

**UNIVERSITEIT GENT**

**FACULTEIT ECONOMIE EN BEDRIJFSKUNDE**

**ACADEMIEJAAR 2014 – 2015**

**Lastenverlaging op arbeid: via  
werknemers- of werkgeversbijdragen?**

Masterproef voorgedragen tot het bekomen van de graad van

Master of Science in de Economische Wetenschappen

**Jolien Coppens**

**onder leiding van**

**Prof. Dr. Freddy Heylen**



**UNIVERSITEIT GENT**

**FACULTEIT ECONOMIE EN BEDRIJFSKUNDE**

**ACADEMIEJAAR 2014 – 2015**

**Lastenverlaging op arbeid: via  
werknemers- of werkgeversbijdragen?**

Masterproef voorgedragen tot het bekomen van de graad van

Master of Science in de Economische Wetenschappen

**Jolien Coppens**

**onder leiding van**

**Prof. Dr. Freddy Heylen**

## **Vertrouwelijkheidsclausule**

Ondergetekende verklaart dat de inhoud van deze masterproef mag geraadpleegd en/of gereproduceerd worden, mits bronvermelding.

Jolien Coppens

## Woord vooraf

Ik zou graag iedereen willen bedanken die mij ondersteund heeft bij het schrijven van mijn masterproef “Lastenverlaging op arbeid: via werknemers- of werkgeversbijdragen?” met het oog op het behalen van mijn masterdiploma in de Economische Wetenschappen. Ik heb dit onderwerp gekozen omdat dit enerzijds zeer actueel is in België en anderzijds omdat ik tijdens mijn studies merkte dat ik een grote interesse heb voor het onderwerp werkgelegenheid.

Eerst en vooral wil ik mijn promotor, prof. Dr. Freddy Heylen, bedanken voor de goede begeleiding van mijn masterproef. U heeft mij heel veel interessante tips gegeven betreffende verbeteringen van de theorie en de tekst, het vinden en samenstellen van de data en ook omtrent het econometrisch onderzoek.

Tenslotte een grote dank aan mijn ouders, die ervoor gezorgd hebben dat ik vier jaar lang heb mogen studeren en aan mijn vriend en alle vrienden die mij gesteund hebben bij het tot stand komen van mijn eindwerk.

Jolien Coppens

Gent, mei 2015

# Inhoudsopgave

Woord vooraf.....	I
Inhoudsopgave.....	II
Lijst van gebruikte afkortingen .....	III
Lijst van tabellen .....	V
Lijst van figuren.....	VI
Inleiding.....	1
<b>1. Lastenverlaging op arbeid: theoretisch model.....</b>	<b>5</b>
1.1. Het perfect competitief arbeidsmarktmodel .....	5
1.2. De impact van werknemers- versus werkgeversbelastingen op arbeid .....	9
1.3. Nuancering van het theoretisch arbeidsmarktmodel .....	12
<b>2. Lastenverlaging op arbeid: literatuurstudie.....</b>	<b>17</b>
2.1. Het effect van belastingen op arbeid op werkgelegenheid .....	17
2.1.1. Het algemeen effect van belastingen op arbeid op werkgelegenheid .....	17
2.1.2. Het effect van werknemers- versus werkgeversbelastingen op werkgelegenheid .....	24
2.2. Het effect van andere determinanten op werkgelegenheid.....	27
<b>3. Data .....</b>	<b>32</b>
<b>4. Onderzoeksmethode.....</b>	<b>35</b>
4.1. De CCEP-schatter .....	35
4.2. Panel unit root test.....	37
<b>5. Empirische resultaten .....</b>	<b>40</b>
5.1. Fixed effects-schatter .....	40
5.2. CCEP-schatter .....	42
5.2.1. Institutionele variabelen .....	42
5.2.2. Budgettaire variabelen .....	45
5.2.3. Alle variabelen .....	48
5.3. Robuustheidstests .....	51
<b>6. Algemeen besluit .....</b>	<b>58</b>
Referentielijst .....	VII
Bijlage 1: Databeschrijving en bronnen .....	
Bijlage 2: Werkgelegenheidsgraad in uren in elk land (1970-2012) .....	
Bijlage 3: Variatie over de tijd in $t_p$ en $t_w$ .....	
Bijlage 4: Verband tussen werkgelegenheidsgraad in uren en $t_p$ resp. $t_w$ .....	
Bijlage 5: Fixed effects-schattingsresultaten budgettaire- en alle variabelen .....	
Bijlage 6: Data variabelen met interactie voor drie landengroepen .....	

## Lijst van gebruikte afkortingen

A	stand van de technologie, scholingsniveau van werknemers, publieke infrastructuur
ADF	augmented Dickey-Fuller
BBP	bruto binnenlands product
BLUE	best linear unbiased estimator
BTW	belasting op de toegevoegde waarde
C	gezinsconsumptie
CCEP	common correlated effects pooled
coördinatie	coördinatie van de loononderhandelingen
DGE	dynamisch algemeen evenwichtsmodel
E	overheidsuitgaven
EPL	arbeidsbeschermingsregulering
F	budgettaire variabelen
FC	vaste kosten
FE	fixed effects
$F_t$	ongeobserveerde gemeenschappelijke factor
GLS	generalized least squares
I	institutionele variabelen
k	kapitaal per capita
EG	Engle Granger
$l$	ingezette arbeidstijd per gezin
L	macro-economische werkgelegenheid
$l_d$	arbeidsvraag representatief bedrijf
$L_d$	macro-economische arbeidsvraag
$l_s$	arbeidsaanbod representatief gezin
$L_s$	macro-economisch arbeidsaanbod
MW	Maddala en Wu
ohb	overheidsbalans in percentage van het BBP
ohlc	overheidsloonconsumptie in percentage van het BBP
ohnlc	overheid niet-loonconsumptie in percentage van het BBP
ohprodu	productieve overheidsuitgaven in percentage van het BBP
ohszu	sociale zekerheid overheidsuitgaven in percentage van het BBP
OLS	ordinary least squares

P	algemeen prijspeil
PMR	productmarktregulatie
RBC	Real Business Cycle
syndicalisatie	syndicalisatiegraad
$t_i$	indirecte belastingvoet
$t_k$	belastingvoet op kapitaal
$t_p$	patronale bijdragevoet
$t_{ps}$	gemiddelde sociale zekerheidsbijdragevoet werkgevers
$t_w$	belastingvoet op het arbeidsinkomen
$t_{wi}$	gemiddelde inkomensbelastingvoet werknemers
$t_{ws}$	gemiddelde sociale zekerheidsbijdragevoet werknemers
TR	nominale transfer van de overheid aan het gezin
$u^*$	evenwichtswerkloosheid
v	vervangingsratio voor werkloosheidsuitkeringen
W	nominaal brutoloon
W/P	reëel brutoloon
$x'_{it}$	(k x 1)-vector van k verklarende variabelen voor land i in jaar t
y	reële output per capita
$y_{it}$	afhankelijke variabele voor land i in jaar t
Z	Lagrangefunctie
$\alpha$	kapitaalelasticiteit
$\alpha_i$	landspecifiek fixed effect
$\beta$	te schatten parameter voor elke k verklarende variabele
$\gamma$	relatieve nutswaarde van vrije tijd versus consumptie
$\gamma_i$	landspecifieke impact van de ongeobserveerde factor $F_t$
$\varepsilon_{it}$	storingsterm in land i en jaar t
$\lambda$	Lagrangemultiplicator
$\lambda_t$	gemeenschappelijke tijdsdummy
$v_{it}$	deel van de storingsterm $\varepsilon_{it}$ met een onafhankelijke en identieke normale verdeling
$\pi$	winst



## Lijst van tabellen

Tabel 1 - Werkgelegenheidsgraad in uren (in percentage), 2008-2012

Tabel 2 - Werkgelegenheidsgraad in uren (in percentage), 2003-2007

Tabel 3 - Het effect van belastingen op arbeid op werkgelegenheid (groot versus klein effect)

Tabel 4 - Panel unit root tests

Tabel 5 - FE-schattingsresultaten werkgelegenheidsgraad in uren: institutionele variabelen

Tabel 6 - CCEP-regressieresultaten werkgelegenheidsgraad in uren: institutionele variabelen (I)

Tabel 7 - Effect variabelen met interactie op werkgelegenheidsgraad in uren (I)

Tabel 8 - CCEP-regressieresultaten werkgelegenheidsgraad in uren: budgettaire variabelen (F)

Tabel 9 - Effect variabelen met interactie op werkgelegenheidsgraad in uren (F)

Tabel 10 - CCEP-regressieresultaten werkgelegenheidsgraad in uren: alle variabelen (I+F)

Tabel 11 - Effect variabelen met interactie op werkgelegenheidsgraad in uren (I+F)

Tabel 12 - Robuustheidstests zonder interactietermen

Tabel 13 - Robuustheidstests met interactietermen

Tabel 14 - Effect variabelen met interactie op werkgelegenheidsgraad in uren (F) 2000-2012

Tabel 15 - Effect variabelen met interactie op werkgelegenheidsgraad in uren (I+F) 2000-2012

## Lijst van figuren

Figuur 1 – Werkgelegenheidsgraad in uren in vier landengroepen (in percentage), 1970-2012

Figuur 2 - Het perfect competitief arbeidsmarktevenwicht

Figuur 3 - Belastinginvariantie

## Inleiding

Het tekort aan werkgelegenheid is een belangrijk thema in verschillende OESO-landen. In het ene OESO-land wordt vandaag meer gewerkt dan in het andere. Bovendien maakten de verschillende OESO-landen een andere evolutie door in werkgelegenheid over de tijd. De tabellen geven een overzicht van de meest recente werkgelegenheidspercentages in uren voor 20 OESO-landen. Het werkgelegenheidspercentage in uren geeft de fractie van het potentieel aantal uren weer dat er werkelijk gewerkt wordt in een land (Berger en Heylen, 2011). Tabel 1 toont de gemiddelde werkgelegenheidsgraad in uren in de periode 2008-2012. Aangezien deze periode gekenmerkt werd door een globale financiële crisis en de eurocrisis, geven we in tabel 2 het vijfjaarlijks gemiddelde van de werkgelegenheidsgraad in uren weer voor de periode 2003-2007 die voorafgaat aan deze periode van instabiliteit. Tabel 1 en 2 tonen ons dat de werkgelegenheidsgraad in uren in Frankrijk, België, Duitsland, Nederland en Italië (vijf van de zes kernlanden van de eurozone, met uitzondering van Oostenrijk) vandaag lager ligt dan deze in de vijf Angelsaksische landen bestaande uit Australië, Canada, Ierland, het Verenigd Koninkrijk en de Verenigde Staten. De laagste werkgelegenheidsvoet in uren wordt in de periode 2008-2012 waargenomen in Frankrijk, namelijk 51,07%. In 2003-2007 had België met 50,82% de laagste werkgelegenheidsgraad in uren van de 20 OESO-landen. Voor de financiële crisis hadden de Angelsaksische landen allemaal een werkgelegenheidsgraad in uren boven 63%, tijdens en na de crisis was dit nog boven 59%. Toch doen ze het nog steeds beter dan de kernlanden van de eurozone. Ook de werkgelegenheid in Scandinavië (Denemarken, Finland, Noorwegen en Zweden) ligt gemiddeld hoger dan deze in de kern van de eurozone. Bovendien stellen we vast dat de werkgelegenheid in de drie Zuid-Europese landen, Griekenland, Portugal en Spanje, eveneens over het algemeen hoger ligt dan deze in de kern. De uitzondering hierop is Spanje, met een werkgelegenheidsgraad in uren van 52,37% tijdens de crisisperiode en 56,46% voordien. Tenslotte worden Portugal, Japan en Zwitserland gekenmerkt door de hoogste werkgelegenheidsgraad in uren, die boven 70% ligt voor de twee periodes.

Figuur 1 geeft de evolutie weer van de werkgelegenheidsgraad in uren voor de vier eerder vermelde gelijkaardige landengroepen: de zes kernlanden van de eurozone, de drie Zuid-Europese landen, vijf Angelsaksische landen en de vier Scandinavische landen. In het begin van de jaren '70 lag het werkgelegenheidspercentage in uren dicht bij elkaar voor de vier groepen. De werkgelegenheidsgraad in uren bevond zich toen rond de 70% voor zowel Scandinavië, de Angelsaksische landen als Zuid-Europa. In West-Europa lag deze iets lager. Sinds de jaren '70 is de werkgelegenheid in verschillende OESO-landen enorm gedaald, vooral in de kernlanden van de eurozone. Het werkgelegenheidspercentage in de kern van de eurozone bevindt zich vandaag nog

slechts iets boven 55%. We zien ook een daling van het werkgelegenheidspercentage in uren in de Angelsaksische en Scandinavische landen over de tijd, maar in minder sterke mate dan in continentaal-Europa. Zij kennen over het algemeen nog een werkgelegenheidspercentage in uren dat hoger ligt dan 60%. De Scandinavische landen worden bijgevolg gekenmerkt door een werkgelegenheidsgraad die beter aansluit bij deze van de Angelsaksische landen dan die in continentaal Europa. Tenslotte daalde de werkgelegenheid eveneens in de drie Zuid-Europese landen sinds 1970, met een dieptepunt in het midden van de jaren '90. Daarna herstelde de werkgelegenheidsgraad zich daar opnieuw, naar meer dan 65% voor het uitbreken van de financiële crisis in 2008. Als gevolg van de financiële crisis en de Europese schuldencrisis daalde de werkgelegenheidsgraad in uren er vervolgens onder de 60% in 2012. Het werkgelegenheidspercentage in de periferie van de eurozone komt bijgevolg dichterbij dat van de kernlanden.

**Tabel 1 - Werkgelegenheidsgraad in uren (in percentage), 2008-2012**

Frankrijk	51,07%	Verenigd Koninkrijk	61,09%
België	51,13%	Finland	62,03%
Spanje	52,37%	Oostenrijk	63,07%
Duitsland	55,04%	Zweden	63,09%
Nederland	56,37%	Griekenland	64,92%
Denemarken	57,99%	Canada	65,35%
Italië	58,33%	Australië	67,20%
Ierland	59,35%	Portugal	70,28%
Noorwegen	59,84%	Japan	71,96%
Verenigde Staten	60,95%	Zwitserland	73,89%

Bron: Totaal aantal gewerkte uren: Groningen Growth and Development Centre, Total Economy Database January 2014; Bevolking op beroepsactieve leeftijd (15-64 jaar): OECD Stat, Annual Labor Force Statistics.

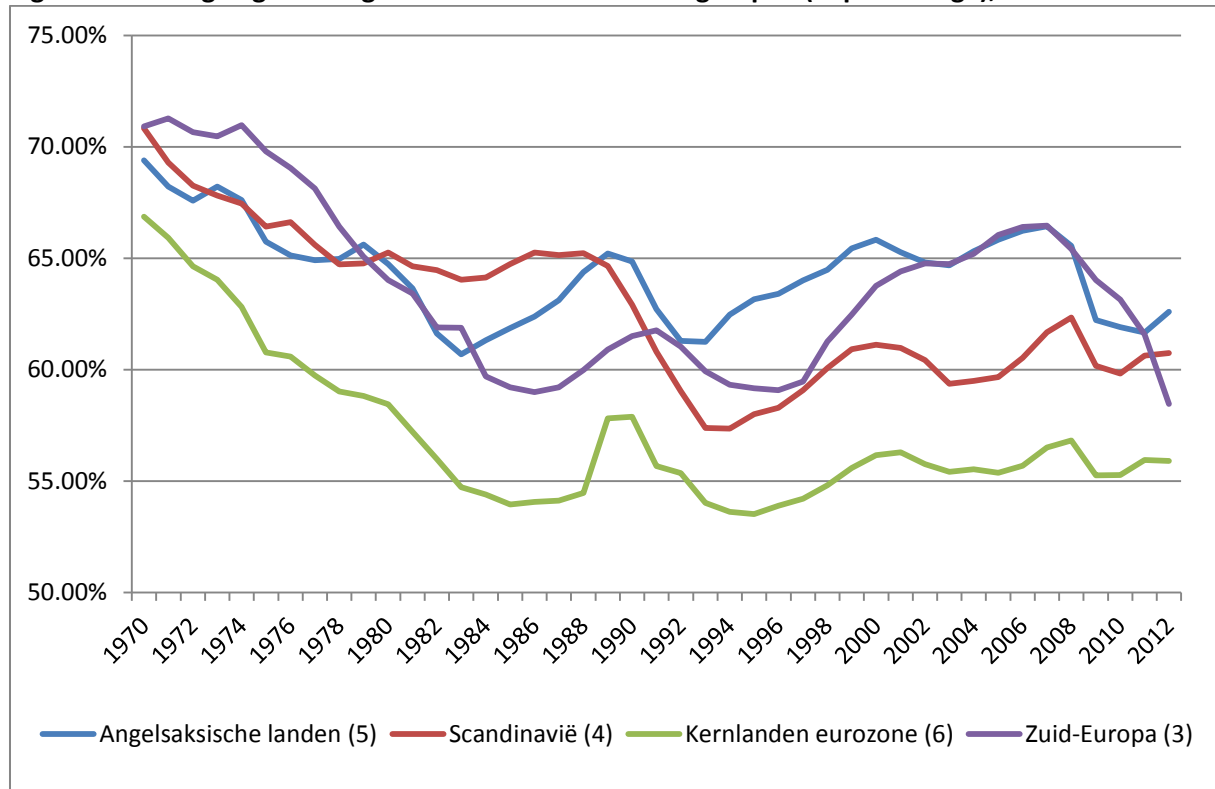
Opmerking: De werkgelegenheidsgraad in uren wordt berekend als het totaal aantal gewerkte uren in een land, gedeeld door het potentieel aantal gewerkte uren per persoon, maal de bevolking op beroepsactieve leeftijd (15-64 jaar). We veronderstellen een potentieel aantal uren van 1920 per jaar. Meer uitleg, zie hoofdstuk 3 en bijlage 1.

**Tabel 2 - Werkgelegenheidsgraad in uren (in percentage), 2003-2007**

België	50,82%	Verenigd Koninkrijk	63,16%
Frankrijk	51,41%	Oostenrijk	63,66%
Duitsland	53,19%	Verenigde Staten	64,40%
Nederland	55,07%	Australië	66,58%
Spanje	56,46%	Canada	66,64%
Noorwegen	58,00%	Griekenland	67,33%
Denemarken	59,17%	Ierland	67,68%
Italië	60,02%	Japan	72,15%
Finland	61,30%	Zwitserland	72,79%
Zweden	62,11%	Portugal	73,51%

Bron: Totaal aantal gewerkte uren: Groningen Growth and Development Centre, Total Economy Database January 2014; Bevolking op beroepsactieve leeftijd (15-64 jaar): OECD Stat, Annual Labor Force Statistics.

**Figuur 1 – Werkgelegenheidsgraad in uren in vier landengroepen (in percentage), 1970-2012**



Bron: Totaal aantal gewerkte uren: Groningen Growth and Development Centre, Total Economy Database January 2014; Bevolking op beroepsactieve leeftijd (15-64 jaar): OECD Stat, Annual Labor Force Statistics.

De sterke terugval in de werkgelegenheid over de tijd, vooral in de eurozone, wordt vaak gelinkt aan de grote stijging van de belastingen op arbeid die plaatsvond in deze landen (o.a. Daveri en Tabellini, 2000; Prescott, 2004). Het doel van onze paper is te onderzoeken of we de werkgelegenheid kunnen stimuleren door de lasten op arbeid te verlagen en hoe we deze lastenverlaging het best kunnen aanpakken. We bekijken een panel van 20 OESO-landen over de periode 1970-2012. Specifiek gaan we empirisch na of een verlaging van de arbeidsbelastingen beter kan uitgevoerd worden via een verlaging van de belastingvoet op werkgevers respectievelijk deze op werknemers, om een zo groot mogelijk effect op de werkgelegenheid te bekomen. In de bestaande literatuur wordt de opsplitsing van de arbeidsbelastingvoet veelal genegeerd, terwijl het van belang is voor beleidsaanbevelingen om te weten via welke weg de arbeidsbelastingen het best verlaagd kunnen worden. Met dit onderzoek proberen we het belang van de opsplitsing tussen werkgevers- en werknemersbelastingen voor de werkgelegenheid in de aandacht te brengen. Onze onderzoekshypothese stelt dat het verlagen van de werkgeversbelastingen op arbeid beter is voor de werkgelegenheid dan het verlagen van het progressief deel van de werknemersbelastingen. Bovendien zou het verhogen van de progressiviteit van inkomensbelastingen op werknemers zelfs een positieve invloed moeten uitoefenen op de werkgelegenheid. We focussen ons zoals Berger en Heylen (2011) op het verklaren van het werkgelegenheidspercentage in uren, aangezien deze maatstaf zowel gebruik maakt van de

intensieve als de extensieve marge. De intensieve marge is het aantal gewerkte uren per werkende persoon, terwijl de extensieve marge het werkgelegenheidspercentage in personen weergeeft. Hiervoor maken we gebruik van het econometrisch model van Pesaran (2006) en Kapetanios, Pesaran en Yamagata (2011). Dit econometrisch model laat cross-sectioneel gecorreleerde fouttermen toe, die mogelijk veroorzaakt worden door gemeenschappelijke factoren die we niet observeren (Berger en Heylen, 2011).

Het vervolg van ons onderzoek loopt als volgt. In het eerste hoofdstuk werken we een theoretisch model uit voor de arbeidsmarkt. We baseren ons op een perfect competitief arbeidsmarktmodel. Daarnaast maken we enkele nuanceringen bij dit perfect competitief model. Het arbeidsmarktmodel geeft ons inzicht in het effect van werknemers- versus werkgeversbelastingen op de werkgelegenheid. Het tweede hoofdstuk beslaat de bestaande literatuur over lastenverlagingen op arbeid en hun effect op werkgelegenheid. We bekijken het effect van arbeidsbelastingverlagingen op werkgelegenheid en bovendien kijken we naar andere factoren die de werkgelegenheid kunnen beïnvloeden. Daarnaast geven we ook enkele studies weer die kijken naar het verschillend effect van werkgevers- en werknemersbelastingen op de werkgelegenheid. Over het algemeen wordt in de bestaande literatuur een significant effect gevonden van belastingen op arbeid op de werkgelegenheid. Over de grootte van dat effect bestaat er discussie over de verschillende studies. Bovendien hangt het effect van de belastingen op arbeid af van onder andere de compositie van de overheidsuitgaven in een land en de coördinatie van loononderhandelingen. Indien we de belastingvoet op arbeid opsplitsen tussen werknemers en werkgevers, vinden de voornaamste empirische studies dat de proportionele werkgeversbelastingen op arbeid negatiever zijn voor de werkgelegenheid dan het progressief deel van de werknemersbelastingen. Hierbij raden ze aan om een belastingverlaging op werkgevers uit te voeren samen met een verhoging van de progressiviteit van de werknemersbelastingen. In hoofdstuk 3 beschrijven we de gebruikte data in onze empirische studie en vervolgens gaan we in hoofdstuk 4 dieper in op de econometrische onderzoeksmethodologie. Hoofdstuk 5 geeft de empirische resultaten weer. Onze resultaten tonen dat het opsplitsen van de arbeidsbelastingvoet in enkel werkgevers- en werknemersbelastingen nog niet volstaat, maar dat de werknemersbelastingen verder opgesplitst moeten worden in een deel sociale zekerheidsbijdragen en een deel progressieve inkomensbelastingen. Indien we dit doen, vinden we dat de werkgeversbelastingen inderdaad een negatievere invloed uitoefenen op de werkgelegenheidsgraad in uren dan de werknemersbelastingen. Bovendien is het effect op werkgelegenheid van zowel de inkomensbelastingen als van de sociale zekerheidsbijdragen op werknemers in de meeste gevallen positief. Tenslotte sluiten we ons onderzoek af met een algemene conclusie in hoofdstuk 6.

# 1. Lastenverlaging op arbeid: theoretisch model

In dit hoofdstuk bekijken we het theoretisch arbeidsmarktmodel dat we verder als basis voor ons empirisch onderzoek zullen gebruiken. In paragraaf 1.1 zetten we een perfect competitief arbeidsmarktmodel met nuts- en winstmaximerende economische agenten uiteen. In paragraaf 1.2 bekijken we vervolgens in dit model of een even grote wijziging van de belastingen op arbeid op de werkgevers respectievelijk werknemers leidt tot een verschillend effect op de werkgelegenheid. Tenslotte bekijken we in paragraaf 1.3 enkele nuanceringen van het theoretisch model.

## 1.1. Het perfect competitief arbeidsmarktmodel

Het perfect competitief arbeidsmarktmodel gaat uit van drie soorten maximerende economische agenten. De eerste zijn de nutsmaximerende gezinnen die zoveel mogelijk consumptie en vrije tijd willen bekomen. Daarnaast bestaat de economie uit bedrijven die streven naar winstmaximalisatie. Tenslotte speelt ook de overheid mee in de economie. De overheid wil een budget in evenwicht bekomen. Voor de uitwerking baseren we ons op Rogerson (2006) en Heylen (2014).

De arbeidsvraag geeft de relatie weer tussen de optimale hoeveelheid arbeid die bedrijven willen inzetten bij een gegeven reëel loon. We gaan uit van een representatief bedrijf met de gekende Cobb-Douglas productiefunctie. Dit bedrijf streeft naar winstmaximalisatie, wat betekent dat de marginale opbrengst van het bedrijf gelijk moet zijn aan de marginale kost. De productiefunctie wordt gegeven door:

$$y = Ak^\alpha l^{1-\alpha}$$

Met  $y$  de output per capita,  $k$  het kapitaal per capita,  $l$  het aantal gewerkte uren per capita, en  $A$  het technologieniveau. De arbeidselasticiteit is gelijk aan  $1 - \alpha$ . Het representatief bedrijf haar winstfunctie wordt gegeven door:

$$\pi = py - W(1 + t_p)l - FC$$

Hierbij stelt  $\pi$  de winst per capita voor van het representatief bedrijf. De omzet per capita van het bedrijf wordt weergegeven door  $py$ , waarbij  $p$  de exogene productprijs voorstelt. Daarnaast hebben we de variabele loonkost van het bedrijf,  $W(1+t_p)l$ . Dit zijn de totale nominale loonkosten per capita.  $W$  staat voor het nominaal brutoloon per eenheid arbeid en wordt exogeen verondersteld. Bedrijven hebben namelijk geen macht over de lonen, aangezien zij met veel kleine vragers van arbeid zijn. De patronale belastingvoet ( $t_p$ ) op het brutoloon wordt bepaald door de overheid en is dus ook exogeen.  $FC$  staat voor de exogene vaste kosten van het bedrijf. Ondernemingen hebben dus één

beslissingsvariabele, de in te zetten hoeveelheid arbeid. Uit de micro-economie weten we dat de eerste orde voorwaarde voor winstmaximalisatie vereist dat de eerste afgeleide van de winstfunctie naar het aantal gewerkte uren per capita gelijk is aan nul. De uitwerking naar  $l$  is als volgt:

$$\frac{\partial \pi}{\partial l} = 0$$

$$\Leftrightarrow \frac{\partial y}{\partial l} = \frac{W(1+t_p)}{P}$$

$$\Leftrightarrow \frac{(1-\alpha)}{(1+t_p)} A \left(\frac{k}{l}\right)^\alpha = \frac{W}{P}$$

$$\Leftrightarrow l = l_d = \left[ \frac{\frac{W}{P}(1+t_p)}{(1-\alpha)A} \right]^{-\frac{1}{\alpha}} k \quad (1)$$

Zo vinden we alle determinanten van de vraag naar arbeid ( $l_d$ ) van het representatief bedrijf. Merk op dat  $-1/\alpha$  kleiner is dan nul. Bedrijven zullen volgens dit model meer arbeid inzetten wanneer – ceteris paribus – het reëel brutoloon ( $W/P$ ) daalt, wanneer  $t_p$  daalt, wanneer de factor  $A$  stijgt of wanneer  $k$  toeneemt. Een verbetering van  $k$  of  $A$  zorgen voor een toename in de marginale productiviteit van arbeid en maken het voor bedrijven aantrekkelijker om meer arbeid in te zetten voor gegeven reële loonkosten. Via horizontale sommatie van de individuele arbeidsvraagcurves van de bedrijven verkrijgen we de macro-economische arbeidsvraagcurve ( $L_d$ -curve). Deze arbeidsvraagcurve heeft een negatief verloop in functie van ( $W/P$ ).

Vervolgens beschouwen we een representatief, nutsmaximerend gezin dat arbeid zal aanbieden. Het arbeidsaanbod geeft weer hoeveel arbeid het gezin wil leveren tegen een gegeven reëel loon. We weten dat gezinnen hun nut willen maximeren over hun leven. Dit nut halen ze zowel uit consumptie als uit vrije tijd. Om te kunnen consumeren, moeten gezinnen een inkomen verdienen. Hiervoor moeten ze een fractie van hun tijd besteden aan werken. Deze fractie wordt gegeven door  $l$ . We gaan uit van een logaritmische nutsfunctie van het gezin, die stijgend is in de gezinsconsumptie ( $C$ ) en in vrije tijd ( $1-l$ ). De beschikbare tijd werd genormaliseerd tot 1. De logaritmische nutsfunctie heeft een positief, maar dalend marginaal nut: hoe meer het gezin reeds consumeert, hoe minder nut een extra eenheid consumptie zal hebben voor dat gezin. De nutsfunctie van het representatief gezin wordt weergegeven door:

$$U(C, 1-l) = \ln C + \gamma \ln(1-l) \text{ met } \gamma > 0$$

De parameter  $\gamma$  geeft het relatieve belang weer voor een gezin van nut uit vrije tijd versus consumptie. Een hogere parameter  $\gamma$  betekent dat het gezin een grotere relatieve nutswaarde hecht



aan vrije tijd ten opzichte van consumptie (Heylen, 2014). Het gezin wil haar nutsfunctie maximaliseren, rekening houdend met haar budgetbeperking die afhangt van de ingezette hoeveelheid arbeid:

$$W(1 - t_w)l + vW(1 - l) + TR = P(1 + t_i)C$$

De budgetvergelijking van het gezin zegt dat de totale uitgaven van het gezin (rechterlid) gelijk moeten zijn aan haar inkomsten (linkerlid). Het gezin consumeert haar volledige inkomen en spaart bijgevolg niet. We weten reeds dat  $W$  het nominaal brutoloon per geleverde eenheid arbeid is (supra). De belastingvoet op arbeid wordt gegeven door  $t_w$ . Deze belasting is te betalen door de werknemers zelf en bestaat uit sociale zekerheidsbijdragen en inkomensbelastingen. Daarnaast ontvangt het gezin ook een vergoeding,  $vW(1 - l)$ , voor de niet-gewerkte tijd ( $1 - l$ ) als een fractie  $v$  van het loon ( $v$  is de vervangingsratio voor werkloosheidsuitkeringen). Tenslotte verkrijgt het gezin een nominale transfer van de overheid ( $TR$ ) die onafhankelijk is van de arbeidsinzet. Dit kan bijvoorbeeld gaan om kinderbijslag. Het rechterlid van de budgetbeperking geeft de uitgaven weer van het gezin, de gezinsconsumptie.  $P(1+t_i)$  is de consumptieprijs. Deze is typisch hoger dan de productprijs van bedrijven door de indirecte belastingen die gezinnen betalen op hun consumptie, zoals de belasting op de toegevoegde waarde (BTW).  $t_i$  is de aanslagvoet voor de indirecte belastingen.

Het optimaliseringsprobleem van het gezin onder de budgetbeperking kan opgelost worden via de Lagrange-methode. Hierbij stelt  $\lambda$  de Lagrangemultiplicator voor. De Lagrangefunctie ( $Z$ ) ziet er als volgt uit:

$$Z = \ln C + \gamma \ln(1 - l) + \lambda [W(1 - t_w)l + vW(1 - l) + TR - P(1 + t_i)C]$$

De eerste-ordevoorwaarden voor nutsmaximalisatie zijn:

$$\frac{\partial Z}{\partial C} = 0 \Leftrightarrow \frac{1}{C} - \lambda [P(1 + t_i)] = 0 \Leftrightarrow \lambda = \frac{1}{C(1+t_i)P} \quad (a)$$

$$\frac{\partial Z}{\partial l} = 0 \Leftrightarrow \frac{\gamma}{1-l} = \lambda [W(1 - t_w - v)] \quad (b)$$

$$\frac{\partial Z}{\partial \lambda} = 0 \Leftrightarrow W(1 - t_w)l + vW(1 - l) + TR = P(1 + t_i)C \quad (c)$$

Wanneer we (a) invullen in (b), verkrijgen we het optimaal arbeidsaanbod van het gezin:

$$\frac{\gamma}{(1-l)} = \frac{W(1-t_w-v)}{P(1+t_i)} \frac{1}{C}$$

Het linkerlid van deze vergelijking is gelijk aan het marginaal nut van vrije tijd, of het nutsverlies van een extra eenheid werken. De eerste term van het rechterlid toont ons de extra

consumptiemogelijkheden wanneer het gezin beslist om meer te werken aan de prijs van consumptiegoederen. De tweede factor geeft ons het marginaal nut van consumptie weer. Het rechterlid duidt bijgevolg de nutswinst aan van een extra eenheid arbeidsinzet. Verdere uitwerking van de vergelijking naar het arbeidsaanbod levert ons:

$$l_s = 1 - \frac{\gamma C}{\frac{W}{P} \left( \frac{1-t_w-v}{1+t_i} \right)} \quad (2)$$

De individuele arbeidsaanbodcurve ( $l_s$ ) heeft een positieve helling in functie van het reëel brutoloon. Naarmate het arbeidsinkomen van gezinnen stijgt, zal het gezin immers sneller voor werk kiezen dan voor vrije tijd omdat de opportunity cost van vrije tijd toeneemt. Bovendien zal het arbeidsaanbod – ceteris paribus – dalen wanneer  $t_w$ ,  $t_i$ ,  $v$  en  $\gamma$  toenemen. Via horizontale sommatie van de individuele arbeidsaanbodcurven verkrijgen we het macro-economisch arbeidsaanbod ( $L_s$ ).

Daarnaast speelt de overheid een belangrijke rol in de economie. De overheid streeft naar een evenwichtig overheidsbudget. Hiervoor moeten haar inkomsten gelijk zijn aan haar uitgaven. De overheid doet allerlei uitgaven, zowel productieve als niet-productieve uitgaven, en financiert deze uitgaven via het heffen van belastingen. De productieve overheidsuitgaven zijn onder andere uitgaven voor onderwijs en onderzoek. Onder de niet-productieve uitgaven hoort de overheidsconsumptie, zoals de transfers naar gezinnen. In ons model splitsen we ter vereenvoudiging evenwel de overheidsuitgaven niet op, maar veronderstellen we dat deze gelijk zijn aan  $E$ . Verder veronderstellen we dat de overheid haar inkomen haalt uit de belastingen op arbeid via de werkgevers en werknemers, en via de indirecte belastingen op consumptie. De overheid bepaalt dus de belastingvoeten  $t_w$ ,  $t_p$  en  $t_i$ . We maken in ons simpel model abstractie van andere overheidsinkomsten, zoals deze uit bijvoorbeeld kapitaalbelastingen. De functie van de overheid wordt gegeven door:

$$(t_w + t_p)WL + t_iPC = E \quad (3)$$

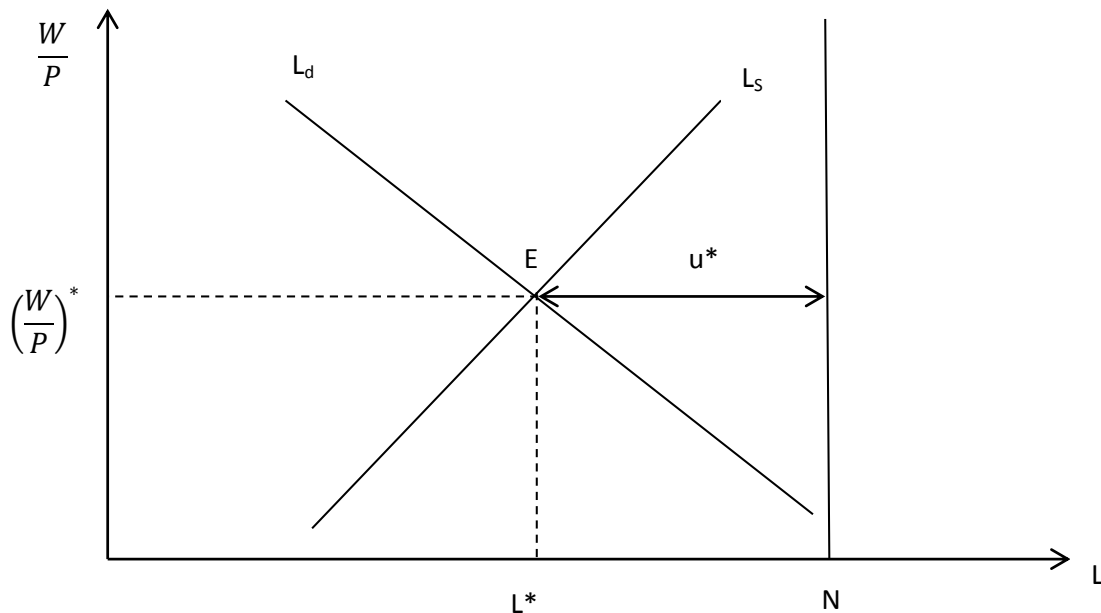
Indien de overheid beslist om meer belastingen te heffen om meer uitgaven te financieren, zal dit een negatief effect hebben op de werkgelegenheid, aangezien de overheid hiervoor één van de belastingvoeten moet verhogen en ze zo een negatieve invloed uitoefent op de werkgelegenheid.

Confrontatie van het arbeidsaanbod met de arbeidsvraag levert ons uiteindelijk het arbeidsmarktevenwicht op. We geven enkel weer van welke determinanten de macro-economische werkgelegenheid ( $L$ ) afhangt in ons theoretisch model en hoe dit evenwicht er grafisch uitziet. Figuur 2 toont het arbeidsmarktevenwicht bij volkomen concurrentie. Zoals eerder vermeld heeft de  $L_d$ -curve een dalend verloop in functie van  $(W/P)$  en de  $L_s$ -curve een stijgend verloop. In het snijpunt

van beide curves vinden we het arbeidsmarktevenwicht (punt E) bij het reëel brutoloon  $(W/P)^*$  en het werkgelegenheidsniveau  $L^*$ . De verticale rechte N geeft de maximale werkgelegenheid weer in de economie wanneer de bevolking op beroepsactieve leeftijd (15-64 jaar) voltijds zou werken. Het verschil tussen het punt E en de rechte N geeft de evenwichtswerkloosheid ( $u^*$ ) weer. Bij perfecte concurrentie is deze werkloosheid volledig vrijwillig. De vrijwillige werklozen vinden het reëel loon  $(W/P)^*$  namelijk te laag om arbeid aan te bieden. De macro-economische werkgelegenheid wordt bepaald door de determinanten van de arbeidsvraag en het arbeidsaanbod. Samengevat wordt L bepaald door de volgende determinanten<sup>1</sup>:

$$L = L(\overset{+}{\widehat{k}}, \overset{+}{\widehat{A}}, \overset{-}{\widehat{t}_p}, \overset{-}{\widehat{t}_w}, \overset{-}{\widehat{t}_i}, \overset{-}{\widehat{v}}, \overset{-}{\widehat{TR}}).$$

**Figuur 2 - Het perfect competitief arbeidsmarktevenwicht**



### 1.2. De impact van werknemers- versus werkgeversbelastingen op arbeid

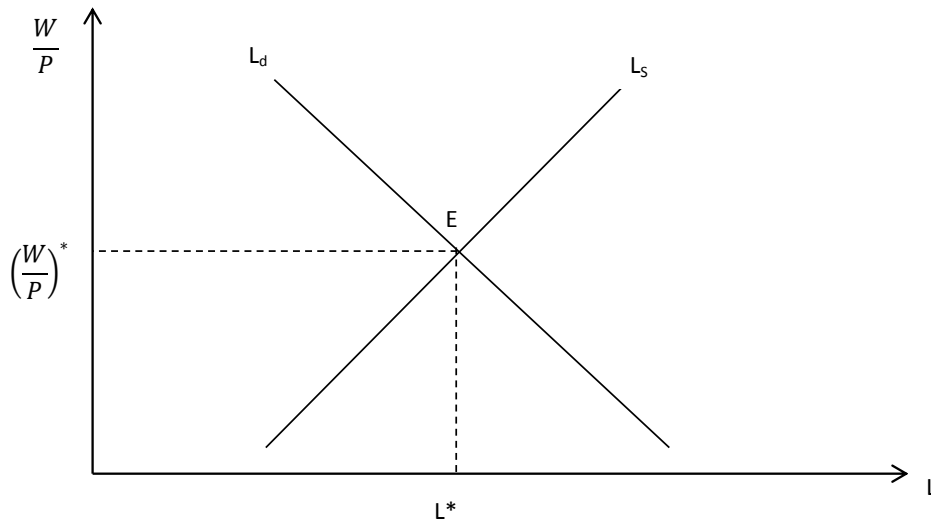
In deze paragraaf bekijken we in ons theoretisch arbeidsmarktmodel welke impact het wijzigen van  $t_p$  respectievelijk  $t_w$  heeft op de werkgelegenheid. We focussen ons op het theoretisch effect van een switch tussen belastingen op werkgevers en belastingen op werknemers op de werkgelegenheid. De lasten op werknemers bestaan uit de persoonlijke inkomensbelasting en het deel van de sociale zekerheidsbijdragen die de werknemers betalen. De lasten op werkgevers zijn daarnaast gelijk aan het deel van de sociale zekerheidsbijdragen die de werkgever betaalt.

<sup>1</sup> Ons model kan verder uitgebreid worden met andere verklarende variabelen van de werkgelegenheid, zoals de syndicalisatie, productmarktregulatie en andere. In hoofdstuk 2, paragraaf 2.2 wordt een overzicht gegeven van andere variabelen die een belangrijke rol spelen voor de werkgelegenheid.

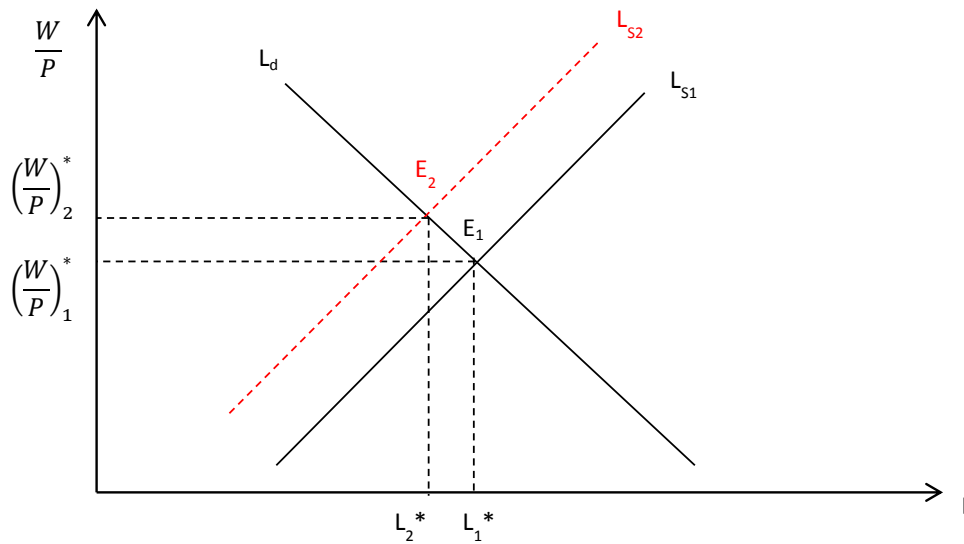
De economische theorie van perfecte concurrentie voorspelt dat het effect van een belasting op een goed of dienst altijd hetzelfde zal zijn, onafhankelijk van het feit of de belasting door de koper of verkoper betaald wordt. Deze voorspelling is beter gekend als de hypothese van belastinginvariantie. Wanneer we deze theorie toepassen op de arbeidsmarkt, betekent dit dat een stijging van de werknemersbelasting gecompenseerd door een even grote daling van de werkgeversbelasting geen effect zal hebben op de reële economie. Zowel het nettoloon van de werknemer als de netto reële arbeidskost van de werkgever en bijgevolg de werkgelegenheid wijzigen niet (Symons en Robertson, 1990). In figuur 3 wordt de hypothese van belastinginvariantie grafisch voorgesteld. Ons model hierachter is het perfect competitief model uit paragraaf 1.1. Het initieel arbeidsmarktevenwicht in figuur 3.a vinden we in het snijpunt E van de arbeidsvraag- en arbeidsaanbodcurve. Hierbij bedraagt het reëel brutoloon  $(W/P)^*$  en het werkgelegenheidsniveau  $L^*$ . Het reëel brutoloon wordt gezien als de belastingbasis. We veronderstellen initieel dat de belastingen op werkgevers en werknemers gelijk zijn aan nul. In figuur 3.b wordt vervolgens een belasting op de werknemers geïntroduceerd. De andere variabelen uit het model wijzigen niet. Door de werknemersbelasting daalt het reëel nettoloon van de werknemers en zullen zij bijgevolg minder arbeid aanbieden. Hierdoor verschuift de arbeidsaanbodcurve naar boven, van  $L_{S1}$  naar  $L_{S2}$ , waardoor het reëel brutoloon stijgt van  $(W/P)_1^*$  tot  $(W/P)_2^*$  en de werkgelegenheid daalt van  $L_1^*$  naar  $L_2^*$ . Door de stijging van het reëel brutoloon zullen de werkgevers immers minder arbeiders vragen. Indien ze nog steeds evenveel arbeid zouden vragen, zou de marginale kost van de bedrijven hoger liggen dan hun marginale opbrengst en is er geen sprake meer van winstmaximalisatie. De arbeidsvraag verschuift naar links langs de  $L_d$ -curve. Zo komen we terecht in het punt  $E_2$ . Figuur 3.c vertrekt eveneens van de initiële situatie in 3.a, maar hier wordt een arbeidsbelasting op de werkgevers geïntroduceerd. Ook hier wijzigt er niets aan de andere variabelen in het model. Door de belasting stijgt de netto reële loonkost van bedrijven en zal de  $L_d$ -curve naar onder verschuiven, van  $L_{d1}$  naar  $L_{d3}$ . Hierdoor daalt het reëel brutoloon en de werkgelegenheid. Door de daling van  $(W/P)$  zullen minder werknemers bereid zijn te werken, waardoor het arbeidsaanbod afneemt langs de  $L_S$ -curve. Het nieuwe evenwicht vinden we in het punt  $E_3$ . De gegeven belasting op arbeid zorgt ervoor dat de opwaartse verschuiving van  $L_S$  in figuur 3.b dezelfde invloed heeft op de werkgelegenheid als de neerwaartse verschuiving van  $L_d$  in figuur 3.c. Het enige verschil tussen beide figuren is het niveau van het reëel brutoloon (Symons en Robertson, 1990).

**Figuur 3 – Belastinginvariantie**

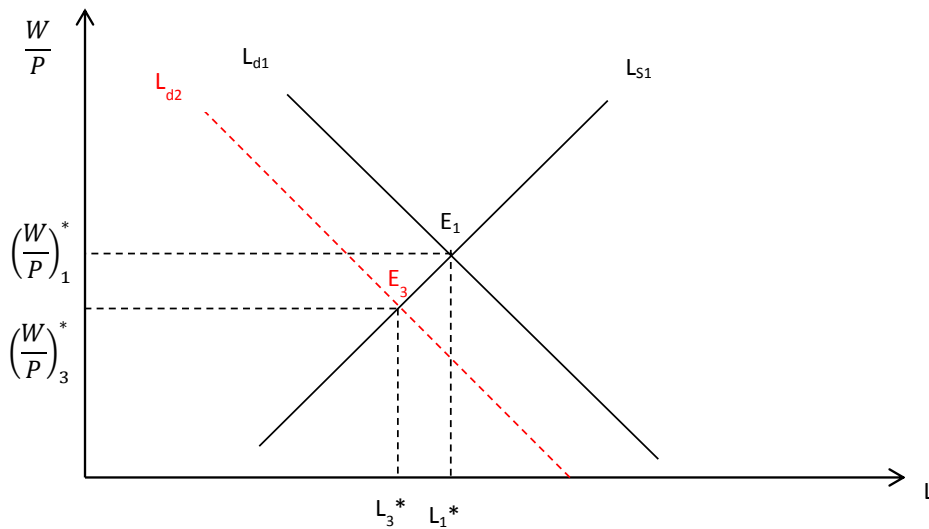
a) Initiële situatie



b) Introductie werknemersbelasting



c) Introductie werkgeversbelasting



Volgens het perfect competitief arbeidsmarktmodel zal het bijgevolg niet uitmaken of we een belastingswitch uitvoeren van belastingen op werkgevers naar werknemers of omgekeerd. Bovendien zal de impact op de werkgelegenheid van een belastingdaling via het verlagen van de werkgevers- respectievelijk werknemersbijdragen gelijk zijn volgens de hypothese van belastinginvariantie. Ons theoretisch model houdt evenwel geen rekening met een aantal factoren die in realiteit van belang zijn. In de volgende paragraaf nuanceren we het theoretisch model door een aantal factoren in rekening te brengen, waardoor een belastingswitch toch een effect zal hebben op de werkgelegenheid.

### **1.3. Nuancering van het theoretisch arbeidsmarktmodel**

Ons theoretisch arbeidsmarktmodel voorspelt dat een belastingshift geen effect zal hebben op de werkgelegenheid en dat het dus niet uitmaakt of we de arbeidsbelastingen verlagen of verhogen via de werknemers of werkgevers. In deze paragraaf nuanceren we deze voorspelling van het perfect competitief arbeidsmarktmodel door rekening te houden met factoren die in dit model genegeerd worden. Het perfect competitief arbeidsmarktmodel veronderstelt dat alle werknemers hetzelfde loon ontvangen. Bovendien wordt verondersteld dat de werkgevers- en werknemersbelastingvoet onafhankelijk zijn van het niveau van het loon, wat niet overeenkomt met de realiteit. Hier geven we enkele factoren weer die ervoor zorgen dat de hypothese van belastinginvariantie niet meer opgaat. De factoren die we hier vermelden zijn de ongeschiktheid van het perfect competitief evenwichtsmodel, de verschillende structuur van persoonlijke inkomensbelastingen en sociale zekerheidsbijdragen, en het verschil tussen overheids- en sociale zekerheidsuitgaven.

#### **(1) Ongeschiktheid van het perfect competitief evenwichtsmodel**

De hypothese van belastinginvariantie gaat op in een perfect competitieve markt. We kunnen stellen dat het perfect competitief evenwichtsmodel geen goed model is voor de arbeidsmarkt, aangezien op de meeste arbeidsmarkten de lonen via loononderhandelingen gezet worden of niet flexibel zijn zoals verondersteld wordt in het perfect competitief model (o.a. Symons en Robertson, 1990; Heylen, 2014). De lonen worden immers vaak via loononderhandelingen tussen vakbonden en werkgevers of werkgeversorganisaties bepaald en liggen voor een bepaalde tijd vast in een loonakkoord. Indien het loon zich dan boven het evenwichtsniveau (punt E) zou bevinden in figuur 2, zal het zich niet onmiddellijk aanpassen naar het evenwicht. Dit betekent bovendien dat  $(W/P)$  niet direct zal volgen wanneer de belastingen verschoven worden en als de  $L_d$ - en  $L_s$ -curve verschuiven. Hierdoor kan bijgevolg de invariantiehypothese niet opgaan op korte termijn. Indien de nominale lonen via loononderhandelingen vastgelegd worden, kunnen de werknemers in groep bovendien meer macht bekomen om hogere lonen af te dwingen. Werknemers zijn sterk tegen een daling van

hun koopkracht en dus tegen een daling van (W/P) bij een stijging van de werkgeversbelastingen op arbeid. Hierdoor is er in realiteit vaak sprake van neerwaartse loonrigiditeit. Indien er bijvoorbeeld een negatieve schok is in de economie waardoor het evenwichtsniveau van de lonen daalt, zullen de lonen als gevolg van neerwaartse rigiditeiten toch boven het evenwicht blijven waardoor er vervolgens onvrijwillige werkloosheid ontstaat (Symons en Robertson, 1990). Bijgevolg gaat de belastinginvariantiehypothese op korte termijn niet op in een imperfecte arbeidsmarkt.

## (2) Verschillen in de structuur van inkomensbelastingen en sociale zekerheidsbijdragen

Zoals eerder vermeld in paragraaf 1.2 bestaan de werkgeversbelastingen op arbeid uit de sociale zekerheidsbijdragen op de werkgever. De werknemersbelastingen bestaan daarentegen zowel uit sociale zekerheidsbijdragen op werknemers als de persoonlijke inkomensbelasting. De structuur van de sociale zekerheidsbijdragen en persoonlijke inkomensbelastingen vertoont grote verschillen, waardoor een verschuiving van de ene naar de andere soort belasting wel degelijk zal zorgen voor een effect op de werkgelegenheid.

Het belangrijkste verschil in de structuur tussen beide is de progressiviteit van de inkomensbelastingen betaald door de werknemers (o.a. Symons en Robertson, 1990; Koskela en Vilmunen, 1996; Picard en Toulemonde, 2003; Heijdra en Ligthart, 2009). De persoonlijke inkomensbelastingen zijn in de meeste landen progressief, wat betekent dat de gemiddelde belastingvoet toeneemt naarmate het inkomen hoger is. Sociale zekerheidsbijdragen zijn daarentegen meestal proportioneel aan het inkomen, met soms het uitsluiten van of een lagere belastingvoet voor de laagste inkomensniveaus en een plafond naar de hoogste inkomensniveaus toe (Symons en Robertson, 1990). Heijdra en Ligthart (2009) wijzen op het belang van de progressiviteit van belastingen. Zij vinden in een theoretisch search en matching-model dat het hervormen van de arbeidsbelastingen door het verlagen van de sociale zekerheidsbijdragen op werkgevers en het verhogen van de progressieve inkomensbelasting op werknemers leidt tot het verhogen van de werkgelegenheid. Bij deze belastingshift houden Heijdra en Ligthart (2009) de marginale belastingwig<sup>2</sup> constant in plaats van opbrengstneutraliteit te veronderstellen. Deze methode laat hen toe om naar de compositie van de belastingwig te kijken en maakt abstractie van het effect van een verandering in het niveau van de belastingwig. Deze strategie is zeer praktisch, aangezien enkel informatie nodig is over de marginale belastingvoeten. Bij een opbrengstneutrale belastingshift is daarentegen een complexe analyse van belastingbasiseffecten vereist (Heijdra en Ligthart, 2009). Door de daling van de arbeidsbelastingen op werkgevers daalt de reële loonkost van de bedrijven, op

---

<sup>2</sup> De marginale belastingwig is het verschil tussen het loon betaald door het bedrijf (brutoloon) en het loon ontvangen door het huishouden (nettoloon), uitgedrukt in percentage van het brutoloon (Heijdra en Ligthart, 2009).

voorwaarde dat de vakbondsmacht niet perfect is. Hierdoor stijgt de marginale opbrengst van het inzetten van een extra werknemer voor het bedrijf en zal de arbeidsvraag toenemen. Indien de vakbondsmacht wel perfect zou zijn, zouden vakbonden de verhoging van de progressieve inkomensbelasting op werknemers volledig omzetten in loonstijgingen, waardoor het positief effect van de belastingdaling op werkgevers teniet gedaan wordt. Naast de daling van de werkgeversbelastingen, stijgen de progressieve inkomensbelastingen op werknemers. Bij een vakbondsmacht groter dan nul die niet perfect is, neemt het consumentenloon of het netto reëel loon toe na de stijging van de progressieve inkomensbelasting en de daling van de proportionele werkgeversbelasting. Dit komt doordat de gemiddelde belastingwig daalt in hun model, waardoor macro-economisch de belastingdruk op arbeid daalt en hierdoor het onderhandeld loon voldoende hoog ligt om de stijging van de progressiviteit in de inkomensbelasting te compenseren. Macro-economisch blijft er dus na de progressiviteitsstijging meer over van het reëel brutoloon na belastingen, waardoor het reëel nettoloon toeneemt en bijgevolg ook het arbeidsaanbod zal toenemen. Heijdra en Ligthart (2009) tonen zo aan dat het verlagen van werknemersbelastingen samen met het verhogen van de progressiviteit van de inkomensbelastingen op werknemers goed is voor de werkgelegenheid. Ook Picard en Toulemonde (2003) wijzen erop dat onder een niet-lineair belastingschema het belasten van werknemers niet hetzelfde is als het belasten van werkgevers. Hiermee bedoelen ze een belastingschema dat niet proportioneel is, maar progressief. In een model dat vakbondsmodellen en search en matching combineert, vinden ze dat een opbrengstneutrale belastinghervorming die de progressiviteit verhoogt voordelig is voor de werkgelegenheid. Via hogere marginale belastingvoeten zorgt deze progressiviteitsverhoging namelijk voor een verlaagde incentive bij werknemers en vakbonden om hogere lonen te vragen (Picard en Toulemonde, 2003). Wanneer de marginale belastingvoet verhoogd wordt terwijl de gemiddelde belastingvoet constant gehouden wordt, stijgt de progressiviteit van belastingen. Een progressieve belasting is bovendien een belasting op loonstijgingen. Indien werknemers door vakbonden vertegenwoordigd worden die een voorkeur hebben voor zowel werkgelegenheid als lonen, gaat de kost van een hoger loon bijgevolg omhoog. Hierdoor zullen vakbonden, ceteris paribus, een lager nominaal brutoloon onderhandelen, waardoor er meer ruimte is voor werkgelegenheid (Lockwood, Slok en Tranaes, 2000). Lockwood et al. (2000) zeggen daarnaast dat ook wanneer bedrijven de lonen zetten, progressiviteit kan leiden tot loonmatiging. Indien zij een hoger loon gebruiken om de productiviteit van hun werknemers te verhogen, zorgt een hogere marginale belastingvoet ervoor dat de prijs voor bedrijven toeneemt om hun werknemers te motiveren via een loonstijging. Hierdoor zal de incentive van bedrijven om hun werknemers via een hoger loon te motiveren afnemen (Lockwood et al., 2000). Tenslotte komen Koskela en Vilmunen (1996) in verschillende theoretische vakbondsmodellen, zoals het monopolievakbondsmodel en het efficiënte



loononderhandelingsmodel, tot dezelfde conclusie dat progressiviteit goed is voor de werkgelegenheid. De meeste theoretische studies besluiten bijgevolg dat de belastinginvariantiehypothese niet opgaat en dat het verschuiven van proportionele werkgeversbelastingen naar meer progressieve inkomensbelastingen op werknemers voordelig is voor de werkgelegenheid.

### (3) Overheidsuitgaven en sociale zekerheidsuitkeringen

In de meeste economieën zijn de voordelen die een individu ontvangt via overheidsuitgaven niet gerelateerd aan zijn of haar persoonlijke belastingen. Dit is anders voor de sociale zekerheidsbijdragen die persoonlijke rechten creëren. De werkloosheidsuitkeringen, ziekte-uitkeringen en publieke pensioensystemen zijn in veel OESO-landen gedeeltelijk afhankelijk van de geleverde bijdragen. Andere voordelen, zoals gezondheidszorg, zijn daarnaast weinig of niet gerelateerd aan de bijdrage. De relatie tussen de bijdragen en de hierdoor verkregen voordelen zorgt ervoor dat de incentive om het werkgedrag te veranderen om sociale zekerheidsbijdragen te verminderen lager zal zijn dan in het geval van de persoonlijke inkomensbelasting, waar geen duidelijke link bestaat tussen de belasting en het ontvangen voordeel. Deze nuancering zou er bijgevolg voor zorgen dat, indien sociale zekerheidsbijdragen verhoogd worden er minder vraag naar een hoger loon zal zijn bij werknemers en geen of een kleinere wijziging van het arbeidsaanbod dan indien de persoonlijke inkomensbelasting verhoogd zou worden. Ook dit argument zorgt ervoor dat de hypothese van belastinginvariantie mogelijk niet opgaat. Door de link tussen de voordelen en de bijdragen, zijn sociale zekerheidsbijdragen wel minder progressief dan inkomensbelastingen (Symons en Robertson, 1990).

Uit ons perfect competitief arbeidsmarktmodel kunnen we besluiten dat het verschuiven van belastingen bij het gelijk houden van de belastingopbrengst geen effect zal hebben op de werkgelegenheid. Theoretisch maakt het namelijk niet uit van waar de belastingopbrengst afkomstig is. Deze stelling kunnen we nuanceren door de perfect competitieve situatie te verlaten en een imperfecte arbeidsmarkt te veronderstellen. In een imperfecte arbeidsmarkt met loononderhandelingen en geen volledig flexibele lonen, waar belastingen bovendien progressief kunnen zijn, kunnen we afstappen van de hypothese van belastinginvariantie. Vooral de progressiviteit van inkomensbelastingen blijkt van belang voor de verschillende invloed van werknemers- en werkgeversbelastingen op de werkgelegenheid. In het volgend hoofdstuk bekijken we, naast het algemeen empirisch gevonden effect van arbeidslasten op werkgelegenheid, enkele empirische studies die vinden dat het in realiteit wel degelijk een verschil maakt welk soort belasting geheven wordt. Hiermee willen we ons eigen onderzoek staven, waarin we onderzoeken of het beter

is om een belastingverlaging op arbeid door te voeren via dan wel werkgevers- of werknemersbelastingen. Uit de theorie weten we dat het verlagen van de proportionele werkgeversbelastingen gecompenseerd door het verhogen van de progressiviteit van inkomensbelastingen op werknemers positief is voor de werkgelegenheid. Bijgevolg kunnen we stellen dat het beter is om de arbeidsbelastingen te verlagen via de werkgeversbelastingen op arbeid dan via het progressief deel van de werknemersbelastingen, of de inkomensbelastingen. Deze stelling nemen we als onze onderzoekshypothese.

## **2. Lastenverlaging op arbeid: literatuurstudie**

Dit hoofdstuk vat samen wat de bestaande literatuur vindt over het effect van belastingen op arbeid op de werkgelegenheid in de OESO-landen. De OESO (1994) besloot in haar studie met betrekking tot werkgelegenheid dat de persistent hoge werkloosheid in veel OESO-landen het gevolg is van het onvermogen van product- en arbeidsmarkten om zich aan te passen aan veranderingen zoals onder andere globalisatie en technologische innovaties. Dit heeft zich uiteindelijk vertaald in hogere structurele werkloosheid (OESO, 1994). In deze studie deed de OESO een aantal beleidsaanbevelingen die zich vooral richten op het hervormen van deze product- en arbeidsmarktinstuties. Sinds de publicatie van de studie wijzigde echter de visie over wat de belangrijkste factoren zijn in het verklaren van de werkgelegenheid van schokken, zoals een stijging in de olieprijs, naar institutionele factoren, waaronder belastingen op arbeid. In paragraaf 2.1 focussen we ons op de literatuur met betrekking tot het effect van arbeidsbelastingen op het werkgelegenheidsniveau. In paragraaf 2.1.1 kijken we naar het algemeen effect van arbeidsbelastingen op de werkgelegenheid, terwijl we in paragraaf 2.1.2 kijken naar enkele studies die empirisch nagaan of werknemers- en werkgeversbelastingen een andere invloed hebben op werk. Wegens weinig beschikbare studies omtrent het verschil tussen belastingen op werknemers en werkgevers is dit onderdeel niet zo uitgebreid. Toch willen we een beeld geven van enkele studies om ons onderzoek naar het verschillend effect van beide te staven. Tenslotte kijken we in paragraaf 2.2 naar het effect van andere determinanten die een invloed uitoefenen op de werkgelegenheid, aangezien deze van belang zijn voor ons econometrisch onderzoek. Deze determinanten omvatten voornamelijk factoren zoals werkloosheidsuitkeringen en de vakbondsstructuur in een land.

### **2.1. Het effect van belastingen op arbeid op werkgelegenheid**

#### **2.1.1. Het algemeen effect van belastingen op arbeid op werkgelegenheid**

Er werd reeds veel onderzoek gevoerd naar welke determinanten het verschil in werkgelegenheid tussen landen en de dalende werkgelegenheid over de tijd in veel OESO-landen kunnen verklaren. Hierbij wordt vaak de rol van belastingen op arbeid benadrukt (o.a. Daveri en Tabellini, 2000; Prescott, 2004; Ohanian, Raffo en Rogerson, 2008). In deze paragraaf brengen we de belangrijkste bestaande literatuur omtrent het effect van arbeidsbelastingen op de werkgelegenheid samen en kijken we naar het algemeen gevonden effect. Het gaat hier om de werkgelegenheid in de markt. We focussen ons op de literatuur die zowel de tijdsdimensie als de cross-sectionele dimensie van de data gebruikt. In tabel 3 geven we een overzicht van de resultaten van enkele belangrijke studies.

Het gevonden effect van belastingen op arbeid op de werkgelegenheid, of soms de werkloosheid, verschilt over verscheidene studies. Zo bestaan er enkele empirische studies die een groot effect vinden van de arbeidsbelastingen op de werkgelegenheid. Dit zijn vooral kalibratiestudies. Over het algemeen vinden deze studies gemiddeld dat een stijging van de arbeidsbelastingvoet met 1%-punt leidt tot een daling van het werkgelegenheidsniveau met gemiddeld 1% en een daling van de werkgelegenheidsgraad met gemiddeld 0,5%-punt. Prescott (2004) vindt bijvoorbeeld dat bijna alle grote verschillen tussen het arbeidsaanbod in de VS enerzijds en in Duitsland en Frankrijk anderzijds te wijten zijn aan verschillen in het belastingniveau tussen deze landen. Hij kalibreert een dynamisch algemeen evenwichtsmodel (DGE) van investeringen en arbeidsaanbod voor de G7-landen in 1970-1974 en 1993-1996. Hiervoor veronderstelt hij een hoge arbeidsaanbodelasticiteit en maakt hij verschillende veronderstellingen omtrent de parameterwaarden. Onder zijn veronderstellingen vindt hij dat bijna het volledige verschil in werkgelegenheid tussen de VS en de belangrijkste Europese landen zoals Duitsland en Frankrijk verklaard kan worden door verschillen in de marginale inkomensbelastingvoeten. In de jaren '70 was het verschil in marginale inkomensbelastingvoeten tussen de VS en Europa veel kleiner dan in de jaren '90 en waren ook de verschillen in arbeidsaanbod veel beperkter. Alesina, Glaeser en Sacerdote (2005) merken hierbij op dat de uitkomst van Prescott (2004) afhangt van zijn veronderstelling van een grote elasticiteit van het arbeidsaanbod. Deze grote elasticiteit wordt empirisch evenwel niet gevonden (Alesina et al., 2005). Ohanian, Raffo en Rogerson (2008) vinden net zoals Prescott (2004) dat verschillen in belastingen tussen landen een groot deel van de verschillen in gewerkte uren, zowel over de tijd als over landen, kunnen verklaren. Ze vinden dit voor 21 OESO-landen in de periode 1956-2004 in het neoklassiek groeimodel met endogene arbeid, uitgebreid met belastingen op het arbeidsinkomen en met consumptie-uitgaven. Rogerson (2006) bestudeert eveneens de verschillen in het aantal gewerkte uren tussen 21 OESO-landen. De periode die onderzocht wordt is deze van 1956 tot 2003. Hierbij focust hij zich op verschillen in arbeidsaanbod als verklaring voor de verschillen in gewerkte uren. Hij vindt een belangrijke rol voor arbeidsbelastingen in het verklaren van verschillen in gewerkte uren tussen de VS en de Europese landen. De stijging van de belastingen in Europa zorgde voor een daling van de werkgelegenheid in vergelijking met de VS. Hogere arbeidsbelastingen zetten mensen er namelijk toe aan om meer thuis te produceren dan arbeid aan te bieden op de markt (Rogerson, 2006). Dit komt overeen met de resultaten van Davis en Henreksson (2004), die erop wijzen dat in landen met relatief hoge belastingvoeten op arbeid er lagere werkgelegenheid is in de sectoren met goede thuisproductie-substituten voor marktarbeid. Olovsson (2009) zoekt eveneens een verklaring voor het feit dat de bevolking in de EU gemiddeld minder werkt dan in niet-EU OESO-landen. Zijn onderzoek bekijkt of de verschillen in gewerkte uren tussen Zweden en de VS toe te schrijven zijn aan de heterogeniteit in het budgettair beleid. Hij gebruikt een DGE-model om te zien of verschillen in arbeidsaanbod

verklaard kunnen worden door verschillen in beleid. Hierbij focust hij zich op wat de beslissing van gezinnen beïnvloedt om op de markt of thuis te produceren. Zijn resultaat toont dat verschillen in beleid, en dan vooral verschillen in belastingen, de verschillen in tijdsallocatie kunnen verklaren tussen de bevolking op beroepsactieve leeftijd in Zweden en de VS. Vooral de hogere arbeidsbelastingen in Zweden kunnen verklaren waarom men daar meer kiest voor “vrije tijd”, of thuisproductie, en in de VS meer voor marktproductie (Olovsson, 2009). Olovsson (2009) wijst erop dat dit model goed werkt voor het verklaren van verschillen tussen de VS en Zweden, maar daarom niet voor verschillen met andere Europese landen. Cardia, Kozahaya en Ruge-Murcia (2003) onderzoeken daarnaast empirisch de effecten van distortieve belastingen op het arbeidsaanbod, gebruikmakend van een DGE model voor Canada, de VS, Duitsland en Japan in 1965-1993. Hun resultaten tonen dat een verandering in de belastingen op arbeid de beslissing om te werken van gezinnen beïnvloedt. Via het berekenen van impuls-responsfuncties vinden Cardia et al. (2003) dat een significant deel van de veranderingen in gewerkte uren verklaard kan worden door rekening te houden met budgettaire beleidsvariabelen en vooral met veranderingen in de arbeidsbelastingvoet (Cardia et al., 2003). Dhont en Heylen (2009) onderzoeken daarnaast voor 16 OESO-landen wat de verschillen in werkgelegenheid én groei tussen OESO-landen kunnen verklaren. Ze maken gebruik van een endogeen groeiemodel met endogene arbeid om de relatie tussen de compositie van budgettair beleid, economische groei en werkgelegenheid na te gaan. Empirisch vinden ze dat een groot deel van de variatie in het aantal gewerkte uren per capita tussen landen en over de tijd verklaard kan worden door het verschil in het niveau en bovendien in de compositie van belastingen en van de overheidsuitgaven. Zo zagen ze dat het verschil in werkgelegenheid tussen Europa en de VS deels verklaard kan worden door de significant lagere belastingen op arbeid en lagere structurele werkloosheidsuitkeringen in de VS dan in Europese landen zoals Duitsland, Frankrijk en Italië. In deze landen zijn hoge en stijgende belastingen op arbeid waar te nemen gedurende de laatste jaren. Ze vinden specifiek dat het verhogen van de arbeidsbelastingen het sterkste negatief effect op de werkgelegenheid uitoefent. De marginale nutswinst van werken ten opzichte van vrije tijd neemt hierdoor namelijk af. Ook het verhogen van de consumptiebelastingen heeft een negatief effect op het arbeidsaanbod, maar minder dan het effect van een stijging van de belastingen op arbeid. Belastingen op kapitaal hebben het kleinste effect op werkgelegenheid, aangezien deze geen direct effect hebben op de keuze tussen werken en vrije tijd van de werknemer (Dhont en Heylen, 2009).

Naast de literatuur die een groot effect van belastingen op werkgelegenheid vindt, bestaan er ook enkele studies die een klein tot middelmatig effect bekomen. Het gaat dan vooral over econometrische panel studies. Met een middelmatig effect bedoelen we gemiddeld een daling van het werkgelegenheidsniveau met 1 tot 3% volgend op een stijging van de arbeidsbelastingvoet met

10%-punt. Nickell (2003) onderzoekt de impact van de belastingpolitiek op de werkgelegenheid in de markt. Hiervoor maakt hij gebruik van een loononderhandelingsmodel. Hij vindt een klein tot middelmatig effect van de belastingwig op de werkgelegenheidsverschillen tussen OESO-landen. De belastingwig definieert hij als inkomensbelastingen, sociale zekerheidsbijdragen op zowel werknemers als werkgevers en indirecte belastingen op de consumptie. De rest van het verschil kan verklaard worden door verschillen in andere arbeidsmarktinstuties (Nickell, 2003). Ook Nickell, Nunziata en Ochel (2005) vinden een middelmatig effect van belastingen op arbeid, maar dan op de verschillen in werkloosheid tussen de OESO-landen. Zij maken hiervoor gebruik van een panel van 20 OESO-landen over de periode 1961-1995. Berger en Heylen (2011) onderzoeken econometrisch de determinanten van het werkgelegenheidspercentage in uren. Ze maken gebruik van een panel van 20 OESO-landen voor de periode vanaf de jaren '70 tot 2007. Econometrisch vinden Berger en Heylen (2011) dat verschillen in arbeids- en consumptiebelastingvoeten en in de compositie van overheidsuitgaven een groot deel van de variatie in gewerkte uren kunnen verklaren, zowel tussen landen als over de tijd. Ze vinden dat het aantal gewerkte uren zal stijgen wanneer belastingen op arbeid, consumptielasten, sociale zekerheidsuitgaven en publieke overheidsconsumptie dalen en wanneer de productieve overheidsuitgaven toenemen. Bovendien vinden ze dat de meeste determinanten werken via de extensieve marge van werkgelegenheid. Ook Langot en Quintero-Rojas (2008) vinden dat de extensieve marge het grootste verschil in aantal gewerkte uren tussen landen kan verklaren in tegenstelling tot de intensieve marge. Tenslotte bekijken Bassanini en Duval (2006) de determinanten van de werkloosheid voor 21 OESO-landen in 1982-2003. Hun empirische resultaten tonen dat de belastingvoet op arbeid een significante invloed uitoefent op het werkloosheidspercentage in de OESO-landen. Zo zou een daling van de arbeidsbelastingvoet met 10%-punt gemiddeld leiden tot een vermindering van het werkloosheidspercentage met 2,5%-punt (Bassanini en Duval, 2006).

**Tabel 3 - Het effect van belastingen op arbeid op werkgelegenheid (groot versus klein effect)**

Studie	Landen/Maatstaf	Tijdsperiode	Methode	Effect*
Prescott (2004)	Werkgelegenheid in G7-landen	1970-1974 en 1993-1996	Kalibratie	Groot
Ohanian et al. (2008)	Werkgelegenheid in 21 OESO-landen	1956-2004	Kalibratie	Groot
Rogerson (2006)	Werkgelegenheid in 21 OESO-landen	1956-2003	Kalibratie	Groot
Olovsson (2009)	Werkgelegenheid in Zweden en VS	1960-2002	Kalibratie	Groot
Cardia et al. (2003)	Werkgelegenheid in	1965-1993	Impulse-	Groot

	Canada, Duitsland, Japan en VS		responsefuncties	
Dhont en Heylen (2009)	Werkgelegenheid in 16 OESO-landen	1995-2004	Kalibratie	Groot
Nickell et al. (2005)	Werkloosheid in 20 OESO-landen	1961-1995	Econometrische schatting (panel)	Middelmatig
Berger en Heylen (2011)	Werkgelegenheid in 20 OESO-landen	1970-2007	Econometrische schatting (panel)	Middelmatig
Bassanini en Duval (2006)	Werkloosheid in 21 OESO-landen	1982-2003	Econometrische schatting (panel)	Middelmatig
Nickell (2003)	Werkgelegenheid in 16 OESO-landen	1960-2000	Kalibratie	Klein tot middelmatig

\*Groot effect: stijging van de arbeidsbelastingvoet met 1%-punt leidt over het algemeen tot een daling van het werkgelegenheidsniveau met gemiddeld 1%; middelmatig effect: een daling van het werkgelegenheidsniveau van gemiddeld groter dan 1 tot 3% volgend op een stijging van de belastingvoet op arbeid met 10%-punt.; klein effect: gemiddeld een daling van het werkgelegenheidsniveau met kleiner of gelijk aan 1% na een stijging van de arbeidsbelastingvoet met 10%-punt.

Het effect van belastingen op arbeid op de werkgelegenheid in een land hangt bovendien af van verschillende factoren. Blanchard (2006) en Faggio en Nickell (2007) leggen de nadruk op het feit dat er binnen Europa veel heterogeniteit bestaat in werkgelegenheid tussen landen, waardoor een simpele vergelijking tussen Europa en de VS niet volstaat. De hoge gemiddelde Europese werkloosheid kwam onder meer door de hoge werkloosheid in de vier grote continentaal Europese landen: Duitsland, Frankrijk, Italië en Spanje. In de Scandinavische landen daarentegen was de werkloosheid typisch lager dan in continentaal Europa, terwijl Scandinavië net zoals continentaal Europa gekenmerkt wordt door hoge belastingen. Deze verschillen tussen de Scandinavische landen en continentaal Europa kunnen te wijten zijn aan de observatie in de bestaande literatuur dat het effect van belastingen op werkgelegenheid afhangt van onder andere de compositie van de overheidsuitgaven (Rogerson, 2007; Dhont en Heylen, 2009; Berger en Heylen, 2011), de efficiëntie van de overheid (Doménech en García, 2008) en het niveau waarop de loononderhandelingen plaatsvinden (Daveri en Tabellini, 2000; Berger en Everaert, 2010). Dhont en Heylen (2009) vinden dat de Scandinavische landen beter scoren op vlak van werkgelegenheid dan de kernlanden van de eurozone dankzij meer productieve overheidsuitgaven en lagere werkloosheidstransfers in Scandinavië. Bovendien zijn ook de arbeidsbelastingen gemiddeld iets lager in deze landen, wat gecompenseerd wordt door hogere belastingen op consumptie. Het negatief effect van belastingen op arbeid op werkgelegenheid hangt ook volgens Berger en Heylen (2011) af van de compositie van de overheidsuitgaven. Indien het aandeel van de productieve overheidsuitgaven stijgt, dan zal het

negatief belastingeffect kleiner zijn dan in het geval waarbij een groter aandeel van de overheidsuitgaven bestaat uit niet-productieve uitgaven (Berger en Heylen, 2011). Ook Rogerson (2007) benadrukt de rol van de compositie van de overheidsuitgaven als belangrijke determinant voor het effect van belastingen op werkgelegenheid. Hij zegt dat de andere compositie van de overheidsuitgaven in Scandinavië de relatief hogere werkgelegenheid daar kan verklaren in vergelijking met de werkgelegenheid in continentaal Europa, ondanks de hoge arbeidsbelastingen in zowel de Scandinavische landen als in continentaal Europa. In Scandinavië zijn de overheidsuitgaven meer gericht op het subsidiëren van werkgelegenheid en op andere productieve doelen. Zo wordt er onder andere veel aandacht besteed aan het voorzien van kinderopvang en zijn er lagere werkloosheidsuitkeringen voor langdurig werklozen. In continentaal Europa daarentegen worden hogere belastingen meer gespenseerd aan werkloosheidstransfers, wat een negatiever effect heeft op de werkgelegenheid (Rogerson, 2007). Daarnaast tonen Doménech en García (2008) aan dat het effect van belastingen op werkloosheid een functie is van de efficiëntie waarmee de overheid belastingen kan omzetten in publieke goederen of transfers. Zo vinden Doménech en García (2008) dat de Scandinavische landen overheidssectoren hebben die zeer efficiënt werken. Bovendien zijn hun loononderhandelingen gecentraliseerd en wordt een groot deel van hun bruto binnenlands product (BBP) besteed aan actief arbeidsmarktbeleid, waardoor de hoge belastingen daar over de tijd niet leiden tot te hoge reële lonen en lagere werkgelegenheid. In landen zoals Spanje daarentegen waar de overheids efficiëntie lager is, merken ze wel een positieve correlatie op tussen hogere belastingen op arbeid en werkloosheid (Doménech en García, 2008). Daveri en Tabellini (2000) benadrukken eerder het belang van het loononderhandelingsniveau voor het effect van arbeidsbelastingen op de werkgelegenheid. Ze vinden dat belastingen op arbeid minder belangrijk zijn voor de werkgelegenheid enerzijds in landen waar de loononderhandelingen op gecentraliseerd niveau gebeuren, zoals in de Scandinavische landen en Oostenrijk, en anderzijds in sterk gedecentraliseerde en competitieve arbeidsmarkten zoals de VS en het VK. In beide groepen zullen hogere arbeidsbelastingen deels gecompenseerd worden door een daling van de brutolonen, waardoor de reële arbeidskosten minder zullen stijgen en er bijgevolg een kleiner negatief effect zal zijn van stijgende arbeidslasten op de werkgelegenheid. In continentaal Europa daarentegen, waar arbeidsmarkten gekenmerkt worden door sectorale vakbonden, zal de belastingwig een grote invloed uitoefenen op de arbeidskosten en bijgevolg de werkgelegenheid. Deze sectorale vakbonden zullen immers proberen de last van de belastingen op arbeid te verschuiven naar de bedrijven (Daveri en Tabellini, 2000). Berger en Everaert (2010) bevestigen de resultaten van Daveri en Tabellini (2000). Zij vinden in een panel van 16 OESO-landen voor 1970-2005 dat het effect van de belastingen op arbeid op de werkloosheid respectievelijk de werkgelegenheid afhangt van de loononderhandelingsinstituten. Net zoals Daveri en Tabellini (2000) vinden ze dat in continentaal



Europa, waar de loononderhandelingen noch gecentraliseerd, noch gedecentraliseerd zijn, een stijging in de belasting op arbeid leidt tot hogere reële lonen en bijgevolg tot hogere werkloosheid respectievelijk lagere werkgelegenheid. In de Angelsaksische landen waar de loononderhandelingen gebeuren op gedecentraliseerd niveau en in de Scandinavische landen met een hoge centralisatiegraad hebben de arbeidsbelastingen geen significante invloed op de werkloosheids- en werkgelegenheidsgraad (Berger en Everaert, 2010).

Tenslotte worden in zowel de bovenstaande als in andere studies enkele beleidsaanbevelingen gedaan om de werkgelegenheid op te krikken of om de werkloosheid te verlagen. Zo besluiten Daveri en Tabellini (2000) in hun onderzoek dat het matigen van het algemeen belastingniveau en zeker het verlagen van de belastingen op arbeid van belang is voor het verlagen van de werkloosheid in Europa. Deze belastingen hebben namelijk het meest distortieve effect in continentaal Europa, meer dan consumptiebelastingen en kapitaalbelastingen. Bovendien zou een opbrengstneutrale belastinghervorming van de arbeidsbelastingen naar belastingen op consumptie of kapitaal voordelig moeten zijn voor werkgelegenheid en groei (Daveri en Tabellini, 2000). Planas, Roeger en Rossi (2007) vinden een gelijkaardig resultaat aan dat van Daveri en Tabellini (2000). Zij vinden in hun panel van 12 eurozonelanden in 1970-2004 dat een daling van de belastingen op arbeid kan bijdragen tot het verminderen van de werkloosheid. Scharpf (2000) en Kemmerling (2002) wijzen er daarnaast op dat voornamelijk sociale zekerheidsbijdragen en consumptiebelastingen schadelijk zijn voor de werkgelegenheid en inkomensbelastingen minder, terwijl Daveri en Tabellini (2000) zeggen dat vooral de belastingen op arbeid in het algemeen schadelijk zijn en de consumptie- en kapitaallasten minder effect hebben op arbeid. Scharpf (2000) bekijkt een panel van 12 OESO-landen in 1970-1997 om de verschillen in werkgelegenheid tussen landen en over de tijd te kunnen verklaren. Hierbij kijkt hij naar de specifieke componenten van de belastingwig. Hij vindt dat vooral sociale zekerheidsbijdragen en indirecte belastingen een negatief effect hebben op de werkgelegenheid in de private sector. Kemmerling (2002) onderzoekt specifiek het effect van verschillende belastingmixen op werkgelegenheid voor 17 OESO-landen. Net als Scharpf (2000) vindt hij dat de belastingmix van belang is voor de werkgelegenheid en dat vooral de stijging van sociale zekerheidsbijdragen en van indirecte belastingen gezorgd heeft voor de daling van de werkgelegenheid in verschillende OESO-landen. Het verlagen van de lasten op werkgevers en werknemers via het verminderen van sociale zekerheidsbijdragen zou dus een positief effect moeten hebben op de werkgelegenheid. Ook Estevão (2007) kijkt naar welke arbeidsmaatregelen kunnen leiden tot meer werkgelegenheid in de geïndustrialiseerde landen. Estevão (2007) maakt hiervoor gebruik van een panel van 15 geïndustrialiseerde landen over de periode 1985-2000. Estevão (2007) zegt dat actief arbeidsmarktbeleid de meest kosteneffectieve maatregel is om de

werkgelegenheidsniveaus in de ontwikkelde landen op te krikken. Hierbij wordt opgemerkt dat dit actief arbeidsmarktbeleid zeker niet gefinancierd mag worden door de belastingen op arbeid te verhogen, aangezien hierdoor het positief effect van het actief arbeidsmarktbeleid kan tenietgaan. De belastingwig is namelijk negatief gecorreleerd met de werkgelegenheidsgraad. Bijgevolg zouden vooral Europese landen eerst institutionele arbeidsmarkthervormingen moeten doorvoeren zoals het reduceren van de belastingwig, het verlagen van vervangingsratio's en het verkleinen van de macht van insiders om de lonen te beïnvloeden. Wanneer men dan het arbeidsbeleid actiever maakt, zou dit moeten leiden tot positieve effecten op de werkgelegenheid (Estevão, 2007). Dhont en Heylen (2009) vinden bovendien dat de beleids optie waarbij de vervangingsratio voor de werkloosheidsuitkeringen en de marginale belastingvoet op arbeid verlaagd worden het meest positieve effect zou hebben op de lange termijn-werkgelegenheid. Ze besluiten dat het aan te raden is voor beleidsmakers om meer productieve overheidsuitgaven te doen, gefinancierd door lagere structurele werkloosheidsuitkeringen aangezien dit zowel voor meer groei, werkgelegenheid als een hogere welvaart zou zorgen.

We kunnen besluiten dat de lasten op arbeid een significant effect uitoefenen op de werkgelegenheid. Bijgevolg zou het verlagen van de lasten op arbeid, enerzijds via het verlagen van de lasten op werknemers of anderzijds via het verlagen van de lasten op de werkgevers, moeten leiden tot een significant, positief effect op de werkgelegenheid in de OESO-landen. Verder moeten we er rekening mee houden dat een simpele vergelijking tussen Europa en de VS niet volstaat om de verschillen in werkgelegenheid te vergelijken, maar dat er binnen Europa zelf veel heterogeniteit bestaat in de werkgelegenheid. Bovendien hangt het effect van de arbeidsbelastingen op de werkgelegenheid af van andere factoren zoals de compositie van de overheidsuitgaven en de coördinatie van de loononderhandelingen. Het is van belang om in ons empirisch onderzoek rekening te houden met deze interactie. In deelparagraaf 2.1.2 kijken we vervolgens naar wat de bestaande empirie vindt over het verschillend effect op de werkgelegenheid van arbeidsbelastingen op werknemers versus werkgevers.

### **2.1.2. Het effect van werknemers- versus werkgeversbelastingen op werkgelegenheid**

In deze paragraaf bestuderen we wat de bestaande literatuur vindt omtrent het verschillend effect van werknemers- en werkgeversbelastingen op de werkgelegenheid. We willen namelijk onderzoeken of we de belastingen op arbeid het best kunnen verlagen via de werknemers of via de werkgevers om de werkgelegenheid te verhogen. Hiervoor bekijken we enkele studies die de hypothese van belastinginvariantie uit hoofdstuk 1 empirisch toetsen. De bestaande literatuur

omtrent het verschillend effect van beide is evenwel schaars, waardoor we slechts een kort overzicht geven van de belangrijkste resultaten.

Enkele studies vinden empirisch dat een belastingswitch van werkgevers naar werknemers voordelig zou zijn voor de werkgelegenheid. De meeste landen financieren hun overheids- en sociale zekerheidsuitgaven voornamelijk via persoonlijke inkomensbelastingen op werknemers en sociale zekerheidsbijdragen op zowel werknemers als werkgevers (Symons en Robertson, 1990). Deze sociale zekerheidsbijdragen worden voor het grootste deel door de werkgevers betaald. Het probleem is dat de hogere loonkost de werkgelegenheid aantast, ofwel doordat de productie niet meer winstgevend is, ofwel doordat bedrijven hierdoor meer kapitaalintensief gaan produceren (Symons en Robertson, 1990). In hun paper onderzoeken Symons en Robertson (1990) of een switch tussen belastingen betaald door de werkgevers en de werknemers een effect zal hebben op de werkgelegenheid. Theoretisch zou er sprake zijn van belastinginvariantie, waardoor een belastingswitch geen effect heeft (supra). Toch vinden ze empirisch dat een belastingverschuiving van werkgevers naar werknemers op korte termijn een positieve invloed uitoefent op de werkgelegenheid. Een belangrijke reden hiervoor is dat lonen op korte termijn vastliggen in een contract, waardoor lonen niet volledig flexibel zijn op korte termijn. Voor een panel van 16 OESO-landen over een periode van 30 jaar vinden ze dat een daling van 1 procentpunt in de werknemersbelastingen, gecompenseerd door een stijging van 1 procentpunt in de werkgeversbelastingen op korte termijn leidt tot een stijging van de reële nettoloonkost van tussen de 0.22 en 1 procent. Bijgevolg zal er op de werkgelegenheid een negatief effect zijn, waardoor op korte termijn de hypothese van belastinginvariantie niet geldt (Symons en Robertson, 1990). Poterba, Rotemberg en Summers (1986) vinden bovendien op basis van Britse en Amerikaanse data voor 1963-1983 resp. 1947-1984 dat belastingshifts tussen directe en indirecte belastingen op korte termijn invloed hebben op lonen, prijzen, output en bijgevolg werkgelegenheid. Hierbij beschouwen ze de werkgeversbelastingen op arbeid als deel van de indirecte belastingen. In beide landen vinden ze dat een belastingverschuiving van belastingen op werknemers naar indirecte belastingen leidt tot prijsstijgingen en een daling van de output voor een aantal jaar (Poterba et al., 1986). Beide studies zouden aanraden om de belastingen te verschuiven van werkgevers naar werknemers, aangezien de netto reële loonkost dan daalt en er bijgevolg op korte termijn een positief effect zal zijn op de werkgelegenheid. Ook Muysken, Veen en Regt (1999) onderzoeken of de hypothese van belastinginvariantie al dan niet opgaat. Dit doen ze aan de hand van een econometrische analyse van werkloosheid voor Nederland over de periode 1960-1995. Hun resultaten tonen dat de impact van werkgevers- en werknemersbelastingen op de werkloosheid verschillend is. Ze wijzen erop dat het van belang is om in verder onderzoek de belastingen op arbeid op te splitsen in werkgevers- en

werknemersbelastingen indien de hypothese van belastinginvariantie niet opgaat. Specifiek vinden ze dat een belastingswitch van werkgevers naar werknemers leidt tot een daling van de loonkosten en zal zorgen voor meer werkgelegenheid (Muysken et al., 1999). Meer recent onderzochten García en Sala (2008) of de compositie van sociale zekerheidsbijdragen op werknemers en werkgevers neutraal is of niet met betrekking tot werkloosheid. Hiervoor maken ze gebruik van een panel van 21 OESO-landen over de periode 1965-2003. García en Sala (2008) zeggen dat de werkloosheid hoger zal zijn naarmate de sociale zekerheidsbijdragen meer op werknemers gericht zijn dan op de werkgever. Naarmate de bijdragen op werknemers hoger zijn, zal dit zich namelijk sneller vertalen in loonstijgingen, waardoor de werkgever minder arbeiders zal vragen en bijgevolg de werkloosheid toeneemt. Dit is vooral het geval in continentaal Europa, waar de vakbonden sectoraal georganiseerd zijn, en minder in Scandinavië en de Angelsaksische landen. Hun resultaat vinden ze doordat de werkloosheidselasticiteit van de sociale zekerheidsbijdragen op werknemers groter is dan deze op werkgevers, waardoor werknemersbijdragen meer impact hebben op de werkloosheid (García en Sala, 2008). Hun resultaat is niet in contradictie met de voorgaande studies die vinden dat een verschuiving van werkgevers- naar werknemersbelastingen voordelig is voor de werkgelegenheid, aangezien García en Sala (2008) enkel kijken naar de sociale zekerheidsbijdragen van werkgevers en werknemers en geen rekening houden met de inkomensbelastingen op werknemers.

Naast de nominale rigiditeit van lonen zagen we in hoofdstuk 1 dat het verschil in progressiviteit tussen inkomensbelastingen en sociale zekerheidsbijdragen een belangrijke reden vormt voor het verwerpen van de belastinginvariantiehypothese. Verscheidene studies vinden dit resultaat via de uitwerking van theoretische arbeidsmarktmodellen (o.a. Koskela en Vilmunen, 1996; Koskela en Schöb, 1999; Picard en Toulemonde, 2003; Heijdra en Ligthart, 2009). Daarnaast bestaan er ook enkele empirische studies die vinden dat het verschuiven van de werkgeversbelastingen op arbeid naar meer progressieve inkomensbelastingen op werknemers positief is voor de werkgelegenheid (o.a. Lockwood en Manning, 1993; Lockwood et al., 2000; Sonedda, 2009). Via hogere marginale belastingvoeten zorgt belastingprogressiviteit ervoor dat de loondruk daalt, aangezien de voordelen van het vragen van een hoger loon dalen (supra). Lockwood en Manning (1993) komen bijvoorbeeld voor het VK in 1954-1987 tot de conclusie dat progressiviteit van belastingen van belang is voor het verlagen van de loondruk en bijgevolg positief zal zijn voor de werkgelegenheid. Sonedda (2009) vindt daarnaast voor Italië in 1974-1995 dat de werkloosheid op korte termijn verlaagd kan worden door de progressiviteit van belastingen te verhogen. Lockwood et al. (2000) onderzoeken voor Denemarken in 1970-1992 of een progressief belastingsysteem inderdaad bijdraagt tot loonmatiging zoals theoretisch wordt gevonden. Hun resultaten tonen dat de progressiviteit van inkomensbelastingen invloed heeft op het loon, maar of progressiviteit werkelijk leidt tot

loonmatiging is volgens hun resultaten afhankelijk van het inkomensniveau van de werknemers. Lockwood et al. (2000) vinden geen significant effect van belastingprogressiviteit op de lonen van werknemers met lage inkomens. Voor werknemers in de middenklasse zal een stijging van de belastingprogressiviteit daarnaast leiden tot een lager inkomen voor belastingen. Hier zal er dus sprake zijn van loonmatiging. Bij werknemers uit de hoge inkomensklasse daarentegen zal een stijging van de progressiviteit leiden tot een stijging van het inkomen voor belastingen (Lockwood et al., 2000).

We besluiten dat werknemers- en werkgeversbelastingen wel degelijk een verschillende impact uitoefenen op de werkgelegenheid. Dit is het geval op korte termijn in imperfecte arbeidsmarkten en in landen met een progressief belastingsysteem. De meeste studies vinden dat een verschuiving van proportionele werkgevers- naar meer progressieve werknemersbelastingen positief zou moeten zijn voor de werkgelegenheid. Hiermee bedoelen ze dan een daling van de sociale zekerheidsbijdragen op werkgevers, gecompenseerd door een stijging van de progressiviteit in persoonlijke inkomensbelastingen op werknemers. We merken op dat de voorgaande studies zich grotendeels focussen op een tijdserie-analyse van één of twee landen. Ons onderzoek levert een goede bijdrage aan het voorgaand onderzoek naar de impact van werkgevers- versus werknemersbelastingen op de werkgelegenheid door het effect op de werkgelegenheid van beide soorten arbeidsbelastingen te bekijken in een panel van 20 landen. Hierbij maken we zowel gebruik van de tijdserie- als de cross-sectionele dimensie van de data. Voor we ons onderzoek beginnen, bekijken we in paragraaf 2.2 enkele andere determinanten dan arbeidsbelastingen die de werkgelegenheid kunnen verklaren.

## **2.2. Het effect van andere determinanten op werkgelegenheid**

Naast de rol van belastingen op arbeid op het werkgelegenheidsniveau kunnen ook andere budgettaire variabelen, arbeidsmarktinstuties en eveneens productmarktinstuties de werkgelegenheid beïnvloeden. Hiertoe behoren onder andere de vakbondsmacht, arbeids- en productmarktregulering en werkloosheidsuitkeringssystemen. In deze paragraaf bekijken we enkele empirische studies die het belang van andere determinanten op de werkgelegenheid, of op de werkloosheid, aantonen. Deze determinanten spelen namelijk een rol als verklarende variabelen in ons econometrisch onderzoek.

Verscheidene studies focussen zich op de impact van arbeidsmarktinstuties op de werkgelegenheids- of werkloosheidsgraad. Nickell (1997) bekijkt twee cross-secties over twee tijdsperiodes in de jaren '80 en '90 voor 20 OESO-landen. Hij vindt in zijn regressie dat verschillen in instuties een groot deel van de verschillen in werkloosheid tussen landen in de jaren '80 en '90

kunnen verklaren. Hieronder blijken de duur van de werkloosheidsuitkeringen en de graad van coördinatie van loononderhandelingen het meest significant te zijn. Hoe korter de duur van de werkloosheidsuitkeringen en hoe hoger de coördinatie van de loononderhandelingen, hoe lager de werkloosheid zal zijn. Indien er een hoge syndicalisatiegraad is met weinig coördinatie zal dit daarentegen leiden tot hogere werkloosheid. De graad van arbeidsmarktbescherming heeft daarnaast slechts een klein, positief effect op de werkloosheid dat niet significant blijkt te zijn. Ook de hoogte van de werkloosheidsuitkeringen, samengaand met een korte duur ervan of met actief arbeidsmarktbeleid, heeft geen significant effect op de werkloosheid (Nickell, 1997). Over de tijd vindt Nickell (1997) dat wijzigingen in instituties niet significant blijken te zijn voor het verklaren van de evolutie van de werkloosheid. Ook Nickell et. al (2005) bevestigen dat arbeidsmarktinstuties de evolutie van werkloosheid over de tijd niet kunnen verklaren. Hierbij merken ze op dat deze arbeidsmarktinstuties meestal reeds aanwezig waren toen de werkloosheid in de OESO-landen nog laag was. Ze vinden wel eveneens dat verschillen in arbeidsmarktinstuties in de OESO-landen een verklaring bieden voor de verschillen in werkloosheid tussen landen. Naast de klein tot middelmatige impact van belastingen op arbeid op de werkloosheid (supra), vinden ze dat de vervangingsratio voor de werkloosheidsuitkeringen, de duur van de uitkering, de syndicalisatie en arbeidsbeschermingsregulering een positief effect hebben op de werkloosheid. Het effect van alle factoren is statistisch significant, met uitzondering van de arbeidsbeschermingscoëfficiënt. De graad van coördinatie van de loononderhandelingen heeft daarnaast een negatief, statistisch significant effect op de werkloosheidsgraad. Blanchard en Wolfers (2000) bekijken daarnaast het effect van schokken en instituties op de stijging van de Europese werkloosheid voor 15 OESO-landen in 1965-1995. Ze vinden eveneens dat de aanwezigheid van slechte arbeidsmarktinstuties, zoals te veel arbeidsbescherming en een hoge syndicalisatie leiden tot een hogere werkloosheidsgraad. Ook zij zeggen dat deze variabelen mogelijk de verschillen in werkloosheid tussen landen verklaren, maar niet de stijging in werkloosheid in Europa over de tijd. Alesina et al. (2005) kijken naar de werkgelegenheidsgraad en wijzen erop dat arbeidsbeschermingsregulering en vakbondsorganisaties de dominante factoren zijn in het verklaren van de verschillen in gewerkte uren tussen Europa en de VS. Bovendien merkten Daveri en Tabellini (2000) reeds op dat het loononderhandelingsniveau en de coördinatie van de loononderhandelingen eveneens een belangrijke factor zijn voor het effect van arbeidsbelastingen op de werkgelegenheid (supra). Nickell (2003) vindt daarnaast dat een groot deel van het verschil in werkgelegenheid tussen landen verklaard kan worden door andere arbeidsmarktinstuties dan belastingen op arbeid, vooral door de grote verschillen in sociale zekerheidssystemen tussen landen. Slechts een klein deel wordt immers verklaard door de belastingwig (supra). Gelijkaardig aan Nickell (2003) wijzen Bassanini en Duval (2006) ook op andere determinanten dan de belastingwig als fundamenteen voor arbeid, maar zij maken gebruik van de

werkloosheidsmaatstaf. Ze vinden dat naast de belastingwig hoge, langdurige werkloosheidsuitkeringen en productmarktregulatie verantwoordelijk zijn voor de stijging in werkloosheid in de OESO-landen. Ze vinden geen significant effect van arbeidsbeschermingsregulering op de werkloosheid. Bovendien tonen hun resultaten dat sterk gecentraliseerde, goed gecoördineerde loononderhandelingsystemen en een actief arbeidsmarktbeleid bijdragen tot een lagere werkloosheid (Bassanini en Duval, 2006). Daarnaast vinden ze dat ook macro-economische determinanten zoals de output gap meespelen in het bepalen van de werkloosheid. Zo vinden ze dat onder andere negatieve productiviteitsschokken en negatieve arbeidsvraagschokken zorgen voor een stijging van de werkloosheid. De effecten van negatieve macro-economische schokken worden daarnaast versterkt in landen die gekenmerkt worden door hoge werkloosheidsuitkeringen en een lage coördinatiegraad van de loononderhandelingen (Bassanini en Duval, 2006).

Verder kijken sommige onderzoekers naar het belang van productmarktregulatie op de werkgelegenheid of werkloosheid, afhankelijk van de gehanteerde maatstaf. Nicoletti en Scarpetta (2005) relateren de daling van de werkgelegenheid in verschillende OESO-landen sinds de jaren '70 aan restrictieve regulatie in landen waar geen productmarkthervormingen werden doorgevoerd. Ze bestuderen het effect van productmarkthervormingen in 20 OESO-landen over de periode 1980-2002. Ze vinden dat de werkgelegenheid significant verhoogd kan worden door, naast arbeidsmarkthervormingen, productmarkten die overgereguleerd zijn te dereguleren. Bovendien zal het effect van productmarktderegulatie groter zijn in landen waar de onderhandelingsmacht van de werkenden lager is. De interactie tussen deze regels die de competitiviteit beperken en arbeidsmarktmaatregelen die de onderhandelingsmacht van de werkenden verhogen, hebben immers bijgedragen tot de lagere werkgelegenheid in sommige geïndustrialiseerde landen. Daarnaast zeggen Nicoletti en Scarpetta (2005) dat het effect van productmarktderegulatie groter zal zijn in landen die gekenmerkt worden door rigide arbeidsmarkten. Gelijkwaardig vinden Bassanini en Duval (2006) voor een panel van 21 OESO-landen in de periode 1982-2003 dat sterker gereguleerde productmarkten die minder competitief zijn, leiden tot hogere werkloosheid.

Er bestaan tenslotte enkele studies die slechts een klein belang vinden van andere institutionele factoren dan belastingen op arbeid, maar daarentegen een groot belang van budgettaire variabelen als verklarende factoren van de werkgelegenheid. Berger en Heylen (2011) vinden naast het significant effect van arbeidsbelastingen op werkgelegenheid dat verschillen in arbeids- en productmarktinstuties slechts een klein deel van de variatie in gewerkte uren kunnen verklaren. Zij vinden evenwel dat het budgettair model, waarbij de overheidsinkomsten en overheidsuitgaven opgenomen worden als verklarende variabelen van de werkgelegenheid, een betere verklaring biedt

voor de werkgelegenheid dan het institutioneel model. Ook Rogerson (2007) en Dhont en Heylen (2009) wezen reeds op het belang van deze budgettaire variabelen als verklarende factoren van de werkgelegenheid. De overheidsuitgaven die Berger en Heylen (2011) opnemen als verklarende variabelen zijn de productieve overheidsuitgaven, sociale zekerheidsuitgaven van de overheid, de loonconsumptie en niet-loonconsumptie van de overheid. De productieve overheidsuitgaven hebben een positieve invloed op de werkgelegenheidsgraad in uren, terwijl de niet-productieve overheidsuitgaven een negatieve invloed uitoefenen op de werkgelegenheid. Het negatieve effect van de overheidsconsumptie komt overeen met het model van Rogerson (2007) onder de veronderstelling dat de hogere overheidsconsumptie gefinancierd wordt via bronnen die het permanent inkomen van werknemers niet beïnvloeden en indien de gezinnen deze consumptiegoederen van de overheid beschouwen als nuttig. In de werkgelegenheidsvergelijking van Berger en Heylen (2011) wordt gecontroleerd voor de belangrijkste financieringscomponenten die de werknemers beïnvloeden, waardoor de eerste assumptie voldaan is. Indien vervolgens de nuttige overheidsconsumptie toeneemt, stijgt de welvaart van het gezin wat kan leiden tot een daling van haar arbeidsaanbod (Rogerson, 2007; Berger en Heylen, 2011). Dhont en Heylen (2009) vinden daarentegen een positief effect van zowel productieve overheidsuitgaven als overheidsconsumptie op de werkgelegenheid. Het positief effect van overheidsconsumptie kan verklaard worden door de Real Business Cycle (RBC)-theorie. De stijging van de overheidsconsumptie zal onmiddellijk of op termijn leiden tot hogere belastingen, wat zorgt voor een daling van het permanent inkomen van de gezinnen. De daling van hun permanent inkomen zet de gezinnen ertoe aan om hun arbeidsaanbod te verhogen en zo zal uiteindelijk de werkgelegenheid stijgen (Heylen, 2014). Verder nemen Berger en Heylen (2011) naast de arbeidsbelastingvoet en consumptiebelastingvoet ook de kapitaalbelastingvoet op als verklarende variabele langs de inkomstenzijde van de overheid. Hierbij vinden ze dat de arbeidsbelastingvoet een negatievere invloed uitoefent op de werkgelegenheid dan de consumptiebelastingvoet. De kapitaalbelastingvoet heeft verder geen significant effect op de werkgelegenheid. Dhont en Heylen (2009) tonen eveneens dat de impact van de arbeidsbelastingvoet op de werkgelegenheid groter is dan deze van de consumptie- en kapitaalbelastingvoet. Tenslotte nemen Berger en Heylen (2011) ook de overheidsbalans op als verklarende variabele van de werkgelegenheidsgraad in uren. Een balansoverschot van de overheid zal een positief effect hebben op de werkgelegenheidsgraad in uren, en omgekeerd in het geval van een balanstekort.

Samengevat kunnen we stellen dat we onder de andere determinanten van de werkgelegenheid of werkloosheid vinden dat de werkloosheidsuitkeringen en de coördinatie van de loononderhandelingen een belangrijke rol spelen. Verder wordt eveneens vaak gewezen op de



impact van de syndicalisatiegraad op de werkloosheid of werkgelegenheid. Daarnaast zagen we dat het dereguleren van de productmarkt van belang is voor het verhogen van de werkgelegenheid en dat het effect hiervan afhankelijk is van de macht van de reeds werkenden in de loononderhandelingen. Tenslotte wordt een belangrijke rol gevonden voor de verschillende overheidsuitgaven en -inkomsten als verklarende factoren van de werkgelegenheid.

Dit hoofdstuk toont aan dat er reeds veel onderzoek gevoerd werd naar de impact van arbeidsbelastingen op de werkgelegenheid en werkloosheid. Over het verschil tussen de impact op werkgelegenheid van werkgevers- versus werknemersbelastingen is evenwel weinig literatuur terug te vinden. De bestaande literatuur hierover vindt meestal dat een verschuiving van proportionele werkgevers- naar meer progressieve inkomensbelastingen op werknemers positief zou moeten zijn voor de werkgelegenheid. Het doel van ons onderzoek is om enerzijds de bestaande literatuur verder aan te vullen door rekening te houden met de bovenstaande determinanten en op basis hiervan de impact van werkgevers- en werknemersarbeidsbelastingen op de werkgelegenheidsgraad in uren te verklaren. Hierbij splitsen we de belastingvoet op arbeid op in de belastingvoet op werknemers en deze op werkgevers om te onderzoeken of beide een verschillende impact uitoefenen op de werkgelegenheid. Met dit onderzoek proberen we het belang van de opsplitsing tussen werkgevers- en werknemersbelastingen voor de werkgelegenheid in de aandacht te brengen. Onze onderzoekshypothese (*supra*) stelt dat het verlagen van de arbeidslasten via een daling van de werkgeversbelastingen beter zal zijn voor de werkgelegenheid dan het verlagen van de inkomensbelastingen op werknemers. Deze hypothese komt voort uit de nuanceringen van de theorie in hoofdstuk 1. Bovendien toont voorgaand onderzoek aan dat de werkgelegenheid verhoogd kan worden door de werkgeversbelastingen te verlagen en ter compensatie de werknemersbelastingen meer progressief te maken (o.a. Poterba et al., 1986; Symons en Robertson, 1990; Muysken et al., 1999). In de volgende hoofdstukken onderzoeken we empirisch onze onderzoekstelling.

### 3. Data

Onze data bestaan uit jaarlijkse observaties voor 20 OESO-landen over de periode 1970-2012. In tabel 1 en 2 worden deze landen weergegeven. In bijlage 1 wordt uitgelegd hoe we onze data samengesteld hebben en zijn de meer gedetailleerde bronnen terug te vinden. Hier geven we een overzicht van onze te verklaren variabele en de gebruikte verklarende variabelen.

Onze afhankelijke variabele is de werkgelegenheidsgraad in uren (tabellen 1 en 2, figuur 1). De werkgelegenheidsgraad in uren wordt berekend als het totaal aantal gewerkte uren in een land, gedeeld door het potentieel aantal gewerkte uren, maal de bevolking op beroepsactieve leeftijd (15-64 jaar). Zoals Berger en Heylen (2011) veronderstellen we dat het potentieel gewerkt aantal uren per voltijds werkende bestaat uit 1920 uur per jaar. Dit komt overeen met 40 uur werken per week maal 48 weken. De data voor het totaal aantal gewerkte uren voor elk OESO-land zijn afkomstig van de Total Economy Database van het Groningen Growth and Development Centre. De data voor de bevolking op beroepsactieve leeftijd komen van de OESO. Bijlage 2 geeft de werkgelegenheidsgraad in uren grafisch weer voor alle 20 OESO-landen in 1970-2012.

Naast onze afhankelijke variabele beschikken we, zoals gezien in hoofdstuk 2, over een hele set variabelen die de werkgelegenheidsgraad in uren kunnen verklaren. De belangrijkste verklarende variabelen zijn in ons geval de belastingvoet op arbeid voor de werkgever ( $t_p$ ) en deze voor de werknemer ( $t_w$ ). We willen namelijk onderzoeken of beide variabelen een verschillende impact uitoefenen op de werkgelegenheid. In bijlage 3 en 4 verkrijgen we extra informatie over beide variabelen. Bijlage 3 toont grafisch de variatie van  $t_p$  resp.  $t_w$  over de tijd voor de 20 OESO-landen. In de meeste landen stellen we een stijging van beide belastingvoeten vast sinds 1970. Voor de belastingvoet op werkgevers zijn er evenwel een aantal datatekortingen. In het geval van  $t_w$  stellen we over het algemeen een stijging van de belastingvoet vast met een piek rond 1995-2000 en daarna een lichte of sterke terugval in de belastingvoet, afhankelijk van het land. Ook voor  $t_p$  zien we over het algemeen een stijging van de belastingvoet met een piek in de jaren '90 en daarna een terugval in sommige landen zoals bijvoorbeeld Canada, Nederland en Zweden en in andere landen een verdere stijging (Japan, Spanje). In de grafieken is verder een duidelijk niveauverschil in belastingvoeten waar te nemen tussen de verschillende landen. Zowel in Scandinavië (met uitzondering van Denemarken) als in de meeste continentaal Europese landen liggen de belastingvoeten op werkgevers en werknemers over het algemeen hoger dan in de Angelsaksische landen. Daarnaast toont bijlage 4 ons in twee scatterplots het verband tussen de werkgelegenheidsgraad in uren en  $t_p$  resp.  $t_w$ . In de meeste landen stellen we een negatief verband vast tussen zowel de werkgevers- als werknemersbelastingvoet op arbeid en de

werkgelegenheidsgraad in uren. In sterk gedecentraliseerde landen zoals het VK, de VS en Canada zien we evenwel geen eenduidig verband tussen de belastingvoeten op arbeid en de werkgelegenheid. Het verband gaat hier zelfs eerder naar de positieve kant toe. Ook in Zweden en Noorwegen zien we geen eenduidig verband. Naast de twee soorten arbeidsbelastingvoeten zijn ook de consumptiebelastingvoet ( $t_i$ ) en de vervangingsratio voor werkloosheidsuitkeringen ( $v$ ) van groot belang. Deze twee bijkomende variabelen spelen in de bestaande literatuur namelijk telkens een belangrijke rol als verklarende variabelen van de werkgelegenheid of werkloosheid. Ook uit de theorie in hoofdstuk 1 blijkt hun relevantie. Bovenstaande variabelen vormen de basisvariabelen in ons onderzoek. De arbeidsbelastingvoet op werknemers omvat de sociale zekerheidsbijdragen en inkomensbelastingen betaald door de werknemers, gedeeld door het inkomen uit arbeid of de totale brutoloonmassa. Onder de werknemers nemen we ook de zelfstandigen op. De arbeidsbelastingvoet op werkgevers wordt daarnaast gedefinieerd als de sociale zekerheidsbijdragen betaald door de werkgevers, gedeeld door het inkomen uit arbeid verminderd met de lonen betaald door de overheid. De data hiervoor zijn afkomstig van de OESO. Daarnaast gebruiken we voor  $v$  de bruto werkloosheidsuitkeringsvervangingsratio van de OESO. Deze wordt berekend als de gemiddelde vervangingsratio over drie gezinssituaties, drie werkloosheidstermijnen en twee verschillende inkomensniveaus voor de werkloosheid. De consumptiebelastingvoet wordt berekend als de totale indirecte belastingvoet (zie bijlage 1).

Naast deze basisvariabelen houden we rekening met enkele institutionele verklarende variabelen: de syndicalisatiegraad, coördinatie van loononderhandelingen, arbeidsbeschermingsregulering en productmarktregulatie. We gebruiken hiervoor data omtrent de coördinatie van de loononderhandelingen (coördinatie) (Visser, 2013), data voor de syndicalisatiegraad (syndicalisatie) en een index voor de striktheid van arbeidsbeschermingsregulering (EPL) van de OESO. Daarnaast gebruiken we de OESO indicator voor productmarktregulering (PMR), aangezien ook deze variabele relevant blijkt uit voorgaand empirisch onderzoek (supra). Bovendien houden we rekening met enkele budgettaire verklarende variabelen. We nemen de kapitaalbelastingvoet ( $t_k$ ) mee op in de vergelijking als bijkomende inkomensvariabele van de overheid. Hiervoor gebruiken we de vennootschapsbelastingvoet van de OESO. De bestaande literatuur (o.a. Rogerson, 2007; Dhont en Heylen, 2009; Berger en Heylen, 2011) wijst er bovendien op dat enkel kijken naar de inkomenszijde van de overheid niet voldoende is om de invloed van de arbeidsbelastingen op de werkgelegenheid te bekijken, maar dat we ook rekening moeten houden met de overheidsuitgaven (supra). Daarom nemen we ook de sociale zekerheidsuitgaven van de overheid (ohsu), productieve overheidsuitgaven (ohprodu) en niet-productieve overheidsuitgaven op in de regressie. De productieve overheidsuitgaven omvatten investeringen in onderwijs, overheidsinvesteringen en R&D

dat door de overheid gefinancierd wordt. De overheidsconsumptie, of de niet-productieve overheidsuitgaven bestaan uit lonen (ohlc) enerzijds en gewone consumptie (ohnlc) anderzijds. De overheidsconsumptie is exclusief consumptie-uitgaven voor onderwijs, aangezien we alle onderwijsuitgaven als productief beschouwen. De verschillende overheidsuitgaven worden telkens uitgedrukt in percentage van het BBP. Ook houden we rekening met de overheidsbalans in percentage van het BBP (ohb). Tenslotte controleren we in elke regressie voor de conjunctuur door rekening te houden met de output gap. De bovenstaande variabelen zijn telkens terug te vinden bij de OESO.

## 4. Onderzoeksmethode

In dit hoofdstuk bekijken we de econometrische schattingsmethode ontwikkeld door Pesaran (2006) en Kapetanios, Pesaran en Yamagata (2011). Zij ontwikkelden de “common correlated effects pooled” (CCEP) schatter die we verder gebruiken in onze regressie. Deze schatter controleert voor cross-sectionele afhankelijkheid in de storingstermen als gevolg van niet geobserveerde gemeenschappelijke factoren die mogelijk non-stationair zijn. Aan de hand van deze schatter willen we onze onderzoekshypothese toetsen.

### 4.1. De CCEP-schatter

Het gebruik van de CCEP-schatter, eerder dan de standaard fixed effects-schatter (FE-schatter), kunnen we verklaren aan de hand van de belangrijkste eigenschappen van werkgelegenheidsdata. De werkgelegenheid in verschillende landen wordt deels verklaard door factoren die gemeenschappelijk zijn over landen, maar die we mogelijk niet observeren (Heylen, 2015). Deze factoren kunnen op hun beurt verklaard worden door onder andere globale schokken in de conjunctuur die een impact uitoefenen op elk land, maar niet geobserveerd worden (Smith en Zoega, 2008). Deze gemeenschappelijke, niet observeerbare factoren geven in een standaard fixed effects-panel aanleiding tot cross-sectioneel gecorreleerde fouttermen in de regressie (Smith en Zoega, 2008). Smith en Zoega (2008) vinden zo’n gemeenschappelijke ongeobserveerde factor die 70% van de totale variantie in de werkloosheidsvoeten kan verklaren. Bovendien zullen deze gemeenschappelijke factoren waarschijnlijk elk land anders beïnvloeden, wat leidt tot heterogene correlatie in de storingstermen (Pedroni, 2004). Indien de gemeenschappelijke factoren niet gecorreleerd zijn met de verklarende variabelen, dan zal de fixed effects-schatter nog steeds unbiased zijn, maar niet efficiënt door de structuur in de storingstermen (Heylen, 2015). De efficiënte schatter bekomen we wanneer we een generalized least squares (GLS) transformatie uitvoeren op ons model. De ordinary least squares (OLS)-schatter op het getransformeerd model zal wel de best linear unbiased estimator (BLUE) zijn (Everaert, 2014). Een bijkomend probleem is evenwel dat deze gemeenschappelijke factoren non-stationair kunnen zijn, waardoor de fixed effects- en GLS-schatter “spurious” resultaten of nonsens zal weergeven. In dat geval krijgen we immers non-stationaire storingstermen. Tenslotte kunnen deze ongeobserveerde gemeenschappelijke factoren gecorreleerd zijn met de verklarende variabelen, wat inconsistente schattingsresultaten als gevolg zal hebben (Heylen, 2015). De basis panel vergelijking wordt gegeven door:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x'_{it} + \varepsilon_{it} \text{ met } i = 1, \dots, N \text{ (land) en } t = 1, \dots, T \text{ (tijd)} \quad (4)$$

$$\text{met } \varepsilon_{it} = \gamma_i F_t + v_{it} \text{ en } v_{it} \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma^2),$$

waarbij  $y_{it}$  de afhankelijke variabele, de werkgelegenheidsgraad in uren, in land  $i$  en jaar  $t$  voorstelt,  $x'_{it}$  de  $(k \times 1)$ -vector van de  $k$  verklarende variabelen voor land  $i$  in jaar  $t$ ,  $\alpha_i$  het landspecifiek fixed effect,  $\beta$  de te schatten parameter voor elke  $k$  verklarende variabele,  $\varepsilon_{it}$  de storingsterm in land  $i$  en jaar  $t$  en  $F_t$  staat tenslotte voor een ongeobserveerde gemeenschappelijke factor met een landspecifieke impact  $\gamma_i$ , die mogelijk non-stationair en gecorreleerd is met één of meerdere verklarende variabelen (Pesaran, 2006; Kapetanios et al., 2011). Om het aantal vrijheidsgraden te sparen, veronderstellen we dat er slechts één ongeobserveerde gemeenschappelijke factor bestaat. Het *overige deel van de storingstermen*,  $v_{it}$ , heeft een onafhankelijke en identieke normale verdeling. De vergelijking die we willen schatten is dus:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x'_{it} + \gamma_i F_t + v_{it}. \quad (5)$$

We kunnen deze vergelijking echter niet rechtstreeks schatten, aangezien we  $F_t$  niet observeren. Indien we gebruik zouden maken van de standaard fixed effects-schatter, dan nemen we een gemeenschappelijke tijdsdummy ( $\lambda_t$ ) als proxy voor  $\gamma_i F_t$ . Deze proxy veronderstelt dat de gemeenschappelijke factor homogeen is over alle landen. Als gevolg hiervan zal er voor elk land een specificatiefout gemaakt worden, aangezien de tijdsdummy geen rekening houdt met het landspecifiek effect van de ongeobserveerde gemeenschappelijke factor. Bijgevolg zal voor sommige landen het ongeobserveerd effect overschat respectievelijk onderschat worden (Everaert, 2015; Heylen, 2015). Het landspecifiek deel is bovendien mogelijk non-stationair. Smith en Zoega (2008) vinden namelijk in hun panel van 20 OESO-landen dat de ongeobserveerde gemeenschappelijke factor non-stationair is. Hierdoor blijft er non-stationariteit in de landen hun fouttermen,  $\gamma_i F_t + v_{it} - \lambda_t$ , en is er bijgevolg geen coïntegratie of lange termijn relatie mogelijk tussen de verklarende variabelen en de afhankelijke variabele (Everaert, 2015). Alle voorgaande problemen kunnen opgelost worden door in plaats van de standaard fixed effects-schatter de CCEP-schatter te gebruiken van Pesaran (2006), die uitgebreid werd door Kapetanios et al. (2011). De uitbreiding van Kapetanios et al. (2011) houdt rekening met de mogelijke non-stationariteit van de gemeenschappelijke factor. Het idee achter de CCEP-schatter is om de cross-sectionele gemiddelden van  $y_{it}$  en  $x'_{it}$  te gebruiken als proxy variabelen voor  $F_t$ . De vergelijking voor het cross-sectie gemiddelde is:

$$\bar{y}_t = \bar{\alpha} + \beta \bar{x}'_t + \bar{\gamma} F_t + \bar{v}_t, \text{ met } \bar{y}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_{it}, \bar{x}'_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x'_{it} \text{ en } \bar{\gamma} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \gamma_i.$$

Als we deze vergelijking herschrijven naar  $F_t$ , bekomen we:

$$F_t = (\bar{y}_t - \bar{\alpha} - \beta \bar{x}'_t - \bar{v}_t) / \bar{\gamma}. \quad (6)$$

Vergelijking (6) is de vergelijking voor de ongeobserveerde gemeenschappelijke factor  $F_t$ . Deze vergelijking kunnen we vervolgens substitueren in vergelijking (5), waardoor we de te schatten vergelijking (7) bekomen. In ons onderzoek bestaat de te verklaren variabele  $y_{it}$  uit de werkgelegenheidsgraad in uren. De verklarende variabelen  $x'_{it}$  worden daarnaast in hoofdstuk 3 weergegeven (supra).

$$y_{it} = \alpha'_i + \beta x'_{it} + \gamma'_i \bar{y}_t - \beta \gamma'_i \bar{x}'_t - \gamma'_i \bar{v}_t + v_{it} \quad (7)$$

met  $\alpha'_i = \alpha_i - \gamma'_i \bar{\alpha}$  en  $\gamma'_i = \gamma_i / \bar{\gamma}$ .

Vergelijking (7) kunnen we eenvoudig schatten met OLS. De OLS-schatter is bovendien consistent voor  $N \rightarrow \infty$  en de storingstermen zijn stationair (Pesaran, 2006; Kapetanios et al., 2011; Everaert, 2015). Kapetanios et al. (2011) vinden dat de CCEP-schatter zelfs consistent is als de geobserveerde en ongeobserveerde factoren non-stationair zijn. Dit kan verklaard worden door de cross-sectionele gemiddelden die gebruikt worden als additionele verklarende variabelen, aangezien zij de non-stationariteit uit de storingstermen halen en de storingstermen bijgevolg stationair zullen zijn (Kapetanios et al., 2011; Berger en Heylen, 2011). Daarnaast toont Pesaran (2006) aan de hand van Monte Carlo-experimenten aan dat de CCEP-schatter beschikt over goede eigenschappen in kleine steekproeven.

## 4.2. Panel unit root test

In deze paragraaf bekijken we of de verschillende variabelen in ons panel stationair zijn. Dit is namelijk van belang voor onze regressieresultaten. Indien we te maken hebben met niet-stationaire variabelen verkrijgen we mogelijk onbetrouwbare, “spurious” regressieresultaten. Dit is het geval indien de te verklaren en verklarende variabelen geen coïntegratierelatie kennen. Bijgevolg is in het geval van niet-stationaire variabelen ook een coïntegratie analyse vereist (infra). We gaan de non-stationariteit van onze variabelen na door gebruik te maken van de Maddala-Wu (1999) (MW)-panel unit root test. Deze test combineert de p-waarden van de landspecifieke augmented Dickey-Fuller (ADF) unit root tests ( $p_i$ ) als volgt:

$$P_{MW} = -2 \sum_{i=1}^N \log p_i, \text{ met } i = 1, \dots, N. \quad (8)$$

De teststatistiek  $P_{MW}$  heeft, voor een vaste  $N$  en  $T \rightarrow \infty$ , een Chi kwadraat-verdeling met  $2N$  vrijheidsgraden. De nulhypothese van de MW-test zegt dat de respectievelijke variabele een unit root kent of non-stationair is. Indien de p-waarde van de teststatistiek kleiner is dan het 5% significantieniveau wordt de nulhypothese van non-stationariteit verworpen. Het voordeel van deze test in vergelijking met de Levin, Lin en Chu- en Im, Pesaran en Shin-panel unit root tests is dat de

MW-panel unit root test het gebruik van verschillende ADF lag lengtes toelaat en dat de lengte van de tijdseries verschillend kan zijn per land (Everaert, 2014). In tabel 4 worden de resultaten van de MW-test weergegeven voor onze variabelen. De resultaten tonen ons dat 11 van de 16 variabelen non-stationair bevonden worden<sup>3</sup>. Bijgevolg zijn “spurious” resultaten mogelijk, indien er geen cointegratierelatie bestaat tussen de te verklaren en verklarende variabelen (Everaert, 2014).

**Tabel 4 - Panel unit root tests**

	MW- teststatistiek	p-waarde*	specificatie
Werkgelegenheidsgraad in uren	30.7378	0.8536	constante, trend
Arbeidsbelastingvoet op werkgevers	20.9405	0.9944	constante, trend
Arbeidsbelastingvoet op werknemers	31.8517	0.8174	constante, trend
Bruto vervangingsratio	43.1140	0.3396	constante
Consumptiebelastingvoet	29.1946	0.8965	constante
Kapitaalbelastingvoet	17.6310	0.9992	constante
Overheidsbalans in % BBP	67.6948	0.0040	constante
Productieve overheidsuitgaven in % BBP	28.8425	0.9050	constante, trend
Overheidsloonconsumptie in % BBP	75.3779	0.0003	constante
Overheid niet-loonconsumptie in % BBP	27.6439	0.8923	constante
Overheid sociale zekerheidsuitgaven in % BBP	54.9649	0.0578	constante, trend
Arbeidsbeschermingsregulering	51.3329	0.0286	constante
Coördinatie van loononderhandelingen	84.4400	0.0000	constante
Productmarktregulatie	1.34718	1.0000	constante
Syndicalisatiegraad	37.1293	0.6002	constante
Output gap	114.188	0.0000	constante

\* Nulhypothese: unit root

We merken op dat we de MW-teststatistiek met enige voorzichtigheid moeten interpreteren. De assumptie dat de teststatistiek een Chi kwadraat-verdeling bezit, gaat enkel op onder de veronderstelling van cross-sectioneel onafhankelijke panels (Everaert, 2014). Deze sterke veronderstelling gaat in ons panel niet op, aangezien de meeste variabelen gecorreleerd zijn over verschillende landen heen. Zo zal bijvoorbeeld de arbeidsbelastingvoet op werknemers en werkgevers in het ene land samenhangen met deze in haar buurlanden. Een te hoge loonkost van het ene land in vergelijking met haar handelspartners zou immers zorgen voor een verzwakking van de concurrentiekracht in dat land. Het maken van de verkeerde assumptie van cross-sectionele onafhankelijkheid kan ertoe leiden dat het nominale 5% significantieniveau van de test in werkelijkheid tot 50% bedraagt indien er wel cross-sectionele afhankelijkheid is. Dit betekent dat het aantal type-I-fouten groter zullen zijn, of dat we mogelijk in 50% van de gevallen een correcte

<sup>3</sup> In de gevallen waar we in de specificatie zowel een constante als trend opnemen in de specificatie, werd de hypothese van een unit root verworpen indien er enkel een constante werd opgenomen als deterministische term. Het resultaat met enkel een constante is bijgevolg niet robuust.



nulhypothese zullen verwerpen in plaats van in slechts 5% van de gevallen (Everaert, 2014). Een mogelijke oplossing hiervoor is om de p-waarden van de MW-teststatistiek te simuleren via een bootstrap-procedure, zoals dit door Berger en Everaert (2010) en Berger en Heylen (2011) wordt gedaan. Onder deze procedure zijn gecorrleerde cross-secties minder problematisch (Berger en Everaert, 2010). Daarnaast kunnen we gebruik maken van de nieuwe generatie panel unit root tests, zoals de PANIC unit root test van Bai en Ng's (2004). Deze gaat uit van cross-sectionele afhankelijkheid in het panel. Deze aanpassingen liggen evenwel buiten het bestek van deze paper.

We besluiten dat we de MW-panel unit root test met voorzichtigheid moeten interpreteren. Toch kunnen we, in overeenstemming met Berger en Heylen (2011), veronderstellen dat de meeste verklarende variabelen niet-stationair zijn. Daarom is het van belang een coïntegratie analyse uit te voeren op de residuen van onze regressies. Bij onze resultaten in hoofdstuk 5 geven we telkens weer of de residuen van de respectievelijke regressie al dan niet stationair zijn. Dit doen we door te testen of de te verklaren variabele en verklarende variabelen in de respectievelijke regressie een coïntegratierelatie bezitten. Hiervoor gebruiken we opnieuw de MW-panel unit root test, maar dan toegepast op de residuen van de respectievelijke vergelijking. In het vervolg van de paper beschouwen we deze MW-panel unit root test op de residuen als de MW-coïntegratie test.

## 5. Empirische resultaten

In hoofdstuk 5 geven we onze econometrische schattingsresultaten weer voor het verklaren van de werkgelegenheidsgraad in uren. Bij de interpretatie focussen we ons voornamelijk op de impact van de werkgevers- en werknemersbelastingvoet op de werkgelegenheid in uren. In paragraaf 5.1 geven we de resultaten weer van de FE-schatter. Paragraaf 5.2 bevat daarnaast de resultaten van de CCEP-schatter. Paragraaf 5.2.1 geeft de verklaringskracht weer van de institutionele variabelen, paragraaf 5.2.2 deze van de budgettaire variabelen en paragraaf 5.2.3 de verklaringskracht van al deze variabelen. De drie vergelijkingen bevatten telkens de basisvariabelen, bestaande uit de belastingvoet op werknemers, de belastingvoet op werkgevers, de indirecte belastingvoet en de bruto vervangingsratio. Bovendien bekijken we alle vergelijkingen zowel met als zonder interactietermen. De interactietermen geven de interactie weer van de verschillende soorten overheidsuitgaven en van de loononderhandelingscoördinatie met de belastingvoet op werkgevers respectievelijk werknemers. In paragraaf 2.1 zagen we immers dat het van belang is rekening te houden met de interactie tussen arbeidsbelastingen en deze verklarende variabelen (supra). Tenslotte doen we in paragraaf 5.3 enkele bijkomende robuustheidstests waarin we de werknemersbelastingvoet verder opsplitsen in de sociale zekerheidsbijdragevoet op werknemers en de inkomensbelastingvoet.

### 5.1. Fixed effects-schatter

Aan de hand van de standaard FE-vergelijking (4) uitgebreid met een gemeenschappelijke tijdsdummy schatten we de regressievergelijking voor de werkgelegenheidsgraad in uren met als verklarende variabelen arbeids- en productmarktinstellingen. De resultaten worden weergegeven in tabel 5. Ook de p-waarde van de MW-coïntegratie test wordt in deze tabel weergegeven. Op basis hiervan kunnen we oordelen of er een lange termijn relatie bestaat tussen de te verklaren en verklarende variabelen.

De eerste kolom met regressieresultaten in tabel 5 geeft de FE-schatting weer zonder rekening te houden met de interactie tussen de arbeidsbelastingen en de loononderhandelingscoördinatie. In de tweede kolom wordt hier wel rekening mee gehouden. De FE-schatting zonder interactie geeft statistisch significante coëfficiënten voor de belastingvoet op werkgevers en op werknemers, de bruto vervangingsratio, coördinatie van de loononderhandelingen, arbeidsbeschermingsregulering, de syndicalisatiegraad en de output gap. Zoals vermeld in hoofdstuk 4 moeten we de residuen van de FE-vergelijking testen op non-stationariteit. Indien deze non-stationair bevonden worden, is er geen coïntegratierelatie mogelijk tussen de werkgelegenheidsgraad in uren en de verklarende variabelen.

Daarom passen we de MW-coïntegratie test toe met als nulhypothese geen coïntegratie. De p-waarden van de MW-coïntegratie test in tabel 5 bedragen 0.25 voor de regressie in kolom 1 respectievelijk 0.14 in kolom 2. We kunnen in beide gevallen de nulhypothese van geen coïntegratie niet verwerpen op het 5% significantieniveau. We hebben dus niet voldoende bewijs om te kunnen spreken van een lange termijn relatie tussen de te verklaren en verklarende variabelen. Hierdoor zijn de regressieresultaten van de FE-schatter mogelijk “spurious” en onbetrouwbaar. Dit resultaat komt overeen met de bevindingen van Berger en Heylen (2011). In bijlage 5 worden bovendien de FE-regressies weergegeven voor de budgettaire variabelen en alle variabelen samen. Ook hier wordt geen coïntegratierelatie gevonden, met uitzondering van de FE-schatting voor alle variabelen met interactietermen. Het verwerpen van de nulhypothese van geen coïntegratie kan in dit geval evenwel het gevolg zijn van de p-waarde die mogelijk te klein is. De veronderstelling van cross-sectionele onafhankelijkheid die gemaakt wordt voor de asymptotische Chi kwadraat-verdeling van de MW-panel unit root teststatistiek zorgt namelijk mogelijk voor het te snel verwerpen van een juiste nulhypothese (supra). De “spurious” resultaten van de FE-schatter kunnen het gevolg zijn van de aanwezigheid van een ongeobserveerde, non-stationaire gemeenschappelijke factor in de residuen. Daarom maken we beter gebruik van de CCEP-schattingsmethode. Deze methode controleert voor de aanwezigheid van een ongeobserveerde gemeenschappelijke factor die non-stationair kan zijn. De storingstermen van de CCEP-regressie zullen bijgevolg wel stationair zijn (supra).

**Tabel 5 – FE-schattingsresultaten werkgelegenheidsgraad in uren: institutionele variabelen**

Schattingsmethode	Fixed effects		Fixed effects	
Schattingsperiode	1970-2012			
<b>Variabelen</b>				
$t_p$	-0.115	***	-0.001	
$t_w$	-0.384	***	0.116	*
$t_i$	-0.006		0.293	***
$v$	-0.175	***	-0.022	
coördinatie	1.522	***	3.280	***
EPL	-1.544	***	-0.481	
syndicalisatie	0.131	***	-0.002	
PMR	-0.066		-1.012	***
output gap	0.611	***	0.586	***
<b>Interactietermen</b>				
$t_p$ *coördinatie	-		0.000	
$t_w$ *coördinatie	-		-0.077	***
<b>Effects specificatie</b>				
	Cross-section fixed (dummy variabelen)			
	Period fixed (dummy variabelen)			

R <sup>2</sup>	0.5684	0.9088
MW-coïntegratie test (p-waarde) <sup>(a)</sup>	0.2513	0.1420
Aantal observaties (landen)	673 (20)	673 (20)

\*\*\* Statistisch significant op het 1% significantieniveau; \*\* Statistisch significant op het 5% significantieniveau;

\* statistisch significant op het 10% significantieniveau

(a) Nulhypothese: geen coïntegratie

## 5.2. CCEP-schatter

In deze paragraaf worden de schattingsresultaten van de CCEP-schatter weergegeven samen met de coïntegratie tests. De vergelijking van de CCEP-schatter wordt gegeven door vergelijking (7). We bekijken telkens de statistische significantie van de coëfficiënten op het standaard 5% significantieniveau. Indien de respectievelijke p-waarde boven het 5% significantieniveau ligt, kunnen we de nulhypothese dat de coëfficiënt statistisch niet verschillend is van nul niet verwerpen en omgekeerd. In het geval van coëfficiënten waarbij we rekening moeten houden met interactietermen, bekijken we de coëfficiënten telkens voor 3 landengroepen: de eurozone (6 kernlanden: België, Duitsland, Frankrijk, Italië, Nederland en Oostenrijk), Scandinavië (Denemarken, Finland, Noorwegen en Zweden) en de Angelsaksische landen (Australië, Canada, Ierland, VK en de VS). In bijlage 6 geven we de gebruikte data voor het berekenen van deze coëfficiënten weer. In sectie 5.2.1 bekijken we de resultaten met de institutionele variabelen als verklarende factoren, in sectie 5.2.2 de resultaten van de budgettaire variabelen en tenslotte in sectie 5.2.3 de regressieresultaten van de institutionele en budgettaire variabelen samen.

### 5.2.1. Institutionele variabelen

Tabel 6 geeft de CCEP-regressieresultaten weer voor de werkgelegenheidsgraad in uren met als verklarende variabelen arbeids- en productmarktinstuties. Ook de p-waarde van de MW-coïntegratie test is terug te vinden in de tabel. De eerste kolom met resultaten in tabel 6 houdt geen rekening met interactietermen, de tweede kolom wel. De institutionele interactietermen zijn deze waarbij het effect van de arbeidsbelastingen op werkgevers respectievelijk werknemers op de werkgelegenheid afhangen van de coördinatie van de loononderhandelingen. Zowel Daveri en Tabellini (2000) als Berger en Everaert (2010) wijzen op het belang van deze samenhang.

We bekijken eerst de coïntegratie test voor we de resultaten interpreteren. We zien dat zowel met als zonder interactie de p-waarde van de MW-coïntegratie test kleiner is dan het 5% significantieniveau. Bijgevolg mogen we de nulhypothese van geen coïntegratie verwerpen in het voordeel van de alternatieve hypothese. We merken op dat we ook hier het resultaat van de MW-test voorzichtig moeten interpreteren. Berger en Heylen (2011) maken namelijk gebruik van de

bootstrapped MW-coïntegratie test in hun institutioneel model en kunnen de nulhypothese van geen coïntegratie niet verwerpen. Hierdoor besloten zij dat instituties de evolutie van de werkgelegenheidsgraad in uren over de tijd niet kunnen verklaren. Deze resultaten komen overeen met eerder onderzoek van onder andere Nickell (1997), Nickell et. al (2005) en Ohanian et al. (2008). Volgens onze regressie bestaat er daarentegen wel een lange termijn relatie tussen de werkgelegenheidsgraad in uren en institutionele variabelen, als we veronderstellen dat de p-waarden van de coïntegratie test correct zijn. In het geval van een coïntegratierelatie zijn onze resultaten superconsistent. In het ander geval ontbreken er waarschijnlijk nog relevante variabelen, zoals de budgettaire variabelen, waardoor we geen coïntegratierelatie vinden.

Wanneer we kijken naar de basiscoëfficiënten van de CCEP-regressies met institutionele variabelen, zien we dat in kolom 1  $t_w$ ,  $t_p$  en  $v$  een negatief statistisch significante invloed uitoefenen op de werkgelegenheidsgraad in uren op het 5% significantieniveau. Daarnaast hebben  $t_i$ , de coördinatiegraad van de loononderhandelingen, de syndicalisatiegraad en de output gap een significant positieve invloed op de werkgelegenheid. Vergelijken we deze resultaten met de eerder gevonden resultaten in hoofdstuk 2, zouden we evenwel een negatieve invloed verwachten van  $t_i$  en ook van de syndicalisatiegraad op de werkgelegenheid. Zonder interactie in de vergelijking zien we dat  $t_w$  een negatievere invloed uitoefent op de werkgelegenheidsgraad in uren dan  $t_p$ . Indien  $t_p$  resp.  $t_w$  daalt met 10%-punt, zal de werkgelegenheidsgraad in uren gemiddeld toenemen met 0,55 resp. 1,73%-punt. We zouden in dit geval dus een belastingverlaging via de belastingen op werknemers aanraden eerder dan op werkgevers. Dit resultaat komt niet overeen met onze onderzoekshypothese. In kolom 2 in tabel 6 worden de regressieresultaten met interactietermen weergegeven. We zien dat in vergelijking met kolom 1 er niet veel verandert op vlak van de coëfficiënten zonder interactie. Hun significantie en grootte blijven ongeveer gelijk. In tabel 7 geven we bovendien de coëfficiënten voor  $t_p$  en  $t_w$  weer, rekening houdend met de interactie tussen beide variabelen en de coördinatie van de loononderhandelingen. Dit doen we voor zowel de volledige periode 1970-2012 als voor verschillende deelperiodes. Voor de volledige periode zien we bijvoorbeeld dat  $t_p$  en  $t_w$  allebei een negatieve invloed uitoefenen op de werkgelegenheidsgraad in uren in de drie landengroepen. In Scandinavië is het effect van  $t_p$  evenwel niet significant verschillend van nul op het 5% significantieniveau. De coëfficiënt van  $t_w$  is daarnaast niet significant op 5% voor de Angelsaksische landen. We zien dat in de kernlanden van de eurozone en in Scandinavië de belastingvoet op werknemers een negatievere invloed heeft op de werkgelegenheidsgraad in uren dan deze op werkgevers. In de Angelsaksische landen is het omgekeerde waar. In deze landengroep kunnen we stellen dat een belastingverlaging via werkgevers beter is voor de werkgelegenheidsgraad in uren dan een belastingverlaging via werknemers. Een verlaging van  $t_p$  met 10%-punt zou daar

gemiddeld leiden tot een stijging van de werkgelegenheidsgraad in uren met 0.73%-punt. In de andere landengroepen zouden we het omgekeerde aanbevelen. De belastingverlaging op arbeid zou mogelijk gecompenseerd kunnen worden door een stijging van  $t_i$ , aangezien deze een significant positieve invloed uitoefent op de werkgelegenheidsgraad in uren. Ook een daling van  $v$  kan gelden als compenserende maatregel. Indien we daarnaast kijken naar de resultaten voor de overige periodes, kunnen we iets zeggen over de evolutie over de tijd van het effect van  $t_p$  en  $t_w$  op de werkgelegenheidsgraad in uren. Indien we de coëfficiënten voor de periode 1970-1980 vergelijken met deze in 2000-2012 zien we dat in de eurozone de negatieve invloed van  $t_p$  op de werkgelegenheidsgraad in uren iets afgenomen is, terwijl  $t_p$  in Scandinavië en de Angelsaksische landen in de meest recente periode een negatievere impact heeft dan vroeger. Voor  $t_w$  stellen we de omgekeerde evoluties vast.

**Tabel 6 - CCEP-regressieresultaten werkgelegenheidsgraad in uren: institutionele variabelen (I)**

Schattingsmethode	CCEP		CCEP	
Schattingsperiode	1970-2012			
<b>Variabelen</b>				
$t_p$	-0.055	**	-0.104	**
$t_w$	-0.173	***	0.134	**
$t_i$	0.256	***	0.230	***
$v$	-0.110	***	-0.099	***
coördinatie	0.521	***	3.042	***
EPL	-0.622	*	-0.858	*
syndicalisatie	0.120	***	0.102	***
PMR	0.111		0.177	
output gap	0.382	***	0.373	***
<b>Interactietermen</b>				
$t_p$ *coördinatie	-		0.015	
$t_w$ *coördinatie	-		-0.085	***
R <sup>2</sup>	0.9448		0.9485	
MW-coïntegratie test (p-waarde) <sup>(a)</sup>	0.0008		0.0002	
Aantal observaties (landen)	673 (20)		673 (20)	

\*\*\* Statistisch significant op het 1% significantieniveau; \*\* Statistisch significant op het 5% significantieniveau;

\* statistisch significant op het 10% significantieniveau

(a) Nulhypothese: geen coïntegratie

**Tabel 7 - Effect variabelen met interactie op werkgelegenheidsgraad in uren (I)**

Periode 1970-2012	eurozone		Scandinavië		Angelsaksisch
Effect 1%-punt stijging in $t_p$	-0.050	**	-0.039		-0.073 **
Effect 1%-punt stijging in $t_w$	-0.164	**	-0.224	**	-0.034
<b>Andere periodes</b>					
Effect 1%-punt stijging in $t_p$ (1970-1980)	-0.052	**	-0.028		-0.064 **
Effect 1%-punt stijging in $t_w$ (1970-1980)	-0.151	**	-0.280	**	-0.086 *
Effect 1%-punt stijging in $t_p$ (1980-1990)	-0.050	**	-0.044	*	-0.076 **
Effect 1%-punt stijging in $t_w$ (1980-1990)	-0.163	**	-0.197	**	-0.017
Effect 1%-punt stijging in $t_p$ (1990-2000)	-0.049	*	-0.042	*	-0.075 *
Effect 1%-punt stijging in $t_w$ (1990-2000)	-0.169	**	-0.207	**	-0.025
Effect 1%-punt stijging in $t_p$ (2000-2012)	-0.049	*	-0.041	*	-0.077 **
Effect 1%-punt stijging in $t_w$ (2000-2012)	-0.167	**	-0.212	**	-0.013

\*\* Statistisch significant op het 5% significantieniveau; \* statistisch significant op het 10% significantieniveau

We besluiten dat het model met institutionele variabelen onze onderzoekshypothese niet kan bevestigen. Dit resultaat kan mogelijk verklaard worden door García en Sala (2008). Zij zeggen dat de sociale zekerheidsbijdragen betaald door werknemers negatiever zijn voor de werkloosheid en dus ook voor de werkgelegenheid dan sociale zekerheidsbijdragen betaald door werkgevers. Zoals gezien in paragraaf 2.1.2 vinden García en Sala (2008) dat de werkloosheidselasticiteit van de sociale zekerheidsbijdragen op werknemers groter is dan deze op werkgevers, waardoor werknemersbijdragen meer impact hebben op de werkloosheid. Deze negatieve invloed doet uiteindelijk mogelijk de positieve invloed van de progressiviteit van inkomensbelastingen op de werkgelegenheid teniet en zorgt er bovendien voor dat de werknemersbelastingvoet in de meeste gevallen een negatievere invloed uitoefent op de werkgelegenheid dan de werkgeversbelastingvoet. De werknemersbelastingvoet bestaat namelijk zowel uit de sociale zekerheidsbijdragevoet als de inkomensbelastingvoet op werknemers.

### 5.2.2. Budgettaire variabelen

In deze sectie bekijken we of het model met budgettaire verklarende variabelen onze onderzoekshypothese kan bevestigen. Tabel 8 geeft de CCEP-schattingsresultaten en de MW-coïntegratie test met budgettaire verklarende variabelen weer. Kolom 1 geeft de resultaten zonder interactie en kolom 2 deze met interactietermen. De interactie bestaat hier tussen de arbeidsbelastingvoet op werkgevers respectievelijk werknemers en de productieve overheidsuitgaven, de sociale zekerheid overheidsuitgaven, de niet-loonconsumptie van de overheid en de overheidsloonconsumptie. Deze uitgaven zijn telkens in percentage van het BBP. We zagen in hoofdstuk 2 dat onder andere Rogerson (2007), Dhont en Heylen (2009) en Berger en Heylen (2011) erop wijzen dat het effect van arbeidsbelastingen op de werkgelegenheid in een land afhangt van de

compositie van de overheidsuitgaven. We zien in tabel 8, kolom 2 dat 6 van de 8 interactietermen statistisch significant zijn op het 5% significantieniveau.

Zowel in kolom 1 als kolom 2 kunnen we de nulhypothese van geen cointegratie verwerpen. We gaan ervan uit dat dit resultaat klopt, aangezien ook Berger en Heylen (2011) aan de hand van de bootstrapped MW-coïntegratie test dit resultaat verkrijgen in hun budgettaire model. Bijgevolg is er sprake van een cointegratierelatie tussen de werkgelegenheidsgraad in uren en de budgettaire variabelen. Dit betekent dat onze regressieresultaten superconsistent zijn. Kolom 1 uit tabel 8 toont ons dat  $t_w$ ,  $v$  en de sociale zekerheidsuitgaven van de overheid een significant negatieve invloed uitoefenen op de werkgelegenheidsgraad in uren op het 5% significantieniveau. Ook  $t_p$  heeft een negatieve coëfficiënt, maar zonder interactie blijkt deze coëfficiënt niet statistisch significant, zelfs niet op het 10% significantieniveau. De variabelen  $t_i$ , de output gap,  $t_k$ ,  $ohb$ ,  $ohlc$ ,  $ohnlc$  en  $ohprodu$  hebben daarnaast een significant positieve impact op de werkgelegenheidsgraad in uren. Van de variabelen  $t_i$  en  $t_k$  zouden we eerder een negatieve impact verwachten op de werkgelegenheid. De andere resultaten zijn wel in lijn met de theorie en empirie uit hoofdstuk 2. Daar zagen we dat naast de productieve overheidsuitgaven ook de overheidsconsumptie een positieve invloed kan uitoefenen op de werkgelegenheid. Een stijging van de overheidsconsumptie zorgt volgens de RBC-literatuur immers voor een daling van het permanent inkomen van gezinnen, wat zal leiden tot een stijging van hun arbeidsaanbod en van de werkgelegenheid (supra). In kolom 2 verkrijgen we de regressieresultaten met interactie. Opnieuw zien we dat de resultaten met en zonder interactie vrij goed overeenkomen. Tabel 9 geeft bovendien de uitgerekende coëfficiënten weer voor  $t_p$ ,  $t_w$  en de verschillende overheidsuitgaven rekening houdend met interactie. We bekijken als voorbeeld de coëfficiënten in tabel 9 voor de periode 1970-2012. We verkrijgen een significant negatieve coëfficiënt in Scandinavië en de Angelsaksische landen voor  $t_p$ . De negatieve coëfficiënt voor de eurozone is daarentegen niet statistisch significant op 5%. Daarnaast heeft  $t_w$  een nog sterkere negatieve invloed op de werkgelegenheidsgraad in uren dan  $t_p$  in zowel de eurozone als Scandinavië. Dit zou opnieuw te maken kunnen hebben met de mogelijk sterkere negatieve invloed van de sociale zekerheidsbijdragen op werknemers dan deze op werkgevers (supra). In de Angelsaksische landen stellen we vast dat de werkgeversbelastingen een iets negatievere invloed uitoefenen op de werkgelegenheid dan de werknemersbelastingen. Daarnaast verkrijgen we in de meeste gevallen een positieve statistisch significante coëfficiënt voor de  $ohlc$ ,  $ohnlc$  en  $ohprodu$  op het 5% significantieniveau. De sociale zekerheidsuitgaven van de overheid hebben daarentegen voor de drie landengroepen een negatieve statistisch significante invloed op de werkgelegenheidsgraad in uren.



**Tabel 8 - CCEP-regressieresultaten werkgelegenheidsgraad in uren: budgettaire variabelen (F)**

Schattingmethode	CCEP	CCEP
Schattingsperiode	1970-2012	
<b>Variabelen</b>		
$t_p$	-0.039	-0.519 ***
$t_w$	-0.157 ***	0.037
$t_i$	0.289 ***	0.183 ***
$v$	-0.088 ***	-0.070 ***
output gap	0.235 ***	0.231 ***
$t_k$	0.058 ***	0.064 ***
ohb	0.188 ***	0.200 ***
ohlc	0.362 ***	-0.545 *
ohnlc	0.225 ***	-0.996 ***
ohprodu	0.730 ***	1.734 ***
ohszu	-0.313 ***	0.044
<b>Interactietermen</b>		
$t_p$ *ohlc	-	0.019 ***
$t_w$ *ohlc	-	0.015
$t_p$ *ohnlc	-	0.027 ***
$t_w$ *ohnlc	-	0.023 ***
$t_p$ *ohprodu	-	-0.005
$t_w$ *ohprodu	-	-0.031 ***
$t_p$ *ohszu	-	0.011 **
$t_w$ *ohszu	-	-0.014 ***
R <sup>2</sup>	0.9523	0.9577
MW-coïntegratie test (p-waarde) <sup>(a)</sup>	0.0038	0.0042
Aantal observaties (landen) <sup>(b)</sup>	660 (19)	660 (19)

\*\*\* Statistisch significant op het 1% significantieniveau; \*\* Statistisch significant op het 5% significantieniveau;

\* statistisch significant op het 10% significantieniveau

(a) Nulhypothese: geen coïntegratie

(b) Exclusief Australië, wegens te weinig data voor dit land

**Tabel 9 - Effect variabelen met interactie op werkgelegenheidsgraad in uren (F)**

Periode 1970-2012	eurozone	Scandinavië	Angelsaksisch
Effect 1%-punt stijging in $t_p$	-0.037	-0.058 **	-0.140 **
Effect 1%-punt stijging in $t_w$	-0.179 **	-0.228 **	-0.136 **
Effect 1%-punt stijging in ohlc	0.625 **	0.516 **	0.029
Effect 1%-punt stijging in ohnlc	0.753 **	0.601 **	-0.124
Effect 1%-punt stijging in ohprodu	0.317 **	0.299 **	0.844 **
Effect 1%-punt stijging in ohszu	-0.190 **	-0.297 **	-0.238 **
<b>Andere periodes</b>			
Effect 1%-punt stijging in $t_p$ (1970-1980)	-0.114 **	-0.140 **	-0.161 **
Effect 1%-punt stijging in $t_w$ (1970-1980)	-0.225 **	-0.239 **	-0.137 **
Effect 1%-punt stijging in $t_p$ (1980-1990)	-0.031	-0.051 *	-0.126 **
Effect 1%-punt stijging in $t_w$ (1980-1990)	-0.203 **	-0.197 **	-0.125 **
Effect 1%-punt stijging in $t_p$ (1990-2000)	-0.022	-0.014	-0.147 **
Effect 1%-punt stijging in $t_w$ (1990-2000)	-0.167 **	-0.254 **	-0.135 **
Effect 1%-punt stijging in $t_p$ (2000-2012)	-0.008	-0.033	-0.138 **
Effect 1%-punt stijging in $t_w$ (2000-2012)	-0.147 **	-0.219 **	-0.136 **

\*\* Statistisch significant op het 5% significantieniveau; \* statistisch significant op het 10% significantieniveau

Samenvattend kunnen we stellen dat ook het budgettair model voor de werkgelegenheidsgraad in uren geen voldoende bewijs biedt voor onze onderzoekshypothese. Opnieuw vinden we in de meeste gevallen dat de werknemersbelastingen op arbeid een negatievere invloed uitoefenen op de werkgelegenheidsgraad in uren dan deze op werkgevers. Het gevonden resultaat is evenwel niet in tegenstrijd met onze onderzoekstelling, aangezien deze zegt dat het verlagen van de proportionele werkgeversbelastingen beter is voor de werkgelegenheid dan een daling van de progressieve inkomensbelastingen op werknemers. De werknemersbelastingen hier bestaan zowel uit sociale zekerheidsbijdragen als uit inkomensbelastingen.

### 5.2.3. Alle variabelen

Tenslotte verkrijgen we in tabel 10 de CCEP-regressieresultaten voor de vergelijking waarin we zowel institutionele als budgettaire variabelen hebben opgenomen als verklarende variabelen. De resultaten in deze tabel beschouwen we als een eerste robuustheidstest voor ons institutioneel en budgettair model. We kijken namelijk of we bij het toevoegen van extra variabelen nog steeds gelijkaardige resultaten bekomen als in sectie 5.2.1 en 5.2.2. Zowel in kolom 1 zonder interactietermen als in kolom 2 met interactietermen uit tabel 10 wordt de nulhypothese van geen coïntegratie verworpen op het 5% significantieniveau. Er is dus sprake van een coïntegratierelatie tussen de werkgelegenheidsgraad in uren en de institutionele en budgettaire variabelen. Ook Berger en Heylen (2011) verwerpen in hun model met alle variabelen deze nulhypothese.

Eerst vergelijken we kolom 1 zonder interactietermen in tabel 10 met deze in tabel 6 resp. 8. We zien in tabel 10, kolom 1 dat  $t_p$  een negatieve, niet significante coëfficiënt heeft. Ook de coëfficiënten van de  $ohnlc$ , de syndicalisatiegraad en PMR zijn niet statistisch significant op het 5% significantieniveau. De variabelen  $t_w$ ,  $v$ ,  $ohszu$  en EPL kennen daarnaast een significant negatieve invloed op de werkgelegenheidsgraad in uren op het 5% significantieniveau. De overblijvende variabelen hebben daarentegen een statistisch significante positieve invloed op het werkgelegenheidspercentage in uren. We zien dat slechts twee institutionele variabelen, de coördinatie van de loononderhandelingen en EPL, een statistisch significante invloed uitoefenen op de werkgelegenheidsgraad in uren. In het institutioneel model waren dit er ook twee, maar dan coördinatie en de syndicalisatiegraad. Bovendien was in het institutioneel model in de eerste kolom van tabel 6 de coëfficiënt van  $t_p$  wel statistisch significant op 5%. In tegenstelling tot het resultaat in tabel 10 wordt in de meeste empirische studies meestal geen significante coëfficiënt voor EPL gevonden (o.a. Nickell, 1997; Nickell et al., 2005; Bassanini en Duval, 2006). Indien we kolom 1 van tabel 10 vergelijken met deze in tabel 8, blijven de meeste conclusies dezelfde. Enkel de grootte van de coëfficiënten verschilt en het feit dat hier het effect van  $ohnlc$  op de werkgelegenheidsgraad in uren niet statistisch significant blijkt te zijn. Tenslotte vergelijken we kolom 2 uit tabel 10 met deze in tabel 6 resp. tabel 8. De conclusies blijven ook hier grotendeels dezelfde als in tabel 6 en 8. Het enige verschil met tabel 6 is dat hier opnieuw, zoals in kolom 1, de coëfficiënten van EPL en coördinatie statistisch significant zijn op het 5% significantieniveau en niet deze van coördinatie en de syndicalisatiegraad. Enkel in de eurozone is de coëfficiënt van coördinatie niet significant verschillend van nul op 5%. Daarnaast heeft  $t_i$  nu een positieve, maar niet statistisch significante coëfficiënt. Ook de conclusies omtrent de coëfficiënten in tabel 11 blijven grotendeels dezelfde. Enkele verschillen zijn dat voor de periode 1970-2012 de coëfficiënt van  $t_p$  voor Scandinavië en deze van  $t_w$  voor de Angelsaksische landen niet statistisch significant zijn op het 5% significantieniveau in tegenstelling tot in het budgettair model. In het institutioneel model waren deze coëfficiënten ook niet significant.

We zien dat de meeste conclusies uit ons budgettair model gelijk blijven indien we het samen met de institutionele variabelen schatten. De resultaten van dit model zijn bijgevolg robuust voor het toevoegen van additionele verklarende variabelen. In het geval van de institutionele variabelen blijken slechts 2 van de 4 variabelen een significant effect uit te oefenen op de werkgelegenheidsgraad in uren. In het institutioneel model was dit ook het geval, maar daar bleken coördinatie en de syndicalisatiegraad significant, terwijl hier coördinatie en EPL een significante invloed uitoefenen op de werkgelegenheidsgraad in uren. De resultaten van het institutioneel model zijn dus niet volledig robuust voor het toevoegen van extra verklarende variabelen aan het model. Bovendien zien we hier, net zoals in sectie 5.2.1 en 5.2.2, dat de beleidsaanbeveling over het

algemeen zou zijn om de werknemersbelastingen eerder dan de werkgeversbelastingen te verlagen. Om onze onderzoekshypothese verder te onderzoeken, is het bijgevolg nodig om de werknemersbelastingvoet verder op te splitsen in een deel sociale zekerheidsbijdragevoet en een deel inkomensbelastingvoet. Zo kunnen we bekijken of een toename van de progressiviteit van de inkomensbelastingen een positief effect heeft op de werkgelegenheid en of uiteindelijk de proportionele werkgeversbelastingen verlagen beter zal zijn voor de werkgelegenheid dan het verlagen van het progressief deel van de werknemersbelastingen. Dit doen we in paragraaf 5.3.

**Tabel 10 - CCEP-regressieresultaten werkgelegenheidsgraad in uren: alle variabelen (I+F)**

Schattingsmethode	CCEP		CCEP	
Schattingsperiode	1970-2012			
<b>Variabelen</b>				
$t_p$	-0.028		-0.491	***
$t_w$	-0.107	***	0.391	***
$t_i$	0.184	***	0.101	
$v$	-0.086	***	-0.062	***
output gap	0.248	***	0.211	***
$t_k$	0.068	***	0.064	***
ohb	0.099	***	0.126	***
ohlc	0.441	***	-0.822	**
ohnlc	0.116		-0.793	***
ohprodu	0.501	***	1.960	***
ohszu	-0.480	***	-0.036	
coördinatie	0.394	***	2.195	***
EPL	-1.231	***	-1.874	***
syndicalisatie	0.052	*	0.016	
PMR	-0.221		0.031	
<b>Interactietermen</b>				
$t_p$ *coördinatie	-		0.018	*
$t_w$ *coördinatie	-		-0.067	***
$t_p$ *ohlc	-		0.024	***
$t_w$ *ohlc	-		0.017	*
$t_p$ *ohnlc	-		0.011	
$t_w$ *ohnlc	-		0.023	***
$t_p$ *ohprodu	-		0.004	
$t_w$ *ohprodu	-		-0.045	***
$t_p$ *ohszu	-		0.003	
$t_w$ *ohszu	-		-0.011	*
R <sup>2</sup>	0.9560		0.9644	
MW-coïntegratie test (p-waarde) <sup>(a)</sup>	0.0087		0.0001	

Aantal observaties (landen) <sup>(b)</sup>	653 (19)	653 (19)
--	----------	----------

\*\*\* Statistisch significant op het 1% significantieniveau; \*\* Statistisch significant op het 5% significantieniveau;  
\* statistisch significant op het 10% significantieniveau

(a) Nulhypothese: geen coïntegratie

(b) Exclusief Australië, wegens te weinig data voor dit land

**Tabel 11 - Effect variabelen met interactie op werkgelegenheidsgraad in uren (I+F)**

Periode 1970-2012	eurozone	Scandinavië	Angelsaksisch
Effect 1%-punt stijging in $t_p$	-0.063 **	0.016	-0.114 **
Effect 1%-punt stijging in $t_w$	-0.128 **	-0.249 **	0.004
Effect 1%-punt stijging in ohlc	0.594 **	0.447 **	-0.148
Effect 1%-punt stijging in ohnlc	0.465 **	0.427 **	-0.073
Effect 1%-punt stijging in ohprodu	0.252 **	0.140 *	0.772 **
Effect 1%-punt stijging in ohszu	-0.366 **	-0.410 **	-0.294 **
<b>Andere periodes</b>			
Effect 1%-punt stijging in $t_p$ (1970-1980)	-0.075 **	-0.009	-0.093 **
Effect 1%-punt stijging in $t_w$ (1970-1980)	-0.183 **	-0.331 **	-0.058 *
Effect 1%-punt stijging in $t_p$ (1980-1990)	-0.045 *	0.027	-0.103 **
Effect 1%-punt stijging in $t_w$ (1980-1990)	-0.153 **	-0.188 **	0.027
Effect 1%-punt stijging in $t_p$ (1990-2000)	-0.061 **	0.035	-0.131 **
Effect 1%-punt stijging in $t_w$ (1990-2000)	-0.109 **	-0.250 **	0.023
Effect 1%-punt stijging in $t_p$ (2000-2012)	-0.071 **	0.013	-0.132 **
Effect 1%-punt stijging in $t_w$ (2000-2012)	-0.092 **	-0.226 **	0.025

\*\* Statistisch significant op het 5% significantieniveau; \* statistisch significant op het 10% significantieniveau

### 5.3. Robuustheidstests

In deze paragraaf testen we de robuustheid van onze schattingsresultaten. Hiervoor voerden we enkele additionele regressies uit. De eerste robuustheidstests werden reeds uitgevoerd in sectie 5.2.3 door zowel het budgettair als het institutioneel model samen te schatten. Daarnaast schatten we in deze paragraaf opnieuw het institutioneel, budgettair en volledig model, en dit zowel zonder als met interactietermen. Het verschil met onze vorige regressies is dat we nu gebruik maken van recentere data met betrekking tot de arbeidsbelastingen. Aan de hand van deze data, afkomstig uit de Tax Database die beschikbaar is via OECD.Stat van de OESO (2015), kunnen we  $t_w$  verder opsplitsen in een deel dat bestaat uit de gemiddelde sociale zekerheidsbijdragevoet op werknemers ( $t_{ws}$ ) en een deel dat de gemiddelde inkomensbelastingvoet ( $t_{wi}$ ) beslaat. Daarnaast gebruiken we in plaats van  $t_p$  de meer recente gemiddelde sociale bijdragevoet op werkgevers ( $t_{ps}$ )<sup>4</sup>. De data voor deze variabelen zijn slechts beschikbaar vanaf 2000, waardoor onze regressies zich spreiden over de

<sup>4</sup> De drie belastingvoeten zijn het gemiddelde over drie gezinssituaties: alleenstaande met 100% van het gemiddeld inkomen, zonder kind; eenverdiener-getrouwd koppel met 100% van het gemiddeld inkomen en 2 kinderen; tweeverdiener-getrouwd koppel met 100% en 67% van het gemiddeld inkomen en 2 kinderen.

periode 2000-2012. Tabel 12 geeft de resultaten weer voor de werkgelegenheidsgraad in uren van zowel het institutioneel en budgettair model als het model met alle variabelen zonder interactietermen. Tabel 13 geeft dezelfde resultaten weer met interactie. Door de arbeidsbelastingvoet op werkgevers en werknemers verder op te splitsen, kunnen we rekening houden met de progressiviteit van de inkomensbelastingen. In hoofdstuk 1 en 2 zagen we namelijk dat de inkomensbelastingen in de meeste landen progressief zijn, terwijl de sociale zekerheidsbijdragen op werkgevers en werknemers eerder proportioneel zijn. Verschillende theoretische en empirische studies toonden bovendien aan dat het verschuiven van proportionele werkgeversbijdragen naar meer progressieve inkomensbelastingen positief zal zijn voor de werkgelegenheid (supra).

We bekijken opnieuw eerst de MW-panel coïntegratie test om te zien of er een coïntegratierelatie bestaat tussen de afhankelijke en de verklarende variabelen. Zowel in tabel 12 als tabel 13 kunnen we in elk model de nulhypothese van geen coïntegratie verwerpen op het 5% significantieniveau. We merken op dat we opnieuw voorzichtig moeten zijn bij de interpretatie van de MW-coïntegratie test, aangezien de teststatistiek enkel een Chi kwadraat-verdeling heeft voor een vaste N en  $T \rightarrow \infty$ . Aangezien we hier slechts beschikken over data in 2000-2012, is het mogelijk dat de p-waarden van de MW-coïntegratie test onjuist zijn. We weten dat Berger en Heylen (2011) met hun bootstrap-procedure enkel een coïntegratierelatie vinden tussen de te verklaren en verklarende variabelen in het budgettair model en in het model met alle variabelen. Op basis hiervan beslissen we om enkel deze modellen meer in detail te bekijken.

**Tabel 12 - Robuustheidstests zonder interactietermen**

Afhankelijke variabele	Werkgelegenheidsgraad in uren					
	CCEP		CCEP		CCEP	
Schattingsmethode	2000-2012					
Schattingsperiode						
Variabelen	I		F		I + F	
$t_{ps}$	-0.311	***	-0.258	**	-0.203	**
$t_{wi}$	-0.013		0.054		-0.001	
$t_{ws}$	0.122		0.189	**	0.102	
$t_i$	-0.137	*	0.000		-0.061	
$v$	-0.036	**	-0.008		-0.005	
output gap	0.452	***	0.391	***	0.370	***
$t_k$	-		-0.041	*	-0.028	
ohb	-		0.067	**	0.071	**
ohlc	-		0.697	***	0.825	***
ohnlc	-		0.266	**	0.340	***
ohprodu	-		-0.105		-0.109	

ohszu	-	-0.319 ***	-0.424 ***
coördinatie	0.155	-	0.146
EPL	-0.263	-	-1.315 ***
syndicalisatie	-0.069	-	0.053
PMR	0.545 **	-	0.017
R <sup>2</sup>	0.9863	0.9895	0.9901
MW-coïntegratie test (p-waarde) <sup>(a)</sup>	0.0000	0.0000	0.0000
Aantal observaties (landen)	260 (20)	247 (19) <sup>(b)</sup>	247 (19) <sup>(b)</sup>

\*\*\* Statistisch significant op het 1% significantieniveau; \*\* Statistisch significant op het 5% significantieniveau;

\* statistisch significant op het 10% significantieniveau

(a) Nulhypothese: geen coïntegratie

(b) Exclusief Australië, wegens te weinig data voor dit land

Tabel 12 geeft elk model weer zonder interactietermen. In kolom 1 vinden we het institutioneel model, in kolom 2 het budgettair model en in kolom 3 het volledig model. In kolom 2 zien we dat  $t_{ps}$  in het budgettair model een significant negatieve invloed uitoefent op de werkgelegenheidsgraad in uren op het 5% significantieniveau. Ook in het model met alle variabelen is dit het geval, maar is de coëfficiënt iets kleiner. Daarnaast zien we in kolom 2 dat  $t_{wi}$ , waarvan we een kleiner negatief of zelfs positief effect verwachten, een kleine, niet significant positieve invloed uitoefent op de werkgelegenheidsgraad in uren. In kolom 3 gaat het om een zeer kleine negatieve invloed die niet statistisch significant is op het 5% significantieniveau. Terwijl we zoals García en Sala (2008) een negatieve invloed verwachten van  $t_{ws}$ , vinden we in ons budgettair en volledig model dat deze variabele gemiddeld een positieve invloed uitoefent op de werkgelegenheidsgraad in uren. In kolom 2 is de coëfficiënt significant op het 5% significantieniveau, in kolom 3 niet. De resultaten zijn dus niet volledig zoals verwacht. Bovendien zijn de coëfficiënten van  $t_i$ ,  $v$  en  $ohprodu$  in beide modellen niet significant. De  $ohprodu$  hebben daarenboven het verkeerde teken. De overige resultaten zijn vrij gelijkaardig aan deze in paragraaf 5.2. Vervolgens kijken we naar de resultaten met interactie in tabel 13. De uitgerekenende coëfficiënten met interactie voor de drie landengroepen zijn terug te vinden in tabel 14 voor het budgettair model en in tabel 15 voor het volledig model. Eerst bekijken we de regressieresultaten van het budgettair model. We zien in kolom 2, tabel 13 dat er op vlak van de variabelen zonder interactie niet veel verandert in vergelijking met tabel 12. Het enige echte verschil is dat  $t_k$  nu een negatieve statistisch significante coëfficiënt verkrijgt van -0,074 op het 5% significantieniveau. Het effect van  $t_k$  op de werkgelegenheidsgraad in uren is evenwel klein. Vervolgens bekijken we de coëfficiënten met interactie in tabel 14. We zien dat de sociale zekerheidsbijdragevoet op werkgevers in de drie landengroepen een significant negatieve invloed uitoefent op de werkgelegenheidsgraad in uren. In de eurozone blijkt de invloed het kleinst, met een

coëfficiënt van -0,337, terwijl  $t_{ps}$  in de Scandinavische landen de sterkste negatieve invloed uitoefent. Daar heeft  $t_{ps}$  een coëfficiënt van -0,548. Indien we de belastingvoet op werkgevers met 10%-punt zouden verlagen in bijvoorbeeld de eurozone, dan zal de werkgelegenheidsgraad in uren gemiddeld toenemen met 3,37%-punt. Daarnaast verkrijgen we een negatieve, niet significante coëfficiënt voor  $t_{wi}$  in de eurozone en een positieve statistisch significante invloed van  $t_{wi}$  op de werkgelegenheidsgraad in uren in zowel de Scandinavische als Angelsaksische landen. Het negatief effect van  $t_{wi}$  op de werkgelegenheidsgraad in uren in de eurozone kan mogelijk het gevolg zijn van de negatieve interactie tussen  $t_{wi}$  en de niet-loonconsumptie van de overheid resp. de sociale zekerheidsuitgaven van de overheid die daar zorgen voor het uiteindelijk negatief effect. De progressiviteit van de inkomensbelastingen biedt daarnaast een verklaring voor het positief effect van  $t_{wi}$  in de andere landengroepen. Bovendien verkrijgen we in alle landengroepen een statistisch significante positieve coëfficiënt voor de variabele  $t_{ws}$ . Hier vinden we dus bewijs voor onze onderzoekshypothese dat het beter is voor de werkgelegenheid om de werkgeversbelastingen te verlagen dan de progressieve inkomensbelastingen. Verder heeft de loonconsumptie van de overheid in de drie landengroepen een significant positief effect op de werkgelegenheid en de sociale zekerheidsuitgaven van de overheid daarentegen een significant negatief effect. Tenslotte hebben de productieve overheidsuitgaven enkel in Scandinavië een significant positieve invloed op de werkgelegenheidsgraad in uren op het 5% significantieniveau. In de andere landen is de coëfficiënt niet significant verschillend van nul. Vergelijken we deze resultaten met de schattingsresultaten van het volledig model in tabel 13 en 15 blijven de meeste conclusies dezelfde. Daarnaast verkrijgen we voor de institutionele variabelen enkel een significante coëfficiënt voor de syndicalisatiegraad en EPL. De coëfficiënt van de syndicalisatiegraad is bovendien positief, wat we niet zouden verwachten op basis van eerder empirisch onderzoek. Ook de significante coëfficiënt van EPL wordt meestal niet gevonden (supra). In vergelijking met het institutioneel model in tabel 6 zijn de resultaten opnieuw niet volledig robuust. Daar vonden we een significante coëfficiënt voor coördinatie en syndicalisatie. Als we kijken naar tabel 15, komen de resultaten voor  $t_{ps}$  ongeveer overeen met deze in tabel 14. Het effect van  $t_{wi}$  is nu daarentegen enkel significant positief op het 5% significantieniveau in de Angelsaksische landen. In de eurozone verkrijgen we opnieuw een negatieve coëfficiënt die niet statistisch significant is. Daarnaast vinden we nu voor  $t_{ws}$  geen enkele statistisch significante coëfficiënt. We zien opnieuw dat het beter zou zijn voor de werkgelegenheidsgraad in uren om de werkgeversbelastingen op arbeid te verlagen dan de werknemersbelastingen. Op vlak van de overheidsuitgaven blijven de meeste conclusies gelijk. Het enige grote verschil met tabel 14 is dat we nu een significant positieve coëfficiënt verkrijgen voor  $ohnlc$  in de eurozone. Tenslotte zien we dat de resultaten grotendeels overeenkomen met het



budgettair model in tabel 8. Bijgevolg zien we dat ons budgettair model robuuste resultaten weergeeft.

**Tabel 13 - Robuustheidtests met interactietermen**

Afhankelijke variabele	Werkgelegenheidsgraad in uren		
	CCEP	CCEP	CCEP
Schattingsmethode			
Schattingsperiode	2000-2012		
Variabelen	I	F	I + F
$t_{ps}$	-0.423 ***	-0.259	-0.097
$t_{wi}$	0.033	0.398	0.265
$t_{ws}$	0.177	0.482	0.257
$t_i$	-0.147 *	0.006	0.004
$v$	-0.039 **	-0.016	-0.034 **
output gap	0.450 ***	0.364 ***	0.362 ***
$t_k$	-	-0.074 ***	-0.099 ***
ohb	-	0.070 **	0.073 **
ohlc	-	1.360 **	1.962 ***
ohnlc	-	0.495	-0.667
ohprodu	-	0.034	-0.103
ohszu	-	-0.259	0.273
coördinatie	-0.254		0.270
EPL	-0.182		-1.450 ***
syndicalisatie	-0.066		0.174 **
PMR	0.594 ***		0.467 *
<b>Interactietermen</b>			
$t_{ps}$ *coördinatie	0.038		0.026
$t_{wi}$ *coördinatie	-0.019		-0.026
$t_{ws}$ *coördinatie	-0.017		-0.037
$t_{ps}$ *ohlc	-	-0.048 **	-0.082 ***
$t_{wi}$ *ohlc	-	0.028	0.021
$t_{ws}$ *ohlc	-	0.021	0.047
$t_{ps}$ *ohnlc	-	0.025 **	0.037 ***
$t_{wi}$ *ohnlc	-	-0.028	-0.004
$t_{ws}$ *ohnlc	-	-0.044	0.016
$t_{ps}$ *ohprodu	-	0.024	0.031 **
$t_{wi}$ *ohprodu	-	0.019	0.029
$t_{ws}$ *ohprodu	-	-0.072 *	-0.079 **
$t_{ps}$ *ohszu	-	-0.013	-0.019 *
$t_{wi}$ *ohszu	-	-0.034 ***	-0.042 ***
$t_{ws}$ *ohszu	-	0.039 **	0.007
R <sup>2</sup>	0.9865	0.9911	0.9919

MW-coïntegratie test (p-waarde) <sup>(a)</sup>	0.0000	0.0000	0.0000
Aantal observaties (landen)	260 (20)	247 (19) <sup>(b)</sup>	247 (19) <sup>(b)</sup>

\*\*\* Statistisch significant op het 1% significantieniveau; \*\* Statistisch significant op het 5% significantieniveau;

\* statistisch significant op het 10% significantieniveau

(a) Nulhypothese: geen coïntegratie

(b) Exclusief Australië, wegens te weinig data voor dit land

**Tabel 14 - Effect variabelen met interactie op werkgelegenheidsgraad in uren (F) 2000-2012**

Periode 2000-2012	eurozone	Scandinavië	Angelsaksisch
Effect 1%-punt stijging in $t_{ps}$	-0.337 **	-0.548 **	-0.412 **
Effect 1%-punt stijging in $t_{wi}$	-0.052	0.223 **	0.258 **
Effect 1%-punt stijging in $t_{ws}$	0.172 **	0.191 **	0.143 **
Effect 1%-punt stijging in ohlc	0.762 **	1.360 **	1.420 **
Effect 1%-punt stijging in ohnlc	0.096	-0.072	0.093
Effect 1%-punt stijging in ohprodu	-0.153	0.329 **	0.127 *
Effect 1%-punt stijging in ohszu	-0.509 **	-0.982 **	-0.649 **

\*\* Statistisch significant op het 5% significantieniveau; \* statistisch significant op het 10% significantieniveau

**Tabel 15 - Effect variabelen met interactie op werkgelegenheidsgraad in uren (I+F) 2000-2012**

Periode 2000-2012	eurozone	Scandinavië	Angelsaksisch
Effect 1%-punt stijging in $t_{ps}$	-0.225 **	-0.580 **	-0.396 **
Effect 1%-punt stijging in $t_{wi}$	-0.137 *	0.052	0.173 **
Effect 1%-punt stijging in $t_{ws}$	-0.002	-0.066	0.027
Effect 1%-punt stijging in ohlc	0.732 **	1.408 **	1.743 **
Effect 1%-punt stijging in ohnlc	0.555 **	0.008	-0.280 *
Effect 1%-punt stijging in ohprodu	-0.032	0.519 **	0.174 *
Effect 1%-punt stijging in ohszu	-0.768 **	-1.003 **	-0.472 **

\*\* Statistisch significant op het 5% significantieniveau; \* statistisch significant op het 10% significantieniveau

We besluiten dat de voorgaande robuustheidstests waarbij we de arbeidsbelastingvoet verder opsplitsen bewijs leveren voor onze onderzoekshypothese. We zien dat in elk model de werkgeversbelastingvoet een negatievere invloed uitoefent op de werkgelegenheid dan de belastingvoeten op werknemers. De gemiddelde inkomensbelastingvoet en gemiddelde sociale zekerheidsbijdragevoet op werknemers hebben bovendien in de meeste gevallen zelfs een positieve invloed op de werkgelegenheid. Dit is bijvoorbeeld het geval in het budgettair model met interactie uit tabel 14. Enkel in de eurozone vinden we in dat model een negatieve, niet statistisch significante coëfficiënt voor  $t_{wi}$ . Bijgevolg zouden we over het algemeen kunnen aanbevelen om de proportionele werkgeversbelastingen te verlagen om de werkgelegenheid te verhogen. Deze maatregel kan gecompenseerd worden door het verhogen van de progressiviteit van de inkomensbelastingen, of door de sociale zekerheidsuitgaven van de overheid te verlagen. In tegenstelling tot de regressies in paragraaf 5.2 waarbij we de werknemersbelastingvoet niet verder opsplitsen, verkrijgen we hier dus

wel bewijs voor onze onderzoekshypothese. Opvallend is dat volgens het budgettair model zonder en met interactie ook de sociale zekerheidsbijdragevoet op werknemers een positieve invloed blijkt te hebben op de werkgelegenheidsgraad in uren. Indien we het model evenwel uitbreiden met institutionele variabelen blijkt deze variabele niet meer statistisch significant te zijn. Daarnaast blijven in de voorgaande robuustheidstests de conclusies betreffende de budgettaire variabelen grotendeels dezelfde als in de regressies in paragraaf 5.2. Een verschilpunt is dat hier de basisvariabelen  $v$  en  $t_i$  niet statistisch significant blijken te zijn. Verder verkrijgt de kapitaalbelastingvoet een negatieve coëfficiënt die significant is in het budgettair en volledig model met interactietermen.

## 6. Algemeen besluit

De lage werkgelegenheid in verschillende OESO-landen wordt vaak gelinkt aan de hoge arbeidsbelastingen in bepaalde landen. We onderzochten daarom of het verlagen van de werkgevers- of werknemersbelastingen op arbeid kan leiden tot een stijging van de werkgelegenheid, en welke maatregel de beste zou zijn. Onze onderzoekshypothese zegt dat de werkgeversbelastingen verlagen beter is voor de werkgelegenheid dan het verlagen van de progressieve inkomensbelastingen op werknemers.

In hoofdstuk 1 zetten we een perfect competitief arbeidsmarktmodel uiteen, waaruit we besloten dat het verschuiven van belastingen geen effect heeft op de werkgelegenheid. Theoretisch maakt het volgens de hypothese van belastinginvariantie namelijk niet uit van waar de belastingopbrengst afkomstig is. Deze stelling konden we nuanceren door de perfect competitieve situatie te verlaten en door rekening te houden met de progressiviteit van inkomensbelastingen. In een imperfecte arbeidsmarkt met loononderhandelingen en geen volledig flexibele lonen, waar belastingen bovendien mogelijk progressief zijn, gaat de hypothese van belastinginvariantie niet langer op. In zo'n meer realistische arbeidsmarkt zal volgens verschillende theoretische modellen een verlaging van de arbeidsbelastingen op werkgevers gecompenseerd door een verhoging van de progressiviteit van inkomensbelastingen op werknemers een positief effect hebben op de werkgelegenheid.

Vervolgens zagen we in de literatuurstudie in hoofdstuk 2 dat de belastingen op arbeid een significant negatief effect uitoefenen op de werkgelegenheid. Bijgevolg zou het verlagen van de lasten op arbeid, enerzijds via het verlagen van de lasten op werknemers of anderzijds via het verlagen van de lasten op de werkgevers, moeten leiden tot een positief effect op de werkgelegenheidsgraad in de OESO-landen. Bovendien hangt het effect van de belastingen op arbeid op de werkgelegenheid af van factoren zoals de compositie van de overheidsuitgaven en de coördinatie van de loononderhandelingen. Ook zagen we dat verscheidene studies aantonen dat werknemers- en werkgeversbelastingen wel degelijk een verschillende impact uitoefenen op de werkgelegenheid. Dit is het geval op korte termijn in imperfecte arbeidsmarkten en in landen met een progressief belastingsysteem. De meeste studies vinden net zoals de theoretische modellen dat een verschuiving van proportionele werkgevers- naar meer progressieve werknemersbelastingen positief zou moeten zijn voor de werkgelegenheid. Hiermee bedoelen ze dan een daling van de sociale zekerheidsbijdragen op werkgevers, gecompenseerd door een stijging van de persoonlijke inkomensbelasting op werknemers.

Tenslotte testten we econometrisch onze onderzoekshypothese dat een verlaging van de proportionele werkgeversbijdragen beter zal zijn voor de werkgelegenheid dan het verlagen van de progressieve inkomensbelastingen op werknemers. Dit deden we in een panel van 20 OESO-landen in 1970-2012. We maakten gebruik van de CCEP-schatter van Pesaran (2006) en Kapetanios et al. (2011). In voorgaand onderzoek omtrent het verklaren van de werkgelegenheid werd de opsplitsing tussen arbeidsbelastingen op werkgevers en werknemers veelal genegeerd. In het eerste deel van ons empirisch onderzoek in paragraaf 5.2, waarin we gebruik maakten van  $t_p$  en  $t_w$ , vinden we geen voldoende bewijs om onze onderzoekshypothese te bevestigen. Enkel in de Angelsaksische landen vinden we in elk model met interactietermen dat de werkgeversbelastingvoet een negatievere invloed uitoefent op de werkgelegenheidsgraad in uren dan de werknemersbelastingvoet. Daar kunnen we aanbevelen om de werkgeversbelastingen te verlagen en niet de werknemersbelastingen. In de overige twee landengroepen stellen we vast dat de werknemersbelastingvoet een sterkere negatieve invloed heeft op de werkgelegenheidsgraad in uren dan de werkgeversbelastingvoet. Dit resultaat is evenwel niet in tegenstrijd met onze onderzoekshypothese, aangezien de werknemersbelastingen niet enkel uit progressieve inkomensbelastingen bestaan, maar ook uit sociale zekerheidsbijdragen betaald door de werknemers. De sociale zekerheidsbijdragen op werknemers kunnen bijgevolg mogelijk zorgen voor het sterker negatief effect op werkgelegenheid. Aangezien we via de opsplitsing van de arbeidsbelastingvoet in  $t_p$  en  $t_w$  geen voldoende bewijs vinden voor onze onderzoekstelling, splitsten we vervolgens de arbeidsbelastingvoet verder op in  $t_{ps}$ ,  $t_{ws}$  en  $t_{wi}$ . Zo kunnen we expliciet kijken naar de inkomensbelastingvoet en de sociale zekerheidsbijdragevoet van de werknemers. Onze finale resultaten zijn in het voordeel van onze onderzoekshypothese. We zien dat in elk model in paragraaf 5.3 de werkgeversbelastingvoet een negatievere invloed uitoefent op de werkgelegenheid dan de belastingvoeten op werknemers. De gemiddelde inkomensbelastingvoet en gemiddelde sociale zekerheidsbijdragevoet op werknemers hebben bovendien in de meeste gevallen zelfs een positieve invloed op de werkgelegenheid die al dan niet statistisch significant is. Dit is bijvoorbeeld het geval in het budgettair model met interactie uit tabel 14. Enkel in de eurozone vinden we in dat model een negatieve, niet statistisch significante coëfficiënt voor  $t_{wi}$ . Bijgevolg zouden we over het algemeen kunnen aanbevelen om de proportionele werkgeversbelastingen te verlagen met als doel het verhogen van de werkgelegenheid. Deze maatregel kan gecompenseerd worden door de progressiviteit van de inkomensbelastingen te verhogen. Daarnaast zijn ook het verminderen van de sociale zekerheidsuitgaven en het verhogen van de productieve overheidsuitgaven over het algemeen positief voor de werkgelegenheid. Deze aanbevelingen zijn in overeenstemming met voorgaande beleidsimplicaties van o.a. Lockwood et al. (2000), Rogerson (2007), Sonedda (2009) en Berger en Heylen (2011).

## Referentielijst

- Alesina, A.F., Glaeser, E.L. en Sacerdote, B. (2005). Work and leisure in the United States and Europe: Why so different? NBER Working Paper, nr. 11278.
- Bassanini, A. en Duval, R. (2006). The determinants of unemployment across OECD countries : reassessing the role of policies and institutions. *OECD Economic Studies*, Vol. 1, nr. 42, pp. 7-86.
- Berger, T. en Everaert, G. (2010). Labour taxes and unemployment evidence from a panel unobserved component model. *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 34, nr. 3, pp. 354-364.
- Berger, T. en Heylen, F. (2011). Differences in hours worked in the OECD: Institutions of Fiscal Policies? *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 43, nr. 7, pp. 1333-1369.
- Blanchard, O. en Wolfers, J. (2000). The role of shocks and institutions in the rise of European unemployment: The aggregate evidence. *The Economic Journal*, Vol. 110, nr. 462, pp. C1-C33.
- Blanchard, O. (2006). European unemployment: The evolution of facts and ideas. *Economic Policy*, Vol. 21, nr. 45, pp. 5-47.
- Cardia, E., Kozahaya, N. en Ruge-Murcia, F. J. (2003). Distortionary Taxation and Labor Supply. *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 35, nr. 3, pp. 351-373.
- Conway, P., De Rosa, D., Nicoletti, G. en Steiner, F. (2006). Regulation, Competition and Productivity Convergence. OECD Economics Department Working Paper, nr. 509.
- Daveri, F. en Tabellini, G. (2000). Unemployment, Growth and Taxation in Industrial Countries. *Economic Policy*, Vol. 15, nr. 30, pp. 47-104.
- Davis, S. en Henreksson, M. (2004). Tax effects on work activity, industry mix and shadow economy size: Evidence from rich country comparisons. NBER Working Paper, nr. 10509.
- Dhont, T. en Heylen, F. (2009). Employment and growth in Europe and the US – the role of fiscal policy composition. *Oxford Economic Papers*, Vol. 61, nr. 3, pp. 538-565.
- Doménech, R. en García, J.R. (2008). Unemployment, taxation and public expenditure in OECD economies. *European Journal of Political Economy*, Vol. 24, pp. 202-217.
- Estevão, M. (2007). Labor policies to raise employment. IMF Staff Papers, nr. 54, pp. 113-138.
- Everaert, G. (2014). *Panel Data* [hand-outs]. Universiteit Gent, Faculteit Economie en Bedrijfskunde.
- Everaert, G. (2015). *Chapter 4: Models based on panel data* [hand-outs]. Universiteit Gent, Faculteit Economie en Bedrijfskunde.
- Faggio, G. en Nickell, S. (2007). Patterns of work across the OECD. *The Economic Journal*, Vol. 117, nr. 521, pp. F416-F440.

- García, J.R. en Sala, H. (2008). The tax system incidence on unemployment: a country-specific analysis for the OECD economies. *Economic Modelling*, Vol. 25, pp. 1232-1245.
- Groningen Growth and Development Centre (2014). *Total Economy Database*. Geraadpleegd op 20/02/2015, via <http://www.conference-board.org/data/economydatabase/>.
- Heijdra, B.J. en Ligthart, J.E. (2009). Labor tax reform, unemployment, and search. *Int Tax Public Finance*, Vol. 16, pp. 82-104.
- Heylen, F. (2014). *Macro-economie*. (3<sup>de</sup> dr.). Antwerpen: Garant.
- Heylen, F. (2015). *Effects of fiscal policy on employment and growth in the long run* [hand-outs]. Universiteit Gent, Faculteit Economie en Bedrijfskunde.
- Kapetanios, G., Pesaran, M.H. en Yamagata, T. (2011). Panels with non-stationary multifactor error structures. *Journal of Econometrics*, Vol. 160, nr. 2, pp. 326-348.
- Kemmerling, A. (2002). The employment effects of different regimes of welfare state taxation: an empirical analysis of core OECD countries. Max Planck Institute for the Study of Societies (MPIfG) discussion paper, nr. 02/8.
- Kenworthy, L. (2001). *Wage-setting coordination scores*. Department of Sociology, Emory University. Geraadpleegd op 09/03/ 2015, via <http://www.emory.edu/SOC/lkenworthy> .
- Koskela, E. en Vilmunen, J. (1996). Tax progression is good for employment in popular models of trade union behaviour. *Labour Economics*, Vol. 3, nr. 1, pp. 65-80.
- Koskela, E. en Schöb, R. (1999). Does the composition of wage and payroll taxes matter under Nash bargaining? *Economic Letters*, Vol. 64, pp. 343-349.
- Langot, F. en Quintero-Rojas, C. (2008). European vs. American hours worked : assessing the role of the extensive and intensive margins. Institute for the Study of Labor (IZA) discussion paper, nr. 3846.
- Lockwood, B. en Manning, A. (1993). Wage setting and the tax system: Theory and evidence for the United Kingdom. *Journal of Public Economics*, Vol. 52, nr. 1, pp. 1-29.
- Lockwood, B., Slok, T. en Tranaes, T. (2000). Progressive taxation and wage setting: Some evidence for Denmark. *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 102, nr. 4, pp. 707-723.
- Maddala, G.S. en Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 61, pp. 631-652.
- Muysken, J., Veen, T. en Regt, E. (1999). Does a shift in the tax burden create employment?
- Nickell, S. (1997). Unemployment and labor market rigidities: Europe versus North America. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, nr. 3, pp. 55-74.
- Nickell, S. (2003). Employment and taxes. CESifo Working Paper, nr. 1109.
- Nickell, S. en Nunziata, L. (2001). Labour Market Institutions Database (LMIDB: Versie 2.00, 1960-1995).

- Nickell, S., Nunziata, L. en Ochel, W. (2005). Unemployment in the OECD since the 1960s: What do we know? *The Economic Journal*, Vol. 1, nr. 115, pp. 1-27.
- Nicoletti, G. en Scarpetta, S. (2005). Product market reforms and unemployment in OECD countries. OECD Economics Department Working Papers, nr. 472.
- OECD (1994). *The OECD Jobs Study: Facts, Analysis, Strategies*. Parijs: OECD.
- OECD (2015). *OECD.StatExtracts*. Geraadpleegd op 10/03/2015, via <http://stats.oecd.org/>.
- Ohanian, L., Raffo, A. en Rogerson, R. (2008). Long-term changes in labor supply and taxes: Evidence from OECD countries, 1956-2004. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 55, pp. 1353-1362.
- Olovsson, C. (2009). Why do Europeans work so little? *International Economic Review*, Vol. 50, nr. 1, pp. 39-61.
- Pesaran, M.H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, Vol. 74, nr. 4, pp. 967-1012.
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, Vol. 20, nr. 3, pp. 597-625.
- Picard, P.M. en Toulemonde, E. (2003). Taxation and labor markets. *Journal of Economics*, Vol. 78, nr. 1, pp. 29-56.
- Pissarides, C.A. (1998). The impact of employment tax cuts on unemployment and wages: The role of unemployment benefits and tax structure. *European Economic Review*, Vol. 42, pp. 155-183.
- Planas, C., Roeger, W. en Rossi, A. (2007). How much has labour taxation contributed to European structural unemployment? *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 31, pp. 1359-1375.
- Poterba, J.M., Rotemberg, J.J. en Summers, L.H. (1986). A tax-based test for nominal rigidities. *The American Economic Review*, Vol. 76, nr. 4, pp. 659-675.
- Prescott, E.C. (2004). Why do Americans work so much more than Europeans? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol. 28, nr. 1, pp. 2-13.
- Rogerson, R. (2006). Understanding differences in hours worked. *Review of Economic Dynamics*, Vol. 9, pp. 365-409.
- Rogerson, R. (2007). Taxation and market work: is Scandinavia an outlier? *Economic Theory*, Vol. 32, pp. 59-85.
- Scharpf, F.W. (2000). The viability of advanced welfare states in the international economy: vulnerabilities and options. *Journal of European Public Policy*, Vol. 7, nr. 2, pp. 190-228.



- Smith, R. en Zoega, G. (2008). Global factors, unemployment adjustment and the natural rate. *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, Vol. 2, nr. 2008/22, pp. 1-29.
- Sonedda, D. (2009). On the dynamics of unemployment and labor tax progression: The case of Italy 1974-1995. *Public Finance Analysis*, Vol. 65, nr. 3, pp. 271-296.
- Symons, J. en Robertson, D. (1990). Employer versus employee taxation: the impact on employment. In *OECD Employment Outlook*, pp. 153-177. Parijs: OECD.
- UNESCO (2015). *UIS.Stat*. Geraadpleegd op 02/03/2015, via <http://data.uis.unesco.org/>.
- Visser, J. (2013). *Database on Institutional Characteristics of Trade Unions, Wage Setting, State Intervention and Social Pacts, 1960-2011 (ICTWSS)*, versie 4.0, april 2013. Geraadpleegd op 09/03/2015, via <http://www.uva-aias.net/208>.

## **Bijlage 1: Databeschrijving en bronnen**

De meeste data die we gebruikt hebben in onze paper zijn vrij beschikbaar via de OESO, UNESCO en het Groningen Growth and Development Centre. Onze data werden tussen februari en maart 2015 gedownload. In deze bijlage beschrijven we onze data en hun bronnen.

### **1.1 Werkgelegenheidsgraad in uren**

*Definitie:* De *werkgelegenheidsgraad in personen* of de *extensieve marge* toont ons het aantal werkende mensen (L) als percentage van de bevolking op beroepsactieve leeftijd (N). Het *aantal gewerkte uren per persoon* (h), de *intensieve marge*, is het gemiddeld jaarlijks aantal gewerkte uren per werkende, in percentage van voltijds jaarlijks gewerkte uren. De *werkgelegenheidsgraad in uren* wordt daarnaast gedefinieerd als de fractie van het potentieel aantal uren dat werkelijk gewerkt wordt in een land. Deze maatstaf omvat zowel de intensieve als de extensieve marge en is onze te verklaren variabele. Ze wordt berekend als het totaal aantal gewerkte uren in een economie (h.L), gedeeld door het potentieel aantal gewerkte uren in de economie vermenigvuldigd met de bevolking op beroepsactieve leeftijd [ $h.L/(1920.N)$ ]. We veronderstellen dat het potentieel aantal gewerkte uren voor een voltijds werkende bestaat uit 1.920 uur per jaar, wat betekent dat een voltijds werkende 40 uur werkt per week, en dit 48 weken per jaar.

*Bronnen:* L, h: Groningen Growth and Development Centre, Total Economy Database, versie van januari 2014; N: OECD Stat, Annual Labor Force Statistics.

### **1.2 Belastingvoet op arbeid op werknemers**

*Definitie:* De *belastingvoet op arbeid op werknemers* wordt berekend als de som van de belastingen op het inkomen en de winsten van individuen (TYH), de sociale zekerheidsbijdragen op de werknemers (inclusief zelfstandigen) ( $SSC_w$ ) en het deel van de belastingen op het arbeidsinkomen dat ten laste valt van de werknemers ( $PRT_w$ ), gedeeld door de totale brutoloonmassa (W.L). De *totale brutoloonmassa* wordt gedefinieerd als de totale loonkost van bedrijven, verminderd met de sociale zekerheidsbijdragen van de werkgevers. Aangezien enkel de totale belastingen op het arbeidsinkomen (PRT) gegeven worden in OESO Stat, veronderstellen we dat het deel ten laste van de werknemers respectievelijk werkgevers gevonden wordt als het aandeel van PRT dat overeenstemt met het aandeel van de sociale zekerheidsbijdragen van werknemers respectievelijk werkgevers in de som van de sociale zekerheidsbijdragen van werknemers en werkgevers.

*Bronnen:* TYH,  $SSC_w$ ,  $PRT_w$ : OECD Stat, Public Sector, Taxation and Market Regulation, Revenue Statistics (categorie 1110, 2100, 2300 en 3000); W.L: OECD Statistical Compendium, OECD Statistics, General Economic Problems, Economic Outlook Statistics and Projections, Household Sector Accounts, Wages, value.

*Missende data:* De data zijn slechts beschikbaar vanaf 1973 voor Italië, vanaf 1975 voor Nederland, vanaf 1981 voor Canada, vanaf 1990 voor Ierland en Zwitserland, vanaf 1991 voor Duitsland en vanaf 1995 voor Griekenland en Portugal.

### **1.3 Belastingvoet op arbeid op werkgevers**

*Definitie:* De *belastingvoet op arbeid op werkgevers* wordt berekend als de som van de sociale zekerheidsbijdragen op de werkgevers ( $SSC_p$ ) en het deel van de belastingen op het arbeidsinkomen dat ten laste valt van de werkgevers ( $PRT_p$ ), gedeeld door de totale brutoloonmassa (W.L) verminderd met de lonen betaald door de overheid ("Total compensation of employees paid by the government"). Voor de berekening van  $PRT_p$ , zie 1.2.

*Bronnen:*  $SSC_p$ ,  $PRT_p$ : OECD Stat, Public Sector, Taxation and Market Regulation, Revenue Statistics (categorie 2200 en 3000); Total compensation of employees paid by the government: OECD Stat, National Accounts, National Accounts at a Glance; W.L: OECD Statistical Compendium, OECD Statistics, General Economic Problems, Economic Outlook Statistics and Projections, Household Sector Accounts, Wages, value.

*Missende data:* De data zijn slechts beschikbaar vanaf 1973 voor Italië, vanaf 1975 voor Nederland, vanaf 1981 voor Canada, vanaf 1990 voor Ierland en Zwitserland, vanaf 1991 voor Duitsland, vanaf 1995 voor Griekenland en Portugal, en van 1998 tot 2002 voor Australië.

### **1.4 Consumptiebelastingvoet**

*Definitie:* We gebruiken dezelfde formule als Dhont en Heylen (2009) en Berger en Heylen (2011) om de consumptiebelastingvoet te berekenen. We veronderstellen dat de consumptiebelastingvoet gegeven wordt door de totale indirecte belastingvoet:

$$t_i = \frac{TIND - SUBS}{TDD - (TIND - SUBS)} 100$$

TIND staat voor de nominale indirecte belastingen ontvangen door de overheid, SUBS de nominale subsidies die betaald worden door de overheid en TDD staat voor de totale nominale binnenlandse vraag. TDD werd berekend als de reële totale binnenlandse uitgaven (serie TDDV) vermenigvuldigd met de deflator (PTDD) ervan.

*Bronnen:* OECD Stat en OECD Statistical Compendium, Economic Outlook (series TIND, TSUB, TDDV en PTDD).

*Missende data:* De data voor Denemarken zijn slechts beschikbaar sinds 1971, voor Australië sinds 1975, voor Portugal sinds 1977, voor Zwitserland sinds 1990 en voor Duitsland sinds 1991.

### **1.5 Kapitaalbelastingvoet**

*Definitie:* De kapitaalbelastingvoet wordt weergegeven als de statutaire vennootschapsbelastingvoet.

*Bronnen:* OECD Tax Database, Tabel II.1, Corporate income tax rate. We gebruiken de gecombineerde vennootschapsbelastingvoet, die bestaat uit zowel centrale en sub-centrale overheidsbelastingen. De data van de OESO gaan slecht terug tot 1981 en bijgevolg beschikken we niet over data voor de periode van 1970 tot 1980. Een proxy voor deze data vonden we terug in de World Tax Database (<http://www.bus.umich.edu/otpr/otpr/default.asp>). De World Tax Database geeft de top marginale belastingvoet op bedrijven weer. Dit is de belastingvoet op federaal niveau op binnenlandse bedrijven. Aangezien er hier voor enkele jaren ook missende data waren, vulden we de reeks aan via lineaire interpolatie. Voor Portugal en Zwitserland vonden we evenwel geen consistente data voor de periode voorafgaand aan 1981.

### **1.6 Productieve overheidsuitgaven in percentage van het BBP**

*Definitie:* De som van de nominale overheidsuitgaven aan onderwijs, vaste kapitaalvorming door de overheid en R&D gefinancierd door de overheid, in percentage van het nominaal BBP.

*Bronnen:* Overheidsuitgaven aan onderwijs in percentage van het BBP: UNESCO database, verkregen via <http://data.uis.unesco.org/>; nominaal BBP en nominale vaste kapitaalvorming door de overheid: OECD Stat, Economic Outlook (series GDP en IGAA); publiek gefinancierde R&D: OECD Stat, Main Science and Technology Statistics (serie G\_FGXXG).

*Data aanpassingen:* In de UNESCO dataserie voor publieke overheidsuitgaven zijn er verschillende data voor een aantal jaar niet beschikbaar. Deze data vulden we aan via lineaire interpolatie. Daarnaast zijn de data voor R&D gefinancierd door de overheid niet beschikbaar voor de periode 1970-1980. We veronderstellen dat deze gelijk zijn aan hun niveau in percentage van het BBP in 1981. Missende data voor individuele jaren voor deze serie en de vaste kapitaalvorming door de overheid werden bekomen via lineaire interpolatie.

*Datatekorten:* De data zijn slechts beschikbaar sinds 1971 voor Denemarken, sinds 1977 voor Portugal, sinds 1990 voor Zwitserland, sinds 1993 voor Duitsland en sinds 1995 voor Griekenland.

### **1.7 Publieke loonconsumptie in percentage van het BBP**

*Definitie:* De totale loonconsumptie van de overheid bestaat uit de lonen betaald aan de werknemers door de overheid, verminderd met de fractie van de lonen die naar onderwijs gaan. We veronderstellen dat alle uitgaven voor onderwijs productief zijn, waardoor we deze lonen in onderwijs hier moeten uitsluiten. Aangezien de meeste data voor lonen in onderwijs niet beschikbaar zijn voor 1995, veronderstellen we dat de fractie van de lonen naar onderwijs per land constant is en gelijk aan het gemiddelde van de beschikbare data voor dat land.

*Bronnen:* Totale overheidsconsumptie: OECD.Stat, Economic Outlook; Totale loonconsumptie van de overheid en BBP: OECD, Statistical Compendium. Fractie van lonen naar onderwijs: UNESCO Database (overheidsuitgaven naar onderwijs in percentage BBP); Overheidsconsumptie naar

onderwijs: OECD.Stat, National Accounts, General Government Accounts, Government Expenditures by Function. Deze data zijn slechts beschikbaar sinds 1995.

*Datatekorten:* De data voor de totale publieke loonconsumptie zijn niet beschikbaar voor Australië, slechts beschikbaar sinds 1971 voor Denemarken, sinds 1976 voor België, sinds 1977 voor Portugal, sinds 1990 voor Zwitserland en sinds 1991 voor Duitsland.

### **1.8 Publieke niet-loonconsumptie in percentage van het BBP**

*Definitie:* De totale niet-loonconsumptie van de overheid berekenen we als de totale consumptie van de overheid, verminderd met de totale loonconsumptie van de overheid. Bovendien verminderen we de serie met de niet-loon consumptie van de overheid dat naar onderwijs gaat. Deze uitgaven behoren namelijk tot de productieve overheidsuitgaven. We veronderstellen opnieuw, door onvoldoende data, dat de fractie van de niet-loonconsumptie in onderwijs constant is per land en gelijk aan het gemiddelde van de beschikbare data voor dat land.

*Bronnen:* Totale overheidsconsumptie: OECD.Stat, Economic Outlook; BBP en totale loonconsumptie van de overheid: OECD, Statistical Compendium; Fractie van de onderwijsuitgaven door de overheid naar niet-loonconsumptie: UNESCO Database (overheidsuitgaven naar onderwijs in percentage BBP); Overheidsconsumptie naar onderwijs: OECD.Stat, National Accounts, General Government Accounts, Government Expenditures by Function. De data hiervoor zijn slechts beschikbaar sinds 1995.

*Datatekorten:* De data voor de totale publieke niet-loonconsumptie zijn niet beschikbaar voor Australië, slechts beschikbaar sinds 1971 voor Denemarken, sinds 1977 voor Portugal, sinds 1980 voor België, sinds 1990 voor Zwitserland en sinds 1991 voor Duitsland.

### **1.9 Sociale overheidsuitgaven in percentage van het BBP**

*Definitie:* Deze variabele berekenen we als de nominale sociale zekerheidsuitkeringen betaald door de overheid, gedeeld door het nominale BBP.

*Bron:* OECD, Statistical Compendium, Economic Outlook (de series SSPG en GDP).

*Datatekorten:* De data zijn slechts beschikbaar sinds 1971 voor Denemarken, sinds 1977 voor Portugal, sinds 1989 voor Australië, sinds 1990 voor Ierland en Zwitserland, sinds 1991 voor Duitsland en sinds 1995 voor Griekenland.

### **1.10 Publieke financiële balans in percentage van het BBP**

*Definitie:* Deze variabele geeft weer hoeveel de overheid netto leent in percentage van het BBP.

*Bron:* OECD.Stat, Economic Outlook (serie NLGQ).

*Datatekorten:* De data zijn slechts beschikbaar sinds 1971 voor Denemarken, sinds 1977 voor Portugal, sinds 1989 voor Australië, sinds 1990 voor Ierland en Zwitserland, sinds 1991 voor Duitsland en sinds 1995 voor Griekenland.

### **1.11 Output gap**

*Bron:* OECD.Stat, Economic Outlook (serie GAP).

*Datatekorten:* In het begin van de Jaren '70 zijn er data tekort voor België, Canada, Finland, Frankrijk, Griekenland, Ierland, Nederland, Oostenrijk en Zwitserland.

### **1.12 Arbeidsbeschermingsregulering (EPL)**

*Definitie:* We gebruiken de OESO indicator voor de striktheid van de arbeidsbeschermingsregulering in een land. Hiervoor gebruiken we de globale EPL striktheidsindicator, die bestaat uit de versie 1-indicator voor zowel reguliere als tijdelijke contracten.

*Bron:* OECD, Online OECD Employment Database; Nickell, S. en Nunziata, L. (2001). Labour Market Institutions Database (LMIDB: Versie 2.00, 1960-1995).

*Datatekorten:* De OESO data zijn slechts beschikbaar voor 1985-2013. Voor 1970-1984 maken we gebruik van de data van Nickell en Nunziata (2001) om de OESO data achterwaarts te extrapoleren van 1985 tot 1970. Nickell en Nunziata (2001) beschikken niet over data voor Portugal voor 1970-1974 en voor Griekenland voor 1970-1984. Voor deze periodes veronderstellen we dat de EPL indicator gelijk is aan het niveau in 1975 voor Portugal en in 1985 voor Griekenland.

### **1.13 Bruto vervangingsratio**

*Definitie:* De OESO gemiddelde vervangingsratio voor werkloosheidsuitkeringen is de vervangingsratio over twee inkomenssituaties (100% en 67% van het APW ("average of production workers") resp. AW ("average of workers") inkomen), drie gezinssituaties (alleenstaand, koppel met één werkende, en tweeverdienend koppel) en drie verschillende werkloosheidsduren (1<sup>ste</sup> jaar, 2<sup>de</sup> en 3<sup>de</sup> jaar, en 4<sup>de</sup> en 5<sup>de</sup> jaar werkloosheid).

*Bron:* OECD, Benefits and Wages Database.

*Datatekorten:* De data zijn enkel beschikbaar voor oneven jaartallen. Voor de even jaren berekenen we de data via lineaire interpolatie.

### **1.14 Coördinatie van loononderhandelingen**

*Definitie:* Een index van 1 tot 5 voor de intentionele coördinatie van de loononderhandelingen, of voor de graad waarmee de kleine partijen volgen wat de grote partijen beslissen. Een index van 5 slaat op de hoogste centralisatiegraad, terwijl een index van 1 de laagste centralisatiegraad van de loononderhandelingen weergeeft. We gebruiken de index uit de database van Jelle Visser (2013), die op zijn beurt gebaseerd is op Kenworthy (2001)<sup>5</sup>. De data beslaan de periode 1970-2011.

*Bron:* Jelle Visser, Database on Institutional Characteristics of Trade Unions, Wage Setting, State Intervention and Social Pacts, 1960-2011 (ICTWSS), versie 4.0, april 2013.

---

<sup>5</sup> Kenworthy, L. (2001). Wage-Setting Coordination Scores. Department of Sociology, Emory University, beschikbaar via <http://www.emory.edu/SOC/lkenworthy>.

*Datatekorten:* De data voor Spanje zijn slechts beschikbaar sinds 1977, en deze voor Portugal sinds 1978.

### **1.15 Syndicalisatiegraad**

*Definitie:* We maken gebruik van de syndicalisatiegraad van de OESO. Deze syndicalisatiegraad geeft het aandeel van de werkenden weer dat lid is van een vakbond, in percentage.

*Bron:* OECD, OECD Employment Database.

*Datatekorten:* De data voor Griekenland zijn slechts beschikbaar sinds 1977, voor Portugal sinds 1978 en voor Spanje sinds 1980. De data voor Griekenland en Portugal konden we uitbreiden via achterwaartse extrapolatie door gebruik van administratieve syndicalisatie data van het OESO Statistisch Compendium (Labour Market and Social Issues Database). Voor Spanje is geen oudere data beschikbaar en veronderstellen we dat de syndicalisatie in 1970-1979 constant en gelijk is aan het niveau in 1980.

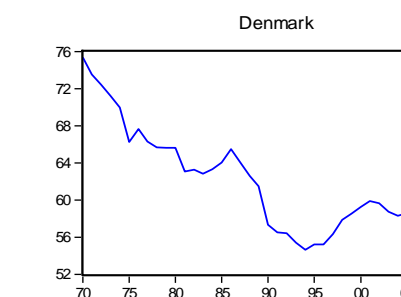
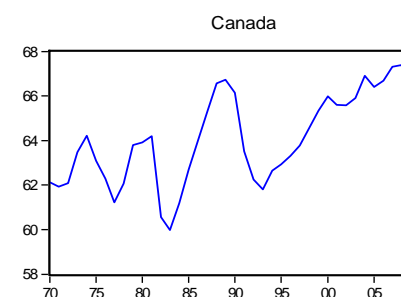
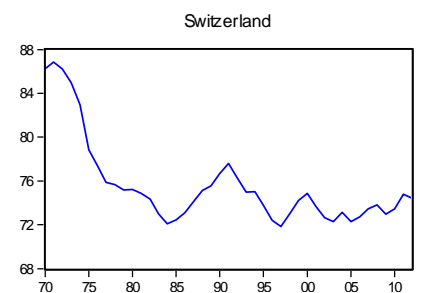
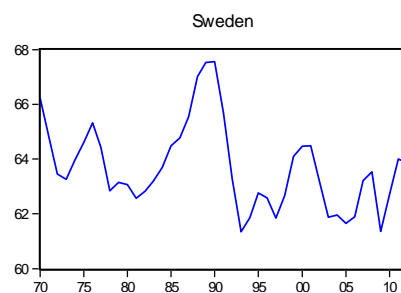
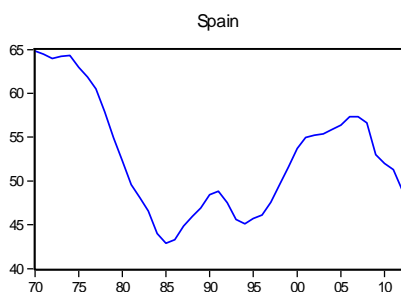
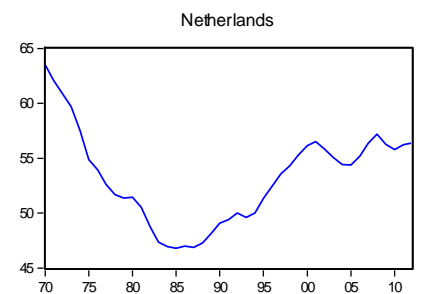
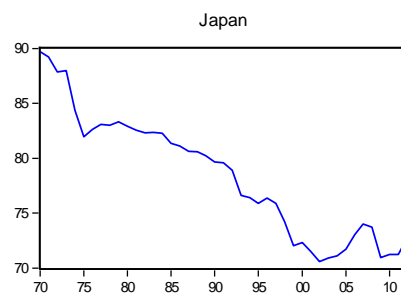
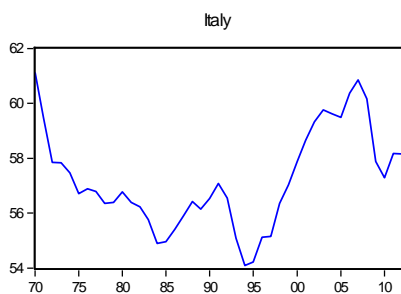
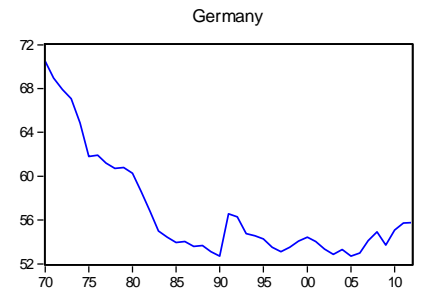
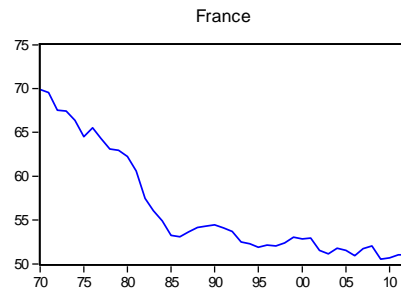
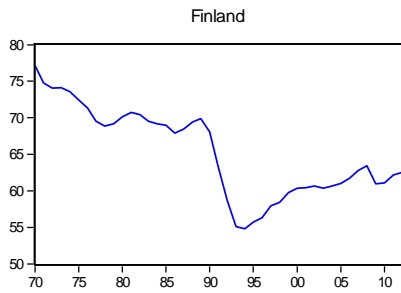
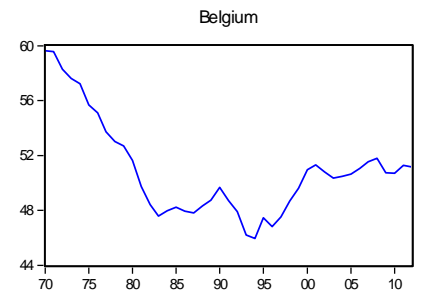
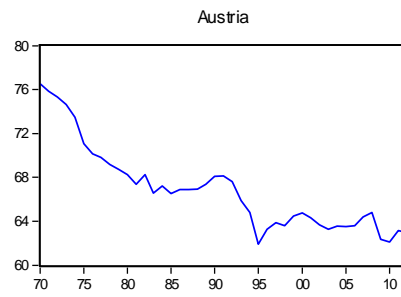
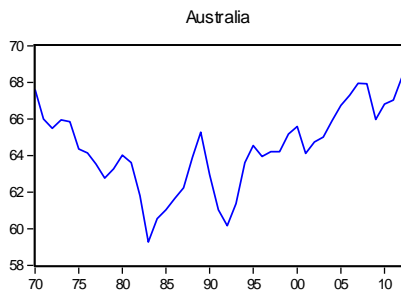
### **1.16 Productmarktregulatie (PMR)**

*Definitie:* De OECD globale indicator van de regulatie van productmarktconcurrentie geeft de regulatie in zeven niet-vervaardigende sectoren (telecommunicatie, elektriciteit, gas, post, spoorvervoer, vliegtuigtransport, en wegtransport) weer.

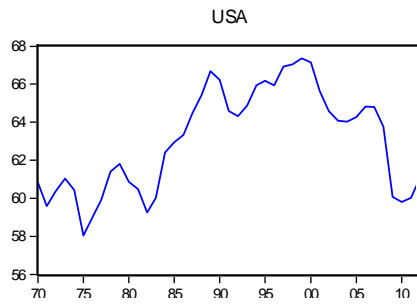
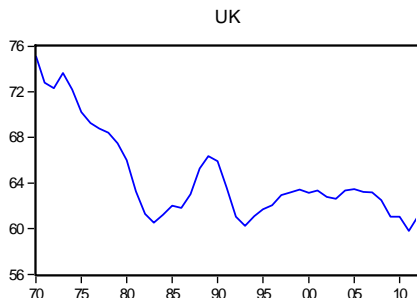
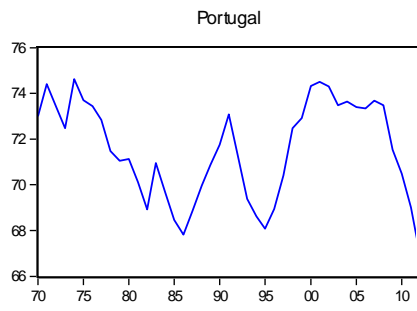
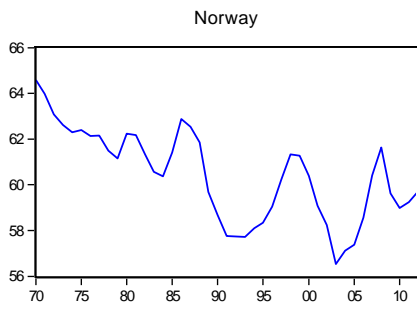
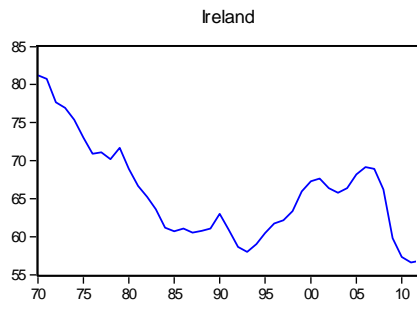
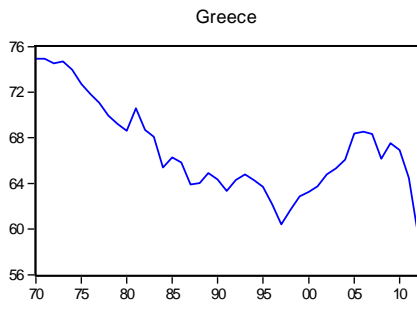
*Bron:* OECD.Stat, Public Sector, Taxation and Market Regulation; Conway, P., Donato de Rosa, G. N. en Steiner, F. (2006). Regulation, Competition, and Productivity Convergence. OECD Economics Department Working Paper, nr. 509.

*Datatekorten:* De data voor PMR zijn slechts beschikbaar sinds 1975. In navolging van Bassanini en Duval (2006) en Berger en Heylen (2011) veronderstellen we constante productmarktregulatie in 1970-1975 aan het niveau van 1975. Daarnaast zijn de data voor de VS slechts gegeven voor 1998, 2003 en 2007. Voor de tussenliggende jaren vullen we de data aan via lineaire interpolatie. Voor de periode voorafgaand aan 1998 maken we gebruik van de data van Conway, P., De Rosa, D., Nicoletti, G. en Steiner, F. (2006) om de data voor de VS achterwaarts te extrapoleren.

## Bijlage 2: Werkgelegenheidsgraad in uren in elk land (1970-2012)

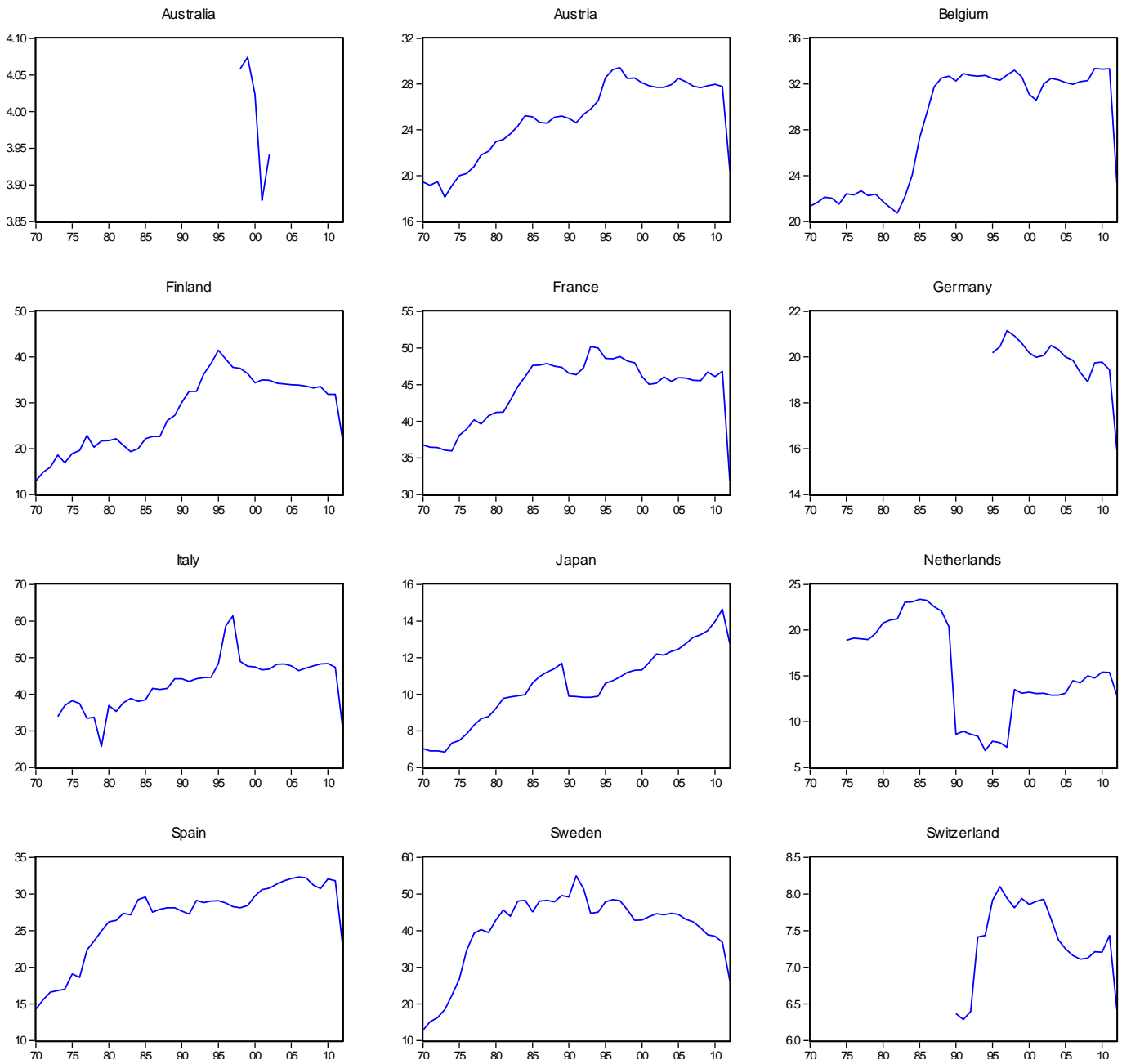


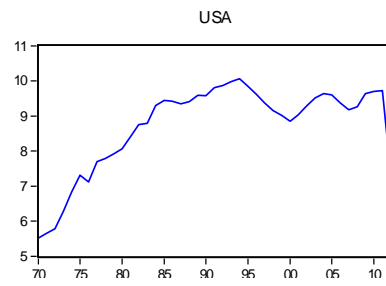
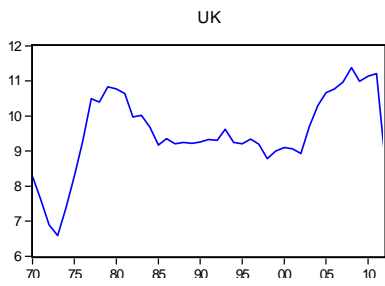
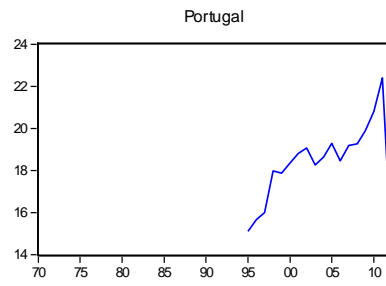
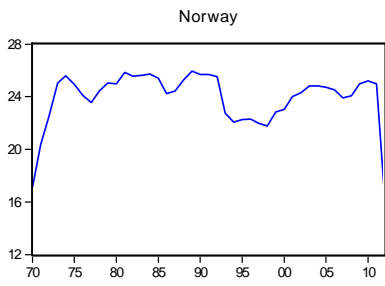
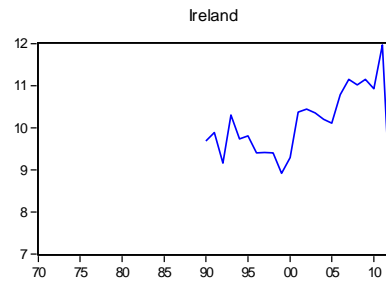
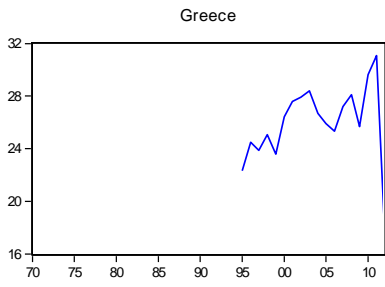
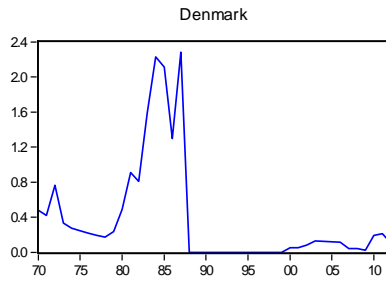
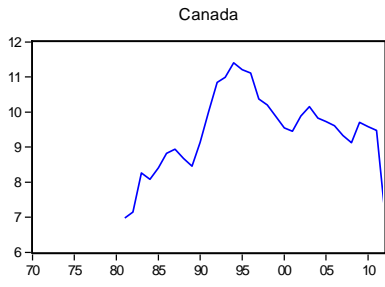




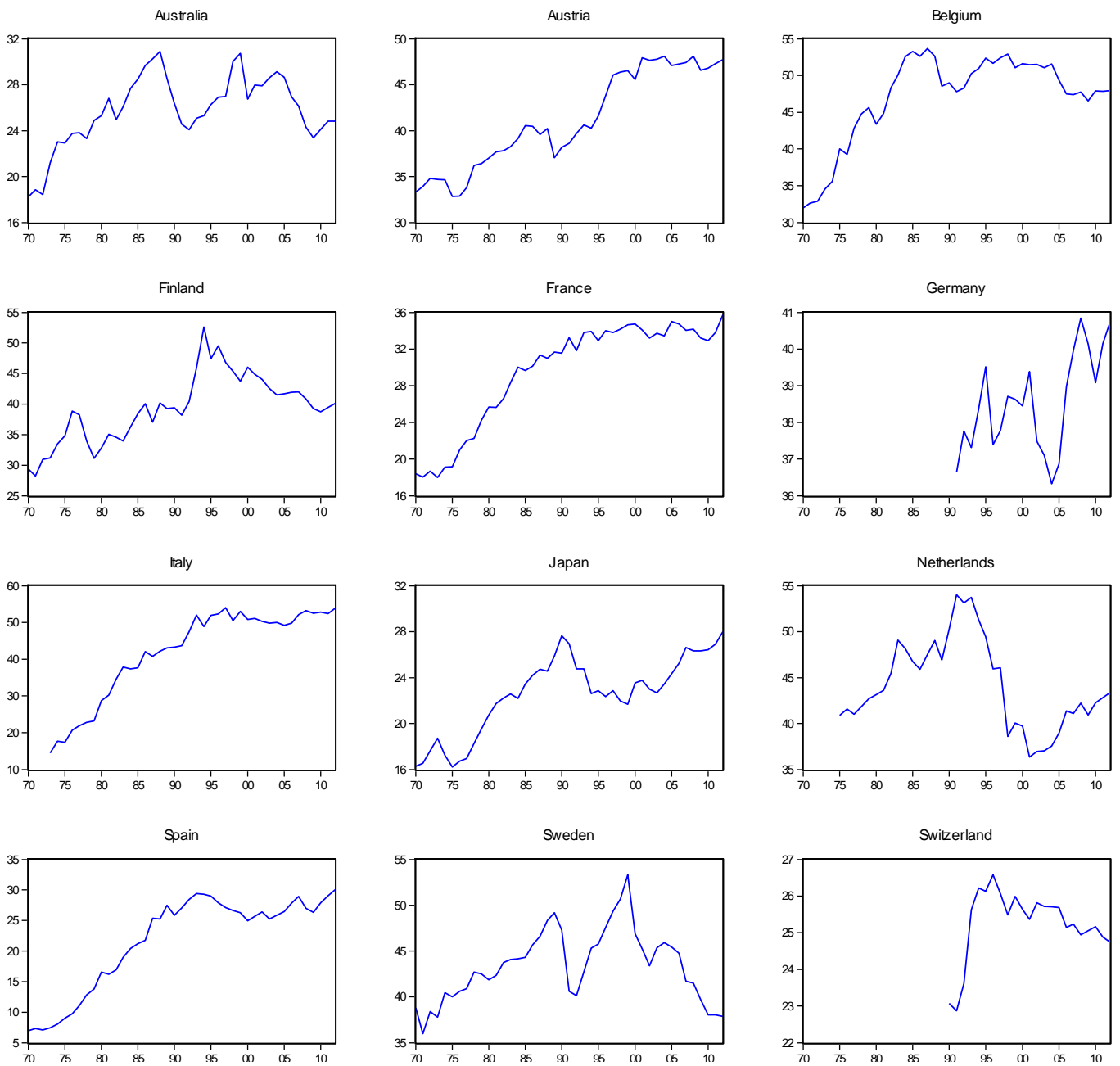
## Bijlage 3: Variatie over de tijd in $t_p$ en $t_w$

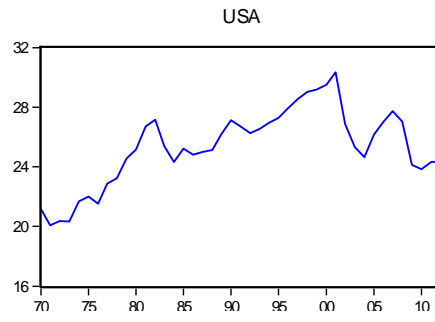
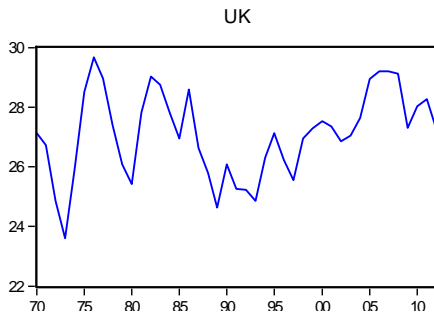
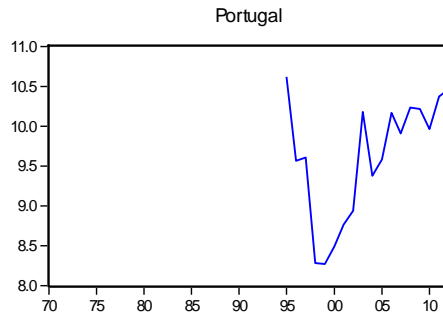
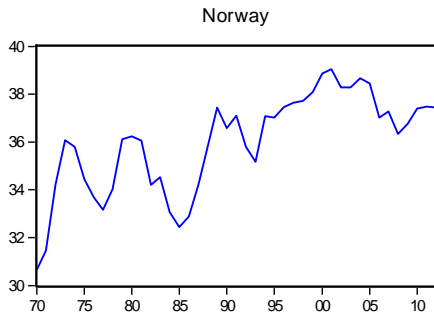
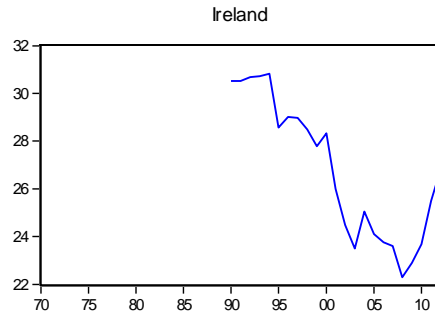
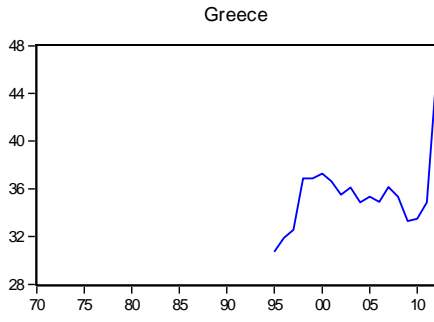
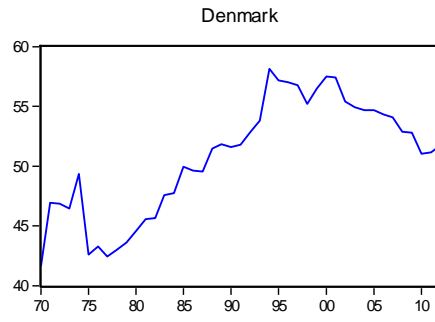
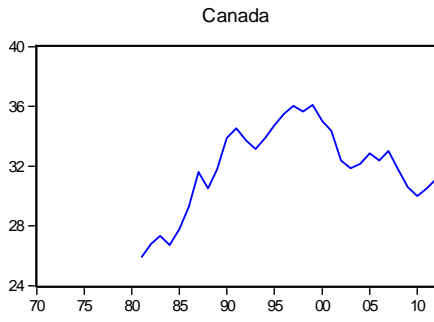
### Figuur 3.1 - Variatie over de tijd in $t_p$





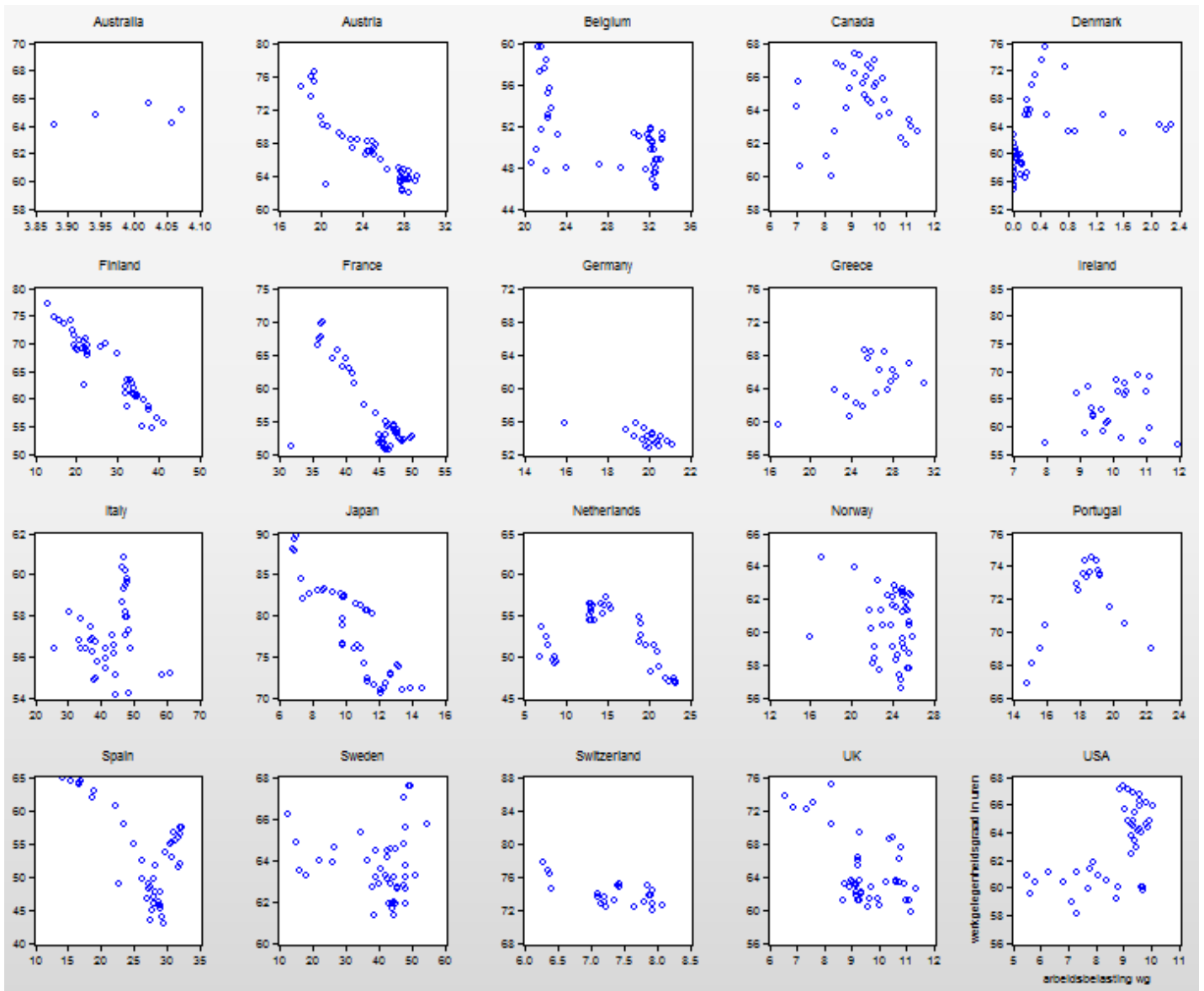
**Figuur 3.2 - Variatie over de tijd in  $t_w$**



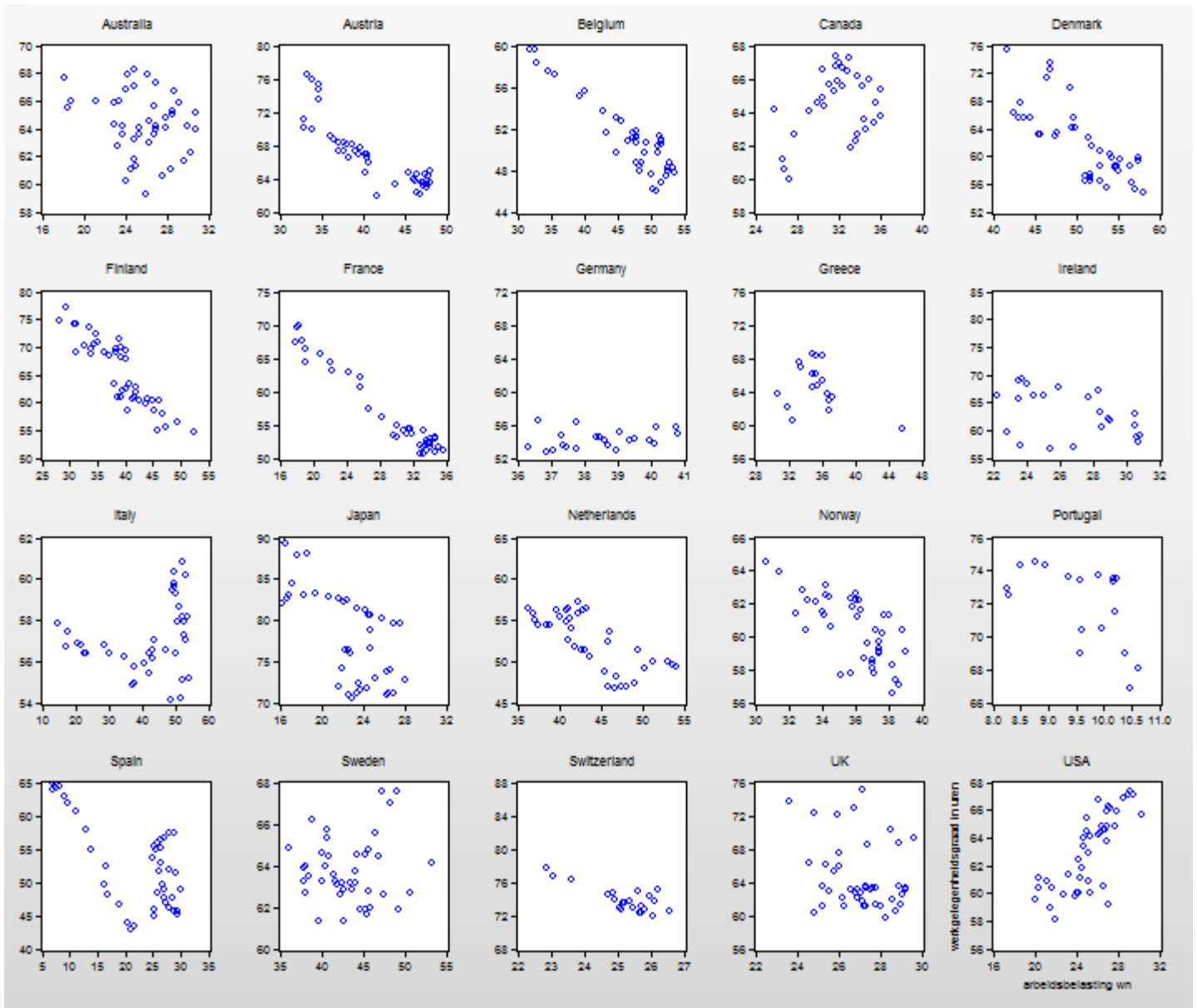


## Bijlage 4: Verband tussen werkgelegenheidsgraad in uren en $t_p$ resp. $t_w$

Figuur 4.1 - Verband tussen werkgelegenheidsgraad in uren (y-as) en  $t_p$  (x-as)



Figuur 4.2 - Verband tussen werkgelegenheidsgraad in uren (y-as) en  $t_w$  (x-as)



## Bijlage 5: Fixed effects-schattingresultaten budgettaire- en alle variabelen

Tabel 5.1 - FE-schattingresultaten werkgelegenheidsgraad in uren: budgettaire variabelen

Schattingmethode	Fixed effects		Fixed effects	
Schattingsperiode	1970-2012			
<b>Variabelen</b>				
$t_p$	0.107	***	-0.613	***
$t_w$	-0.058	*	-0.385	***
$t_i$	0.313	***	0.304	***
$v$	-0.007		-0.007	
$t_k$	0.069	***	0.105	***
ohb	0.007		0.074	*
ohlc	-0.509	***	-2.633	***
ohnlc	-0.603	***	-2.532	***
ohprodu	0.031		0.938	***
ohszu	-0.712	***	0.065	
output gap	0.341	***	0.353	***
<b>Interactietermen</b>				
$t_p$ *ohlc	-		0.039	***
$t_w$ *ohlc	-		0.041	***
$t_p$ *ohnlc	-		0.027	***
$t_w$ *ohnlc	-		0.055	***
$t_p$ *ohprodu	-		-0.016	**
$t_w$ *ohprodu	-		-0.014	**
$t_p$ *ohszu	-		0.015	***
$t_w$ *ohszu	-		-0.020	***
<b>Effects specificatie</b>				
	Cross-section fixed (dummy variabelen)			
	Period fixed (dummy variabelen)			
R <sup>2</sup>	0.9224		0.9386	
MW-coïntegratie test (p-waarde)	0.4078		0.1554	
Aantal observaties (landen)	660 (19)		660 (19)	

\*\*\* Statistisch significant op het 1% significantieniveau; \*\* Statistisch significant op het 5% significantieniveau;

\* statistisch significant op het 10% significantieniveau

(a) Nulhypothese: geen coïntegratie

(b) Exclusief Australië, wegens te weinig data voor dit land



Tabel 5.2 - FE-schattingresultaten werkgelegenheidsgraad in uren: alle variabelen

Schattingmethode	Fixed effects		Fixed effects	
Schattingsperiode	1970-2012			
<b>Variabelen</b>				
$t_p$	0.147	**	-0.467	**
$t_w$	-0.051		0.234	*
$t_i$	0.208	**	0.111	
$v$	0.006		0.009	
$t_k$	0.075	**	0.083	**
ohb	-0.013		0.094	**
ohlc	-0.322	**	-1.820	**
ohnlc	-0.552	**	-2.048	**
ohprodu	0.092		1.419	**
ohszu	-0.805	**	0.268	
output gap	0.336	**	0.332	**
coördinatie	0.469	**	2.210	**
EPL	-0.704		-1.556	**
syndicalisatie	-0.006		-0.051	*
PMR	-1.138	**	-0.808	**
<b>Interactietermen</b>				
$t_p$ *coördinatie	-		0.005	
$t_w$ *coördinatie	-		-0.059	**
$t_p$ *ohlc	-		0.043	**
$t_w$ *ohlc	-		0.020	*
$t_p$ *ohnlc	-		0.008	
$t_w$ *ohnlc	-		0.048	**
$t_p$ *ohprodu	-		-0.008	
$t_w$ *ohprodu	-		-0.034	**
$t_p$ *ohszu	-		0.009	**
$t_w$ *ohszu	-		-0.023	**
<b>Effects specificatie</b>				
	Cross-section fixed (dummy variabelen)			
	Period fixed (dummy variabelen)			
R <sup>2</sup>	0.9308		0.9463	
MW-coïntegratie test (p-waarde)	0.3620		0.0108	
Aantal observaties (landen)	653 (19)		653 (19)	

\*\*\* Statistisch significant op het 1% significantieniveau; \*\* Statistisch significant op het 5% significantieniveau;

\* statistisch significant op het 10% significantieniveau

(a) Nulhypothese: geen coïntegratie

(b) Exclusief Australië, wegens te weinig data voor dit land

## Bijlage 6: Data variabelen met interactie voor drie landengroepen

Tabel 6.1 - Data voor paragraaf 5.2

Land	Periode	tp (%)	tw (%)	coördinatie	ohprodu (%)	ohlc (%)	ohnlc (%)	ohszu (%)
eurozone	1970-2012	30.47	40.46	3.52	9.58	7.77	8.07	15.71
eurozone	1970-1980	27.20	30.82	3.36	10.61	8.61	5.66	13.63
eurozone	1980-1990	31.51	40.55	3.50	10.00	8.62	7.48	16.43
eurozone	1990-2000	31.91	43.77	3.58	8.97	7.72	8.24	16.41
eurozone	2000-2012	30.55	43.48	3.55	9.04	6.73	9.62	16.08
Scandinavië	1970-2012	23.15	42.36	4.22	11.62	11.45	5.61	14.51
Scandinavië	1970-1980	17.59	37.94	4.89	12.47	10.66	4.68	11.12
Scandinavië	1980-1990	24.13	41.44	3.91	10.99	12.42	5.23	14.11
Scandinavië	1990-2000	26.68	45.95	4.02	11.55	11.97	5.74	17.27
Scandinavië	2000-2012	24.39	44.05	4.08	11.42	10.92	6.54	15.30
Angelsaksisch	1970-2012	9.15	27.18	1.99	9.37	8.55	5.85	10.31
Angelsaksisch	1970-1980	7.85	23.67	2.60	10.36	9.17	5.60	8.47
Angelsaksisch	1980-1990	9.07	27.42	1.78	9.49	9.05	6.10	10.20
Angelsaksisch	1990-2000	9.32	28.96	1.87	8.67	8.17	5.52	10.81
Angelsaksisch	2000-2012	9.51	27.48	1.74	9.05	7.91	6.12	10.77

Tabel 6.2 - Data voor paragraaf 5.3

	tps (%)	twi (%)	tws (%)	coördinatie	ohprodu (%)	ohlc (%)	ohnlc (%)	ohszu (%)
<b>eurozone</b>	27.68	14.60	15.55	3.55	9.04	6.73	9.62	16.08
<b>Scandinavië</b>	17.27	23.65	7.80	4.08	11.42	10.92	6.54	15.30
<b>Angelsaksisch</b>	9.52	14.24	5.59	1.74	9.05	7.91	6.12	10.77

