

Ontslagbescherming en werkloosheid: een oud debat in een nieuwe tijd

ERASMUS UNIVERSITY ROTTERDAM

Erasmus School of Economics

Department of Economics

Supervisor: Benoit Crutzen

Name: Stanley Wagteveld

Exam number: 358563

E-mail address: stan_wagteveld8@hotmail.com

Abstract

Vandaag de dag zijn er nog behoorlijke verschillen in de werkloosheidscijfers tussen landen. Dit wordt voor een groot deel veroorzaakt door een afname in de vraag maar ook structurele inefficiënties spelen een rol. In de afgelopen jaren is er veel aandacht voor structurele hervormingen op de arbeidsmarkt. In dit onderzoek wordt gekeken naar de invloed van instituties op de werkloosheid en in het bijzonder de ontslagbescherming. De empirische analyse van 25 OESO landen over de periode 2000-2013 laat zien dat ontslagbescherming negatief geassocieerd is met werkloosheid maar in de periode voor de crisis geldt dit alleen voor landen met gedecentraliseerde loononderhandelingen. Bovendien blijken de crisisjaren grote invloed te hebben op de resultaten.

1. Introductie

Sinds de Franse president Hollande en de premier Valls wijzigingen hebben aangekondigd aangaande de arbeidswet zijn er hevige protesten en betogingen vanuit Parijs. De belangrijkste motivatie voor vakbond CGT om te protesteren is de versoepeling van de ontslagregeling, welke de rechten van werknemers zou ondermijnen. Echter, de flexibilisering van de wetgeving moet volgens de bedenkers juist leiden tot een sterkere economie en bovendien zou het voor werkgevers minder riskant worden om mensen in dienst te nemen (Volkskrant, 2016). Niet alleen Frankrijk houdt zich bezig met hervormingen. Sinds de crisis hebben landen zoals Spanje en Italië met rigide arbeidsmarkten structurele hervormingen doorgevoerd om het arbeidsaanbod en productiviteit te verhogen (Kalf & Wijffelaars, 2016). Sinds de crisis in 2007 zijn de werkloosheidscijfers substantieel verslechterd en hoewel sommige landen zich goed hebben weten te herpakken (vooral de VS) is de werkloosheid in veel landen nog niet teruggebracht naar het niveau voor de crisis en in sommige landen zijn de cijfers nog schrikbarend hoog (fig. 1). Waar landen vooralsnog niet kunnen rekenen op sterke economische groei die de werkgelegenheid een stimulans geeft wordt er gekeken naar structurele oplossingen en hervormingen om de arbeidsmarkt efficiënter te laten opereren.

Dit brengt mogelijk weer leven in een oud economisch debat die vooral populair werd aan het eind van de 20^e eeuw en het betreft de vraag in hoeverre instituties op de arbeidsmarkt een verklarende factor zijn voor verschillen in werkloosheid tussen landen. Deze vraag kwam tot de orde omdat er sinds de jaren 80/90 een sterke divergentie plaatsvond in

werkloosheidscijfers tussen landen. Vandaag de dag zijn er nog steeds noembare verschillen tussen landen als het gaat om werkloosheid (fig. 1). Een bekend werk in deze literatuur is dat van Nickell (1997) die voor verschillende instituties uitlegt hoe deze de werkloosheid kunnen beïnvloeden. Hierin kwam ook de ontslagbescherming aan de orde, iets wat vandaag de dag een belangrijke rol speelt. Nickell gaf al aan dat meer ontslagbescherming de kosten voor werkgevers verhogen om mensen aan te nemen en mensen te ontslaan in mindere goede economische tijden zodat het in dienst nemen van werknemers minder aantrekkelijk wordt. Dit versterkt de argumenten van Hollande en Valls om de hervormingen door te voeren. De effecten van ontslagbescherming zijn echter onduidelijk en de bestaande literatuur geeft geen eenduidig effect. In OECD (2006) staat een uitgebreid overzicht van de resultaten van verschillende studies. Daarnaast toonden Belot & van Ours (2001, 2004) aan dat de invloed van de ene institutie (zoals ontslagbescherming) afhankelijk is van de aanwezigheid van andere instituties en dat deze elkaar kunnen versterken of verzwakken. In het kort stellen zij dat de effecten van instituties het sterkst zijn als de loononderhandelingen sterk gedecentraliseerd zijn (zie literatuursectie voor meer uitleg). Deze scriptie richt zich met name op de invloed van ontslagbescherming op werkloosheid en de vraag die centraal staat in dit onderzoek is:

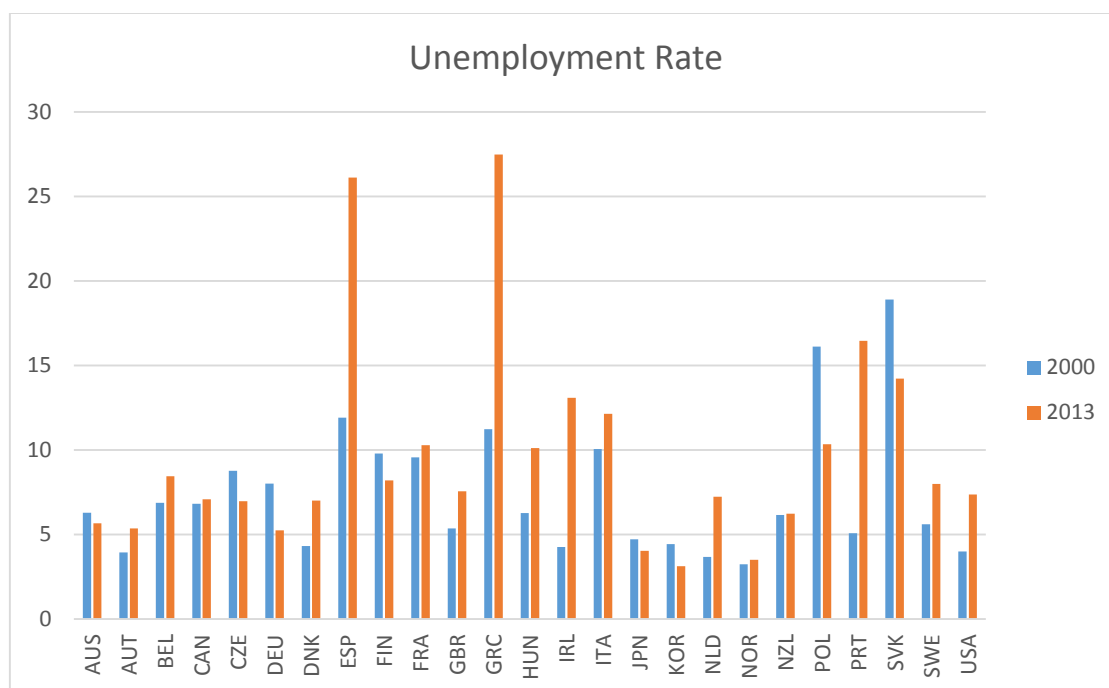
“Wat is de relatie tussen ontslagbescherming en werkloosheid, en in hoeverre is het effect afhankelijk van het niveau waarop loononderhandelingen plaatsvinden ?”

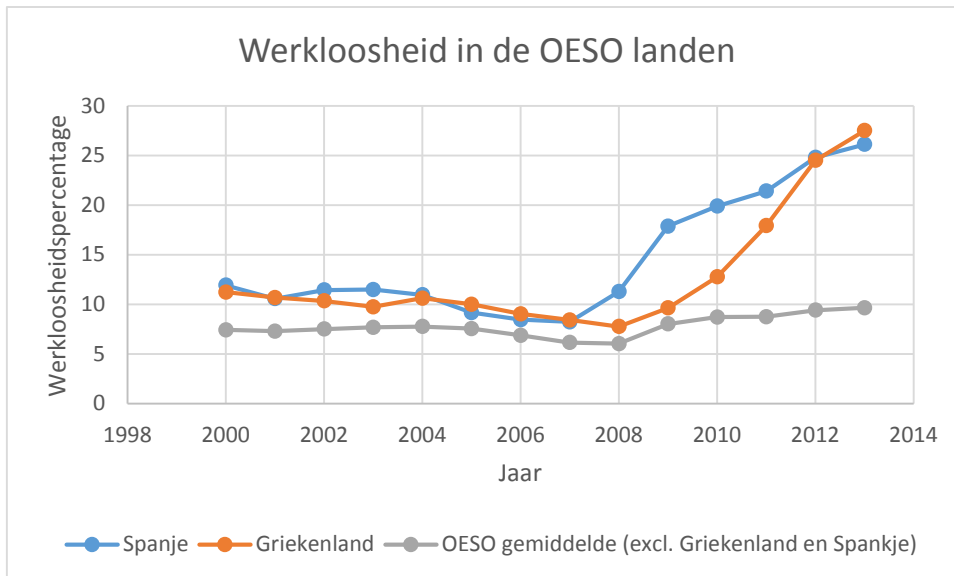
Het werk van Belot & van Ours (2004) zal een belangrijke leidraad zijn in dit onderzoek en tot op zekere hoogte is het een reproductie in een nieuw tijdspanne. Wel zijn er wat belangrijke verschillen die later in het onderzoek terugkomen. Een empirische aanpak wordt gebruikt waarbij gekeken wordt naar 25 OESO landen over de periode 2000-2013. Tijdreeksdata is verzameld voor de mate van ontslagbescherming en andere instituties en voor de analyse wordt gebruik gemaakt van panel regressies. De resultaten van de analyse laten zien dat een hogere ontslagbescherming geassocieerd is met een lagere werkloosheid. Echter, als interacties worden toegevoegd blijkt dat het totale effect iets positief is bij zowel gedecentraliseerde als gecentraliseerde loononderhandelingen. De resultaten veranderen aanzienlijk als de periode wordt opgesplitst in een pre en post-crisis periode. In dit geval lijken de resultaten (qua teken) van voor de crisis wat meer op die van B&O: de interactie tussen ontslagbescherming en een gedecentraliseerd systeem is geassocieerd met een negatief

effect op werkloosheid terwijl die positief is bij een gecentraliseerd systeem. Bovendien is het effect van sterke vakbonden positief en groter bij gedecentraliseerde loononderhandelingen. De conclusie is dat het meenemen van de crisisjaren een substantieel effect heeft op de resultaten en dat deze ook met voorzichtigheid geïnterpreteerd dienen te worden. Hoewel dit werk niet zozeer vernieuwend is geeft het wellicht aanzet tot het opnieuw in kwestie brengen van onderzoek naar dit onderwerp. Gezien de structurele hervormingen die plaatsvinden op de arbeidsmarkt in verschillende landen is het belangrijk beleidsmakers hier voldoende inzicht in te bieden. Aan de andere kant toont dit onderzoek ook de moeilijkheden aan in het analyseren van institutionele variabelen en werkloosheid en daarnaast betwist het de robuustheid van de resultaten uit panel regressies.

In hoofdstuk 2 wordt een uitgebreidere beschrijving gegeven van de bestaande literatuur, zowel van de theoretische als empirische bevindingen. Hoofdstuk 3 bespreekt de variabelen en data die gebruikt is alsmede de methodologie. De kern van het onderzoek vindt men in hoofdstuk 4 en 5. Hoofdstuk 4 bevat de resultaten van de analyse. In hoofdstuk 5 wordt de robuustheid van de resultaten getest en bediscussieerd, en daarnaast worden enkele tekortkomingen besproken. Tot slot is er een korte samenvatting en conclusie in hoofdstuk 6 en worden er enkele implicaties en suggesties gegeven.

Figuur 1: werkloosheid in OESO landen: 2000 en 2013





Bron: OECD (2016), *Harmonised unemployment rate (HUR) (indicator)*. doi: 10.1787/52570002-en (Accessed on 13 July 2016)

2. Literair overzicht

Onderzoek naar de relatie tussen werkloosheid en instituties is niet schaars. Vooral tegen het einde van de 20^e en begin van de 21^e eeuw was het een veelbesproken onderwerp. De reden was destijds de enorme divergentie in werkloosheidscijfers tussen landen. Men ging op zoek naar de oorzaken van dit fenomeen en het idee was dat niet alleen veranderingen in de conjunctuur aangehaald konden worden als verklaring voor werkloosheid maar dat het verschil in arbeidsmarktbeleid tussen landen zorgde voor (structurele) verschillen in werkloosheid. De focus in dit paper zal liggen op ontslagbescherming en het effect op werkloosheid maar enige uitleg over de rol van andere instituties is noodzakelijk voor het kunnen interpreteren van de resultaten.

Theorie

Er zijn meerdere studies die een model gevormd hebben om de theoretische werking van ontslagbescherming (en andere instituties) op werkloosheid in kaart te brengen. Aangezien de analyse van dit paper tot zekere hoogte een nabootsing is van het onderzoek dat door B&O gedaan is wordt hun theoretisch model kort samengevat. Zij gaan uit van een right-to-manage model waarin lonen bepaald worden door onderhandelingen in een Nash-bargaining spel tussen vakbonden en bedrijven. Om het effect van instituties te bekijken moet gekeken worden naar veranderingen in de arbeidsvraagfunctie en de loononderhandelingsfunctie ("wage function"). Er is echter een tweeledig effect van ontslagbescherming op werkloosheid. Enerzijds zullen hogere ontslagkosten leiden tot minder ontslag en dit zal op zijn beurt de onderhandelingskracht van werknemers verlagen, aangezien er minder banen beschikbaar zijn. Dit verlaagt het loon in evenwicht en verhoogt de werkgelegenheid. Aan de andere kant zal de arbeidsvraag afnemen bij hogere ontslagkosten. Dit zorgt voor een verschuiving van de arbeidsvraagfunctie wat de werkgelegenheid doet afnemen. Belangrijk hier is dat het effect groter zal zijn bij vlakkere functies en dus afhankelijk is van de mate van centralisatie. Een gedecentraliseerd systeem kenmerkt zich door lage onderhandelingsmacht (vlakke wage function) en een lage mate van monopoliemacht (vlakke arbeidsvraagfunctie). De verwachting is dat het effect groter is in een gedecentraliseerd loononderhandelingsstelsel (Belot & van Ours, 2001, 2004).

In een studie van Nickell (1997) wordt een overzicht gegeven van instituties en via welke mechanismen deze de werkloosheid beïnvloeden. Ook hier worden twee tegengestelde effecten van ontslagbescherming genoemd waardoor het algehele effect op werkloosheid niet eenduidend is. De korte termijn werkloosheid zal afnemen aangezien de hogere ontslagkosten leiden tot minder ontslagen huidige werknemers. Aan de andere kant zal het voor werkgevers minder aantrekkelijk worden om mensen aan te nemen aangezien de geanticiperde kosten hoger zijn. Dit zal dan leiden tot een toename in de lange termijn werkloosheid. Ook de vrijgevigheid van uitkeringssystemen is een belangrijke factor in de werkloosheidskwestie. Volgens Nickell zijn er twee oorzaken waardoor deze vrijgevigheid de werkloosheid verhoogt: de onderhandelingsmacht van werknemers neemt toe omdat de angst voor werkloosheid afneemt (in overeenstemming met het model van Belot & van Ours) en de mate waarin vacatures worden opgevuld neemt af doordat werklozen minder intensief op zoek gaan.

Een ander veelbesproken onderdeel in de literatuur is het loononderhandelingsstelsel en de invloed hiervan op de werkloosheid. Belangrijk hierin is de macht van vakbonden en de mate van centralisatie en coördinatie in de onderhandelingen. Onmisbaar in de discussie hierover is de zogenaamde "hump-shaped" hypothese (zie bijvoorbeeld Calmfors & Driffil (1988), Calmfors (1993), Siebert (1997) en Scarpetta (1996)). Deze hypothese stelt dat zowel een sterk gedecentraliseerd als een sterk gecentraliseerd stelsel kan leiden tot gematigde lonen en hoge werkgelegenheid. Dit komt door marktdiscipline bij de eerstgenoemde en de internalisering van externaliteiten bij de laatstgenoemde. Bovendien zou een gecentraliseerd stelsel beter kunnen anticiperen op macro-economische schokken waardoor lonen makkelijker kunnen meebewegen op een collectief niveau. De implicatie is dat een gematigd gecentraliseerd stelsel (op industrieel niveau) het slechtst presteren aangezien deze geen van beide voordelen kan benutten die sterk gedecentraliseerd en gecentraliseerd systemen met zich meebrengen.

Interacties

In plaats van apart te kijken naar de effecten van instituties op de werkloosheid is het wellicht beter om te kijken naar interacties tussen instituties. Belot & van Ours (2001, 2004) stellen dat de werking van elke institutie afhankelijk is van hoe de rest van de institutionele inrichting er uit ziet. Een hoge mate van sociale zekerheid gaat over het algemeen samen met hoge belastingen. En waar hoge belastingen de onderhandelingsmacht van werknemers verlaagt zal een hoge sociale zekerheid de macht van werknemers juist verhogen. Daarnaast zijn de effecten van ontslagbescherming en vakbonddichtheid ook weer afhankelijk van de mate waarin de loononderhandelingen gecentraliseerd zijn: de effecten van beide instituties zullen minder groot zijn in een sterk gecentraliseerd stelsel waarbij de negatieve externaliteiten (kosten voor werkgevers) meegenomen worden in de loononderhandelingen. Calmfors (1993) en Elmeskov e.a. (1999) beargumenteren dat het effect van belastingen afhankelijk is van hoe gecentraliseerd de economie is en dat het effect het grootst zal zijn in gematigd gecentraliseerd systemen.

Empirie

Behalve theorie is er veel empirisch onderzoek gedaan naar de effecten van instituties op werkloosheid. In Belot & van Ours (2004) wordt gekeken naar 17 OESO landen over de periode

1960-1999, verdeeld over zeven 5-jaar perioden. Wanneer een fixed effects regressie wordt uitgevoerd met tijddummies blijkt alleen inflatie een significant effect te hebben. De interacties die worden toegevoegd zijn vervolgens allemaal significant. De interacties tussen ontslagbescherming en vakbonddichtheid met de mate van centralisatie zijn alleen significant op gedecentraliseerd niveau, wat klopt volgens de theorie die zegt dat op dit niveau de effecten het grootst zijn. Ontslagbescherming heeft een negatief effect en de vakbond dichtheid een positief effect in een gedecentraliseerd systeem.

Kijkend naar andere studies is de conclusie wel dat er weinig consensus is wat betreft de impact van instituties op de werkloosheid. Zo vinden ook Nickell (1997) en Nickell, Nunziata en Ochel (2005) geen significant effect van EPL (ontslagbescherming) op de werkloosheid. Nunziata (2002) vindt geen significant effect op de hoogte van werkloosheid maar wel op de hardnekkigheid van werkloosheid (de tijd die het duurt voordat het evenwicht zich herstelt na een shock). In Nicoletti en Scarpetta (2004) en Daveria en Tabellini (2000) is EPL significant en heeft het een negatief effect op de werkloosheid, terwijl in IMF (2003) EPL een significant en positief effect heeft op de werkloosheid. Elmeskov, Martin en Scarpetta (1998) vinden een positief effect van EPL en vinden bovendien dat het effect het grootst is in landen met gematigd gecentraliseerde systemen. Als laatste vindt Scarpetta(1996) een positieve coefficient van EPL alleen verdwijnt de significantie als de variabele voor de mate van centralisatie wordt toegevoegd. Ik zal niet verder ingaan op de verschillen die gevonden worden voor andere variabelen maar ook hier geldt dat de resultaten tegenstrijdig zijn¹.

Uit bovenstaande blijkt dat de resultaten sterk afhankelijk zijn van de onderzoeksperiode, data die gebruikt wordt en de methodologie. Illustratief voor de lage robuustheid van de resultaten uit panel regressies is de studie van Baker, Glyn, Howell en Schmitt (2003). Zij deden een soortgelijke regressie als in Nickell (1997, 1998) met als enige verschil dat er andere of verbeterde data voor instituties werd gebruikt. Hieruit bleek dat geen van de institutionele variabelen significant waren. Bovendien waren de resultaten gevoelig voor de perioden waarover ze geschat werden. Zo veranderde de coefficient van de replacement rate van teken (negatief) als de periode 1960-1999 werd onderzocht in plaats van de periode 1985-1994. Meer recentelijk onderzoek binnen hetzelfde onderwerp is gedaan door de OESO (2006). Ook

¹ Zie OECD(2006) voor een overzicht en vergelijking van verschillende studies en de empirische uitkomsten

hier werd gekeken naar instituties op zichzelf staand en interacties². Ontslagbescherming was alleen significant als deze variabele opgesplitst werd in twee aparte indicatoren: een voor reguliere contracten en een voor tijdelijke contracten waarbij de eerste een positief en de tweede een negatief effect had op de werkloosheid. Variabelen die de werkloosheid verhogen zijn de replacement rate, belastingwig en de mate van regulatie van de productmarkt terwijl een hoge vorm van “corporatism” (dit wil zeggen een sterk gecentraliseerd/gecoördineerd loononderhandelingsstelsel) de werkloosheid verlaagt. Bovendien zijn er in deze studie verschillende variabelen gebruikt als indicator voor macro-economische schokken en deze waren allemaal significant, wat de relevantie laat zien van conjunctuurgolven voor de veranderingen in werkloosheid. De studie heeft gekeken naar interacties tussen EPL en de belastingwig met een hoge en een gematigde mate van corporatism. Volgens de hump-shaped theorie (zie bovenstaande uitleg) zal de EPL en belastingwig het meest schadelijk zijn in een gematigd gecentraliseerde economie aangezien de werkgevers hier het minst in staat zijn de bijkomende kosten te verwerken in de lonen. De resultaten wijzen inderdaad in deze richting, met name voor de belastingwig. Ook voor EPL is er een hump-shaped patroon te vinden hoewel minder significant. Wel is het zo dat voor zowel de belastingwig als EPL de resultaten sterk beïnvloed worden door met name Frankrijk en Spanje (OESO, 2006).

3. Data en methodologie

Data

Als leidraad voor dit onderzoek is de studie die gedaan is door B&O (2004) en daarom is geprobeerd zoveel mogelijk dezelfde variabelen te gebruiken hoewel de data die hiervoor gebruikt wordt niet altijd overeenkomt. Vooraf kan gezegd worden dat de data van alle variabelen behalve dat van de centralisatievariabele afkomstig is van de OESO database (zie Appendix A.1 voor een volledige omschrijving van de variabelen en de databronnen). Data voor de mate van centralisatie is gehaald uit de ICTWSS database welke opgesteld is door de Amsterdam Institute for Advanced labour Studies (AIAS). De volgende variabelen worden gebruikt: harmonized unemployment rate (UR), employment protection (betreft reguliere contracten (EPR) en tijdelijke regelingen (EPT)), net replacement rate (RR), union density (UD),

² Ook is gekeken naar de interactie tussen instituties en schokken en naar het onderscheid tussen versterkende en vasthoudende effecten van instituties. Hoewel dit een relevant onderwerp is binnen de literatuur wordt in dit paper daar niet verder op ingegaan.

tax wedge (Tax), level of wage bargaining, active labour market spending (ALMP) en de output gap (Ygap).

Voor de employment protection index is vanaf 1985 tijdreeksdata beschikbaar. Het voordeel is dat het uitgaat van een score die gebaseerd is op verschillende gewogen onderdelen zoals de lengte van de opzegtermijn en ontslagvergoedingen bij verschillende ambtsperioden maar ook de definities van onterecht ontslag. Hoewel de score nooit een perfecte weergave zal zijn is het een weloverwogen index die de OECD gecreëerd heeft en geeft het tenminste een goede indruk van de mate van regulering op dit gebied.

De net replacement rate (RR) laat zien hoe groot deel van het gemiddeld inkomen men ontvangt bij werkloosheid. De belangrijkste reden waarom hier niet de Gross replacement rate (GRR) maar de NRR is gekozen is omdat de eerstgenoemde niet meer regelmatig geüpdatet wordt door de OECD en slechts beschikbaar is tot 2011, waar de NRR tot 2013 beschikbaar is. Dit is uiteraard niet zonder reden. Er zijn twee belangrijke voordelen van NRR ten opzichte van GRR (Howell & Rehm, 2009). Ten eerste is de meting na aftrek van belastingen en sociale premies, wat volgens de auteurs veel nauwkeuriger is als het gaat om prikkels voor werkenden. En ten tweede is het gemiddelde loon (die gebruikt wordt om de ratio te bepalen) niet beperkt tot handarbeiders in de productiesector maar neemt het ook lonen mee van niet-handarbeiders en andere sectoren. Een nadeel volgens de auteurs is dat data pas beschikbaar is vanaf 2001 hoewel dat in deze studie niet een groot probleem is gezien de tijdsperiode. Voor het jaar 2000 is de data aangevuld door middel van lineaire extrapolatie³.

Voor meerdere landen ontbrak data van union density voor 2013 (en 2012 voor Korea). Afhankelijk van het verloop van de data in voorgaande jaren is gekozen om deze aan te vullen door dezelfde waarde als 2012 (2011) aan te houden of door lineaire extrapolatie te gebruiken (zie tabel in appendix A.1 voor alle aangevulde observaties met uitleg, dit geldt ook voor ALMP).

De Level of wage bargaining geeft een indicatie van het niveau waarop loononderhandelingen plaatsvinden en wordt gebruikt om te kijken naar de mate waarin onderhandelingen zijn

³ Hierbij wordt over de periode 2001-2013 de lineaire groeivoet berekend waarna deze groeivoet wordt gebruikt om de data door te trekken (of eigenlijk terug te brengen) naar 2000.

ge(de)centraliseert. Een puntje van kritiek is dat er binnen de hele datareeks er maar 10 verschuivingen hebben plaatsgevonden waardoor er maar weinig variatie is binnen landen (zie Appendix A.2). In de analyse zijn er dummy's gemaakt voor een gedecentraliseerd niveau (DCWB) en gecentraliseerd niveau (CWB) van loononderhandelingen. Landen met een score van 1 of 2 vallen in de DCWB categorie en landen met 4 of 5 in de CWB categorie. De overige landen met score 3 kunnen dus gekenmerkt worden als gematigd gecentraliseerde landen. Voor 2012 en 2013 waren geen observaties beschikbaar. In dit geval zijn de waarnemingen van 2011 doorgetrokken voor deze twee jaren. Dit is niet ondenkbaar gezien de onveranderlijkheid van de variabele, echter is het wel voor te stellen dat landen na de crisisjaren bepaalde hervormingen hebben doorgevoerd op dit gebied.

Figuur 2 geeft een overzicht van hoe de gemiddelde waarden van de variabelen veranderen over de onderzoeksperiode (voor meer statistieken zie Appendix A.3). Er is een licht dalende trend te zien in zowel de EPR als de EPT. Verder is de replacement rate sinds 2000 met bijna 10 procent afgenomen en ook het aantal vakbondsleden is afgenomen. Verder valt op de sprong in gemiddelde werkloosheid met bijna 2 procent alsmede een sterk negatieve output gap (Spanje en Griekenland zijn ook meegerekend waardoor het beeld iets vertekenend is). Afgaande op deze simpele cijfers lijkt er dus een liberalisering van de arbeidsmarkt plaats te vinden sinds het begin van de eeuw.

Figuur 2: gemiddelden over de tijd

VARIABLES	2000- 2003	2004- 2007	2008- 2010	2011- 2013
EPR	2.435	2.402	2.368	2.312
EPT	1.589	1.514	1.510	1.492
HUR	7.470	7.079	7.592	9.268
Ygap	0.555	2.024	-0.350	-2.035
RR	54.86	52.44	51.72	50.22
UD	31.82	29.85	28.41	27.68
Tax	38.73	38.52	37.82	38.10

Methodiek

Om de invloed van ontslagbescherming en andere instituties op de werkloosheid te bepalen wordt een panel regressie uitgevoerd met jaarlijkse observaties. Hierin verschilt het van de methode die B&O gebruiken omdat zij 5-jaarlijkse gemiddelden gebruiken over een langere periode. De basis vergelijking ziet er als volgt uit:

$$UR_{it} = \beta_0 + \beta_1 EPR_{it} + \beta_2 EPT_{it} + \beta_3 Tax_{it} + \beta_4 RR_{it} + \beta_5 UD_{it} + \beta_6 DCWB_{it} + \beta_7 CWB_{it} + \beta_8 Ygap_{it} + \delta_t + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

Hierin zijn DCWB en CWB dummy variabelen zoals omschreven in bovenstaande tekst, δ_t vangt tijdseffecten op en tijd-invariante effecten die per land verschillen worden opgevangen door α_i . De constante geeft het gemiddelde tijd-invariante effect weer voor alle landen en wordt weergegeven door β_0 ⁴. Een regressie van deze soort wordt ook wel aangeduid als een fixed effects schatting (FE) welke controleert voor bepaalde idiosyncratische factoren die bovendien niet veranderen over de tijd. Hierdoor wordt een deel van een belangrijk probleem omzeild, namelijk 'omitted variable bias' (OVB): het weglaten van variabelen die wel invloed hebben op de onafhankelijke variabelen leidt tot correlatie tussen de foutterm en de onafhankelijke variabelen en dit leidt tot over- of onderschatte coëfficiënten. Door FE te gebruiken wordt als het ware ontdaan van de niet-observeerbare en tijd-invariante effecten. FE kan echter niet controleren voor weggelaten variabelen die veranderen in de tijd en in dit opzicht kan er dus nog steeds sprake zijn van OVB. Daarnaast kan FE tot inaccurate schattingen leiden met grote standaardafwijkingen als er weinig variatie is binnen de landen (Williams, 2015). Hier moet rekening mee gehouden worden gezien de sterke mate van stabiliteit van sommige institutionele variabelen over de tijd. Een andere methode is GLS random effects (RE) waarbij de aanname is dat er geen sprake is van OVB⁵. Beide methoden zullen getest worden in de basisregressies om te kunnen vergelijken. Om te bepalen welke methode de voorkeur krijgt wordt een Hausman test gedaan die kijkt of de verschillen in de coëfficiënten tussen RE en FE significant zijn.

⁴ Voor de grootte van de totale fixed effect die bij een land hoort moet deze coëfficiënt opgeteld worden bij de α_i voor dat land

⁵ In de vergelijking betekent dit dat α_i wegvalt, δ_t blijft echter wel in de regressie

Schattingen uit bovenstaande vergelijking houden geen rekening met het feit dat instituties elkaar kunnen versterken of verzwakken waardoor de geschatte coëfficiënten sterk kunnen verschillen per land. Om hiervoor tot op zekere hoogte te controleren worden een aantal interacties tussen instituties toegevoegd aan de regressie: interacties tussen EPR/EPT en het niveau van loononderhandelingen DCWB/CWB en tussen UD en DCWB/CWB (in totaal 6 interactie termen in dit geval). Voor de laatste interactie tussen Tax en RR worden de afwijkingen van de gemiddelden van elke variabele met elkaar vermenigvuldigt, net als in OECD(2006)⁶:

$$(Tax_{it} - \overline{Tax}) * (RR_{it} - \overline{RR})$$

Tot slot worden er enkele robuustheidchecks gedaan waarbij de uitkomsten onder RE en FE vergeleken worden, bepaalde landen worden weggelaten en de tijdperiode wordt opgesplitst in twee sub perioden: de pre-crisis jaren en post-crisis jaren.

4. Resultaten

Net als in B&O is eerst gekeken naar regressies met alleen de instituties op zichzelf staand. Bovendien wordt gekeken of er significante verschillen zijn tussen het gebruik van een random effects en een fixed effects model. Figuur 3 bevat de uitkomsten van deze regressies. Vergelijking (1) gaat uit van random effects en laat buiten beschouwing mogelijke effecten die specifiek zijn voor een bepaald land of een bepaald jaar. De variabele waar het voornamelijk om draait, de ontslagbescherming (EPR), heeft een negatieve maar zwak significante coëfficiënt. Dit geldt voor zowel ontslagbescherming voor reguliere als voor tijdelijke contracten. Vergelijking (2) houdt rekening met specifieke periodieke effecten⁷. Behalve dat EPT niet meer significant is verandert er niet veel (coëfficiënt van output gap neemt wel toe met 20%). In beide vergelijkingen zijn Tax en Ygap zeer significant waarbij de belasting een positief effect heeft op de werkloosheid. Een aanzienlijke verandering vindt plaats als er rekening wordt gehouden met land-specifieke effecten in vergelijkingen (3)-(5). Bij (4) wordt met zowel periodieke als landelijke specifieke effecten rekening gehouden en het enige

⁶ Als de normale waarden genomen zouden worden nemen de interacties te grote waarden aan

⁷ Uit Appendix A.5 en A.6 blijkt overigens dat meerdere jaren een significant effect lijken te hebben op de werkloosheid

opmerkelijke verschil is dat in (4) de dummy voor een hoge mate van centralisatie (CWB) negatief is en significant. Overigens is de variabele centralisatie in (5) niet significant⁸. Dit heeft waarschijnlijk te maken met de niet-lineaire eigenschap van deze variabele. Wat verder opvalt is dat de coëfficiënt van EPR ongeveer twee keer zo groot wordt bij het gebruiken van fixed effects (en deze wordt zeer significant). Een mogelijke verklaring is dat RE bepaalde tijd-invariante effecten meeneemt die de werkloosheid verhogen en dit tot uiting komt in hogere (minder negatieve) coëfficiënten terwijl bij een FE regressie deze effecten worden geabsorbeerd in het tijd-invariante deel. EPT blijft nagenoeg onveranderd en is zwak tot matig significant. Ook de variabele RR is nu zwak significant en positief. Het economische effect van de belangrijkste variabele in deze studie is aan de hoge kant. Een afname van een punt in de score voor EPL gaat gepaard met een werkloosheid die 3.07 procentpunten lager is. Wat verder opvalt is de stabiliteit en significantie van de output gap. Een verhoging van de output gap met 1 procent verlaagt de werkloosheid met 0.6 tot 0.73 procentpunt.

Figuur 3: instituties en effect op werkloosheid

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
			-	-	-
EPR	-1.287*	-1.384*	3.278***	3.070***	3.132***
	(0.778)	(0.754)	(0.954)	(0.860)	(0.750)
EPT	-1.077*	-0.975	-1.433**	-1.298*	-1.321*
	(0.619)	(0.668)	(0.651)	(0.717)	(0.739)
Tax	0.227***	0.199***	0.144	0.112	0.108
	(0.0784)	(0.0723)	(0.131)	(0.122)	(0.114)
RR	0.0404	0.0380	0.0646*	0.0689*	0.0665*
	(0.0337)	(0.0326)	(0.0356)	(0.0371)	(0.0367)
UD	-0.0373	-0.0544	0.0444	0.0382	0.0447
	(0.0337)	(0.0403)	(0.0720)	(0.137)	(0.136)

⁸ In Appendix A.5 is ook centralization toegevoegd samen met de interactie-termen, hier is die licht significant. Toch is het niet aannemelijk dat het niveau van loononderhandelingen een lineair effect heeft op de werkloosheid

DCWB	-0.224 (1.312)	-1.269 (1.064)	0.756 (1.348)	-0.474 (1.244)	
CWB	-0.0854 (0.369)	-0.366 (0.368)	-0.418 (0.269)	-0.723** (0.319)	
		-	-	-	-
Ygap	-0.608*** (0.0911)	0.728*** (0.0782)	0.567*** (0.0936)	0.665*** (0.0781)	0.657*** (0.0644)
Centralization					-0.143 (0.152)
Constant	3.041 (3.868)	5.944** (2.549)	7.384 (6.303)	8.830 (5.410)	9.059 (5.322)
Observations	350	350	350	350	350
R-squared	0.6247	0.6609	0.635	0.670	0.668
Countries	25	25	25	25	25
Country FE	NO	NO	YES	YES	YES
Year FE	NO	YES	NO	YES	YES

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, *p<0.1

EPR=employment protection regular contracts

EPT=employment protection fixed-term and temporary work agency contracts

RR=replacement rate

UD=union density

DCWB=decentralized wage bargaining

CWB=centralized wage bargaining

Tot nu toe is gekeken naar de individuele effecten van instituties op de werkloosheid. De volgende stap is om de regressie uit te breiden met een aantal interactie termen om te bepalen of de werking van EPR, UD en Tax afhangt van andere instituties. Figuur 4 toont de uitkomsten. Uit vergelijking (6) blijkt dat het toevoegen van de interacties wel degelijk veranderingen teweegbrengt. De coëfficiënt voor EPR is nog steeds zeer significant en negatief. Echter zoals te zien is in de vergelijking is het totale effect van EPL afhankelijk van de

mate van centralisatie. $EPR*DCWB$ is sterk positief (6.358) terwijl die negatief is (-6.784) bij $EPR*CWB$. Dit zou betekenen dat in een gedecentraliseerde arbeidsmarkt EPR per saldo een positief effect heeft op de werkloosheid, terwijl in een gecentraliseerd systeem EPR de werkloosheid verlaagt⁹. $Tax*RR$ is niet significant¹⁰ en de interactie $EPT*CWB$ is zwak significant en negatief.

5. Robuustheid en discussie

Random effects vs fixed effects

Een nadeel van fixed effects is dat het moeilijk is om de effecten van variabelen te meten die niet of nauwelijks veranderen over de onderzoeksperiode (Blumenstock). Om te bepalen of fixed effects gebruikt moet worden is een Hausman test gedaan. De nulhypothese is dat er geen systematische verschillen zijn tussen de coëfficiënten van beide modellen. Deze hypothese kan niet worden verworpen (zie Appendix A.4) en dus zouden beide modellen moeten leiden tot vergelijkbare en consistente schattingen van coëfficiënten.

In vergelijking (7) is gebruik gemaakt van random effects. Wat het meeste opvalt is het verschil in de grootte van de coëfficiënten van EPR en de interacties. Het verschil in het totale effect (dus het enkelvoudige coëfficiënt plus de interactie coëfficiënt) is wel een stuk kleiner als uitgegaan wordt van een gedecentraliseerd systeem (1.244 bij FE en 0.911 bij RE) maar dit neemt niet weg dat het opvallend is dat in de andere gevallen het verschil zo groot is. Nogmaals, dit wordt mogelijk veroorzaakt doordat RE bepaalde positieve effecten meeneemt die bij FE worden geabsorbeerd door het tijd-invariante deel. De replacement rate is niet langer significant¹¹. Verder zijn veel variabelen en interacties niet langer significant. De coëfficiënt voor de output gap is iets groter maar blijft toch redelijk stabiel en zeer significant. Dat alleen de interactie tussen EPL en decentralisatie significant is komt overeen met de bevindingen van B&O. Wel is het totale effect op de werkloosheid positief terwijl in de genoemde studie een negatieve coëfficiënt gevonden werd. Opvallend is dat CWB en de interacties met CWB niet significant zijn bij RE. Hierbij moet wel opgemerkt worden dat het gevaarlijk is uitspraken te doen over deze variabele. De mate van centralisatie van de

⁹ Dit zou betekenen dat er zeer lage werkloosheid is in gecentraliseerde systemen, echter wordt dit effect gecompenseerd door een zeer positieve coëfficiënt voor de CWB dummy

¹⁰ Echter als deze interactie niet wordt meegenomen is RR niet langer significant en iets kleiner

¹¹ De lagged replacement rate is overigens wel zeer significant en vergelijkbaar in waarde, zie Appendix

arbeidsmarkt is maar zelden verandert. Binnen de hele sample zijn er slechts tien verschuivingen te vinden (Appendix A.2). Bovendien is maar een van de verschuivingen van sterk gecentraliseerd naar gedecentraliseerd en zijn de rest wisselingen tussen gematigde en sterke centralisatie. Een aantal van deze verschuivingen vonden bovendien plaats in de crisisjaren, mogelijk als reactie op de plots stijgende werkloosheid¹². Kijkend naar de variabele EPR en Ygap zijn dit de twee die het meest robuust zijn voor het gebruik van RE in plaats van FE maar er zijn dus wel een aantal grote verschillen.

Spanje en Griekenland

Het blijkt dat Spanje en Griekenland vooral de coëfficiënt van de RE regressie positief omhoog beïnvloeden. In de jaren na de crisis bereikte de werkloosheidscijfers extreme hoogten terwijl beide landen in deze periode ook hun niveau van EPR verlaagden. Dit zorgt voor een zeer vertekend beeld, namelijk dat een lagere EPL leidt tot meer werkloosheid terwijl het waarschijnlijk juist een reactie was op de hoge werkloosheid. Random effects zal dit effect volledig in de coëfficiënt meenemen terwijl bij FE tenminste een deel zal worden geabsorbeerd in het tijd-invariante specifieke effect. Gezien de extreme werkloosheidscijfers aan het einde van de onderzoeksperiode kunnen deze landen als uitschieters gezien worden. Vergelijking (8) en (9) laten nog eens de regressie zien zonder Spanje en Griekenland. Hoewel er nog steeds een verschil zit in de coëfficiënten wordt de coëfficiënt van de RE regressie (en in mindere mate van FE) nu een stuk negatiever. Behalve dat de EPR coëfficiënten nu meer op elkaar lijken is ook RR nu in beiden vergelijkingen zeer significant en positief (hoewel iets kleiner bij RE). Zelfs de dummy's voor de mate van centralisatie zijn nu redelijk overeenkomend. Wel is het teken bij CWB nu omgekeerd wat best opmerkelijk is maar ook wel laat zien hoe veranderlijk deze variabele is en ook hoe groot de invloed van Spanje in dit geval is.

¹² Zo ging Ierland in 2009 van niveau 5 naar niveau 1 terwijl in dat jaar de werkloosheid steeg van 6,4 naar 12 procent en ook Spanje heeft twee keer gewisseld in 2009 en 2010 toen de werkloosheid naar extreme hoogten steeg

Figuur 4: Interacties van instituties en werkloosheid

VARIABLES	(6)	(7)	(8)	(9)
	FE	RE	FE (exclusief Spanje en Griekenland)	RE (exclusief Spanje en Griekenland)
	-			
EPR	5.114*** (1.116)	-2.510** (1.144)	-6.407*** (1.079)	-5.150*** (1.041)
EPT	-0.102 (0.913)	0.194 (0.723)	0.700 (0.841)	0.609 (0.788)
Tax	0.0431 (0.153)	0.210** (0.0949)	-0.00377 (0.163)	0.0762 (0.113)
RR	0.102** (0.0364)	0.0384 (0.0387)	0.128*** (0.0380)	0.0986*** (0.0372)
UD	0.175 (0.200)	-0.0405 (0.0541)	0.0170 (0.121)	-0.0722 (0.0566)
	-			
Ygap	0.534*** (0.0843)	-0.673*** (0.0772)	-0.419*** (0.0748)	-0.462*** (0.0696)
DCWB	3.236 (6.060)	-5.651 (4.652)	-14.16** (5.429)	-13.49*** (4.985)
CWB	22.11** (9.094)	10.10 (8.263)	-29.83*** (8.118)	-20.35* (12.32)
EPR*DCWB	6.358** (2.464)	3.421** (1.724)	7.591*** (2.412)	6.860*** (1.460)
EPR*CWB	-6.784** (2.732)	-2.774 (2.605)	8.981*** (2.538)	6.088 (3.824)
EPT*DCWB	-1.455 (1.693)	-1.219 (1.668)	-2.331 (1.516)	-1.948 (1.416)
EPT*CWB	-0.939* (0.939)	-0.829 (0.829)	-0.947 (0.947)	-0.920 (0.920)

	(0.523)	(0.548)	(0.781)	(0.740)
UD*DCWB	-0.224	0.0395	-0.124	-0.0505
	(0.221)	(0.136)	(0.200)	(0.147)
UD*CWB	0.0942**	-0.0486	0.172***	0.123*
	(0.0347)	(0.0374)	(0.0479)	(0.0712)
Tax*RR	-0.00650	-0.00324	-0.00681	-0.00542
	(0.00628)	(0.00447)	(0.00674)	(0.00541)
Constant	3.354	4.934	16.76**	14.79**
	(8.491)	(5.082)	(6.439)	(6.053)
Observations	350	350	322	322
R-squared	0.702	0,6784	0.652	
Countries	25	25	23	23

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Splitsing onderzoeksperiode

Zoals al aangetoond is door Baker, Glyn, Howel en Schmitt (2003) zijn de resultaten uit eerdere studies die gebruik maken van panel data instabiel. Er is al een vergelijking gemaakt tussen RE en FE en bovendien worden de resultaten sterk beïnvloed door landen als Spanje en Griekenland. Nu zal er gekeken worden of de resultaten robuust zijn voor het opsplitsen van de periode. Dit is nodig vooral omdat de crisisjaren een verstorende werking kunnen hebben. Figuur 5 geeft vergelijkingen weer van 2000 tot 2006 en van 2007 tot 2013. EPR en RR zijn nu niet langer significant. De dummy CWB en de interactie van EPR met CWB zijn wel ongeveer gelijk gebleven in waarde en significant. Aangezien de enige verandering in de dummy DCWB plaatsvond na 2007 in Ierland moest deze dummy weggelaten worden bij FE vanwege multicollineariteit. In (8) was deze nog negatief en dit zal verklaren waarom de interactie coëfficiënt in (11) en (12) tussen DCWB en EPR negatief is in plaats van positief. Opvallend is dat zelfs Ygap nu niet meer significant is. Dit was genoeg reden om te kijken of er ergens uitschieters tussen zitten die de resultaten sterk beïnvloeden. Hieruit blijkt dat Polen een zeer

hoge werkloosheid had tussen 2000 en 2006 (tussen 17,9 en 20,0% tot 2005 en 14,0% in 2006) met een positieve output gap in 2000. Als Polen uit de sample wordt gehaald blijkt in (11) dat de resultaten inderdaad aanzienlijk veranderen. De output gap is nu wel significant en heeft een negatief teken (wel kleiner dan in de andere regressies) en beide interactievariabelen van EPR met centralisatieniveau zijn (zwak) significant¹³. Ook in deze vergelijking is EPR op zich zelf niet significant. Vergelijking (12) laat naast Polen ook Griekenland en Spanje weg uit het sample. Veel veranderingen vinden er niet plaats en dit laat zien dat deze landen vooral verstorend zijn voor de uitkomsten door tijden gedurende en na de crisis.

In vergelijkingen (13) en (14) is gekeken naar de periode vanaf het begin van de crisis tot 2013. EPR is alleen significant als Spanje en Griekenland worden weggelaten (14). Verder zijn er geen significante interactie coëfficiënten van EPR met CWB en DCWB. Alleen EPT*CWB is negatief en significant maar dit wordt puur veroorzaakt door Spanje en Griekenland, de enige twee landen (met een hoge centralisatie) die hun EPT verlaagden in een tijd dat werkloosheid tot grote hoogten steeg. In (14) zien we ook dat deze interactie variabele weggelaten wordt omdat er geen verandering plaatsvindt. Verder zijn de coëfficiënten voor zowel decentralisatie als centralisatie erg groot en positief. Dit zou betekenen dat de werkloosheid in deze systemen groter is dan in een gematigd gecentraliseerd systeem hoewel er een tegengesteld effect is vanuit de interacties waardoor het totale effect twee kanten op kan gaan.

Als toevoeging op (13) is er een aparte regressie uitgevoerd waarin nieuwe indicatoren voor EPR en EPT worden opgenomen (Appendix A.6¹⁴). Deze zijn beschikbaar vanaf 2008 en zijn iets uitgebreider doordat bij de beoordeling meer aspecten worden meegenomen. Behalve dat EPR*CWB nu significant wordt zijn er geen noemenswaardige verschillen. In eerdere studies wordt vaak het probleem van omgekeerde causaliteit genoemd, met name als het gaat om de replacement rate (zie bijvoorbeeld OECD, 2006) Om deze reden is aan (6) de lagged replacement rate toegevoegd om tot op zekere hoogte hiervoor te controleren¹⁵. Uit de schatting blijkt dat deze significant is en bijna dezelfde waarde heeft als in (6) (Appendix A.5). De andere variabelen veranderen nauwelijks. In dezelfde figuur is een regressie gedaan met

¹³ EPR*DCWB is zwak significant en negatief wat niet vreemd is aangezien Polen sterk gedecentraliseerd is en hoge werkloosheidscijfers had. Door Polen weg te laten verwijder je dus een sterk positief effect van decentralisatie op werkloosheid.

¹⁴ Appendix A.6 bevat ook RE regressies voor de twee sub-perioden

¹⁵ In OECD(2006) is getracht door middel van Instrumentale Variabelen dit te omzeilen echter ligt dit buiten het bereik van deze scriptie

een proxy voor actief arbeidsmarktbeleid, ALMP¹⁶. Hoewel deze niet significant is wilt dit niet perse zeggen dat het irrelevant is aangezien het een zeer grove schatting is en het bovendien alle componenten van actief beleid in een enkele variabele bevat.

Gezien het feit dat de crisis een zeer verstorend effect heeft (vooral veroorzaakt door Spanje en Griekenland) is het redelijk om de resultaten van 2000-2006 als meest betrouwbaar aan te houden. De economische effecten zijn als volgt: een sterk gecentraliseerde arbeidsmarkt heeft een groot negatief effect op de werkloosheid (-37,34) maar dit wordt gecompenseerd door de interactie met ontslagbescherming (EPR). Hoe hoger de EPR, hoe minder de voordelen zijn van een gecentraliseerd systeem (per punt verhoging 11.45 procent bij de werkloosheid). De interactie EPR*DCWB is negatief en bevat voor een groot deel de negatieve effecten van een gedecentraliseerd regime op de werkloosheid. Als het gemiddelde genomen wordt van EPR (2.385) dan is het totale effect op werkloosheid 0.38 respectievelijk -5.242 procentpunt in een gecentraliseerd en gedecentraliseerd regime. Als de interacties met vakbond dichtheid (gemiddeld 29.64%) worden meegenomen dan ligt het totale effect dicht bij elkaar: 4,8 voor een gecentraliseerd en 5,42 voor een gedecentraliseerd systeem¹⁷. Dit zou betekenen dat beide systemen het ongeveer even goed doen en bij gemiddelde waarden maar dat ontslagbescherming de werkloosheid vooral zal verlagen in een gedecentraliseerd regime. Dit zijn echter gemiddelden en deze berekeningen dienen meer om een gevoel te krijgen van de verhoudingen. Beide systemen doen het overigens in dit geval beter dan gematigd gecentraliseerde systemen wat overeenkomt met de zogenoemde hump-shaped hypothese (zie literatuursectie).

¹⁶ Ook hier werd een lagged versie gebruikt in verband met omgekeerde causaliteit maar ook die was niet significant (zie Appendix)

¹⁷ Berekening is als volgt: $10.41 + 11.45 * 2.385 - 37.34 + 0.149 * 29.64 = 0.38$. Voor DCWB is hetzelfde gedaan alleen moet hier ook de interactie met EPT opgeteld worden.

Figuur 5:
opsplitsing
onderzoekperiode

	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
VARIABLES	00-06	00-06 (excl. Polen)	00-06(excl. Polen, Griekenland en Spanje)	07-13	07-13 (excl. Griekenland en Spanje)
EPR	-3.800 (2.585)	-2.892 (2.262)	-2.249 (2.308)	-2.895 (1.921)	-4.409*** (1.223)
EPT	-0.108 (0.916)	0.0528 (0.862)	0.432 (1.102)	-2.071 (1.652)	-1.419 (1.754)
Tax	0.0446 (0.136)	0.0944 (0.108)	0.111 (0.102)	-0.0711 (0.134)	-0.144 (0.0948)
RR	0.0795 (0.0505)	0.0246 (0.0383)	0.00796 (0.0393)	0.000889 (0.0597)	0.0233 (0.0544)
UD	0.0300 (0.148)	0.0697 (0.136)	0.0176 (0.123)	0.771** (0.323)	0.610** (0.252)
Ygap	-0.183 (0.107)	-0.245** (0.0918)	-0.257** (0.110)	0.422*** (0.0942)	-0.320*** (0.0673)
DCWB				47.06*** (8.273)	65.96*** (18.99)
CWB	-32.37** (15.30)	-30.98** (14.92)	-37.34*** (9.593)	43.85*** (6.299)	94.30*** (21.23)
EPR*DCWB	5.534 (4.480)	-7.545* (3.720)	-8.688** (3.796)	0.884 (2.198)	2.633 (1.589)
EPR*CWB	9.991** (4.551)	9.583** (4.459)	11.45*** (2.925)	2.052 (4.002)	-0.953 (2.230)
EPT*DCWB	-0.308 (1.229)	3.113** (1.274)	2.873** (1.328)	2.077 (1.663)	1.588 (1.867)

				-	
EPT*CWB	0.437	0.337	0.496	15.69***	
	(0.609)	(0.579)	(0.572)	(4.243)	
UD*DCWB	0.0614	0.260	0.360**	-0.640*	-0.571*
	(0.182)	(0.183)	(0.166)	(0.326)	(0.323)
				-	
UD*CWB	0.123*	0.121*	0.149***	0.341***	-1.353***
	(0.0610)	(0.0598)	(0.0391)	(0.0750)	(0.281)
Tax*RR	-0.00986	-0.00929	-0.00747	0.00417	0.00144
	(0.00689)	(0.00602)	(0.00533)	(0.00461)	(0.00489)
Constant	4.555	10.44*	10.41*	-21.58	-30.25*
	(6.858)	(5.821)	(5.525)	(13.01)	(15.73)
					161
Observations	175	168	154	175	
R-squared	0.378	0.490	0.518	0.876	0.806
Countries	25	24	22	25	23

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Discussie

Zonder naar de grootte van de coëfficiënten te kijken (en ja ik ben bewust van de relevantie hiervan) zijn er wat gelijkenissen te vinden tussen deze resultaten en die van Belot & van Ours. Net als in genoemde studie is er een negatieve interactie coëfficiënt tussen EPR en DCWB. Deze is alleen significant als Polen weggelaten wordt. Verder lijkt er een negatief verband te zijn tussen EPR en de werkloosheid. Uit bovenstaande berekeningen blijkt dat dit effect het sterkst is in een gedecentraliseerd regime hoewel deze berekeningen niet te nauw moeten worden genomen. B&O vonden ook dat UD een significant effect heeft alleen bij gedecentraliseerde systemen. Hoewel er in vergelijking (12) voor zowel CWB als DCWB

significante positieve effecten worden gevonden is dit effect wel groter bij DCWB wat dus enigszins in overeenstemming is met hun resultaten.

De resultaten van deze studie moeten met uiterste voorzichtigheid geïnterpreteerd worden en ik ben me bewust van verscheidene tekortkomingen in deze studie en het onderzoeken van institutionele variabelen in het algemeen. Om te beginnen met dit laatste is een belangrijk kenmerk van instituties dat deze redelijk vast liggen en niet van de een op het andere moment veranderen. Dit blijkt wel uit de data voor ontslagbescherming en de mate van centralisatie. Binnen de onderzoeksperiode zijn er wel landen die hierin veranderingen hebben aangebracht maar deze zijn zeer schaars. Daarnaast zijn een deel van deze veranderingen waarschijnlijk een reactie geweest op de stijgende werkloosheid na de crisis waardoor oorzaak en gevolg door elkaar worden gehaald. De relatieve stabiliteit van deze institutionele variabelen zorgt voor weinig variatie binnen landen en daardoor moet de verklaring vooral komen van verschillen tussen landen. Echter, hierbij spelen er weer veel andere factoren zodat het moeilijk is het effect van een institutie te onderscheiden van andere invloeden.

Dit brengt me op het volgende punt namelijk het ontbreken van variabelen. Er zijn andere instituties die invloed kunnen hebben op de werkloosheid of in samenwerking zijn met andere instituties. Zo is de mate van regulatie op de productmarkt ook een relevante en significante variabele blijkt uit een aantal studies (zie OECD(2006) en Nicoletti & Scarpetta (2004)) . En hoewel de mate van centralisatie in het loononderhandelingsstelsel is meegenomen zijn er nog andere aspecten die het stelsel vormen zoals de mate van coördinatie tussen werkgevers en vakbonden¹⁸. En natuurlijk zijn er veel meer interacties te bedenken die relevant kunnen zijn binnen het institutionele raamwerk, en uit eerdere studies blijken ook meerdere interacties significant te zijn¹⁹. Zo ook in OECD(2006) waar overigens wel werd gesteld dat er te veel interacties mogelijk zijn om allemaal mee te nemen. In deze studie is bewust alleen gekeken naar de interacties die door Belot & van Ours (2004) werden voorgesteld om zo ook het overzicht te bewaren en ook omdat deze interacties een vrij sterke theoretische grondslag hebben.

¹⁸ Dit wordt voor een deel wel opgevangen door de centralisatievariabele maar is in andere studies ook wel apart opgenomen in vergelijkingen zoals in (Nickell & Layard, 1999) en (Scarpetta, 1996).

¹⁹ Zie OECD(2006) voor een overzicht van deze studies

Ook heeft deze studie nog twee belangrijke aspecten genegeerd. Het eerste betreft de rol van economische schokken en de interactie met instituties. Zo kwamen Blanchard e.a. (2000) en OECD (2006) al tot de conclusie dat de effecten van economische schokken op de werkloosheid gedempt of juist versterkt kunnen worden in combinatie met bepaalde instituties. Het tweede punt is dat in veel studies is gebleken dat ontslagbescherming weliswaar geen effect heeft op de geaggregeerde werkloosheid maar dat het vooral de samenstelling van werkloosheid beïnvloedt (zie literatuur sectie). Dus misschien verandert de algehele werkloosheid niet zo zeer maar wel de lange termijn en korte termijn werkloosheid, wat op zichzelf natuurlijk erg interessant is voor beleidsdoeleinden.

6. Conclusie

Het doel en tevens de centrale vraag van dit onderzoek is wat de relatie is tussen ontslagbescherming (en andere instituties) en de werkloosheid en of dit effect afhankelijk is van het niveau waarop loononderhandelingen plaatsvinden. De belangrijkste tekortkomingen van het onderzoek zijn al besproken in de discussie maar ik wil nogmaals benadrukken dat de resultaten uiterst voorzichtig geïnterpreteerd dienen te worden. Lang niet alle onderdelen van de arbeidsmarkt en de institutionele inrichting die mogelijk wel invloed hebben op werkloosheid zijn meegenomen in de studie. Zo wist Duitsland bijvoorbeeld de werkgelegenheid redelijk stabiel te houden tijdens de crisis doordat er makkelijk van fulltime naar parttime contracten geschakeld kon worden (Eichhorst, Escudero, Marx, & Tobin, 2009). Daarnaast veranderen bepaalde instituties maar zelden, zijn de gevolgen misschien pas na een aantal jaar te merken en kunnen bepaalde beleidsveranderingen door elkaar heen lopen waardoor het werkelijke effect vertroebeld raakt. In deze studie is het meenemen van de crisisjaren van grote invloed op de resultaten. Dit is vooral zo als landen (zoals Spanje en Griekenland) hervormingen doorvoeren als reactie op hoge werkloosheid, waardoor er een verkeerd beeld gekregen wordt. Dat de resultaten van panel vergelijkingen niet robuust zijn komt overeen met de bevindingen van Baker, Glynn, Howell and Schmitt (2003). Als gekeken wordt naar de periode voor de crisis blijkt dat meer ontslagbescherming gepaard gaat met minder werkloosheid mits de loononderhandelingen gedecentraliseerd zijn. Voor de sterkte van vakbonden geldt dat deze hogere werkloosheid veroorzaken vooral in gedecentraliseerde systemen. Verder is de vraagzijde van groot belang als het gaat om werkloosheid. Deze

resultaten komen enigszins overeen met die van Belot & van Ours(2004) en levert bewijs voor de stelling dat niet alleen instituties op zich zelf maar ook (en wellicht belangrijker) de algehele inrichting van instituties bepaalt hoe goed de arbeidsmarkt functioneert.

Aangezien de resultaten niet heel robuust zijn en bepaalde landen van grote invloed zijn op de resultaten is het moeilijk om hieruit beleidsimplicaties voor te stellen. Er zou dan ook meer onderzoek moeten komen om tot eenduidige conclusies te komen. En natuurlijk is er geen "one size fits all" oplossing want een hervorming die zeer effectief is voor het ene land garandeert geen succes voor andere landen. Dit is onder andere afhankelijk van hoe deze hervorming samenwerkt met andere instituties op de arbeidsmarkt en daarbuiten. Experimenten kunnen het voordeel hebben dat ze het werkelijke effect kunnen achterhalen maar aan de andere kant kampt deze vorm van onderzoek met het voorgenoemde probleem, namelijk dat het meestal om een te specifiek geval gaat. Daarvoor is geaggregeerde data-analyse mogelijk een beter alternatief. Toekomstige studies zouden dan wel moeten proberen te controleren voor zoveel mogelijk variabelen en bovendien moet er genoeg variatie zijn en dit laatste kan een probleem zijn bij institutionele variabelen. Wel is de data die beschikbaar komt steeds nauwkeuriger en betrouwbaarder en strekt het bovendien steeds langere perioden. Gezien de aanhoudende werkloosheid en structurele hervormingen die op het programma staan van veel landen is het hoog tijd te kijken welk arbeidsmarktbeleid effectief is.

Bibliografie

- Baker, D., Glyn, A., Howell, D., & Schmitt, J. (2003, Augustus). Labor market institutions and unemployment: a critical assessment of the cross-country evidence. Oxford University Department of Economics.
- Belot, M., & van Ours, J. C. (2001). Unemployment and Labor Market Institutions: an Empirical Analysis. *Journal of the Japanese and International Economies*, 403-418.
- Belot, M., & van Ours, J. C. (2004). Does the recent succes of some OECD countries in lowering their unemployment rates lie in the clever design of their labor market reforms? *Oxford Economic Papers*, 621-642.
- Blanchard, O., & Wolfers, J. (2000). The role of shocks and institutions in the rise of european unemployment: the aggregate evidence. *The Economic Journal*, 1-33.

- Blumenstock, J. (sd). *Joshua Blumenstock*. Opgehaald van www.jblumenstock.com:
<http://www.jblumenstock.com/files/courses/econ174/FEModels.pdf>
- Calmfors, L., & Driffil, J. (1988). Bargaining structure, Corporatism and Macroeconomic Performance. *Economic Policy*, 13-61.
- Daveri, F., & Tabellini, G. (2000). Unemployment, growth and taxation in industrial countries. *Economic Policy*, 47-88.
- Eichhorst, W., Escudero, V., Marx, P., & Tobin, S. (2009). *The impact of the crisis on employment and the role of labour market institutions*. Geneva: International Labour Organization.
- Elmeskov, J., Martin, J. P., & Scarpetta, S. (1998). Key lessons for labour market reforms: evidence from OECD countries' experiences. *Swedish Economic Policy Review*, 205-252.
- Howell, R. D., & Rehm, M. (2009). Unemployment compensation and high European unemployment: a reassessment with new benefit indicators. *Oxford Review of Economic Policy*, 60-93.
- International Monetary Fund. (2003, April). *Unemployment and Labor Market Institutions: Why Reforms Pay Off*. World Economic Outlook.
- Kalf, J., & Wijffelaars, M. (2016, Januari 18). *Veelbelovende hervormingen Spanje en Italië, maar baten komen later*. Opgehaald van <https://economie.rabobank.com>:
<https://economie.rabobank.com/publicaties/2016/januari/veelbelovende-hervormingen-spanje-en-italie-maar-baten-komen-later/>
- Nickell, S. (1997). Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America. *Journal of Economic Perspectives*, 55-74.
- Nickell, S., & Layard, R. (1999). Labor market institutions and economic performance. In S. Nickell, & R. Layard, *Handbook of Labor Economics* (pp. 3030-3065). Elsevier Science B.V.
- Nickell, S., & Nunziata, L. (2005). Unemployment in the OECD since the 1960s. What do we know? *The Economic Journal*, 1-27.

- Nicoletti, G., & Scarpetta, S. (2005). Product Market Reforms and Employment in OECD countries. OECD Economics Department Working Papers, No. 472, OECD Publishing. <http://dx.doi.org/10.1787/463767160680>.
- Nunziata, L. (2002). Unemployment, Labour Market Institutions and Shocks. *Nuffield College Working Papers in Economics*.
- OECD. (2006). *The determinants of unemployment across OECD countries: reassessing the role of policies and institutions*. Paris: OECD.
- Scarpetta, S. (1996). Assessing the role of labour market policies and institutional settings on unemployment: a cross-country study. *OECD Economic Studies*, 43-98.
- Siebert, H. (1997). Labor market Rigidities: At the Root of Unemployment in Europe. *The Journal of Economic Perspectives*, 37-54.
- Volkskrant. (2016, Mei 26). Grote betoging in Parijs tegen nieuwe arbeidswet. Amsterdam, Noord-Holland, Nederland.
- Williams, R. (2015, April 6). *Panel Data: Very Brief Overview*. Opgehaald van www.nd.edu: <https://www3.nd.edu/~rwilliam/stats2/Panel.pdf>

Appendix

A.1: Data bronnen

Harmonized Unemployment Rate

Dit is de afhankelijke variabele in deze studie en is gedefinieerd als het aantal werklozen als percentage van de totale beroepsbevolking. Werklozen zijn hier mensen van werkgerechtigde leeftijd die beschikbaar zijn voor werk en ook acties ondernemen aan het

werk te komen maar zonder werk zitten. Het voordeel van deze indicator ten opzichte van de normale werkloosheidspercentage is dat deze cijfers internationaal beter vergelijkbaar zijn.

OECD (2016), Harmonised unemployment rate (HUR) (indicator). doi: 10.1787/52570002-en (Accessed on 08 July 2016)

Employment protection

De OECD heeft een tijd-serie opgesteld van deze variabele (1985-2013) in de OECD Employment Protection Database. De data bevat samenvattende indicatoren voor de mate van arbeidsbescherming en kijkt vooral naar de (strengheid van) regulatie betreft ontslag en het gebruik van tijdelijke contracten. In totaal zijn er 21 items gebruikt in de evaluatie en er wordt een samenvattende score gegeven op een schaal van 0 tot 6. In deze studie zijn twee indicatoren gebruikt. De eerste is een gewogen sommatie van twee sub-indicatoren, namelijk de regulatie omtrent individuele ontslagen en additionele bijkomstigheden als het gaat om collectieve ontslagen (meer dan 1 werknemer tegelijk ontslaan). Deze hebben gewichten van 5/7 respectievelijk 2/7. Deze indicator is overigens gebaseerd op 12 items. Daarnaast is ook een indicator toegevoegd die de strengheid aangeeft voor het gebruik van tijdelijke contracten en andere vormen van flexibele contracten. Deze is samengesteld op basis van 6 items. Voor gedetailleerde uitleg kan de lezer het best de bron zelf raadplegen. Er zijn ook nieuwere indicatoren beschikbaar voor zowel EPR als EPT die nog iets meer items meenemen in de evaluatie. Deze zijn pas vanaf 2008 beschikbaar.

OECD. (sd). *OECD Indicators of Employment Protection*. Opgehaald van OECD:

<http://www.oecd.org/employment/emp/oecdindicatorsofemploymentprotection.htm>

Tax wedge

Ratio van de hoeveelheid aan belastingen die betaald wordt door een gemiddelde single arbeider (100% van gemiddelde inkomsten) zonder kinderen en de totale arbeidskosten voor de werkgever. Gemeten als percentage van de totale arbeidskosten.

OECD (2016), Tax wedge (indicator). doi: 10.1787/cea9eba3-en (Accessed on 08 July 2016)

Net replacement rate

De proportie van het netto inkomen dat behouden wordt bij baanverlies. Het netto inkomen is het inkomen na aftrek van belastingen en sociale premies. Bij de inkomsten na baanverlies worden naast de werkloosheidsuitkering ook eventuele bijstand en huurtoeslagen gerekend. De replacement rate is een gemiddelde over een periode van 5 jaar voor twee inkomenssituaties (67% en 100% van het gemiddelde inkomen) voor drie gezinssituaties: alleenstaand, een koppel met een werkende en een koppel met beide werkende. De NRR is een gemiddelde waarbij drie situaties van huishoudens zijn meegenomen, echter is het hebben van kinderen niet meegenomen in deze meting. Deze situatie is echter wel belangrijk aangezien veel bijstand en subsidies van dit feit afhankelijk zijn. Verder is hier alleen gekeken wordt naar de hoogte van de werkloosheidsuitkering en niet naar de duur, terwijl het laatstgenoemde wel een belangrijke factor lijkt te zijn²⁰. De reden dat het hier niet meegenomen wordt is omdat er geen tijdsreeksdata van gevonden is (slechts enkele momentopnamen)²¹. Natuurlijk zijn er een aantal belangrijke onderdelen, naast de duur van de uitkering, die niet meegenomen worden maar wel belangrijk zijn. Nickell & Nunziata (2002) noemen de mate van dekking van het uitkeringsstelsel en de strengheid waarmee het systeem gehanteerd wordt. Ook hiervan is geen tijdreeksdata beschikbaar. Hoewel het om net replacement rates gaat kan de data gevonden worden in de dataset van *gross replacement rates, uneven years from 1961 to 2011*.

OECD. (sd). *Benefits and Wages: Statistics*. Opgehaald van

OECD: <http://www.oecd.org/els/benefits-and-wages-statistics.htm>

Union density

Ratio van werknemers in loondienst die lid zijn van de vakbond gedeeld door het totale aantal mensen in loondienst. Een nadeel van deze proxy is dat het niet altijd nauwkeurig de collectiviteit meet van de loononderhandelingen. Het kan namelijk zo zijn dat afspraken over lonen doorwerken naar andere sectoren en ook gelden voor werkenden die niet lid zijn van een vakbond (Siebert, 1997). De union density onderschat in dit geval de mate waarin lonen

²⁰ Zie bijvoorbeeld OECD (2006) waarin zowel de duur van de uitkering als de interactie met de hoogte van de uitkering zeer significant zijn

²¹ Hoewel in andere studies zoals die van Nickell & Nunziata (2002) en OECD (2006) de duur is berekend met een ratio tussen de NRRs uit verschillende jaren is dat in dit onderzoek niet toegepast.

collectief bepaald worden. Helaas kon ik geen complete tijdreeksdata vinden voor de mate van dekking

OECD (2015), Trade Unions: Trade union density. doi: 10.1787/1e628ddd-en (Accessed on 08 July 2016)

Active Labor Market Spending

Uitgaven aan beleidsinstrumenten die als actieve maatregelen gezien kunnen worden zoals public employment services (PES), trainingen, subsidies en het creëren van banen in de publieke sector (voor gedetailleerde opsomming zie OECD). De indicator wordt gemeten als percentage van het BBP.

OECD (2016), Public spending on labour markets (indicator). doi: 10.1787/911b8753-en (Accessed on 11 July 2016)

Output gap

Percentuele afwijking van werkelijke BBP van het potentiële BBP. Gemeten in procenten van het potentiële BBP.

OECD (2014), OECD Economic Outlook: Volume 2014/2, OECD Publishing.
http://dx.doi.org/10.1787/eco_outlook-v2014-2-en

Level of wage bargaining

Indicator die laat zien op welk niveau de loononderhandelingen plaatsvinden. Het is gemeten op een schaal van 1 tot 5: 1 is op lokaal of ondernemingsniveau, 3 is op sector breed niveau en 5 is op centraal niveau. 2 en 4 staan voor afwisselingen tussen sector en lokaal niveau en tussen centraal en sector niveau respectievelijk.

J. Visser, ICTWSS Data base. version 5.0. Amsterdam: Amsterdam Institute for Advanced Labour Studies AIAS. October 2015.

Aangevulde data

NRR: data begint pas vanaf 2001. Voor 2000 is de groeivoet van 2001 tot 2013 berekend en zo teruggerekend naar 2000.

Level of wage bargaining: data alleen tot 2011. Om data tot 2013 aan te vullen zijn de waarden van 2011 constant gehouden

Land	Jaar	Variabele	Methode
België	2013	UD	Gelijk met 2012
Tsjechië	2013	UD	Lin. Extrapolatie
Spanje	2013	UD	Gelijk met 2012
Spanje	2013	ALMP	Gelijk met 2012
Finland	2013	UD	Lin. Extrapolatie
Frankrijk	2013	UD	Gelijk met 2012
Frankrijk	2013	ALMP	Gelijk met 2012
Groot-Brittannië	2000-2003	ALMP	Lin. Interpolatie – gemiddelde over jaren 1995-1997 genomen als beginwaarde en 2004 als eindwaarde
Groot-Brittannië	2012-2013	ALMP	Gelijk met 2012
Griekenland	2013	UD	Lin. Extrapolatie
Hongarije	2013	UD	Lin. Extrapolatie
Hongarije	2003	ALMP	Lin. Interpolatie
Korea	2012-2013	UD	Gelijk met 2011
Korea	2013	ALMP	Gelijk met 2012
Polen	2013	UD	Gelijk met 2012
Polen	2013	ALMP	Gelijk met 2012
Portugal	2013	UD	Gelijk met 2012
Slowakije	2013	UD	Lin. Extrapolatie
Italië	2000-2003	ALMP	De waarden voor de 20-70 measures waren wel bekend. Bij deze waarden is 0.10 opgeteld om

			tot de 10-70 waarden te komen (dit is ongeveer het verschil blijkt uit latere jaren)
Nieuw-Zeeland	2013	ALMP	Lin. Extrapolatie

A.2: Verschuivingen in het niveau van loononderhandelingen

Spanje

2002 – van 3 naar 4

2009 – van 4 naar 3

2010 – van 3 naar 4

Finland

2001 – van 3 naar 5

2007 – van 5 naar 3

2011 – van 3 naar 5

Nederland

2002 – van 3 naar 4

2005 – van 4 naar 3

Noorwegen

2001 – van 5 naar 3

Ierland

2009 – van 5 naar 1

A.3 Samenvattende statistieken

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
VARIABLES	N	mean	sd	min	max
EPR	350	2.385	0.634	0.888	4.095
EPT	350	1.530	0.985	0.250	4.750
HUR	350	7.770	4.057	2.525	27.49
Ygap	350	0.226	2.970	-14.15	9.461
RR	350	52.50	14.05	21.01	80.67
UD	350	29.64	19.04	7.548	79.08
Tax	350	38.34	9.886	15.87	57.10
Number of countries	25	25	25	25	25

A.4 Hausman test: fixed effects versus random effects

	Coefficients			
	(b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
eprc_v2	-3.070498	-1.3837	-1.686797	.5879158
ept_v1	-1.298426	-.9754273	-.3229992	.0960138
taxwedge	.1117185	.198963	-.0872445	.0586769
nrr	.0688914	.0379856	.0309059	.0137288
ud	.0381732	-.0543605	.0925337	.0497492
low	-.4740974	-1.269328	.7952308	.7767539
high	-.7225634	-.3659485	-.3566148	.1061842
ygap	-.665107	-.7278176	.0627106	.018335
year				
2001	-.4156092	-.5027549	.0871457	.
2002	-.5229528	-.733873	.2109202	.
2003	-.6625446	-.8743399	.2117954	.
2004	-.0458738	-.2772498	.231376	.
2005	.1053146	-.1074551	.2127697	.
2006	.4194805	.2108311	.2086494	.081532
2007	.5264404	.4017978	.1246426	.1142619
2008	-.3917291	-.6013954	.2096663	.1362519
2009	-1.748991	-2.124629	.375638	.1400925
2010	-.2132829	-.6186366	.4053538	.1556634
2011	-.0800525	-.5076889	.4276364	.1723573
2012	-.222796	-.706048	.483252	.1853607
2013	-.5659109	-1.086183	.520272	.2056261

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(21) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 27.63
Prob>chi2 = 0.1509
(V_b-V_B is not positive definite)

A.5

VARIABLES	Inclusief RR(- 1)	Inclusief ALMP	Zonder de dummies CWB en DCWB
EPR	-4.776*** (1.035)	-5.158*** (1.383)	0.107 (1.863)
EPT	-0.116	-0.299	-1.108

	(0.869)	(1.282)	(0.666)
Tax	0.0156	0.0760	0.138
	(0.153)	(0.164)	(0.131)
RR	-0.00236	0.107***	0.0699*
	(0.0460)	(0.0372)	(0.0358)
UD	0.179	0.179	0.0408
	(0.201)	(0.175)	(0.120)
Ygap	-0.546***	-0.517***	-0.657***
	(0.0839)	(0.0955)	(0.0657)
DCWB	4.349	8.460	
	(5.908)	(10.48)	
CWB	21.61**	37.39	
	(8.619)	(27.82)	
EPR*DCWB	5.193**	6.419**	
	(2.108)	(2.696)	
EPR*CWB	-6.700**	-11.16	
	(2.562)	(8.398)	
EPT*DCWB	-1.337	-1.181	
	(1.888)	(1.866)	
EPT*CWB	-1.234**	-1.731	
	(0.530)	(1.044)	
UD*DCWB	-0.200	-0.249	
	(0.205)	(0.222)	
UD*CWB	-0.0807**	-0.161	
	(0.0361)	(0.117)	
Tax*RR	-0.00561	-0.00817	-0.00355
	(0.00624)	(0.00659)	(0.00570)
2001.year		-0.452*	-0.411**
		(0.225)	(0.166)
2002.year	0.0487	-0.516*	-0.539*
	(0.212)	(0.268)	(0.278)

2003.year	-0.0688 (0.234)	-0.617** (0.292)	-0.635** (0.284)
2004.year	0.458 (0.282)	-0.0410 (0.357)	-0.0761 (0.357)
2005.year	0.704** (0.329)	0.129 (0.384)	0.0937 (0.413)
2006.year	0.907* (0.519)	0.152 (0.484)	0.389 (0.569)
2007.year	0.933 (0.703)	0.107 (0.653)	0.528 (0.741)
2008.year	0.199 (0.720)	-0.526 (0.655)	-0.405 (0.826)
2009.year	-0.634 (0.675)	-1.265** (0.592)	-1.658** (0.773)
2010.year	0.660 (0.733)	0.174 (0.648)	-0.116 (0.842)
2011.year	0.645 (0.731)	0.128 (0.582)	-0.0427 (0.858)
2012.year	0.631 (0.781)	-0.0168 (0.630)	-0.169 (0.865)
2013.year	0.366 (0.761)	-0.504 (0.628)	-0.509 (0.881)
RR(-1)	0.114*** (0.0368)		
ALMP		-0.660 (1.842)	
Centralization			2.238* (1.167)
EPR*Cent			-1.162** (0.535)
UD*Cent			0.00129

			(0.0122)
Constant	2.795	-0.816	1.103
	(8.809)	(10.66)	(7.895)
Observations	325	336	350
R-squared	0.719	0.639	0.675
Number of ctry2	25	24	25

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

A.6

	(4)	(4)	(5)	(5)	(6)
VARIABLES	FE 00-06	RE 00-06	FE 00-07	RE 00-07	FE 00-07
EPR	-3.800	-2.666**	-2.895	-0.960	
	(2.585)	(1.178)	(1.921)	(0.600)	
EPT	-0.108	0.00694	-2.071	1.116	
	(0.916)	(0.843)	(1.652)	(1.241)	
Tax	0.0446	0.0457	-0.0711	0.224**	0.113
	(0.136)	(0.0994)	(0.134)	(0.0908)	(0.171)
			-		
RR	0.0795	0.0456	0.000889	-0.0730*	-0.0737
	(0.0505)	(0.0290)	(0.0597)	(0.0401)	(0.0652)
		-			
UD	0.0300	0.0722**	0.771**	-0.0154	0.328
	(0.148)	(0.0329)	(0.323)	(0.0475)	(0.201)
			-	-	-
Ygap	-0.183	-0.193*	0.422***	0.649***	0.423***

	(0.107)	(0.111)	(0.0942)	(0.0832)	(0.101)
DCWB		-17.05**	47.06***	-6.686	44.46***
		(7.328)	(8.273)	(4.675)	(12.23)
CWB	-32.37**	-24.58*	43.85***	18.41**	71.70***
	(15.30)	(12.61)	(6.299)	(8.867)	(13.33)
EPR*DCWB	5.534	5.726**	0.884	0.490	
	(4.480)	(2.598)	(2.198)	(1.090)	
EPR*CWB	9.991**	7.594**	2.052	-0.793	
	(4.551)	(3.780)	(4.002)	(3.892)	
EPT*DCWB	-0.308	-0.249	2.077	-0.149	
	(1.229)	(1.162)	(1.663)	(1.340)	
			-		
EPT*CWB	0.437	0.250	15.69***	-4.952	
	(0.609)	(0.543)	(4.243)	(3.747)	
UD*DCWB	0.0614	0.163**	-0.640*	0.411**	-0.261
	(0.182)	(0.0726)	(0.326)	(0.191)	(0.299)
			-		-
UD*CWB	0.123*	0.0927*	0.341***	-0.148**	0.467***
	(0.0610)	(0.0478)	(0.0750)	(0.0642)	(0.0945)
Taks*RR	-0.00986	-0.00645	0.00417	0.00435	0.00466
	(0.00689)	(0.00480)	(0.00461)	(0.00486)	(0.00433)
EPR2					-2.679
					(1.967)
EPT2					0.0325
					(0.904)
EPR2*DCWB					0.791
					(1.843)
					-
EPR2*CWB					6.374***
					(2.049)
EPT2*DCWB					-1.566

					(2.228)
					-
EPT2*CWB					13.88***
					(2.936)
Constant	4.555	13.58*	-21.58	0	-16.25
	(6.858)	(7.364)	(13.01)	(0)	(10.01)
Observations	175	175	175	175	150
R-squared	0.378	0,3704	0.876	0,8039	0.882
Countries	25	25	25	25	25
