabel de resultaten van de regressie voor het basismodel van de resp. paper weergegeven.

Gebruikte afkortingen: EmpIP (arbeidsbescherming), ReplR (verhouding werkloosheidsuitkeringen en lonen), BenD (duurtijd van uitkeringen), ALMP (actief arbeidsmarktbeleid), UnD (vakbondsdensiteit), UnC (dekkingsgraad akkoorden), Co (coördinatie) (termen in overeenstemming met definities in Hoofdstuk 1 van deze Masterproef).

In de tabel geeft een '+' een niet-significante positieve (negatieve) coëfficiënt ten aanzien van werkgelegenheid (werkloosheid) weer en een '-' een niet-significante negatieve (positieve). Een '++' geeft een significante (10%-niveau) positieve (negatieve) coëfficiënt ten aanzien van werkgelegenheid (werkloosheid) weer en een '--' een significante negatieve (positieve). '+++ en '---' geven hetzelfde weer maar op 5%-significantieniveau.

De wisselende evidentie, zowel voor het directe effect van belastingen als voor het directe effect van arbeidsmarktkenmerken, ligt in de lijn van het (econometrische) discours van Daveri en Tabellini (2000) n.a.v. simpele correlatietesten over hun panel data. Zo vinden ze geen correlatie tussen werkloosheid en arbeidsbelastingen over de landen heen. Wel blijken in de individuele landen werkloosheid en arbeidsbelastingen in de tijd sterk gecorreleerd, een correlatie die opmerkelijk sterker is in continentaal Europa, dat gekenmerkt wordt door specifieke arbeidsmarktkenmerken. Arbeidsmarktkenmerken zoals werkloosheidsuitkeringen zijn dan weer slechts in beperkte mate gecorreleerd met werkloosheid, wanneer men de evolutie van beide zaken bekijkt voor een land over de tijd. Deze vaststelling geeft econometrische intuïtie voor het belang van interactie-effecten tussen belastingen en arbeidsmarktkenmerken en geldt zodoende als voorspel op het volgende luik...

3.1.3 Impact van belastingen, beïnvloed door arbeidsmarktkenmerken

Na de directe effecten van belastingen en arbeidsmarktkenmerken op de performantie van de arbeidsmarkt, worden in dit luik enkele recente artikels besproken die bijdragen leverden betreffende – eindelijk ! – de invloed van arbeidsmarktkenmerken op de impact van belastingen op werkgelegenheid

en werkloosheid. In Tabel 3.3 worden de verschillende gestileerde empirische modellen weergegeven voor de verschillende studies en in Tabel 3.4 staan enkele gegevens over de opgenomen verklarende variabelen.

Tabel 3.3 – Gestileerde econometrische modellen in recente econometrische bijdragen

Studie	Econometrisch model
Elmeskov et al. (1998)	$u_{it} = \mu_0 + \mu_i + \sum_k \beta_k x_{kit} + \gamma z_i + \phi g_{it} + v_{it} \quad (1)$
Daveri et al. (2000)	$u_{it} = \mu_0 + \beta_1 \tau_{it} + \beta_2 \sigma_{it} + \beta_3 x_{it} + v_{it} \quad (2)$
Belot et al. (2001)	$u_{it} = \mu_i + \mu_t + \sum_k \beta_k x_{kit} + \gamma \Delta^2 p_{it} + v_{it} \quad (3)$
Nickell et al. (2005)	$u_{it} = \mu_0 + \mu_i + \mu_t + \mu_{it} + \alpha u_{it-1} + \sum_k \beta_k x_{kit} + \sum_l \gamma_l s_{lit} + \delta i_{it} + v_{it} \quad (4)$

Voor het gemak van de lezer werden de symbolen voor de constanten, storingstermen en coëfficiënten in de verschillende modellen licht gewijzigd tegenover de originelen. Verder werd wel de originele specificatie overgenomen, hetgeen ervoor zorgt dat soms bepaalde variabelen (zoals belastingen) expliciet af te lezen vallen dan wel opgenomen zijn in een aggregaat aan variabelen. (1), (2), (3) en (4) gelden als verduidelijking wat dat betreft.

(1) i resp. t zijn de indices van de landen en de jaartallen, u_{it} de werkloosheidsgraad, μ_0 een (te schatten) constante en μ_i een (te schatten) constante voor landspecifieke effecten, x_{kit} een set van verklarende variabelen (waaronder belastingen en interactie-effecten), z_i de uitgaven voor AAB, g_{it} de outputkloof en v_{it} een gewone storingsterm. β_k , γ , en ϕ zijn te schatten coëfficiënten.

(2) De auteurs vermenigvuldigen bij hun schattingen voor verschillende landengroepen de belastingvariabele τ_{it} met een dummy en nemen in hun modellen σ_{it} , werkloosheidsuitkeringen, expliciet op, naast x_{it} , opnieuw een (variërend) aggregaat aan verklarende variabelen (waaronder naast arbeidsmarktkenmerken ook de groei van het BBP, een vertraagde werkloosheidsvariabele en trends in de tijd).

(3) μ_i : landspecifieke effecten, $\Delta^2 p_{it}$: veranderingen in de inflatie.

(4) We vertalen zelf in dit overzicht het basismodel van Nickell et al., abstractie makend van hun uitbreiding naar de interactie met diverse macro-economische schokken toe (waar ten andere geen significante verklarende kracht vanuit gaat). Opnieuw vallen onder x_{kit} zowel belastingen, arbeidsmarktkenmerken als interacties. s_{lit} stellen dan weer macro-economische schokken voor (arbeidsvraagschokken, productiviteitsschokken, reële importprijsschokken en geldaanbodschokken). i_{it} stelt de reële intrestvoet voor. μ_{it} geeft de landspecifieke trends weer, δ is een te schatten coëfficiënt.

Elmeskov, Martin en Scarpetta (1998) onderzoeken in een panel, met jaarlijkse data van 19 OECD-landen tussen 1983 en 1995, de impact van hervormingen die de voorbije decennia plaatsvonden in OECD-landen op structurele werkloosheid. In uitbreidingen op hun basismodel, dat structurele werkloosheid regresseert op belastingen, enkele arbeidsmarktkenmerken en de outputkloof, brengen ze interactie-effecten in aangezien – zoals ook eerder in deze Masterproef aan bod kwam –

hervormingen een verschillende impact hebben afhankelijk van de karakteristieken van de arbeidsmarkt waar ze op losgelaten worden. Zij doen dit door de hoogte van de werkloosheidsuitkeringen in hun model te vermenigvuldigen met dummies die het niveau van actief arbeidsmarktbeleid aangeven en met dummies die het niveau van arbeidsbescherming voorstellen. De verschillende interactie-effecten zijn significant en vooral de impact van werkloosheidsuitkeringen wordt sterk bepaald door de uitgaven voor AAB. Daarnaast wordt hun maatstaf voor arbeidsbescherming alsook de hoogte van de belastingswig (berekeningswijze: cf. supra) vermenigvuldigd met een dummy die het niveau waarop loonsonderhandelingen worden gevoerd, weergeeft. Verschillende significante effecten worden gevonden. *Zo blijkt de belastingswig enkel een hoogsignificant (1%-significantieniveau) positief effect te hebben op werkloosheid in combinatie met een dummy voor de landen met intermediaire onderhandelingen.* Voor landen met gecentraliseerde of gedecentraliseerde onderhandelingen wordt helemaal geen significant effect gevonden. Deze observatie strookt volledig met de in de inleiding van deze Masterproef beschreven waarneming dat de impact van belastingen heel veel sterker is in landen met onderhandelingen op intermediair niveau zoals Frankrijk en Spanje dan in landen met onderhandelingen op decentraal of centraal niveau zoals de VS resp. Denemarken. Ook arbeidsbescherming blijkt geen significant effect uit te oefenen in landen waar sterk gedecentraliseerd of sterk gecentraliseerd wordt onderhandeld, terwijl bij intermediair onderhandelen een positief effect gevonden wordt op werkloosheid.

Tabel 3.4 – Opgenomen verklarende variabelen in recente econometrische bijdragen

Studie	Interacties tussen arbeidsmarktkenmerken	Arbidsmarktkenmerken in interactie met belastingen
Elmeskov et al. (1998)	Werkloosheidsuitkeringen * AAB, Werkloosheidsuitkeringen * Arbeidsbescherming, Arbeidsbescherming * Onderhandelingsniveau	Onderhandelingsniveau
Daveri et al. (2000)	-	Vakbondsmodaliteiten (macht, niveau, coördinatie)
Belot et al. (2001)	Arbeidsbescherming * Onderhandelingsniveau, Vakbondsdensiteit * Onderhandelingsniveau	Ratio werkloosheidsuitkeringen en lonen
Nickell et al. (2005)	Hoogte * Duurtijd van werkloosheidsuitkeringen, Coördinatie * Vakbondsdensiteit	Coördinatie

Daveri en Tabellini (2000) werken met data van 14 OECD-landen tussen 1965 en 1995 (vijfjaarlijkse gemiddelden). De belastingsgraad die ze beschouwen wordt berekend door inkomensbelastingen, sociale bijdragen en werkgeversbelastingen te delen door de totale arbeidskost. Consumptiebelastingen worden niet in rekening gebracht in het basismodel maar opgenomen in de sensitiviteitsanalyse. Bijzonder aan het onderzoek van Daveri en Tabellini is hun keuze om de beschouwde landen in te delen in 3 groepen naargelang de vakbondsdensiteit, het niveau en de dekkinggraad van de onderhandelingen en de coördinatie tussen de vakbonden. De EUCON-groep verenigt landen in

continentaal Europa en Australië waar vakbonden een belangrijke rol spelen en eerder decentraal opereren. De ANGLO-groep bestaat uit de Angelsaksische landen en Japan, waar de arbeidsmarkt typisch competitief is. De NORDIC-groep ten slotte verzamelt de Scandinavische landen waar de vakbonden veeleer centraal opereren en de coördinatie tussen vakbonden (en werkgevers) sterk is. In hun schattingen vermenigvuldigen de auteurs de belastingen dan met een groepsspecifieke dummy zodat de geschatte belastingscoëfficiënt kan verschillen voor de verschillende groepen. Over diverse regressies heen (met verschillende fixed effects) hebben belastingen een sterk (significant) positief effect op werkloosheid in de EUCON-groep (ongeveer de helft van de geobserveerde verhoging van de werkloosheid kan verklaard worden door de toenemende arbeidsbelasting). Een kleiner positief effect, dat lang niet in elke schatting significant is, wordt gevonden voor de ANGLO-groep. In de NORDIC-groep, ten slotte, wordt geen significante impact door belastingen gevonden. Daveri en Tabellini wijzen in hun werk terecht op het gevaar van spurious regression aangezien zowel werkloosheid als arbeidsbelastingen sterk toenamen in de landen van de EUCON-groep over de beschouwde periode. Hun oplossing, i.e. het opnemen van eerste afgeleiden van alle variabelen, is echter ontoereikend om tegemoet te komen aan dat probleem. Wanneer er sprake zou zijn van een coïntegratierelatie wordt daardoor de langetermijninformatie verwijderd en een specificatiefout geïntroduceerd.

Op het eerste zicht lijken de resultaten van Elmeskov et al. en Daveri en Tabellini elkaar enigszins tegen te spreken. Daar waar Elmeskov et al. de sterkste impact van belastingen vinden bij intermediaire onderhandelingen, bekomen Daveri en Tabellini (enkel) een sterk significant effect in landen die typisch gekenmerkt worden door gedecentraliseerde onderhandelingen. Dit verschil valt grotendeels te verklaren door wat beide onderzoeken beschouwen als decentraal, intermediair en centraal. Daveri en Tabellini beschouwen in dit onderscheid de Angelsaksische landen, die bij Elmeskov et al. onder de noemer 'decentraal' worden geplaatst, niet in hun opdeling qua niveau aangezien de vakbonden daar een pak minder macht hebben. In hun opdeling wegen Daveri en Tabellini dus enkel de continentale Europese landen (die Elmeskov et al. als intermediair beschouwen) en de Scandinavische landen af waarbij de eerste relatief decentraal en de laatste relatief centraal onderhandelen. Voorbij die arbitraire opdeling blijven de conclusies echter dezelfde, namelijk dat de sterkere invloed van de belastingen op werkloosheid in continentaal Europa econometrisch kan verklaard worden door het feit dat continentaal Europa gekenmerkt wordt door sterkere vakbonden dan in de Angelsaksische landen, die bovendien decentraler georiënteerd zijn dan hun Scandinavische kameraden.

Belot en van Ours (2001) leggen in hun onderzoek met vijfjaarlijkse data (1960-1994) voor 18 OECD-landen de klemtoon op het effect van (interacties tussen) arbeidsmarktkenmerken op werkloosheid. Interacties die onderzocht worden zijn enerzijds interacties tussen financiële incentives (belastingen en werkloosheidsuitkeringen, meer bepaald de verhouding tussen de lonen en de uitkeringen) en anderzijds interacties m.b.t. de vakbondsonderhandelingen (vakbondsdensiteit en arbeidsbescherming met het niveau waarop de onderhandelingen gevoerd worden). De belastingen die ze beschouwen zijn dezelfde als Daveri en Tabellini. Belot en van Ours vergelijken hun schattingsresultaten zonder en met opname van interactie-effecten. Zonder interactie-effecten heeft de belastingsgraad een direct positief effect op de werkloosheid indien geen fixed effects (voor periodes en landen) worden opgenomen (ook de

arbeidsmarktkenmerken verliezen hun significantie na opname van de fixed effects). Na het toevoegen van de interactie-effecten, waaronder de interactie tussen belastingen en werkloosheidsuitkeringen, verliest de geschatte coëfficiënt voor de belastingsgraad het significante effect (en krijgt een omgekeerd teken), terwijl de interactieterm sterk (positief) significant blijkt, zowel voor schattingen zonder als met fixed effects. Het positieve effect van werkloosheidsuitkeringen, de verhouding tussen de uitkeringen en de lonen in concreto, op werkloosheid is hoger voor hogere belastingen. Omgekeerd is het *positieve effect van belastingen op werkloosheid hoger voor hogere uitkeringen*. Zowel hoge belastingen (wanneer ze niet in dezelfde mate effect hebben op het reservatieloon als op de lonen) als hoge uitkeringen verkleinen de kloof tussen wat een werkende verdient en wat een werkloze ontvangt. Een belastingsverhoging zal dus een sterker (positief) effect hebben wanneer die kloof, door hoge uitkeringen, al beperkt is.² In dubbele tegenstelling tot de resultaten bij Elmeskov et al. vinden Belot en van Ours daarnaast dat arbeidsbescherming een significant (i) negatief effect (op werkloosheid) heeft en dit enkel voor (ii) gedecentraliseerde onderhandelingen (en dus niet voor intermediaire onderhandelingen).

Het empirische onderzoek van *Nickell, Nunziata en Ochel (2005)*, op basis van jaarlijkse observaties voor 20 OECD-landen tussen 1960 en 1995, valt uiteen in een basismodel (met arbeidsmarktkenmerken, interacties tussen arbeidsmarktkenmerken, belastingen en een interactie-effect tussen belastingen en arbeidsmarktkenmerk coördinatie) en een uitbreiding waarbij de extra verklarende kracht van interacties tussen arbeidsmarktkenmerken en macro-economische schokken wordt onderzocht. Aangezien die laatste interacties buiten het blikveld van deze Masterproef vallen en in het Nickell et al. (2005)-onderzoek niet lijken bij te dragen tot de verklaring van werkloosheid, laten we het uitgebreide model buiten beschouwing. Econometrisch interessant is alvast de opname van een vertraagde werkloosheidsvariabele (dynamisch model) alsook dummies voor landspecifieke trends die eventuele vergeten variabelen met een trend in elk land moeten opvangen. Naast de verwachte tekens voor de directe effecten op werkloosheid van de arbeidsmarktkenmerken en hun interacties (significant positief: uitkeringshoogte, uitkeringsduur en hun interactie alsook de evolutie van de vakbondsdensiteit; significant negatief: coördinatie en coördinatie in interactie met vakbondsdensiteit), wordt voor de belastingsvariabele een positief significante (10%-significantieniveau) coëfficiënt gevonden. Interessant is echter vooral de robuuste negatief hoogsignificante coëfficiënt voor de interactieterm tussen belastingen en coördinatie: *een hoge graad van coördinatie verzacht het positieve effect van belastingen op werkloosheid*. Hoewel dit resultaat theoretisch (cf. supra) zeer aanvaardbaar is, sluit het minder aan bij de in de inleiding weergegeven illustraties, gezien het relatief hoge niveau van coördinatie in Spanje en Frankrijk. De macro-economische schokken, ten slotte, blijken zeker hun plaats te hebben in het model: schokken in de arbeidsvraag en productiviteit blijken een hoogsignificant negatief (direct) effect te hebben op werkloosheid, reële importprijzen een hoogsignificant positief effect.

² De werkloosheidsuitkeringen behouden in de regressie met interactie-effecten hun significantie als direct effect, maar krijgen – enigszins verrassend – een negatieve coëfficiënt, zodat voor het volledige effect van uitkeringen op werkloosheid (wiskundig: de afgeleide van de werkloosheid naar de uitkeringen, hetgeen tot de uitdrukking $-0.21 + 0.51t$ leidt, met 't' de belastingsgraad) een negatieve uitkomst wordt gevonden in landen met lage belastingen (meer bepaald voor landen met een belastingsgraad lager dan 41%)

Als voorbereiding op het eigen econometrische onderzoek, is het interessant een aantal eigen bedenkingen bij de recente econometrische bijdragen in het domein te formuleren. De waarde van de opportuniteiten (uitbreidingen en aanpassingen van modellen) gelieerd aan die bedenkingen, zal dan blijken in het volgende luik van deze Masterproef.

De grondgedachte bij het doornemen van recente econometrische werken is dat, ondanks het feit dat er veel theoretische evidentie is voor de impact van interacties tussen belastingen en arbeidsmarktkenmerken op werkgelegenheid en werkloosheid, deze interacties slechts bij mondjesmaat hun weg vinden naar de verschillende econometrische modellen. Dit is des te verontrustender gezien verschillende auteurs zelf het belang van interacties onderlijnen, de observatie dat arbeidsmarktkenmerken en belastingen an sich moeilijk evoluties over de tijd resp. over landen kunnen verklaren indachtig. *Elk van de vier besproken recente werken neemt welgeteld één interactie-effect in rekening*: Elmeskov et al. (1997) en Daveri en Tabellini (2000) bekijken de invloed van de vakbondsmodaliteiten, Belot en van Ours (2001) de invloed van het niveau van de werkloosheidsuitkeringen en Nickell et al. (2005) de invloed van coördinatie op de impact van belastingen op werkloosheid. Naast het feit dat, ondanks het scala aan potentieel beïnvloedende arbeidsmarktkenmerken, allen slechts één effect opnemen, kan men zich ook vragen stellen bij de *robuustheid* van de individueel opgenomen interactie-effecten. Elk van de effecten blijkt in de resp. modellen significant en hebben dus schijnbaar hun plaats in de verklaring van werkloosheid. In geen van de studies worden de interactie-effecten echter samen opgenomen. Ten slotte worden deze interactie-effecten, uitgezonderd bij Nickell et al., telkens gemodelleerd via dummies, hetgeen – zoals Huizinga stelt in het discussieluik bij Daveri en Tabellini – een *ex ante categorisatie* impliceert, terwijl men ook gewoon verschillende variabelen met elkaar had kunnen laten interageren. Op die manier was het ook mogelijk geweest de precieze bijdrage van de verschillende modaliteiten in te schatten en zodoende bijvoorbeeld meer econometrisch licht te laten schijnen over de these dat gecentraliseerde vakbonden meer aandacht hebben voor de mogelijke effecten van hun onderhandelingen op de werkgelegenheid op macroniveau. Bovendien lijken de indelingen die door het opnemen van dummies gemaakt worden nogal ruw. Zo is de vakbondsdensiteit en dekkingsgraad in Finland bijzonder veel hoger dan in Noorwegen (cf. supra).

Naast het beperkte aantal interacties tussen belastingen en arbeidsmarktkenmerken, worden in de vermelde studies ook relatief *weinig interacties tussen arbeidsmarktkenmerken an sich*, laat staan tussen deze interacties en belastingen, opgenomen, dit in grote tegenspraak met het discours van o.a. Coe en Snower (1997, cf. supra) en Belot en van Ours (2001) zelf. Tabel 3.3 geeft een overzicht. Nickell et al. (2005) nemen bijvoorbeeld geen interactie-effecten tussen het niveau van de vakbondsonderhandelingen en andere arbeidsmarktkenmerken op. Een interactie-effect tussen de

macht van de vakbonden en de hoogte van de uitkeringen wordt zelfs in geen enkele van de artikels onderzocht.

Een belangrijke variabele die niet als dusdanig is opgenomen in de verschillende modellen en desondanks veelbelovend is in deze context, is de *mate van (niet-)productie overheidsbestedingen*. Dhont en Heylen (2008) verklaren het verschil in statistieken tussen de Europese en Amerikaanse arbeidsmarkt door een combinatie van de hoogte van de inkomensbelastingen en de samenstelling van de overheidsuitgaven. Zo zien ze in de manier waarop de Scandinavische landen hun belastingsinkomsten aanwenden om productieve uitgaven te doen, die de ontwikkeling van een hoger effectief menselijk kapitaal bevorderen (met positieve gevolgen op het inkomen voor belastingsaftrek, op de productiviteit van fysisch kapitaal en ipso facto op de investeringen in extra fysisch kapitaal), een verklaring voor de verschillen inzake werkgelegenheid tussen Scandinavië enerzijds en West- en Zuid-Europa anderzijds. Het opnemen van een interactie-effect tussen de mate van (niet-)productieve overheidsbestedingen en belastingen past in het kader van deze Masterproef, gezien de brede definitie van het begrip arbeidsmarktkenmerken. Ook het door Pissarides (1998) aangehaalde belang van de *mate van progressiviteit van het belastingsstelsel* wordt niet door de auteurs aanhoord. Een ander arbeidsmarktkenmerk, ten slotte, dat we eerder bespraken maar niet in de vier vernoemde studies is opgenomen, laat staan in interactie met belastingen, is de *mate van loonongelijkheid*.

Belangrijk lijkt ook het discours van Berger en Everaert (2007) en Planas, Roeger en Rossi (2007) betreffende de *unobservable component* bij de verklaring van werkgelegenheid en werkloosheid. Beide papers vertrekken vanuit de observatie dat het ontbreken van een consensus wat die verklaring betreft om het belang van ontbrekende variabelen te onderlijnen. Ze refereren in deze context aan de hoogte van het *reservatieloon* (cf. supra) en de 'mark-up' van de lonen bovenop dat reservatieloon (afhankelijk van de onderhandelingsmacht van de vakbonden, de onderhandelingsmodaliteiten en de arbeidsbescherming). Berger en Everaert halen aan dat het eventuele interageren van die variabelen met belastingen ervoor kan zorgen dat de variabelen die wel opgenomen worden in een specificatie verklarende kracht wordt toegedicht die ze eigenlijk niet verdienen. Bovendien, zo stellen ze, daarbij verwijzend naar hun eerdere kritiek op Nickell et al. (2005), vormen de resultaten die bekomen worden wanneer deze variabelen niet-stationair zijn, een spurious regression. Vertrekkend vanuit dezelfde opdeling van OECD-landen als Daveri en Tabellini (2000) vinden ze (in vergelijking met Daveri en Tabellini) een gematigdere positieve impact van belastingen voor landen met sterke gedecentraliseerde vakbonden als resultaat van hun onderzoek, dat de hoogte van de belastingen als observeerbaar modelleert en andere variabelen die (i) arbeidsaanbod en arbeidsvraag bepalen, alsook (ii) kortetermijnfluctuaties rond de evenwichtswerkloosheid, als niet-observeerbare AR(2)-processen.

Een laatste opvallende vaststelling is dat de meeste recente bijdragen een duidelijke keuze maken voor werkloosheid als te verklaren variabele en *werkgelegenheid veeleer buiten beschouwing laten*, terwijl er (cf. supra) goede redenen zijn om veeleer – of minstens ook – de effecten van de aangehaalde verklarende variabelen op de werkgelegenheid te betrekken.

3.3.1 Econometrische modellen en data

In dit luik ruilen we zelf de wal voor het econometrische water. De bedoeling is om vanuit (een deel van) de eerder beschreven reflecties het econometrische werk van Nickell et al. (2005) uit te breiden en – op die manier – op haar robuustheid te beoordelen. De keuze voor Nickell et al. als basismodel is ingegeven door een aantal zaken, vaak gerelateerd aan de reflecties die weergegeven zijn in het vorige hoofdstuk. Nickell et al. is de meest recente van de uitvoerig besproken werken, maakt gebruik van jaarlijkse data voor het hoogste aantal OECD-landen en over de langste periode (1965-1995, een periode waarin de werkloosheid sterk evolueerde in vele landen). Bovendien nemen Nickell et al. verschillende macro-economische variabelen op (o.a. schokken in de arbeidsvraag, totale factorproductiviteit en reële importprijs) die mee afwijkingen op korte termijn van het evenwichtsniveau qua werkloosheid verklaren en die, afgemeten aan hun hoge graad van significantie, zeker hun plaats hebben in het model. Daarenboven is het zo dat Nickell et al. als enige echt een interactie-effect tussen variabelen onderzoeken. Zowel Elmeskov et al., Daveri et al. als Belot et al. houden het bij interacties met dummies en doen zodoende aan ex ante categorisatie, zodat ook ideologisch Nickell et al. de logische start vormt voor het eigen empirisch onderzoek. Ook de opname van tijdspecifieke, landspecifieke dummies, landspecifieke trends (als enige) en een vertraagde afhankelijke variabele lijkt verstandig. Op die manier worden de geschatte coëfficiënten niet vertekend door vergeten variabelen met een trend (in elk land) of door gemeenschappelijke schokken. De keuze voor ‘fixed effects’ is sowieso logisch bij panel-observaties voor landen. Daarnaast lijkt - en *blijkt*, afgemeten aan de eigen testresultaten (cf. infra) - ook de keuze voor feasible generalised least squares (FGLS), met toelating voor heteroskedasticiteit van de storingsterm alsook landspecifieke seriële correlatie, terecht. Enerzijds kan immers verwacht worden dat de variantie van de storingsterm verschillend is voor verschillende landen, anderzijds is het daarnaast niet ondenkbaar dat niet-opgenomen variabelen (die de landen op verschillende manieren beïnvloeden) aanleiding geven tot landspecifieke autoregressie in die storingsterm.

De dataset waarop gewerkt wordt, bestaat zodoende – net als bij Nickell et al. – uit jaarlijkse observaties van 20 OECD-landen (zie opgenomen tabellen) voor de periode 1960-1995. De data van de door Nickell et al. opgenomen variabelen wordt overgenomen. De precieze invulling (betekenis) van deze variabelen kwam al eerder in deze Masterproef aan bod en voor de precieze berekeningswijze wordt verwezen naar Nickell (1997) en Nickell et al. (2005).

Het econometrische panel data - model van de in dit luik geschatte modellen laat zich als volgt samenvatten:

$$u_{it} = \mu_0 + \mu_i + \mu_t + \mu_{it} + \alpha u_{it-1} + \sum_k \beta_k x_{kit} + \gamma_0 \tau_{it} + \sum_l \gamma_l \tau_{it} z_{lit} + \sum_m \delta_m s_{mit} + v_{it} \quad (3.1)$$

met μ_0 : constante term; μ_i , μ_t , en μ_{it} : constanten specifiek voor de verschillende landen, jaartallen en landspecifieke trends; u_{it-1} : vertraagde werkloosheid; x_{kit} : set arbeidsmarktkenmerken en interacties tussen arbeidsmarktkenmerken; τ_{it} : hoogte van de belastingen; $\tau_{it} z_{lit}$: interacties tussen belastingen en set arbeidsmarktkenmerken (en interacties tussen die arbeidsmarktkenmerken); s_{mit} : andere verklarende variabelen; v_{it} : klassieke storingsterm; α , β_k , γ_0 , γ_l , δ_m : te schatten coëfficiënten.

en:

$$l_{it} = \mu_0' + \mu_i' + \mu_t' + \mu_{it}' + \alpha' l_{it-1} + \sum_k \beta_k' x_{kit} + \gamma_0' \tau_{it} + \sum_l \gamma_l' z_{lit} + \sum_m \delta_m' s_{mit} + v_{it}' \quad (3.2)$$

met l_{it} : de hoogte van de werkgelegenheid.

Het feit dat we zowel schattingen uitvoeren voor werkloosheid als werkgelegenheid, vormt een eerste bewuste uitbreiding t.o.v. het econometrische werk van Nickell et al. (2005), in de lijn van de eigen reflecties bij eerdere econometrische bijdragen.

De *basisuitbreiding* op Nickell et al., gerelateerd aan de kern van deze Masterproef en aan de eerst geformuleerde reflectie bij de besproken recente econometrische werken, bestaat erin voor de vier arbeidsmarktkenmerken (arbeidsbescherming, verhouding werkloosheidsuitkering en lonen, duurtijd werkloosheidsuitkeringen en verandering in vakbondsdensiteit) een interactieterm met belastingen in te voeren. De argumentatie voor de opname van deze interactievariabelen gebeurde in de vorige hoofdstukken.

Extra uitbreiding 1 voegt twee arbeidsmarktkenmerken en hun interactie met belastingen toe, in lijn met de reflecties in het vorige luik. Vooreerst is in het model van Nickell et al. (2005) geen data opgenomen voor het niveau waarop de vakbondsonderhandelingen gevoerd worden. Aangezien zowel Elmeskov et al. (1998) als Daveri en Tabellini (2000) een significante invloed van die variabele vinden op de impact van belastingen op werkloosheid, wordt - in de lijn van Calmfors (1993) - een proxy opgenomen voor de mate van intermediaariteit van dat niveau, gewogen met de dekkingsgraad van de door de vakbonden afgesloten lonen (als maatstaf voor hun macht). Voor de data verwijzen we naar Hoofdstuk 2.2 en de tabellen A-4 en A-5 (Appendix). Daarnaast wordt OECD-data opgenomen voor de mate van loonongelijkheid (belastingen worden in interactie gebracht met de mate van loongelijkheid).

Extra uitbreiding 2 voegt drie interacties tussen arbeidsmarktkenmerken toe: (i) tussen de verandering van de vakbondsdensiteit en de hoogte van de werkloosheidsuitkeringen in vergelijking met de lonen (Coe en Snower, 1997), (ii) tussen de mate van decentraliteit van de onderhandelingen, de dekkingsgraad en de arbeidsbescherming (significante effecten gevonden door Elmeskov (1998) en Belot en van Ours (2001)) en (iii) tussen de mate van intermediaariteit en de hoogte van de uitkeringen (als een andere vorm van arbeidsmarkttrigiditeit). Ook de interactie-effecten tussen deze interacties en de hoogte van de belastingsgraad worden toegevoegd.

Tabel 3.5 - Opgenomen verklarende variabelen in geschatte modellen

Model	X _{it}	Z _{it}	S _{it}
Nickell et al. (2005)	Arbeidsbescherming Hoogte Werkloosheidsuitkeringen/lonen Duurtijd werkloosheidsuitkeringen Werkloosheidsuitkeringen/lonen * Duurtijd Verandering vakbondsdensiteit Coördinatie Coördinatie * Vakbondsdensiteit	Coördinatie	Vertraagde werkloosheid (werkgelegenheid) Arbeidsvraagstok Totale factorproductiviteitsschok Reële importprijschok Geldaanbodschok Reële interestvoet
Basis-uitbreiding		Arbeidsbescherming Verhouding werkloosheidsuitkeringen en lonen Duurtijd werkloosheidsuitkeringen Verandering vakbondsdensiteit	
Extra uitbreiding 1	Intermediariteit * Dekkingsgraad Loonongelijkheid	Intermediariteit * Dekkingsgraad Loonongelijkheid	
Extra uitbreiding 2	Verandering vakbondsdensiteit * Uitkeringen/lonen Decentralisatiegraad * Dekkingsgraad * Arbeidsbescherming Intermediariteit * Uitkeringen/lonen	Verandering vakbondsdensiteit * Uitkeringen/lonen Decentralisatiegraad * Dekkingsgraad * Arbeidsbescherming Intermediariteit * Uitkeringen/lonen	
Extra uitbreiding 3		Omvang zwarte economie	
Extra uitbreiding 4		Mate van niet-productieve bestedingen	

De variabelen aangegeven bij de verschillende uitbreidingen gelden als extra variabelen bovenop de reeds gespecificeerde bij het model van Nickell et al. (2005)

Extra uitbreiding 3 heeft als doel het effect van de wig die belastingen slaan tussen werkenden en werkzoekenden meer te capteren, door het inbrengen van extra data m.b.t. het reservatieloon, nl. het belang van de zwarte economie, in interactie met de hoogte van de belastingen.

Extra uitbreiding 4 voegt ten slotte data toe voor de interactie tussen de hoogte van de belastingen en de mate van niet-productieve overheidsuitgaven. De coëfficiënt voor niet-productieve uitgaven is de verhouding tussen de som van de sociale uitkeringen en overheidsconsumptie, verminderd met lopende uitgaven voor onderwijs, en de totale overheidsuitgaven (zie Tabel A.8 in de Appendix).

3.3.2 Resultaten

Door het combineren van de verschillende extra uitbreidingen op Nickell et al. (2005) worden 34 econometrische modellen bekomen (het model van Nickell et al., de basisuitbreiding, 4 extra uitbreidingen bovenop de basisuitbreiding, 6 combinaties van twee extra uitbreidingen, 4 combinaties van drie extra uitbreidingen en een model met alle mogelijke uitbreidingen samen, telkens voor werkloosheid en werkgelegenheid).

Een uitspraak over de verklarende kracht van de verschillende opgenomen variabelen, zullen we doen over de verschillende regressies heen, in een extra-light-versie van de methodologie gevolgd in Sala-i-Martin (1997)³. Enkel de variabelen die in 2/3 van de geschatte modellen waarin ze voorkomen significant (met hetzelfde teken) zijn, worden beschouwd als voldoende robuuste verklarende variabelen en worden opgenomen in een gedistilleerd model.

De modellen werden geschat in Stata i.o.m. de schattingsmodaliteiten van Nickell et al. (2005, zie 3.3.1). Dit betekent dat de data onderworpen werd aan feasible generalised least squares (FGLS, Stata-commando 'xtgls'), waarbij heteroskedasticiteit en landspecifieke correlatie (AR(1)) werd toegelaten, via de commando's 'panels(heteroskedastic)', 'corr(psar1)' en 'rhotype (theil)'. Tabel 3.6 geeft de resultaten voor de verschillende modellen weer. Opnieuw wordt met '+', '+ +' en '+ + +' een resp. niet-significant, significant op 10%-niveau en significant op 5%-niveau positief effect weergegeven en met '-', '- -' en '- - -' een resp. niet-significant, significant op 10%-niveau en significant op 5%-niveau negatief effect.

Een interessante vaststelling is het feit dat werkloosheid en werkgelegenheid als te verklaren variabelen over de verschillende regressies aanleiding geven tot dezelfde besluiten. Op de vertraagde variabele na (waarvoor in elke schatting, zowel voor werkgelegenheid als werkloosheid, een hoogsignificants positief effect wordt gevonden), vormen de in Tabel 3.6 weergegeven *resultaten voor werkloosheid en werkgelegenheid veelal elkaars spiegelbeeld*. Wanneer we de oorspronkelijke Nickell

³ In "I Just Ran Two Million Regressions" schat Sala-i-Martin 2 miljoen modellen ter verklaring van economische groei, opgebouwd door combinaties van 62 verklarende variabelen. Op basis daarvan stelt hij een distributie op voor de coëfficiënten van de verschillende variabelen over de schattingen heen. Coëfficiënten waarvan de (gewogen) cumulatieve distributiefunctie in 0 groter is dan 0.95 (voor negatieve effecten) of kleiner dan 0.05 (voor positieve effecten) worden weerhouden.

et al. - regressie herhalen met werkgelegenheid als afhankelijke variabele veranderen weliswaar enkele variabelen van significantiegraad, maar enkel de (telkens niet-significante) variabele duurtijd van de werkloosheidsuitkeringen krijgt daarnaast ook onverwacht hetzelfde (positieve) teken als verklarende variabele voor werkgelegenheid. In elk geval kunnen we stellen dat het model van Nickell et al. verder deze eerste extra robuustheidstest fraai doorstaat.

In de evaluatie van de verschillende opgenomen variabelen is een eerste overweldigend resultaat dat van de interactieterm tussen belastingen en niet-productieve overheidsuitgaven: *in elk model waar de interactie tussen belastingen en de maat van niet-productieve overheidsuitgaven wordt opgenomen, wordt een hoogsignificante positief effect gevonden op de werkloosheid en een hoogsignificante negatief effect gevonden op de werkgelegenheid.* Dit is bijzonder interessant aangezien het aangeeft dat de impact van belastingen op werkloosheid en werkgelegenheid zeer veel sterker is in landen waar men minder productief omspringt met de inkomsten die de belastingen genereren. Het feit dat Zwitserland de beste werkgelegenheidsstatistieken kan voorleggen in combinatie met de laagste belastinggraad en de meest productieve uitgaven, past in dit verhaal. Bovendien – en dat is toch bijzonder opvallend – blijkt *in elk (!) van de modellen waar een interactie-effect met niet-productieve overheidsuitgaven werd opgenomen de variabele voor het directe belastingeffect haar significante te verliezen, daar waar deze term in alle (!) andere modellen wel (vaak hoog)significante is.* Deze resultaten geven erg krachtig aan dat deze interactieterm haar plaats heeft in dit econometrische model en dat het niet opnemen van deze interactie een lacune is in de eerder besproken econometrische werken (in Elmeskov et al. werd weliswaar een dummy gerelateerd aan AAB opgenomen, maar niet in interactie met arbeidsbelastingen).

Minder sterke 'outen' zich de interactietermen (met belastingen) die geconstrueerd werden aan de hand van de door Nickell et al. opgenomen arbeidsmarktkenmerken. Geen van de 4 zijn in meer dan 2/3 van de modellen waarin ze werden opgenomen significant. De interactie tussen de belastingen en variaties in de vakbondsdensiteit vertoont zelfs een wisselend teken over de regressies. Opvallend bij de andere 3 effecten is hun overwegend tegengesteld teken in vergelijking met de gerelateerde directe effecten. *Hoge belastingen lijken een eerder matigend effect te hebben op de invloed van (deze) arbeidsmarktkenmerken op werkloosheid en werkgelegenheid.* Zo heeft de duurtijd van werkloosheidsuitkeringen een minder positief effect op werkloosheid in aanwezigheid van hoge belastingen⁴. Dit resultaat is enigszins verrassend maar wel in lijn met Belot en van Ours (2001) die ook een matigende impact van interactie-effecten op de directe effecten vonden in deze context. *De significant hogere impact van belastingen in aanwezigheid van hogere uitkeringen die Belot en van Ours vonden, wordt in deze regressies echter absoluut niet bevestigd.* Het interactie-effect tussen belastingen en uitkeringen is slechts 10 van de 32 keer dat het werd opgenomen significant en dat dan nog in tegengestelde zin als bij Belot en van Ours. Van de 4 interactie-effecten is het effect tussen arbeidsbescherming en belastingen het vaakst significant (in 19 van de 32 gevallen), telkens met hetzelfde teken (positief op werkgelegenheid, negatief op werkloosheid).

⁴ In het meest uitgebreide model (in Tabel 3.6 voorgesteld door '+ 1+2+3+4') heeft het directe effect van de duurtijd een coëfficiënt van 4.25 terwijl het interactie-effect een coëfficiënt -7.19 heeft, hetgeen impliceert dat voor een belastinggraad van hoger dan 59% een negatieve totale invloed van de duurtijd van werkloosheidsuitkeringen op werkloosheid zou gevonden worden.

Tabel 3.6 – Resultaten schattingen modellen (deel 1)

model	U/W	L	tt	rirl	bd	br	co	ep	tfpshock	msshock	impshock	Dud	bdbr	udco	ldshock
NNO	U	+++	++	++	+++	+++	---	+	---	+	+++	+++	+++	---	---
NNO	W	+++	--	---	+	---	+++	-	+++	-	-	---	---	+++	+++
basis	U	+++	+++	+	+	+	+	+	---	+++	+++	-	+++	---	---
basis	W	+++	---	---	-	-	+	---	+++	---	-	-	---	++	+++
+1	U	+++	+++	+	+	+	-	-	---	+++	+++	---	+++	---	---
+1	W	+++	---	---	-	---	+	+	+++	-	-	+	---	++	+++
+2	U	+++	++	+	+++	+++	-	+++	---	+++	+++	-	+++	---	---
+2	W	+++	---	---	---	+	++	---	+++	---	-	---	---	+++	+++
+3	U	+++	+++	+	+	+++	+	+	---	+++	+++	-	+++	---	---
+3	W	+++	---	---	-	-	+	-	+++	-	-	+	---	+	+++
+4	U	+++	-	+	+++	+++	---	+	---	+	+++	+	---	---	---
+4	W	+++	+	-	---	---	+++	---	+++	---	-	-	---	-	+++
+1+2	U	+++	+++	+	+	+++	-	+++	---	+++	+++	-	+++	---	---
+1+2	W	+++	---	---	---	-	+++	---	+++	---	-	---	---	+++	+++
+1+3	U	+++	+++	+	+	+++	+	-	---	+++	+++	---	+++	---	---
+1+3	W	+++	---	---	---	---	+	+	+++	-	-	+	---	+	+++
+1+4	U	+++	+	+	+++	+++	---	+	---	+	+	-	+++	---	---
+1+4	W	+++	-	-	-	---	+++	---	+++	-	-	---	---	-	+++
+2+3	U	+++	+++	+	+++	+++	-	+++	---	+++	+++	-	+++	---	---
+2+3	W	+++	---	---	---	+	+	---	+++	---	-	---	---	+	+++
+2+4	U	+++	-	+	+++	+	---	+++	---	+	+	+++	+++	---	---
+2+4	W	+++	+	-	---	-	+++	---	+++	---	-	-	-	-	+++
+3+4	U	+++	+	+	++	++	-	-	---	+	+++	+	+++	---	---
+3+4	W	+++	-	-	---	---	+++	---	+++	---	-	-	---	-	+++
+1+2+3	U	+++	+++	+	+	+++	-	+++	---	+++	+++	-	+++	---	+++
+1+2+3	W	+++	---	---	---	-	++	---	+++	---	-	---	---	+	+++
+1+2+4	U	+++	+	+	+++	++	---	+	---	+	+	+++	+++	---	---
+1+2+4	W	+++	+	-	---	-	+++	---	+++	---	-	-	-	-	+++
+1+3+4	U	+++	+	+	+++	+++	---	+	---	+	+	-	+++	---	---
+1+3+4	W	+++	-	-	-	---	+++	---	+++	-	-	---	---	-	+++
+2+3+4	U	+++	+	++	+++	+	---	+++	---	+	+	+	+++	---	---
+2+3+4	W	+++	+	-	---	-	+++	---	+++	---	-	-	---	-	+++
+1+2+3+4	U	+++	+	+	+++	++	---	+	---	+	+	++	+++	-	---
+1+2+3+4	W	+++	+	-	---	-	+++	---	+++	---	-	-	---	-	+++

Gebruikte afkortingen: U: werkloosheid; W: werkgelegenheid; L: vertraagde variabele; tt: arbeidsbelastingen; rirl: reële interestvoet; bd: duurtijd werkloosheidsuitkeringen; br: hoogste uitkeringen; co: coördinatie; ep: arbeidsbescherming; tfp: totale factorproductiviteit; ms: geldaanbod; imp: importprizen; (D)dud: (verandering) vakbondsdensiteit; id: arbeidsvraag

Tabel 3.6 – Resultaten schattingen modellen (deel 2)

model	coot	bdtt	brtt	Dudtt	epitt	Intcov	Intcovtt	waged	wagedtt	Dudbr	Dudbrtt	decovip	decoviptt	Intbr	Intbrtt	blacktt	constt
NNO	---																
NNO	+++																
basis	--																
basis	+																
+1	-																
+1	-																
+2	-																
+2	-																
+3	---																
+3	++																
+4	++																
+4	---																
+1+2	+																
+1+2	-																
+1+3	-																
+1+3	+																
+1+4	+++																
+1+4	---																
+2+3	-																
+2+3	+																
+2+4	+++																
+2+4	---																
+3+4	+																
+3+4	---																
+1+2+3	-																
+1+2+3	-																
+1+2+4	+++																
+1+2+4	---																
+1+3+4	+																
+1+3+4	---																
+2+3+4	+																
+2+3+4	---																
+1+2+3+4	+																
+1+2+3+4	---																

Gebruikte afkortingen: tt: arbeidsbelastingen; bd: duurtijd werkloosheidsuitkeringen; br: hoogte uitkeringen; co: coördinatie; ep: arbeidsbescherming; (D)ud: (verandering) vakbondsdienst; int: graad intermediariteit onderhandelingen; waged: graad van loonsongelijkheid (gelijkheid in combinatie met tt); dec: decentralisatiegraad; cov: dekkinggraad akkoorden; black: omvang zwarte economie; cons: mate van niet-productieve overheidsbestedingen

Het door Nickell et al. reeds opgenomen interactie-effect tussen belastingen en coördinatie presteert wel goed. De geschatte coëfficiënt voor deze variabele heeft altijd hetzelfde teken (opnieuw tegengesteld aan het directe effect van coördinatie) in de modellen waarin de mate van niet-productieve overheidsbestedingen in acht werd genomen.

De in de 1^e extra uitbreiding opgenomen variabelen springen niet over de lat van significantie in meer dan 2/3 van de schattingen. Ze zijn echter wel in ongeveer de helft de gevallen significant. Het teken van de interactie tussen graad van intermediariteit der onderhandelingen en dekkingsgraad met belastingen is echter afhankelijk van de andere opgenomen variabelen. De resultaten van Elmeskov et al. en Daveri en Tabellini worden dus niet bevestigd. Het bekomen teken van de coëfficiënt voor de mate van loonongelijkheid is (in de significante gevallen) verwacht: een hoge loonongelijkheid geeft aanleiding tot een negatieve impact op werkloosheid en een positieve op werkgelegenheid. De interactie-effecten van deze variabele met belastingen levert opnieuw (rekening houdend met het feit dat belastingen gecombineerd werden met de mate van loongelijkheid i.p.v. loonongelijkheid) – de data volhardt in de boosheid – een matigend effect op t.o.v. het directe effect. Vreemd in deze is het feit dat de totale impact van loonongelijkheid, rekeninghoudend met het interactie-effect, reeds voor zeer lage belastingsgraden tegengesteld is aan de verwachte impact.

Wat de 2^e extra uitbreiding betreft, blijkt de *interactieterm tussen de mate van decentraliteit van de onderhandelingen, de dekkingsgraad en de arbeidsbescherming*, naar analogie met Elmeskov (1998) en Belot en van Ours (2001), *robuuste resultaten* op te leveren. Net als bij Belot en van Ours wordt gevonden dat arbeidsbescherming enkel een negatief effect heeft op werkloosheid in landen waar de vakbonden decentraal opereren. Dit effect wordt gematigd in het geval van hoge belastingen, die er echter – afgaande op de geschatte resultaten over de modellen heen – niet zullen in slagen het totale effect positief te maken. De interactie-effecten van vakbondsdensiteit en mate van intermediariteit met de hoogte van uitkeringen geven geen robuuste resultaten zodat de theoretische aanwijzingen van Coe en Snower (1997) niet bevestigd worden. Voor de variabele die de sterkte van de zwarte markt (3^e extra uitbreiding) aangeeft in interactie met de hoogte van de belastingen, wordt geen significantie gevonden in 2/3 van de schattingen. Bovendien wordt onverwacht in de significante gevallen een negatieve coëfficiënt voor werkloosheid en een positieve voor werkgelegenheid bekomen, terwijl net het omgekeerde effect van een uitgebreide zwarte markt werd verwacht (rekeninghoudend met de effecten op het reservatieloon).

Ten slotte is het interessant de robuustheid van de (andere) door Nickell et al. opgenomen variabelen, over onze modellen heen, na te gaan. Opvallend is ten eerste dat twee arbeidsmarktkenmerken die bij Nickell et al. significant waren (coördinatie en de evolutie van de vakbondsdensiteit) in de 34 regressies minder dan 21 keer hun significantie behouden. De hoogte en duurtijd van de werkloosheidsuitkeringen en hun interactie behouden wel hun significante effect. Wat de macro-economische schokken betreft, wordt de noodzaak van de opname van arbeidsvraagschokken en schokken in de totale factorproductiviteit bevestigd: deze zijn in elk model hoogsignificants. Schokken in de importprijzen

(vaak significant voor werkloosheid maar amper significant voor werkgelegenheid) en in het geldaanbod halen de limiet niet, net als de reële intrestvoet.

Samenvattend worden 11 consistente verklarende variabelen weerhouden:

- de vertraagde variabele
- het directe effect van arbeidsbelastingen, hoogte en duurtijd uitkeringen, schokken in de arbeidsvraag en in de productiviteit
- interacties tussen hoogte en duurtijd van werkloosheidsuitkeringen en tussen decentralisatiegraad, dekkingsgraad en arbeidsbescherming
- interacties tussen belastingen enerzijds en (i) coördinatie, (ii) decentralisatiegraad-dekkingsgraad-arbeidsbescherming en (iii) de mate van niet-productieve overheidsbestedingen anderzijds

Daar waar de eerder besproken econometrische werken telkens slechts één interactie-effect tussen belastingen en een andere variabele opnamen, blijken na toepassing van de eerder beschreven methodologie dus alvast drie interactie-effecten een robuuste bijdrage te kunnen leveren.

In Tabel 3.7 staan de regressieresultaten opgelijst voor een gedistilleerd model waarbij (naast de eerder aangehaalde dummies en landspecifieke trends in de tijd) enkel de 11 beschreven verklarende variabelen weerhouden worden.

Tabel 3.7 – Regressieresultaten gedistilleerde model

Onafhankelijke Variabelen	Afhankelijke variabele	Afhankelijke variabele
	werkloosheid	werkgelegenheid
Vertraagde afhankelijke variabele	0.86 (43.0)	0.90 (49.08)
Arbeidsbelastingen	4.87 (1.68)	-4.66 (-1.27)
Hoogte werkloosheidsuitkeringen (/lonen)	1.29 (2.21)	-1.37 (-1.77)
Duurtijd werkloosheidsuitkeringen	0.17 (0.60)	-0.54 (-1.07)
Arbeidsvraagshok	-23.12 (-7.44)	70.65 (22.08)
Totale productiviteitsschok	-19.23 (-11.47)	15.29 (7.10)
Hoogte * Duurtijd werkloosheidsuitkeringen	2.46 (1.61)	-1.42 (-0.76)
Decentralisatiegraad * Dekkingsgraad * Arbeidsbescherming	0.18 (0.24)	-0.89 (-1.08)
Arbeidsbelastingen * Coördinatie	-2.86 (-4.54)	2.38 (2.91)
Arbeidsbelastingen * Decentralisatiegraad * Dekkingsgraad * Arbeidsbescherming	-2.27 (-1.89)	2.42 (1.75)
Arbeidsbelastingen * Mate van niet-productieve overheidsuitgaven	9.72 (3.92)	-5.46 (-1.85)

De weergegeven resultaten bestaan steeds uit de geschatte coëfficiënt en (tussen haakjes) de bekomen t-waarde

Gezien deze regressie tot stand komt na een milde vorm van 'data mining' en zodoende de beschrijving van de resultaten over de 34 eerder besproken schattingen heen relevanter schijnt, komt in deze gedistilleerde regressie duidelijk het belang van het extra opgenomen interactie-effect tussen arbeidsbelastingen en de mate van niet-productieve aanwending van overheidsmiddelen naarvoor. Hoe hoger de mate van niet-productieve aanwending hoe hoger het effect (positief op werkloosheid, negatief op werkgelegenheid) van belastingen. Het directe effect van belastingen blijkt in de regressie zwak significant. Wat betreft de werkloosheidsuitkeringen worden voor hoogte, duurte en interactie van beide telkens de verwachte tekens gevonden (positieve invloed op werkloosheid) hoewel de significantie iets minder overweldigend is dan over de 34 eerdere regressies (de duurtijd van de uitkeringen komt zelfs – opvallend – niet meer in de buurt van significantie). Ook het belang van de opname van macro-economische schokken blijkt opnieuw. Het effect van hoge belastingen wordt afgezwakt waar de coördinatie hoog is en ook indien sterke decentrale vakbonden en hoge arbeidsbescherming gecombineerd worden. Opvallend is de hoge consistentie, zowel wat betreft de hoogte als het teken van de coëfficiënten als wat betreft de hoogte van de t-waarden, tussen de gevonden resultaten voor werkloosheid resp. werkgelegenheid als afhankelijke variabele (behalve voor arbeidsvraagshokken).

Een voorbeeld kan enkele zaken verduidelijken. Wanneer in 1995 de belastingen in België (relatief weinig coördinatie, relatief lage productiviteit van bestedingen) zouden stijgen met 1%-punt, dan zou dit aanleiding geven tot een ogenblikkelijke verhoging van de werkloosheid met 0.019%-punt⁵ (in absolute cijfers is dit laag - ongeveer een tiende van de impact van de opgenomen macro-economische schokken - en vergelijkbaar met de uitkomsten van Blanchard en Wolfers, 2000), terwijl dat in Ierland en Japan (hoge coördinatie) minder dan een zesde zo hoog zou zijn. In Zwitserland, waar de overheid haar uitgaven productiever besteed, zou de werkloosheid slechts met 0.012%-punt verhogen. Voor Zweden, dat op beide domeinen goed (in de zin van: werkloosheid tegenwerkend) scoort en bovendien gekenmerkt wordt door een sterke arbeidsbescherming, zou de werkloosheid met 0.009%-punt verhogen. Voor de gegevens van 1980 (in het midden van de periode waarin in vele landen belastingen en werkloosheid samen stegen) bekomen we gelijkaardige resultaten voor een stijging van de belastingen met 1%-punt, nl. voor België 0.018%-punt en voor Zweden 0.010%-punt.

Verschillende tests werden, conform Nickell et al. (2005) en gebruikmakend van de software van Nunziata (<http://www.decon.unipd.it/~nunziata/>) uitgevoerd. Wat heteroskedasticiteit betreft bekomen we na een groepsgewijze likelihood ratio test (Stata-software 'hetgrot.ado') dat de nulhypothese van geen heteroskedasticiteit van de klassieke storingsterm verworpen wordt ($\chi^2(19) = 590.39$, $p = 0.000$). Zoals verwacht is er evidentie voor een variërende variantie van de storingstermen over de verschillende landen en de keuze voor FGLS met toelating voor heteroskedasticiteit was dus terecht teneinde een efficiënte schatting te bekomen. Ook de keuze voor een AR(1)-verloop van de storingsterm (landspecifieke coëfficiënt voor de vertraagde storingsterm) was terecht gezien we voor de LM-test

⁵ De afgeleide van de werkloosheid naar de belastingen bedraagt $4.87 - (2.86 * \text{mate van coördinatie}) - (2.27 * \text{decentralisatiegraad} * \text{dekkingsgraad} * \text{mate van arbeidsbescherming}) + (9.72 * \text{mate van niet-productieve overheidsbestedingen})$.

(Stata-software 'xtbac.ado') een $\chi^2(1)$ -waarde vinden van 47.44 ($p = 5.684e-12$) en zodoende tot autocorrelatie in de storingsterm kunnen besluiten.

Voor vele van de variabelen kan – helemaal niet verbazend na een blik op de over de tijd stijgende reeksen in de data – de hypothese dat ze zich niet als een unit root process gedragen, verworpen worden. Enkel de schokken lijken – evenzeer logisch – stationaire processen. Er is dus een reëel gevaar, wanneer geen cointegratierelatie zou bestaan tussen de afhankelijke variabele en de reeks van onafhankelijke variabelen, op spurious regression, hetgeen de voorgaande resultaten zou relativiseren. Gebruikmakend van de Fisher-versie van de Dickey-Fuller-test (zogenaamde 'Maddala-Wu-test, Stata-software 'xtdfctest.ado') kunnen we de nulhypothese van geen cointegration echter verwerpen ($\chi^2(40) = 82.3$, $p = 0.000$). Deze test gaat echter uit van geen correlatie over de landen heen (Nickell et al. geven aan dat deze desgevallend opgevangen wordt door de tijdspecifieke dummies), immers, enkel in dat geval heeft de test een χ^2 -distributie. Deze onderstelling wordt echter zwaar onder vuur genomen door Berger en Everaert (2006) aangezien zowel werkloosheidsstatistieken als arbeidsmarktkenmerken gecorreleerd zijn over landen en dit mogelijks op een heterogene manier (zodat de correlatie niet kan opgevangen worden door de tijdspecifieke dummies). Bovendien bestrijden Berger en Everaert het gebruik van kritische waarden van de standaard Dickey-Fuller unit root – distributie aangezien geminimaliseerde storingstermen enkel voor een oneindig aantal observaties als 'ruwe' data kunnen beschouwd worden. In een bootstrap-benadering vinden Berger en Everaert dan ook een lagere teststatistiek en hogere kritische waarden, zodat de evidentie voor een cointegratierelatie lager is, hetgeen ook waarschijnlijk het geval is voor onze meting.

Tabel 3.8 – Regressieresultaten gedistilleerde model zonder opname data voor Australië

Onafhankelijke Variabelen	Belastingen via belastingsgraad	Belastingen via belastingswig
Vertraagde afhankelijke variabele	0.86 (43.30)	0.85 (27.62)
Arbeidsbelastingen	4.82 (1.66)	0.14 (1.87)
Hoogte werkloosheidsuitkeringen (/lonen)	1.35 (2.30)	-1.07 (-0.93)
Duurtijd werkloosheidsuitkeringen	0.19 (0.66)	-1.13 (-1.24)
Arbeidsvraagschok	-21.81 (-6.82)	-24.23 (-5.65)
Totale productiviteitsschok	-19.66 (-11.56)	-23.12 (-10.35)
Hoogte * Duurtijd werkloosheidsuitkeringen	2.66 (1.73)	-1.18 (-0.43)
Decentralisatiegraad * Dekkingsgraad * Arbeidsbescherming	0.14 (0.20)	-2.29 (-3.38)
Arbeidsbelastingen * Coördinatie	-2.81 (-4.45)	-5.93 (-3.95)
Arbeidsbelastingen * Decentralisatiegraad * Dekkingsgraad * Arbeidsbescherming	-2.26 (-1.88)	-2.06 (-0.89)
Arbeidsbelastingen * Mate van niet-productieve overheidsuitgaven	9.61 (3.90)	10.12 (1.05)

De afhankelijke variabele is steeds de werkloosheidsgraad (in %)

Een interessante robuustheidstest betreft het benaderen van de belastingen in het gedistilleerde model (voor directe effecten en interactie-effecten) door data voor de belastingswig, zoals gedefinieerd in Hoofdstuk 1 en beschikbaar via de OECD voor een eenverdienergezin, in plaats van de totale belastingsgraad. Aangezien voor Australië geen data gevonden werd voor de beschouwde periode, wordt het gedistilleerde model geschat voor 19 in plaats van 20-OECD-landen. Om op een zinvolle manier de resultaten voor deze benadering te kunnen vergelijken, wordt daartoe ook het oorspronkelijke gedistilleerde model (met de belastingsgraad) herschat zonder Australië, wat qua significantiegraden en tekens tot dezelfde resultaten leidt (zie Tabel 3.8).

De onderzochte interacties tussen arbeidsbelastingen en arbeidsmarktkenmerken, bij schattingen met de belastingswig i.p.v. de belastingsgraad, behouden hun teken. De sterke significantie voor het interactie-effect met coördinatie wordt helemaal bevestigd. De eerder gevonden evidentie dat arbeidsbescherming een negatief effect heeft op de werkloosheid in aanwezigheid van decentrale sterke vakbonden, loopt in deze regressietest – afgemeten aan de significantie – eerder via het directe effect dan via de belastingen. De interactie met de mate van niet-productieve overheidsuitgaven, ten slotte, verliest een deel van haar significantie, ten voordele van een significanter direct effect van belastingen. Opvallend is daarnaast dat de directe invloed van werkloosheidsuitkeringen (hoogte, duurtijd en interactie tussen beide) haar significantie verliest wanneer de belastingswig wordt gebruikt als proxy.

urnnick2	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
tt	2.17591	1.1712	1.857	0.063	.2999703 4.051851
nir1	1.158149	1.266984	0.91	0.361	-1.325094 3.641393
Lurnnick2	.8661494	.0186884	46.35	0.000	.8295209 .902778
belov1	2.750100	2.447526	1.12	0.258	-1.027085 6.527487

Zowel een blik op de economische theorie als op ruwe data voor belastingen, arbeidsmarktkenmerken, werkloosheid en werkgelegenheid, leert dat er wat te zeggen valt voor de stelling dat de impact van belastingen op werkgelegenheid en werkloosheid via arbeidsmarktkenmerken (in ruime zin) verloopt. Recent onderzoek geeft bovendien econometrische evidentie voor die stelling. Zo verklaren Elmeskov et al. en Daveri et al. empirisch de grotere positieve impact van belastingen op werkloosheid in continentaal Europa (in vergelijking met Scandinavische en Angelsaksische landen) via de sterke, decentraal/intermediair georiënteerde vakbonden. Daarbij aansluitend bekomen Nickell et al. dat een sterke coördinatie (tussen de sociale partners, onderling en met elkaar), zoals in de Scandinavische landen het geval is, de effecten van belastingen matigt. Ten slotte vinden Belot et al. een sterkere positieve invloed van belastingen op werkloosheid in systemen met hoge werkloosheidsuitkeringen.

Vanuit de kritiek dat de besproken onderzoeken de interactie tussen belastingen en arbeidsmarktkenmerken verengen tot één enkel interactie-effect, heeft het laatste deel van deze Masterproef zich dan gericht op eigen empirisch onderzoek, in concreto op 33⁶ uitbreidingen op het model van Nickell et al. (2005), waardoor de robuustheid van de verschillende empirische resultaten kon worden nagegaan en kon getest worden voor extra determinanten, zowel op werkgelegenheid als op werkloosheid. Dat het niveau waarop loonsonderhandelingen gevoerd worden een invloed heeft op de impact van belastingen is duidelijk. De robuustheid van de resultaten van Elmeskov et al. en Daveri et al. kon echter niet aangetoond worden. In combinatie met een hoge graad van arbeidsbescherming werd voor landen met sterke decentrale vakbonden eerder een robuust negatief interactie-effect met belastingen gevonden. Ook voor wat betreft de invloed van hoge werkloosheidsuitkeringen werd (zwakke) evidentie gevonden voor een matigend effect op het directe effect van belastingen. De invloed van een sterke coördinatie bij hoge belastingen werd, in de lijn van Nickell et al., wel helemaal bevestigd. Wat Nickell et al. betreft, dient wel de door hen gevonden directe effecten van sommige arbeidsmarktkenmerken (arbeidsbescherming, variatie in vakbondsdensiteit) genuanceerd te worden op basis van de besproken resultaten van het eigen onderzoek.

Nog belangrijker dan de empirische bevestiging van het feit dat hoge belastingen worden afgezwakt waar de coördinatie hoog is en de bevinding dat hetzelfde matigende effect optreedt waar sterke decentrale vakbonden en hoge arbeidsbescherming gecombineerd worden, lijken de overweldigende

⁶ Het 34^e geschatte model was het oorspronkelijke model van Nickell et al. (2005)

empirische resultaten in het eigen onderzoek bij de schatting van het interactie-effect tussen arbeidsbelastingen en de mate van niet-productieve overheidsbestedingen (de mate waarin de overheid haar middelen inzet voor uitkeringen en overheidsconsumptie verminderd met onderwijskosten). In alle geschatte modellen (met de belastingsgraad als maatstaf van de hoogte van de belastingen) wordt een sterk significante aanwijzing gevonden dat hoge belastingen meer positief effect hebben op werkloosheid en negatief effect op werkgelegenheid, wanneer de door die belastingen gegenereerde inkomsten niet productief worden ingezet. Het ontbreken van dit element in de besproken empirische bijdragen, lijkt dus een belangrijke lacune. Het totale effect van belastingen blijkt (in het geschatte dynamische model) evenwel veel kleiner dan de opgenomen macro-economische schokken.

Belot et al. parafraserend is het in elk geval glashelder doorheen de resultaten dat de arbeidsmarkt geen verzameling van onafhankelijke elementen is. Dat het lichtzinnig is te denken dat haar performantie wel te verklaren is door enkele onafhankelijke elementen, was dan ook de grondgedachte van deze Masterproef, de *these*. De strijd om de verklaring van werkloosheid en werkgelegenheid, aan de hand van belastingen, arbeidsmarktkenmerken en de interactie tussen beide, is dan ook nog lang niet gestreden. Toch lijken er voldoende gronden om te stellen dat alvast een sterke coördinatie en een productieve besteding van de overheidsmiddelen (bijv. in actief arbeidsmarktbeleid) deel uitmaken van een werkloosheidsstillende medicijn, waarvan Elmeskov et al. stellen dat beleidsmensen het maar beter kunnen laten slikken door hun electoraat.

LITERATUURLIJST

- Alesina, A., Glaeser, E., Sacerdote, B., 2005, *Work and Leisure in the U.S. and Europe: Why so Different?*, NBER Working Paper, 11278, <url: <http://www.nber.org/papers/w11278.pdf>>
- Arpaia, A., Carone, G., 2004, *Do Labour Taxes (and Their Composition) Affect Wages in the Short and the Long Run?*, European Union, Working Papers, 216, <url: <http://ssrn.com/abstract=871040>>
- Barrett, A. Fitz Gerald, J., Nolan, B., 2002, *Earnings inequality, returns to education and immigration into Ireland*, Labour Economics, 9(5), p. 665-680
- Bassanini, A., Duval, R., 2006, *The determinants of unemployment across OECD countries: reassessing the role of policies and institutions*, OECD Economic Studies, 42, p. 7-86
- Baker, D., Glyn, A., Howell, D., Schmitt, J., 2002., *Labor Market Institutions and Unemployment: A Critical Assessment of the Cross-Country Evidence*, New School University, Schwartz Center for Economic Policy Analysis, Working Papers, 02-17
- Belot, M., van Ours, J.C., 2001, *Unemployment and Labor Market Institutions: An Empirical Analysis*, Journal of Japanese and International Economies, 15, p. 403-418
- Berger, T., Everaert, G., 2006, *Unemployment in the OECD since the 1960s. Do we really know?* Working Papers of Faculty of Economics and Business Administration, Ghent University, 06/425, <url: http://www.FEB.UGent.be/fac/research/WP/Papers/wp_06_425.pdf>
- Berger, T., Everaert, G., 2007, *Labour Taxes and Unemployment: Evidence from a Panel Unobserved Component Model*, Working Papers of Faculty of Economics and Business Administration, Ghent University, 07/478, <url: http://www.FEB.UGent.be/fac/research/WP/Papers/wp_07_478.pdf>
- Blanchard, O., Wolfers, J., 2000, *The role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence*, The Economic Journal, 110 (462), p. C1-C33
- Blanchard, O., 2004, *The Economic Future of Europe*, MIT Economics Working Paper, 04-04, <url: <http://ssrn.com/abstract=500183>>
- Borland, J., McDonald, I., 2000, *Cross-Country Studies of Unemployment in Australia*, The University of Melbourne, Department of Economics, Working Paper, 17/00
- Calmfors, L., 1993, *Centralisation of wage bargaining and macroeconomic performance, a survey*, OECD Economic Studies, 21, 161-189
- Coe, D.T., Snower, D.J., 1996, *Policy Complementarities: The Case for Fundamental Labor Market Reform*, IMF Working Paper, 96/93, <url: <http://ssrn.com/abstract=882989>>
- Daveri, F., Tabellini, G., 2000, *Unemployment and taxes: Do taxes affect the rate of unemployment?*, Economic Policy, 15(30), p. 47-104
- Dhont, T., Heylen, F., 2008, *Why do Europeans work (much) less? It is taxes and government spending*, Economic Inquiry, 46(2), p. 197-207

- de Haan, J., Sturm, J.-E., Volkerink, Bjorn, 2003, *How to Measure the Tax Burden on Labour at the Macro-Level?*, CESifo Working Paper Series No. 963
- Elmeskov, J., Martin, J.P., Scarpetta, S., 1998, *Key lessons for labour market reforms: evidence from OECD countries' experiences*, Swedish Economic Policy Review, 5(2), p. 205-252
- Fiorito, R. and F. Padrini, 2001, *Distortionary taxation and labour market performance*", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 63(2), p. 173-196
- Forni, L., 2004, *Centralization of wage bargaining and the unemployment rate: revisiting the hump-shape hypothesis*, Bank of Italy, Working Papers, 492, <url: http://www.bancaditalia.it/pubblicazioni/econo/temidi/td04/td492_04/td492/tema_492.pdf>
- Freeman, R.B., 2005, *Labour market institutions without blinders: the debate over flexibility and labour market performance*, NBER Working Paper, W11286, <url: <http://ssrn.com/abstract=716282>>
- Glyn, A., 2003, *Labour Market Deregulation and Europe's Employment Problems*, <url: <http://www.econ.ox.ac.uk/members/andrew.glyn/LabourDeregEurope.pdf>>
- Heijdra, B.J., van der Ploeg, F., 2002, *Search in the Labour Market*, Foundations of Modern Macroeconomics, Oxford University Press, p. 213-235
- Izquierdo, M., Lacuesta, A., 2007, *Wage inequality in Spain, recent developments*, ECB Working Paper Series, 871
- Mendoza, E.G., Razin, A., Tesar, L.L., 1994, *Effective tax rates in macroeconomics. Crosscountry estimates of tax rates on factor incomes and consumption*, Journal of Monetary Economics, 34(3), p. 297-323.
- Nickell, S., 1997, *Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America*, Journal of Economic Perspectives, 11(3), p. 54-74
- Nickell, S., Nunziata, L., Ochel, W., 2005, *Unemployment in the OECD since The 1960s. What do we know?*, The Economic Journal, 115, p. 1-27
- Nicoletti, G., Scarpetta, S., 2005, *Product market reforms and employment in OECD countries*, OECD Economics Department Working Papers 472, <url: <http://www.pse.ens.fr/document/wp200616.pdf>>
- OECD, 1990, *Labour Market Trends and Prospects in the OECD Area*, Employment Outlook, OECD, Paris
- OECD, 1993, *Earnings inequalities, changes in the 1980s*, Employment Outlook, OECD, Paris
- OECD, 1996, *Earnings Inequality, Low-paid Employment and Earnings Mobility*, Employment Outlook, OECD, Paris
- OECD, 1997, *Economic Performance and the Structure of Collective Bargaining*, Employment Outlook, OECD, Paris
- OECD, 2002, *Statistical Annex*, Employment Outlook, OECD, Paris
- OECD, 2004, *Statistical Annex*, Employment Outlook, OECD, Paris
- OECD, 2006, *General policies to improve employment opportunities for all*, Employment Outlook, OECD, Paris
- OECD, 2006, *Statistical Annex*, Employment Outlook, OECD, Paris

OECD, 2007, *Statistical Annex*, Employment Outlook, OECD, Paris

Palley, T.I., 2001, *The Role of Institutions and Policies in Creating High European Unemployment: The Evidence*, Levy Economics Institute Working Paper, 336, <url: <http://ssrn.com/abstract=280668>>

Palokangas, 1996, *Endogenous growth and collective bargaining*, Journal of Economic Dynamics and Control, 20, p. 925-944

Planas, C., Roeger, W., Rossi, A., 2007, *How much has labour taxation contributed to European structural unemployment?*, Journal of Economic Dynamics & Control, 31, 1359-1375

Pissarides, C., 1997, *The impact of employment tax cuts on unemployment and wages: the role of unemployment benefits and tax structure*, Centre for economic Performance, Discussion Paper, 361, <url: <http://cep.lse.ac.uk/pubs/download/dp0361.pdf> >

Prescott, E.C., 2004, *Why Do Americans Work So Much More Than Europeans?*, Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 28(1), p. 2-13

Sala-i-Martin, 1997, *I Just Ran Two Million Regressions*, The American Economic Review, 87 (2), p. 178-183

Scarpetta, S., 1996, *Assessing the role of labour market policies and institutional settings on unemployment: A cross-country study*, OECD Economic Studies, 26, p. 43-98

Schneider, F., Enste, D.H., 2000, *Shadow Economies: Size, Causes and Consequences*, Journal of Economic Literature, 38, p. 77-114,

Schneider, F., Klinglmair, R., 2004, *Shadow Economies Around the World: What Do We Know?*, Department of Economics, Johannes Kepler University Linz, Austria, Economics Working Papers, 04-03, <url: <http://www.crema-research.ch/papers/2004-03.pdf>>

Staiger, D., Stock, J.H., Watson, M.W., 1996, *How precise are estimates of the natural rate of unemployment?*, NBER Working Paper Series, 5477, <url: <http://www.nber.org/papers/w5477.pdf>>

APPENDIX

urnick2	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
tt	2.17591	1.97729	1.098	0.273	-.2999703 4.051851
nir1	1.158149	1.266984	0.91	0.361	-1.325094 3.641393
Lurnick2	.8661494	.0186884	46.35	0.000	.8295209 .902778
bdwv1	2.750100	2.447526	1.12	0.259	-1.027065 6.527467

A.1	urnick2	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
-----	---------	-------	-----------	---	------	----------------------

Tabel A-1 – Belastingsgraad (%) en Belastingswig (%)

	Belastingsgraad 1965	Belastingsgraad 1980	Belastingsgraad 1995	Belastingswig 1995
Australië	30.10	37.11	-	-
België	40.98	44.25	50.28	40.30
Canada	34.33	38.43	51.62	22.00
Denemarken	37.19	56.78	60.45	30.90
Duitsland	41.60	49.56	53.86	37.30
Finland	39.81	56.34	64.09	41.10
Frankrijk	56.11	63.05	68.03	39.50
Ierland	25.53	30.19	41.01	26.80
Italië	54.80	54.29	70.63	44.90
Japan	23.71	29.21	24.43	15.10
Nederland	48.92	57.15	44.82	34.90
Nieuw-Zeeland	-	31.20	-	22.00
Noorwegen	45.10	63.26	59.72	24.00
Oostenrijk	48.84	56.55	59.82	37.30
Portugal	-	28.13	38.74	26.60
Spanje	18.92	34.05	45.52	33.30
VK	38.12	50.18	46.69	26.10
VS	34.63	44.35	45.82	24.40
Zweden	48.17	73.71	73.69	42.20
Zwitserland	29.07	35.53	36.60	19.00

Definitie en berekeningswijze belastingsgraad en belastingswig overeenkomstig met de definities in Hoofdstuk 1.1. In de empirische schattingen werden de belastingsgraad en belastingswig in decimale vorm opgenomen (1/100 van bovenstaande cijfers).

Bronnen: (belastingsgraad) dataset Nickell, Nunziata en Ochel (2005, via OECD National Accounts), (belastingswig) OECD Statistical Compendium, Taxing Wages (getrouwd koppel, eenverdienergezin)

Tabel A-2 – Werkloosheid (%) en Werkgelegenheid (%)

	Werkloosheid 1965	Werkloosheid 1980	Werkloosheid 1995	Werkgelegenheid 1965	Werkgelegenheid 1980	Werkgelegenheid 1995
Australië	1.5	6.0	8.5	66.8	66.4	68.9
België	1.8	8.8	9.9	62.0	57.9	56.1
Canada	3.6	7.5	9.5	60.2	66.5	67.4
Denemarken	1.7	6.0	7.3	72.1	75.4	73.8
Duitsland	0.3	3.0	6.4	70.1	66.3	65.2
Finland	1.4	4.6	15.3	73.7	72.9	62.3
Frankrijk	1.5	6.3	11.7	66.3	64.1	59.4
Ierland	4.6	7.3	12.3	64.6	57.8	55.4
Italië	4.2	5.2	9.9	58.5	56.2	52.0
Japan	1.3	2.0	3.2	70.1	70.1	74.0
Nederland	0.8	6.0	6.9	60.3	54.2	65.2
Nieuw-Zeeland	0.1	2.7	6.3	63.6	64.2	71.0
Noorwegen	1.8	1.6	5.0	63.0	74.0	73.9
Oostenrijk	1.6	1.5	3.9	68.6	63.36	69.37
Portugal	-	7.7	7.3	-	60.1	65.0
Spanje	2.5	11.2	22.9	60.4	51.8	47.3
VK	2.2	6.4	8.7	71.9	70.2	68.2
VS	4.4	7.0	5.6	62.6	67.2	72.5
Zweden	1.0	1.6	8.8	72.0	79.4	70.9
Zwitserland	0.0	0.6	3.5	78.6	75.0	83.0

Definitie en berekeningswijze werkloosheidsgraad en werkgelegenheidsgraad overeenkomstig met de definities in Hoofdstuk 1.2.

Bronnen: (werkloosheidsgraad) dataset Nickell, Nunziata en Ochel (2005, via OECD Employment Outlook (2000)), (werkgelegenheidsgraad) OECD Statistical Compendium, Labour Market and Social Issues (Bevolking tussen 15^{en} en 64 jaar, Totale werkgelegenheid)

Tabel A-3 – Modaliteiten loonsonderhandelingen (deel 1)

	Mate van gedecentraliseerde onderhandelingen (Index)		
	1965	1980	1995
Australië	1.22	1.20	2.20
België	1.40	1.47	1.40
Canada	3.66	3.66	3.66
Denemarken	1.01	1.13	1.55
Duitsland	1.75	1.75	1.75
Finland	1.02	1.15	1.17
Frankrijk	2.00	2.00	1.75
Ierland	1.33	1.33	1.33
Italië	2.00	2.00	1.40
Japan	2.75	2.75	2.75
Nederland	1.56	1.56	1.40
Nieuw-Zeeland	1.83	1.83	3.67
Noorwegen	1.05	1.05	1.05
Oostenrijk	1.40	1.40	1.40
Portugal	-	1.33	1.33
Spanje	1.10	1.29	1.57
VK	1.79	2.90	3.50
VS	3.67	3.67	3.67
Zweden	1.01	1.13	1.56
Zwitserland	1.60	1.60	2.00

Indices voor niveau onderhandelingen berekend op basis van 4 in de literatuur beschikbare statistieken: Elmeskov, Martin en Scarpetta (1998), Goldberg, Lange en Wallerstein (2002), Forni (2004) en OECD Employment Outlook (2006). Een lage index geeft weer dat in de 4 studies vooral waarden voor gecentraliseerde onderhandelingen werd gevonden, een hoge index geeft weer dat waarden voor volledig gedecentraliseerde onderhandelingen werd gevonden.

Tabel A-4 – Modaliteiten loononderhandelingen (deel 2)

	Mate van Intermediariteit onderhandelingen (Index)		
	1965	1980	1995
Australië	0.18	0.18	0.18
België	0.29	0.33	0.29
Canada	0.00	0.00	0.00
Denemarken	0.02	0.12	0.36
Duitsland	0.29	0.29	0.29
Finland	0.02	0.14	0.15
Frankrijk	0.22	0.22	0.29
Ierland	0.24	0.24	0.24
Italië	0.22	0.22	0.29
Japan	0.09	0.09	0.09
Nederland	0.36	0.29	0.29
Nieuw-Zeeland	0.27	0.27	0.00
Noorwegen	0.05	0.05	0.05
Oostenrijk	0.29	0.29	0.29
Portugal	-	0.24	0.24
Spanje	0.09	0.23	0.32
VK	0.28	0.06	0.01
VS	0.00	0.00	0.00
Zweden	0.02	0.12	0.36
Zwitserland	0.36	0.36	0.24

Indices voor niveau onderhandelingen berekend op basis van 4 in de literatuur beschikbare statistieken: Elmeskov, Martin en Scarpetta (1998), Goldberg, Lange en Wallerstein (2002), Forni (2004) en OECD Employment Outlook (2006). Een lage index geeft weer dat in de 4 studies vooral waarden voor ge(de)centraliseerde onderhandelingen werd gevonden, een hoge index geeft weer dat eerder evidentie is voor intermediaire onderhandelingen.

Tabel A-5 – Modaliteiten loonsonderhandelingen (deel 3)

	Dekkingsgraad door vakbonden onderhandelde akkoorden (%)		
	1965	1980	1995
Australië	85	85	80
België	80	80	90
Canada	35	40	36
Denemarken	67	72	95
Duitsland	90	91	92
Finland	95	95	95
Frankrijk	85	85	95
Ierland	90	90	90
Italië	91	85	82
Japan	28	28	21
Nederland	100	76	85
Nieuw-Zeeland	67	67	31
Noorwegen	65	70	70
Oostenrijk	98	98	99
Portugal	-	70	71
Spanje	68	68	78
VK	67	70	40
VS	29	21	17
Zweden	86	86	89
Zwitserland	53	53	53

Percentage voor dekkingsgraad vakbondsonderhandelingen overgenomen van Nickell, Nunziata en Ochel (2005), aangevuld met gegevens uit OECD Employment Outlook (1997). In de empirische schattingen werden bovenstaande gegevens in decimale vorm opgenomen (1/100 van weergegeven cijfers).

Tabel A-6 – Mate van loonongelijkheid

	Mate van loonongelijkheid (*)		
	1965	1980	1995
Australië	1.67	1.67	1.65
België	1.50	1.47	1.43
Canada	2.23	2.34	2.28
Denemarken	1.44	1.41	1.38
Duitsland	2.06	1.74	1.44
Finland	1.60	1.49	1.40
Frankrijk	1.66	1.69	1.65
Ierland	1.73	2.05	2.36
Italië	1.95	1.96	1.75
Japan	1.78	1.71	1.63
Nederland	1.53	1.55	1.56
Nieuw-Zeeland	1.63	1.69	1.73
Noorwegen	1.52	1.41	1.32
Oostenrijk	1.90	1.94	2.01
Portugal	-	1.53	1.65
Spanje	1.24	1.51	1.68
VK	1.56	1.67	1.81
VS	1.66	1.82	2.09
Zweden	1.26	1.30	1.34
Zwitserland	1.75	1.67	1.59

(*) De weergegeven cijfers betreffen steeds het quotiënt van de waarde van het hoogste loon in het 5^e deciel van de werknemers, geordend naar loonhoogte, en het hoogste loon in het 1^e deciel (laagste lonen).

Bronnen: OECD Employment Outlook (1996), aangevuld met (voor Ierland) gegevens van Barrett., Callan, en Nolan (2002) en (voor Spanje) Izquierdo en Lacuesta (2007)

Tabel A-7 – Hoogte van de zwarte economie

Hoogte van de zwarte economie (Index)			
	1965	1980	1995
Australië	8	8	8
België	19	19	19
Canada	13	13	13
Denemarken	9	9	9
Duitsland	11	11	11
Finland	14	14	14
Frankrijk	6	6	6
Ierland	10	10	10
Italië	20	20	20
Japan	5	5	5
Nederland	12	12	12
Nieuw-Zeeland	7	7	7
Noorwegen	15	15	15
Oostenrijk	3	3	3
Portugal	17	17	17
Spanje	18	18	18
VK	4	4	4
VS	2	2	1
Zweden	16	16	16
Zwitserland	1	1	2

(*) De indices geven een ranking weer, opgesteld op basis van percentages (zwarte markt in % van GDP) in Schneider (2000) en Schneider (2004) – hoe hoger de index, hoe belangrijker de zwarte markt.

Tabel A-8 – Mate van niet-productieve overheidsbestedingen

	Hoogte niet-productieve overheidsbestedingen (%)		
	1970	1980	1995
Australië	50.2	57.4	57.4
België	32.8	59.7	62.8
Canada	61.6	57.8	55.7
Denemarken	66.4	70.2	65.2
Duitsland	55.2	58.7	-
Finland	56.8	60.6	63.2
Frankrijk	64.0	69.6	66.4
Ierland	42.0	47.9	56.1
Italië	69.2	63.1	55.2
Japan	51.4	50.3	53.6
Nederland	64.4	67.7	67.2
Nieuw-Zeeland	-	-	62.2
Noorwegen	53.9	55.1	62.3
Oostenrijk	49.3	58.9	61.2
Portugal	-	53.5	57.2
Spanje	58.4	63.4	60.8
VK	55.0	63.3	68.7
VS	67.0	66.2	57.9
Zweden	64.6	63.0	61.1
Zwitserland	-	-	49.3

(*) De percentages geven weer hoeveel percent van de overheidsbestedingen gingen naar consumptie en uitkeringen, verminderd met lopende uitgaven voor onderwijs. In de empirische schattingen werden deze gegevens in decimale vorm opgenomen.

Bronnen: OECD Statistical Compendium, Economic Outlook Statistics and Projections (totale uitgaven, finale goederenconsumptie, sociale uitkeringen, alle lopende uitgaven onderwijs).

Results										Results										Results										Results										Results									
cross-sectional time-series OLS regression										cross-sectional time-series OLS regression										cross-sectional time-series OLS regression										cross-sectional time-series OLS regression										cross-sectional time-series OLS regression									
coefficients: generalized least squares										coefficients: generalized least squares										coefficients: generalized least squares										coefficients: generalized least squares										coefficients: generalized least squares									
Panel: heteroskedastic										Panel: heteroskedastic										Panel: heteroskedastic										Panel: heteroskedastic										Panel: heteroskedastic									
correlation: panel-specific (sic)										correlation: panel-specific (sic)										correlation: panel-specific (sic)										correlation: panel-specific (sic)										correlation: panel-specific (sic)									
estimated covariances = 20		number of obs = 600		estimated covariances = 20		number of obs = 600		estimated covariances = 20		number of obs = 600		estimated covariances = 20		number of obs = 600		estimated covariances = 20		number of obs = 600		estimated covariances = 20		number of obs = 600		estimated covariances = 20		number of obs = 600		estimated covariances = 20		number of obs = 600																			
estimated autocorrelations = 20		number of groups = 10		estimated autocorrelations = 20		number of groups = 10		estimated autocorrelations = 20		number of groups = 10		estimated autocorrelations = 20		number of groups = 10		estimated autocorrelations = 20		number of groups = 10		estimated autocorrelations = 20		number of groups = 10		estimated autocorrelations = 20		number of groups = 10		estimated autocorrelations = 20		number of groups = 10																			
estimated coefficients = 81		obs per group: mfn = 30		estimated coefficients = 81		obs per group: mfn = 30		estimated coefficients = 81		obs per group: mfn = 30		estimated coefficients = 81		obs per group: mfn = 30		estimated coefficients = 81		obs per group: mfn = 30		estimated coefficients = 81		obs per group: mfn = 30		estimated coefficients = 81		obs per group: mfn = 30		estimated coefficients = 81		obs per group: mfn = 30																			
Log Likelihood = -614.5112		wald		Log Likelihood = -614.5112		wald		Log Likelihood = -614.5112		wald		Log Likelihood = -614.5112		wald		Log Likelihood = -614.5112		wald		Log Likelihood = -614.5112		wald		Log Likelihood = -614.5112		wald		Log Likelihood = -614.5112		wald																			
Prob > chi2 = 0.0000		chi2		Prob > chi2 = 0.0000		chi2		Prob > chi2 = 0.0000		chi2		Prob > chi2 = 0.0000		chi2		Prob > chi2 = 0.0000		chi2		Prob > chi2 = 0.0000		chi2		Prob > chi2 = 0.0000		chi2		Prob > chi2 = 0.0000																					
unrfsd2	coef.	std. err.	z	p> z	[95% conf. interval]	unrfsd2	coef.	std. err.	z	p> z	[95% conf. interval]	unrfsd2	coef.	std. err.	z	p> z	[95% conf. interval]	unrfsd2	coef.	std. err.	z	p> z	[95% conf. interval]	unrfsd2	coef.	std. err.	z	p> z	[95% conf. interval]																				
tt	2.17501	.0572399	2.27	0.023	[-.009703 4.051801]	tt	2.17501	.0572399	2.27	0.023	[-.009703 4.051801]	tt	2.17501	.0572399	2.27	0.023	[-.009703 4.051801]	tt	2.17501	.0572399	2.27	0.023	[-.009703 4.051801]	tt	2.17501	.0572399	2.27	0.023	[-.009703 4.051801]																				
rft1	1.131824	1.199984	0.94	0.342	[-1.171084 3.434733]	rft1	1.131824	1.199984	0.94	0.342	[-1.171084 3.434733]	rft1	1.131824	1.199984	0.94	0.342	[-1.171084 3.434733]	rft1	1.131824	1.199984	0.94	0.342	[-1.171084 3.434733]	rft1	1.131824	1.199984	0.94	0.342	[-1.171084 3.434733]																				
Lurnrfsd2	.8662484	.0286884	46.25	0.000	[-.8201509 .9027778]	Lurnrfsd2	.8662484	.0286884	46.25	0.000	[-.8201509 .9027778]	Lurnrfsd2	.8662484	.0286884	46.25	0.000	[-.8201509 .9027778]	Lurnrfsd2	.8662484	.0286884	46.25	0.000	[-.8201509 .9027778]	Lurnrfsd2	.8662484	.0286884	46.25	0.000	[-.8201509 .9027778]																				
beta1	1.750169	1.041124	1.64	0.102	[-.2871601 3.787462]	beta1	1.750169	1.041124	1.64	0.102	[-.2871601 3.787462]	beta1	1.750169	1.041124	1.64	0.102	[-.2871601 3.787462]	beta1	1.750169	1.041124	1.64	0.102	[-.2871601 3.787462]	beta1	1.750169	1.041124	1.64	0.102	[-.2871601 3.787462]																				
br1	2.47254	.4389105	5.63	0.000	[-.1622372 3.323484]	br1	2.47254	.4389105	5.63	0.000	[-.1622372 3.323484]	br1	2.47254	.4389105	5.63	0.000	[-.1622372 3.323484]	br1	2.47254	.4389105	5.63	0.000	[-.1622372 3.323484]	br1	2.47254	.4389105	5.63	0.000	[-.1622372 3.323484]																				
corb	-.846967	.2021274	-4.19	0.000	[-1.221447 -.4724873]	corb	-.846967	.2021274	-4.19	0.000	[-1.221447 -.4724873]	corb	-.846967	.2021274	-4.19	0.000	[-1.221447 -.4724873]	corb	-.846967	.2021274	-4.19	0.000	[-1.221447 -.4724873]	corb	-.846967	.2021274	-4.19	0.000	[-1.221447 -.4724873]																				
apfhw	-.0356933	1.892454	-.019	0.850	[-4.00231 3.944844]	apfhw	-.0356933	1.892454	-.019	0.850	[-4.00231 3.944844]	apfhw	-.0356933	1.892454	-.019	0.850	[-4.00231 3.944844]	apfhw	-.0356933	1.892454	-.019	0.850	[-4.00231 3.944844]	apfhw	-.0356933	1.892454	-.019	0.850	[-4.00231 3.944844]																				
tfpsd1	-.4549057	1.182195	-.442	0.658	[-2.117073 1.207161]	tfpsd1	-.4549057	1.182195	-.442	0.658	[-2.117073 1.207161]	tfpsd1	-.4549057	1.182195	-.442	0.658	[-2.117073 1.207161]	tfpsd1	-.4549057	1.182195	-.442	0.658	[-2.117073 1.207161]	tfpsd1	-.4549057	1.182195	-.442	0.658	[-2.117073 1.207161]																				
goms	.571785	.1861857	3.05	0.002	[-.0411218 1.118484]	goms	.571785	.1861857	3.05	0.002	[-.0411218 1.118484]	goms	.571785	.1861857	3.05	0.002	[-.0411218 1.118484]	goms	.571785	.1861857	3.05	0.002	[-.0411218 1.118484]	goms	.571785	.1861857	3.05	0.002	[-.0411218 1.118484]																				
Equa1_2	-.78.64482	88.54105	-.889	0.374	[-251.110 94.80018]	Equa1_2	-.78.64482	88.54105	-.889	0.374	[-251.110 94.80018]	Equa1_2	-.78.64482	88.54105	-.889	0.374	[-251.110 94.80018]	Equa1_2	-.78.64482	88.54105	-.889	0.374	[-251.110 94.80018]	Equa1_2	-.78.64482	88.54105	-.889	0.374	[-251.110 94.80018]																				
Equa1_3	11.48821	80.37962	0.143	0.886	[-121.6596 128.6222]	Equa1_3	11.48821	80.37962	0.143	0.886	[-121.6596 128.6222]	Equa1_3	11.48821	80.37962	0.143	0.886	[-121.6596 128.6222]	Equa1_3	11.48821	80.37962	0.143	0.886	[-121.6596 128.6222]	Equa1_3	11.48821	80.37962	0.143	0.886	[-121.6596 128.6222]																				
Equa1_4	-.148.1197	80.10852	-1.85	0.066	[-211.1174 82.89918]	Equa1_4	-.148.1197	80.10852	-1.85	0.066	[-211.1174 82.89918]	Equa1_4	-.148.1197	80.10852	-1.85	0.066	[-211.1174 82.89918]	Equa1_4	-.148.1197	80.10852	-1.85	0.066	[-211.1174 82.89918]	Equa1_4	-.148.1197	80.10852	-1.85	0.066	[-211.1174 82.89918]																				
Equa1_5	-.145.1286	80.41777	-1.79	0.073	[-211.1203 80.60706]	Equa1_5	-.145.1286	80.41777	-1.79	0.073	[-211.1203 80.60706]	Equa1_5	-.145.1286	80.41777	-1.79	0.073	[-211.1203 80.60706]	Equa1_5	-.145.1286	80.41777	-1.79	0.073	[-211.1203 80.60706]	Equa1_5	-.145.1286	80.41777	-1.79	0.073	[-211.1203 80.60706]																				
Equa1_6	-.144.1039	80.11618	-1.78	0.075	[-211.1207 80.60706]	Equa1_6	-.144.1039	80.11618	-1.78	0.075	[-211.1207 80.60706]	Equa1_6	-.144.1039	80.11618	-1.78	0.075	[-211.1207 80.60706]	Equa1_6	-.144.1039	80.11618	-1.78	0.075	[-211.1207 80.60706]	Equa1_6	-.144.1039	80.11618	-1.78	0.075	[-211.1207 80.60706]																				
Equa1_10	-.90.62249	80.43032	-1.10	0.267	[-208.2547 87.00967]	Equa1_10	-.90.62249	80.43032	-1.10	0.267	[-208.2547 87.00967]	Equa1_10	-.90.62249	80.43032	-1.10	0.267	[-208.2547 87.00967]	Equa1_10	-.90.62249	80.43032	-1.10	0.267	[-208.2547 87.00967]	Equa1_10	-.90.62249	80.43032	-1.10	0.267	[-208.2547 87.00967]																				
Equa1_11	-.73.72558	80.11051	-0.91	0.360	[-202.3161 154.9618]	Equa1_11	-.73.72558	80.11051	-0.91	0.360	[-202.3161 154.9618]	Equa1_11	-.73.72558	80.11051	-0.91	0.360	[-202.3161 154.9618]	Equa1_11	-.73.72558	80.11051	-0.91	0.360	[-202.3161 154.9618]	Equa1_11	-.73.72558	80.11051	-0.91	0.360	[-202.3161 154.9618]																				