

Jong, broos en werkloos

*Een studie naar de conjuncturele en de structurele oorzaken
van de relatief hoge jeugdwerkloosheid in OECD-landen*

Bachelorscriptie

Economie en Bedrijfseconomie

Erasmus Universiteit Rotterdam

Erasmus School of Economics

Sectie Algemene Economie

Begeleider: dr. Y. Adema

Auteur: Danny Groenenberg

Examenummer: 321683

E-mail: 321683dg@student.eur.nl

Samenvatting

In deze paper onderzoeken we wat de conjuncturele en de structurele oorzaken zijn van de relatief hoge jeugdwerkloosheid ten opzichte van de totale werkloosheid in OECD-landen in de periode 1980-2008. Allereerst bevestigen we dat de jeugdwerkloosheid *supercyclisch* is: de jeugdwerkloosheid reageert *minstens* twee keer zo sterk op de conjunctuurcyclus als de werkloosheid van personen in de overige leeftijdscategorieën. Dit valt te verklaren doordat de jeugd relatief vaak onder een tijdelijk arbeidscontract werkt en bovendien oververtegenwoordigd is in banen in relatief conjunctuurgevoelige sectoren. Wat betreft de structurele verschillen, bevestigen we dat de jeugdwerkloosheid relatief hoog is in OECD-landen met een relatief hoog minimumloon. Opmerkelijk is het resultaat dat de jeugdwerkloosheid in de bestudeerde periode structureel relatief hoog lag in OECD-landen waar tijdelijke contracten een relatief belangrijke rol op de arbeidsmarkt spelen. We vinden geen bewijs dat de omvang van de (jeugd)werkloosheid wordt beïnvloed door de mate van werknemersbescherming. Geheel tegen de *insider-outsider theorie* in, vinden we dat de jeugdwerkloosheid relatief laag lag in OECD-landen waar een relatief groot deel van de werknemers lid is van een vakbond.

INHOUDSOPGAVE

A. Inleiding		Pagina 4 - 5
B. Literatuuroverzicht		Pagina 6 - 22
<i>B1. De gevolgen</i>	<i>Pagina 6 - 10</i>	
<i>B2. De oorzaken</i>	<i>Pagina 11 - 22</i>	
C. Empirische analyse		Pagina 23 - 43
<i>C1. Data</i>	<i>Pagina 23 - 31</i>	
<i>C2. Methodologie</i>	<i>Pagina 32 - 35</i>	
<i>C3. Resultaten</i>	<i>Pagina 36 - 43</i>	
D. Conclusie		Pagina 44 - 45
E. Literatuurlijst		Pagina 46 - 47
F. Appendix		Pagina 48 - 58

“Youth unemployment is a serious problem which governments must urgently tackle.”

Glenda Quintini (OECD-Economist; 2007)

“I am particularly worried about the rise in the number of young unemployed people.”

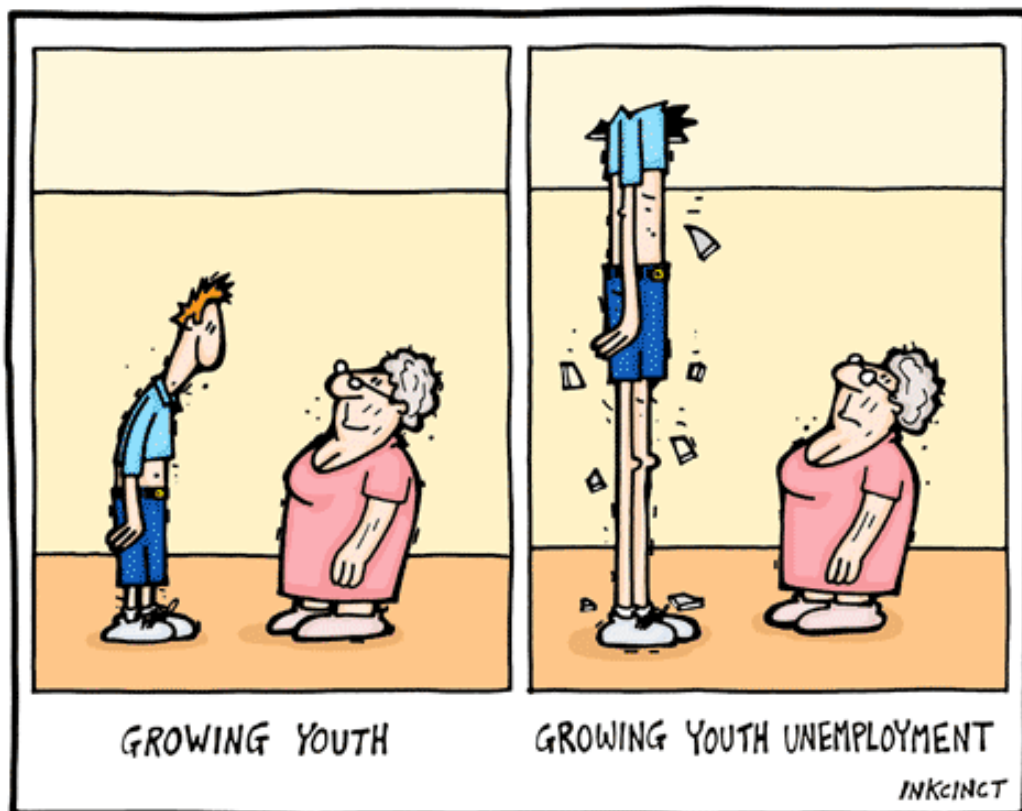
David Blanchflower (Labour Economist; 2008)

“This is yet more evidence of the devastating effect the recession is having on young people.”

Theresa May (Home Secretary; 2009)

“Companies are looking for someone to start and be very productive from the first minute on the job. During an economic downturn companies can find that without having to go to the youth workforce.”

Jeffrey A. Joerres (CEO Manpower; 2011)



A. INLEIDING

Er is een gezegde dat stelt dat in een periode van moeilijkheden de ware aard van een persoon naar boven komt.¹ Dit gezegde lijkt tevens op te gaan voor een economie: ten tijde van recessie worden bepaalde structurele problemen binnen een economie duidelijk(er) zichtbaar. We zien dit fenomeen duidelijk terug wanneer we de jeugdwerkloosheid in OECD-landen bestuderen: naast het feit dat het percentage jeugdige werklozen (*15-25 jaar*)² vrijwel altijd hoger ligt dan het totale werkloosheidscijfer³, lijkt de jeugdwerkgelegenheid ook nog eens extra zwaar te worden getroffen ten tijden van economische neergang. Zo is in de periode 2007-2009 de gemiddelde totale werkloosheid in OECD-landen met 2.5 procentpunt gestegen, terwijl de jeugdwerkloosheid over dezelfde periode met 5.9 procentpunt opliep (*Scarpetta et al. 2010, pp. 12*). Vraag blijft hoe we deze feiten kunnen verklaren. Hoe komt het dat de jeugdwerkloosheid structureel hoger ligt dan de totale werkloosheid? Is de jeugdwerkgelegenheid inderdaad relatief gevoelig voor de conjunctuur en zo ja, waarom? Moeten beleidsmakers en economen zich druk maken om de gevolgen van jeugdwerkloosheid? Wat zijn die gevolgen eigenlijk?

Om de sociale relevantie van dit onderwerp in beeld te brengen, beginnen we deze paper met het beantwoorden van de twee laatstgenoemde vragen: aan de hand van de literatuur geven we een overzicht van de (mogelijk) schadelijke gevolgen van jeugdwerkloosheid. We zullen ons hier met name richten op de gevolgen op microniveau. De (lange termijn) gevolgen voor de jeugdige zelf staan dus centraal, maar deze resultaten laten zich gemakkelijk vertalen naar het geaggregeerde macroniveau. Vervolgens geven we een literatuuroverzicht van de mogelijke oorzaken van de relatief hoge jeugdwerkloosheid ten opzichte van de totale werkloosheid. In deze sectie zullen we een duidelijk onderscheid maken tussen de oorzaken van de conjuncturele en de structurele verschillen.

¹ Bijvoorbeeld in geval van dronkenschap: *in vino veritas*.

² Wanneer we in deze paper de begrippen 'jeugd' of 'jongeren' gebruiken, dan doelen we steeds op personen in de leeftijdscategorie van 15 tot 25 jaar, tenzij dit anders is aangegeven. Zie voor een begrippenlijst *sectie 2 van de Appendix*.

³ Een persoon is werkloos wanneer hij/zij wil werken en actief op zoek is naar een baan, maar geen baan kan vinden. Studenten of andere personen die niet beschikbaar zijn voor betaald werk, worden niet beschouwd als werkloos wanneer ze geen baan hebben. De zogenaamde *discouraged workers* zitten niet in de werkloosheidscijfers inbegrepen. Zie de *secties 3 en 4 van de Appendix* voor een nadere uiteenzetting van het begrip werkloosheid en de problemen die met dit begrip gepaard gaan.

De wetenschappelijke relevantie komt naar voren in het tweede gedeelte van deze paper. De lezer zal zien dat er in de literatuur verschillende verklaringen gegeven worden voor de relatief hoge jeugdwerkloosheid, de vraag is echter of we deze verklaringen ook empirisch, in *OECD-landen* in de periode 1980-2008, waar te nemen zijn. Wanneer dit het geval is, is het bovendien interessant om na te gaan hoe deze verklaringen zich tot elkaar verhouden. Waar de meeste bestaande papers zich enkele richten op de totale werkloosheid of op de jeugdwerkloosheid, is de toevoeging van onze paper dat we een *vergelijking* maken tussen de effecten die de verschillende verklarende variabelen hebben op de omvang van de jeugdwerkloosheid en de totale werkloosheid. Aan de hand van een beschrijving van de bestaande literatuur en door het schatten van enkele eenvoudige lineaire regressiemodellen, beantwoorden we dan ook de volgende hoofdvraag:

Waarom is de jeugdwerkloosheid in OECD-landen, met name ten tijde van een economische recessie, zo hoog ten opzichte van de totale werkloosheid?

Het empirische gedeelte, *onderdeel C* van deze paper, valt in drie secties uiteen. Allereerst zullen we aan de hand grafische weergaves een beschrijving geven van de in de regressiemodellen gebruikte variabelen. Vervolgens geven we een beschrijving van de gehanteerde methodologie. In het laatste onderdeel, zullen we de empirische resultaten weergeven, interpreteren en zullen we enkele opmerkingen maken over de betrouwbaarheid van de gevonden resultaten.

We sluiten deze paper af met een korte conclusie waarin we een kernachtig antwoord geven op de hoofdvraag, bovendien zullen we aandacht besteden aan de beleidsimplicaties van de gevonden empirische resultaten en zullen we aangeven waar er mogelijkheden liggen voor verder empirisch onderzoek.

B. LITERATUUROVERZICHT

B1 - De gevolgen van jeugdwerkloosheid

Om na te gaan waarom het belangrijk is om dit onderwerp te bestuderen, is het noodzakelijk om duidelijk in beeld te brengen wat de schadelijke gevolgen van jeugdwerkloosheid kunnen zijn. Waarom moeten beleidsmakers zich druk maken om een relatief hoge en/of oplopende jeugdwerkloosheid? De gevolgen van jeugdwerkloosheid spelen op verschillende economische niveaus, in de literatuur ligt de focus op het microniveau, maar de gevolgen van jeugdwerkloosheid zijn relatief gemakkelijk te extrapoleren naar het geaggregeerde macroniveau.

B1.1 Fysieke en mentale gezondheidsklachten

Op microniveau kunnen allereerst mogelijke gezondheidsklachten worden genoemd: het is niet onwaarschijnlijk dat de gevolgen van werkloosheid gepaard gaan met fysieke en/of mentale klachten. Het onderzoeken van de *causale* relatie tussen werkloosheid (x) en de fysieke en mentale gezondheid (y), gaat echter al snel gepaard met wat men in de literatuur *selection bias* en *reverse causality* noemt: een persoon wordt waarschijnlijk (sneller) werkloos omdat hij/zij een slechte mentale en/of fysieke gezondheid heeft. Correctie voor dit verschijnsel is noodzakelijk, om betrouwbare uitspraken te kunnen doen over het *causale effect*, dat loopt van de werkloosheid naar de gezondheid van de werkloze.

Schmitz (2010) claimt dit causale effect naar boven te hebben gekregen: hij onderzoekt of deze causale relatie in Duitsland over de periode 1991-2008 waar te nemen is. Hiertoe maakt Schmitz gebruik van paneldata gebaseerd op enquêtes: de *German Socio-Economic Panel*. Het voordeel van deze data is dat er gecorrigeerd kan worden voor niet-observeerbare individuele effecten, zoals het hebben van een slechte lichamelijke conditie. Schmitz schat twee modellen om de effecten van *selection bias & reverse causality* aan te tonen: wanneer werkloosheid (x) als onafhankelijke variabele wordt gehanteerd, dan wordt er een significant negatief effect op de *gezondheidstevredenheid* (y_1) en de score voor mentale gezondheid (y_2) van de subjecten gevonden. Wanneer echter de werkloosheid als gevolg van het sluiten van een fabriek als *instrumentele variabele* wordt gebruikt, dan worden de gevonden relaties insignificant en wijzigt het teken.⁴ De conclusie is dat als er al een

⁴ Deze instrumentele variabele is bij uitstek geschikt om te corrigeren voor *reverse causality*: het subject en haar eigenschappen dragen in dergelijke gevallen immers niet bij aan het 'werkloos worden': bij de sluiting van een fabriek verliezen alle werknemers hun baan, ongeacht hun eigenschappen.

negatieve relatie is tussen werkloosheid en de gezondheid bestaat, dat deze relatie valt te verklaren door het feit dat personen met een zwakke gezondheid nu eenmaal sneller werkloos worden (reverse causality). Dit resultaat valt echter niet direct te extrapoleren naar andere OECD-landen: Duitsland heeft bijvoorbeeld een relatief gul systeem van werkloosheidsuitkeringen. Het gegeven dat gezinnen bij werkloosheid van de kostwinner(s) niet in grote financiële problemen hoeven te komen, kan een verklaring zijn voor de gevonden resultaten (Schmitz 2010, pp.77).⁵

Eliason en Storrie (2004) hebben een soortgelijk onderzoek uitgevoerd: ze bestudeerden het effect van het krijgen van ontslag op het sterftecijfer in Zweden in de periode 1983-1999. Ook in deze paper wordt gebruikgemaakt van het sluiten van een fabriek als verklarende variabele. De auteurs gebruiken een zeer uitgebreide dataset met informatie over sociaaleconomische kenmerken tot en met de medische geschiedenis van de subjecten. Deze informatie kan aan elkaar gekoppeld worden, doordat alle informatie op een soort *BSN-nummer* is geordend. De auteurs schatten een *propensity score weighted regression model*: het idee is dat groepen subjecten met dezelfde karakteristieken (*medisch, sociaaleconomisch en locatieel*) met elkaar vergeleken worden, maar dat de ene groep slachtoffer is geworden van een gedwongen ontslag in de periode 1987-1988 (*treatment group; 14.000 observaties*) en de andere groep niet (*control group; 165.000 observaties*). De vraag is nu, of de mortaliteit in de *treatment group* significant hoger is dan in de *control group*. De auteurs vinden dat in de periode tot vier jaar na het ontslag de mortaliteit in de groep mannen die zijn ontslagen, 44% hoger ligt dan in de groep mannen (met soortgelijke karakteristieken) die niet zijn ontslagen. Opvallend is dat het aantal zelfmoorden en het aantal gevallen van dood door alcoholgerelateerde ziekten, binnen de *treatment group*, tot in de periode van vier jaar na het ontslag, ongeveer twee keer zo groot is als in de *control group*. Daarnaast valt op dat de negatieve effecten op de gezondheid het grootst lijken te zijn voor de groep jongste subjecten (*in deze paper 25-34 jaar*). Wanneer we in ogenschouw nemen dat ook Zweden als een welvaartstaat te beschouwen is, moeten we tot de conclusie komen dat de gevonden negatieve gezondheidseffecten vooral lijken te ontstaan door factoren als stress, het verlies van status, het verlies van (werk)relaties en niet zozeer door een groot financieel verlies als gevolg van het 'werkloos worden' (*Eliason & Storrie 2004*).

⁵ In landen waar gezinnen tot de bedelstaf vervallen wanneer de kostwinner werkloos wordt, bestaat er wellicht wel een causale relatie tussen werkloosheid en de gezondheid van werklozen.

Het door *Eliason en Storrie (2004)* gevonden resultaat valt niet te rijmen met het argument dat werklozen, die leven in een welvaartstaat, het wel prettig vinden om werkloos te zijn. Dit argument wordt ook door *Clark en Oswald (1994)* ontkracht. Uit een analyse van de *British Household Panel Study* uit 1991, maken zij op dat werklozen in een significant slechtere mentale toestand verkeren. Tevens komen ze tot de conclusie dat ook jongeren de negatieve mentale effecten van werkloosheid ervaren, maar dat deze groep daar wel het minste last van lijkt te hebben. Ze verklaren dit resultaat door er op te wijzen dat jongeren in het algemeen vaker (korter) werkloos zijn en dat ze daardoor hun werkloosheid wellicht gemakkelijker kunnen accepteren.⁶

B1.2 De *scarring-effects* van jeugdwerkloosheid

Buiten de effecten op de mentale en fysieke gezondheid, is er onderzoek gedaan naar wat men in de literatuur de *scarring-effects* van werkloosheid noemt: heeft het feit dat een jeugdige vandaag de dag werkloos is, ook negatieve langetermijneffecten, bijvoorbeeld door demotivatie en/of door een hinderlijke onderbreking in de opbouw van menselijk kapitaal (*on the job learning*)?

Kletzer en Fairlie (2003) analyseren de arbeidsontwikkelingen van jongvolwassen mannen en vrouwen in de Verenigde Staten over de periode 1984-1993. De data, afkomstig van de *National Longitudinal Survey of Youth (NLSY)*⁷ bevat representatieve gegevens over de arbeidssituatie en de inkomens van 12.686 mannen en vrouwen in deze leeftijdscategorie. Aan de hand van deze data konden de onderzoekers uitspraken doen over de kans op ontslag per leeftijdscategorie en sekse⁸, bovendien kon men de langetermijneffecten van een ontslag meten: verdient een persoon die in *jaar 0* wordt ontslagen, enkele jaren later een significant percentage minder dan een persoon met soortgelijke karakteristieken, die niet werd ontslagen, gecorrigeerd voor de economische situatie? Deze vraag wordt beantwoord

⁶ Wellicht speelt ook mee dat de werkloosheid van een jeugdige, in een omgeving waar de jeugdwerkloosheid relatief hoog is, gemakkelijker wordt geaccepteerd door de sociale omgeving en dat de jeugdige daardoor minder sociale en mentale druk ervaart. Een andere plausibele verklaring is dat jongeren relatief weinig verantwoordelijkheden hebben en dat ze het zich daardoor relatief makkelijk (financieel) kunnen veroorloven om werkloos te zijn: hun *opportunity kosten* zijn relatief laag.

⁷ Enquêtes worden door de meeste economen als onbetrouwbaar bestempeld. Zeker wanneer er vragen met betrekking tot uurloon en inkomsten worden gesteld, lijkt wantrouwen op z'n plaats. Zo is het voorstelbaar dat subjecten de neiging hebben om hun uurloon en inkomsten als hoger op te geven dan ze daadwerkelijk zijn. Wanneer dit op een constante wijze gebeurt, lijkt dit voor de betrouwbaarheid van dit onderzoek echter geen groot probleem.

⁸ Hieruit blijkt dat jongeren een relatief grote kans op ontslag hebben, bovendien is de kans op ontslag groter naarmate subjecten minder opleiding hebben genoten.

door een regressiemodel te schatten, met als te verklaren variabele (y) de natuurlijke logaritme van het loon en als verklarende variabelen (x) tijdseffecten, *individuele fixed effects*, tijdsvariërende individuele effecten (met name leeftijd) en (interactie) dummyvariabelen die de effecten in de perioden voor en na het ontslag meten. Het idee is dat, wanneer de dummyvariabelen na het ontslag significant negatief zijn, dat dan het loon hoger *zou zijn* geweest, wanneer de betreffende jeugdige werknemer *niet zou zijn* ontslagen.⁹ De dummyvariabelen laten inderdaad een significant negatief resultaat zien: 1 jaar na ontslag, is het loon van jonge mannen (*in deze paper 16-25 jaar*), *gemiddeld ongeveer* 18,3% lager dan het loon van jonge mannen die niet zijn ontslagen, dit verschil is in het 5^e werkjaar na het ontslag nog steeds 9%. Wanneer *Kletzer en Fairlie* variabelen opnemen die corrigeren voor werkervaring, dan neemt het loonverlies niet heel sterk af. Dit impliceert dat het niet zozeer het gebrek aan ervaring is dat het loonverschil kan verklaren, maar dat we meer in de richting van relatief slechte *job-matches* en aan een *negatieve signaalfunctie* moeten denken.¹⁰

Een andere interessante vraag is of een persoon, die in de leeftijd van 15-25 jaar een periode werkloos is geweest, ook een grotere kans heeft om op latere leeftijd, zeg op tijdstip $t+1$, nogmaals werkloos te worden, *gegeven de karakteristieken van deze persoon, gegeven de sociale en economische omstandigheden ten tijde van jeugdwerkloosheid en gegeven de sociale en economische omstandigheden op tijdstip $t+1$* . Echt het pure effect van het 'als jeugdige werkloos zijn geweest' moet dus naar boven komen. Voor beleidsmakers is het antwoord op deze vraag van groot belang, want bestaat er inderdaad een dergelijk *scarring-effect*, dan kunnen beleidsmakers, door actief beleid te voeren om de jeugdwerkloosheid te verminderen, wellicht niet alleen de *huidige* kosten van de sociale zekerheid verlagen, maar ook de *toekomstige* kosten.

⁹ Het gaat hier dus om *hypothetische* effecten. De auteurs plotten ook het gemiddeld loon voor 5 perioden na het ontslag. Hieruit blijkt dat het gemiddeld loon over de tijd, voor de groep die op tijdstip t_0 ontslag heeft gekregen, nog steeds stijgt (*pp. 689*). Dit zegt echter niet heel veel, men weet immers niet hoe sterk het gemiddeld loon van deze groep *zou zijn* gestegen wanneer het ontslag *zou zijn* uitgebleven. Met behulp van het geschatte model proberen de auteurs hierover uitspraken te doen.

¹⁰ Een verklaring kan zijn dat jongeren die worden ontslagen weer relatief snel aan het werk willen en/of moeten. Hierdoor nemen ze banen aan die niet volledig bij hun vaardigheden aansluiten en verdienen ze, gezien hun vaardigheden, relatief weinig. Een andere verklaring is dat werkgevers een eerder ontslag als een negatief signaal opvatten: ze twijfelen aan de vaardigheden van de betreffende werknemer (*Kletzer en Fairlie, 2003, pp.683*).

Gregg (2001) analyseert deze problematiek in het Verenigd Koninkrijk voor een cohort geboren in 1958, met behulp van de *National Child Development Survey*. Gregg's uitgebreide dataset maakt het mogelijk om, doormiddel van een relatief technische statische analyse, de pure invloed van het *scarring-effect* te schatten. Uit deze analyse blijkt dat een extra 3 maanden van werkloosheid voordat de leeftijd van 23 jaar is bereikt, zorgt voor een extra 2 maanden van inactiviteit in de leeftijd van 28 tot 33 jaar. Van dit resultaat kan minder dan de helft verklaart worden door de controlevariabelen¹¹; daarmee wordt $1\frac{1}{3}$ van de extra maanden van inactiviteit in de leeftijd van 28 tot 33 jaar toegeschreven aan het pure *scarring-effect*.

B1.3 Conclusie

Of werkloosheid daadwerkelijk negatieve effecten heeft op de gezondheid van een werkloze is nog niet geheel duidelijk. Verschillende statistische problemen maken het lastig om met zekerheid te zeggen dat de gevonden resultaten als causaal mogen worden geïnterpreteerd. Over de gevolgen op macro-economisch niveau, bijvoorbeeld voor de uitgaven aan uitkeringen en gezondheidszorg, valt dan ook niet veel te zeggen. Het bestaan van zogenaamde *scarring-effects* lijkt minder omstreden en verdient de aandacht van beleidsmakers. Jeugdwerkloosheid lijkt negatieve effecten te hebben op de omvang van het toekomstige loon, bovendien lijkt het de kans op herhaalde werkloosheid te vergroten. Als beleidsmakers de omvang van de jeugdwerkloosheid kunnen terugbrengen, dan kunnen ze wellicht niet alleen de huidige druk op het sociale stelsel verminderen, maar ook de totale omvang van toekomstige werkloosheidsuitkeringen verkleinen.¹² Om er achter te komen hoe ze dit kunnen doen, is het noodzakelijk om te analyseren welke factoren bijdragen aan een relatief hoge jeugdwerkloosheid.

¹¹ De schoolprestaties en de achtergrond van de subjecten zijn hier voorbeelden van.

¹² En wellicht de inkomsten uit de inkomstenbelasting vergroten.

B2. De oorzaken van de relatief hoge jeugdwerkloosheid

Voor de mogelijke oorzaken van de relatief hoge jeugdwerkloosheid zijn verschillende verklaringen te geven. Wanneer we de literatuur over dit onderwerp bestuderen, dan valt op dat de relatief hoge jeugdwerkloosheid in OECD-landen zowel conjuncturele als structurele facetten lijkt te hebben. De jeugdwerkloosheid is eigenlijk altijd hoger dan de totale werkloosheid, maar tijdens een recessie loopt de jeugdwerkloosheid ook nog eens relatief snel op. Allereerst geven we een kort overzicht van de mogelijke conjuncturele oorzaken, in het tweede deel van deze sectie zullen de structurele oorzaken aan bod komen.

B2.1.1 Hoe conjunctuurgevoelig is de jeugdwerkloosheid?

Dat een werkgever, die wordt geconfronteerd met een daling van de effectieve vraag, soms wordt gedwongen om het personeelsbestand in te krimpen, lijkt inherent aan het systeem van vrije marktwerking. De negatieve relatie tussen de werkloosheid en de output van een economie (*het BBP*), werd al door *Arthur Okun (1928-1980)* beschreven en staat dan ook bekend als de *wet van Okun*. Formeel ziet deze wet er als volgt uit:

$$U - \bar{U} = -g(Y - \bar{Y})$$

Parameter g geeft in deze negatieve (empirische) relatie de verhouding tussen de *output gap*¹³ en de werkloosheid ten opzichte van de evenwichtswerkloosheid weer. Het idee is dat een relatief hoge productie gepaard gaat met een relatief lage werkloosheid (*Burda & Wyplosz 2005, pp. 285*). Deze relatie lijkt logisch en de richting van deze relatie wordt niet betwist. Wel is het mogelijk dat de sterkte van de beschreven relatie (g) heterogeen is. Het is bijvoorbeeld de vraag of jongeren relatief vaak het slachtoffer zijn van saneringen binnen ondernemingen en zo ja, waarom dit het geval is. Bovendien is het de vraag of de jeugdwerkgelegenheid, ten tijde van een recessie krimpt, doordat bedrijven relatief minder jongeren aannemen, of doordat ze de jongeren die al in dienst zijn, relatief vaak ontslaan.

Dit vraagstuk is voor de Nederlandse economie, in de periode 1993-2002, onderzocht door *Gielen en van Ours (2006)*. Door gebruik te maken van *matched worker-firm data*¹⁴ hebben zij kunnen onderzoeken hoe ondernemingen het aantal arbeidsplaatsen aanpassen over de

¹³ Veelal gedefinieerd als de afwijking van de reële productie ten opzichte van de trendgroei: $Y - \bar{Y}$

¹⁴ De onderzoekers hebben de beschikking over een dataset met daarin gegevens op bedrijfsniveau, zoals het totaal aantal banen en de samenstelling van deze banen. Daarnaast bevat de dataset informatie over bepaalde karakteristieken van de werknemers. Door deze aan elkaar te koppelen kan men analyseren of bepaalde leeftijdscategorieën relatief vaak werden ontslagen en/of relatief minder vaak werden aangenomen als gevolg van een economische neergang.

conjunctuurcyclus.¹⁵ Uit deze analyse blijkt dat ondernemingen vooral de instroom van nieuwe werknemers beperken ten tijde van recessie: als er al werknemers worden ontslagen, dan zijn dit voornamelijk de relatief jonge (*in deze paper: personen in de leeftijd tot 29 jaar*) en de relatief oude werknemers (*in deze paper: 50-jaar en ouder*). De voor ons belangrijkste conclusie uit deze paper is dat de werkgelegenheid van jonge werknemers relatief gevoelig lijkt te zijn voor de verschillende conjunctuurbewegingen. De jeugdwerkgelegenheid in Nederland beweegt sterk met de conjunctuurcyclus mee, maar de jeugd wordt, volgens de uitkomsten van dit onderzoek, over de conjunctuurcyclus *niet structureel* benadeeld. *Gielen en van Ours (2006)* stellen terecht dat de gevolgen van een recessie voor de jeugd *als groep* dus relatief meevallen; we hebben echter al besproken dat de *individuele* consequenties van jeugdwerkloosheid wel degelijk groot kunnen zijn.

In een soortgelijk onderzoek, uitgevoerd met kwartaaldata voor de VS in de periode 1950-1976, komen *Clark en Summers (1981)* tot dezelfde conclusie: de werkgelegenheid van jonge werknemers, in dit onderzoek met name de tieners, reageert relatief sterk op fluctuaties in de geaggregeerde effectieve vraag. In dit onderzoek maken *Clark en Summers* een duidelijk onderscheid tussen cyclische effecten op de participatiegraad en het werkloosheidspercentage¹⁶; beide relaties worden apart geschat door middel van een lineair regressiemodel. Binnen deze modellen wordt de variantie in het werkloosheidspercentage van mannen in de leeftijd van 35-44 jaar gebruikt als indicator voor de variantie in de effectieve vraag. Het gevonden resultaat, is dat het werkloosheidscijfer voor mannelijke tieners in de bestudeerde periode met 2,6 procentpunt daalde, wanneer het werkloosheidspercentage van mannen in de leeftijd van 35-44 jaar met 1 procentpunt daalde. Ook binnen de groep 20-24-jarige mannen is het gevonden effect van een daling van de 'effectieve vraag' van 1 procentpunt op het werkloosheidscijfer relatief groot: de werkloosheid neemt binnen deze groep gemiddeld met ongeveer 2,3 procentpunt toe. (*Clark & Summers 1981, pp. 68*). Terwijl de groep tieners nog geen 10 procent van de populatie uitmaakten, was deze groep verantwoordelijk voor ongeveer 25 procent van de variantie in de werkgelegenheidsratio over de conjunctuurcyclus (*Clark & Summers 1981, pp. 70*).

¹⁵ De data is zo gedetailleerd dat de auteurs de mogelijkheid hadden om de effecten van drie verschillende 'conjunctuurcycli' te onderzoeken: er wordt een onderscheid gemaakt tussen een verandering in de werkgelegenheid op nationaal, sectoraal en bedrijfsniveau.

¹⁶ Het idee is dat het werkloosheidspercentage een vertekend beeld van de conjuncturele effecten kan geven. Ten tijde van economische neergang zal het werkloosheidspercentage relatief hoog zijn. Dit wil echter niet per definitie zeggen dat wanneer de economie weer aantrekt het werkloosheidspercentage zal gaan dalen. Het kan namelijk zo zijn dat de economische voorspoed nieuwe participanten op de arbeidsmarkt aantrekt en dat er niet voor al deze nieuwe participanten werk beschikbaar is. Zie *sectie 3 van de Appendix* voor een verdere uitleg van deze problematiek.

B2.1.2 Waardoor is de jeugdwerkloosheid relatief conjunctuurgevoelig?

De jeugdwerkloosheid lijkt dus inderdaad relatief sterk te reageren op de conjunctuurcyclus, het lijkt dan ook terecht dat sommige auteurs de jeugdwerkloosheid *supercyclisch* noemen (Ryan 2001, pp.51). De eerdergenoemde papers geven echter geen duidelijk antwoord op de vraag *waarom* de jeugdwerkgelegenheid relatief sterk samenhangt met de conjunctuurcyclus. *Gielen en van Ours (2006)* bieden echter wel een aanknopingspunt: één van de resultaten uit dit paper is namelijk dat de jeugdwerkgelegenheid relatief sterk reageert op veranderingen in de geaggregeerde vraag op nationaal en sectoraal niveau. Dit resultaat lijkt er op te wijzen dat de jeugdwerkgelegenheid ten tijde van recessie vooral terugloopt als gevolg van voor de ondernemingen exogene/oncontroleerbare oorzaken. Dit resultaat valt te verklaren door het feit dat de jeugd in bepaalde economische sectoren sterk oververtegenwoordigd is. *Blanchflower en Freeman (2000, pp.48)* tonen aan dat de jeugd relatief vaak in de in de sectoren gezondheidszorg, horeca, bouw en verkoop/handel actief is. Vooral de drie laatstgenoemde sectoren staan bekend als zeer conjunctuurgevoelig.

Een andere verklaring voor de waarneming dat de jeugdwerkloosheid relatief conjunctuurgevoelig is, is het feit dat jeugdigen relatief vaak een tijdelijk arbeidscontract hebben (*Scarpetta et al. 2010, pp.6*). Werknemers hebben twee hoofdmotivaties om een jeugdige een tijdelijk contract aan te bieden. De eerste is dat tijdelijke contracten kunnen worden gebruikt als een vorm van *screening*: zeker in landen waar de vaste werknemers sterk worden beschermd, zullen werkgevers hun werknemers eerst goed op hun geschiktheid willen testen, alvorens ze een vast contract aanbieden. Ten tweede kan een werkgever veel flexibeler met een tijdelijke werknemer omgaan: werknemers met een tijdelijk arbeidscontract genieten over het algemeen minder ontslagbescherming, hetgeen de kosten van ontslag voor de werkgever relatief laag houdt. Aanpassing van het personeelsbestand over de conjuncturele cyclus gaat dan ook gemakkelijker als een werkgever relatief veel werknemers in tijdelijke dienst heeft (*Cockx & Picchio, 2009*). Van deze tweede motivatie zullen de relatief jongere werknemers, omdat ze nu eenmaal relatief vaak een tijdelijk contract hebben, ten tijde van economische neergang voornamelijk het slachtoffer worden.

Werkgevers hebben daarnaast ook rationele argumenten om de relatief oude werknemers te behouden, dit heeft alles te maken met het verschil in de opbouw van wat men in de literatuur *firm-specific human capital* noemt (*Gielen & Van Ours 2006, pp.494*). Het idee is dat de relatief oude werknemers bepaalde vaardigheden hebben aangeleerd, bijvoorbeeld doordat de werkgever het personeel bepaalde cursussen heeft laten volgen en/of simpelweg door *on-the-job learning*. Het kenmerk van *firm-specific human capital* is dat deze vorm van menselijk kapitaal buiten het bedrijf waardeloos is (*Lazear & Gibbs, 2009*). Heeft een

werknemer bepaalde *voor de specifieke werkgever* zeer nuttige vaardigheden, dan wil de werkgever maar al te graag de betreffende werknemer in dienst houden. Voor de werkgever is het dan ook rationeel om, gegeven het salarisniveau van de betreffende werknemers, afscheid te nemen van het personeel met de minste *firm-specific human capital*. Het is waarschijnlijk dat dit de personeelsleden met de minste ervaring *bij de onderneming* zullen zijn en de relatief jonge werknemers zullen een groot aandeel in deze groep hebben.¹⁷

B2.1.3 Conclusie

Wanneer we ons realiseren dat jeugdigen relatief vaak in conjunctuurgevoelige sectoren werken en bovendien ook vaak een tijdelijk arbeidscontract hebben, is het niet vreemd dat de jeugdwerkloosheid relatief sterk reageert op de conjunctuercyclus. Als de werkgevers *kunnen* kiezen, dan hebben ze ook een rationeel argument om op grond van verschillen in (*firm-specific*) *human capital* de wat meer ervaren werknemers binnen het bedrijf te houden. Ook zou kunnen meespelen dat in bepaalde OECD-landen werknemers (nog steeds) worden ontslagen op basis van het *LIFO-principe*: de werknemer die het laatste is aangenomen, moet ook het eerste er weer uit wanneer het personeelsbestand moet worden gereduceerd. Het lijkt waarschijnlijk dat de jeugdige instromers op de arbeidsmarkt relatief veel hinder ondervinden van een dergelijk systeem.

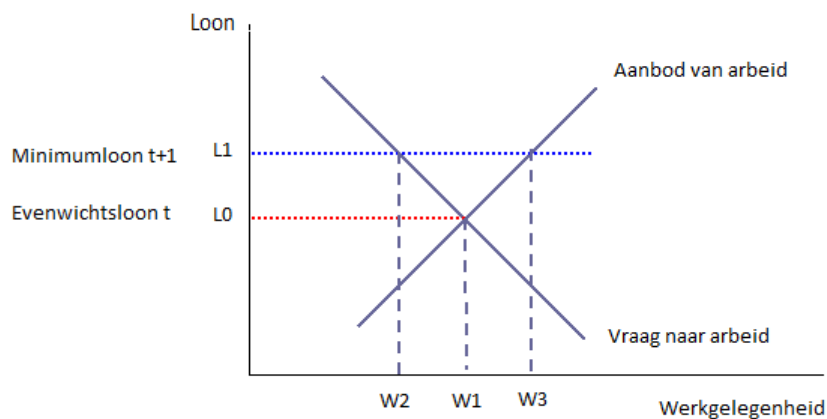
¹⁷ Deze bewering rust op een tweetal assumpties: 1. De relatief nieuwe werknemers bij de onderneming zijn vooral jonge werknemers; er is echter ook een groep oudere werknemers die van werkgever verandert. 2. De werkgever heeft de keuze wie hij/zij ontslaat; er zijn geen wettelijke restricties. Deze wettelijke restricties zijn er in Nederland bij massaontslagen wel, hier geldt het zogenaamde *afspiegelingsbeginsel*: per functie moet er per *leeftijdscategorie* evenredig/representatief worden ontslagen. Echter kan de werkgever werknemers met bijzondere vaardigheden van deze regel uitsluiten (*Loonstra & Zondag, 2010*).

B2.2 Structurele oorzaken

B2.2.1 Het effect van een minimumloon

Naast de conjuncturele verschillen tussen de totale en de jeugdwerkloosheid, zijn er ook bepaalde structurele verschillen. Minimumlonen zijn, in theorie, een oorzaak van een relatief hoge (jeugd)werkloosheid. Het idee is dat het prijsmechanisme, of in dit geval het 'loonmechanisme', niet goed haar werk kan doen. Zie voor een grafische weergave van het effect van een minimumloon *Figuur B2.2.1*. Een werkgever zou op basis van *perfecte werking van vraag en aanbod op de arbeidsmarkt* maximaal een loon van hoogte L_0 willen betalen, maar door een wettelijke regeling wordt de werkgever verplicht om minimaal het hogere L_1 aan de werknemers te betalen. Het idee is dat de werknemer door de invoering van een minimumloon een prikkel krijgt om de nu duurdere productiefactor arbeid te vervangen door kapitaal (de vraag daalt van W_1 naar W_2). Daarnaast kan een (hogere) minimumloon een prikkel zijn voor (potentiële) werknemers om (meer) arbeid aan te gaan bieden (het aanbod stijgt van W_1 naar W_3): het (hogere) minimumloon ligt boven de *reservation wage*¹⁸ van deze werknemers (*Borjas 2010, pp.41*). Deze twee effecten kunnen er voor zorgen dat er een werkloosheid ontstaat met een omvang van E_3-E_2 .¹⁹

Figuur B2.2.1: Het theoretische effect van een minimumloon (*bewerking van <http://tutor2u.net>*)



¹⁸ Het *reservation wage* is het loon waarbij een werknemer indifferent is tussen werken en niet werken.

¹⁹ Overigens is het niet zo dat er in een perfecte werkende arbeidsmarkt geen werkloosheid zal bestaan. Frictiwerkloosheid, werkloosheid in de periode dat men 'tussen banen zit', kan ook in een perfect werkende arbeidsmarkt niet worden voorkomen. Er wordt zelfs beargumenteerd dat deze vorm van werkloosheid productief is: het zoeken naar de meest productieve *match* tussen werknemers en werkgevers vergt nu eenmaal tijd (*Borjas, 2010, pp.504*)

Een minimumloon wordt over het algemeen ingesteld om de participanten met een relatief zwakke positie op de arbeidsmarkt tegen uitbuiting te beschermen. Tot deze groep behoren ook zeker de jeugdigen en dan met name de jeugdigen zonder (voldoende) opleiding. Het idee is dat deze groep relatief weinig productief is; als ze naar hun productiviteit betaald zouden worden, dan zou dit tot onmenselijke situaties kunnen leiden (*Burda & Wyplosz 2005, pp.88*). Maar juist de relatief lage productiviteit, in combinatie met een relatief hoog minimumloon, kan ervoor zorgen dat de jeugdwerkloosheid relatief hoog is.

Dit verschijnsel is uitgebreid onderzocht in een invloedrijk paper van *Neumark & Wascher (2004)*. De analyse richt zich op de relatie tussen de jeugdwerkgelegenheid (y) en het minimumloon in de periode 1975-2000 voor 17 OECD-landen (x). Doordat er in deze studie gebruikgemaakt wordt van paneldata, kan de variantie in minimumlonen en jeugdwerkgelegenheid tussen landen geanalyseerd worden, terwijl er kan worden gecontroleerd voor effecten die de jeugdwerkgelegenheid op nationaal niveau beïnvloeden. *Neumark & Wascher* schatten verschillende modellen; de meest uitgebreide met *country fixed effects* die corrigeren voor niet-waarneembare geografische verschillen, een tijdtrend en *year fixed effects* die corrigeren voor niet-waarneembare verschillen over de tijd. De conclusie is dat het hanteren van een minimumloon²⁰ een zeer nadelig effect heeft op de jeugdwerkgelegenheid: de geschatte elasticiteit van het minimumloon varieert over de verschillende modellen van -0.13 tot -0.30 . De interpretatie van de minst sterke relatie, die volgt uit het meest uitgebreide model, is als volgt: een stijging van 1 procentpunt van de ratio $\frac{\text{minimumloon}}{\text{gemiddeld loon}}$ zorgt, gecorrigeerd voor overige factoren, *gemiddeld ongeveer* voor een daling van de jeugdwerkgelegenheid met 13 procentpunt. Uit de breedte van het interval blijkt hoe belangrijk het is om te corrigeren voor bepaalde karakteristieken van de nationale arbeidsmarkt: verschillen in werknemersbescherming, variatie van het minimumloon over leeftijdsgroepen en/of sectoren, nationale stimuleringsprogramma's voor (jeugd)werkgelegenheid en de wijze van vaststelling van het minimumloon, kunnen het effect van het minimumloon op de (jeugd)werkgelegenheid in beide richtingen beïnvloeden en daarmee een vertekend beeld geven van de werkelijke relatie tussen het minimumloon en de (jeugd)werkloosheid. Zo komen *Neumark & Wascher* tot de conclusie dat een relatief hoge werknemersbescherming, in combinatie met een actief arbeidsmarktbeleid van de overheid,

²⁰ De auteurs gebruiken de ratio $\frac{\text{minimumloon}}{\text{gemiddeld loon}}$. Het idee is dat algemene economische condities in een land invloed kunnen hebben op de hoogte van het minimumloon. Het gemiddeld loon corrigeert voor dit effect.

de negatieve effecten van een minimumloon kunnen compenseren en zelfs het teken van de gevonden relatie kan doen wijzigen.²¹

Een tekortkoming van dit onderzoek is dat er, door gebrek aan data, geen onderscheid gemaakt kon worden tussen het jeugdminimumloon en het algemene minimumloon; de auteurs proberen toch iets over de impact van dit verschil te zeggen, door gebruik te maken van dummyvariabelen.²² Uit deze analyse blijkt dat OECD-landen met een subminimumloon voor de jeugd, een significant hogere jeugdwerkgelegenheid kennen (*Neumark & Wascher 2004, pp.242*)

Het blijft de vraag of de sterkte van de relatie tussen het minimumloon, de jeugdwerkgelegenheid en de totale werkgelegenheid significant verschillend is. Dit is een vraag die lastig te beantwoorden blijkt, vooral omdat er in de literatuur geen eenduidig antwoord lijkt te bestaan op de vraag wat (de omvang van) het effect van een minimumloon op de *totale werkgelegenheid* precies is (*Stewart 2002*). *Stewart (2002)* onderzocht dit door handig gebruik te maken van de *impactverschillen* van het instellen van een nationaal minimumloon in de UK in 1999. Het idee is dat de werkgelegenheid, in regio's waar relatief veel personen voor 1999 onder het minimumloon verdienden, relatief sterk zou moeten teruglopen ten opzichte van gebieden waar maar een relatief klein percentage van de werknemers onder het nieuw ingestelde minimumloon verdiende. Deze vorm van *differences-in-differences analyse* laat echter geen significante relatie tussen het invoeren van een nationaal minimumloon en de werkgelegenheid zien, ook niet wanneer er op de jeugdwerkgelegenheid (*in deze paper 18-21-jarigen*) of op de werkgelegenheid van andere kwetsbare groepen wordt gefocust. Dit resultaat geeft eens te meer aan hoe complex de arbeidsmarkt in elkaar steekt: het is lastig om het pure effect van het minimumloon op de werkgelegenheid naar boven te krijgen; het gevonden effect hangt bovendien sterk af van de specificatie van het gehanteerde model.²³

²¹ In sommige van deze landen vinden de auteurs dan ook een klein significant positief effect van het minimumloon op de jeugdwerkgelegenheid (*Neumark & Wascher 2004, pp.242*). Vooral het resultaat dat werknemersbescherming positief kan uitpakken is opvallend. De auteurs geven aan dat dit wellicht komt doordat het ontslaan van werknemers voor de werkgevers duurder wordt en dat daardoor meer werkgelegenheid behouden blijft. Deze verklaring lijkt echter niet heel sterk: men zou immers verwachten dat werkgevers op dergelijke hoge ontslagkosten anticiperen.

²² Er kan, met het gebruik van *dummy's*, echter niets gezegd worden over de *omvang* van het effect van een subminimumloon.

²³ En van het niveau van analyse, zie *Van Soest (1994)*

B2.2.2 Het effect van werknemersbescherming

Wanneer we in de literatuur op zoek gaan naar de empirische effecten van de overige starheden op de arbeidsmarkt, zoals bijvoorbeeld de mate van werknemersbescherming, dan valt op dat er ook hier geen consensus bestaat. We hebben al besproken dat *Neumark & Wascher (2004)* concluderen dat werknemersbescherming de negatieve impact van een minimumloon op de werkgelegenheid kan compenseren. Dit moet dan echter vooral zijn door de bescherming van *de insiders*; de werknemers *die al een baan hebben*. Zij krijgen een bepaalde bescherming tegen ontslag, doordat het voor de werkgever relatief *kostbaar* is om ontslag te geven. Werkloosheid ontstaat echter niet alleen door het verlies van een baan, maar ook door het (nog) niet kunnen vinden van een baan. Personen in de laatste groep, *de outsiders*, kunnen de negatieve effecten ondervinden van werknemersbescherming, simpelweg doordat werkgevers er rekening mee houden dat ze, wanneer ze de betreffende werknemer aannemen en ze in een latere periode weer van hem/haar afwillen, relatief hoge (ontslag)kosten moeten maken. Jongeren zijn logischerwijs oververtegenwoordigd in de groep *outsiders*, simpelweg omdat er elke periode een groep jongeren van school/studie naar de arbeidsmarkt stroomt (*Lazear 1990, pp.724*). Vanuit theoretisch oogpunt, is het geaggregeerde effect van werknemersbescherming, de *voordelen voor insiders* tegenover de mogelijke *nadelen voor outsiders*, op de werkgelegenheid dubbelzinnig en dus zullen we moeten vertrouwen op empirische resultaten.

Lazear (1990) heeft, aan de hand van een paneldataset met 667 observaties, het effect van werknemersbescherming op de werkgelegenheid en werkloosheid empirisch onderzocht in de Verenigde Staten in de periode 1956-1984. Als benadering voor de mate van ontslagbescherming, werden de hoogte van de ontslagkosten voor de werkgever en de meldplicht van de werkgever bij een aankomend ontslag gebruikt. De ontslagbescherming kent echter niet veel variantie *binnen* de staten van de VS, maar varieert juist *tussen* de staten. Een vergelijking tussen staten levert echter al snel onbetrouwbare resultaten op, omdat bijna niet kan worden voorkomen dat andere structurele kenmerken die van invloed zijn op de omvang van de (jeugd)werkloosheid worden meegenomen. *State fixed effects* kunnen niet worden opgenomen in de regressievergelijking, omdat dan ook de variantie in de ontslagbescherming *tussen landen* wegvalt.²⁴ Wel is er een variabele in het model opgenomen die corrigeert voor economische groei: het idee is dat ontslagkosten een groter effect kunnen hebben in een periode van recessie, dan in een periode van

²⁴ In het empirische gedeelte zal de lezer merken dat wij tegen hetzelfde probleem zijn aangelopen.

hoogconjunctuur.²⁵ Om te corrigeren voor statistische problemen, als gevolg van het niet opnemen van *state fixed effects*, wordt een *GLS-model geschat*. De resultaten tonen dat, in een economie met een jaarlijkse groei van het BBP van 1 procent, een stijging van de ontslagkosten met een 3-maanden salaris voor de betreffende ontslagen werknemer, zorgt voor een daling in de ratio $\frac{\text{Werkenden}}{\text{Populatie}}$ van gemiddeld ongeveer 1,08 procentpunt. Dit terwijl het negatieve effect op het werkloosheidspercentage 0,3 procentpunt bedraagt. Deze effecten lijken klein, maar in absolute zin betekende een daling van de ratio $\frac{\text{Werkenden}}{\text{Populatie}}$ met 1 procentpunt in 1990 voor de VS, een verlies van meer dan een miljoen banen. Wanneer er wordt gedifferentieerd naar leeftijdsgroepen, dan lijkt er bovendien bewijs gevonden te worden dat de jeugdwerkgelegenheid door deze vormen van werknemersbescherming disproportioneel benadeeld wordt.

Deze disproportionele benadeling kunnen we wellicht verklaren door het feit dat jeugdige toetreders op de arbeidsmarkt hun competenties op de werkvloer nog niet hebben kunnen aantonen: het bestaan van informatieasymmetrie, in combinatie met relatief hoge ontslagkosten, is niet in het voordeel van deze jonge toetreders.²⁶ Dit geldt met name voor de groep jeugdigen die zonder (voldoende) opleiding de arbeidsmarkt betreden, zij missen ook de signaalfunctie van het voltooien van (goed) onderwijs. Zo toont *Ryan (2001)* aan, dat jongeren zonder een diploma uit het *upper secondary education*²⁷, relatief vaak werkloos zijn ten opzichte van jongeren die wel deze vorm van onderwijs wel hebben afgerond.²⁸ Dit *signaalargument* en de meeste andere in dit literatuuroverzicht aan bod gekomen factoren, komen terug in de toepassing van het zogenaamde *lemon principle (Akerlof, 1970)* op de arbeidsmarkt. We sluiten dit onderdeel van het literatuuroverzicht daarom af met de behandeling van dit principe.

²⁵ Het idee is dat werkgevers zich ten tijde van hoogconjunctuur minder bezig zullen houden met eventuele toekomstige ontslagkosten; er moet *nu* geproduceerd worden.

²⁶ Dit probleem kun je als overheid voorkomen, door zo min mogelijk restricties op te leggen aan het flexibel contracteren. Dit maakt de jeugdwerkgelegenheid wellicht conjunctuurgevoeliger, maar men vermindert de structurele problemen er mogelijk mee.

²⁷ Dit onderwijsniveau valt te vergelijken met wat in Nederland een *startkwalificatie* wordt genoemd: het afgerond hebben van VWO of MBO of hoger.

²⁸ Andere problemen betreffen de *match* tussen de vaardigheden die een onderneming vraagt en de vaardigheden die een jeugdige heeft. Het hebben van een opleiding is geen voldoende voorwaarde voor een succesvolle overgang van school naar werk, de opleiding moet ook gewaardeerd en gevraagd worden door de arbeidsmarkt.

B2.2.3 Het *lemon principle* toegepast op de arbeidsmarkt

Het oorspronkelijke idee van het *lemon principle* spitst zich toe op de markt voor tweedehands auto's en verklaart waarom nieuwe auto's zoveel in verkoopwaarde verliezen wanneer ze 'de showroom uit worden gereden'. De verklaring voor dit fenomeen heeft alles te maken met *adverse selection* als gevolg van *informatieasymmetrie*. Dit principe kan ook worden toegepast op de arbeidsmarkt, maar wel met één belangrijk verschil: de *prijs* op de arbeidsmarkt is relatief star. De meeste papers die dit doen zijn relatief technisch, zie bijvoorbeeld *Kugler & Saint-Paul (2000)* en *Gibbons & Katz (1991)*. Het basisidee is echter redelijk eenvoudig en volgt uit een aantal plausibele veronderstellingen (*gebaseerd op Kugler & Saint-Paul 2000*):

De basisveronderstelling is dat de bestuurders van ondernemingen streven naar een zo hoog mogelijke winstgevendheid. Om dit doel te bereiken, willen ze zo productief mogelijke werknemers aanstellen, tegen een zo laag mogelijk loon. De lonen van de werknemers worden echter vastgesteld op basis van de *gemiddelde* productie van de groep waartoe de individuele werknemer behoort. Het is voor de werkgever niet mogelijk of niet rendabel om het loon vast te stellen op basis van individuele productie. De werkgever is bovendien niet volledig flexibel in de vaststelling van het loon en het personeelsbestand; hij/zij heeft te maken met minimumlonen, werknemersbescherming, vakbonden en andere starheden op de arbeidsmarkt. Als de productie van de onderneming terugloopt, of de onderneming om andere redenen het personeelsbestand wil inkrimpen, dan loont het, gezien het voorgaande, om de minst productieve arbeiders te ontslaan. De huidige werkgever van een werknemer weet beter wat de kwaliteiten van een werknemer zijn, dan een eventuele toekomstige, andere werkgever. Een ontslag geeft daardoor een negatief signaal over de (vaardigheden van de) betreffende werknemer af aan potentiële, toekomstige werkgevers.²⁹

Door dit alles, valt het te verwachten dat de *pool* van werklozen veel incompetente werknemers bevat, de zogenaamde *lemons*. Ondernemingen nemen hierdoor een risico wanneer ze een werkloze aanstellen; er is een relatief grote kans dat de betreffende werknemer een *lemon*, een werknemer met een relatief lage productiviteit, blijkt te zijn. Hoe hoger de werknemersbescherming, des te groter zijn de financiële gevolgen voor de werkgever wanneer ze een werkloze aanstelt die een *lemon* blijkt te zijn: de kosten om van de *lemon* af te komen zijn dan immers relatief groot. Zo bekeken, kan

²⁹ Van deze negatieve signaalfunctie is geen sprake wanneer het een collectief ontslag betreft: de eigenschappen van de werknemer hebben dan immers niet bijgedragen aan het ontslag.

werknemersbescherming zeer nadelig uitpakken voor de groep *outsiders*. Jeugdigen hebben logischerwijs een significant aandeel in deze groep.

Met deze theorie kunnen we bovendien verklaren waarom jeugdigen relatief vaak een tijdelijk contract hebben; de werkgever wil de bekwaamheid van de jeugdige werknemer grondig testen, alvorens ze tot het aanbieden van een vaste aanstelling overgaat. Dit geldt zeker in landen waar een relatief sterke werknemersbescherming geldt. De werkgelegenheid van jeugdigen is hierdoor wellicht extra gevoelig voor de conjunctuur, maar het alternatief lijkt, op basis van deze theorie, nog minder aantrekkelijk. Bovendien hebben we opgemerkt dat jongeren veelal relatief weinig (*firm-specific*) *human capital* hebben, dit kan een reden zijn waarom zij het eerst *geslactofferd* worden wanneer de onderneming moet/wil inkrimpen. De ratio $\frac{\text{productiviteit (per } t)}{\text{loon (per } t)}$ ligt voor veel jeugdigen relatief laag en de werkgever is, zeker in landen waar er een relatief hoog minimumloon geldt, beperkt in de mogelijkheid om dit 'probleem' op te lossen door een lager loon uit te betalen.

Dit verklaart ook waarom bepaalde groepen jeugdigen structureel werkloos zijn: deze jeugdigen hebben geen (geschikte) opleiding en omdat ondernemingen nu eenmaal niet altruïstisch zijn, zit deze groep vast in een vicieuze cirkel. Werkgevers vinden de kans te groot dat een werknemer uit deze groep een *lemon* is en hoe meer restricties er zijn op het flexibel contracteren, des te groter we verwachten dat dit probleem is. Het lijkt voor een werkgever dan ook rationeel om op zoek te gaan naar een werknemer die zijn vaardigheden al ruimschoots heeft bewezen. *Kugler & Paul (2000)* tonen aan dat werkgevers inderdaad op een dergelijke wijze handelen. Zij concluderen dat in Spanje, een land met een relatief hoge werknemersbescherming, de kans dat een werkloze een baan vindt, ten opzichte van de kans dat een werkende een *andere* baan vindt, gemiddeld ongeveer 13,6% lager is dan in de Verenigde Staten, een land met een relatief lage werknemersbescherming. Of dit resultaat sterker is voor jeugdigen, is tot op heden nog onduidelijk.

B2.2.4 Conclusie

Op basis van economische theorie en de literatuur hebben we laten zien dat het waarschijnlijk is dat de jeugdwerkloosheid door allerlei starheden op de arbeidsmarkt structureel relatief hoog is ten opzichte van de totale werkloosheid. De separate effecten van deze starheden zijn echter niet makkelijk empirisch naar boven te krijgen en dit verklaart waarom er in de literatuur over bepaalde (causale) invloeden op de (jeugd)werkgelegenheid nog steeds geen consensus bestaat.

We hebben niet de illusie dat we alle mogelijke oorzaken aan bod hebben laten komen. Zo stelt de populaire media nogal eens dat de internationale handel³⁰ en de toestroom van immigranten³¹ een oorzaak zijn van het bestaan van een relatief hoge (jeugd)werkloosheid. Een ander in de literatuur betwist punt, betreft de vraag of de omvang van de jeugdpopulatie een significante invloed heeft op de hoogte van de jeugdwerkloosheid (*Jimeno & Rodríguez-Palenzuela 2004, pp.7*) Bovendien hebben we de invloed van vakbonden niet nader geanalyseerd. Ook de invloed van vakbonden brengt, volgens economische theorie, het zogenaamde *insider-outsider* probleem met zich mee (*Lindbeck & Snower, 2002*). Welke relatie er bestaat tussen de vakbondsinvloed in een OECD-land en de omvang van de (jeugd)werkloosheid, zullen we empirisch testen in het tweede onderdeel van deze paper.

³⁰ Op de korte termijn lijkt er inderdaad meer werkloosheid te ontstaan door een toename van de internationale handel, dit lijkt echter geen structureel probleem. Zie bijvoorbeeld *Dutt et al. (2008)* voor deze discussie.

³¹ Dit argument staat in de literatuur bekend als de *lump of labour fallacy*. Personen die dit argument gebruiken veronderstellen een statische hoeveelheid werkgelegenheid in een economie (*zero-sum game*). Zij vergeten echter dat immigranten ook in hun behoeften moeten voorzien en dat hiervoor ook geproduceerd en dus gewerkt zal moeten worden.

C. EMPIRISCHE ANALYSE

We hebben in het literatuuroverzicht gezien dat er verschillende oorzaken genoemd kunnen worden voor het verschil in de omvang van de jeugd- en de totale werkloosheid. In deze sectie bekijken we of deze verklaringen ook empirisch waar te nemen zijn en gaan we na of de jeugdwerkloosheid anders reageert op deze verklaringen dan de totale werkloosheid. We hanteren daarom steeds twee te verklaren variabelen: het percentage jeugd- en totale werkloosheid. We starten met een beschrijving van de dataset.

C1. Data

We hebben gebruikgemaakt van een dataset met gegevens verzameld van *OECDstat*. We hanteren een *paneldataset*, waarin de huidige OECD-landen vertegenwoordigd zijn.³² Voor de meeste variabelen hebben we waarnemingen in de periode 1980-2008, we hebben echter niet voor elke variabele waarnemingen voor deze gehele periode en/of voor alle OECD-landen: onze dataset is *ongebalanceerd*. Voor een kernachtige, cijfermatige beschrijving van de verschillende variabelen, verwijzen we de lezer naar *sectie 5 van de Appendix*.

Voor de onderstaande grafische weergaves hebben we een selectie van OECD-landen voor een bepaald jaar of bepaalde jaren gemaakt. Achter de tussenkopjes hebben we steeds de codenaam geplaatst waarmee de betreffende variabele in de correlogram en de regressieanalyses verschijnt.

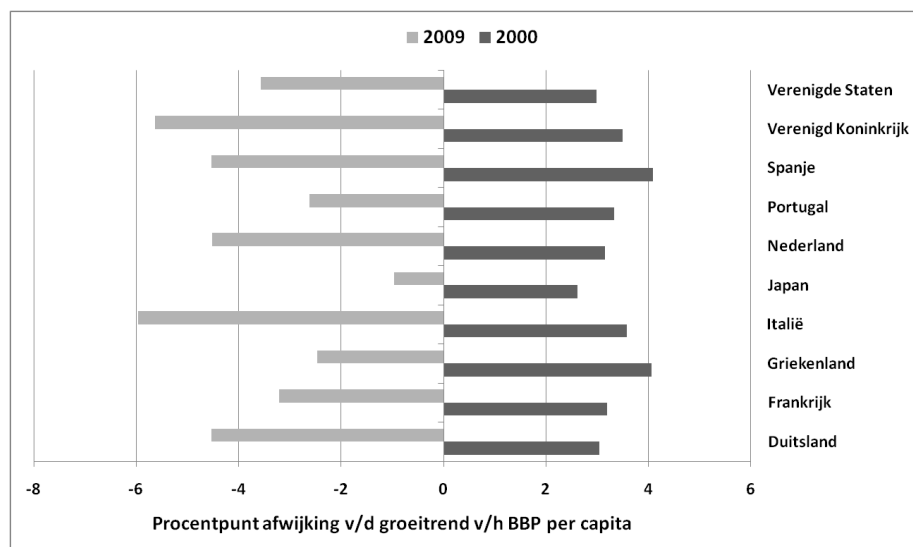
C1.1 De conjunctuercyclus - %GROEIBBPCAP

Om empirisch te analyseren hoe de jeugdwerkloosheid en de totale werkloosheid over de conjunctuercyclus variëren, hebben we een indicator voor de conjunctuercyclus aangemaakt. Het volstaat niet om het bruto binnenlands product (per capita) te gebruiken. Allereerst heeft deze variabele een groeitrend, hetgeen statistische problemen kan opleveren. Ten tweede zijn we juist geïnteresseerd in de *fluctuaties* in de groei van het BBP (per capita). De variabele die de conjunctuercyclus moet indiceren, is daarom gedefinieerd als de procentuele afwijking van de groeitrend van het BBP per capita: positieve waarden weergeven een situatie van hoogconjunctuur, terwijl negatieve waarden een recessie of zelfs

³² We hebben, door een gebrek aan data, niet alle OECD-landen kunnen meenemen in de regressieanalyses. Voor een beschrijving van de OECD als organisatie en voor een overzicht van de huidige en de in de regressieanalyses meegenomen OECD-landen, verwijzen we naar *sectie 1 van de Appendix*.

een depressie aanduiden.³³ Het jaar 2000 is voor de meeste OECD-landen te beschouwen als een jaar van hoogconjunctuur, terwijl het jaar 2009 voor de meeste OECD-landen een jaar van (diepe) recessie was³⁴. Het is daarom dat we, wanneer we over de conjuncturele verschillen tussen de omvang van de jeugdwerkloosheid en de totale werkloosheid spreken, het jaar 2009 met het jaar 2000 zullen vergelijken. Structurele problemen zijn waar te nemen wanneer ook tijdens hoogconjunctuur (2000) de jeugdwerkloosheid relatief hoog is ten opzichte van de totale werkloosheid. *Figuur C1.1* geeft deze variabele voor 2000 en 2009 weer. We zien dat met name de economieën van Italië en het Verenigd Koninkrijk in 2009 een zware klap hebben gekregen, dit terwijl de negatieve groei in Japan relatief klein was. Vervolgens is het de vraag welke invloed dit heeft gehad op de omvang van de (jeugd)werkloosheid.

Figuur C1.1: *Procentuele groei van het BBP per capita rond de groeitrend in 2000 & 2009*



(Figuur auteur op basis van stats.oecd.org)

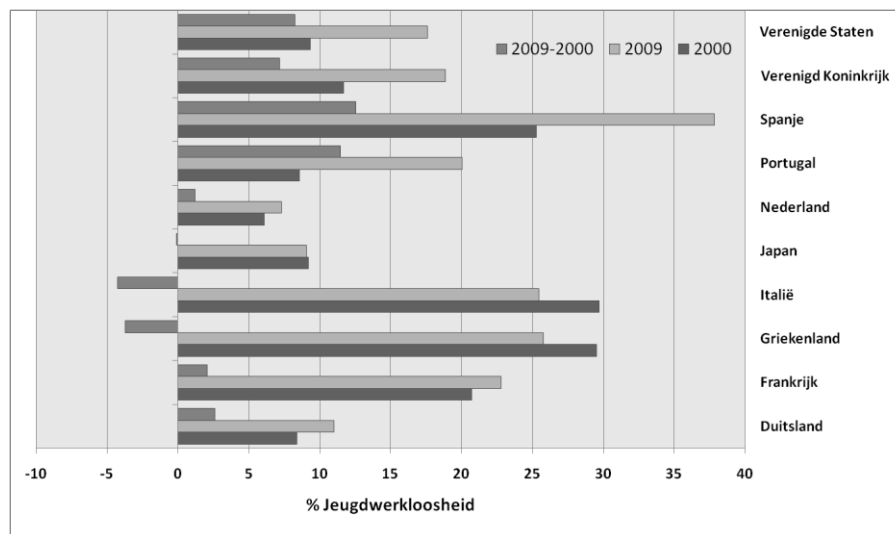
C1.2 De jeugdwerkloosheid - %JEUGDWERKLOOS

De variabele waar onze aandacht voornamelijk naar uitgaat, is de jeugdwerkloosheid. Deze variabele is gedefinieerd als het aantal personen in de leeftijd van 15 tot en met 24 jaar die geen baan hebben, maar wel actief op zoek zijn naar een baan, uitgedrukt in een percentage van de totale beroepsbevolking in deze leeftijdscategorie. *Figuur C1.2a* geeft de jeugdwerkloosheid in 2000 en 2009 weer.

³³ Formeel: $\ln(\text{bbp per capita } t + 1) - \ln(\text{bbp per capita } t)$. Dit is de meest eenvoudige, maar ook de minst exacte wijze van het definiëren van de conjunctuur.

³⁴ OECD-Landen die in 2009 geen 'recessie' kenden zijn Australië, Israël, Nieuw-Zeeland en Polen.

Figuur C1.2a: Jeugdwerkloosheid in 2000, 2009 en het verschil tussen 2009 en 2000

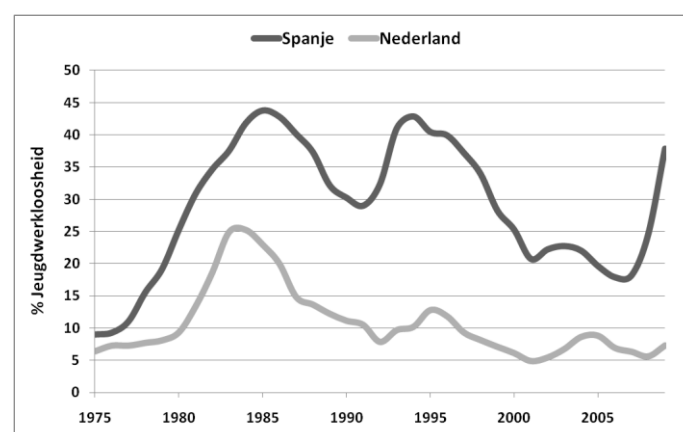


(Figuur auteur op basis van stats.oecd.org)

Uit de grafiek blijkt dat in Spanje in 2009 de jeugdwerkloosheid extreem hoog was; bijna 40%. We zien dat in OECD-landen waar de jeugdwerkloosheid relatief laag lag in periode van hoogconjunctuur (2000), voorbeelden zijn Nederland en Japan, dat daar de jeugdwerkloosheid in 2009 ook niet bijzonder is gestegen ten opzichte van 2000. Italië, Griekenland en in mindere mate Spanje, kenden ook in 2000 een relatief hoge jeugdwerkloosheid: deze landen hadden toen een jeugdwerkloosheidspercentage van rond de 30%, terwijl het gemiddelde voor de geselecteerde OECD-landen in dat jaar ongeveer 16% was. Dit wijst er op deze OECD-landen structurele problemen hebben om de jeugd aan het werk te krijgen en/of te houden. Wanneer we de jeugdwerkloosheid over de tijd tussen Nederland en Spanje vergelijken, dan zien we dit ook duidelijk terug: waar de jeugdwerkloosheid in periode 1975-2009 in Nederland gemiddeld ongeveer 11% bedroeg, was dit bijna 30% in Spanje. In *Figuur C1.2b* zien we bovendien dat in Spanje de jeugdwerkloosheid fors opliep als gevolg van de meest recente economische crisis, dit terwijl de omvang van de jeugdwerkloosheid in Nederland (nog) niet lijkt te zijn beïnvloed door deze economische crisis.

Figuur C1.2b – De jeugdwerkloosheid in Spanje en Nederland in de periode 1975-2009.

(Figuur auteur op basis van stats.oecd.org)

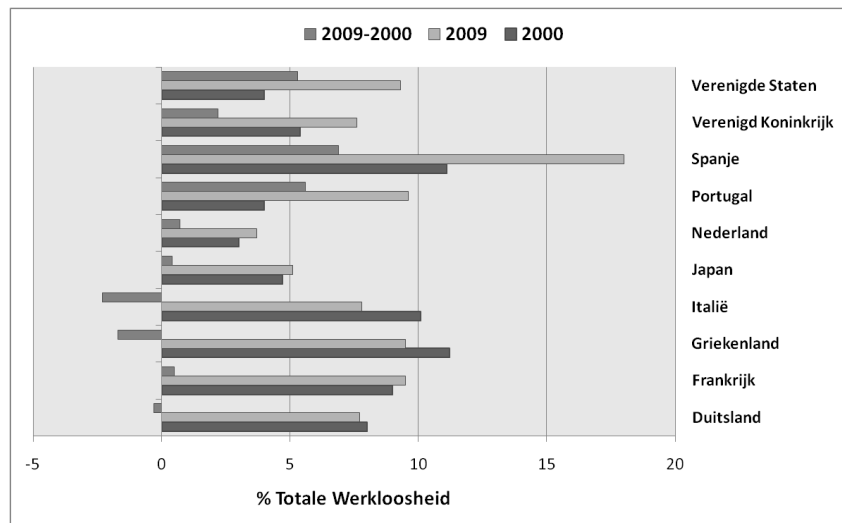


Het blijft de vraag hoe het verloop van de jeugdwerkloosheid zich verhoudt tot het verloop van de totale werkloosheid. Om dit te kunnen bekijken, analyseren we eerst de totale werkloosheid in 2000, 2009 en het verschil tussen beide jaren voor de geselecteerde OECD-landen. Vervolgens maken we een vergelijking tussen de totale werkloosheid en de jeugdwerkloosheid.

C1.3 De totale werkloosheid - %TOTWERKLOOS

De totale werkloosheid is gedefinieerd als het aantal personen in de beroepsbevolking die geen baan hebben, maar wel actief op zoek zijn naar een baan, als een percentage van de totale beroepsbevolking. In *Figuur C1.3* hebben we de werkloosheidspercentages in 2000, 2009 en het verschil tussen beide jaren weergegeven. Het gemiddelde voor de geselecteerde landen was in 2000 bijna 7%, dit terwijl het gemiddelde in 2009 ruim 9% was. Hier valt op dat Spanje ook wat de totale werkloosheid betreft een behoorlijke klap heeft gehad. Het werkloosheidspercentage was er in 2009 ongeveer 7 procentpunt hoger dan in 2000. Nederland en Japan kennen relatief lage en constante werkloosheidspercentages.

Figuur C1.3: De totale werkloosheid in het jaar 2000, 2009 en het verschil tussen 2009 en 2000



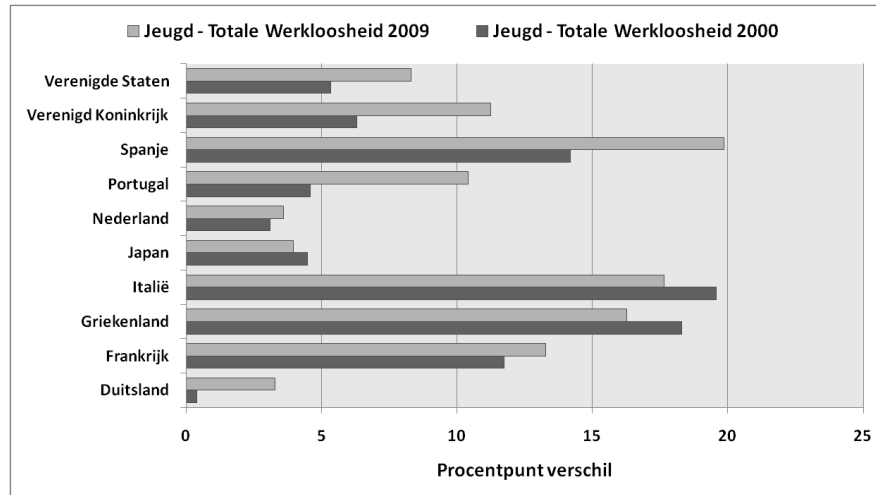
(Figuur auteur op basis van stats.oecd.org)

C1.4 De jeugdwerkloosheid in verhouding tot de totale werkloosheid

Vervolgens is het interessant om na te gaan hoe de jeugdwerkloosheid zich in de jaren 2000 en 2009 verhiel tot de totale werkloosheid. Uit *Figuur C1.4* blijkt dat het verschil tussen de jeugdwerkloosheid en de totale werkloosheid relatief groot is ten tijde van recessie, met name Spanje is weer een forse uitschieter: in 2009 lag daar de jeugdwerkloosheid ongeveer 20% hoger dan de totale werkloosheid. In alle getoonde OECD-landen lag de

jeugdwerkloosheid hoger dan de totale werkloosheid in de jaren 2000 en 2009, maar met name in Griekenland, Spanje, Italië en Frankrijk lijkt de jeugd relatief vaak werkloos te zijn.

Figuur C1.4 *Het verschil tussen de jeugdwerkloosheid en de totale werkloosheid in 2000 & 2009*



(Figuur auteur op basis van stats.oecd.org)

Het blijft de vraag hoe het komt dat de jeugdwerkloosheid structureel hoger ligt dan de totale werkloosheid, waarom de jeugdwerkloosheid relatief conjunctuurgevoelig is en waarom bepaalde OECD-landen een relatief hoge jeugdwerkloosheid kennen, terwijl OECD-landen als Nederland en Japan de omvang van de jeugdwerkloosheid nauwelijks afwijkt van de omvang van de totale jeugdwerkloosheid. Het is daarom dat we nu de mogelijk verklarende variabelen grafisch zullen beschrijven, we geven daarbij steeds kort aan welke effecten we, vanuit de economische theorie en vanuit de (beschreven) literatuur, verwachten.

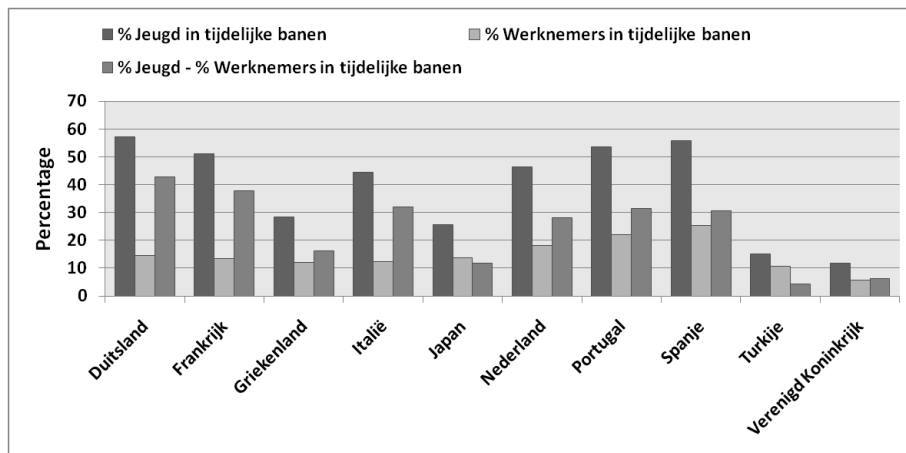
C1.5 De aanwezigheid van tijdelijke banen op de arbeidsmarkt - %TOTAALTIJDELIJK & %JEUGDTIJDELIJK

Zoals in het literatuuroverzicht aangegeven, is één mogelijk verklaring voor de relatief hoge jeugdwerkloosheid het feit dat de jeugd relatief vaak een tijdelijke baan heeft. Enerzijds kun je, als werknemer met een tijdelijk contract, relatief makkelijk worden ontslagen. Anderzijds valt het ook te verwachten dat, juist in tijden van economische onzekerheid, werkgevers voor het aanbieden van een tijdelijke contract zullen kiezen en dat (jeugdige) werklozen daarvan kunnen profiteren. Het geaggregeerde effect is dus tot op heden onzeker.

De variabelen die we hanteren, weergeven het percentage van de werknemers met een tijdelijk contract, ten opzichte van alle werknemers binnen het betreffende OECD-land. Deze variabele is beschikbaar voor zowel het totaal aantal werknemers (%TOTAALTIJDELIJK), als voor de jeugd als subgroep (%JEUGDTIJDELIJK). Deze variabelen weergeven hoe belangrijk

tijdelijke contracten binnen een bepaalde arbeidsmarkt zijn, terwijl de correlatie met de conjunctuercyclus relatief gering is.³⁵

Figuur C1.5 – Percentage (jeugdige) werknemers met een tijdelijke baan ten opzichte van het totaal aantal werknemers in 2009



(Figuur auteur op basis van stats.oecd.org)

Uit de figuur blijkt duidelijk dat in 2009, in alle weergegeven OECD-landen, de jeugdige werknemers oververtegenwoordigd waren in tijdelijke banen. We zien dat van alle weergegeven OECD-landen, in Spanje de jeugd relatief vaak onder een tijdelijk contract werkt. In Spanje is ook het totaal aantal werknemers dat onder een tijdelijk contract werkt relatief hoog. Dit zou kunnen verklaren waarom de (jeugd)werkloosheid in Spanje zo sterk is opgelopen als gevolg van de laatste recessie. We zien echter dat in Nederland ook bijna 50% van de jeugdige werknemers een tijdelijke baan heeft, dit terwijl de jeugdwerkloosheid in Nederland niet opzienbarend is gestegen als gevolg van de laatste recessie.

C1.6 Werknemersbescherming - VASTBESCHERM & TIJDELIJKBESCHERM

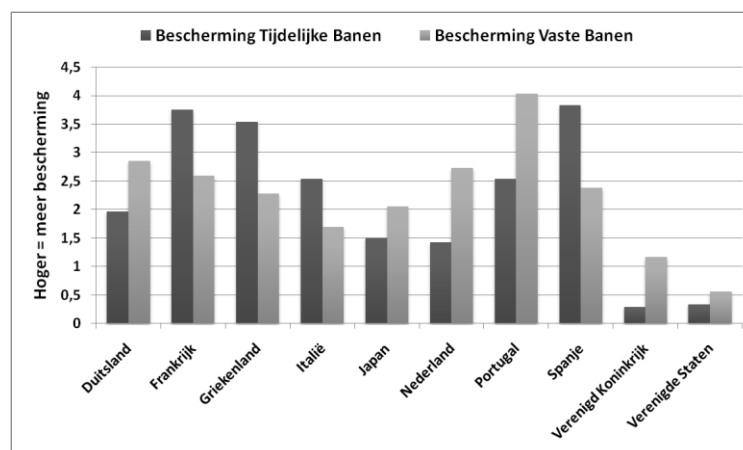
Zoals in het literatuuroverzicht weergegeven, zijn er allerlei starheden op de arbeidsmarkt die tot (jeugd)werkloosheid kunnen leiden. Een van die starheden is de werknemersbescherming. De OECD heeft in 2008 haar *werknemerbeschermingsindicatoren* bijgewerkt: deze indicator is zowel beschikbaar voor vast (*VASTBESCHERM*) als voor tijdelijk werk (*TIJDELIJKBESCHERM*) voor het jaar 2008. De hoogte van de indicator is gebaseerd op de 3 factoren (*Venn 2009*). Ten eerste is er gekeken naar de kosten en de

³⁵ De correlaties tussen de *lag* van de conjunctuurvariabele en *%JEUGDTIJDELIJK* en *%TOTAALTIJDELIJK* zijn respectievelijke -0.12 en -0.08. Wanneer we het *aantal* uitzendbanen binnen een economie hadden gebruikt als verklarende variabele, dan waren deze correlaties waarschijnlijk sterker geweest, hetgeen in een meervoudige regressieanalyse voor *multicollineariteit* kan zorgen.

ongemakken waarmee een werkgever te maken krijgt wanneer hij/zij een *individuele* werknemer wil ontslaan. Vervolgens is er bekeken of de werkgever extra kosten moet maken wanneer het niet een individueel, maar een collectief ontslag betreft. Tot slot wordt er rekening gehouden met de mate van flexibiliteit van het arbeidsrecht: hoe vaak mag een werkgever een tijdelijk contract aanbieden, voordat hij/zij verplicht is een vast contract aan te bieden? Wat zijn de minimumeisen waaraan een (tijdelijk) contract moet voldoen?

Op basis van deze 3 factoren wordt er een waarde van 0 tot 6 toegekend: 0 is de minst sterke vorm van werknemersbescherming, terwijl 6 de hoogste graad van werknemersbescherming vertegenwoordigt. *Figuur C1.6* geeft deze indicatoren weer. Opvallend is dat in OECD-landen die relatief grote problemen hebben met de (jeugd)werkloosheid, zoals Griekenland, Frankrijk en Spanje, de werknemers met een tijdelijke baan relatief sterk beschermd worden. Dit lijkt, op basis van het *lemon principle*, een mogelijke verklaring voor de relatief hoge (jeugd)werkloosheid in deze landen. Nederland is in de getoonde selectie een middenmotor.

Figuur C1.6 – Werknemersbescherming in vaste en tijdelijke banen - 2008



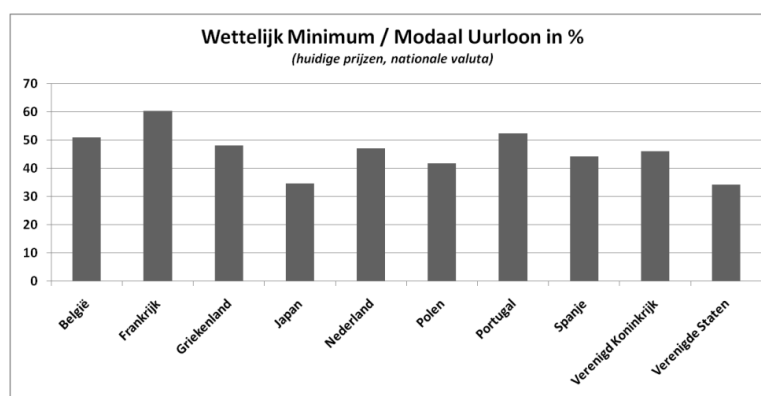
(Figuur auteur op basis van stats.oecd.org)

C1.7 Minimumloon –MIN/MEDLOON

Een andere starheid op de arbeidsmarkt is het minimumloon. Vanuit economische theorie verwachten we een relatief hoge (jeugd)werkloosheid wanneer het minimumloon relatief hoog is. Het is echter de vraag wat als een relatief hoog minimumloon moet worden beschouwd; een vergelijking van het *reële minimumuurloon (in PPP)* geeft hier maar beperkt antwoord op. Zoals beargumenteert door *Neumark & Wascher (2004)*, wordt de hoogte van het minimumloon beïnvloed door algemene economische condities; zo zullen de minimumlonen mogelijk stijgen wanneer de gemiddelde/modale lonen stijgen. Daarnaast is

er het argument dat de impact van een minimumloon op de werkgelegenheid groter is, naarmate meer werknemers op basis van hun productiviteit een loon *would krijgen* van rond of zelfs lager dan het minimumloon (Stewart, 2002) Het is daarom dat we een variabele gebruiken die voor deze effecten corrigeert: het wettelijk minimumuurloon ten opzichte van het modale uurloon. *Figuur C1.7* weergeeft deze ratio voor 2008. We zien dat in de meeste weergegeven OECD-landen het minimumloon ongeveer de helft van het modale loon bedroeg. Frankrijk was een lichte uitschieter naar boven, terwijl in Japan en de Verenigde Staten deze ratio relatief laag lag.

Figuur C1.7 Het minimumuurloon ten opzichte van het modale uurloon, in nationale, huidige prijzen (2008)



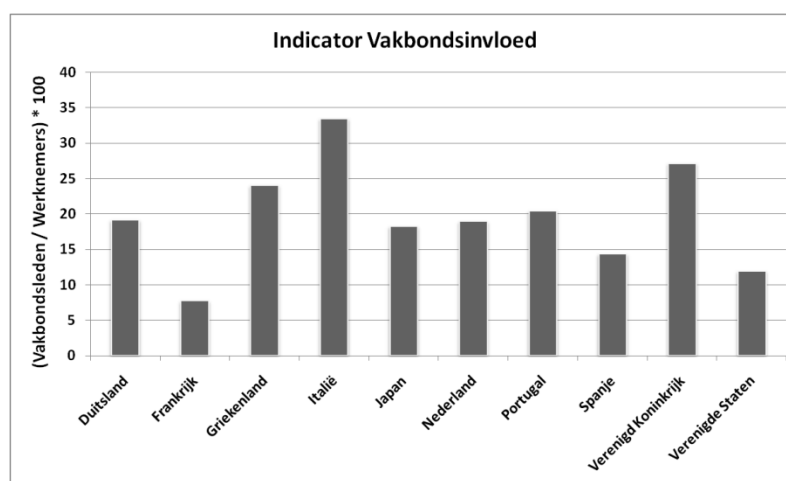
(Figuur auteur op basis van stats.oecd.org)

C1.8 Vakbondsinvloed - VAKBONDINVLOED

Zoals in het literatuuroverzicht beargumenteert, kan een grote vakbondsinvloed de omvang van de (jeugd)werkloosheid in beide richtingen beïnvloeden: enerzijds is er de bescherming van de werkgelegenheid van de *insiders*, anderzijds gaat dit mogelijk ten koste van de werkgelegenheid van de *outsiders*. Om het effect van de vakbondsinvloed op de omvang van de (jeugd)werkloosheid te testen, nemen we een variabele op die weergeeft welk percentage van de werknemers met een inkomen uit arbeid lid is van een vakbond.³⁶ *Figuur C1.8* weergeeft deze indicator voor 2008. We zien dat er forse variantie tussen de OECD-landen bestond: in Frankrijk was een relatief klein percentage van de werknemers lid van een vakbond, terwijl dit percentage in Italië fors hoger lag.

³⁶ Dit lijkt een goede indicator voor de vakbondsinvloed: rationale werknemers worden geen lid van een vakbond wanneer dit voor hen, voor de insiders, geen (toekomstige) voordelen met zich mee brengt. Hoe meer werknemers lid zijn van een vakbond, des te meer invloed zal de vakbond (binnen een bepaalde sector) hebben.

Figuur C1.8 – Indicator vakbondsinvloed – 2008



(Figuur auteur op basis van stats.oecd.org)

C1.9 Overige variabelen - %JEUGDINPOP & %ARBEIDSPART

Verder zijn er nog een aantal effecten binnen een economie die van invloed kunnen zijn op de omvang van de (jeugd)werkloosheid.³⁷ Daarom bevat de dataset een variabele die corrigeert voor de variantie in de bevolkingssamenstelling: $\frac{JEUGD}{POPULATIE}$. Het is immers mogelijk dat de jeugdwerkloosheid groter is in een OECD-land met veel jeugdige inwoners. Deze data is echter beperkt beschikbaar, het is daarom dat we alleen de correlatie tussen deze variabele en de verklaarde variabelen zullen analyseren.

Om te corrigeren voor een eventueel *participatie-effect*, nemen we een variabele in de regressiemodellen op die weergeeft welk percentage van de populatie participeert op de arbeidsmarkt: $\frac{\text{Beroepsbevolking}}{\text{Populatieomvang}}$. We verwachten een positief verband tussen deze variabele en de omvang van de (jeugd)werkloosheid. Werklozen die ontmoedigd raken zorgen er voor dat het (jeugd)werkloosheidscijfer daalt, dit terwijl een stijging van de arbeidsparticipatie, in combinatie met een niet-evenredige toename van de vraag naar arbeidsuren, *ceteris paribus* zal zorgen voor een hogere (jeugd)werkloosheid.

³⁷ We pretenderen niet dat we volledig zijn: technologische ontwikkeling, de omvang van de werkloosheidsuitkering en nog vele andere factoren kunnen de omvang van de (jeugd)werkloosheid beïnvloeden. Door een gebrek aan (voldoende) data hebben we dergelijke factoren helaas niet mee kunnen nemen in de empirische analyse.

C2 Methodologie

C2.1 Correlatie

Nu we een eerste indruk van de data hebben gekregen, is het informatief om na te gaan hoe de verklarende variabelen *correleren* met de te verklaren variabelen.³⁸ Op deze manier kunnen we een verwachting vormen over de tekens in de te schatten lineaire regressiemodellen. *Tabel C2.1* weergeeft de *Pearson correlatiecoëfficiënten*. We bespreken kort de meest opvallende resultaten, waarbij we opmerken dat correlatie niet per definitie causaliteit impliceert.³⁹

Tabel C2.1

PEARSON CORRELATIE		
Variabele	%TOTWERKLOOSHEID	%JEUGDWERKLOOSHEID
%GROEIBBPCAP	0.03	-0,04
%GROEIBBPCAP(-1)	-0.09*	-0,12*
%TOTWERKLOOSHEID	1	0.88*
%TOTWERKLOOSHEID(-1)	0.95*	0.83*
MIN/MED UURLOON	0.25*	0.32*
%JEUGDWERKLOOSHEID	0.88*	1
%JEUGDWERKLOOSHEID(-1)	0.86*	0.96*
VAKBONDSINVLOED	-0.11*	-0.13*
VASTBESCHERM	0.02	0.03
TIJDELIJKBESCHERM	0.06	0.24*
%JEUGDTIJDELIJK	0.20*	0.17*
%TOTAALTIJDELIJK	0.19*	0.19*
%ARBEIDSPART	-0.43*	-0.47*
<u>% JEUGDINPOP</u>	<u>0.39*</u>	<u>0.32*</u>
* = significant op 5%		
Onderstreept = niet meegenomen in de regressiemodellen door een te beperkt aantal observaties		

Het eerste dat opvalt is dat de correlatie tussen de verklaarde variabelen en de conjunctuurvariabele niet significant en relatief klein is. De correlatie tussen de verklaarde variabele en de *lag* van de conjunctuurvariabele is wel significant, de relatie is sterker en de correlatiecoëfficiënt heeft bovendien het logische teken. Dit resultaat is logisch te verklaren:

³⁸ We hebben niet de correlaties tussen de verklarende variabelen weergegeven. Dit is ten eerste vanwege de overzichtelijkheid, ten tweede is dit ook niet noodzakelijk, omdat we testen op *multicollineariteit* door te kijken naar de *VIF-waarden*.

³⁹ Ten eerste zegt een correlatiecoëfficiënt niets over de richting van de mogelijke causaliteit. Daarnaast kan er sprake zijn van het *third factor effect*: het feit dat twee variabelen correleren, kan veroorzaakt worden door een derde, achterliggende variabele.

werkgevers hebben enige tijd nodig om hun personeelsbestand aan de conjuncturele situatie aan te passen. Zo schatte *DNB* in 1998 dat de werkloosheidscijfers in Nederland ongeveer een half jaar achterlopen op de conjunctuurgolf (*DNB, 1998*).⁴⁰ We nemen, als gevolg van dit resultaat, daarom in onze modellen steeds een *lag* van de conjunctuurvariabele op.

Vervolgens zien we dat de jeugdwerkloosheid en de totale werkloosheid sterk positief met elkaar meebewegen, dit resultaat is niet bepaald schokkend, zeker omdat de jeugdwerkloosheid in de totale werkloosheid zit inbegrepen.⁴¹ Belangrijker is het om op te merken dat het (jeugd)werkloosheidscijfer in het huidige jaar zeer sterk positief correleert met de (jeugd)werkloosheidscijfer uit het vorige jaar. Voor dit verschijnsel zullen we, in de modellen zonder *fixed effects*, controleren door een *lag* van de verklaarde variabele als verklarende variabele in de modellen op te nemen.

De correlatie tussen de verklaarde variabelen en de ratio $\frac{\text{minimumuur loon}}{\text{modaal uurloon}}$ heeft, vanuit theoretisch oogpunt, een logisch teken. Wanneer de ratio $\frac{\text{minimumuurloon}}{\text{modaal uurloon}}$ stijgt, dan stijgt ook de (jeugd)werkloosheid. Het percentage werknemers met een tijdelijk contract correleert ook positief met de werkloosheidsvariabelen, de richting van de causaliteit is hier echter niet geheel duidelijk. Het kan zijn dat wanneer de (jeugd)werkloosheid relatief hoog is, dat werkgevers dan sneller geneigd zijn om nieuwe werknemers een tijdelijk contract aan te bieden; wanneer er een grote *pool* van (jeugdige) werklozen is, dan is de signaalproblematiek op de betreffende arbeidsmarkt waarschijnlijk ook groot. Anderzijds is het mogelijk dat tijdelijke werknemers relatief vaak 'tussen banen zitten': ze wisselen perioden in een tijdelijke baan af met een (relatief korte) periode van werkloosheid.

De vakbondsinvloed correleert negatief met de te verklaren variabelen; dit is mogelijk een aanwijzing dat de vakbonden relatief veel bijdragen aan het aan het werk krijgen en houden van de *insiders*, terwijl de werkgelegenheid van *de outsiders* hierdoor niet of nauwelijks geschaad wordt. Deze verklaring lijkt niet op te gaan voor de werknemersbescherming: de beschermingsindicatoren correleren positief met de te verklaren variabelen. Mogelijke is het zo dat werkgevers minder snel nieuwe werknemers aannemen als gevolg van relatief hoge ontslagkosten.

⁴⁰ Dit kan worden verklaard door voorraadvorming; ten tijde van een afname van de effectieve vraag wordt er een voorraad aangelegd, terwijl hier ten tijde van hoogconjunctuur weer uit geput kan worden (*DNB, 1998*). Bovendien heeft een werkgever ook te maken met allerlei arbeidsrechtelijke restricties op ontslag.

⁴¹ Hetgeen als een tekortkoming van dit onderzoek beschouwd kan worden.

C2.2 Formele beschrijving van de lineaire regressiemodellen

Om de richting van de effecten van verklarende variabelen op de structurele en conjuncturele verschillen tussen de totale werkloosheid en de jeugdwerkloosheid te testen, schatten we enkele eenvoudige lineaire regressiemodellen. Een problematisch punt betreft het al dan niet opnemen van zogenaamde *country fixed effects*. We willen deze *snijpuntummies* opnemen om te corrigeren voor niet-observeerbare structurele verschillen tussen OECD-landen.⁴² Echter is het zo dat bepaalde verklarende variabelen binnen onze dataset (vrijwel) geen tijdreeksvariantie kennen. Dit zorgt er voor dat de werknemersbeschermingsindicatoren uit de modellen worden gegooid wanneer we *country fixed effects* opnemen. Wanneer we *fixed effects* opnemen, kunnen we bovendien niet meer betrouwbaar een lag van de verklaarde variabele opnemen. Dit maakt het lastig om te corrigeren voor seriecorrelatie.⁴³ Correctie voor seriecorrelatie is gewenst, omdat de hoogte van het (jeugd)werkloosheidspercentage van nu, logischerwijs positief afhangt van de hoogte van het (jeugd)werkloosheidspercentage van gisteren. Zie voor een heldere beschrijving van deze statistische problemen *Amable et al. (2007)*.

Het is hierom dat we eerst een model hebben geschat zonder *year en country fixed effects*, maar met een lag van de verklaarde variabele. Dit model voldoet niet aan alle statistische eisen, maar het was voor ons de enige manier om het effect van werknemersbescherming te kunnen analyseren. Vervolgens hebben we modellen met *country en year fixed effects* geschat, in deze modellen is geen correctie voor seriecorrelatie opgenomen. Een model met *country fixed effects en year fixed effects* ziet er formeel als volgt uit:

$$Y_{i,s,t} = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n + \delta_s + \gamma_t + \epsilon$$

⁴² Een voorbeeld van een dergelijk niet-waargenomen verschil tussen OECD-landen betreft de inrichting van het onderwijssysteem. Een van de belangrijkste redenen waarom Duitsland een relatief lage jeugdwerkloosheid kent, is het daar gehanteerde systeem van *leertijdtrajecten*: jongeren zijn min of meer verzekerd van een succesvolle overgang van 'school' naar de arbeidsmarkt. (*Scarpetta et al. 2010, pp.11*)

⁴³ De statistische problemen als gevolg van seriecorrelatie kunnen worden omzeild door gebruik te maken van lineaire regressiemodellen met robuuste standaardfouten, bijvoorbeeld de *Newey-West standard errors*. Dit kan echter niet (gemakkelijk) met SPSS, vandaar dat we volstaan met deze vermelding. Daarnaast zijn er meer geavanceerde statistische technieken die robuuster zijn voor verschijnselen als seriecorrelatie en heteroskedasticiteit.

De twee afhankelijke variabelen (Y_i), het percentage jeugdwerkloosheid en het percentage totale werkloosheid, bevatten variantie tussen OECD-landen (s) en binnen één OECD-land over de tijd (t). β_0 is een constante, die wordt gecorrigeerd door de *country fixed effects* (γ_t) en de *time fixed effects* (δ_s).⁴⁴ De overige β 's weergeven de relatie tussen de betreffende verklarende variabele (X_1 tot en met X_n) en de te verklaren variabele (Y_i), gegeven het effect van de overige verklarende variabelen. De *errorterm* wordt weergegeven door ϵ .

Om betrouwbare resultaten te verkrijgen moet een lineair regressiemodel aan een aantal assumpties voldoen. We hebben deze assumpties kort uiteengezet in *sectie 6 van de Appendix*. De betrouwbaarheid van onze resultaten lichten we in een aparte sectie kort toe. We hanteren bij de interpretatie van de resultaten steeds het *5%-significantieniveau*. De resultaten van de regressieanalyses staan op de volgende twee pagina's weergegeven.

⁴⁴ Als basisland en basisjaar hebben Nederland en 2000 gekozen. De *fixed effects* hebben we, in het kader van de overzichtelijkheid, niet in de resultaten opgenomen. We hebben ze wel weergegeven in *sectie 10 van de Appendix*.

C3 Resultaten

C3.1 De resultaten van de modellen zonder *fixed effects*

Y = %JEUGDWERKLOOSHEID N = 313	COËFFICIËNT	STD.FOUT	P	VIF	Y = %TOTALE WERKLOOSHEID N = 298	COËFFICIËNT	STD.FOUT	P	VIF
C					C				
%JEUGDWERKLOOS(-1)	-0,531	1,435	0,712		%TOTWERKLOOS(-1)	0,857	0,624	0,171	
%GROEIBBPCAP(-1)	0,966	0,017	0,000	1,7	%GROEIBBPCAP(-1)	0,967	0,014	0,000	1,4
VAKBONDSINVLOED	-0,325	0,051	0,000	1,0	VAKBONDSINVLOED	-0,186	0,023	0,000	1,0
%JEUGDTIJDLIJK	-0,001	0,010	0,903	1,3	%TOTTIJDLIJK	-0,001	0,004	0,808	1,4
%ARBEIDSPART	-0,024	0,010	0,012	1,8	%ARBEIDSPART	-0,021	0,008	0,011	1,8
%MIN/MEDLOON	0,038	0,024	0,119	1,6	%MIN/MEDLOON	0,001	0,010	0,892	1,4
VASTBESCHERM	0,006	0,013	0,661	1,2	VASTBESCHERM	-0,005	0,005	0,332	1,3
TIJDLIJKBESCHERM	-0,015	0,204	0,941	1,3	TIJDLIJKBESCHERM	0,057	0,082	0,488	1,4
	0,211	0,113	0,062	1,6		0,057	0,047	0,227	1,4
YEAR FIXED EFFECTS	NEE				YEAR FIXED EFFECTS	NEE			
COUNTRY FIXED EFFECTS	NEE				COUNTRY FIXED EFFECTS	NEE			
Aangepaste R-kwadraat	0,95				Aangepaste R-kwadraat	0,89			
Durbin-Watson	1,7				Durbin-Watson	1,3			
Kolmogorov-Smirnov (p)	0				Kolmogorov-Smirnov (p)	0			
Shapiro-Wilk (p)	0				Shapiro-Wilk (p)	0			

C3.2 De resultaten van de modellen met *fixed effects*

Y = %JEUGDWERKLOOSHEID	Y = %TOTALE WERKLOOSHEID				
N = 313	N = 292				
	COËFFICIËNT	STD.FOUT	P	VIF	
	COËFFICIËNT	STD.FOUT	P	VIF	
C					C
%GROEIBBPCAP(-1)	-15,926	5,699	0,006		4,211
VAKBONDINVLOED	-0,484	0,099	0,000	1,5	-0,251
%JEUGDTIJDLEUK	-0,226	0,055	0,000	14,4	-0,137
%ARBEIDSPART	0,158	0,037	0,000	9,7	-0,034
%MIN/MEDLOON	0,187	0,081	0,022	7,1	0,014
	0,308	0,047	0,000	6,6	0,078
YEAR FIXED EFFECTS	JA				JA
COUNTRY FIXED EFFECTS	JA				JA
Aangepaste R-kwadraat	0.86				Aangepaste R-kwadraat
Durbin-Watson	0.76				Durbin-Watson
Kolmogorov-Smirnov (p)	0.2				Kolmogorov-Smirnov (p)
Shapiro-Wilk (p)	0.04				Shapiro-Wilk (p)
					2,360
					0,049
					0,023
					0,038
					0,032
					0,024
					0,076
					0,000
					0,000
					0,375
					0,654
					0,001
					10,8
					1,8
					15,9
					13,7
					6,5
					10,8

C3.3 Interpretatie van de resultaten

C3.3.1 De conjunctuurgevoeligheid en de invloed van tijdelijke contracten

Het eerste significante resultaat, dat in beide soorten modellen naar boven komt, is dat de jeugdwerkloosheid inderdaad relatief gevoelig is voor de *lag* van de conjunctuurbeweging: de conjunctuurbeweging in de voorgaande periode heeft een significante negatieve relatie met de omvang (jeugd)werkloosheid in de volgende periode. In de modellen met *fixed effects* is de invloed van de *lag* van de conjunctuurbeweging relatief groot, dit kan verklaard worden door het feit dat er in deze modellen geen *lag* van de verklaarde variabele is opgenomen. We interpreteren daarom het minst sterke resultaat, dat voortvloeit uit de modellen zonder *fixed effects*: wanneer de procentuele groei van het bbp per capita in het voorgaande jaar één procentpunt lager was dan de trendgroei, dan nam de jeugdwerkloosheid, in de periode 1980-2008 in de OECD-landen, met gemiddeld ongeveer 0.33 procentpunt toe. Dit terwijl de totale werkloosheid ‘slechts’ met 0.19 procentpunt toenam. Hierbij merken we nogmaals op, dat de jeugdwerkloosheid in de totale werkloosheid besloten zit. Het verschil tussen de conjunctuurgevoeligheid van de jeugdwerkloosheid en het werkloosheidscijfer van personen in de overige leeftijdscategorieën, hebben we hierdoor onderschat. De jeugdwerkloosheid liep, ten tijde van een recessie, in de bestudeerde OECD-landen in periode 1980-2008, dus *minimaal* twee keer zo sterk op als de werkloosheid van de overige participanten op de arbeidsmarkt. Dit resultaat komt vrijwel exact overeen met hetgeen door *Clark & Summers* gevonden werd (1981, pp. 68).

Het *lijkt* aantrekkelijk om de sterke conjunctuurgevoeligheid van de jeugdwerkloosheid te verklaren vanuit een ander resultaat dat in de modellen met *fixed effects* naar voren komt: in OECD-landen met een relatief hoog aantal jeugdige werknemers met een tijdelijk contract, zeg 1 procentpunt hoger dan het OECD-gemiddelde, lag de jeugdwerkloosheid in de periode 1980-2008 gemiddeld ongeveer 0.16 procentpunt hoger dan het OECD-gemiddelde. We wijzen de lezer er echter op, dat het effect van tijdelijke banen vooral als *structureel* geïnterpreteerd moet worden. De conjuncturele invloed is namelijk al in het model opgenomen; het effect van het percentage (jeugdige) werknemers met een tijdelijk baan op de omvang van de (jeugd)werkloosheid, moet dan ook geïnterpreteerd worden *gegeven* het gevonden effect van de *lag* van de conjunctuur. Dit *structurele effect* kunnen we bijvoorbeeld verklaren door de relatief lage baanzekerheid die tijdelijke contracten bieden: een deel van de groep jongeren met een tijdelijk contract stroomt door naar een vaste baan, terwijl het andere deel van deze groep perioden van werkloosheid afwisselt met perioden in een

tijdelijke baan (*Scarpetta et al. 2010, pp.19*).⁴⁵ De conjunctuurbeweging speelt ongetwijfeld een rol in dit proces; werkgevers zullen het aantal tijdelijke werknemers wellicht willen terugdringen als gevolg van een teruglopende effectieve vraag en jeugdige werknemers zijn nu eenmaal oververtegenwoordigd in tijdelijke contracten. We kunnen echter niet met zekerheid zeggen dat tijdelijke contracten *bijdragen* aan het *macro-economische probleem* van jeugdwerkloosheid. Om hier uitspraken over te doen, dient men een onderscheid te maken in *de duur* van de jeugdwerkloosheid. Wellicht zorgen tijdelijke contracten op macroniveau voor relatief veel kortdurende perioden van werkloosheid voor verschillende jeugdigen, terwijl een restrictie op het tijdelijk contracteren ervoor zorgt dat een deel van deze jeugdigen structureel werkloos wordt. Het gevonden resultaat impliceert dus ook niet dat tijdelijke contracten ongeschikt zijn om de signaalproblemen van bepaalde (groepen) jeugdige werklozen op te lossen, om hierover uitspraken te kunnen doen, is (meer) er onderzoek op microniveau nodig.

C3.3.2 De invloed van het minimumloon en de mate van arbeidsparticipatie

In de modellen met *fixed effects*, zien we significant het theoretische effect van een (relatief hoog) minimumloon terug: de jeugdwerkloosheid in OECD-landen, waar de ratio $\frac{\text{minimumuurloon}}{\text{modaal uurloon}}$ in de periode 1980-2008 ongeveer 1 procentpunt hoger lag dan in andere OECD-landen, was de jeugdwerkloosheid gemiddeld ongeveer 0.31 procentpunt hoger, dit terwijl de totale werkloosheid 'slechts' 0.08 procentpunt hoger lag. Dit lijkt te bevestigen dat de jeugdwerkgelegenheid, waarschijnlijk door de relatief lage productiviteit van deze groep, sterke hinder ondervindt van het bestaan van een minimumloon. Hierbij vermelden we dat we het effect van een (relatief hoog) minimumloon op de jeugdwerkloosheid waarschijnlijk hebben overschat: ongeveer de helft van OECD-landen kent namelijk een subminimumloon voor jeugdige werknemers (*Scarpetta et al. 2010, pp.39*). Het gevonden resultaat lijkt wel te bevestigen dat het hanteren van subminimumlonen voor jeugdige werknemers rationeel beleid is om de jeugdwerkloosheid terug te dringen.

Het relatief sterke effect dat een minimumloon op de jeugdwerkgelegenheid heeft, valt wellicht te koppelen aan een ander significant effect uit het model met *fixed effects*: de significante positieve relatie met de arbeidsparticipatie in een OECD-land. We vinden dat in OECD-landen waar de arbeidsparticipatie 1 procentpunt hoger lag dan het OECD-

⁴⁵ Een andere mogelijkheid is dat er sprake is van *reverse causality*: als de jeugdwerkloosheid relatief hoog is, dan zijn de signaalproblemen voor jeugdige werklozen ook relatief groot zijn en zullen werkgevers mogelijk, om te voorkomen dat ze langdurig vastzitten aan een *lemon*, vaker (langduriger) kiezen voor het aanbieden van tijdelijke contracten.

gemiddelde in de periode 1980-2010, dat daar het jeugdwerkloosheidspercentage gemiddeld ongeveer 0.19 procentpunt hoger lag dan het OECD-gemiddelde. Dit kan worden verklaard door het bestaan van *selectie-effecten*: heeft een werkgever, *ceteris paribus*, relatief veel keuze uit potentiële werknemers, dan zal de werkgever minder snel kiezen voor een jeugdige werknemer die zijn/haar vaardigheden op de arbeidsmarkt nog niet heeft bewezen. We hebben, op basis van het *lemon principle*, laten zien dat dit fenomeen mogelijk versterkt wordt door het bestaan van allerlei starheden op de arbeidsmarkt. Het minimumloon is er daar één van.

C3.3.3 De invloed van vakbonden en werknemersbescherming

Uit de modellen met *fixed effects* komt een opvallend en contra-intuïtief resultaat naar voren: de jeugdwerkloosheid was relatief laag in OECD-landen waar relatief veel werknemers lid waren van een vakbond. In een OECD-land, waar het aantal werknemers dat in de periode 1980-2008 lid was van een vakbond, 1 procentpunt hoger lag dan in een ander OECD-land, lag de jeugdwerkloosheid gemiddeld ongeveer 0.23 procentpunt lager en lag de totale werkloosheid gemiddeld ongeveer 0.14 procentpunt lager dan het OECD-gemiddelde. Dit resultaat lijkt niet te stroken met het argument dat vakbonden zorgen voor het *insider-outsider* probleem: het theoretische idee is dat *insiders* door het bestaan van vakbonden worden bevoordeeld en beschermd, terwijl de *outsiders* hier het slachtoffer van worden. Het lijkt waarschijnlijk dat jeugdigen relatief vaak tot de groep *outsiders* behoren en dus had een positieve relatie van deze variabele, zeker in het model met als verklaarde variabele de jeugdwerkloosheid, vanuit theoretisch oogpunt, logischer geweest.

Een mogelijke verklaring voor het onlogische teken van de gevonden relatie wordt gegeven door *Neumark en Wascher (2004, pp.244)*. Zij kwamen tot de conclusie dat in OECD-landen waar de effectieve minimumlonen worden vastgesteld door de vakbonden, het effect van een minimumloon op het (jeugd)werkloosheidscijfer relatief gering is. Het idee is dat vakbonden de arbeidsmarkt beter kennen dan een overheid en dat vakbonden door hun coördinerende taken de werkloosheidscijfers kunnen terugdringen. Dit kan mogelijk ook verklaren waarom het effect van de vakbondsinvloed groter is in het model met als verklaarde variabele de jeugdwerkloosheid: in dit model is het negatieve effect van de ratio $\frac{\text{minimumuurloon}}{\text{modaal uurloon}}$ relatief groot en dus hebben de vakbonden relatief veel 'goed te maken'.⁴⁶

⁴⁶ Een andere verklaring voor dit resultaat is een statistische: in veel OECD-landen lijkt het aantal vakbondsleden over de tijd terug te lopen. Mogelijk zorgt het bestaan van een dergelijke dalende trend in deze variabele er voor dat het gevonden resultaat niet geheel betrouwbaar is.

Tot slot: we vinden geen aanwijzing dat de mate van werknemersbescherming een significante invloed had op de omvang van de (jeugd)werkloosheid in de OECD-landen in de bestudeerde periode.

C3.4 De betrouwbaarheid van de resultaten

De modellen zonder *fixed effects* zijn verre van betrouwbaar. Deze modellen voldoen niet aan de assumpties van normaliteit en homoskedasticiteit; de overtreding van normaliteit maakt de gevonden coëfficiënten onbetrouwbaar. De betrouwbaarheid van de modellen met *fixed effects* is een stuk beter: er worden geen assumpties overtreden die ervoor kunnen zorgen dat de coëfficiënten onjuist worden weergegeven. Belangrijke plots staan weergegeven in *sectie 7 en 8 van de Appendix*: in *sectie 7 van de Appendix* staan de plots bij de modellen zonder *fixed effects*, in *sectie 8 van de Appendix* kan de lezer de plots bij de modellen met *fixed effects* terugvinden.

C3.4.1 Normaliteit en homoskedasticiteit

De modellen zonder *fixed effects* voldoen niet aan de assumptie van normaal verdeelde residuen: zowel de *Kolmogorov-Smirnov* als de *Shapiro-Wilk-test* verwerpen de nulhypothese van normaal verdeelde residuen.⁴⁷ Wanneer we de *Q-Q plots* bekijken, dan zien we dat de modellen zonder *fixed effects* relatief 'zware staarten' hebben: er worden relatief veel extreme waarden geobserveerd. Dit is ook niet onlogisch: er zijn nu eenmaal OECD-landen waar de (jeugd)werkloosheid (structureel) fors hoger of lager is dan de gemiddelde OECD-(jeugd)werkloosheid.⁴⁸ We zien dit ook terug wanneer we de *scatterplot* van de gestandaardiseerde residuen en de gestandaardiseerde voorspelde waarden bekijken: de residuen zijn niet geheel willekeurig over de gestandaardiseerde voorspelde waarden verdeeld. De lichte toetervorm duidt op *heteroskedasticiteit* en ook dit is een aanwijzing dat er te grote structurele verschillen tussen OECD-landen bestaan. Doordat *fixed effects* corrigeren voor niet-observeerbare structurele verschillen tussen de OECD-landen en

⁴⁷ Het probleem van niet-normaal verdeelde residuen is meestal op te lossen door een transformatie op de te verklaren variabele toe te passen. Wanneer we het natuurlijke logaritme van de te verklaren variabelen nemen, dan verkrijgen we in het model met als afhankelijke variabele de totale werkloosheid normaal verdeelde residuen, dit geldt echter niet voor het model met als afhankelijke variabele de jeugdwerkloosheid. Dit, in combinatie met niet-interpreteerbare coëfficiënten als gevolg van een ln-transformatie, was voor ons reden om er van af te zien. Een andere mogelijkheid is het verwijderen van de extreme waarden, dit moesten we dan wel heel rigoureuus doen: de verschillen in (jeugd)werkloosheidscijfers tussen OECD-landen zijn simpelweg te groot.

⁴⁸ Dit kan men ook duidelijk terugzien in de kerncijfers van de werkloosheidsvariabelen die in *sectie 5 van de Appendix* zijn weergegeven.

voor algemene shocks over de tijd, zien we deze problemen niet of nauwelijks terug in de modellen met *fixed effects*.

Het model met als verklaarde variabele het percentage jeugdwerkloosheid, heeft volgens de *Shapiro-Wilk test* desalniettemin nog steeds problemen met normaliteit. De histogram en de *Q-Q plot* laten echter geen grove afwijkingen van normaliteit zien, bovendien verwerpt de *Kolmogorov-Smirnov test* de nulhypothese van normaal verdeelde residuen niet.⁴⁹ Binnen de modellen met *fixed effects* lijkt er van *heteroskedasticeit* bovendien niet of nauwelijks sprake.

C3.4.2 Seriecorrelatie, multicollineariteit en lineariteit

De modellen zonder *fixed effects* hebben, door de opname van een *lag* van de verklaarde variabele, nauwelijks last van (positieve) seriecorrelatie. Dit is echter een ander verhaal voor de modellen met *fixed effects*: de *Durbin-Watson* waarden liggen onder de 1, hetgeen aangeeft dat er in deze modellen zeker sprake is van positieve seriecorrelatie. Dit heeft geen invloed op de betrouwbaarheid van de gevonden coëfficiënten, wel tast seriecorrelatie de betrouwbaarheid van de gevonden p-waarden aan.⁵⁰

De *VIF-waarden* in de modellen zonder *fixed effects* zijn nauwelijks hoger dan 1, dit geeft weer dat we geen problemen als gevolg van multicollineariteit hoeven te verwachten. Dit is anders in de modellen met *fixed effects*: we nemen *VIF-waarden* waar die boven de 10 liggen. Dit kan weergeven dat de standaardfouten relatief hoog zijn als gevolg van *multicollineariteit*. Hoge *VIF-waarden* ontstaan echter al snel in een model met *fixed effects* en verklarende variabelen die relatief weinig tijdreeksvariantie kennen. Bovendien verwachten we juist (veel) insignificante resultaten als gevolg van *multicollineariteit*, dit zien we in deze modellen niet direct terug.⁵¹

In de *scatterplots* met de verklaarde variabelen en de voorspelde gestandaardiseerde waarden, zien we steeds een rechte lijn terug. Dit wijst er op dat we de assumptie van lineariteit niet hebben overtreden.

⁴⁹ De tests op normaliteit zijn extreem gevoelig voor uitbijters. We hebben in de modellen met *fixed effects* een enkele extreme observatie verwijderd om aan de assumptie van normaliteit te voldoen. Deze observaties lagen meer dan 3 standaarddeviaties van het gemiddelde af. Zie voor meer informatie *sectie 9 van de Appendix*.

⁵⁰ De standaarddeviaties zijn relatief klein, hetgeen maakt dat de gevonden p-waarden relatief laag zijn.

⁵¹ Dit kan echter weer worden veroorzaakt door de aanwezigheid van positieve seriecorrelatie.

C3.5 Conclusie

Uit de regressieanalyse blijkt dat de jeugdwerkloosheid inderdaad *supercyclisch* genoemd mag worden: de jeugdwerkloosheid loopt tijdens een recessie ruim 2 keer zo snel op als de totale werkloosheid. Het is sterk de vraag of beleidsmakers hieraan iets moeten doen: we hebben al eerder aangetoond dat er een duidelijke *trade-off* lijkt te bestaan tussen tijdelijke contracten met een lage baanzekerheid en het hebben van structurele signaalproblemen wanneer het tijdelijk contracteren wettelijk wordt beperkt. Desalniettemin vinden we dat in OECD-landen waar de jeugd relatief vaak een tijdelijk contract heeft, de jeugdwerkloosheid relatief hoog is.

We bevestigen dat de jeugdwerkgelegenheid relatief nadelig wordt beïnvloedt door het bestaan van een minimumloon, ondanks dat we dit effect waarschijnlijk hebben overschat, lijkt het een goede ontwikkeling dat steeds meer OECD-landen een subminimumloon voor de jeugd hanteren. Geheel tegen de intuïtie in, vinden we dat de jeugdwerkloosheid lager was in OECD-landen waar relatief veel werknemers lid waren van een vakbond. Vanuit de theorie hadden we het tegenovergestelde verwacht. We vinden geen bewijs dat de mate van werknemersbescherming een significante invloed heeft op de omvang van de (jeugd)werkloosheid.

D. CONCLUSIE

We zijn deze paper begonnen met een literatuuroverzicht van de negatieve gevolgen van jeugdwerkloosheid op microniveau. Hieruit bleek dat werkloosheid op jeugdige leeftijd zorgt voor een relatief laag loon op latere leeftijd, bovendien lijkt het de kans op werkloosheid in een latere levensfase te vergroten. Het is dan ook niet voor niets dat beleidsmakers zich zorgen maken om oplopende jeugdwerkloosheidscijfers.

Het is begrijpelijk dat dit onderwerp juist ten tijde van economische neergang veel aandacht krijgt: de jeugdwerkloosheid loopt in veel OECD-landen fors op als gevolg van een recessie. Aan de andere kant werkt deze conjunctuurovergevoeligheid natuurlijk ook de andere kant op: ten tijde van economisch herstel daalt de jeugdwerkloosheid ook weer relatief snel. De conjunctuurgevoeligheid vloeit logischerwijs voort uit het feit dat jeugdige werknemers oververtegenwoordigd zijn in sterk conjunctuurafhankelijke economische sectoren. Bovendien werkt de jeugd relatief vaak onder een tijdelijk arbeidscontract. Op basis van een niet-technische weergave van het *lemon principle*, hebben we aangetoond dat het hanteren van tijdelijke arbeidscontracten weliswaar gepaard gaat met baanonzekerheid, maar een beperking van de mogelijkheid tot het tijdelijk contracteren lijkt, op basis van deze theorie, voor grotere *structurele* problemen te zorgen. Enkele OECD-landen hebben al forse structurele problemen om de jeugd aan het werk te krijgen en/of te houden: Italië, Griekenland en Spanje kennen, ook ten tijde van hoogconjunctuur, jeugdwerkloosheidspercentages van 25 procent of hoger. Geheel tegen het *lemon principle* in, tonen onze empirische resultaten dat in OECD-landen waar relatief veel jeugdige werknemers onder een tijdelijk contract werken, de jeugdwerkloosheid juist relatief hoog ligt. Op *macro-niveau* lijkt het stimuleren van tijdelijke contracten dus geen middel om de jeugdwerkloosheid structureel naar beneden te brengen.

Op basis van de literatuur hebben we aangetoond dat deze structurele problemen kunnen worden verklaard door verschillende starheden op de arbeidsmarkt. Zo kan het bestaan van minimumlonen ongunstig uitpakken voor de groepen werknemers met een relatief lage productiviteit, tot deze groep behoren ook zeker de jeugdigen zonder (voldoende) opleiding. We hebben empirisch aangetoond dat de jeugdwerkloosheid in de periode 1980-2008 relatief hoog was in OECD-landen waar de ratio $\frac{\text{minimumuurloon}}{\text{modaal uurloon}}$ ook relatief hoog was. Daarnaast zijn er starheden die, op basis van economische theorie, de werkgelegenheid van de *insiders* beschermen, terwijl ze de werkgelegenheid van de *outsiders*, waar jeugdigen logischerwijs een significant deel van uitmaken, door anticipatie-effecten vanuit de werkgevers kunnen schaden. In deze paper hebben we het effect van

werknemersbescherming en de invloed van vakbonden nader geanalyseerd. We vonden geen aanwijzingen dat de mate van werknemersbescherming van invloed is op de omvang van de (jeugd)werkloosheid. Wel vonden we dat in OECD-landen waar relatief veel werknemers lid zijn van een vakbond, de werkloosheidscijfers relatief laag lagen. Vooral het resultaat dat de jeugdwerkloosheid lager is in OECD-landen waar relatief veel werknemers lid waren van een vakbond, strookt niet met de economische theorie. Dit is een verschijnsel waarnaar zeker verder empirisch onderzoek moet worden gedaan.

Deze paper is zeker niet vrij van tekortkomingen. De belangrijkste tekortkoming is dat we de jeugdwerkloosheid niet uit de totale werkloosheid hebben gehaald, dit maakt dat we niet perfect de invloeden op de jeugdwerkloosheid en de werkloosheid van personen in de overige leeftijdscategorieën naar boven hebben krijgen. Ook het feit dat we geen onderscheid hebben kunnen maken in *de duur* van de (jeugd)werkloosheid, heeft ons beperkt in de interpretatie van enkele empirische resultaten. Verder hebben we niet de pretentie dat we alle factoren die kunnen bijdragen aan het verschil tussen de omvang van de jeugdwerkloosheid en de werkloosheid van personen in de overige leeftijdscategorieën hebben geanalyseerd: de mate van technologische ontwikkeling, de omvang van werkloosheidsuitkeringen en de invloed van actief overheidsbeleid om de werkloosheidscijfers terug te dringen, hebben we bijvoorbeeld door een gebrek aan data niet nader geanalyseerd. Ook hier liggen kansen voor verder empirisch onderzoek.

E. LITERATUURLIJST

Akerlof, G. The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84, No. 3. (Aug., 1970), pp. 488-500.

Amable, B., L. Demmou & Gatti, D. 2007 *Employment Performance and Institutions: New Answers to an Old Question*. IZA Discussion paper no. 2731

Blanchflower, D. & R. Freeman. 2000 *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*, Chapter: The Declining Economic Status of Young Workers in OECD Countries. University of Chicago Press

Borjas, G. 2010 *Labor Economics*. New York: McGraw-Hill

Burda, M. & C. Wyplosz. 2005. *Macroeconomics*. Oxford: Oxford University Press.

Clark, A. & A. Oswald, Unhappiness and Unemployment, *The Economic Journal*, Vol. 104, No. 424 (May, 1994), pp. 648-659

Clark, K. & L. Summers, 1981. Demographic Differences in Cyclical Employment Variation, *The Journal of Human Resources*, Vol. 16, No. 1 (Winter, 1981), pp. 61-79

Cocxk, B. & M. Picchio. 2009. "Are Short-Lived Jobs Stepping Stones to Long-Lasting Jobs?", CESifo Working Paper No. 2569

Dutt, P & D, Mitra & P, Ranjan. 2009 International trade and unemployment: Theory and cross-national evidence, *Journal of International Economics* 78 (2009) 32–44

DNB, 1998. Conjunctuur en werkloosheid. *Economisch Statistische Berichten*, nr.4138 Jaargang 83, pp.114

Eliason, M. & D. Storrie, 2004 *Does Job Loss Shorten Life?*. Working paper, Göteborg University.

Field, A. 2009. *Discovering Statistics using SPSS*. London: SAGE Publications Ltd

Gibbons, R & L. Katz. 1991. Layoffs and lemons. *Journal of Labor Economics* 9(4): 351-380.

Gielen, A. & J. van Ours. 2006. Age-specific cyclical effects in job reallocation and labor mobility. *Labour Economics* 13 (2006) 493– 504

Gregg, P. 2001. The impact of youth unemployment on adult unemployment in the NCDS, *The Economic Journal* 111 (November), F626-F653

Hill, R.C, W.Griffiths & G.C. Guay. 2008 *Principles of Econometrics*. Danvers USA: John Wiley & Sons, Inc.

Jimeno, J. & D. Rodríguez-Palenzuela, *Youth unemployment in the OECD: Demographic shifts, labour market institutions and macroeconomic shocks*. Working Paper 2002-15

Kletzer, L. & R. Fairlie. 2003, The Long-Term Costs of Job Displacement for Young Adult Workers, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 56, No. 4 (Jul., 2003), pp. 682-698

Kugler, A. & G. Saint-Paul 2000. "Firing and Firing Costs, Adverse Selection and Long-term Unemployment", IZA Discussion Paper No. 134 March 2000

Lazear, E. 1990. Job Security Provisions and Employment, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, No. 3 (Aug., 1990), pp. 699-726

Lazear, E., M.Gibbs 2009. *Personnel Economics in Practice*. Danvers USA: John Wiley & Sons, Inc.

Lindbeck, A., D.Snowder, *The Insider-Outsider Theory: A Survey*, IZA Discussion Paper No. 534 July 2002

Loonstra, C.J. & W.A Zondag. 2010. *Arbeidsrechtelijke themata*. Boom Juridische uitgevers: Den Haag.

Neumark, D. & W. Wascher. 2004. Minimum Wages, Labor Market Institutions, and Youth Employment: A Cross-National Analysis, *Industrial & Labor Relations Review*, Vol. 57, No. 2, article 4.

Ryan, P. 2001. The School-to-Work Transition: A Cross-National Perspective, *Journal of Economic Literature*, Vol. 39, No. 1 (Mar., 2001), pp. 34-92

Scarpetta, S., A. Sonnet and T. Manfredi 2010, *Rising Youth Unemployment During The crisis: How to Prevent Negative Long-term Consequences on a Generation?*, OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 106, OECD Publishing.

Schmitz, H. 2010. Why are the unemployed in worse health? The causal effect of unemployment on health, *Labour Economics* 18 (2011) 71–78

Stewart, M. 2002. Estimating the Impact of the Minimum Wage Using Geographical Wage Variation, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64, Supplement (2002) 0305-9049

Tutor2u.net. "gcse economics – how we work – minimum wage". URL: http://tutor2u.net/economics/gcse/revision_notes/work_minimum_wage.htm
Geraadpleegd juni 2011

Van Soest, A. 1994. Youth Minimum Wage Rates: The Dutch Experience, *International Journal of Manpower*, Vol. 15 No. 2/3, 1994, pp. 100-117.

Venn, D. (2009), "Legislation, collective bargaining and enforcement: updating the OECD employment protection indicators", www.oecd.org/els/workingpapers

F. APPENDIX

1. De OECD en de OECD-landen

De afkorting OECD, OESO in het Nederlands, staat voor de Organisatie voor Economische Samenwerking en Ontwikkeling en is opgericht in 1961. De OECD is een samenwerkingsverband van 34 landen om sociaal en economisch beleid te bespreken, te bestuderen en te coördineren. De aangesloten landen proberen gezamenlijke problemen op te lossen en trachten internationaal beleid af te stemmen.

We richten ons ten eerste op de OECD omdat de OECD-landen worden beschouwd als welvarende landen. Het is des te schrijnender dat veel van deze welvarende landen klaarblijkelijk hun jeugdige bevolking niet aan het werk kan krijgen en/of houden. Een ander voordeel is dat de OECD relatief veel economische statistieken beschikbaar stelt via *stats.oecd.org*

Onderstaande tabel geef de huidige 34 OECD-landen weer. De OECD-landen die we, door een gebrek aan data, niet hebben meegenomen in de regressieanalyses, zijn in *Tabel F1* onderstreept.

Tabel F1 – *De OECD-landen in juli 2011 – onderstreept = niet meegenomen in de regressieanalyses*

België	<u>Finland</u>	<u>Israël</u>	Nederland	Slowakije	Verenigde Staten
Canada	Frankrijk	<u>Italië</u>	<u>Nieuw-Zeeland</u>	<u>Slovenië</u>	<u>Zweden</u>
<u>Chili</u>	Griekenland	Japan	<u>Noorwegen</u>	Spanje	<u>Zwitserland</u>
Denemarken	Hongarije	Korea	<u>Oostenrijk</u>	Turkije	
<u>Duitsland</u>	<u>IJsland</u>	Luxemburg	Polen	Tsjechië	

2. Begrippenlijst

<i>Ceteris paribus</i>	De overige niet-bestudeerde omstandigheden worden constant verondersteld.
Correlatie	Een samenhang tussen (de beweging van) variabelen: de coëfficiënt kan een waarde tussen de -1 en 1 aannemen.
<i>Differences-in-differences</i>	Een quasi-experimentele techniek die gebruikmaakt van een <i>treatment group</i> die een bepaalde 'behandeling' krijgt en een <i>control group</i>
<i>Discouraged workers</i>	Personen die niet meer actief op zoek zijn naar een baan en daarom uit de beroepsbevolking vallen. Zorgt ervoor dat het effect van een recessie op het werkloosheidscijfer wordt onderschat.
Dummy	Een indicator variabele die aangeeft of er van een bepaald verschijnsel sprake is (<i>waarde 1</i>) of niet (<i>waarde 0</i>)
<i>Firm-specific human capital</i>	Een vorm van menselijk kapitaal die enkel waarde heeft binnen een specifieke onderneming. Een voorbeeld is het beheersen van een zeer specifieke machine.
<i>Fixed effects</i>	Een manier om te corrigeren voor niet-observeerbare subjectspecifieke eigenschappen en/of voor globale schokken over tijd.
Heteroskedasticiteit	De <i>error terms</i> zijn niet willekeurig verdeeld over de observaties, dit verschijnsel maakt de standaardfouten onbetrouwbaar.
Informatieasymmetrie	Het verschijnsel dat de ene partij meer en/of betere informatie heeft dan een andere partij.
<i>Insiders</i>	Personen met een baan en/of personen die lid zijn van een vakbond.
Instrumentele variabele	Een variabele die sterk correleert met een verklarende variabele, vervangt deze verklarende variabele in de regressieanalyse, ter voorkoming van <i>reverse causality</i> .
Jeugd	In deze paper: personen in de leeftijd van 15 tot 25 jaar
<i>Lag</i>	De waarde van een variabele zoals waargenomen in de voorgaande periode
<i>Lemon</i>	Een werknemer die, na dit te hebben waargenomen, toch niet over de gewenste/belofde eigenschappen beschikt
Multicollineariteit	Het statistische verschijnsel dat de verklarende variabelen in een multi-pele regressieanalyse sterk met elkaar correleren
Jeugdwerkloosheidsratio	Werkloze jeugd / beroepsbevolking in de leeftijd van 15 tot 25 jaar.
<i>Opportunity kosten</i>	De misgelopen opbrengsten door het niet-uitvoeren van het beste alternatief.
<i>On the job learning</i>	Het aanleren van vaardigheden op de werkvloer. Een van de manieren om menselijk kapitaal op te bouwen.
<i>Outsiders</i>	Personen die werkloos zijn en/of personen die geen lid zijn van een vakbond
Paneldata	Een dataset met zowel variantie over de tijd als variantie tussen landen op een bepaald tijdstip.
Reservation wage	De hoogte van het loon waarbij een werknemer indifferent is tussen werken en niet-werken.
<i>Respondent bias</i>	Het verschijnsel dat geënquêteerden niet hun werkelijke mening willen en/of durven te geven aan de interviewer.
<i>Reverse causality</i>	Het verschijnsel dat de verklaarde variabele ook de verklarende variabele kan veroorzaken.
<i>Selection bias</i>	Respondenten met een bepaalde gezamenlijke eigenschap zitten relatief vaak in de onderzoeksgroep.
<i>Scarring-effects</i>	De negatieve langetermijneffecten van werkloosheid op jeugdige leeftijd.
Signaalfunctie	De informatie die voortvloeit uit het doen of nalaten van een bepaalde handeling.
Significantieniveau	Hoe groot mag de kans zijn dat een uitkomst door toeval is ontstaan?
Werkloosheidsratio	Totaal aantal werklozen / omvang van de totale beroepsbevolking.
Werklozen	Personen behorende tot de beroepsbevolking, die geen baan hebben, maar wel actief op zoek zijn naar een baan.

3. De (vertekende) invloed van recessies op de (jeugd)werkloosheid

Gedurende een recessie onderschatten de werkloosheidsratio's de gevolgen op de arbeidsmarkt: de zogenaamde '*discouraged workers*', personen die gestopt zijn met actief zoeken naar een baan omdat ze de indruk hebben dat ze toch geen kans maken op de arbeidsmarkt, zijn in deze ratio's niet opgenomen. Zij die in een recessie stoppen met actief zoeken en bijvoorbeeld weer gaan studeren vallen uit de beroepsbevolking, hetgeen de bovenstaande ratio's naar beneden trekt. Een betere ratio voor de effecten van een recessie op de arbeidsmarkt is de *employmentratio* ($\frac{E}{N}$). Deze ratio neemt ook veranderingen in de participatiegraad ($\frac{L}{N}$) mee, nu de *discouraged workers* niet uit de populatie (N) wegvallen (Borjas, 2010). Veranderingen in de *employmentratio* kunnen worden veroorzaakt door veranderingen in de werkgelegenheid ($\frac{E}{L}$) en veranderingen in de participatiegraad ($\frac{L}{N}$) (Clark & Summers; 1981, pp. 63):

$$d\ln(E/N)_t = d\ln(E/L)_t + d\ln(L/N)_t$$

We hebben er voor gekozen om toch met de werkloosheidsratio's te werken. Ten eerste omdat dit beter aansluit bij de berichtgeving in de media, ten tweede omdat we zo het effect van veranderingen in de arbeidsparticipatie apart kunnen analyseren. Bovendien valt het te verwachten dat jeugdigen relatief gemakkelijk *discouraged workers* worden: bijvoorbeeld omdat zij nog niet vastzitten aan hoge vaste lasten en/of omdat ze relatief eenvoudig kunnen kiezen om (weer) te gaan of te blijven studeren wanneer de arbeidsmarktsituatie voor hen ongunstig is (Ryan 2001, pp.37). Je zou kunnen dus kunnen concluderen dat voor jeugdigen de *opportunity kosten* om inactief te worden of te blijven relatief laag zijn.

4. De vergelijkbaarheid van de werkloosheidscijfers

Het valt niet te garanderen dat de werkloosheidscijfers binnen alle OECD-landen exact nauwkeurig en op vergelijkbare wijze zijn gemeten. De oorspronkelijke bron van de data hieromtrent is de *Labour Force Survey* en de cijfers met betrekking tot de totale werkloosheid zijn door *Eurostat* geharmoniseerd. Hierbij zijn de *ILO-standards* in acht genomen. Zie voor meer informatie over de *ILO-standards*:

<http://www.ilo.org/global/standards/lang--en/index.htm>

5. De kerncijfers van de variabelen

VARIABLE	N	MIN.	MAX.	GEM.	STD DEV.
%GROEIBBPCAP(-1)	940	-14,9	12,5	2,1	3,0
%TOTWERKLOOS	857	0,2	20,1	7,1	3,7
%JEUGDWERKLOOS	824	2,6	43,9	15,4	8,2
%MIN/MEDLOON	532	9,7	74,9	45,8	10,7
VAKBONDINVLOED	806	5,8	94,3	36,8	21,2
VASTBESCHERM	34	0,6	4,0	2,2	0,7
TIJDELIJKBESCHERM	34	0,2	4,9	2,1	1,1
%JEUGDTIJDELIJK	559	3,7	76,5	29,2	16,1
%TOTAALTIJDELIJK	559	2,1	35,0	11,7	6,4
%JEUGDINPOP	299	10,1	20,5	13,2	1,9
%ARBEIDSPART	870	28,7	74,5	47,7	5,9

6. De assumpties van het lineaire regressiemodel

[gebaseerd op informatie uit *Hill et al. (2008)* & *Field (2009)*]

Om de resultaten van een (multipel) lineaire regressievergelijking betrouwbaar te kunnen interpreteren, moet er aan een aantal assumpties voldaan zijn. We zetten deze assumpties kort uiteen, daarbij geven we steeds aan hoe we op de assumpties getest hebben.

1. Wellicht de belangrijkste voorwaarde is dat de (gestandaardiseerde) residuen van het geschatte model normaal verdeeld moeten zijn. Grote datasets zijn meestal als gevolg van de *centrale limietstelling* normaal verdeeld. We testen de normaliteit van de residuen door middel van de *Kolmogorov-Smirnov test* en de *Shapiro-Wilk test*, daarnaast kunnen we veel informatie halen uit een zogenaamde *Q-Q plot*: wanneer de residuen normaal verdeeld zijn, dan vallen de datapunten samen met de rechte lijn.

2. Daarnaast is het belangrijk om te kijken of er geen sprake is van *multicollineariteit*: wanneer de verklarende variabelen sterk correleren, dan zijn de standaarddeviaties relatief groot, hetgeen de kans op significante resultaten sterk verkleint. VIF-waarden groter dan 10 weergeven dat er mogelijk sprake is van *multicollineariteit*

3. De (gestandaardiseerde) residuen van het model moeten constant zijn verdeeld over de (gestandaardiseerde) observaties: er mag geen sprake zijn van heteroskedasticiteit. Dit kunnen we testen door een plot te maken van de residuen over de door het model voorspelde waarden. Zit hier geen patroon in, dan hoeven we ons niet druk te maken over

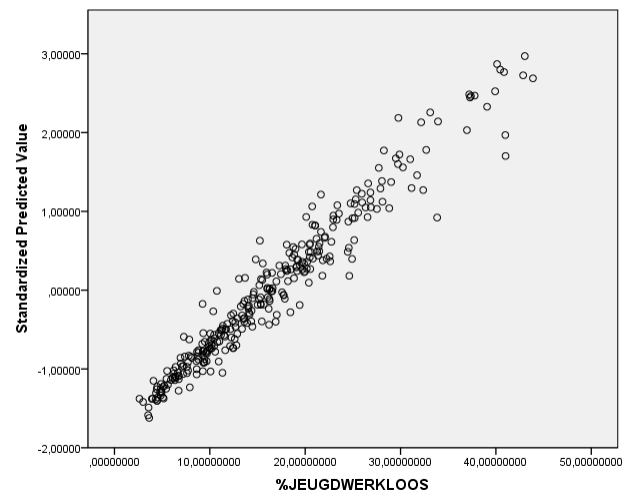
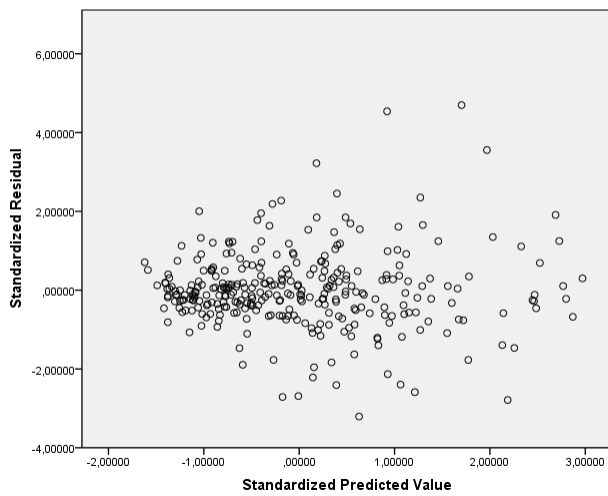
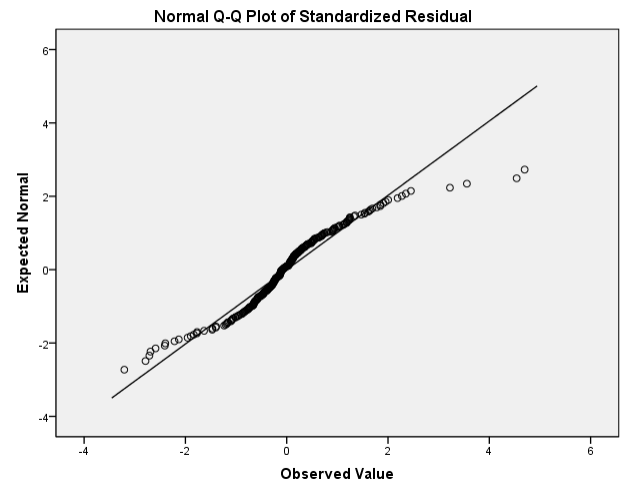
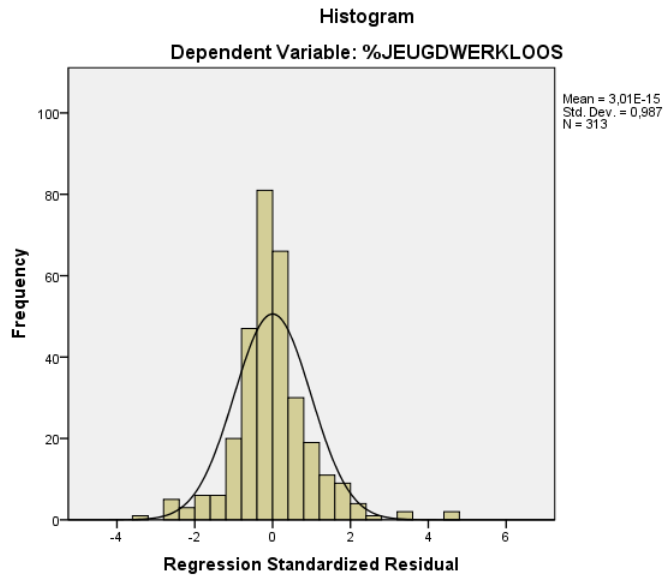
heteroskedasticiteit. In de modellen met *country en time fixed effects* verwachten we niet veel problemen met betrekking tot deze assumptie, doordat deze modellen corrigeren voor niet-waarneembare structurele verschillen tussen OECD-landen.

4. De *errortermen* moeten onafhankelijk zijn: er mag geen sprake zijn van *seriecorrelatie*. Deze assumptie kan (heel oppervlakkig) worden getest aan de hand van de Durbin-Watson statistiek: een waarde van 2 wordt als 'goed' beschouwd. Waarden onder de 1 duiden zeker op positieve seriecorrelatie, terwijl waarden boven de 3 weergeven dat er sprake is van negatieve seriecorrelatie.

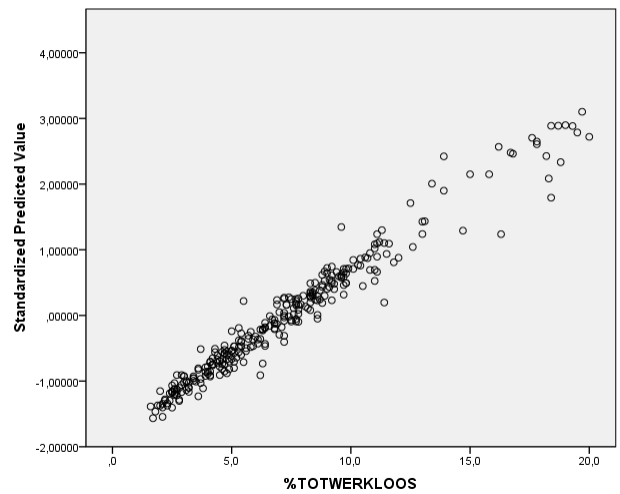
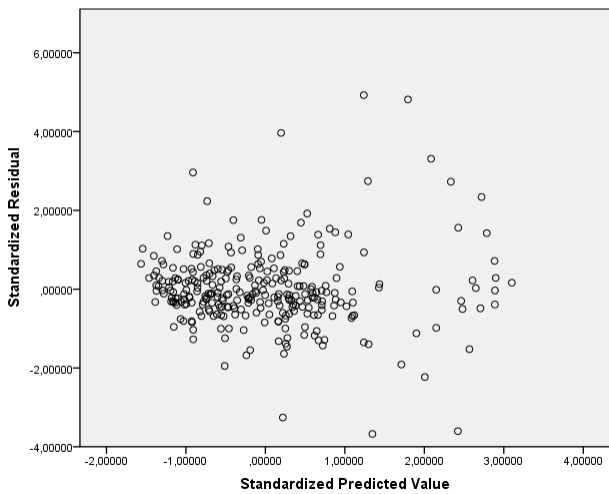
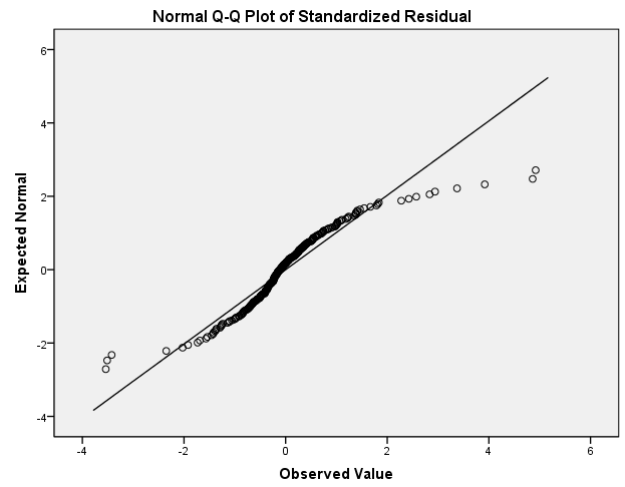
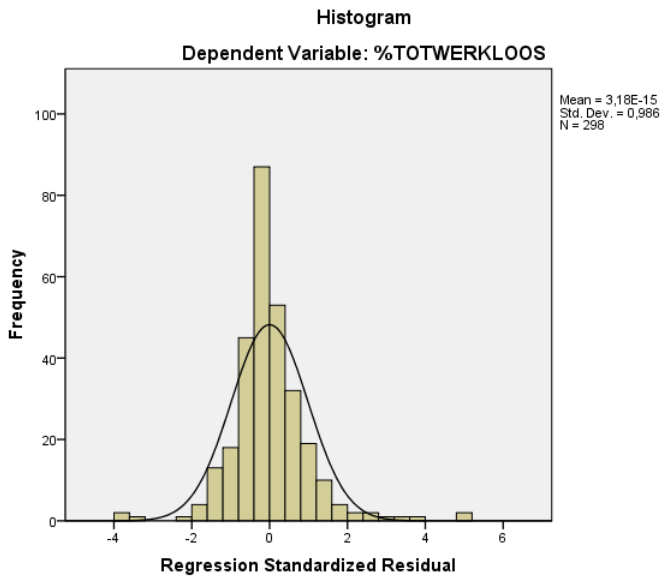
5. Tot slot is het belangrijk om te controleren of er ook inderdaad sprake is van een lineaire relatie tussen de verklaarde variabele en de verklarende variabelen. We kunnen hierop testen door de waargenomen (gestandaardiseerde) observaties tegen de (gestandaardiseerde) voorspelde observaties te plotten; als het goed is nemen we dan een lineaire lijn waar.

7. Plots bij de regressiemodellen zonder *fixed effects*.

Y = % jeugdwerkloosheid

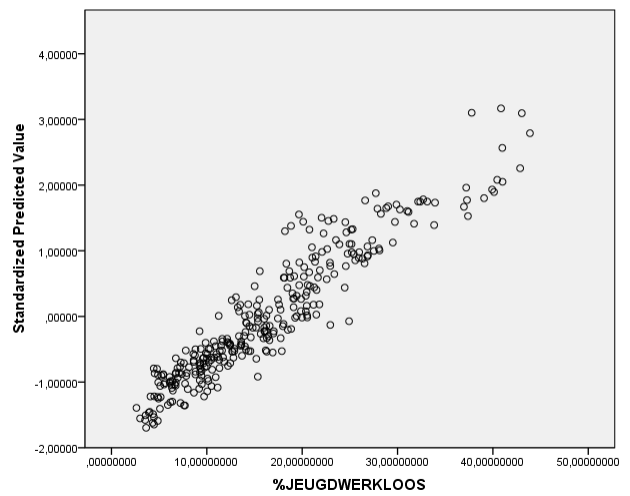
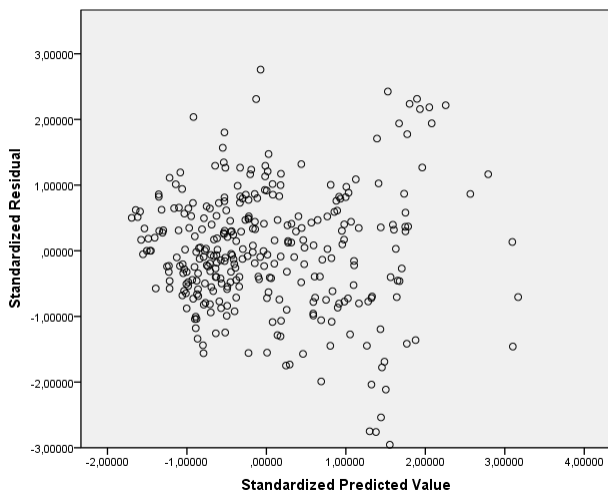
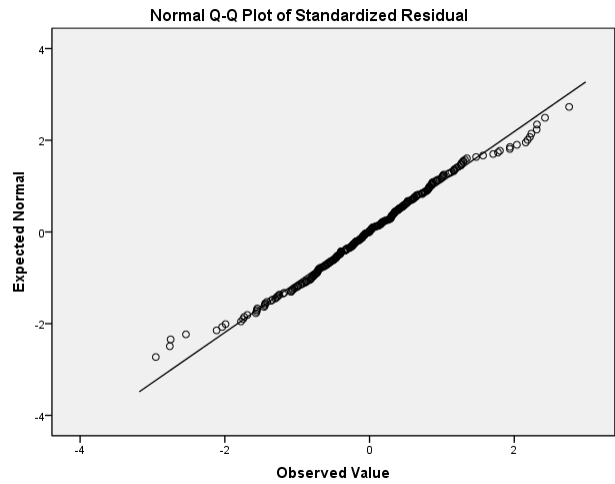
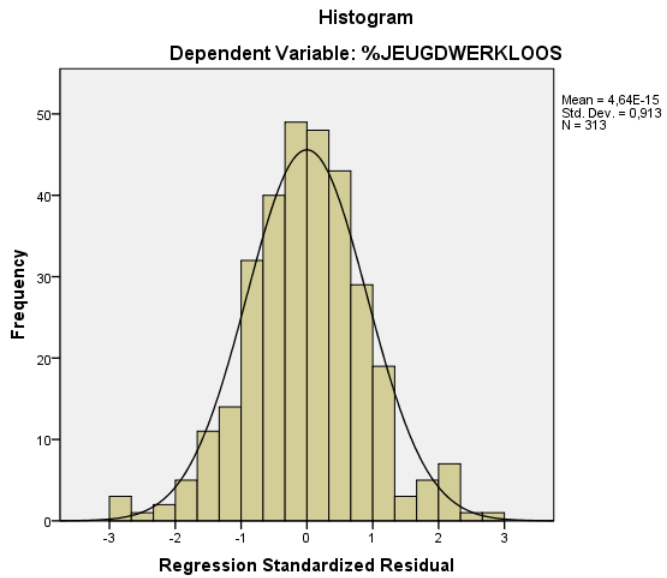


Y = % totale werkloosheid

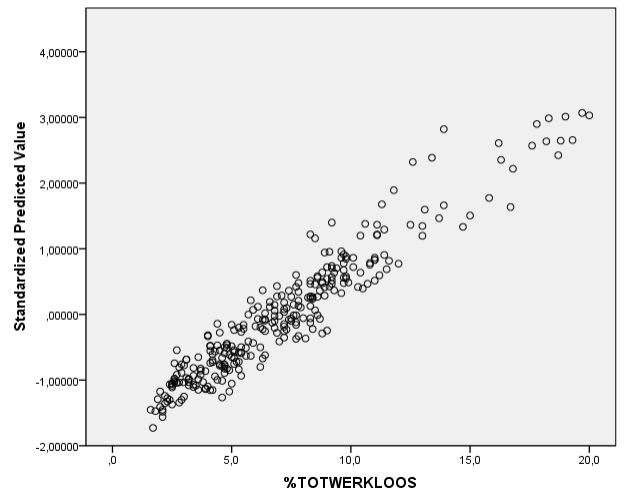
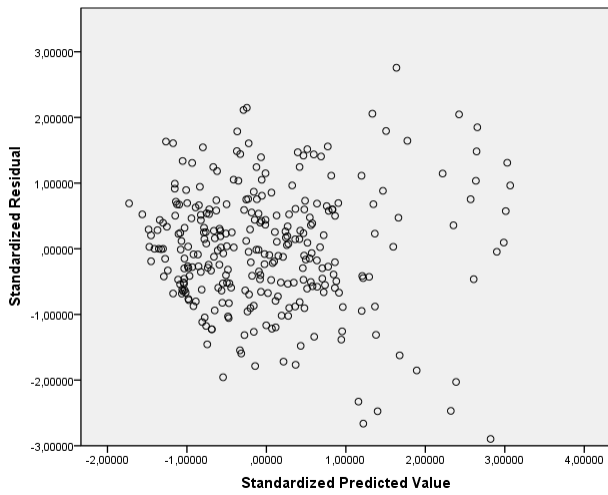
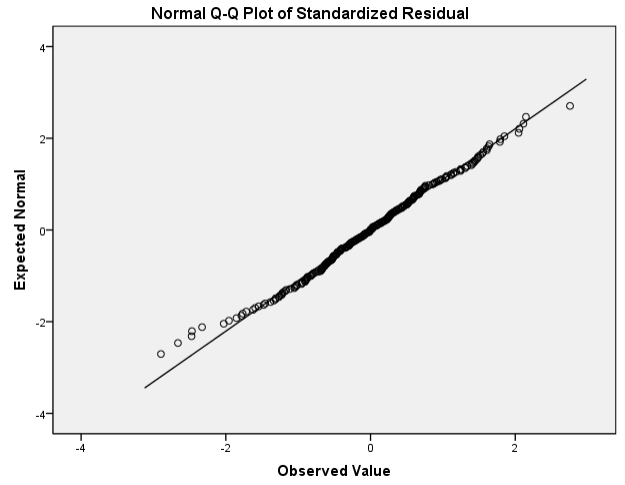
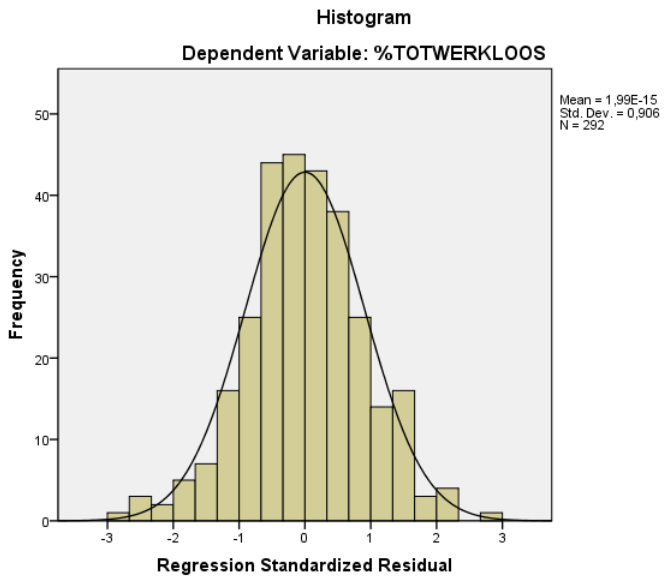


8. Plots bij de regressiemodellen met *fixed effects*.

Y = % jeugdwerkloosheid



Y = % totale werkloosheid



9. Verwijderde observaties uit de modellen met *fixed effects*

De modellen met *fixed effects* vertoonden ook nog enkele *uitschieters*; observaties die verder dan 3 standaarddeviaties van het gemiddelde aflagen. Enerzijds wil je deze observaties niet verwijderen; het betreffen nu eenmaal observaties die bijdragen aan de totale variantie in het model. Anderzijds *kunnen* dergelijke observaties een sterke invloed hebben op de te schatten lineaire regressielijn. De tests op normaliteit die we in deze paper hanteren, de *Kolmogorov-Smirnov test* en de *Shapiro-Wilk test*, zijn bovendien zeer gevoelig voor dergelijke uitschieters. Het is daarom dat we deze uitschieters uit de dataset hebben verwijderd. We geven hieronder weer welke datapunten het betreft:

VERWIJDERDE OBSERVATIES			
<i>MODELLEN MET FE</i>			
Y = JEUGDWERKLOOSHEID	OBSERVATIE NR	LAND	JAAR
	1220	POLEN	2006
	1221	POLEN	2007
	1222	POLEN	2008
	1424	SPANJE	2006
Y = TOTALE WERKLOOSHEID	1221	POLEN	2007
	1222	POLEN	2008
	1323	SLOWAKIJE	2007
	1324	SLOWAKIJE	2008
	1411	SPANJE	1993
	1412	SPANJE	1994
	1413	SPANJE	1995
	1414	SPANJE	1996

10. Tabel met *fixed effects*

Y = %Jeugdwerkloosheid				Y = %Totale werkloosheid			
OECD-LAND	CFE	JAAR	YFE	OECD-LAND	CFE	JAAR	YFE
<i>Basis: Nederland</i>		<i>Basis:2000</i>		<i>Basis: Nederland</i>		<i>Basis:2000</i>	
AUSTRALIË	5,9	1980	5,3	AUSTRALIË	0,8	1980	0,5
BELGIË	17,1	1981	4,4	BELGIË	7,1	1981	0,1
CANADA	9,8	1982	4,7	CANADA	4,3	1982	0,5
FRANKRIJK	6,6	1983	8,6	FRANKRIJK	2,3	1983	1,1
GRIEKENLAND	22,2	1984	7,2	GRIEKENLAND	5,7	1984	1,0
HONGARIJE	13,5	1985	9,5	HONGARIJE	2,8	1985	1,5
IERLAND	7,9	1986	6,5	IERLAND	2,1	1986	1,7
JAPAN	3,8	1987	7,4	JAPAN	-0,1	1987	1,6
KOREA	6,4	1988	4,9	KOREA	-0,2	1988	0,9
LUXEMBURG	8,0	1989	3,4	LUXEMBURG	1,9	1989	0,6
MEXICO	7,4	1990	1,7	MEXICO	0,3	1990	-0,3
POLEN	33,9	1991	1,6	POLEN	14,8	1991	-0,7
PORTUGAL	2,8	1992	1,7	PORTUGAL	1,8	1992	-0,2
SLOWAKIJK	30,1	1993	4,1	SLOWAKIJK	13,3	1993	-0,2
SPANJE	16,8	1994	4,8	SPANJE	7,9	1994	0,3
TURKIJE	8,5	1995	4,4	TURKIJE	2,4	1995	1,1
TSJECHIË	15,1	1996	3,4	TSJECHIË	4,2	1996	0,4
VERENIGD KONINKRIJK	11,5	1997	3,4	VERENIGD KONINKRIJK	2,1	1997	1,0
VERENIGDE STATEN	6,3	1998	2,6	VERENIGDE STATEN	-1,0	1998	0,9
		1999	1,7			1999	0,5
		2001	0,2			2001	-0,2
		2002	-0,8			2002	-0,5
		2003	0,4			2003	-0,2
		2004	0,2			2004	-0,2
		2005	-0,4			2005	-0,3
		2006	-0,3			2006	-1,1
		2007	-2,4			2007	-1,0
		2008	-2,0			2008	-0,9