

Inkomensongelijkheid in de Europese Unie

Econometrische en economische analyse van het effect van de kredietcrisis en de Europese staatsschuldencrisis op de inkomensongelijkheid binnen de EU.

MASTER IN DE TOEGEPASTE ECONOMISCHE WETENSCHAPPEN:
HANDELSINGENIEUR

Yannick Bormans
Daan Goutsmet

Masterproef aangeboden tot
het behalen van de graad

Major Kwantitatieve Methoden

Promotor: Prof. Dr. Christophe Croux
Werkleider: Peter Reusens

Academiejaar 2015-2016



Abstract

De recente kredietcrisis en Europese staatsschuldencrisis hebben een impact gehad op de rijkdom binnen Europa alsook ook op de verdeling ervan. In dit werk wordt via een econometrische analyse een fixed effects model met tijdseffecten opgesteld dat inkomensongelijkheid, gemeten door de Gini-coëfficiënt, beschrijft in functie van de variabelen BBP per capita, inflatie, werkloosheid, begrotingssaldo, staatsschuld en overheidsuitgaven. Een eerste belangrijke contributie van dit werk is dat via deze econometrische analyse duidelijk is geworden dat de bekende Kuznetshypothese nog altijd geldt in Europa. Bovendien bleken ook de variabelen die deel uitmaken van het fiscaal beleid (begrotingssaldo, staatsschuld en overheidsuitgaven) belangrijke determinanten van inkomensongelijkheid. Een tweede contributie is dat via een what-if analyse voor het eerst de invloed van de crisissen op inkomensongelijkheid wordt gekwantificeerd, zowel voor Europa in zijn geheel als voor alle Europese lidstaten afzonderlijk. Enerzijds bleek hieruit dat de crisis de gemiddelde inkomensongelijkheid in Europa heeft doen toenemen. Anderzijds werd nogmaals bevestigd dat er veel verschillen zijn in de evolutie van inkomensongelijkheid tussen de Europese lidstaten. Op basis van een economische analyse wordt duidelijk dat verschillen omtrent de situering op de Kuznetscurve, de sterkte van de automatische stabilisatoren en de mate waarin overheidsgeld gespendeerd werd aan bailouts hier een belangrijke rol in hebben gespeeld.



Voorwoord

Deze masterthesis dient als sluitstuk van onze masteropleiding in de Toegepaste Economische Wetenschappen: Handelsingenieur aan de KU Leuven. We hebben ervoor gekozen om aspecten uit de major Kwantitatieve Methoden en de minor Economie te combineren aan de hand van een eigen onderzoeksvoorstel. In één integraal onderzoek wordt bij deze zowel een econometrische als een economische analyse gevoerd omtrent de effecten van de kredietcrisis en de Europese staatsschuldencrisis op de inkomensongelijkheid in de Europese Unie.

Graag hadden we prof dr. Christophe Croux bedankt om ons te steunen in ons onderzoeksvoorstel door deze thesis te willen promoten. Daarnaast willen we ook werkleider Peter Reusens danken voor het geven van regelmatige, constructieve feedback om ons zodoende te begeleiden in het onderzoeksproces.



Inhoudsopgave

1. Inleiding	6
1.1. Probleemstelling en centrale onderzoeksvraag	6
1.2. Deelvragen en algemene structuur van de thesis.....	7
2. Literatuurstudie	9
2.1. Maatstaven voor inkomensongelijkheid	9
2.2. Macro-economische determinanten van inkomensongelijkheid	11
2.3. Inkomensongelijkheid in Europa	14
2.4. Conclusies	15
3. Data	17
3.1. Beschrijving dataset	17
3.2. Beschrijvende statistiek.....	18
3.2.1 Detecteren van uitschieters	18
3.2.2 Heterogeniteit	19
3.2.3 Verkennen van relaties	19
3.2.4 Gepaarde t-testen	20
4. Methodologie	21
4.1. Econometrisch model op basis van panel data.....	21
4.1.1. Een overzicht van de mogelijke modellen.....	21
4.1.2. Selectie van het model.....	22
4.1.3. Ontwikkeling van het model	24
4.2. Voorspellen van de Gini zonder crisis	24
5. Resultaten.....	26
5.1. Het ontwikkelde fixed effects model met jaareffecten	26
5.1.1. Besprekingen van de coëfficiënten	27
5.1.2. Bespreking van de landspecifieke effecten.....	28
5.1.3. Bespreking van de jaareffecten (t.o.v. referentiejaar 2000)	29
5.1.4. Vergelijking met de verwachtingen op basis van de literatuurstudie	30
5.1.5. Robuustheidsanalyse	31
5.2. Effecten van de crisissen op inkomensongelijkheid.....	32
5.2.1. What-if analyse	32
5.2.2. Effect van de crisis op de Gini	33
5.3. Economische verklaringen van het effect van de crisissen op de inkomensongelijkheid	35
5.3.1. Het BBP per capita en de Kuznetshypothese	37
5.3.2. Het fiscaal beleid van een land	38
5.2.3. Niet-significante variabelen: inflatie en werkloosheid	40
6. Discussie	41
6.1. Verklaring van de verschillen tussen de Europese lidstaten.....	41

6.2.1. Verklaring aan de hand van het BBP per capita en de Kuznetshypothese	41
6.2.2. Verklaring aan de hand van het fiscaal beleid van landen	42
6.2.3. Samenvatting	44
6.3. Gevolgen voor het beleid	44
7. Algemene conclusie.....	45
Bijlagen	48
<i>Bijlage 1: De R-code.....</i>	48
Bijlage 1.1. R-code voor de beschrijvende statistiek	48
Bijlage 1.2. R-code voor de ontwikkeling van het model	49
<i>Bijlage 2: Gini-coëfficiënt in functie van de onafhankelijke variabelen per lidstaat.....</i>	51
<i>Bijlage 3: Evolutie van de inkomensongelijkheid per lidstaat.....</i>	54
<i>Bijlage 4: Verschillen in Gini tussen landen en jaren</i>	55
<i>Bijlage 5: Gini-coëfficiënt in functie van de onafhankelijke variabelen met lineaire OLS-regressie</i>	56
<i>Bijlage 6: Visuele weergave van de correlaties tussen onafhankelijke variabelen</i>	59
<i>Bijlage 7: Verdiepende robuustheidsanalyse</i>	60
<i>Bijlage 8: What-if analyse per lidstaat</i>	61
<i>Bijlage 9: Effect van de evolutie van de onafhankelijke variabelen op de Gin.....</i>	63
Lijst met figuren	64
Lijst met tabellen	65
Bibliografie	66

1. Inleiding

1.1. Probleemstelling en centrale onderzoeksvraag

Zowel de kredietcrisis die in 2007 uitbrak als de Europese staatsschuldencrisis die begon vanaf eind 2009 hebben een grote impact gehad op de huidige economische situatie in Europa. Banken worden aan een strenger regime onderworpen en elk land van de Eurozone krijgt specifieke begrotingsdoelstellingen opgelegd die vele lidstaten dwingen een besparingsregime te hanteren. Het doel van dit beleid is om de begrotingen terug op orde te brengen en zo de staatsschuld af te bouwen om uiteindelijk ook het vertrouwen terug te herstellen (Official Journal of the European Union, 2013). Het wordt algemeen aangenomen dat dit een grote impact heeft op de welvaart van de Europeanen en ook op de verdeling ervan. Het is dan ook van belang om het specifieke aspect inkomensongelijkheid in deze uit te diepen en zo de rol van de verschillende crisissen in de ontwikkeling van de inkomensongelijkheid te achterhalen.

In de bestaande literatuur is er al menig onderzoek gedaan naar inkomensongelijkheid. Verschillende onderzoekers hebben zich gebogen over de verschillende maatstaven van inkomensongelijkheid (Atkinson, 1970; De Maio, 2007; Lagae, 1990; Lambert et al., 2003).

Daarnaast is er ook veel gepubliceerd over de mogelijke determinanten van inkomensongelijkheid. Zo ontwikkelde Kuznets (1955) de Kuznetshypothese, een theorie die stelt dat er een significant verband bestaat tussen inkomensongelijkheid en het BBP per capita van een land die de vorm aanneemt van een omgekeerde U. Battisti en Zeira (2014) legden dan de nadruk op het fiscaal beleid van een land als determinant van inkomensongelijkheid.

Naast de maatstaven en determinanten van inkomensongelijkheid is ook rol van de kredietcrisis in de evolutie van inkomensongelijkheid meermaals besproken. In het boek *The Great Recession and the Distribution of Household Income* (Brandolini et al., 2011) werd concreet de impact van de Grote Recessie op inkomensverdeling besproken voor 21 verschillende rijke OESO-landen. Ook de evolutie van inkomensongelijkheid in Europa is al onderzocht geweest. Ramos en Royuela (2014) beschreven de algemene trends in de evolutie van inkomensongelijkheid in Europa gedurende het voorbije decennium, dit zowel op nationaal als op regionaal niveau.

De conclusie van deze werken is dat er veel heterogeniteit is tussen de Europese landen, zowel wat betreft de huidige inkomensongelijkheid en de evolutie ervan als de invloed van de crisis erop. Ondanks het vele studiewerk is er echter nog nooit in cijfers uitgedrukt wat precies de invloed is geweest van de verschillende crisissen op de inkomensongelijkheid in heel Europa.

Het zou een grote meerwaarde zijn om een econometrisch model te ontwikkelen op basis van panel data dat inkomensongelijkheid in Europa beschrijft in functie van verschillende macro-economische variabelen die elk een impact hebben ondervonden van (één van) de crisissen en die elk op hun beurt de inkomensongelijkheid hebben beïnvloed. Zo zou het via een what-if analyse mogelijk worden om het uiteindelijke effect van de verschillende crisissen te kwantificeren, zowel voor elk land afzonderlijk als voor Europa in zijn geheel. Bovendien kan het dienen als een basis om een duidelijke visie te ontwikkelen over welke macro-economische mechanismen er tijdens de crisissen zijn ontstaan die uiteindelijk hebben geleid tot een bepaalde wijziging van de inkomensongelijkheid. De centrale onderzoeksvraag van deze masterthesis luidt als volgt:

“Wat is het effect van de kredietcrisis en de Europese staatsschuldencrisis op de inkomensongelijkheid binnen de EU en hoe kan deze economisch verklaard worden?”

1.2. Deelvragen en algemene structuur van de thesis

De centrale onderzoeksvraag zal beantwoord worden door middel van vier verschillende deelvragen.

Eerst en vooral zal bepaald worden vanuit welke macro-economische variabelen vertrokken zal worden bij de ontwikkeling van het econometrisch model. De eerste deelvraag is dan ook ***“Hoe kan inkomensongelijkheid het beste gemeten worden en welke macro-economische variabelen hebben er een invloed op?”***. Deze deelvraag bestaat uit twee onderdelen. Het eerste deel bestaat erin te achterhalen welke maatstaf voor inkomensongelijkheid het meest geschikt is voor dit onderzoek. In het tweede deel wordt getracht geschikte variabelen te vinden die een belangrijke invloed hebben op inkomensongelijkheid. Aangezien in deze thesis het effect van de kredietcrisis en de Europese staatsschuldencrisis onderzocht wordt, zullen enkel variabelen gebruikt worden die ook daadwerkelijk een effect hebben ondervonden tijdens deze crisissen.

Eens er een geschikte maatstaf voor inkomensongelijkheid is gevonden en een onderzoek werd gedaan naar variabelen die hier een invloed op hebben, zal in een tweede deelvraag onderzocht worden welke statistische relatie er bestaat tussen de afhankelijke variabele inkomensongelijkheid en de onafhankelijke, macro-economische variabelen. Op deze manier kunnen de crisissen via verschillende macro-economische variabelen gelinkt worden aan inkomensongelijkheid. De tweede deelvraag wordt geformuleerd als volgt: ***“Hoe kan inkomensongelijkheid verklaard worden op basis van een econometrisch model?”***. Er wordt vanuit gegaan dat het verschil in inkomensongelijkheid louter te verklaren is door middel van een wijziging in de onafhankelijke variabelen in het model en niet door een wijziging in de afzonderlijke invloeden van deze variabelen. In de literatuur worden alle effecten beschouwd over langere perioden en er wordt nooit gesuggereerd dat er wijzigingen in coëfficiëntenwaarden optreden over verschillende perioden heen. In dit onderzoek wordt dus

verondersteld dat hetzelfde model blijft gelden na de verschillende crisissen en dat de coëfficiëntenwaarden niet veranderen in het tijdsbestek van dit onderzoek.

Hierna volgt een derde deelvraag: **“Wat waren de effecten van de kredietcrisis en Europese staatsschuldencrisis op de inkomensongelijkheid in Europa?”**. Hierbij zal het econometrisch model uit de tweede deelvraag gebruikt worden om de effecten van de kredietcrisis en de Europese staatsschuldencrisis op de inkomensongelijkheid te kwantificeren. Dit zal gebeuren door middel van een zogenaamde *what-if* analyse. Concreet houdt dit in dat voorspellingen uit het jaar 2007 (voor het begin van de kredietcrisis) en het jaar 2009 (het jaar voor het begin van de Europese staatsschuldencrisis) van de onafhankelijke variabelen uit het model zullen gebruikt worden. Deze gegevens baseren zich namelijk op het scenario dat de kredietcrisis en de Europese staatsschuldencrisis niet zouden hebben plaatsgevonden. Het verkregen model kan dan inkomensongelijkheid voorspellen onder het scenario dat de crisissen nooit zouden hebben plaatsgevonden. Dit gebeurt door de voorspelde waarden van de onafhankelijke variabelen in te vullen in het model. Het verschil tussen de werkelijke waarde en deze voorspelde waarde geeft zo een puntschatting van de impact van de crisis op inkomensongelijkheid.

Eens de invloed van de crisissen op de Europese landen gekwantificeerd is, zal een economische analyse gebeuren van de evolutie van de inkomensongelijkheid in een ruim kader. Dit vormt de kern van onderzoeksvraag vier: **“Hoe kunnen de effecten van de kredietcrisis en de Europese staatsschuldencrisis op de inkomensongelijkheid in Europa economisch verklaard worden?”**. Op basis van het antwoord op deze vraag zal ook een meer diepgaand onderzoek kunnen plaatsvinden naar de oorzaken van de verschillen die bestaan tussen de verschillende Europese lidstaten.

De structuur van de thesis verloopt als volgt. In hoofdstuk 2. *Literatuurstudie* zal via een literatuurstudie de eerste deelvraag beantwoord worden. Daarnaast zal er ook een algemeen beeld gevormd worden van het reeds geleverde werk in dit onderzoeksgebied. In hoofdstuk 3. *Data* wordt de gebruikte dataset beschreven. Vervolgens wordt in hoofdstuk 4. *Methodologie* de methode beschreven op basis waarvan het econometrisch model ontworpen wordt. In hoofdstuk 5. *Resultaten* worden de resultaten getoond. Op basis van hiervan zal ook de tweede, derde en vierde deelvraag beantwoord worden. In hoofdstuk 6. *Discussie* volgt een meer diepgaande bespreking van de resultaten. Besloten wordt met een algemene *conclusie* in hoofdstuk 7.

2. Literatuurstudie

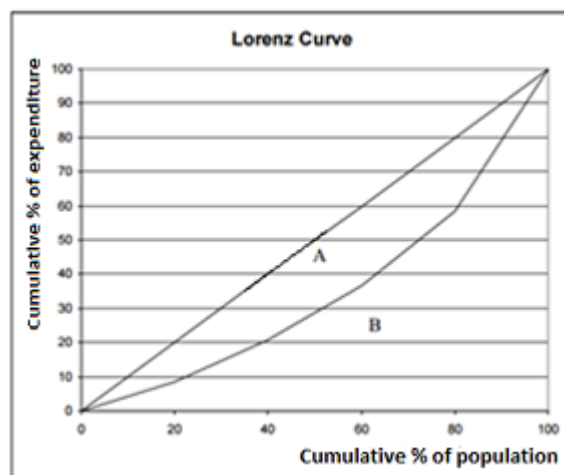
In dit onderdeel wordt een overzicht gegeven van de belangrijkste onderzoekswerken verricht in dit domein. Het doel van deze literatuurstudie is om een accuraat antwoord te vinden op de eerste deelvraag, namelijk: **“Hoe kan inkomensongelijkheid het beste gemeten worden en welke variabelen hebben hier een invloed op?”**. Deze vraag bestaat uit twee delen, een deel waarin op zoek wordt gegaan naar een, in deze context, geschikte maatstaf voor inkomensongelijkheid. Dit gebeurt in deel 2.1. *Maatstaven voor inkomensongelijkheid*. Vervolgens zal via verschillende stappen nagegaan worden welke macro-economische determinanten het best opgenomen worden in het model. In deel 2.2. *Macro-economische determinanten van inkomensongelijkheid* zal in de literatuur op zoek gegaan worden naar de belangrijkste determinanten van inkomensongelijkheid die geschikt zijn voor de ontwikkeling van het econometrisch model. Eens de eerste onderzoeksvraag beantwoord is, zal in deel 2.3. *Inkomensongelijkheid in Europa* een concretere literatuurstudie gevoerd worden naar het reeds geleverde werk met betrekking tot inkomensongelijkheid in Europa. In deel 2.4. *Conclusies* kan dan besloten worden met een antwoord op de eerste deelvraag en enkele verwachtingen met betrekking tot de resultaten. Tevens kan een overzicht gegeven worden van de onzekerheden die na de literatuurstudie nog altijd spelen en de mate waarin dit onderzoek in deze een meerwaarde kan bieden.

2.1. Maatstaven voor inkomensongelijkheid

Om de evolutie van de inkomensongelijkheid te onderzoeken moet er eerst en vooral een goede maatstaf gevonden worden die inkomensongelijkheid samenvat in één getal. Hierbij moet in het achterhoofd gehouden worden dat in dit werk vergelijkingen mogelijk moeten zijn tussen verschillende landen en over verschillende jaren. De Maio (2007) maakte een overzicht van de mogelijke maatstaven. De belangrijkste zijn de Gini-coëfficiënt en de Atkinson index. Hun voor- en nadelen zullen hieronder kort besproken worden.

Eerst en vooral is er de Gini-coëfficiënt. Deze is gebaseerd op de 45°-lijn en een zogenaamde Lorenzcurve, specifiek voor elk land. Beide rechten staan uitgetekend op figuur 1 (Introduction to Poverty Analysis, 2005). De Lorenzcurve is de rechte onder de 45°-lijn en deze tekent het cumulatief percentage van het verworven inkomen uit in functie van het cumulatief percentage van de bevolking. Zo is bijvoorbeeld op de figuur te zien dat de 20% armsten van de bevolking ongeveer 10% van het inkomen bezitten.

De 45°-lijn is dan in feite de Lorenzcurve bij perfecte gelijkheid, waarbij de 10% van de bevolking ook daadwerkelijk 10% van het inkomen bezit. Hoe dichter de Lorenzcurve bij de 45°-lijn zit, hoe lager de inkomensongelijkheid. De Gini-coëfficiënt wordt dan ook berekend door het percentage te nemen van de ruimte tussen beide curven ten opzichte van de totale ruimte onder de 45°-lijn. In deze figuur is dat $\left(\frac{A}{A+B}\right) * 100\%$. Bij perfecte gelijkheid bedraagt de Gini-coëfficiënt 0%, bij perfecte ongelijkheid (waarbij slechts één persoon al het inkomen bezit), bedraagt deze 100%.



Figuur 1. De Lorenzcurve en de 45°-lijn. Herdrukt van Introduction to Poverty Analysis. (2005). World Bank Institute

Op het eerste gezicht lijkt de Gini-coëfficiënt een goede en eenvoudig te berekenen maatstaf. Toch zijn hier ook belangrijke nadelen aan verbonden. Zo maakt de Gini-coëfficiënt geen onderscheid tussen transfers in verschillende inkomensklassen. Als er bijvoorbeeld een inkomenstransfer plaatsvindt van de 10% rijksten naar de 10% - 20% rijksten, heeft dit eenzelfde effect op de Gini als wanneer hetzelfde gebeurt van de 10% - 20% armsten naar de 10% armsten. Dit terwijl het tweede geval een veel gunstiger effect met zich meebrengt op de totale welvaart omwille van dalende marginale baten. Een lagere inkomensklasse zal namelijk veel meer baat ondervinden van wat extra inkomen dan dat bij de hogere inkomensklassen het geval is. (Lagae, 1990)

Een andere maatstaf die bovenstaand probleem omzeilt is de Atkinson index, deze kan net als de Gini-coëfficiënt variëren van 0% tot 100%. Het verschil is dat er hierbij een onderscheid wordt gemaakt tussen verschillende inkomensongelijkheden door middel van een sensitiviteitsparameter ϵ . Deze parameter kan variëren. De meest gangbare waarden voor ϵ zijn 0.5, 1, 1.5 of 2. Hoe hoger de sensitiviteitsparameter, hoe groter de aversie voor ongelijkheid en hoe meer gewicht er gelegd wordt op ongelijkheden binnen de laagste inkomens. De Atkinson index wordt berekend op basis van de desbetreffende sensitiviteitsparameter en de sociale welvaartsfunctie. Een inkomenstransfer van de 10% rijksten naar de 10% - 20% rijksten zal de Atkinson index dus in veel mindere mate doen dalen dan wanneer dezelfde transfer plaatsvindt tussen lagere inkomensklassen. Voor een gedetailleerde beschrijving van de berekening wordt gerefereerd naar Atkinson's *On the Measurement of Inequality* (1970).

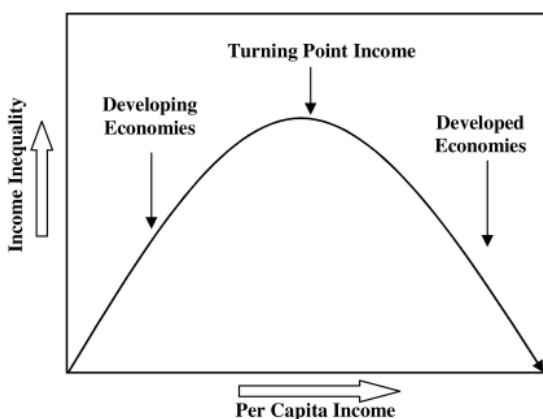
Nu rest nog de vraag welke van de verschillende mogelijke maatstaven het best gebruikt kan worden in het kader van het onderzoek. Belangrijk hierbij is om te focussen op de vraag of het in dit onderzoek wenselijk is om een zwaarder gewicht te leggen bij een inkomensverdeling in lagere inkomensgroepen of niet. Als het antwoord ja is, betekent dit dat er op subjectieve wijze een waarde moet toegekend worden aan een parameter die de mate van inkomensongelijkheidsaversie omvat. De Atkinson index is

namelijk een maatstaf die beïnvloed is door een subjectief vastgelegde mate van aversie (Lambert, Millimet, & Slottje, 2003). Het doel in deze thesis is echter louter te weten wat de invloed is geweest op inkomensongelijkheid, of dit nu gaat om een beweging in de boven-, middenklasse of lagere klasse doet er op zich niet veel toe. Bovendien is het voornaam om te allen tijde de objectiviteit te bewaren en zich te weerhouden van subjectieve keuzes zoals het bepalen van een sensitiviteitsparameter. Vandaar dat er vanaf nu enkel gewerkt zal worden met één en dezelfde maatstaf: de Gini-coëfficiënt. Het is een coëfficiënt die relatief eenvoudig te interpreteren is en in menig onderzoek zijn betrouwbaarheid al heeft bewezen.

2.2. Macro-economische determinanten van inkomensongelijkheid

Het doel van dit onderdeel is om via een studie van verschillende wetenschappelijke artikels macro-economische determinanten te vinden die bruikbaar zijn in de context van dit onderzoek. Naast een belangrijke determinant van inkomensongelijkheid, moeten de variabelen ook onderhevig geweest zijn aan belangrijke effecten van de crisis. Dit aangezien het effect van de crisis op inkomensongelijkheid bestudeerd wordt. De variabelen die hieronder beschreven worden voldoen op basis van een literatuurstudie aan beide voorwaarden en zijn dus geschikt voor de ontwikkeling van het econometrisch model.

Allereerst is er de relatieve maatstaf voor economische activiteit, het **Bruto Binnenlands Product (BBP) per capita**. Deze variabele meet de totale productie van een land in één jaar per hoofd van de bevolking. Volgens Kuznets (1955) is dit een essentiële determinant voor economische activiteit. In zijn werk



Figuur 2. De Kuznetscurve. Herdrukt van The environmental Kuznetscurve. PERC Research Studies. 2002.

“Economic growth and income inequality. The American economic review.” stelt hij dat een land in de beginfase van ontwikkeling een positief effect ervaart op de inkomensongelijkheid. Kuznets argumenteert dat in de vroege fase van industrialisatie van een land de lonen in de industrie veel hoger liggen dan op het platteland. Door schaarste op het platteland zullen deze lonen echter volgen. Uiteindelijk zal de gehele bevolking kunnen meeprofiten van de ontwikkeling en zal na een bepaald omslagpunt de ongelijkheid afnemen bij verdere economische ontwikkeling. Als men de relatie van inkomensongelijkheid, Y , uitzet in functie

van het BBP per capita, X , krijgt men dus volgende vergelijking: $y = \beta_1 x + \beta_2 x^2 + \varepsilon$. Hierbij is $\beta_1 > 0$ en $\beta_2 < 0$. Als deze vergelijking wordt uitgetekend op een grafiek verkrijgt men een omgekeerde U, ook

wel de Kuznetscurve genaamd. Dit wordt getoond op figuur 2 (The environmental Kuznetscurve, 2002). Bovenstaande theorie noemt men de Kuznetshypothese.

Income Inequality and Inflation in the EU is een werk van Muratoglu, Thalassions & Ugurlu (2012) waarin op basis van data in 13 Europese landen van 2000 tot 2009 de invloed van **inflatie** op inkomensongelijkheid onderzocht werd. Inflatie bleek een statistisch significante positieve invloed uit te oefenen op inkomensongelijkheid. In diezelfde studie werd de macro-economische variabele **werkloosheid** opgenomen als controlevariabele en ook deze bleek significant positief te zijn in het model. Chin, Kim & Lee (2013) schreven een paper over de determinanten van inkomensongelijkheid in Korea. Ook in deze studie bleken inflatie en werkloosheid een van de belangrijkste determinanten te zijn.

In *The effects of fiscal distribution* stellen Battisti en Zeira (2014) de fiscale politiek van een land centraal als determinant van inkomensongelijkheid. Door middel van fiscale politiek wordt namelijk een herverdelingsmechanisme tot stand gebracht. In dit herverdelingsmechanisme worden taken progressief geheven, dit betekent dat hogere inkomens meer moeten bijdragen dan de lagere inkomens. Deze progressief geheven taken worden dan gebruikt om via de overheidsuitgaven middelen te herverdelen onder de bevolking, waarbij het deel van de bevolking dat zich situeert aan de lagere kant van de inkomensdistributie relatief gezien meer krijgt dan het deel aan de hogere kant van de inkomensdistributie. Logischerwijs zullen meer overheidsuitgaven dan ook leiden tot een lagere Gini-coëfficiënt.

Andere variabelen die samenhangen met het fiscale beleid zijn het begrotingssaldo en de staatsschuld. Als een land zijn begroting op orde probeert te krijgen om de staatsschuld af te bouwen noemt dit fiscale consolidatie. Agnello en Sousa (2014) onderzochten het effect van zo'n fiscale consolidatie op inkomensongelijkheid via data uit achttien geïndustrialiseerde landen van 1978 tot 2009. Zijn conclusie luidde dat fiscale consolidatie - dus een hoger begrotingssaldo en een lagere staatsschuld - leidt tot meer inkomensongelijkheid, des te meer als deze fiscale consolidatie tot stand komt door een daling van de overheidsuitgaven. In *Distributional effects of fiscal consolidation* trokken Ball et al. (2013) eerder al dezelfde conclusies. In beide werken wordt echter onderstreept dat fiscale consolidatie ook leidt tot vele positieve en noodzakelijke effecten op lange termijn, een stelling die het waard is te vermelden maar buiten het onderzoeksgebied van deze masterthesis valt. Salti (2014) bevestigde eveneens de negatieve relatie tussen de staatsschuld en inkomensongelijkheid. Er zal vanaf heden dus aangenomen worden dat de variabelen **begrotingssaldo, staatsschuld en overheidsuitgaven** belangrijke determinanten zijn van fiscaal beleid, dat op zijn beurt in grote mate de inkomensongelijkheid beïnvloedt. Deze drie variabelen komen dus allen in aanmerking als kandidaat variabelen.

Voor dit onderzoek is het ook belangrijk dat de desbetreffende determinanten een belangrijk effect hebben ondervonden van de crisis. Yilmaz (2013) onderzocht de invloed van de globale crisis op de macro-economische variabelen van Turkije en de vijf Eurolanden die het meest gevoelig bleken voor de

crisis, namelijk Portugal, Ierland, Italië, Spanje en Griekenland. Zijn bevindingen waren dat er zich uitgesproken effecten hebben voorgedaan op zes belangrijke macro-economische variabelen: de groei van het reële BBP, werkloosheidsgraad, interest, inflatie, begrotingstekort en de staatsschuld. Zo werd tijdens de globale economische crisis de economische groei en de inflatie getemperd werden en de werkloosheidsgraad fors gestegen is. Yilmaz legde ook de klemtoon op budgetgerelateerde zaken zoals het begrotingstekort en de staatsschuld die door een expansieve, anticyclische politiek zwaar de hoogte in gingen.

Ristanovic (2010) deed een gelijkaardig onderzoek maar dan voor Servië en de zogenaamde CEEC-5-landen (*Central and East-European Countries*), namelijk Tsjechië, Hongarije, Polen, Slovenië en Slowakije. Zijn resultaten liepen parallel met die van Yilmaz, namelijk dat een crisis voornamelijk een dalende impact heeft op economische groei. Daarnaast merkte hij op dat nationale overheden door een crisis worden gestimuleerd om meer uit te geven, wat vanzelfsprekend een effect heeft op het begrotingssaldo, de overheidsuitgaven en de staatsschuld. Dergelijk expansief budgettair beleid kan volgens hem bijdragen tot een sneller herstel van de economie.

De conclusie dat een economische crisis leidt tot meer overheidsuitgaven werd onderschreven door Vallina en Wahrig (2011) in een rapport van Eurostat. Daarnaast concludeerden zij ook dat overheidsuitgaven volatiel zijn, ze kunnen tijdens een crisis snel stijgen om daarna vrij snel weer te dalen naar het oorspronkelijk niveau. Tot slot wordt in het rapport beweerd dat een groot deel van de overheidsuitgaven gaat naar sociale transfers, wat een belangrijke indicator kan zijn van de sterkte van het herverdelingsmechanisme in bepaalde Europese landen en de invloed ervan op inkomensongelijkheid.

In *How do banking crises impact on income inequality* (Agnello & Sousa, 2012) wordt specifiek het effect van bankencrisissen op inkomensongelijkheid bestudeerd. Hierin is de conclusie opnieuw dat inkomensongelijkheid in een crisis vooral beïnvloed wordt via het inkomen per capita. Daarnaast wordt voor de OESO-landen ook verwezen naar de werkloosheidsgraad als belangrijke determinant.

Samengevat kan worden gesteld dat de variabelen **BBP per capita, inflatie, werkloosheid, begrotingssaldo, staatsschuld en overheidsuitgaven** belangrijke determinanten van inkomensongelijkheid zijn die onderhevig zijn geweest aan effecten van de crisis. Het zijn dan ook geschikte determinanten om te gebruiken in het econometrisch model.

In de literatuur waren er ook andere belangrijke determinanten van inkomensongelijkheid te vinden. Zo was er de macro-economische volatiliteit (Breen en García-Peñelosa, 2005), de openheid van de economie (Nikoloski, 2009), educatie (McNown en Paweenawat, 2014) en de proportie oudere werkenden in de samenleving (Chin, Kim en Lee, 2013). Dit zijn echter variabelen die nagenoeg niet veranderen op korte termijn en dus ook niet onderhevig zijn aan effecten van de crisissen. Zij zullen dan

ook niet opgenomen worden in het model vanwege de focus op een kortere tijdsperiode. Ze zullen mogelijk wel tot uiting komen in de constante(n) van het model, die al dan niet landspecifiek zullen zijn.

2.3. Inkomensongelijkheid in Europa

In dit deel wordt een overzicht gegeven van het onderzoek dat tot nu toe al is geleverd met betrekking tot inkomensongelijkheid in Europa. Dit laat toe om enkele verwachtingen te scheppen met betrekking tot verdere bevindingen van het onderzoek.

Ramos en Royuela (2014) onderzochten de trends van inkomensongelijkheid in Europa van het voorbije decennium op regionaal niveau. Hierbij namen zij de variabelen BBP per capita en $(\text{BBP per capita})^2$ op in hun model ter verificatie van de Kuznetshypothese. Beide coëfficiënten werden slechts als significant bevonden als ook de variabele technologische innovatie in het model werd opgenomen. Als technologische innovatie niet werd opgenomen, werd er enkel een negatief effect van het BBP per capita op inkomensongelijkheid ervaren. Of de Kuznetshypothese in Europa ook geldt is dus nog onzeker. Zelf stellen Ramos en Royuela dat de Europese landen al in een vergevorderd stadium van de economische ontwikkeling zijn en dat heel Europa zich dus bevindt op de rechterhelft van de Kuznetscurve waardoor het BBP per capita over het algemeen een negatieve invloed heeft op de inkomensongelijkheid. Bovendien werd de werkloosheid bevonden als significante variabele in hun model. Tot slot stelden zij vast dat er veel heterogeniteit bestaat tussen landen als het gaat over het huidige niveau van inkomensongelijkheid, iets wat in een studie voor het EMPL Comité bevestigd werd door Dreger et al. (2015). Hierin werd niet alleen waargenomen dat er veel verschillen tussen landen bestaan als het gaat over het huidige niveau van inkomensongelijkheid maar ook als het gaat over de evolutie ervan doorheen de tijd, dit zowel gedurende de crisis als erbuiten.

In *Earnings and income inequality in the EU during the crisis* (De Beer, 2012) wordt concreet een onderzoek gedaan naar de impact van de economische crisis op de werkgelegenheid, het inkomen, de ongelijkheid en de armoede in de EU. Hierbij wordt er gefocust op de landen Denemarken, Duitsland, Slowakije, Spanje en Groot-Brittannië. Ook hierin wordt verwezen naar de heterogene evolutie van de inkomensongelijkheid tussen landen onderling. Zo daalde de inkomensongelijkheid in Duitsland en Groot-Brittannië gedurende de crisis maar steeg ze in Spanje, Denemarken en Slowakije. Dergelijke verschillen weerhoudt de onderzoeker ervan om een algemene conclusie te trekken met betrekking tot de invloed van de crisissen op inkomensongelijkheid. Hij onderstreept wel het belang van het beleid van de nationale overheden in deze evolutie, iets wat ondersteund wordt door O'Farrell (2011). Hij stelt, net als Watt (2009) en Holzner (2011), het belang van overheidsuitgaven centraal als basis van het herverdelingsmechanisme om de inkomensongelijkheid in Europa te beheersen. Beide auteurs zijn ervan overtuigd dat een toenemende inkomensongelijkheid één van de drijvende krachten is geweest in de verschillende crisissen. Dit terwijl het omgekeerde in de literatuur steeds in vraag wordt gesteld.

Holzner (2011) benadrukte op zijn beurt ook het anticyclische karakter van overheidsuitgaven tijdens een crisis. Hierbij stelt hij dat het fatale effect van een dalende economische groei en een stijgende werkloosheidsgraad op inkomensongelijkheid getemperd wordt door overheidsuitgaven die gebruikt worden om uitkeringen te financieren.

2.4. Conclusies

Uit deze literatuurstudie kunnen verschillende conclusies getrokken worden. Zo is er een antwoord gevonden op de eerste deelvraag: ***“Hoe kan inkomensongelijkheid het beste gemeten worden en welke macro-economische variabelen hebben hier een invloed op?”***. De essentie ligt erin dat in het econometrisch model inkomensongelijkheid uitgedrukt zal worden door middel van de Gini-coëfficiënt. Deze Gini-coëfficiënt zal dan beschreven worden in functie van de macro-economische variabelen BBP per capita, inflatie, werkloosheid, begrotingssaldo, staatsschuld en overheidsuitgaven. Dit zijn allemaal variabelen die erkend worden als belangrijke determinanten voor inkomensongelijkheid. Tegelijkertijd zijn ze onderhevig geweest aan effecten van een crisis in Europa. Het zijn dus geschikte variabelen om op te nemen in een model dat als basis moet dienen om het effect van de crisis op de inkomensongelijkheid te onderzoeken.

Hiernaast kunnen op basis van de literatuurstudie ook enkele verwachtingen geformuleerd worden met betrekking tot de mogelijke resultaten van dit onderzoek. Zo komt in nagenoeg elk werk het BBP per capita terug als belangrijke determinant van inkomensongelijkheid die tevens onderhevig is aan een crisis. Dat deze significant zal blijken in het uiteindelijke model is dus waarschijnlijk. Meer onduidelijkheid is er over de aanwezigheid van een Kuznetspatroon in Europa. Ramos en Royuela (2014) bekwamen een louter negatieve relatie van het BBP per capita op inkomensongelijkheid en dus geen patroon van een omgekeerde U. De Kuznetscurve zou daarentegen wel gelden als de variabele technologische innovatie werd opgenomen. Aangezien deze variabele in dit onderzoek niet gebruikt wordt, valt te verwachten dat de Kuznetscurve niet bevestigd wordt, al geldt hierover nog veel onduidelijkheid. Bovendien is het ook mogelijk dat sommige Europese landen zich op het dalende deel van de Kuznetscurve bevinden terwijl sommige landen zich op het stijgende deel bevinden. Een studie op basis van de meest recente gegevens kan meer duidelijkheid brengen.

Vaak wordt ook de nadruk gelegd op het fiscaal beleid van een bepaald land als bepalende factor voor inkomensongelijkheid. De overheidsuitgaven worden hier telkens onderstreept als het ultieme instrument om inkomensongelijkheid te temperen. Verwacht wordt dan ook dat deze variabele significant zal blijken in het uiteindelijke model, eventueel met uitbreiding van de variabelen staatsschuld en begrotingssaldo.

In vele onderzoekswerken worden ook de variabelen werkloosheidsgraad en inflatie aangehaald als belangrijke determinanten. De steun hiervoor is in de literatuur over het algemeen wel minder groot dan bij de variabelen van fiscaal beleid en het BBP per capita. Een eerste meerwaarde van deze thesis is

dat de vragen omtrent het bestaan van de Kuznetshypothese en de significantie van de variabelen inflatie en werkloosheid in deze verder onderzocht worden.

Tot slot kan er gesteld worden dat er relatief veel onderzoek is gedaan naar inkomensongelijkheid in Europa maar dat er ondanks alles nog veel vragen overblijven over het uiteindelijke effect van de verschillende crisissen op inkomensongelijkheid. Er is eensgezindheid over het feit dat er veel onderlinge verschillen zijn tussen de lidstaten als het gaat over de evolutie van inkomensongelijkheid, zowel gedurende de crisis als erbuiten. Dit maakt het echter des te complexer om een algemene conclusie te trekken over de invloed van de crisis op inkomensongelijkheid in heel Europa. De tweede meerwaarde van deze thesis is dat met behulp van een what-if analyse voor het eerst concrete cijfers zullen bekomen worden van de desbetreffende effecten, zowel voor Europa in zijn geheel als voor alle Europese landen afzonderlijk. De eerste stap in dit proces is het ontwikkelen van een model op basis van een dataset. Hiermee wordt gestart in het volgende hoofdstuk.

3. Data

Dit hoofdstuk omvat twee delen. In 3.1 *Beschrijving dataset* wordt meer uitleg gegeven over de oorsprong en de kenmerken van de data. In 3.2 *Beschrijvende statistiek* vindt een eerste kennismaking met de dataset plaats om meer vertrouwd te raken met de gegevens.

3.1. Beschrijving dataset

De dataset zal bestaan uit de afhankelijke variabele Gini, die een waarde aanneemt tussen 0 (perfecte gelijkheid) en 100 (perfecte ongelijkheid). Deze variabele wordt verkregen via de online databank van Eurostat. Daarnaast worden ook de variabelen BBP per capita, inflatie (in %), werkloosheidspercentage en overheidsuitgaven (als een % van het BBP) verzameld via Eurostat. De variabelen begrotingssaldo en staatsschuld, beiden als een % van het BBP, vertonen veel ontbrekende waarden in de databank van Eurostat, waardoor er naar een alternatieve databank gezocht werd. Deze variabelen zijn daarom via de Europese Commissie verkregen, dat talloze macro-economische variabelen publiceert.

De tijdsdimensie start in het jaartal 2000 omdat de databank van Eurostat vanaf dan nagenoeg alle waarden bevat, terwijl er voor de jaren voorafgaand aan het jaar 2000 veel ontbrekende waarden zijn. De tijdsdimensie loopt tot en met het jaartal 2014 aangezien dit het meeste recente jaartal is waarvan gegevens gepubliceerd werden. De data werd verzameld voor alle 28 landen die momenteel deel uitmaken van de Europese Unie.

In totaal zijn er 73 ontbrekende waarden op een totaal van 3360 observaties. Dankzij interpolatie werden 36 ontbrekende waarden voor de Gini-coëfficiënt aangevuld. Via extrapolatie werden nog drie extra ontbrekende Gini-coëfficiënten ingevuld. Hierdoor blijven nog 34 ontbrekende observaties over, namelijk 13 voor Gini, 14 voor begrotingssaldo, 6 voor staatsschuld, 1 voor overheidsuitgaven en geen voor de andere variabelen. Er is bewust gekozen om de overige observaties niet te extrapoleren omdat dit in deze situaties tot onrealistische waarden kon leiden. Bijgevolg zal er dan ook gewerkt worden met een unbalanced panel. Alle methoden die later in deze thesis gebruikt zullen worden, zijn compatibel met een unbalanced panel. Het is wel belangrijk om op te merken dat ontbrekende waarden er voor zorgen dat de standaardafwijkingen hoger zijn en dat de coëfficiëntenschattingen minder nauwkeurig zijn, maar deze invloed zal gering zijn door de beperkte hoeveelheid aan ontbrekende waarden.

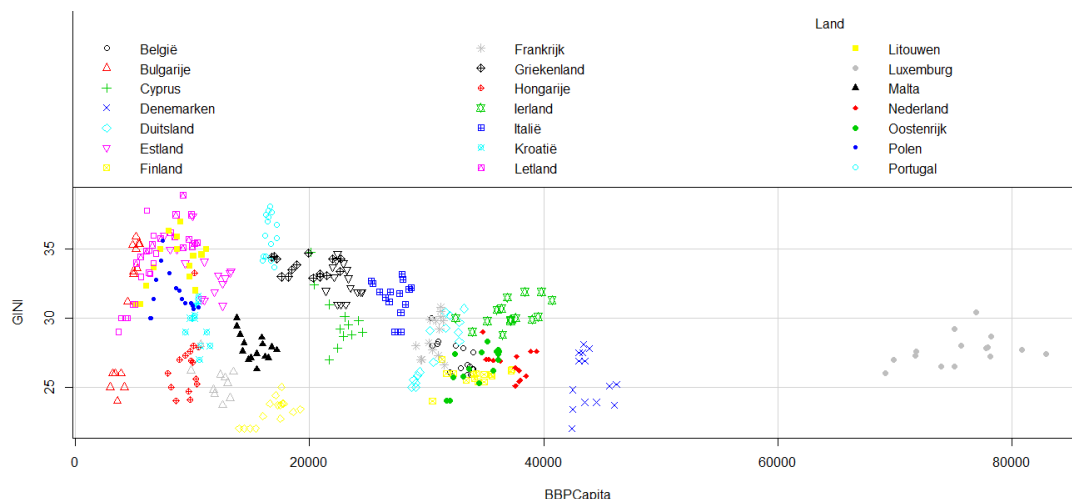
Later in deze thesis zullen ook voorspellingen gebruikt worden, deze werden bekomen via de Europese Commissie die deze gegevens vrij ter beschikking stelt in jaarlijkse rapporten.

3.2. Beschrijvende statistiek

Alvorens aan de werkelijke ontwikkeling van het model te beginnen is het belangrijk om de data te verkennen met behulp van beschrijvende statistiek. Dit dient hoofdzakelijk om vier verschillende zaken te bekomen. Allereerst is het noodzakelijk om eventuele uitschieters, landen die de variatie van de gegevens vergroten, te detecteren en te elimineren uit de dataset. Zij kunnen de gegevens vertekenen waardoor mogelijk het foute model bekomen wordt. Daarnaast is het aangewezen om een eerste visueel beeld te scheppen van de mogelijke heterogeniteit van de data over verschillende landen en verschillende tijdsperiodes heen. Vervolgens kan het ook belangrijk zijn om bepaalde niet-lineaire verbanden tussen variabelen vast te stellen om hier later tijdens de ontwikkeling van het model rekening mee te houden. Ten slotte zal een gepaarde t-test gebruikt worden om primitief na te gaan wat het effect was van de kredietcrisis en de staatsschuldencrisis op de Gini. Voor de R-code die gebruikt is in deze sectie wordt verwezen naar bijlage 1.1. R-code voor de beschrijvende statistiek.

3.2.1 Detecteren van uitschieters

Landen die bij één of meerdere variabelen sterk verschillen van de anderen kunnen de variantie in de data zo sterk vergroten dat een vertekend model verkregen wordt als deze niet uit de dataset gehaald worden. Vandaar dat best eerst een grafiek ontwikkeld wordt waarbij in één oogopslag zulke uitschieters gedetecteerd kunnen worden. Zo kan de Gini-coëfficiënt uitgezet worden in functie van elke onafhankelijke variabele waarbij de punten per land in een aparte kleur aangeduid worden om het onderscheid tussen de landen duidelijk te maken. Een voorbeeld van zo'n grafiek is te vinden in figuur 3. Hierbij is al meteen te zien dat Luxemburg een veel groter BBP per capita heeft dan alle andere landen. Het verschil is dermate groot (bijna het dubbele) dat het aangewezen is om dit land uit de dataset te elimineren en de analyse verder te zetten met de overige landen. Bovendien is het zo dat Luxemburg een klein land is dat slechts een miniem deel van het Europees BBP per capita vertegenwoordigt.



Figuur 3. Gini-coëfficiënt in functie van het BBP per capita (met een andere kleur per lidstaat)

In bijlage 2 staan alle figuren afgebeeld waarin de Gini-coëfficiënt is geplot in functie van de verschillende variabelen op basis van de herwerkte dataset zonder Luxemburg. Hierbij wordt vastgesteld dat na eliminatie van Luxemburg geen sprake meer is van uitschieters.

3.2.2 Heterogeniteit

Het is relevant om een visuele weergave te schetsen van de verschillen tussen landen, zo kan er al een vermoeden gecreëerd worden over de aanwezigheid van landspecifieke effecten (fixed effects) in het model. Bruikbare figuren hiervoor zijn grafieken die per land de evolutie van de Gini-coëfficiënt uitzetten, zoals terug te vinden is in bijlage 3. Daarenboven wordt verwezen naar de eerste grafiek van bijlage 4, waarin voor elk land het gemiddelde van de Gini-coëfficiënten per land werd berekend en uitgezet werd in functie van het desbetreffende land. Een eerste analyse doet vermoeden dat er wel degelijk significante verschillen tussen landen zijn, wat later al dan niet bevestigd zal worden tijdens de modelontwikkeling.

De tweede grafiek van bijlage 4 is gelijkaardig aan de eerste. Hierbij wordt echter per jaar het gemiddelde van de Gini-coëfficiënten uitgezet. De heterogeniteit tussen jaren is minder aanwezig dan tussen landen. Of jaareffecten al dan niet opgenomen moeten worden, zal eveneens later duidelijk worden tijdens de modelontwikkeling.

3.2.3 Verkennen van relaties

Vervolgens dient beschrijvende statistiek om de relaties van iedere onafhankelijke variabele tot de Gini-coëfficiënt afzonderlijk te onderzoeken. Hiervoor worden grafieken gebruikt die de Gini-coëfficiënt uitzet in functie van elke onafhankelijke variabele afzonderlijk, aangevuld met een rechte die een lineaire OLS regressie voorstelt. Voor deze grafieken wordt verwezen naar bijlage 5. Hieruit blijkt het volgende:

- Inkomensongelijkheid en het BBP per capita zijn negatief gecorreleerd, maar de grafiek doet vermoeden dat een kwadratisch verband (Kuznetshypothese) ook aannemelijk is.
- Inkomensongelijkheid en inflatie zijn positief gecorreleerd.
- Inkomensongelijkheid en het werkloosheidspercentage zijn positief gecorreleerd.
- Inkomensongelijkheid en het begrotingssaldo zijn negatief gecorreleerd. Dit betekent dat het boeken van meer overschot doorgaans gepaard gaat met een lagere Gini-coëfficiënt.
- Inkomensongelijkheid en staatsschuld zijn positief gecorreleerd, maar zo beperkt dat er eigenlijk geen sprake lijkt te zijn van een echt verband.
- Inkomensongelijkheid en overheidsuitgaven zijn negatief gecorreleerd.

Concreet betekent dit dat naast de zes variabelen ook de kwadratische term voor het BBP per capita opgenomen zal worden, om op die manier een mogelijk kwadratisch verband accuraat te kunnen

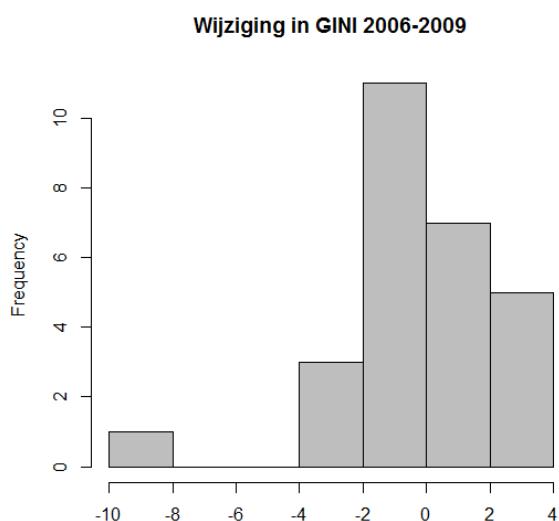
schatten. Volgens Benoit (2011) wordt in een economische context zelden gebruik gemaakt van absolute veranderingen, maar vooral van procentuele veranderingen. Daarom zal voor het BBP per capita en diens kwadraat het logaritme gebruikt worden.

Aangezien de correlaties tussen de onafhankelijke variabelen niet te groot mogen zijn, is het aangewezen om ook hier een visuele weergave van te ontwikkelen. Dit wordt gedaan in bijlage 6. Hierbij is het belangrijk op te merken dat de grootste correlaties zich situeren tussen het BBP per capita en de overheidsuitgaven maar dat er over het algemeen weinig sprake is van sterk gecorreleerde variabelen.

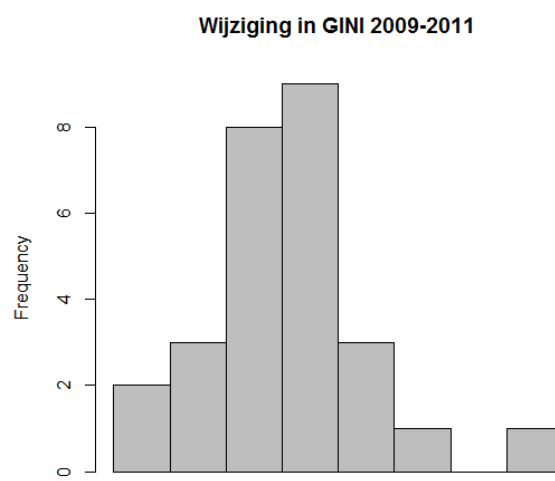
3.2.4 Gepaarde t-testen

Het gemiddelde van de Gini-coëfficiënten bedroeg 29,87 in 2006. Drie jaar later, nadat de financiële crisis plaatsvond, bedroeg de gemiddelde Gini-coëfficiënt 29,53. Nog eens twee jaar later, nadat de staatsschuldencrisis gebeurde, was het gemiddelde van de Gini-coëfficiënt 29,71. Een gepaarde t-test tussen de waarden van 2006 en 2009 levert een p-waarde van 0,48 op, waardoor de nulhypothese dat de gemiddelden significant gelijk zijn niet verworpen kan worden. De gemiddelden zijn statistisch dus niet verschillend. Een gepaarde t-test voor de waarden tussen 2009 en 2011 kan analoog geïnterpreteerd worden aangezien de p-waarde hier 0,53 bedroeg.

Het is echter enorm belangrijk om te vermelden dat zich achter de beperkte gemiddelde verandering van de Gini grote nationale verschillen afspelen. De histogrammen in figuur 4 en 5 tonen aan dat er binnen landen opmerkelijke stijgingen of dalingen zijn van de Gini, ondanks het feit dat de gemiddelde Gini binnen de gehele EU zich relatief stabiel voortbeweegt.



Figuur 5. Histogram van de evolutie in GINI binnen de lidstaten gedurende de kredietcrisis



Figuur 4. Histogram van de evolutie in GINI binnen de lidstaten gedurende de Europese staatsschuldencrisis

4. Methodologie

In dit hoofdstuk worden twee verschillende zaken behandeld. In deel 4.1. *Econometrisch model op basis van panel data* wordt de procedure omschreven waarmee een econometrisch model ontwikkeld wordt waarbij de Gini-coëfficiënt beschreven wordt in functie van macro-economische variabelen. In deel 4.2. *Voorspellen van de Gini zonder crisis* volgt een beschrijving van de gebruikte methode voor het voorspellen van deze macro-economische variabelen, onder de veronderstelling dat er zich geen kredietcrisis of Europese Staatsschuldencrisis zou hebben voorgedaan. Dit zal later gebruikt worden bij de what-if analyse.

4.1. Econometrisch model op basis van panel data

In deze sectie wordt met behulp van het statistische programma R een model ontwikkeld op basis van panel data. Dit model moet de Gini-coëfficiënt beschrijven in functie van de geselecteerde variabelen. Voor de gebruikte R-code wordt verwezen naar bijlage 1.2. R-code voor de ontwikkeling van het model.

4.1.1. Een overzicht van de mogelijke modellen

Voor panel data zijn er verschillende mogelijke modellen te onderscheiden. Welk model geschikt is, is afhankelijk van de aanwezigheid van effecten die specifiek zijn voor elk land. Indien zulke effecten zich voordoen, moet bepaald worden of deze al dan niet afhankelijk zijn van de regressoren. Drie belangrijke modellen kunnen onderscheiden worden (Greene, 2012).

1. Pooling model:
$$y_{it} = \alpha + \beta^T x_{it} + u_{it}$$

Dit model is een OLS regressie van de afhankelijke variabele op de verschillende onafhankelijke variabelen. De constante term α alsook de coëfficiëntenvector β^T worden verondersteld gelijk te zijn voor alle landen. De foutenterm u_{it} wordt verondersteld onafhankelijk en normaal verdeeld te zijn.

2. Fixed effects model:
$$y_{it} = \alpha_i + \beta^T x_{it} + u_{it}$$

Dit model maakt wel onderscheid tussen verschillende landen omdat er voor elk land i een verschillende constante α_i opgenomen wordt in het model. Er wordt echter verondersteld dat deze effecten gecorreleerd zijn met de regressoren x , dit noemt men *fixed effects*. De foutenterm u_{it} wordt verondersteld onafhankelijk en normaal verdeeld te zijn, en dit zowel tussen landen onderling als doorheen de tijd.

3. Random effects model: $y_{it} = \beta^T x_{it} + \varepsilon_{it} = \beta^T x_{it} + (\alpha_i + e_{it})$

Dit model maakt ook een onderscheid tussen de verschillende landen maar veronderstelt bovenop een fixed effects model dat de effecten α_i onafhankelijk zijn van de regressoren, dit noemt men *random effects*. Ze worden dus louter opgenomen in de foutenterm ε_{it} van het model. Deze foutenterm bestaat dus uit twee delen, namelijk een individueel deel α_i (specifiek voor elk land) en een idiosyncratisch deel e_{it} . Hoe groter het deel van de foutenterm dat toe te wijzen is aan landelijke verschillen, hoe beter het model.

Bij elk van deze modellen is het ook mogelijk om tijdseffecten toe te voegen. Dit betekent dat er voor ieder jaar, behalve het jaar 2000 om multicollineariteit te vermijden, een dummyvariabele toegevoegd zal worden. De op basis van het model geschatte Gini-coëfficiënt kan dus variëren over de verschillende jaren heen, ook als de waarden van de verschillende onafhankelijke variabelen gelijk zouden blijven.

4.1.2. Selectie van het model

Eén van de modellen uit de bovenstaande tabel zal gedurende het verdere verloop van het onderzoek gebruikt worden. Voor de selectie van het juiste model zullen een aantal stappen doorlopen worden. Deze stappen zijn gebaseerd op het werk *Panel Data Econometrics in R: The plm Package* (Croissant & Millo, 2008) en worden hieronder kort beschreven.

Stap 1: Door middel van een pooltest moet achterhaald worden of er individuele effecten aanwezig zijn. Als ze niet aanwezig zijn, dient een pooling model ontwikkeld te worden. Als ze wel aanwezig zijn, is er de keuze tussen een fixed effects model of een random effects model.

Stap 2: Door middel van de Hausman test moet achterhaald worden welk model het meest geschikt is, het fixed effects model of het random effects model. Hierbij wordt dus onderzocht of de landeffecten al dan niet afhankelijk zijn van de regressoren.

Stap 3: Als de aard van het model gekend is, moet ook getest worden of er tijdseffecten aanwezig zijn. Indien deze test positief is, dienen deze ook opgenomen te worden in het model door middel van dummyvariabelen.

4.1.2.1. De pooltest

Eerst en vooral wordt zowel een simpele OLS-regressie als een fixed effects regressie uitgevoerd op de data. Vervolgens is het van belang om via een test te weten te komen of het pooling model al dan niet verworpen kan worden en of er dus al dan niet landspecifieke effecten aanwezig zijn. Deze zogenaamde pooltest, test volgende hypothesen:

H_0 : Individuele (landspecifieke) effecten zijn niet aanwezig.

H_A : Individuele (landspecifieke) effecten zijn wel aanwezig.

De test weegt dus het OLS-model af tegen het fixed effects model en bepaalt op basis hiervan de aanwezigheid van landspecifieke effecten. In R wordt een p-waarde van $2,2 \times 10^{-16}$ bekomen, wat wijst op de aanwezigheid van individuele (landspecifieke) effecten. Dit betekent dat een fixed of random effects model verkozen wordt boven een pooling model.

4.1.2.2. De Hausman Test

In de volgende stap moet er een keuze gemaakt worden tussen een fixed effects en een random effects model. Een random effects model heeft een extra veronderstelling nodig ten opzichte van een fixed effects model, namelijk dat er geen correlatie is tussen de regressoren en de individuele (landspecifieke) effecten. Om deze extra veronderstelling te testen, wordt er gebruik gemaakt van de Hausman test, nadat er ook een random effects model geschat werd. De Hausman test gaat de volgende hypothesen na:

H_0 : Er is geen correlatie tussen de regressoren en de individuele term.

H_A : Er is wel correlatie tussen de regressoren en de individuele term.

Onder de nulhypothese is het random effects model consistent en efficiënter waardoor in dat geval een random effects model verkozen wordt boven een fixed effects model. Onder de alternatieve hypothese is het random effects model inconsistent doordat er niet voldaan wordt aan de gestelde assumptie. Hierdoor zal het fixed effects model het enige geldige model zijn.

De Hausman test geeft een p-waarde van 0,04796. De nulhypothese wordt dus verworpen waardoor het random effects model inconsistent is. Clark en Linzer (2012) merkten echter wel op dat een random effects model dat onderhevig is aan bias toch beter zou kunnen zijn dan een fixed effects model. Dit komt doordat de variantie van variabelen in een fixed effects model groter is dan de variantie van variabelen in een random effects model. Het kan dus voorkomen dat de verminderde variantie meer winst oplevert dan het verlies dat geleden wordt door de aanwezige bias. De Hausman test houdt geen rekening met deze afweging. Clark en Linzer (2012) hebben aan de hand van Monte Carlo simulaties echter wel richtlijnen opgesteld. Voor deze thesis betekent dit dat als het aantal landen groter is dan tien en het aantal observaties per land hoger ligt dan vijf, dat zij dan toch voorstellen om gewoon te kiezen voor het fixed effects model indien de Hausman test de nulhypothese verwierpt. Er kan dus besloten worden dat in deze context het fixed effects model verkozen mag worden ten opzichte van het random effects model.

4.1.2.3. Testen op tijdseffecten

Vervolgens wordt er getest of het opnemen van tijdseffecten oftewel jaareffecten nodig is. Hiervoor wordt gebruikt gemaakt van een F-test waarbij een fixed effects model met jaareffecten vergeleken wordt met een fixed effects model zonder jaareffecten. Voor elk jaartal, gaande van 2001 tot en met 2014, wordt een dummyvariabele aangemaakt. De hypothesen kunnen als volgt geformuleerd worden.

H_0 : Tijdseffecten zijn niet aanwezig.

H_A : Tijdseffecten zijn wel aanwezig.

De test geeft een p-waarde van $3,388 \times 10^{-7}$ en verwerpt dus de nulhypothese dat er geen significante tijdseffecten aanwezig zijn. Bijgevolg zullen de tijdseffecten opgenomen worden in het fixed effects model dat tot zover bekomen was. Na deze selectie blijkt dus dat het volgende fixed effects model met tijdseffecten het meest geschikte model is voor de desbetreffende dataset. Er wordt ook verwezen naar de derde regressie in tabel 1.

4.1.3. Ontwikkeling van het model

Het statistische programma R ontwikkelt volgend fixed effects model met tijdseffecten.

$$\begin{aligned} GINI_{it} = & \hat{\alpha}_i + 118,667 * \log\left(\frac{BBP}{capita}\right)_{it} - 6,656 * \left[\log\left(\frac{BBP}{capita}\right)_{it}\right]^2 - 0,074 \\ & * Inflatie + 0,049 * Werkloosheid - 0,237 * Begrotingssaldo \\ & - 0,040 * Staatsschuld - 0,215 * Overheidsuitgaven + \hat{\gamma}_t + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Dit is het model dat gebruikt zal worden tijdens het verdere verloop van het onderzoek. De geschatte individuele landeffecten worden voorgesteld door $\hat{\alpha}_i$. De geschatte jaareffecten worden voorgesteld door $\hat{\gamma}_t$. Merk op dat $t \in [2000, 2014]$ en dat het jaartal 2000 het referentiejaar is. De foutenterm wordt weergegeven door ε_{it} . Salti (2014) beschreef in eerder onderzoek de Gini-coëfficiënt ook in functie van verschillende macro-economische variabelen. Ook in zijn paper werd een fixed effects model met jaareffecten gebruikt.

4.2. Voorspellen van de Gini zonder crisis

Bij de what-if analyse wordt een schatting gemaakt van de Gini-coëfficiënten per land onder de assumptie dat er geen crisis zou hebben plaatsgevonden. De Europese Commissie maakt jaarlijks een verslag op van de economische toestand van de Europese Unie in zijn geheel en van de lidstaten apart.

In dit verslag worden ook voorspellingen gemaakt voor tal van macro-economische variabelen. Er worden echter geen voorspellingen gemaakt van de Gini-coëfficiënt. Voor de variabelen economische groei, inflatie, werkloosheid, begrotingssaldo, staatsschuld en overheidsuitgaven zijn er echter wel voorspellingen beschikbaar. Om de Gini-coëfficiënt te voorspellen onder de assumptie dat er zich geen kredietcrisis en naderhand geen Europese staatsschuldencrisis voorgedaan zou hebben, zullen daarom dan ook de voorspellingen van de Europese Commissie gebruikt worden om in te vullen in het geschatte model.

Doordat de Europese Commissie enkel de economische groei voorspelt, en niet het BBP per capita, moet er een tussenberekening gebeuren om het voorspelde BBP per capita te berekenen. De variabelen inflatie, werkloosheid, begrotingssaldo, staatsschuld en overheidsuitgaven staan reeds in een juiste vorm opgesomd.

In de what-if analyse in het volgende hoofdstuk zullen de kredietcrisis en Europese staatsschuldencrisis apart behandeld worden. Dit wil zeggen dat er voorspellingen gebruikt worden uit het jaar 2007 (voor het begin van de kredietcrisis) en uit het jaar 2009 (het jaar voor het begin van de Europese staatsschuldencrisis). Deze voorspellingen werden gemaakt tijdens de herfst van 2009 en zijn dus wel beïnvloed door de financiële crisis, maar niet door het uitbreken van de schuldencrisis. Dankzij deze methode is het mogelijk om de kredietcrisis en de Europese staatsschuldencrisis van elkaar te onderscheiden.

Het feit dat de Europese Commissie slechts voorspellingen maakt voor twee of drie jaar in de toekomst is overduidelijk een grote beperking van dit onderzoek, doordat de kredietcrisis en Europese staatsschuldencrisis beiden langer geduurd hebben.

5. Resultaten

In dit hoofdstuk zullen de resultaten voorgesteld worden via tabellen en grafieken. In deel 5.1. *Het ontwikkelde fixed effects model met jaareffecten* wordt het antwoord geformuleerd op de deelvraag **“Hoe kan inkomensongelijkheid verklaard worden op basis van een econometrisch model?”**. Hier wordt ook een korte interpretatie gegeven van de verschillende elementen waaruit het model bestaat, gevolgd door een vergelijking met de verwachtingen op basis van de literatuur. Bovendien zal er een robuustheidsanalyse gevoerd worden die de coëfficiëntenwaarden van het fixed effects model met jaareffecten vergelijkt met deze van de andere mogelijke modellen, omschreven in het vorige hoofdstuk. In deel 5.2. *Effecten van de crisis op inkomensongelijkheid* zal via een what-if analyse op basis van dit model en de voorspellingen van de Europese Commissie het effect van de crisissen op inkomensongelijkheid in Europa berekend worden. Die sectie vormt het antwoord op de deelvraag **“Wat waren de effecten van de kredietcrisis en Europese staatsschuldencrisis op de inkomensongelijkheid in Europa?”**. Tot slot zal in deel 5.3. *Economische verklaringen van de effecten van de crisis op inkomensongelijkheid* via verschillende stappen een antwoord gevormd worden op de deelvraag **“Hoe kunnen de effecten van de kredietcrisis en de Europese staatsschuldencrisis op de inkomensongelijkheid in Europa economisch verklaard worden?”**.

5.1. Het ontwikkelde fixed effects model met jaareffecten

In tabel 1 staan de verschillende mogelijke modellen weergegeven met bijhorende significantieniveaus. Voor de berekening van de standaardvariates is bij elk model gebruik gemaakt van de Breusch-Pagan test om de aanwezigheid van heteroskedasticiteit na te gaan (Breusch & Pagan, 1979). Aangezien er op basis van deze test bij elk model heteroskedasticiteit aanwezig is, wordt er gebruik gemaakt van de heteroskedasticiteit-consistente covariantiematrix van White (1980) voor de berekening van de standaardvariates en bijhorende significantieniveaus.

Zoals onderzocht in paragraaf 4.1.2 is het model met nummer 3, het fixed effects model met tijdseffecten in deze het meest geschikte model. In dit onderdeel zal dit model uitgebreid besproken worden. Op basis van tabel 1 zal er in paragraaf 5.1.5. ook een robuustheidsanalyse uitgevoerd worden.

	1. OLS	2. Fixed effects	3. Fixed effects (met tijdseffecten)	4. Random effects	5. Random effects (met tijdseffecten)
Intercept	59,221	Landspecifiek	Landspecifiek	-284,302 *	-264,363 *
ln(BBP per capita)	-3,304	68,193 ‘	118,667 ***	66,663 *	64,241 *
[ln(BBP per capita) ²]	0,149	-3,472 ‘	-6,656 ***	-3,447 *	-3,405 *
Inflatie	0,053	-0,077 ‘	-0,074	-0,077 ‘	-0,064
Werkloosheid	0,202 ***	0,125 ‘	0,039	0,106	0,101
Begrotingssaldo	-0,209 ***	-0,127	-0,237 **	-0,169 **	-0,199 **
Staatsschuld	0,031 ***	-0,024	-0,040 *	-0,017	-0,028 ‘
Overheidsuitgaven	-0,354 ***	-0,109	-0,215 *	-0,161 *	-0,168 *
Adjusted R ²	0,3685	0,139	0,249	0,167	0,251
De significantieniveaus 10%, 5%, 1% en 0,1% worden respectievelijk weergegeven door de symbolen ‘, *, ** en ***.					

Tabel 1. Overzicht van de verschillende regressies met bijhorend significantieniveau

5.1.1. Besprekingen van de coëfficiënten

BBP per capita

Een eerste vaststelling is dat de Kuznetshypothese hier bevestigd wordt, aangezien het logaritme van het BBP per capita en diens kwadraat respectievelijk een positief en negatief teken aannemen. Beide variabelen zijn significant op het 0,1% significantieniveau. Het effect van een stijging van het BBP per capita op de Gini kan hier niet eenvoudig geïnterpreteerd worden doordat de lineaire en kwadratische term tegenwerkende effecten met zich meebrengen. De top van de Kuznetscurve kan bepaald worden door de $Gini_{it}$ af te leiden naar het logaritme van het BBP per capita en dit vervolgens gelijk te stellen aan nul. Zo bekomt men dat $118,667 - 6,656 * 2 * \log(\frac{BBP}{capita})_{it} = 0$. De top van de Kuznetscurve kan dan teruggevonden worden bij een BBP per capita met de waarde 7437, 48. Landen die een BBP per capita hebben dat hieronder ligt, ervaren een positief verband tussen de Gini en het BBP per capita. Landen die een BBP per capita hebben dat hierboven ligt, stellen een negatief verband vast tussen de Gini en het BBP per capita. De grootte van het effect kan niet eenduidig bepaald worden, doordat dit afhangt van het punt waar het desbetreffende land zich bevindt. Zo ervaren landen kort bij het omslagpunt een beperkte invloed, terwijl landen ver van het omslagpunt een grote impact ondervinden aangezien het verband niet lineair, maar kwadratisch is. Deze bevinding was in het kader van de literatuur niet volledig te verwachten, aangezien er enkele recente studies te vinden zijn die het tegendeel beweren. Hierdoor is verder onderzoek in deze ook aangewezen.

Het fiscaal beleid van een land (begrotingssaldo, staatsschuld en overheidsuitgaven)

Daarnaast blijkt dat de variabelen begrotingssaldo, staatsschuld en overheidsuitgaven allen een negatieve invloed uitoefenen op de Gini, met een bijhorend significantieniveau van respectievelijk 5%,

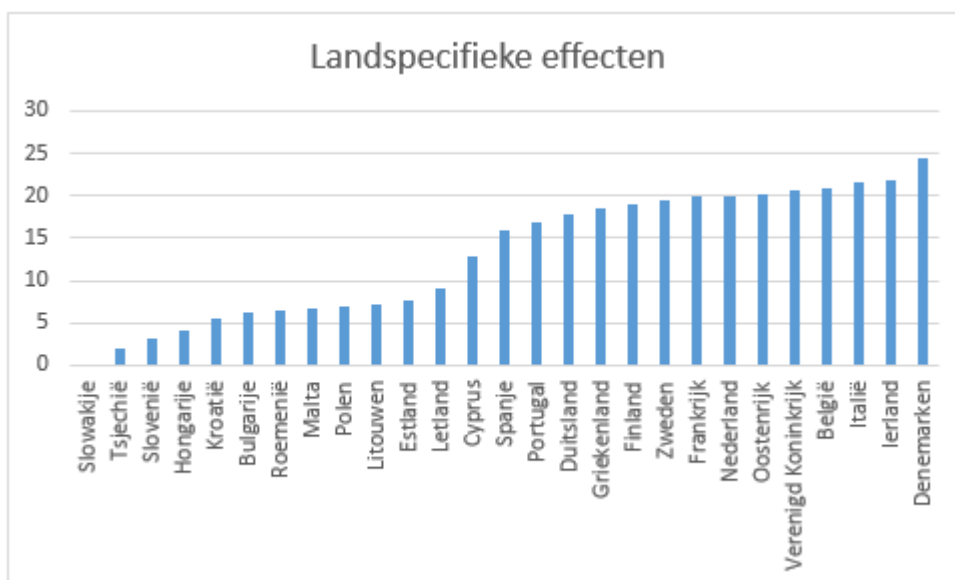
1% en 1%. Het effect van de overheidsuitgaven kan hier wel eenduidig geïnterpreteerd worden. Een stijging van de overheidsuitgaven met één procentpunt zorgt er dan voor dat Gini daalt met ongeveer 0,215 procentpunt. De interpretatie voor de andere variabelen met een lineair verband is analoog.

De niet-significantie variabelen (Inflatie en werkloosheid)

Vervolgens wordt er opgemerkt dat de variabelen inflatie en werkloosheid beiden niet significant zijn op een 10% significantieniveau. Toch wordt er gekozen om deze op te nemen in het model om de Gini zo nauwkeurig mogelijk te kunnen voorspellen en om een zo volledig mogelijk beeld te kunnen vormen van wat er zich precies heeft afgespeeld tijdens de kredietcrisis en Europese staatsschuldencrisis. Een stijging van de werkloosheid met één procentpunt leidt tot een stijging van de Gini met 0,039 procentpunt. Eenzelfde interpretatie geldt voor de variabele inflatie.

5.1.2. Bespreking van de landspecifieke effecten

In tabel 1 wordt geen constante weergegeven omdat die voor ieder land verschillend is. In figuur 6 kunnen deze waarden teruggevonden worden. Om de interpretatie te vergemakkelijken is er gekozen om de laagste constante als referentiewaarde te nemen, namelijk Slowakije met een waarde van -495,287. De waarde van deze landspecifieke constante lijkt onlogisch te zijn omdat deze een vrij grote negatieve waarde aanneemt. Dit kan verklaard worden door het feit dat het relevant interval van het logaritme van het BBP per capita tussen acht en twaalf ligt. Wanneer er een onrealistische voorspelling gemaakt zou worden voor een land waarvan het logaritme van het BBP per capita nul bedraagt, dan wordt de Kuznetscurve doorgetrokken naar een irrelevant gebied waardoor deze grote negatieve constante bekomen wordt.



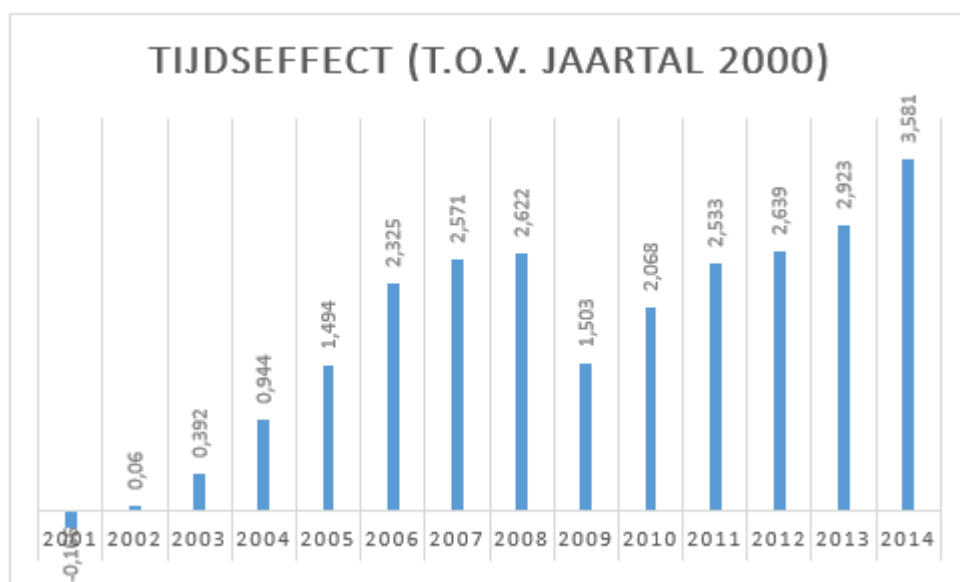
Figuur 6. Staafdiagram van de landspecifieke effecten van het fixed effects model met tijdseffecten met Slowakije als referentieland

De landspecifieke effecten omvatten talloze variabelen die niet werden opgenomen in het model omdat ze bijvoorbeeld invariant zijn op de kortere termijn. Variabelen die niet opmerkelijk gewijzigd zijn in het tijdsbestek van dit onderzoek komen hier dus in terecht. Enkele variabelen die hier in zouden kunnen thuishoren, en die ook reeds kort in de literatuur aangehaald zijn, zijn de variabelen macro-economische volatiliteit, uitgedrukt als de standaardafwijking van de economische groei van een land op lange termijn (40 tot 50 jaar), en educatie. Dit is uiteraard slechts een beperkte opsomming van mogelijke effecten die opgenomen worden door het econometrisch model in de landspecifieke effecten.

Op de verticale as kan de additionele constante waarde per lidstaat afgelezen worden ten opzichte van referentieland Slowakije. Het valt op dat landen zoals België en Denemarken een hoog additioneel landspecifiek effect hebben, terwijl er toch algemeen wordt aangenomen dat deze landen bij de meer gelijke landen zitten op vlak van inkomensongelijkheid. Een verklaring hiervoor is dat een landspecifiek effect het verschil weergeeft tussen landen in de veronderstelling dat de waarden voor alle andere variabelen hetzelfde zijn, maar dit is absoluut niet het geval. Zo ligt bijvoorbeeld het BBP per capita, waarvan geweten is dat het een negatieve invloed uitoefent op de Gini na de top van de Kuznetscurve, opmerkelijk hoger in België en Denemarken dan in Slowakije waardoor deze verschillen in landspecifieke effecten niet eenduidig te interpreteren zijn.

5.1.3. Bespreking van de jaareffecten (t.o.v. referentiejaar 2000)

Uit de modelontwikkeling bleek dat jaareffecten opgenomen moesten worden. In figuur 7 worden deze tijdseffecten voorgesteld, met de bijhorende waarde. Deze jaareffecten bevatten niet gemeten factoren die aanwezig zijn voor alle lidstaten. Visueel is eenvoudig vast te stellen dat er jaar na jaar een stijgende trend aanwezig is van de Gini doorheen de tijd, behalve voor het jaartal 2009 dat zich midden in de crisis bevindt. Zoals reeds gesteld omvatten jaareffecten factoren die niet opgenomen zijn in het model, waardoor deze ook niet verklaard kunnen worden op basis van de opgenomen variabelen. Verder onderzoek kan enerzijds uitwijzen welke variabelen aanleiding geven tot de stijgende trend in de inkomensongelijkheid, terwijl anderzijds ook onderzocht kan worden waarom er zo een grote terugval is in het jaareffect voor het jaartal 2009.



Figuur 7. Geschatte jaareffecten van het fixed effects model met tijdseffecten t.o.v. referentiejaar 2000

5.1.4. Vergelijking met de verwachtingen op basis van de literatuurstudie

In tabel 5 worden de verwachtingen naar richting en significantie vergeleken met de coëfficiëntenwaarden uit het econometrisch model. De bedoeling is enkel om hier overeenkomsten en verschillen duidelijk weer te geven. Een verdere discussie hieromtrent zal uitvoerig behandeld worden in deel 5.3.

	Variabele	Verwachting (o.b.v. literatuurstudie)	Resultaten (FE model)
BBP per capita	Logaritme BBP per capita	Negatief (Kuznets niet geldig).	118,667***
	Logaritme (BBP per capita) kwadraat	Niet significant maar veel onduidelijkheid	-6,656***
Niet-significante variabelen	Inflatie	Positief	-0,074
	Werkloosheid	Onduidelijkheid	0,039
Fiscaal beleid	Begrotingssaldo	Positief	-0,237**
	Staatsschuld	Negatief	-0.040*
	Overheidsuitgaven	Negatief	-0.215*

Tabel 2. Overzicht van de verwachte en werkelijke effecten van de variabelen op de Gini

Het BBP per capita en de Kuznetshypothese

Op basis van Ramos en Royuela (2014) werd verwacht dat de Kuznetshypothese niet bevestigd zou worden. Uit de resultaten van het bekomen model blijkt echter dat de Kuznetshypothese wel bevestigd wordt. Beide termen zijn significant op het 0,1% significantieniveau.

Het fiscaal beleid van een land (Begrotingssaldo, staatsschuld en overheidsuitgaven)

De variabelen staatsschuld en overheidsuitgaven oefenen, zoals verwacht op basis van de literatuur, een significante, negatieve invloed uit op de inkomensongelijkheid met beiden een significantieniveau van 5%. Uit de resultaten blijkt echter dat het begrotingssaldo tegen de verwachtingen in een positief, significant effect heeft op de inkomensongelijkheid op het 1% significantie niveau. Deze discrepantie zal in deel 5.3 gedetailleerd verklaard worden.

De niet-significante variabelen (Inflatie en werkloosheid)

In de literatuur werd algemeen een positieve invloed van de werkloosheid op de inkomensongelijkheid teruggevonden, maar dit verband was niet altijd significant. Uit de resultaten van het econometrisch model wordt deze positieve invloed bevestigd, maar het verband is ook hier niet significant op het 10% significantieniveau.

Op basis van de literatuurstudie werd verwacht dat inflatie een positief effect zou uitoefenen op de inkomensongelijkheid. Uit de resultaten van het geselecteerde model blijkt echter dat inflatie een negatieve, niet-significante invloed uitoefent op de inkomensongelijkheid. Deze discrepantie met de verwachting wordt later verklaard in de discussie van de resultaten.

5.1.5. Robuustheidsanalyse

De Hausman test werd verworpen doordat de p-waarde 0,04796 bedroeg. Dit ligt echter zo dicht bij de kritische grens van 0,05 waardoor het aangewezen is om een robuustheidsanalyse uit te voeren. Het fixed effects (FE) model met tijdseffecten, de derde regressie uit tabel 1, wordt vergeleken met het random effects (RE) model met tijdseffecten, de vijfde regressie uit tabel 1.

De overeenkomsten tussen de regressies zullen eerst besproken worden, om daarna in te gaan op de verschillen. Zo vertonen de variabelen inflatie, begrotingssaldo en overheidsuitgaven grote overeenkomsten in beide modellen. De richting, grootte en significantieniveaus liggen namelijk in dezelfde lijn.

De coëfficiëntwaarde van werkloosheid is drie keer groter in het RE model met tijdseffecten dan in het FE model met tijdseffecten. Economisch gezien blijft deze invloed ook in het RE model met tijdseffecten echter beperkt doordat een werkloosheidsstijging van tien procentpunten zou leiden tot 'slechts' een

stijging van de inkomensongelijkheid met ongeveer één procentpunt. In beide modellen is de werkloosheid insignificant op het 10% significantieniveau.

Wat betreft de staatsschuld ligt de coëfficiëntwaarde met een waarde van -0,40 in het FE model met tijdseffecten toch al opmerkelijk hoger dan de waarde van -0,28 in het RE model met tijdseffecten. In het eerste model hiervan is de variabele ook significanter. De staatsschuld is dus invloedrijker in het FE model met tijdseffecten dan in het RE model met tijdseffecten.

De belangrijkste vaststelling kan echter gedaan worden voor de constante term, het logaritme van het BBP per capita en diens kwadraat. In beide modellen is de Kuznetscurve significant op een niveau van 5%, al blijkt dit in het FE model met tijdseffecten opmerkelijk significanter te zijn. Vervolgens zijn er grote verschillen vast te stellen in de grootte van de coëfficiënten. Doordat de andere coëfficiënten eerder in dezelfde lijn lijken te liggen, is dit een ongewone vaststelling die om meer uitleg vraagt.

Voor redenen van beknoptheid wordt hier enkel de essentie besproken. De uitgebreide verklaring, ondersteund door grafieken, kan teruggevonden worden in bijlage 7. In het FE model met tijdseffecten ligt de top van de Kuznetscurve bij een waarde van ongeveer €7400/capita. In het RE model met tijdseffecten wordt de top pas later bereikt, namelijk bij een waarde van ongeveer €12 500/capita. Het valt ook op dat de Kuznetscurve steiler is onder het FE model met tijdseffecten dan onder het RE model met tijdseffecten. Er kan dus besloten worden dat in het FE model met tijdseffecten er sneller een negatief effect waargenomen wordt van het BBP per capita op de inkomensongelijkheid en dat dit effect sneller toeneemt in grootte door de steilere curve. Daarnaast valt het op dat de inkomensongelijkheid voor iedere waarde van het logaritme van het BBP per capita hoger ligt onder het RE model met tijdseffecten. Het verschil in het effect van het logaritme van het BBP per capita op de Gini is economisch belangrijk aangezien het niet om 0,01 procentpunt van de Gini gaat, maar om meerdere procentpunten.

Ten slotte wordt er opgemerkt dat de adjusted R^2 nagenoeg identiek is.

5.2. Effecten van de crisissen op inkomensongelijkheid

5.2.1. What-if analyse

De effecten van de crisissen op de inkomensongelijkheid zullen berekend worden aan de hand van een what-if analyse, waarbij eerst geschat zal worden wat de Gini zou zijn indien de crisis niet zou hebben plaatsgevonden. Dit zal gebeuren op basis van voorspellingen, wat beschreven staat in deel 4.2.

Aangezien er geen voorspellingen gepubliceerd werden voor Kroatië zal dit land niet gebruikt worden in de verdere analyse. Merk op dat Luxemburg op voorhand al geëlimineerd werd omdat het een te grote uitschieter was op vlak van BBP per capita.

De voorspelde waarden van de Europese Commissie worden ingevuld in onderstaand model om de voorspelde Gini te verkrijgen per land voor ieder bijhorend jaartal. In onderstaande gelijkheid staat een hoedje (^) voor een voorspelling op basis van het model, een tilde (~) wil dan weer zeggen dat de waarden van de voorspellingen van de Europese Commissie ingevuld worden. Merk op dat de foutentermen in deze voorspelling als het ware ‘verdwijnen’ doordat de verwachte waarde ervan in de voorspelling de waarde nul aanneemt.

$$\widehat{GINI}_{it} = \hat{\alpha}_i + 118,667 * \log\left(\frac{\widehat{BBP}}{capita}\right)_{it} - 6,656 * \left[\log\left(\frac{\widehat{BBP}}{capita}\right)_{it}\right]^2 - 0,074 \\ * \widehat{Inflatie} + 0,039 * \widehat{Werkloosheid} - 0,237 * \widehat{Begrotingssaldo} \\ - 0,040 * \widehat{Staatsschuld} - 0,215 * \widehat{Overheidsuitgaven} + \hat{\gamma}_t$$

Om het effect van de crisis te berekenen wordt vervolgens de werkelijke $GINI_{it}$ uit de dataset, onder de veronderstelling dat de crisis zich heeft voorgedaan, verminderd met de voorspelde $\widehat{GINI}_{it}$, onder de veronderstelling dat de crisis zich niet heeft voorgedaan. Op deze manier wordt een puntschatting verkregen van het effect van de crisis per land en per jaar. De geschatte jaar- en landeffecten, $\hat{\alpha}_i$ en $\hat{\gamma}_t$, heffen elkaar op deze manier op.

$$Effect\ Crisis_{it} = GINI_{it} - \widehat{GINI}_{it}$$

De resultaten van deze berekening geven voor ieder land per jaar het verschil tussen de werkelijke en voorspelde Gini-coëfficiënt. Tabel 3 vat de berekeningen samen voor enkel België en Bulgarije om de lezer vertrouwd te maken met de berekeningswijze. In bijlage 8 kunnen dan de resultaten teruggevonden voor de 26 EU-landen per jaar.

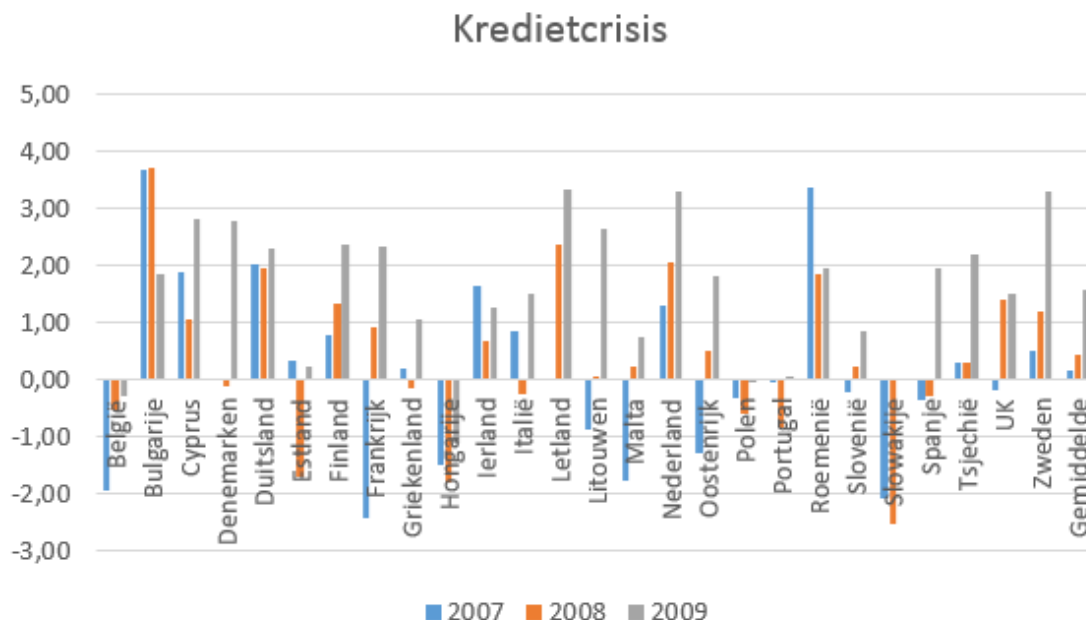
Land	Jaar		2007	2008	2009		2010	2011
België	Werkelijk	$GINI_{it}$	26,30	27,50	26,40		26,60	26,30
	Voorspeld	$\widehat{GINI}_{it}$	28,25	28,04	26,67		27,30	27,45
	<u>Vershil</u>	Δ	-1,95	-0,54	-0,27		-0,70	-1,15
Bulgarije	Werkelijk	$GINI_{it}$	35,30	35,90	33,40		33,20	35,00
	Voorspeld	$\widehat{GINI}_{it}$	31,63	32,18	31,55		32,41	33,11
	<u>Vershil</u>	Δ	3,67	3,72	1,85		0,79	1,89

Tabel 3. Verschillen tussen werkelijke en voorspelde Gini-coëfficiënten (voor België en Bulgarije)

5.2.2. Effect van de crisis op de Gini

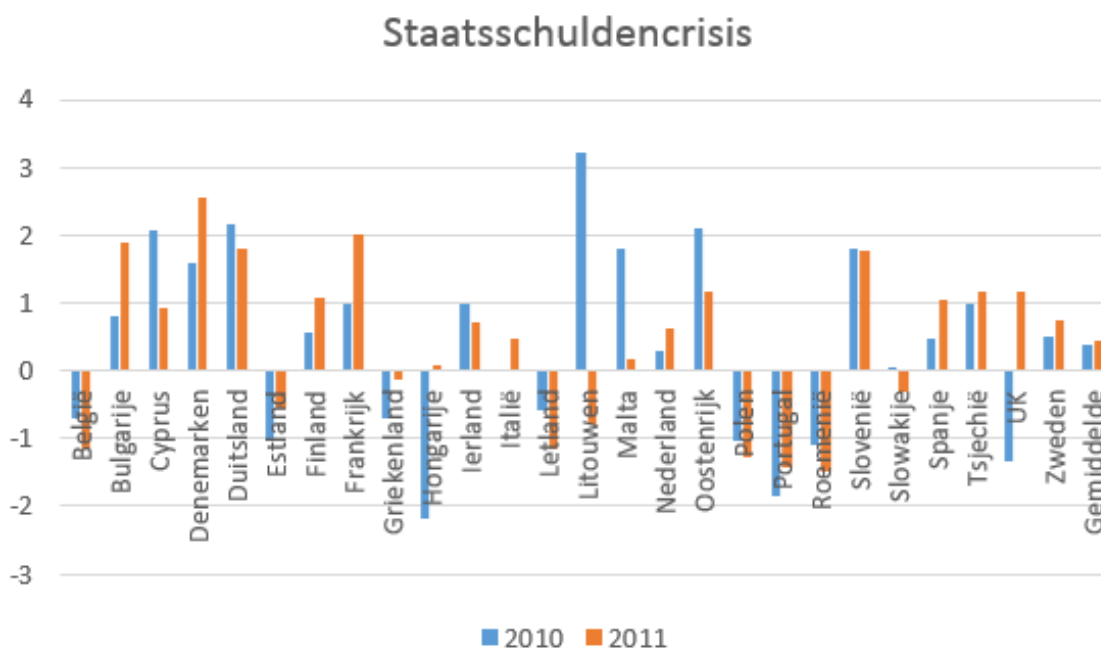
Via de voorspellingen van de Europese Commissie konden de bijhorende Gini-coëfficiënten voorspeld worden. Hieronder worden de belangrijkste resultaten samengevat. Dit wordt gedaan in grafiekvorm (figuur 8 en figuur 9) om de interpretatie te vergemakkelijken.

Een positieve waarde in figuur 8 en figuur 9 duidt erop dat de Gini onder de werkelijke omstandigheden, met crisis, hoger is dan de voorspelde Gini, zonder crisis aldus. Een waarde groter dan nul betekent dus dat de crisis geleid heeft tot een hogere Gini. Op eenzelfde denkwijze, wil een negatieve waarde dus zeggen dat de Gini ten gevolge van de crisis lager is dan de voorspelde Gini zonder crisis. In bijlage 8 worden dezelfde verschillen per jaar becijferd, aangevuld met de Gini op basis van de voorspelde waarden (zonder crisis) en de werkelijke waarden (met crisis).



Figuur 8. Effect van de crisis op inkomensongelijkheid (kredietcrisis)

Wanneer de gemiddelden over de 26 EU-landen bekeken worden, kan vastgesteld worden dat de Gini omwille van de crisis in 2007 gestegen is met 0,15 procentpunt binnen deze 26 EU-landen. Voor de jaren daarna heeft de kredietcrisis de Gini in 2008 en 2009 respectievelijk met 0,43 en 1,57 procentpunt verhoogd.



Figuur 9. Effect van de crisis op de inkomensongelijkheid (Europese staatsschuldencrisis)

De Europese staatsschuldencrisis heeft in 2010 geleid tot een verhoging van de Gini van 0,38. In het jaar erna lag de Gini 0,43 procentpunt hoger dan de voorspelde waarde ervan zonder bijkomende staatsschuldencrisis. Ook hier kan vastgesteld worden dat de algemene trend duidt op positieve staven, wat dus betekent dat de Europese staatsschuldencrisis geleid heeft tot een hogere Gini.

De staven voor de gemiddelden over de 26 EU-landen kunnen als laatste, na Zweden, teruggevonden worden in de grafieken. Hier wordt nog eens duidelijk dat de crisis in ieder jaar geleid heeft tot een hogere Gini en dat de grootte van deze Gini-stijging groeit naarmate de tijd voorbij gaat, volgens de puntschattingen. Hoewel er gemiddeld genomen een stijging heeft plaatsgevonden, is er ook duidelijk sprake van een heterogene evolutie tussen de lidstaten. Dit is een aspect dat in het volgende hoofdstuk “Discussie” uitgebreid verklaard zal worden.

5.3. Economische verklaringen van het effect van de crisissen op de inkomensongelijkheid

Nu becijferd is wat de invloed is geweest van de crisis op de Gini, zal in dit onderdeel geanalyseerd worden op welke manier de crisis een invloed heeft uitgeoefend op inkomensongelijkheid. Dit zal gebeuren op basis van verschillende bronnen:

- De gebruikte dataset
- Het model, ontwikkeld in hoofdstuk 4
- De gevoerde literatuurstudie die beschreven staat in hoofdstuk 2

- Bijkomende literatuur

Om op basis van deze bronnen te achterhalen op welke manier de crisis precies een invloed heeft uitgeoefend op inkomensongelijkheid, moet er een onderscheid gemaakt worden tussen twee verschillende fasen. Enerzijds heeft de crisis een bepaalde invloed gehad op de verschillende onafhankelijke variabelen in het model. Vervolgens heeft deze invloed geleid tot een bepaald effect op de inkomensongelijkheid. Beide stappen zullen voor elke onafhankelijke variabele afzonderlijk geanalyseerd worden. Hoe dit concreet zal gebeuren wordt hieronder beschreven. Het is belangrijk om te vermelden dat in dit deel louter gewerkt zal worden op basis van gemiddelden van alle Europese landen. In het volgende hoofdstuk *'Discussie'* wordt dieper ingegaan op de verschillen die zich voordoen tussen de Europese lidstaten afzonderlijk.

1. Het effect van de crisis op de onafhankelijke variabelen uit het model

Dit effect zal intuïtief onderzocht worden door aan de hand van de dataset de evolutie van de verschillende variabelen doorheen de jaren te bestuderen. Tabel 4 geeft voor de jaren 2005 tot en met 2011 voor alle variabelen de gemiddelde evolutie weer voor alle Europese landen ten opzichte van het voorgaande jaar. Wetende dat de crisisjaren begonnen vanaf eind 2007 kunnen zo enkele conclusies getrokken worden met betrekking tot het effect van de crisis op de verschillende onafhankelijke variabelen. Ook kan er op basis van bijkomende literatuur een passende verklaring worden gezocht voor deze effecten.

Jaar	Gini	BBPCapita	Inflatie	Werkloosheid	Begrotingssaldo	Staatsschuld	Overheidsuitgaven
'04-'05	0,22	538	-0,33	-0,48	0,53	-0,94	-0,07
'05-'06	0,38	823	0,17	-0,92	0,71	-1,76	-0,38
'06-'07	-0,18	769	0,31	-0,95	0,58	-1,62	-0,35
'07-'08	0,05	8	2,03	-0,13	-2,05	2,22	1,64
'08-'09	-0,17	-1315	-3,99	2,70	-4,46	9,55	4,05
'09-'10	-0,02	308	0,65	1,25	0,24	5,57	-0,08
'10-'11	0,03	308	1,23	-0,14	1,84	3,40	-1,68

Tabel 4. Gemiddelde jaarlijkse evolutie voor de volledige EU per variabele

2. De gevolgen op de inkomensongelijkheid

De basis van deze analyse kan gevonden worden in het ontwikkelde model, waarbij de coëfficiënten weergegeven in welke mate een verandering in de onafhankelijke variabelen resulteren in een verandering in inkomensongelijkheid. Op deze manier kunnen per variabele de effecten op de inkomensongelijkheid gekwantificeerd worden. In dit hoofdstuk zal de evolutie in het jaar 2009 ('08 – '09) gebruikt worden als rekenvoorbeeld. Voor een volledig overzicht van de effecten die zich per variabelen hebben voorgedaan wordt verwezen naar de tabel in bijlage 9.

Om de economische analyse compleet te maken zal vervolgens beschreven worden waarom deze effecten zich hebben voorgedaan. Dit zal gebeuren aan de hand van paragraaf 5.1.4. Hierin werden de coëfficiënten in het model vergeleken met de verwachtingen op basis van de literatuur. Indien de resultaten overeenstemmen met de verwachtingen, gaf de literatuurstudie voldoende duidelijkheid. In geval van discrepanties zal er beroep worden gedaan op bijkomende literatuur die erop gericht is deze discrepanties te verklaren. Op deze manier zal een volledig beeld verkregen worden van de verschillende mechanismen die via de verschillende variabelen hebben geleid tot een bepaalde verandering in inkomensongelijkheid.

In wat volgt zullen bovenstaande stappen toegepast worden op alle onafhankelijke variabelen in het model. Hierbij zal, zoals al eerder gebeurde, onderscheid gemaakt worden tussen drie groepen: het BBP per capita, de variabelen die het fiscaal beleid van een land uitmaken (begrotingssaldo, staatsschuld en overheidsuitgaven) en de twee insignificante variabelen in het model (inflatie en werkloosheid).

5.3.1. Het BBP per capita en de Kuznetshypothese

5.3.1.1. Effect van de crisis

In tabel 2 is duidelijk te zien dat de crisis vanaf het jaar 2008 een neerwaarts effect heeft uitgeoefend op het BBP per capita. De stijging van het jaar 2007 naar 2008 nam fel af. Van het jaar 2008 naar 2009 was er zelfs sprake van een sterke daling van het BBP per capita, iets wat zich later herstelde.

5.3.1.2. Gevolgen voor de inkomensongelijkheid

Welk effect dit heeft gehad op de gemiddelde Gini-coëfficiënt in Europa wordt geïllustreerd met een cijfervoorbeeld van het jaar 2009. In het jaar 2008 bedroeg het Europees gemiddelde van het BBP per capita 23.408 terwijl dit in 2009 slechts 22.092 bedroeg (merk op dat dit verschil -1315 bedraagt, zoals terug te vinden is in tabel 2). Door middel van het model kan nu berekend worden wat het effect van deze daling in BBP per capita geweest is op de Gini in Europa:

$$\begin{aligned}\Delta Gini_{\frac{BBP}{capita}, '08-'09} &= \left\{ 118,667 * \log\left(\frac{BBP}{capita}\right)_{Europa, 2009} - 6,656 * \left[\log\left(\frac{BBP}{capita}\right)_{Europa, 2009} \right]^2 \right\} - \\ &\quad \left\{ 118,667 * \log\left(\frac{BBP}{capita}\right)_{Europa, 2008} - 6,656 * \left[\log\left(\frac{BBP}{capita}\right)_{Europa, 2008} \right]^2 \right\} \\ &= \{ 118,667 * \log(22092) - 6,656 * [\log(22092)]^2 \} - \{ 118,667 * \log(23408) - 6,656 * [\log(23408)]^2 \} \\ &= 521,03 - 520,17 = 0,86\end{aligned}$$

Hierbij kan dus geconcludeerd worden dat een achteruitgang van het Europees gemiddelde van het BBP per capita met 1316 heeft geleid tot een gemiddelde stijging van de Gini-coëfficiënt met 0,86 procentpunt in Europa, doordat de EU in zijn globaliteit zich voorbij de top van de Kuznetscurve bevindt.

5.3.2. Het fiscaal beleid van een land

5.3.2.1. Effect van de crisis

Gekeken naar tabel 2, kan globaal genomen worden gesteld dat de crisissen ertoe hebben geleid dat de overheidsuitgaven toenamen en begrotingstekorten zich opstapelden, wat leidde tot een hogere staatsschuld. Hiervoor zijn er in de literatuur twee belangrijke redenen: **automatische stabilisatoren** en **bailouts** van financiële instellingen.

In de literatuurstudie werd al verwezen naar Yilmaz (2013). Hij haalde aan dat er tijdens een crisis in Europa doorgaans een expansieve, anticyclische politiek gevoerd wordt. Dit betekent concreet dat er meer uitgegeven wordt aan de sociale zekerheid (onder andere door werkloosheidsvergoedingen) terwijl de inkomsten door dalende economische groei afnemen. Dit noemt men automatische stabilisatoren.

Maurer en Grussenmeyer (2015) haalden een tweede reden aan waarom de overheidsuitgaven, het begrotingstekort en de staatsschuld tijdens de crisis stegen, namelijk de staatssteun van vele Europese overheden aan banken die dreigden failliet te gaan, de zogenaamde bailouts.

5.3.2.2. Gevolgen voor de inkomensongelijkheid

De stijgende staatsschuld en overheidsuitgaven hebben geleid tot een lagere Gini doordat beide coëfficiënten in het model negatief zijn. Ook de coëfficiënt van begrotingssaldo is negatief, waardoor stijgende begrotingstekorten echter geleid hebben tot meer inkomensongelijkheid. In tabel 5 is een berekening te vinden van het effect van de stijgende staatsschuld, overheidsuitgaven en het dalende begrotingssaldo van het jaartal 2008 naar het jaartal 2009 op de gemiddelde Gini-coëfficiënt in Europa.

	Staatsschuld	Overheidsuitgaven	Begrotingssaldo	Totale invloed
Gemiddelde evolutie '08- '09	9,55	4,05	-4,46	
Coëfficiëntenwaarde	-0,040	-0,215	-0,237	
ΔGini	$-0,040 \times 9,55 = -0,382$	$-0,215 \times 4,05 = -0,87$	$-0,237 \times (-4,46) = 1,057$	$-0,382 - 0,87 + 1,057 = -0,195$

Tabel 5. Berekening van de gemiddelde Europese effecten van het fiscaal beleid op de Gini-coëfficiënt van '08 – '09

Hieruit kan worden afgeleid dat het effect dat het begrotingssaldo uitoefent in absolute waarden veel groter is dan dat dit het geval is bij staatsschuld en overheidsuitgaven.

Verder kan worden opgemerkt dat tegenwerkende effecten zich voordoen die niet te rijmen zijn met de bevindingen vanuit de literatuurstudie. Zoals in paragraaf 5.1.4 al werd aangehaald, was er in de literatuur een brede eensgezindheid over het effect van de variabelen begrotingssaldo, staatsschuld en overheidsuitgaven op inkomensongelijkheid. Dit is te verklaren vanuit het feit dat het fiscaal beleid gebruikt wordt voor de automatische stabilisatoren. Volgens Dolls et al (2010) leiden deze mechanismen tot een stabiel beschikbaar inkomen, wat de inkomensongelijkheid naar beneden haalt.

Uit de resultaten blijkt zowaar dat het begrotingssaldo tegen de verwachtingen in een positief, significant effect heeft op de inkomensongelijkheid op het 1% significantieniveau. Een tweede verklaring hiervoor is te vinden bij de zogenaamde bailouts, de steun van sommige overheden aan banken die dreigden failliet te gaan. Dit is geld dat niet rechtstreeks bij de gezinnen terecht komt maar wel een groot deel van het fiscaal beleid uitmaakte. Het feit dat bepaalde banken gered moesten worden geeft echter ook aan dat het land in kwestie zwaar te leiden heeft onder de crisis.

Rosas (2006) beschouwde zulke bailouts nog voor het uitbreken van de crisis als een zuivere welvaartstransfer van de belastingbetalers naar de banken. Ze zetten de publieke financiën onder druk waardoor de belastingen een stijgende trend vertonen zonder dat dit zich vertaalt in een evenredige stijging van de overheidsuitgaven aan de belastingbetaler.

Volgens Kumhof en Ranci re (2010) en Besley en Ghatak (2013) leidt dit ook tot een stijging van de inkomensongelijkheid. De bailouts van banken komen namelijk vooral de investeerders ten goede aangezien zij gecompenseerd worden voor geleden verliezen. Het verklaart mede de negatieve relatie van inkomensongelijkheid met het begrotingssaldo, aangezien bailouts van banken op korte termijn gepaard gaan met begrotingen die in het rood gaan (Maurer en Grussenmeyer, 2015).

Het al dan niet stijgen van de inkomensongelijkheid dat toe te wijzen is aan het fiscaal beleid van een land is dus het resultaat van een afweging tussen de sterkte van de automatische stabilisatoren (oftewel het sociale zekerheidssysteem) en de mate waarin de fiscale middelen zijn gebruikt voor het redden van de financiële instellingen. Dit verklaart dus ook de elkaar opheffende effecten die zich voordoen in tabel 5. In het volgende hoofdstuk '*Discussie*' worden de belangrijkste verschillen tussen de Europese landen hieromtrent besproken worden.

Merk op dat het relevant zou zijn om een verder onderzoek te voeren dat erop gericht is om de effecten van het fiscaal beleid op te splitsen in een deel dat te wijten is aan de automatische stabilisatoren en een deel dat te wijten is aan de bailouts. Dit laat een meer diepgaande economische analyse toe.

5.2.3. Niet-significante variabelen: inflatie en werkloosheid

5.2.3.1. Effect van de crisis

Na een raadpleging van tabel 2, kan over het algemeen gesteld worden dat de crisis de niet-significante variabele inflatie meer volatiel heeft gemaakt terwijl ze de variabele werkloosheid sterk heeft doen stijgen. Door de kleine coëfficiënten heeft dit echter een beperkte invloed gehad op de inkomensongelijkheid. Deze variabelen zijn economisch dus onbelangrijk.

5.2.3.2. Gevolgen voor de inkomensongelijkheid

Het totale effect van deze variabelen op de gemiddelde inkomensongelijkheid in het jaar 2009 wordt in tabel 6 berekend op een gelijkaardige manier als bij de variabelen van het fiscaal beleid.

	Werkloosheid	Inflatie
Gemiddelde evolutie '08- '09	2,70	-3,99
Coëfficiëntenwaarde	0,039	-0,074
ΔGini	$2,70 \cdot 0,039 =$ 0,105	$-3,99 \cdot (-0,074) =$ 0,295

Tabel 6. Berekening van de gemiddelde Europese effecten van de variabelen werkloosheid en inflatie op de Gini-coëfficiënt van '08 - '09

Hieruit blijkt dat de invloed van de insignificante variabelen werkloosheid en inflatie beduidend kleiner is dan dit het geval is bij alle andere variabelen. Hier wordt in het verder verloop van de thesis dan ook niet dieper op ingegaan.

6. Discussie

In het vorige hoofdstuk werd via een econometrisch model het effect van de kredietcrisis en de Europese staatsschuldencrisis op de inkomensongelijkheid becijferd, zowel voor heel Europa als voor iedere lidstaat apart. Tevens werden enkele algemene theorieën beschreven die de desbetreffende ontwikkelingen economisch verklaren. Aangezien uit de literatuurstudie al uitvoerig werd aangehaald dat er veel verschillen bestaan tussen de Europese landen onderling, zal hier in dit hoofdstuk wat dieper op worden ingegaan. In deel 6.1. *Verklaring van de verschillen tussen de Europese lidstaten* zullen de economische theorieën uit deel 5.3 gebruikt worden om een verklaring te geven aan het feit dat de lidstaten verschillende invloeden hebben ondervonden van de crisis op hun inkomensongelijkheid. Vervolgens zullen in deel 6.2. *Gevolgen voor het beleid* enkele politieke lessen voor de toekomst geformuleerd worden.

6.1. Verklaring van de verschillen tussen de Europese lidstaten

Aan de hand van de voorgaande bevindingen zullen de verschilpunten tussen de verschillende landen op gebied van de evolutie van de inkomensongelijkheid uitgediept worden. Hierbij kan een onderscheid gemaakt worden tussen de twee belangrijkste factoren: het BBP per capita en het fiscaal beleid van een land.

6.2.1. Verklaring aan de hand van het BBP per capita en de Kuznetshypothese

Op basis van de Kuznetshypothese kunnen al enkele belangrijke verschillen tussen lidstaten worden aangehaald. De positionering van een land op de Kuznetscurve is hierin voornaam. Overwegend liggen bijna alle Europese landen op het dalende deel van de curve. Er zijn echter enkele uitzonderingen:

- Letland, Litouwen en Polen hebben in het jaar 2005 hun omslagpunt bereikt, dit was echter voordat beide crisissen uitbraken.
- Het BBP per capita van zowel Bulgarije als Roemenië vertoont een stijgende trend, edoch heeft het tot op heden het omslagpunt van 7437,48 nog altijd niet bereikt. Deze landen bevinden zich dus op het stijgende deel van de Kuznetscurve.

Het feit dat zowel de kwadratische als de lineaire term elk significant zijn en respectievelijk een negatief en positief teken hebben duidt op een duidelijk stijgend marginaal neerwaarts effect van het BBP per capita op de inkomensongelijkheid in de meer ontwikkelde landen. Een voorbeeld van zo'n ver ontwikkeld land met een zeer groot BBP per capita is Denemarken.

Wetende dat beide crisissen hoofdzakelijk een neerwaarts effect hebben gehad op het BBP per capita kunnen uit bovenstaande analyse twee conclusies getrokken worden:

- Voor de landen Bulgarije en Roemenië heeft dit de inkomensongelijkheid de facto doen afnemen omdat ze zich op de linkerhelft van Kuznetscurve bevinden. Aangezien beide landen zich dicht bij het kantelpunt bevinden is deze invloed echter beperkt.
- Voor alle andere landen heeft dit de inkomensongelijkheid doen toenemen. De effecten waren wel kleiner bij deze landen die het omslagpunt net hadden bereikt (zoals bijvoorbeeld Letland, Litouwen en Polen) en ze waren groter bij die landen die al een zeer hoog BBP per capita hadden (zoals bijvoorbeeld Denemarken).

6.2.2. Verklaring aan de hand van het fiscaal beleid van landen

In hoofdstuk 5 werd afgeleid dat de impact van het fiscaal beleid gedurende de crisissen afhankelijk was van een trade-off tussen twee factoren. Enerzijds is er de mate waarin de automatische stabilisatoren de inkomensongelijkheid temperen en anderzijds de mate waarin er overheidsmiddelen werden besteed aan het redden van bepaalde financiële instellingen. Beide factoren zullen besproken worden.

6.2.2.1. Automatische stabilisatoren

Algemeen kan gesteld worden dat landen met een sterke sociale zekerheid tijdens een crisis minder te leiden hebben onder een stijgende inkomensongelijkheid (Etui, 2012). Binnen Europa bestaan er tussen landen onderling veel verschillen die mede het verloop van de inkomensongelijkheid tijdens de crisissen helpen verklaren.

In *Automatic Stabilizers, Economic Crisis and Income Distribution in Europe* maakten Dolls et al (2010) door middel van Ward's linkage een clustering van de Europese landen op basis van de automatische stabilisatoren. Er zijn twee grote clusters te onderscheiden:

- De Continentale en Noord-Europese landen:

Deze groep is gekenmerkt door een hoog niveau van inkomensstabilisatie en dus een sterk sociaal zekerheidssysteem. In deze groep van landen zal de crisis een meer beperkte impact hebben op de inkomensongelijkheid. Op basis van de clustering van Dolls et al (2010) bestaat deze groep uit de landen Oostenrijk, Zweden, Finland, Frankrijk, Luxemburg, Nederland, België en Denemarken.

- De Angelsaksische, Zuid- en Oost-Europese landen:

Deze groep is gekenmerkt door een laag niveau van inkomensstabilisatie en een minder verregaand sociaal zekerheidssysteem. In deze groep van landen zal een daling van het marktinkomen tijdens een crisis meestal ook een substantiële daling van het beschikbaar inkomen tot gevolg hebben. Hier zal de

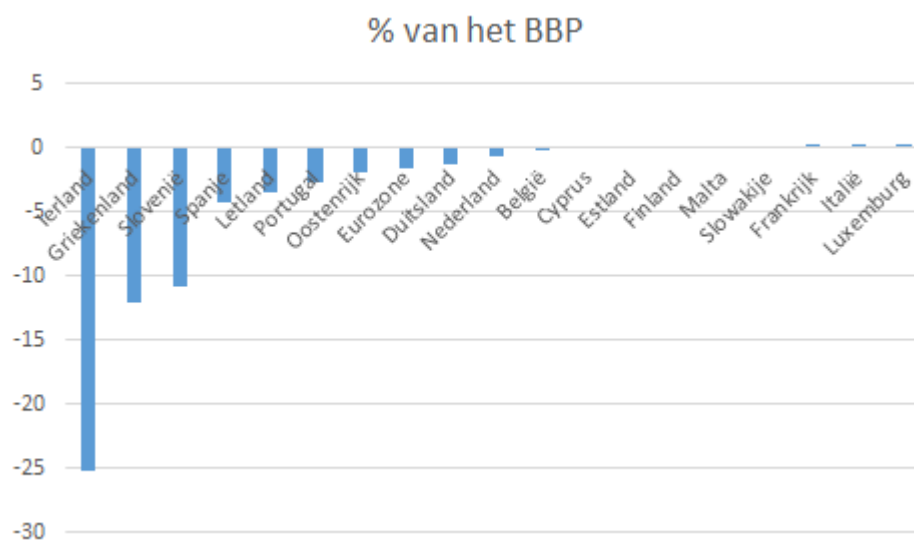
inkomensongelijkheid dus sterker toenemen. Op basis van de clustering van Dolls et al (2010) bestaat deze groep uit de landen Estland, Polen, Portugal, Slovenië, Ierland, Griekenland, Italië, Verenigd Koninkrijk, Spanje en Hongarije.

Deze verschillen vormen dus een tweede belangrijke factor ter verklaring van de verschillende evoluties in Europa.

6.2.2.2. Bailouts van financiële instellingen

Zoals reeds vermeld hebben bailouts tijdens de crisissen geleid tot grotere inkomensongelijkheid. De mate waarin overheidsgeld gespendeerd is aan het redden van de banken verschilt van land tot land en vormt dus een derde factor die de heterogene evoluties in ongelijkheid kunnen verklaren.

Maurer en Grussenmeyer (2015) maakten voor de Europese Centrale Bank een statistische analyse van de fiscale impact van de bankreddingen van de verschillende landen van de eurozone van het jaar 2008 tot en met het jaar 2013. Figuur 10 visualiseert voor verschillende lidstaten de positieve of negatieve impact van de staatssteun op het begrotingssaldo.



Figuur 10. Impact van staatssteun aan banken op de begroting per lidstaat

De -0,2 bij België betekent dat tussen het jaar 2008 en 2013 het redden van Belgische banken het begrotingssaldo naar beneden heeft gehaald met 0,2%. Dit percentage wordt dus niet besteed aan automatische stabilisatoren om de ongelijkheidseffecten van de crisis te temperen. Hoe hoger dit percentage, hoe hoger ook de druk van de overheid tot fiscale consolidatie wat ook leidt tot een verdere stijging van de inkomensongelijkheid (Agnello en Sousa, 2014).

Zoals in de figuur te zien is zijn er grote onderlinge verschillen tussen landen. De zwaarst getroffen landen zijn Ierland, Griekenland en Slovenië met een stijging van het begrotingstekort (dus een daling van het begrotingssaldo) van respectievelijk 25,2%, 12,1% en 10,9%. Vermoed wordt dan ook dat een

relevant deel van hun stijging in inkomensongelijkheid hier aan te wijten is. Dit terwijl de landen Frankrijk, Italië en Luxemburg hun begrotingssaldo licht hebben zien stijgen. Dit heeft dus in beperkte mate geleid tot een dalend effect op de inkomensongelijkheid.

6.2.3. Samenvatting

Kort samengevat kan gesteld worden dat er drie belangrijke factoren zijn die de heterogeniteit van de evolutie van de inkomensongelijkheid gedurende de crisisjaren tussen Europese landen mede verklaren:

- Het niveau van economische ontwikkeling, gemeten door het BBP per capita
- De sterkte van de automatische inkomensstabilisatoren
- De mate waarin er staatssteun moest verschaft worden om de financiële instellingen overeind te houden

6.3. Gevolgen voor het beleid

Ter conclusie van dit hoofdstuk zullen enkele politieke richtlijnen worden uitgezet met als oogmerk om een stijging van de inkomensongelijkheid in de hand te houden. De basis voor deze richtlijnen liggen bij de macro-economische variabelen van het model en de grootte van haar effecten. Het is van belang om te vermelden dat deze richtlijnen louter erop gericht zijn om inkomensongelijkheid te temperen. In de praktijk moeten beleidsmakers echter een afweging maken tussen het beheersen van de ongelijkheid en diverse andere economische neveneffecten die de implementatie van deze richtlijnen met zich meebrengt.

Allereerst is het voor een ontwikkeld Europees land voornaam om zich bewust te zijn van de invloed van een getemperd BBP per capita. Hoe meer ontwikkeld het land is, hoe groter de inkomensongelijkheid toeneemt bij een terugnname van de economische activiteit. Een land zou zich bewust moeten zijn van zijn plaats op de Kuznetscurve en voldoende maatregelen moeten treffen om bij verminderde BBP per capita voldoende te anticiperen op de effecten ervan op de inkomensongelijkheid. Zo is het cruciaal om te beschikken over een goed sociale zekerheidssysteem die de gevolgen van een dalend BBP per capita, eventuele werkloosheidsstijging en dalende inkomens kan beperken. De overheid kan door middel van zijn fiscaal beleid optreden als herverdelers tussen de hogere en de lagere inkomensklassen.

Daarnaast is het aan de Europese en nationale instanties om in te staan voor een grondige controle op de kredietwaardigheid van de banken om nakende faillissementen proactief te vermijden. Op deze manier wordt voorkomen dat overheidsgeld gespendeerd moet worden aan bailouts van banken.

7. Algemene conclusie

Tijdens de voorbije jaren is reeds veel onderzoek gevoerd naar het gevolg van de kredietcrisis en de Europese staatsschuldencrisis op de inkomensongelijkheid binnen Europa. Er was veel eensgezindheid over het feit dat er wat dit betreft veel verschillen bestaan tussen de verschillende EU-landen. Vandaar dat er weinig eensgezindheid bestond over het effect van beiden crisissen op de inkomensongelijkheid in Europa in het algemeen. Deze masterthesis was er op gericht om via een econometrische analyse deze gevolgen concreet uit te drukken in cijfers, zowel voor de EU-landen afzonderlijk als voor de gehele EU. Daarnaast zouden via een economische analyse aan de hand van de statistische bevindingen en literatuur enkele algemene theorieën ontwikkeld worden die deze bevindingen verklaren. Meer bepaald was het doel van deze masterthesis om een duidelijk antwoord te vinden op de centrale onderzoeksvraag: “Wat is het effect van de kredietcrisis en de Europese staatsschuldencrisis op de inkomensongelijkheid binnen de EU en hoe kan deze economisch verklaard worden?”. Deze centrale onderzoeksvraag werd beantwoord op basis van vier verschillende deelvragen.

De eerste deelvraag luidde als volgt: “Hoe kan inkomensongelijkheid het beste gemeten worden en welke macro-economische variabelen hebben hier een invloed op?”. Door middel van een literatuurstudie werd vastgesteld dat in de context van dit onderzoek de inkomensongelijkheid het beste uitgedrukt kan worden met de Gini-coëfficiënt. Daarnaast werden er geschikte onafhankelijke variabelen gezocht voor het opstellen van een econometrisch model. Hiervoor moest aan twee voorwaarden voldaan zijn. Allereerst moesten de desbetreffende variabelen in de literatuur erkend worden als belangrijke determinanten van inkomensongelijkheid. Daarnaast was het ook relevant dat deze variabelen tijdens de crisis onderhevig geweest zijn aan belangrijke veranderingen en zodoende een model op te kunnen stellen dat toelaat zo accuraat mogelijk de veranderingen van de inkomensongelijkheid tijdens de crisis te onderzoeken. De variabelen BBP per capita, inflatie, werkloosheid, begrotingssaldo, staatsschuld en overheidsuitgaven bleken aan al deze voorwaarden te voldoen.

In de tweede deelvraag, “Hoe kan inkomensongelijkheid verklaard worden op basis van een econometrisch model?”, werd de afhankelijke variabele, de Gini-coëfficiënt, gelinkt aan bovenvermelde onafhankelijke variabelen via een econometrisch model. Dit gebeurde op basis van een dataset bestaande uit de waarden van al deze variabelen voor alle Europese landen voor de jaren 2000 tot en met 2014. Het meest geschikte model bleek een fixed effects model met jaarspecifieke effecten. Hierbij waren de termen $\log(\text{BBP per capita})$, $[\log(\text{BBP per capita})]^2$, begrotingssaldo, staatsschuld en overheidsuitgaven significant op een niveau van 5%. De andere twee variabelen, inflatie en werkloosheid, waren dat niet maar werden toch behouden in het model om een zo gedetailleerd mogelijke analyse te bekomen.

Deze analyse vormde het antwoord op deelvraag drie: “Wat waren de effecten van de kredietcrisis en Europese staatsschuldencrisis op de inkomensongelijkheid in Europa?”. Deze werden berekend door de werkelijke Gini-coëfficiënt zoals deze zich voordeed tijdens de crisis te vergelijken met de voorspelde Gini-coëfficiënt op basis van het opgestelde model. Hiervoor werden voorspelde waarden van de onafhankelijke variabelen gebruikt die door de Europese Commissie gepubliceerd werden. Vastgesteld werd dat er inderdaad veel verschillen bestaan tussen de landen. In zijn totaliteit heeft de crisis de Gini-coëfficiënt doen toenemen, maar er waren ook lidstaten die een daling van de inkomensongelijkheid optekenden. Deze studie vormde de basis voor een economische analyse die de desbetreffende ontwikkelingen hielp verklaren.

Deze economische analyse vormde het antwoord op deelvraag vier: “Hoe kunnen de effecten van de kredietcrisis en de Europese staatsschuldencrisis op de inkomensongelijkheid in Europa economisch verklaard worden?”. Het hoofddoel van deze analyse was om via verschillende theorieën de kwantitatieve bevindingen te verklaren.

Allereerst bleek de invloed van de niet-significante variabelen inflatie en werkloosheid beperkt. Daarnaast werden er drie verschillende theorieën ontwikkeld die een algemeen beeld scheppen van de mechanismen die zich tijdens de crisissen voordeden. Allereerst is er het Kuznetspatroon dat de Gini-coëfficiënt beschrijft in functie van het BBP per capita en de vorm aanneemt van een omgekeerde U. Aan de hand van dit patroon werd berekend dat Bulgarije en Roemenië de enige twee landen zijn die bij een stijgend BBP per capita een stijgende invloed op de inkomensongelijkheid ervaren en vice versa. Voor alle andere landen geldt het omgekeerde. Bovendien is de invloed veel groter naarmate een land meer ontwikkeld is. Dit is één factor die de heterogene ontwikkelingen tussen landen verklaren.

Daarnaast is er nog de sterkte van de automatische stabilisatoren die het effect van een crisis op inkomensongelijkheid trachten te temperen. Hierbij is er op basis van de clustering van Dolls et al (2010) een onderscheid te maken tussen enerzijds de Continentale en Noord-Europese landen en de Angelsaksische, Zuid- en Oost-Europese landen. Deze groepen vertegenwoordigen respectievelijk systemen met sterke automatische stabilisatoren die ervoor zorgen dat de stijging van de ongelijkheid tijdens een crisis beperkt blijft en de zwakkere automatische stabilisatoren waar de invloed dus ook sterker zal zijn.

Tot slot zijn er ook nog de bailouts van financiële instellingen die zich vooral tijdens de kredietcrisis hebben voorgedaan en volgens Kumhof en Ranci re (2010) en Besley en Ghatak (2013) ook leiden tot meer inkomensongelijkheid. Maurer en Grussenmeyer (2015) stelden vast dat er inzake de invloed van de bailouts op het begrotingstekort ook veel verschillen bestaan tussen de Europese landen die dus ook hebben geleid tot verschillen in inkomensongelijkheid.

Deze masterthesis vormt in zijn geheel dus een eenduidig antwoord op de centrale onderzoeksvraag. Desalniettemin zijn er enkele beperkingen aan het onderzoek. Enerzijds vertoonde de gegevens van

Eurostat van de periode 2000 tot 2014 enkele ontbrekende waarden waardoor er gewerkt moest worden met een unbalanced panel. Dit leidde tot een stijging van de standaardvariatie en een daling van de significantie van het model. Anderzijds is er het feit dat de Europese Commissie elk jaar slechts voorspellingen deed voor de twee opeenvolgende jaren. Hierdoor werd de analyse van het effect van de Europese staatsschuldencrisis beperkt tot de jaren 2010 en 2011, terwijl deze in werkelijkheid nog enkele jaren voortduurde.

Na dit werk is er ook nog nood aan bijkomend onderzoek. Een van de belangrijkste zaken die nog onderzocht kunnen worden zijn de specifieke effecten van het fiscaal beleid van landen. De effecten van de variabelen staatsschuld, begrotingssaldo en overheidsuitgaven zijn bekend. Maar zoals vermeld bestaan deze uit de effecten van de automatische stabilisatoren en de effecten van de bailouts. Om een meer specifiek beeld te krijgen van de situatie is het een nuttige oefening om de effecten van deze variabelen te ontleden aan de effecten die toe te schrijven zijn aan het automatische stabilisator effect en het bailout-effect. Daarnaast is het ook belangrijk om een meer diepgaand onderzoek te voeren naar het bestaan van het Kuznetspatroon in Europa. Een verklaring waarom een meer ontwikkeld land met betrekking tot inkomensongelijkheid meer gevoelig is voor schommelingen in het BBP per capita bleef tot op heden namelijk uit.

Bijlagen

Bijlage 1: De R-code

Bijlage 1.1. R-code voor de beschrijvende statistiek

```
## Inlezen data

mydata <- read.table("C://Dataset masterthesis (Bormans-Goutsmet).txt", header = TRUE)
attach(mydata)
head(mydata)

summary(mydata)

## Detecteren uitschieters

library(car)
scatterplot(Gini~BBPCapita|Land, boxplots=FALSE, smooth=FALSE, reg.line=FALSE, data=mydata)
scatterplot(Gini~Inflatie|Land, boxplots=FALSE, smooth=FALSE, reg.line=TRUE, data=mydata)
scatterplot(Gini~Werkloosheid|Land, boxplots=FALSE, smooth=FALSE, reg.line=FALSE, data=mydata)
scatterplot(Gini~Begrotingssaldo|Land, boxplots=FALSE, smooth=FALSE, reg.line=FALSE, data=mydata)
scatterplot(Gini~Staatsschuld|Land, boxplots=FALSE, smooth=FALSE, reg.line=FALSE, data=mydata)
scatterplot(Gini~Overheidsuitgaven|Land, boxplots=FALSE, smooth=FALSE, reg.line=FALSE, data=mydata)

scatterplot(Jaar, Gini)

## Heterogeniteit

library(foreign)
coplot(Gini~Jaar|Land, type="l", data=mydata)

# Plot van de Gini door de tijd voor ieder land apart.

library(gplots)
plotmeans(Gini~Land,main="Heterogeneity across countries",data=mydata)

# Heterogeniteit tussen landen onderling.

plotmeans(Gini~Jaar,main="Heterogeneity across years", data=mydata)

# (Beperkte) heterogeniteit door de jaren heen.

## Verkennen Relaties

plot(mydata$BBPCapita, mydata$Gini, xlab="BBPCapita", ylab="Gini")
abline(lm(mydata$Gini~mydata$BBPCapita), lwd=3, col="red")
# Mogelijk kwadratisch verband.
```

```

plot(mydata$Inflatie, mydata$Gini, xlab="Inflatie", ylab="Gini")
abline(lm(mydata$Gini~mydata$Inflatie), lwd=3, col="red")
# Positief verband.

plot(mydata$Werkloosheid, mydata$Gini, xlab="Werkloosheid", ylab="Gini")
abline(lm(mydata$Gini~mydata$Werkloosheid), lwd=3, col="red")
# Positief verband.

plot(mydata$Begrotingssaldo, mydata$Gini, xlab="Begrotingssaldo", ylab="Gini")
abline(lm(mydata$Gini~mydata$Begrotingssaldo), lwd=3, col="red")
# Negatief verband.

plot(mydata$Staatsschuld, mydata$Gini, xlab="Staatsschuld", ylab="Gini")
abline(lm(mydata$Gini~mydata$Staatsschuld), lwd=3, col="red")
# (Zeer licht) positief verband.

plot(mydata$Overheidsuitgaven, mydata$Gini, xlab="Overheidsuitgaven", ylab="Gini")
abline(lm(mydata$Gini~mydata$Overheidsuitgaven), lwd=3, col="red")
# Negatief verband.

# Visueel verkennen correlaties.

library(corrplot)
y = cbind(logBBPC, logBBPCSQ, Inflatie, Staatsschuld, Werkloosheid, Begrotingssaldo,
Overheidsuitgaven)
M <- cor(d, use= "pairwise.complete.obs") # get correlations
M
library('corrplot') #package corrplot
corrplot(M, method = "circle") #plot matrix

## Gepaarde t-testen

ttestGini <- read.table("C://T-test Gini (2006-2009-2011).txt", header = TRUE)
attach(ttestGini)
mean(Gini2006)
mean(Gini2009)
mean(Gini2011)
t.test(Gini2009, Gini2006, paired =TRUE, conf.level=0.95)
t.test(Gini2011, Gini2009, paired =TRUE, conf.level=0.95)

DifferenceA = Gini2009 - Gini2006
hist(DifferenceA,col="gray",main="Wijziging in Gini 2006-2009",xlab="Difference")
DifferenceB = Gini2011 - Gini2009
hist(DifferenceB,col="gray",main="Wijziging in Gini 2009-2011",xlab="Difference")

```

Bijlage 1.2. R-code voor de ontwikkeling van het model

1. Data Inlezen

```

mydata <- read.table("C://Dataset masterthesis (Bormans-Goutsmet) ZL.txt", header = TRUE)
attach(mydata)
head(mydata)

```

2. Modelontwikkeling

```

logBBPC<-log(BBPCapita)
logBBPCSQ<-logBBPC^2
x      =      cbind(logBBPC,logBBPCSQ,Inflatie,Werkloosheid,Begrotingssaldo,      Staatsschuld,
Overheidsuitgaven)
y = cbind(Gini)

#OLS
ols<-lm(y~x, data=mydata)

#Fixed effects
library("plm")
fixed<-plm(y~x, data=mydata, index=c("Land","Jaar"), model="within")
fixef(fixed)

fixed.time<-plm(y~x + factor(Jaar), data=mydata, index=c("Land","Jaar"), model="within")
fixef(fixed.time)

#Random effects
random<-plm(y~x, data=mydata, index=c("Land","Jaar"),model="random")
random.time<-plm(y~x + factor(Jaar), data=mydata, index=c("Land","Jaar"),model="random")

summary(ols)
summary(fixed)
summary(random)
summary(fixed.time)
summary(random.time)

#Testen voor heteroscedasticiteit
library(zoo)
library(lmtest)
bptest(ols,data=mydataZL,studentize=F)
bptest(fixed,data=mydataZL,studentize=F)
bptest(fixed.time,data=mydataZL,studentize=F)
bptest(random,data=mydataZL,studentize=F)
bptest(random.time,data=mydataZL,studentize=F)

coeftest(ols, vcovHC)
coeftest(fixed, vcovHC)
coeftest(fixed.time, vcovHC)
coeftest(random, vcovHC)
coeftest(random.time, vcovHC)

#Pooltest
pFtest(fixed,ols)

# De p-waarde is < 0.05, wat betekent dat een fixed effects model een beter keuze is dan een OLS

#Hausman
phtest(fixed, random)

# De p-waarde is < 0.05, wat betekent dat een fixed effects model verkozen wordt boven een random
effects model.

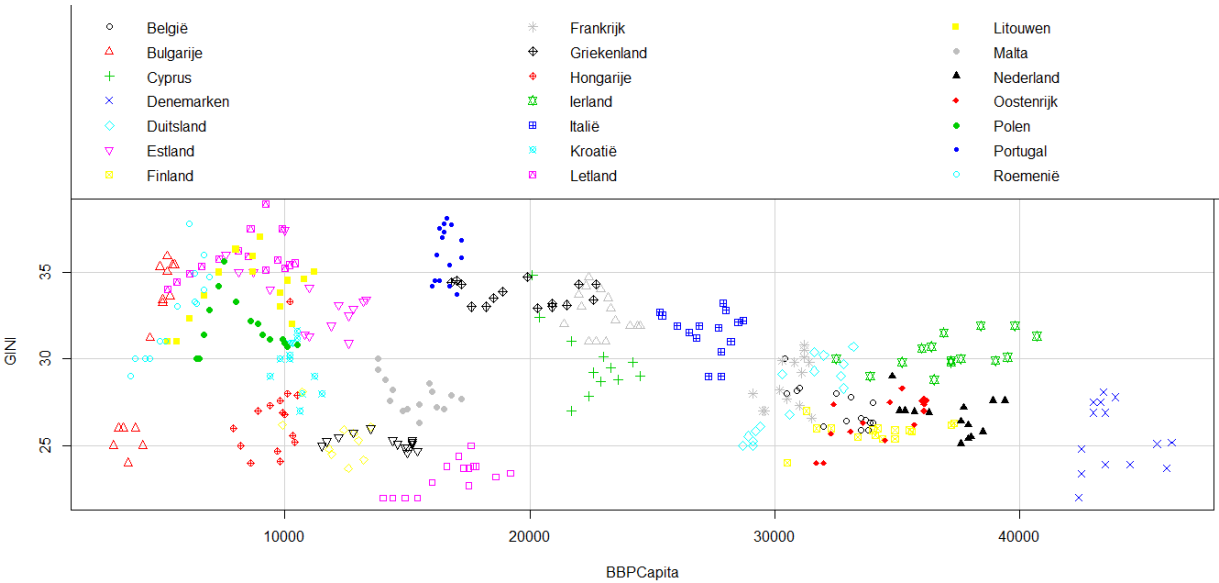
#Test voor jaareffecten
pFtest(fixed.time,fixed)

# De p-waarde is < 0.05, wat betekent dat time-fixed effects nodig zijn.

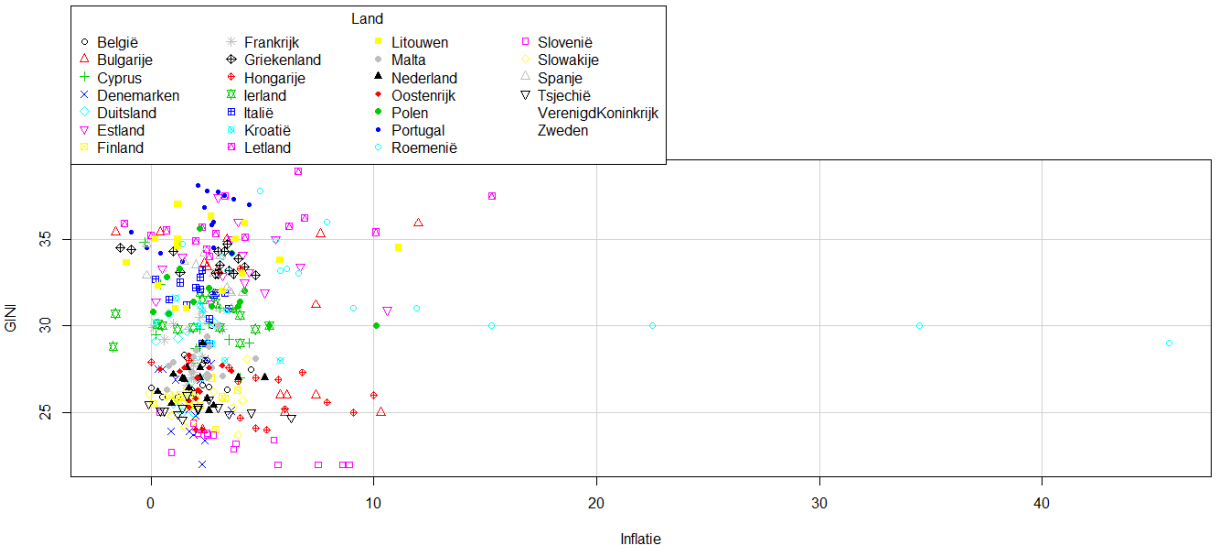
```

Bijlage 2: Gini-coëfficiënt in functie van de onafhankelijke variabelen per lidstaat

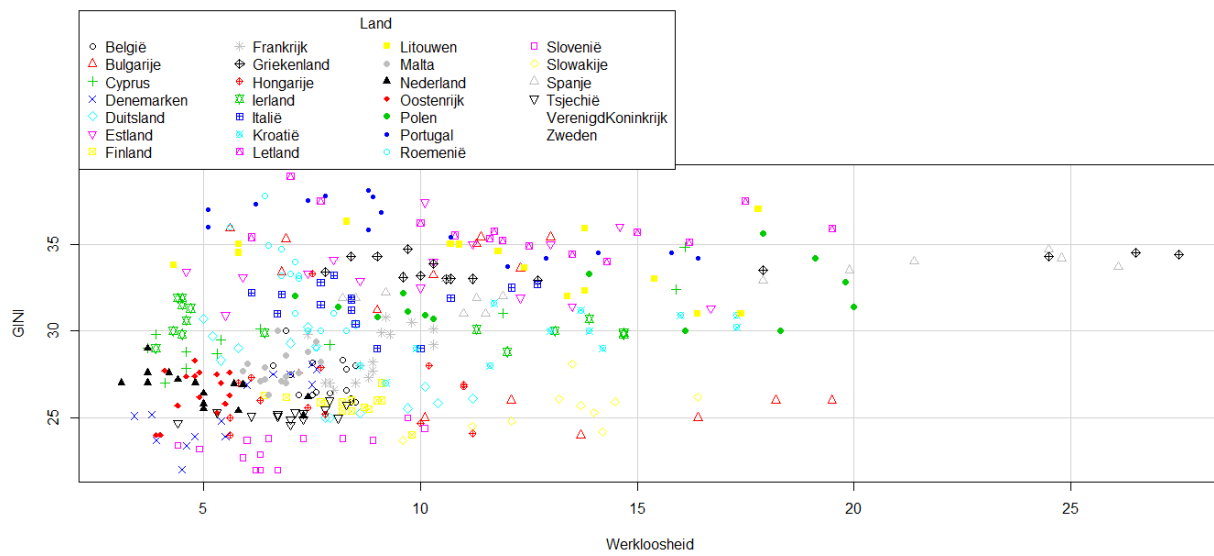
Gini in functie van BBP per capita.



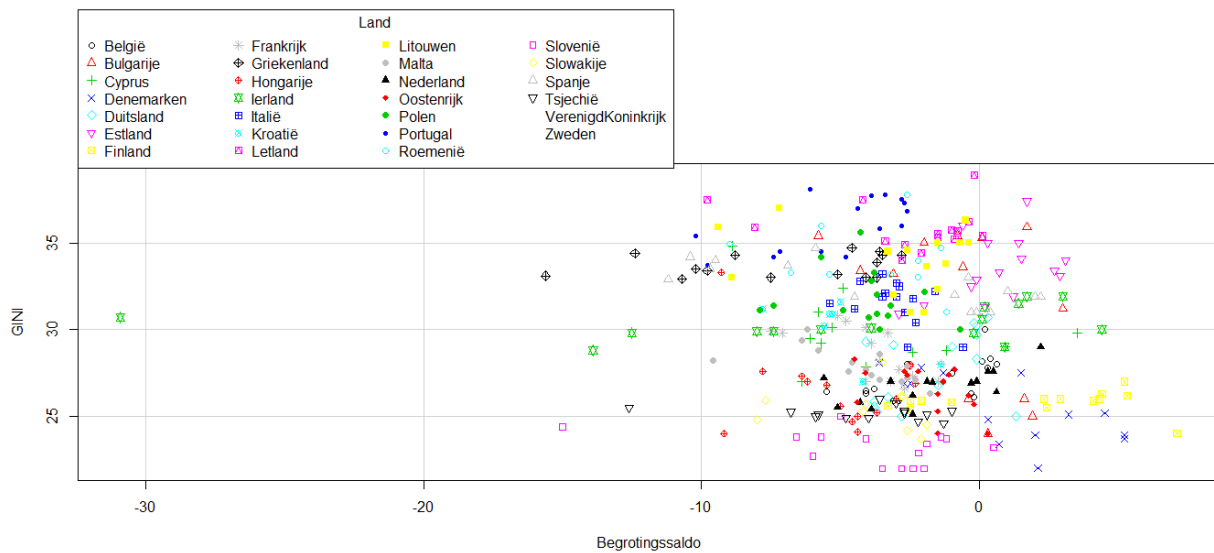
Gini in functie van inflatie



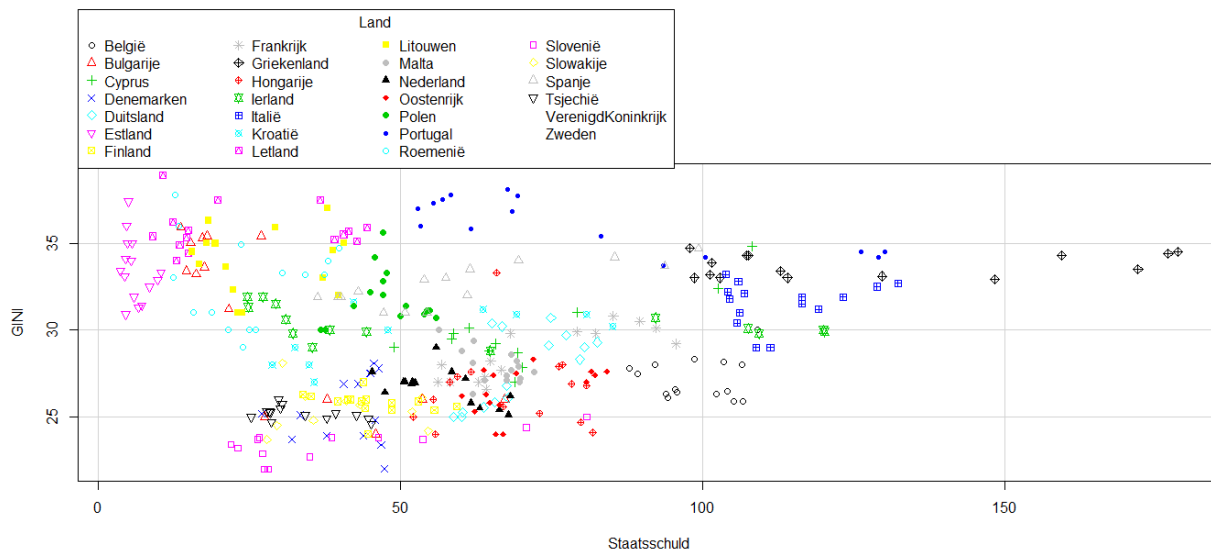
Gini in functie van werkloosheid



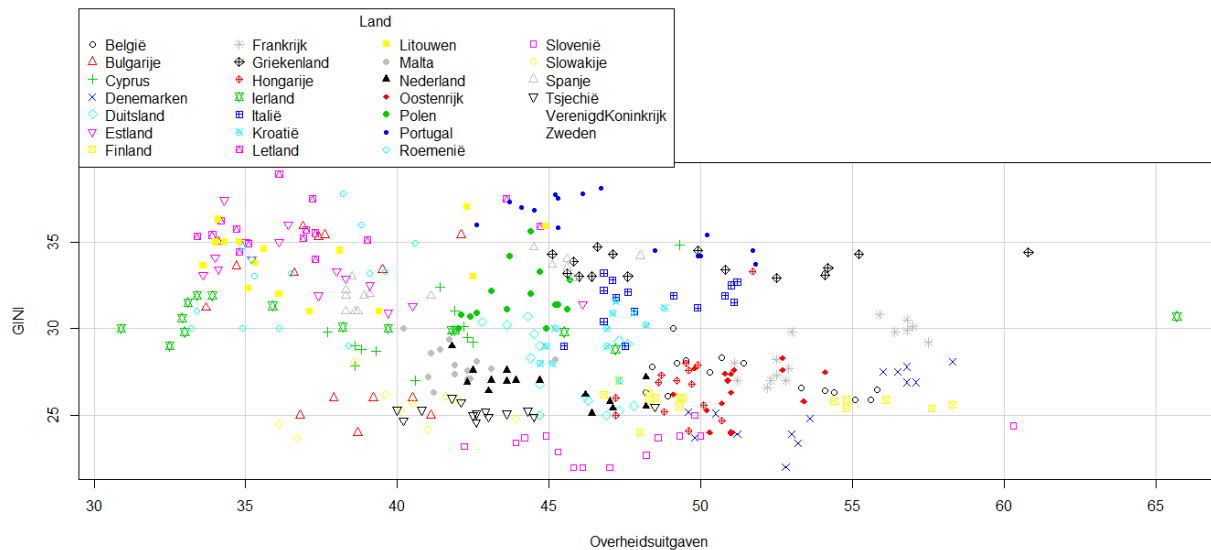
Gini in functie van begrotingssaldo



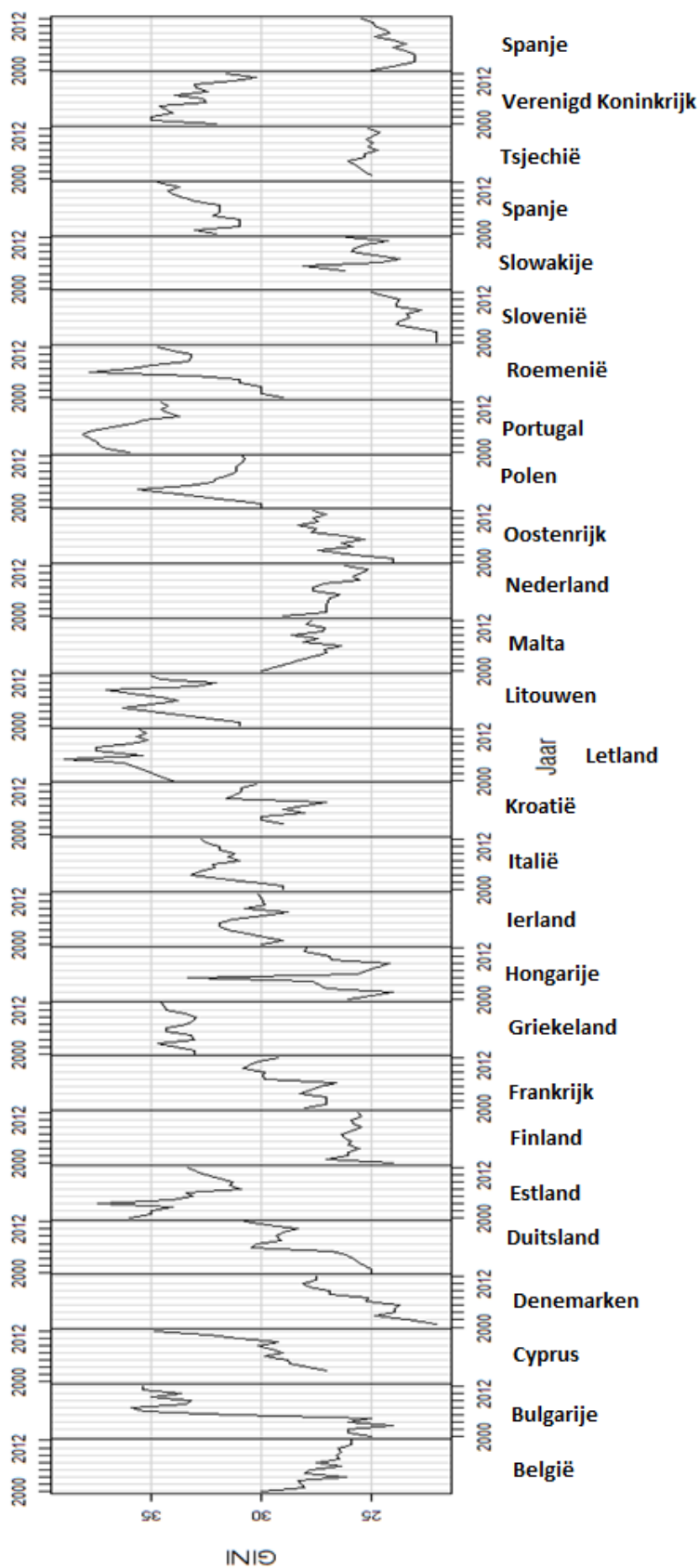
Gini in functie van staatsschuld



Gini in functie van overheidsuitgaven



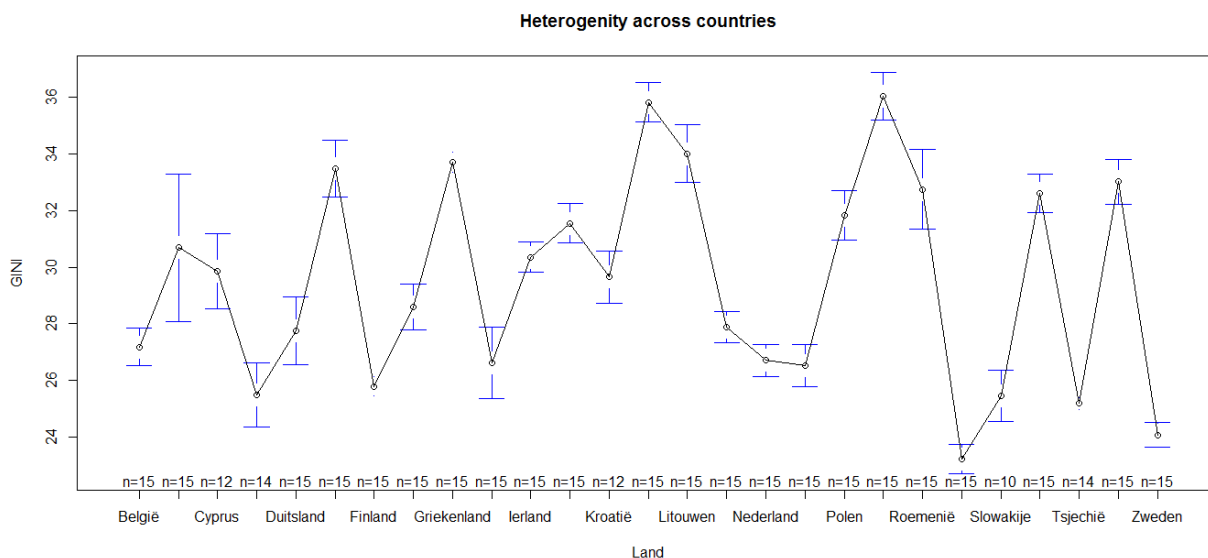
Bijlage 3: Evolutie van de inkomensongelijkheid per lidstaat



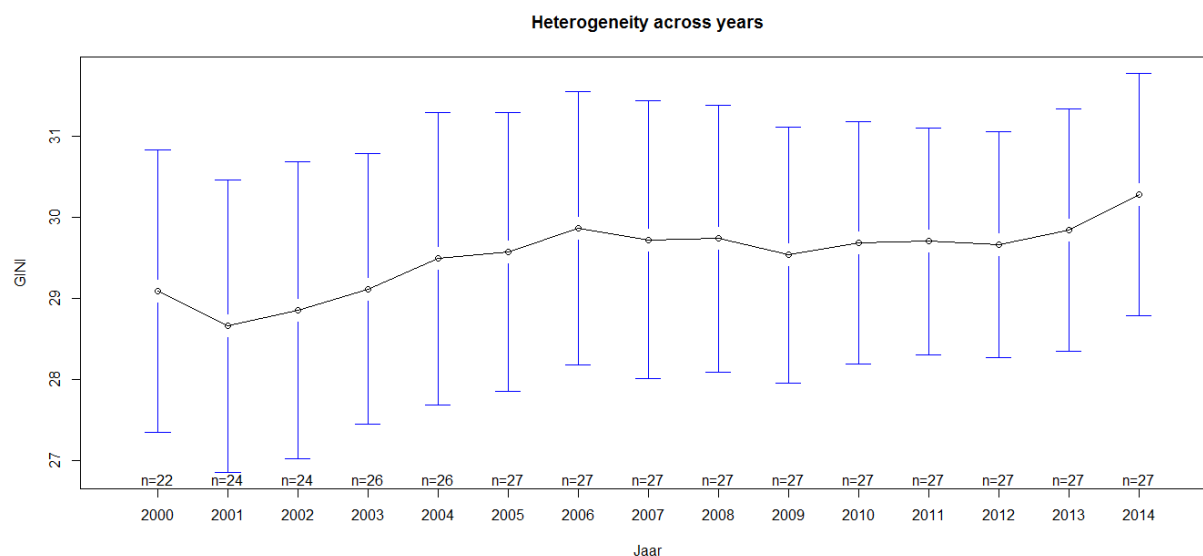
Bijlage 4: Verschillen in Gini tussen landen en jaren

In de eerste grafiek worden de verschillen tussen landen voorgesteld door de gemiddelde Gini over de periode 2000 tot en met 2014 te plotten. De tweede grafiek heeft een gelijkaardige interpretatie met dat verschil dat er geen onderscheid gemaakt wordt tussen de verschillende landen doch tussen de verschillende jaartallen.

De eerste grafiek suggereert duidelijk dat er landspecifieke effecten aanwezig zullen zijn. De landen zijn alfabetisch geordend, beginnend bij België en eindigend met Zweden.

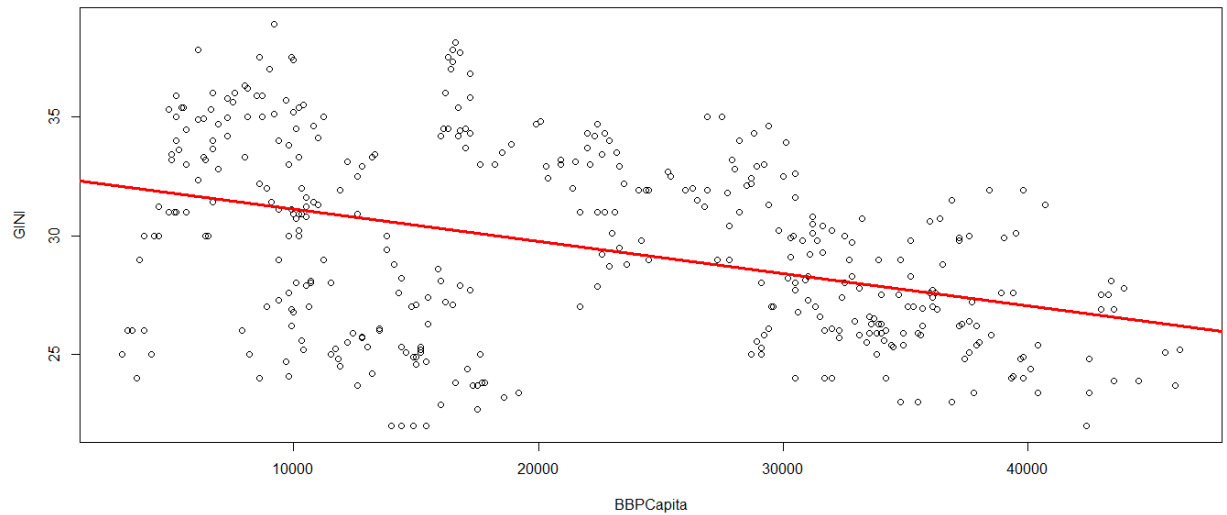


De tweede grafiek lijkt te doen vermoeden dat er van 2001 tot en met 2014 een stijgende trend in de Gini aanwezig is. Tijdens de crisisjaren, zoals besproken in deze thesis gaande van 2007 tot en met 2011, is er visueel geen eenduidige trend waar te nemen.

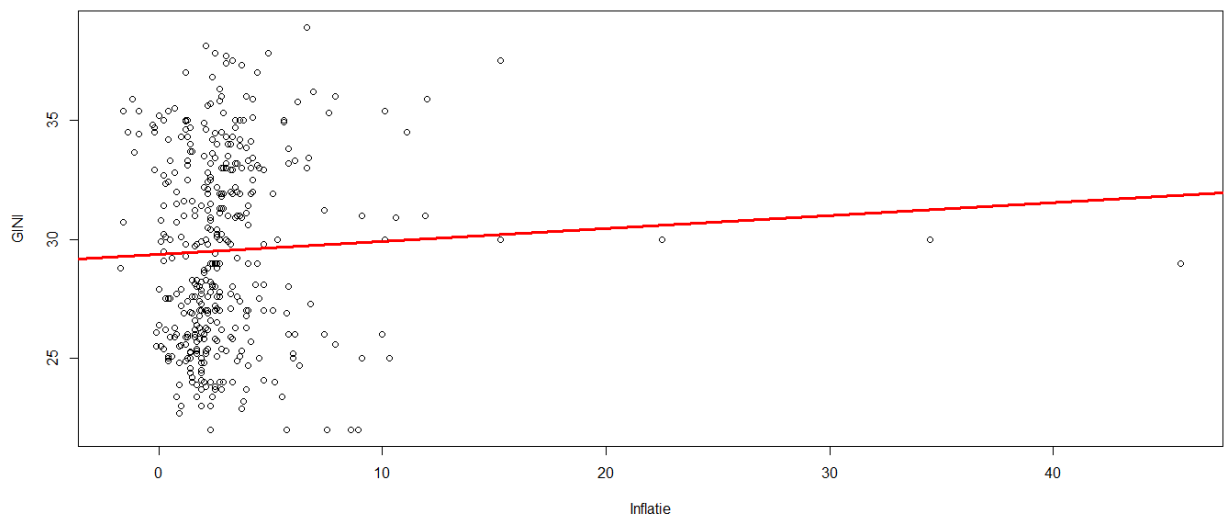


Bijlage 5: Gini-coëfficiënt in functie van de onafhankelijke variabelen met lineaire OLS-regressie

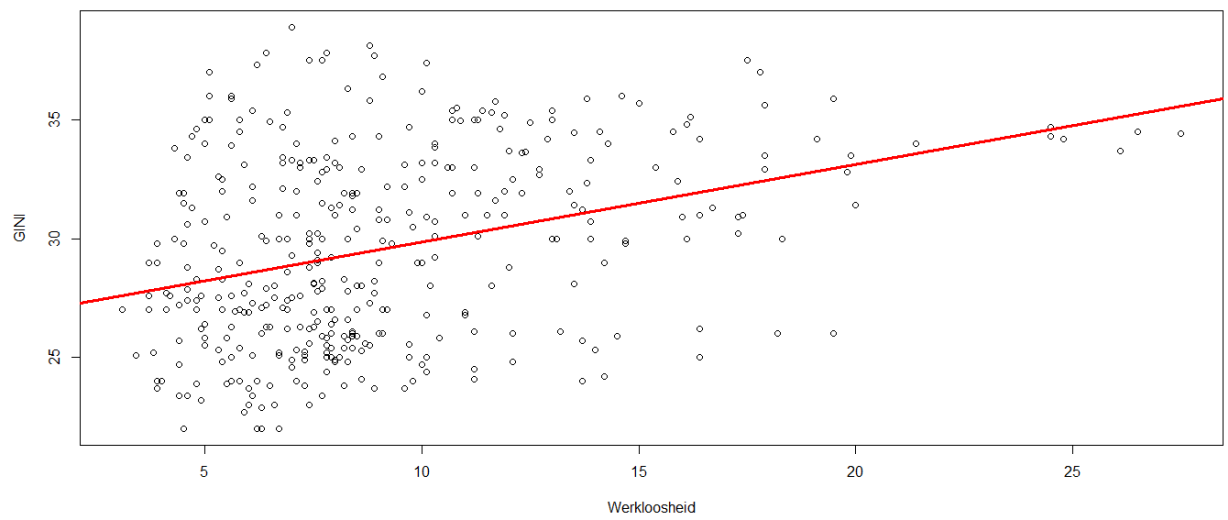
Gini in functie van BBP per capita



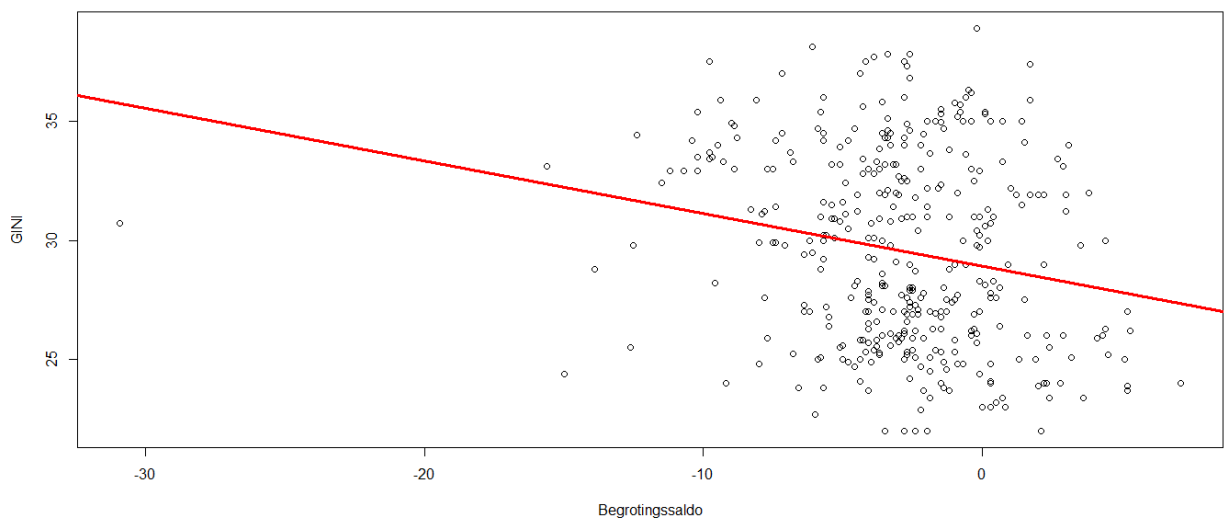
Gini in functie van inflatie



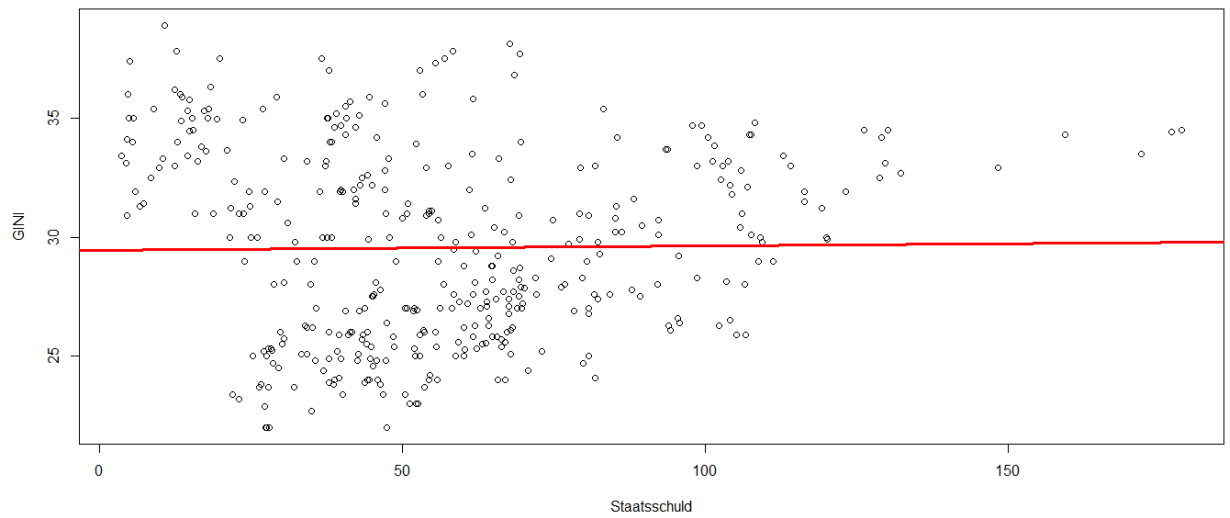
Gini in functie van werkloosheidspercentage



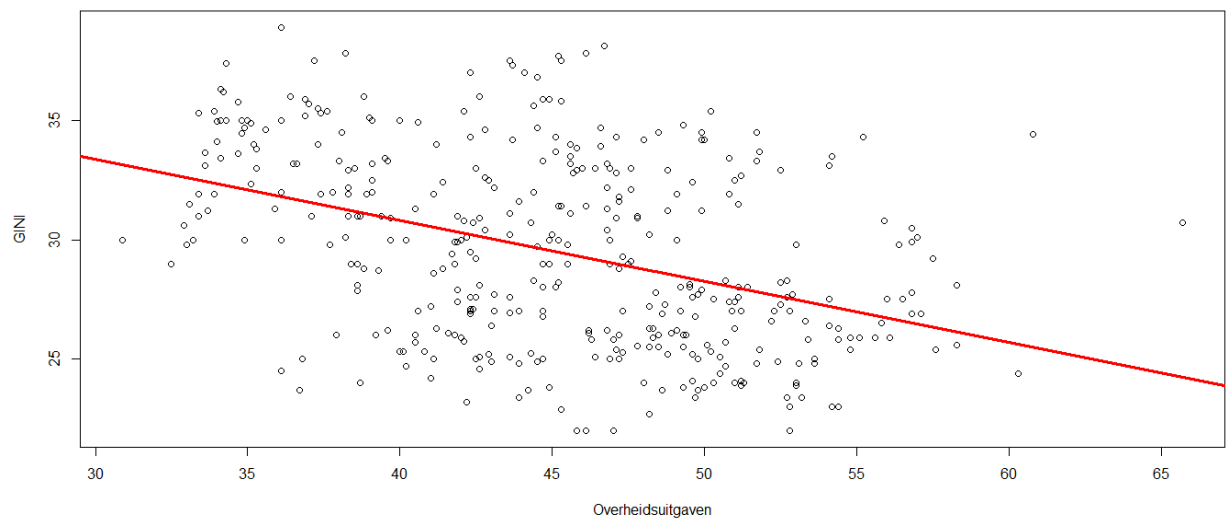
Gini in functie van begrotingssaldo



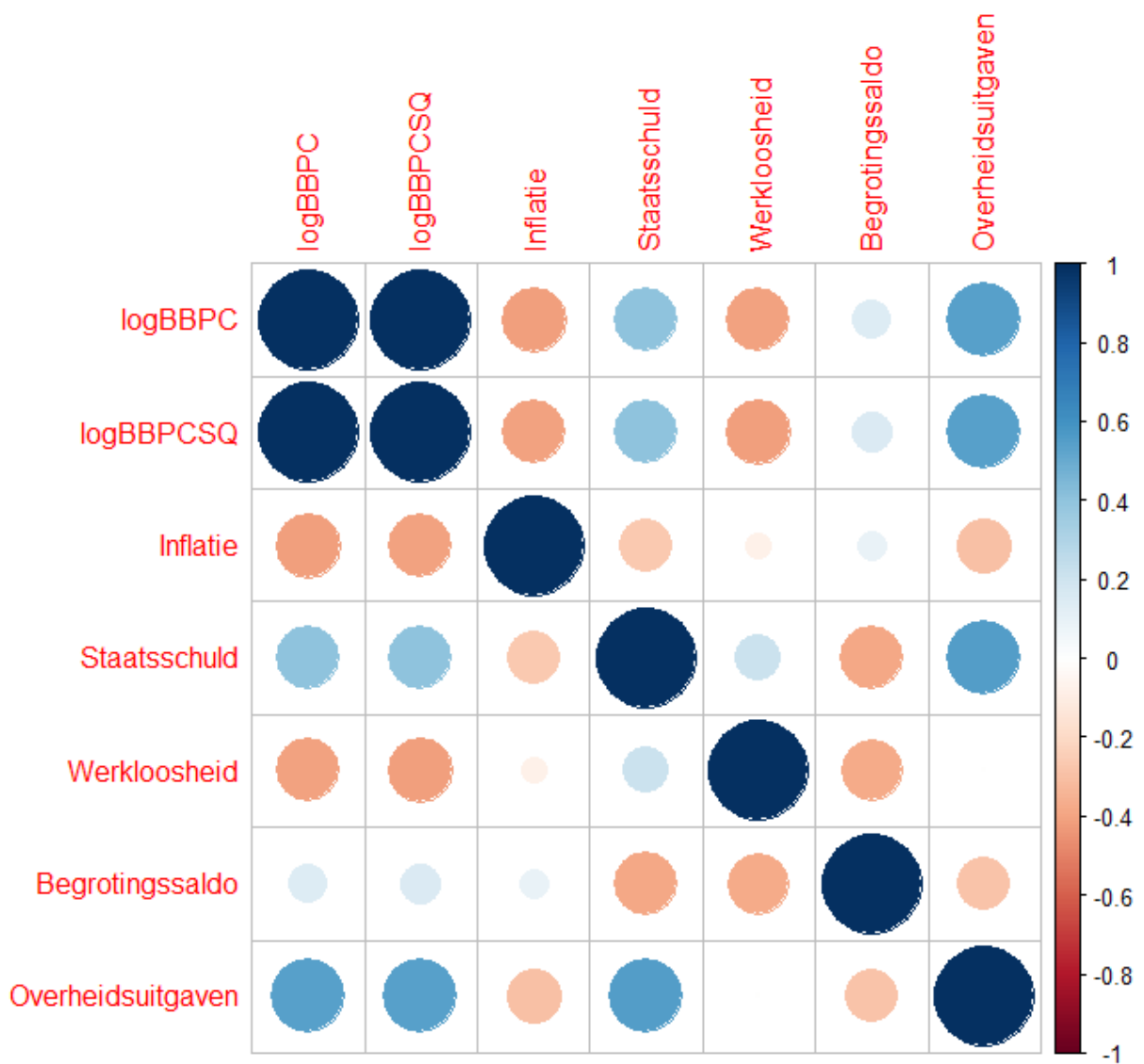
Gini in functie van staatsschuld



Gini in functie van overheidsuitgaven

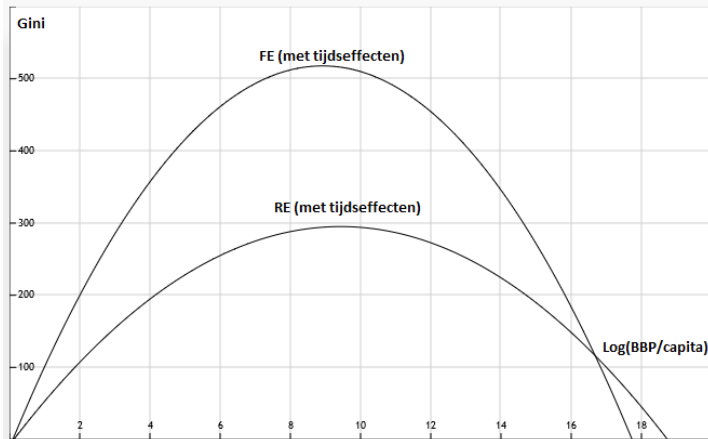


Bijlage 6: Visuele weergave van de correlaties tussen onafhankelijke variabelen



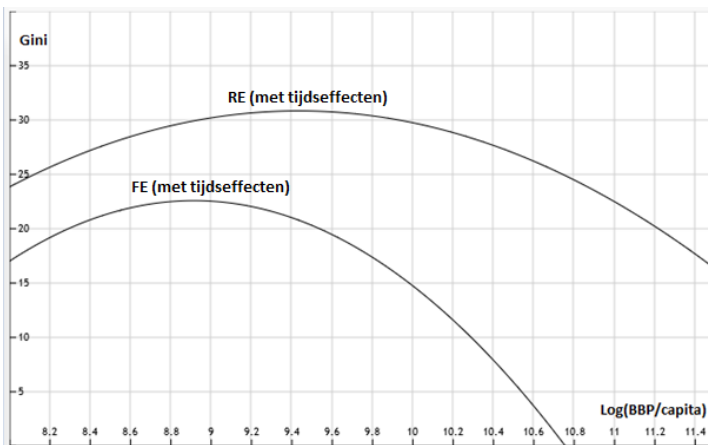
Bijlage 7: Verdiepende robuustheidsanalyse

In onderstaande grafiek wordt het fixed effects (FE) model met tijdseffecten en het random effects (RE) model met tijdseffecten geplot. De enige



variabele die varieert is het logaritme van het BBP per capita. Voor de andere variabelen werd de gemiddelde waarde gebruikt, en hun bijhorende coëfficiëntwaarde die afhangt van het gekozen model. In de eerste grafiek wordt de constante buiten beschouwing gelaten, terwijl die in de tweede grafiek wel opgenomen wordt. Voor het FE

model met tijdseffecten wordt de constante van referentieland Slowakije opgenomen. Uit de eerste grafiek valt duidelijk op dat in het FE model met tijdseffecten de top sneller bereikt wordt, namelijk bij een logaritme van het BBP per capita van 8,91 oftewel een BBP per capita van ongeveer 7400. Voor het RE model met tijdseffecten ligt de top op een logaritme van het BBP per capita van 9,43 oftewel een BBP per capita van ongeveer 12 500. Daarnaast valt het op dat de Kuznetscurve onder het FE model met tijdseffecten veel steiler is, vanwege de grotere kwadratische term.



De constante term nam zowel bij het FE model met tijdseffecten als bij het RE model met tijdseffecten een grote negatieve waarde aan, die moeilijk te verklaren was. Deze grote negatieve waarde werd bekomen doordat het relevant interval voor het logaritme van het BBP per capita zich enkel tussen acht en twaalf bevindt. Ondanks dat deze constante term moeilijk te interpreteren is, is deze

wel essentieel om tot realistische schattingen van de Gini te komen. In de tweede grafiek wordt de constante term toegevoegd aan de grafieken. Doordat de Kuznetscurve onder het FE met tijdseffecten steiler was, is de 'doorgetrokken' constante hier dan ook negatiever. De constante is nodig om de doorgetrokken Kuznetscurve te 'compenseren'.

Ten slotte kan uit de tweede grafiek besloten worden dat onder het FE model met tijdseffecten de inkomensongelijkheid lager ligt voor iedere waarde van het logaritme van het BBP per capita. Daarnaast ondervindt de Gini sneller een negatieve invloed van het BBP per capita, en groeit die bovendien ook sneller in grootte na het bereiken van de top van de Kuznetscurve.

Bijlage 8: What-if analyse per lidstaat

Land	Jaar	Gini (Data)	Gini (Voor-speld)	Verschil (Effect Crisis)	Land	Jaar	Gini (Data)	Gini (Voor-speld)	Verschil (Effect Crisis)
België	2007	26,3	28,25	-1,95	Litouwen	2011	33	33,79	-0,79
België	2008	27,5	28,04	-0,54	Malta	2007	26,3	28,07	-1,77
België	2009	26,4	26,67	-0,27	Malta	2008	28,1	27,86	0,24
België	2010	26,6	27,3	-0,7	Malta	2009	27,4	26,64	0,76
België	2011	26,3	27,45	-1,15	Malta	2010	28,6	26,8	1,8
Bulgarije	2007	35,3	31,63	3,67	Malta	2011	27,2	27,04	0,16
Bulgarije	2008	35,9	32,18	3,72	Nederland	2007	27,6	26,3	1,3
Bulgarije	2009	33,4	31,55	1,85	Nederland	2008	27,6	25,53	2,07
Bulgarije	2010	33,2	32,41	0,79	Nederland	2009	27,2	23,89	3,31
Bulgarije	2011	35	33,11	1,89	Nederland	2010	25,5	25,21	0,29
Cyprus	2007	29,8	27,91	1,89	Nederland	2011	25,8	25,16	0,64
Cyprus	2008	29	27,95	1,05	Oostenrijk	2007	26,2	27,47	-1,27
Cyprus	2009	29,5	26,68	2,82	Oostenrijk	2008	27,7	27,18	0,52
Cyprus	2010	30,1	28,04	2,06	Oostenrijk	2009	27,5	25,67	1,83
Cyprus	2011	29,2	28,28	0,92	Oostenrijk	2010	28,3	26,2	2,1
Denemarken	2007	25,2	25,16	0,04	Oostenrijk	2011	27,4	26,25	1,15
Denemarken	2008	25,1	25,2	-0,1	Polen	2007	32,2	32,51	-0,31
Denemarken	2009	26,9	24,12	2,78	Polen	2008	32	32,61	-0,61
Denemarken	2010	26,9	25,3	1,6	Polen	2009	31,4	31,41	-0,01
Denemarken	2011	27,8	25,23	2,57	Polen	2010	31,1	32,13	-1,03
Duitsland	2007	30,4	28,36	2,04	Polen	2011	31,1	32,39	-1,29
Duitsland	2008	30,2	28,23	1,97	Portugal	2007	36,8	36,85	-0,05
Duitsland	2009	29,1	26,8	2,3	Portugal	2008	35,8	36,62	-0,82
Duitsland	2010	29,3	27,14	2,16	Portugal	2009	35,4	35,33	0,07
Duitsland	2011	29	27,19	1,81	Portugal	2010	33,7	35,56	-1,86
Estland	2007	33,4	33,07	0,33	Portugal	2011	34,2	35,63	-1,43
Estland	2008	30,9	32,59	-1,69	Roemenië	2007	37,8	34,42	3,38
Estland	2009	31,4	31,17	0,23	Roemenië	2008	36	34,15	1,85
Estland	2010	31,3	32,3	-1	Roemenië	2009	34,9	32,95	1,95
Estland	2011	31,9	32,44	-0,54	Roemenië	2010	33,3	34,39	-1,09
Finland	2007	26,2	25,4	0,8	Roemenië	2011	33,2	34,67	-1,47
Finland	2008	26,3	24,96	1,34	Slovenië	2007	23,2	23,42	-0,22
Finland	2009	25,9	23,54	2,36	Slovenië	2008	23,4	23,18	0,22
Finland	2010	25,4	24,83	0,57	Slovenië	2009	22,7	21,83	0,87
Finland	2011	25,8	24,73	1,07	Slovenië	2010	23,8	22	1,8

Frankrijk	2007	26,6	29,03	-2,43	Slovenië	2011	23,8	22,03	1,77
Frankrijk	2008	29,8	28,86	0,94	Slowakije	2007	24,5	26,57	-2,07
Frankrijk	2009	29,9	27,57	2,33	Slowakije	2008	23,7	26,22	-2,52
Frankrijk	2010	29,8	28,8	1	Slowakije	2009	24,8	24,77	0,03
Frankrijk	2011	30,8	28,79	2,01	Slowakije	2010	25,9	25,84	0,06
Griekenland	2007	34,3	34,11	0,19	Slowakije	2011	25,7	26,02	-0,32
Griekenland	2008	33,4	33,55	-0,15	Spanje	2007	31,9	32,26	-0,36
Griekenland	2009	33,1	32,02	1,08	Spanje	2008	31,9	32,18	-0,28
Griekenland	2010	32,9	33,6	-0,7	Spanje	2009	32,9	30,95	1,95
Griekenland	2011	33,5	33,63	-0,13	Spanje	2010	33,5	33,02	0,48
Hongarije	2007	25,6	27,09	-1,49	Spanje	2011	34	32,95	1,05
Hongarije	2008	25,2	26,99	-1,79	Tsjechië	2007	25,3	25	0,3
Hongarije	2009	24,7	25,81	-1,11	Tsjechië	2008	24,7	24,39	0,31
Hongarije	2010	24,1	26,29	-2,19	Tsjechië	2009	25,1	22,89	2,21
Hongarije	2011	26,8	26,71	0,09	Tsjechië	2010	24,9	23,91	0,99
Ierland	2007	31,3	29,66	1,64	Tsjechië	2011	25,2	24,03	1,17
Ierland	2008	29,9	29,23	0,67	UK	2007	32,6	32,79	-0,19
Ierland	2009	28,8	27,52	1,28	UK	2008	33,9	32,49	1,41
Ierland	2010	30,7	29,7	1	UK	2009	32,4	30,9	1,5
Ierland	2011	29,8	29,09	0,71	UK	2010	32,9	34,24	-1,34
Italië	2007	32,2	31,36	0,84	UK	2011	33	31,85	1,15
Italië	2008	31	31,25	-0,25	Zweden	2007	23,4	22,89	0,51
Italië	2009	31,5	30	1,5	Zweden	2008	24	22,79	1,21
Italië	2010	31,2	31,18	0,02	Zweden	2009	24,8	21,49	3,31
Italië	2011	31,9	31,41	0,49	Zweden	2010	24,1	23,61	0,49
Letland	2007	35,4	35,39	0,01	Zweden	2011	24,4	23,65	0,75
Letland	2008	37,5	35,11	2,39					
Letland	2009	37,5	34,16	3,34	Gemiddelde (2007)				0,152641
Letland	2010	35,9	36,5	-0,6	Gemiddelde (2008)				0,431111
Letland	2011	35,1	36,27	-1,17	Gemiddelde (2009)				1,574322
Litouwen	2007	33,8	34,68	-0,88					
Litouwen	2008	34,5	34,44	0,06	Gemiddelde (2010)				0,381821
Litouwen	2009	35,9	33,24	2,66	Gemiddelde (2011)				0,427413
Litouwen	2010	37	33,78	3,22					

Bijlage 9: Effect van de evolutie van de onafhankelijke variabelen op de Gin

Jaar	BBPCapita	Inflatie	Werkloosheid	Begrotingssaldo	Staatsschuld	Overheidsuitgaven
'04-'05	-0,35	0,04	-0,02	-0,13	0,04	0,02
'05-'06	-0,54	-0,01	-0,04	-0,17	0,07	0,08
'06-'07	-0,50	-0,02	-0,04	-0,14	0,06	0,08
'07-'08	0,00	-0,15	-0,01	0,49	-0,09	-0,35
'08-'09	0,86	0,30	0,11	1,06	-0,38	-0,87
'09-'10	-0,20	-0,05	0,05	-0,06	-0,22	0,02
'10-'11	-0,20	-0,09	-0,01	-0,44	-0,14	0,36

Lijst met figuren

Figuur 1. De Lorenzcurve en de 45°-lijn. Herdrukt van Introduction to Poverty Analysis. (2005). World Bank Institute	10
Figuur 2. De Kuznetscurve. Herdrukt van The environmental Kuznetscurve. PERC Research Studies. 2002.	11
Figuur 3. Gini-coëfficiënt in functie van het BBP per capita (met een andere kleur per lidstaat)	18
Figuur 4. Histogram van de evolutie in GINI binnen de lidstaten gedurende de kredietcrisis.....	20
Figuur 5. Histogram van de evolutie in GINI binnen de lidstaten gedurende de Europese staatsschuldencrisis.....	20
Figuur 6. Staaftiagram van de landspecifieke effecten van het fixed effects model met tijdseffecten met Slowakije als referentieland	28
Figuur 7. Geschatte jaareffecten van het fixed effects model met tijdseffecten t.o.v. referentiejaar 2000	30
Figuur 8. Effect van de crisis op inkomensongelijkheid (kredietcrisis)	34
Figuur 9. Effect van de crisis op de inkomensongelijkheid (Europese staatsschuldencrisis)	35
Figuur 10. Impact van staatssteun aan banken op de begroting per lidstaat.....	43

Lijst met tabellen

Tabel 1. Overzicht van de verschillende regressies met bijhorend significantieniveau	27
Tabel 2. Overzicht van de verwachte en werkelijke effecten van de variabelen op de Gini	30
Tabel 3. Verschillen tussen werkelijke en voorspelde Gini-coëfficiënten (voor België en Bulgarije)	33
Tabel 4. Gemiddelde jaarlijkse evolutie voor de volledige EU per variabele	36
Tabel 5. Berekening van de gemiddelde Europese effecten van het fiscaal beleid op de Gini-coëfficiënt van '08 – '09	38
Tabel 6. Berekening van de gemiddelde Europese effecten van de variabelen werkloosheid en inflatie op de Gini-coëfficiënt van '08 - '09	40

Bibliografie

- Agnello, L., & Sousa, R. M. (2012). How do banking crises impact on income inequality. *Applied Economic Letters*, 1425-1429.
- Agnello, L., & Sousa, R. M. (2014). How Does Fiscal Consolidation Impact on Income Inequality. *Review of Income and Wealth*, 702-726.
- Atkinson, A. B. (1970). On the Measurement of Inequality. *Journal of Economic Theory*, 244-263.
- Ball, L., Furceri, D., Leigh, D., & Loungani, P. (2013). The Distributional Effects of Fiscal Consolidation. *IMF Working Paper*.
- Battisti, M., & Zeira, J. (2014). The Effects of Fiscal Distribution. In K. Basu, & J. Stiglitz, *Inequality and Growth: Patterns and Policy, Volume 1: Concepts and Analysis*. Palgrave Mc Millan.
- Benoit, K. (2011). Linear Regression Models with Logarithmic Transformations. *Methodology Institute*, 1-8.
- Besley, T., & Ghatak, M. (2013). Bailouts and the Optimal Taxation of Bonus Pay. *American Economic Review*, 163 - 167.
- Bhattarai, M., Vijayaraghavan, M., & Yandle, B. (2002). The Environmental Kuznets Curve. *PERC Research Study*.
- Brandolini, A., Jenkins, S., Micklewright, J., & Nolan, B. (2011). *The Great Recession and the Distribution of Household Income*. Oxford : Oxford University Press.
- Breen, R., & García-Peñalosa, C. (2005). Income Inequality and Macroeconomic Volatility: An Empirical Investigation. *Review of Development Economics*, 380-398.
- Breusch, T., & Pagan, A. (1979, September). A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*, pp. 1287-1294.
- Chin, B., Kim, L., & Lee, H. (2013). Empirical Analysis on the Determinants of Income Inequality in Korea. *International Journal of Advanced Science and Technology*, 96-110.
- Clark, T. S., & Linzer, D. A. (2012). Should I Use Fixed or Random Effects? 1-34.
- Croissant, Y., & Millo, G. (2008). Panel Data Econometrics in R: The plm Package. *Journal of Statistical Software*.
- De Beer, P. (2012). Earnings and income inequality in the EU during the crisis. *International Labour Review*, 313-331.

- De Maio, F. G. (2007). Income inequality measures. *J Epidemiol Community Health*, 849–852.
- Dolls, M., Fuest, C., & Peichl, A. (2010). *Automatic Stabilizers, Economic Crisis and Income Distribution in Europe*. Bonn: The Institute for the Study of Labor (IZA).
- Dolls, M., Fuest, C., & Peichl, A. (2012). Automatic stabilizers and economic crisis: US vs. Europe. *Journal of Public Economics*, 279 - 294.
- Dreger, C., Lopez-Bazo, E., Ramos, R., Royuela, V., & Surinach, J. (2015). Wage and Income Inequality in the European Union. *Employment and Social Affairs*, 1-425.
- Etui. (2012). *Benchmarking Working Europe 2012*. Brussel: ETUI.
- European Commission. (2007). European Economic Forecast . *European Economy*, 1-189.
- European Commission. (2009). European Economic Forecast. *European Economy* 10, 1-229.
- Greene, W. H. (2012). *Econometric Analysis*. New York: Pearson.
- Holzner, M. (2011). Inequality, growth and public spending in Central, East and Southeast Europe.
- INTERINSTITUTIONAL AGREEMENT of 2 December 2013 between the European Parliament, the Council and the Commission on budgetary discipline, on cooperation in budgetary matters and on sound financial management. (2013). *Official Journal of the European Union*, 1-11.
- Introduction to Poverty Analysis*. (2005). World Bank Institute.
- Kumhof, M., & Rancière, R. (2010). *Inequality, Leverage and Crises* . International Monetary Fund.
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, 1-28.
- Lagae, W. (1990). Het meten van inkomensongelijkheid. *Tijdschrift voor Economie en Management*, 39-52.
- Lambert, P. J., Millimet, D. L., & Slottje, D. (2003). Inequality aversion and the natural rate of subjective inequality. *Journal of Public Economics*, 1061-1090.
- Maurer, H., & Grussenmeyer, P. (2015). *Financial assistance measures in the euro area from 2008 to 2013: statistical framework and fiscal impact*. European Central Bank.
- McNown, R., & Paweenawat, S. W. (2014). The determinants of income inequality in Thailand: A synthetic cohort analysis. *Journal of Asian Economics*, 10.
- Muratoglu, Y., Thalassions, E., & Ugurlu, E. (2012). Income Inequality and Inflation in the EU. *European Research Studies Journal*, 127-140.

- Nikoloski, Z. (2009). Economic and Political Determinants of Income Inequality.
- O'Farrell, R. (2011). Inequality and the crisis. *ETUI Policy Brief*, 1-7.
- Ramos, R., & Royuela, V. (2014). Income inequality in Europe. Analysis of recent trends at the regional level. *Research Institute of Applied Economics*, 1-53.
- Ristanovic, V. (2010). Macroeconomic determinant of economic growth and world economic-financial crisis. *Economics and organisation*, 17-33.
- Rosas, G. (2010). Curbing Bailouts: Bank Crises and Democratic Accountability in Comparative Perspective. *University of Michigan Press*, 1-17.
- Salti, N. (2015). Income inequality and the composition of public debt. *Journal of Economic Studies*, 821-837.
- Vallina, I. G., & Wahrig, I. (2011). The effect of the economic and financial crisis on government revenue and expenditure. *Eurostat. Statistics in focus*, 1-12.
- Watt, A. (2009). Distributional Issues in the Context of the Economic Crisis in Europe. *Interonomics*, 82-89.
- White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, pp. 817–838.
- Yilmaz, B. (2013). Reflections of the Global Economic Crisis on the Countries of PIIGS and Turkey's Macroeconomic Variables. *Marmara University Journal of Economic & Administrative Sciences*, 229-252.

FACULTEIT ECONOMIE EN BEDRIJFSWETENSCHAPPEN

Naamsetraat 69 bus 3500
3000 LEUVEN, België
tel. + 32 16 32 66 12
fax + 32 16 32 67 91
info@econ.kuleuven.be
www.econ.kuleuven.be

