
INKOMENSONGELIJKHEID EN ECONOMISCHE GROEI:

EEN PANEL DATA ONDERZOEK

Naam:

Peter van den Heuvel

Studentnummer:

347761

E-mail:

npvdheuvel@gmail.com

Begeleider:

Dr. Y. Adema

SAMENVATTING

Deze scriptie bestudeert de invloed van inkomensongelijkheid op economische groei en of deze invloed voor ontwikkelingslanden en ontwikkelde landen verschillend is. Er is gebruik gemaakt van panel data van 17 ontwikkelde landen en 16 ontwikkelingslanden. Allereerst wordt besproken wat er reeds bekend is over de manier waarop inkomensongelijkheid economische groei beïnvloedt. Vervolgens is door zowel pooled modellen als fixed effects modellen de data onderzocht. De resultaten suggereren dat inkomensongelijkheid tot op zekere hoogte goed is voor economische groei. Er is een optimaal niveau van ongelijkheid gevonden waarop het effect van ongelijkheid het meest positief is. Het optimale niveau van ongelijkheid dat is gevonden ligt voor ontwikkelde landen lager dan voor ontwikkelingslanden.

INHOUDSOPGAVE

1. Introductie	5
2. Theoretisch kader	7
2.1 Inkomensongelijkheid	7
2.2 Inkomensongelijkheid en economische groei	9
2.2.1 Theorie.....	10
2.2.3 Empirie.....	13
3. Data en Methodologie	15
3.1 Data	15
3.1.1 Theoretisch raamwerk voor het groeiemodel	15
3.1.2 Groeimodel.....	15
3.2 Methode.....	16
3.2.1 Ontwikkelde landen.....	17
3.2.2 Ontwikkelingslanden	18
4. Resultaten	18
4.1 Pooled modellen	18
4.1.1 Ontwikkelde landen.....	19
4.1.2 Ontwikkelingslanden	20
4.2 Fixed effects modellen	21
4.2.1 Ontwikkelde landen.....	22
4.2.2 Ontwikkelingslanden	25
5. Conclusie	29
6. Literatuurlijst	32
Appendix A: Berekening van de Gini-coëfficiënt	36
Appendix B: Data	37
Dataset 1: Ontwikkelde landen:.....	37

Dataset 2: Ontwikkelingslanden:	39
Appendix C: Unit Root test resultaten	40
Appendix D: Multicollineariteit	41
Appendix e: Cointegratie	42
Appendix F: Homoskedasticiteit	43
Appendix G: Autocorrelatie.....	46
Appendix H: Gemiddelde residuen	47
Appendix I: Correlatie Residuen met onafhankelijke variabelen	48

1. INTRODUCTIE

In Duitsland wordt per 1 januari 2015 het wettelijk minimumloon ingevoerd (NOVUM, 2014). Hierdoor zullen circa vier miljoen mensen hun loon zien stijgen. Door deze maatregel zou het gat tussen de laagste inkomens en de middeninkomens moeten dalen. De invoering van een minimumloon zorgt er dus voor dat de verschillen in de onderste helft van de inkomensverdeling kleiner worden (Lee, 1999). Tegenstanders stellen dat een minimumloon leidt tot werkloosheid omdat werkgevers zullen zoeken naar alternatieven, zoals automatisering of uitbesteding (Neumark & Wascher, 2007).

De discussie over beleidsmaatregelen die genomen moeten worden om inkomensongelijkheid te beperken is recent aangewakkerd nadat Piketty (2014) zijn boek *Capital in the Twenty-first Century* uitbracht. Hij toont aan dat rijken een steeds groter aandeel in het nationaal inkomen hebben, waarmee de inkomensongelijkheid toeneemt. Hij betoogt dat dit wordt veroorzaakt doordat het rendement op vermogen groter is dan de groei van de economie.

Piketty ziet een grote ongelijkheid als een groot gevaar voor de democratie omdat een kleine groep extreem rijken in de praktijk de macht in handen kan krijgen. Daarnaast kan het ook leiden tot een afgenomen vertrouwen in mensen, instituties en de economie, meer armoede, minder sociale mobiliteit en cohesie, enzovoorts (Kremer, Bovens, Schrijvers, & Went, 2014). Ook zou het mogelijk economische groei afremmen (Perotti, 1996).

Inkomensongelijkheid ligt onder een vergrootglas en dat leidt tot vragen over de implicaties die de discussie over inkomensongelijkheid heeft voor beleidskeuzes. Macro-economisch beleid stelt zich tot doel om een zo groot mogelijke duurzame economische groei te bereiken. In deze scriptie wordt gepoogd een bijdrage te leveren aan deze discussie door de invloed die inkomensongelijkheid heeft op economische groei verder te onderzoeken. Daarom zal deze scriptie zich richten op de onderzoeksvraag *'Welk effect heeft inkomensongelijkheid binnen een land op de economische groei van dat land?'*.

De scriptie is onder te verdelen in een aantal onderdelen. Allereerst wordt er een theoretisch kader geschetst. Hierin zal uitgebreid aan bod komen wat er in de economische theorie over inkomensongelijkheid en economische groei is geschreven. Ook zullen visies op

de relatie hiertussen aan bod komen. Hierna volgt een empirisch onderzoek waarin het effect van inkomensongelijkheid op economische groei met behulp van data wordt onderzocht. Tot slot volgt een conclusie waarin de bevindingen van deze scriptie worden samengevat.

2. THEORETISCH KADER

Voordat de relatie tussen inkomensongelijkheid en economische groei met behulp van data wordt onderzocht, zal eerst in kaart worden gebracht wat er al bekend is over deze twee concepten en over de relatie hiertussen. Ook zal worden besproken op welke manieren inkomensongelijkheid en economische groei meetbaar zijn en wat de implicaties hiervan zijn.

2.1 INKOMENSONGELIJKHEID

Er is sprake van inkomensongelijkheid als het inkomen in een economie ongelijk verdeeld is tussen de individuen in deze economie. Hier kan een onderscheid gemaakt worden tussen inkomensongelijkheid wereldwijd en inkomensongelijkheid binnen landsgrenzen. Milanovic (2013) laat zien dat inkomensongelijkheid wereldwijd in de afgelopen 20 jaar is afgenomen. Dit is te verklaren door een relatief grote inkomensgroei in landen met een groot inwonertal als China en India. Het United Nations Development Programme (UNDP) laat zien dat de inkomensongelijkheid binnen landen een stijgende lijn vertoont tussen 1990 en 2010 (UNDP, 2013). Een aantal landen die in deze periode sterke groei kenden hadden daarbij te maken met een relatief hoge groei in inkomensongelijkheid.

Toch is er sinds 2000 een andere trend te zien. Steeds meer landen kennen een dalende inkomensongelijkheid (Cornia & Martorano, 2012). In de jaren 80 en 90 steeg in bijna ieder land de inkomensongelijkheid, met uitzondering van het Midden-Oosten en Noord-Afrika. Sinds 2000 is in Latijns Amerika en in delen van Afrika en Zuid-Oost-Azie een dalende inkomensongelijkheid te zien. Toch is in de meeste OECD landen en in China nog altijd een, zij het lagere, stijging in inkomensongelijkheid te zien. Landen met een sterke groei hebben in de afgelopen 30 jaar vaak te maken gehad met een stijgende inkomensongelijkheid. Toch zijn er ook voorbeelden van landen die ondanks een dalende inkomensongelijkheid economische groei kennen.

Er zijn zowel endogene als exogene factoren te duiden die inkomensongelijkheid beïnvloeden. De exogene oorzaak van de stijgende inkomensongelijkheid wordt door Mazur(2000) en Wade(2001) gezocht in de globaliserende wereld. Volgens hen heeft een kleine groep rijken de vruchten van de globalisatie geplukt terwijl de armen alleen maar

armer zijn geworden, waardoor de ongelijkheid is toegenomen. Deze hypothese wordt empirisch bevestigd doordat de globaliseringsindex en een index voor inkomensongelijkheid sterk correleren (UNDP, 2013). Inkomensongelijkheid wordt versterkt door de globalisering via een tweetal wegen: globalisering van handel en financiële globalisering (Harrison, McLaren, & McMillan, 2011; Azzimonti, de Francisco, & Quadrini, 2012). Er is echter empirisch bewijs dat technologische verandering een exogene factor is die een grotere invloed heeft op inkomensongelijkheid dan globalisering (Jaumotte, Lall, & Papageorgiou, 2012).

Daarnaast zijn er diverse endogene factoren te onderscheiden. Zo kunnen landen invloed uitoefenen op de inkomensongelijkheid door het arbeidsmarktbeleid (van der Hoeven & Taylor, 2000) via bijvoorbeeld een minimumloon of beleid ten aanzien van onderwijs. Ook door fiscaal beleid kan een overheid de inkomensongelijkheid beïnvloeden. Dit kan onder meer door subsidies, toeslagen of door een progressief belastingstelsel.

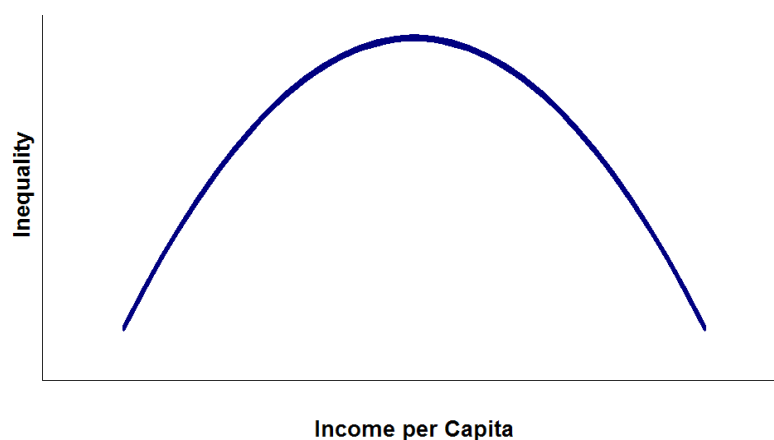
Er is geen internationale overeenstemming over de wijze waarop inkomensongelijkheid gemeten moet worden. Een veel gebruikte maatstaf is de Gini-coëfficiënt (van den Brakel-Hofmans, 2007). De Gini-coëfficiënt is een getal tussen 0 en 1. Een coëfficiënt van 0 betekent dat alle inkomens gelijk zijn en er dus een perfecte gelijkheid is. Een coëfficiënt van 1 houdt een perfecte ongelijkheid in: al het inkomen ligt bij één persoon. De wijze waarop de Gini-coëfficiënt berekend wordt is te vinden in Appendix A.

De Gini-coëfficiënt kan op verschillende manieren worden vastgesteld. Zo kan ongelijkheid worden gemeten aan de hand van inkomen of van consumptie. Ook is zowel inkomen als consumptie op diverse wijzen te definiëren. Het inkomen kan bijvoorbeeld per huishouden of per persoon worden gemeten. Ook kan het inkomen zowel vóór als na belasting en toeslagen gemeten worden. In dit onderzoek is gekozen om het inkomen na belasting per huishouden te gebruiken omdat dit het inkomen is dat voor huishoudens beschikbaar is.

2.2 INKOMENSONGELIJKHEID EN ECONOMISCHE GROEI

In dit onderdeel zal worden onderzocht wat er in de economische literatuur bekend is over het bestaan van een relatie tussen inkomensongelijkheid en economische groei en waardoor deze relatie verklaard kan worden. Kuznets (1955) heeft hiervoor de basis gelegd door zijn omgekeerde U-vorm hypothese te poneren. Hij ging ervan uit dat economische groei ontstaat door industrialisering. Wanneer een land begint met industrialiseren profiteert slechts een klein deel van de bevolking en neemt de inkomensongelijkheid dus toe. Na verloop van tijd zullen steeds meer mensen van de industrie gaan profiteren waardoor de inkomensongelijkheid daalt. Inkomensongelijkheid ontwikkelt zich dus in een omgekeerde U-vorm. Deze curve wordt ook wel de Kuznets-curve genoemd (zie Figuur 2.1). Lange tijd is deze hypothese empirisch ondersteund. Ahluwalia (1976) ondersteunt uit een cross sectie van 60 landen de propositie dat ongelijkheid stijgt als een land zich ontwikkelt en daalt in latere fases van ontwikkeling. Ook Jha (1996) ondersteunt deze hypothese met een dataset van 76 landen. Andere onderzoeken die data van een cross-sectie van landen gebruiken ondersteunen deze hypothese niet. Zo vindt Ravallion (1995) met behulp van nieuwe data van ontwikkelende landen in de jaren 80 geen bewijs die de Kuznets hypothese ondersteunt. Op basis van deze data concludeert hij dat er geen correlatie is tussen inkomensongelijkheid en economische groei. Ook Deininger & Squire (1998) vinden op basis van cross-sectie data geen bewijs voor het bestaan van de Kuznets Curve.

FIGUUR 2.1: DE KUZNETS-CURVE



Volgens Okun (1975) moet een land in haar macro-economisch beleid een afweging maken tussen minder economische groei of minder inkomensongelijkheid. Het herverdelen van inkomen zou zorgen voor een minder efficiënte economie omdat herverdelen op zich geld kost. Daarnaast zorgt het herverdelen van inkomen voor verstoringen in de economie (Jacobs, 2008). Ook zou een lage inkomensongelijkheid prikkels tot werken, investeren, ondernemen en leren afzwakken. Hierdoor zou inkomensongelijkheid economische groei versterken. Een poging om inkomensongelijkheid terug te dringen zou volgens Okun een negatief effect hebben op economische groei.

Echter, een hogere inkomensongelijkheid kan het herstel van een economie bemoeilijken (Stiglitz, 2013). Dit ondersteunt hij door de situatie in de Verenigde Staten te bespreken. Een groot deel van de groei is hier terecht gekomen bij de rijke klasse. Deze sterk ongelijke inkomensverdeling zorgt ervoor dat de middenklasse, die geneigd is een groot deel van het inkomen te consumeren, te zwak is om de consumptie op peil te houden. Daarnaast heeft de middenklasse onvoldoende inkomen om te kunnen investeren in de toekomst. De zwakke middenklasse heeft ook tot gevolg dat belastinginkomsten teruglopen. De hoge inkomensgroep betaalt namelijk relatief weinig belasting doordat inkomsten van Wall Street weinig belast worden. Tot slot benoemt Stiglitz dat een grote inkomensongelijkheid zorgt voor een meer volatiele economie.

2.2.1 THEORIE

In de gevonden literatuur zijn er vijf manieren te onderscheiden waarop inkomensongelijkheid een effect kan hebben op economische groei. Deze zullen hieronder worden beschreven.

POLITIEK-ECONOMISCH

Alesina en Rodrik (1994) stellen in een cross-sectie studie dat inkomensongelijkheid slecht is voor economische groei doordat in landen met een grote ongelijkheid de roep om herverdeling groot is. De meerderheid van de kiezers in een land met een grote ongelijkheid zal stemmen voor een herverdeling van inkomen. Een dergelijke herverdeling veroorzaakt een welvaartsverlies door kosten van herverdeling en verstoringen in de economie die een herverdeling tot gevolg heeft.

Dit heeft echter betrekking op het negatieve effect dat inkomensongelijkheid voordat er een herverdeling plaatsvindt, zou hebben op economische groei. Net als de meeste empirische studies wordt in deze scriptie de inkomensongelijkheid na herverdeling gemeten. De gebruikte data voor inkomensongelijkheid is gemeten na herverdeling door belasting, toeslagen en subsidies. Het effect van inkomensongelijkheid op economische groei om politiek-economische redenen zal dan ook niet te zien zijn in de resultaten.

IMPERFECTE KREDIETMARKTEN

Aghion, Caroli & García-Peñalosa (1999) beredeneren dat herverdeling juist een positief effect heeft op investeringen en op economische groei. Een belangrijke veronderstelling van het neoklassieke model is dat de meeropbrengsten op kapitaal afnemen. Deze afnemende meeropbrengsten van kapitaal zorgen ervoor dat een betere verdeling van kapitaal een hogere opbrengst per eenheid kapitaal opleveren. Immers, in een economie bestaande uit twee individuen waarbij een individu al het inkomen heeft en de andere individu geen inkomen heeft, is het voor het rijke individu beter de helft van zijn inkomen uit te lenen aan het individu zonder inkomen. Het arme individu heeft immers een hogere marginale opbrengst van kapitaal, tot op het punt dat beide individuen de helft van het totale inkomen investeren. In een economie met perfecte kredietmarkten is het lenen en uitlenen van geld zoals hierboven genoemd mogelijk. In de praktijk is er echter veelal sprake van imperfecte kredietmarkten waardoor een herverdeling van kapitaal niet goed mogelijk is. Op deze manier zou inkomensongelijkheid slecht zijn voor economische groei, door imperfecte kredietmarkten.

Barro (2000) merkt op dat een investering soms opstartkosten vereist. Dit compenseert deels voor het negatieve effect dat hierboven is beschreven. Indien deze opstartkosten relatief hoog zijn is het juist goed voor economische groei dat er ongelijkheid is, zodat er individuen zijn die deze opstartkosten kunnen betalen. Het effect door imperfecte kredietmarkten kan dus zowel positief als negatief zijn. Dit effect zal sterker zijn in arme landen dan in rijke landen omdat kredietmarkten verbeteren als een economie zich ontwikkelt.

SOCIAAL-POLITIEKE ONRUST

Een andere reden waardoor inkomensongelijkheid een negatief effect heeft op economische groei is door sociaal-politieke onrust (Alesina & Perotti, 1996). In deze studie wordt onderzocht welk effect inkomensongelijkheid heeft op sociaal-politieke onrust. In een cross-sectie studie van 70 landen wordt aangetoond dat inkomensongelijkheid een onzekere sociaal-politieke omgeving veroorzaakt. Deze onzekere politiek-economische omgeving zorgt voor een minder gunstig investeringsklimaat. Dit zorgt ervoor dat de hoeveelheid investeringen en daardoor ook economische groei zullen afnemen (Alesina, Ozler, Roubini, & Swagel, 1996). Door sociaal-politieke onrust die kan ontstaan door een grote ongelijkheid kan economische groei dus negatief worden beïnvloedt.

VERSPILLING VAN TALENT

Daarnaast veroorzaakt een hoge inkomensongelijkheid verspilling van talent doordat lage en middeninkomens onvoldoende toegang hebben tot goed onderwijs (Stiglitz, 2012). Het rijke deel van de bevolking heeft veel politieke invloed en gebruikt dit om belastingen en daarmee ook overheidsuitgaven te drukken. Hierdoor wordt er minder geïnvesteerd in onderwijs en in de infrastructuur waardoor het onderwijs minder toegankelijk is voor de lage- en middeninkomens. Een groot deel van de bevolking bereikt hierdoor niet wat zij in potentie zouden kunnen bereiken en de economie werkt minder efficiënt. Op deze manier heeft inkomensongelijkheid een negatief effect op economische groei.

SPAARRATIO

Tot slot zorgt een grotere inkomensongelijkheid voor meer investeringen in een economie. Dit omdat het spaarratio stijgt naarmate het inkomen stijgt (Dyanan, Skinner, & Zeldes, 2004). Een herverdeling van inkomen van rijk naar arm zou dan betekenen dat de totale hoeveelheid gespaard inkomen afneemt. Van iedere euro extra inkomen spaart de lagere inkomensgroep namelijk minder dan de hoge inkomensgroep die deze euro inlevert. Op deze manier zorgt een grotere inkomensongelijkheid voor meer gespaard geld (Barro, 2000). Dit gespaarde geld wordt vervolgens geïnvesteerd. Omdat investeringen een positief effect hebben op economische groei is een grotere hoeveelheid gespaard geld positief voor economische groei. Op deze manier heeft inkomensongelijkheid dus een positief effect op economische groei.

2.2.3 EMPIRIE

Er zijn diverse empirische studies gedaan die de relatie tussen inkomensongelijkheid en economische groei onderzoeken. De uitkomsten van deze studies wijzen op zowel een positieve als een negatieve relatie. Ook zijn er diverse studies gedaan die het effect van economische groei op inkomensongelijkheid, en daarmee het bestaan van de Kuznets-curve, onderzoeken. Deze zijn hiervoor reeds beschreven.

Persson en Tabellini (1994) laten zien dat inkomensongelijkheid een negatieve invloed heeft op economische groei. Dit blijkt zowel uit een dataset van een beperkt aantal landen van rond 1830 tot 1950, als uit een dataset van een brede cross-sectie van landen van zowel ontwikkelde als ontwikkelingslanden. Ook Perotti (1996) laat zien met behulp van cross-sectie data dat inkomensongelijkheid slecht is voor economische groei. Zijn resultaten ondersteunen de theorieën die dit toeschrijven aan sociaal-politieke onrust en aan de verspilling van talent.

Er zijn echter ook studies gedaan die een tegengesteld effect vinden. Zo vinden Li & Zou (1998) een positief significant effect van inkomensongelijkheid op economische groei. Om dit te illustreren wordt het voorbeeld van China tussen 1984 en 1992 gebruikt. In deze periode kende China een sterk groeiende inkomensongelijkheid. In diezelfde jaren kende China een spectaculaire economische groei met groeicijfers van gemiddeld 9.8%. Er zijn echter ook voorbeelden waar dit niet opgaat, zoals het Verenigd Koninkrijk van 1977 tot 1991. Ondanks een sterk groeiende inkomensongelijkheid in deze periode waren de groeicijfers gemiddeld lager. De vraag of het effect van inkomensongelijkheid op economische groei positief of negatief is lijkt niet eenduidig te beantwoorden. Er zijn ook studies gedaan die deze relatie op een andere manier onderzoeken.

Zo zijn er op de lange termijn aanwijzingen dat meer gelijkheid een meer duurzame economische groei veroorzaakt (Berg & Ostry, 2011a). In dit onderzoek wordt geobserveerd dat in landen die een lagere ongelijkheid kennen, periodes van economische groei langer aanhouden. Ook kennen landen in Afrika, waar de inkomensongelijkheid relatief hoog is, na een periode van economische groei vaker een ineenstorting van de economie. Dit alles zou komen door politieke instabiliteit die ontstaat door een grote ongelijkheid waardoor het investeringsklimaat verslechtert. Ook hier wordt gesteld dat niet alle

herverdelingsmaatregelen goed zijn voor economische groei, omdat sommige maatregelen prikkels tot werken en investeren inderdaad afzwakken. Zij geven echter een aantal mogelijke beleidsmaatregelen aan die ongelijkheid tegengaan en niet schadelijk zijn voor prikkels tot werken en dus een duurzamere economische groei tot gevolg hebben. In een empirische studie wordt het idee dat meer gelijkheid voor duurzamere economische groei zorgt bevestigd (Berg, Ostry, & Zettelmeyer, 2012). Op basis van data over de duur van periodes van economische groei van 140 landen wordt in deze studie een positieve relatie tussen duurzame groei en gelijkheid gevonden. Zij stellen dat dit mogelijk wordt veroorzaakt doordat politieke of sociale onrust een periode van economische groei kan beëindigen.

Barro (2008) laat zien dat het effect van inkomensongelijkheid op economische groei afhangt van het BBP van een land. Voor arme landen wordt in dit onderzoek een negatieve relatie gevonden. Echter, hoe rijker een land, hoe minder negatief de invloed van inkomensongelijkheid is. Vanaf een BBP van \$11.900 is de invloed van inkomensongelijkheid zelfs positief. Hieruit kan worden geconcludeerd dat inkomensongelijkheid slechts is voor groei in arme landen en goed is voor groei in rijke landen.

In dit onderzoek zal een onderscheid worden gemaakt tussen ontwikkelde landen en ontwikkelingslanden. Op basis van Barro (2008) luidt de hypothese dan ook dat het effect voor ontwikkelingslanden negatief zal zijn. Voor ontwikkelde landen wordt een positief effect verwacht.

3. DATA EN METHODOLOGIE

In dit onderdeel wordt de data die gebruikt is voor deze scriptie besproken. Daarnaast zal het model dat wordt geschat worden toegelicht. Vervolgens zal de gebruikte methodologie aan bod komen.

3.1 DATA

De analyse zal worden uitgevoerd met een tweetal datasets. Allereerst een set data van 17 ontwikkelde landen van 1971 tot en met 2010. Vervolgens wordt dezelfde analyse uitgevoerd op een set data van 16 ontwikkelingslanden van 1981 tot en met 2010. Een verdere specificering van de data is te vinden in Appendix B.

3.1.1 THEORETISCH RAAMWERK VOOR HET GROEIMODEL

Een standaard raamwerk dat zal worden gebruikt om economische groei te analyseren is een uitgebreide versie van het neoklassieke groeimodel van Barro (2013). Dit is te omschrijven als:

$$Dy = f(y, y^*)$$

waar Dy staat voor de groei van het Bruto Binnenlands Product (BBP) per capita. Het huidige niveau van het BBP per capita wordt weergegeven door y en y^* is het lange termijn niveau van het BBP per capita. Dit lange termijn niveau is afhankelijk van diverse variabelen als scholing, gezondheid, overheidsuitgaven en investeringen. Bij een gegeven lange termijn niveau van het BBP per capita, zal een hoger initieel niveau van het BBP per capita een negatief effect hebben op de economische groei in die periode. Aan de andere kant zal bij een gegeven niveau van het BBP per capita de overheid y^* kunnen verhogen door bijvoorbeeld verbeteringen in het onderwijs, die zorgen voor een hogere economische groei.

3.1.2 GROEIMODEL

In deze scriptie wordt onderzocht of inkomensongelijkheid, naast de eerder genoemde variabelen, invloed heeft op economische groei. Dit zal worden gedaan door de volgende vergelijking te schatten:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 INITIALGDP_{it} + \beta_2 HEALTH_{it} + \beta_3 GOVCON_{it} + \beta_4 INV_{it} + \beta_5 INCINE_{it} + e_{it} \quad (1)$$

In deze vergelijking staat INITIALGDP voor het logaritme van het huidige, initiële niveau van het BBP per capita. Dit zal naar verwachting negatief zijn omdat een economie volgens de hiervoor genoemde neoklassieke theorie naar haar lange termijn niveau groeit. Als het huidige niveau relatief hoog is zal de groei dus lager zijn. HEALTH vertegenwoordigt de gezondheid van de inwoners van een land. Naar verwachting heeft dit een positief effect op economische groei. GOVCON staat voor de overheidsuitgaven van een land. Hier wordt een negatieve invloed op economische groei verwacht omdat uit eerdere studies is gebleken dat een grote invloed van de overheid slecht is voor de groei in dit land (Barro, 2013). INV staat voor de binnenlandse investeringen die worden gedaan in een land. Van investeringen wordt verwacht dat zij een positief effect op economische groei hebben. INCINE vertegenwoordigt de inkomensongelijkheid in een land. Om te onderzoeken of er mogelijk een niet-lineaire relatie bestaat tussen inkomensongelijkheid en economische groei zal in enkele modellen ook de variabele $INCINE^2$ worden opgenomen in de vergelijking.

3.2 METHODE

Voor deze scriptie zal panel data gebruikt worden. Dit wil zeggen dat er voor verschillende landen over tijd de inkomensongelijkheid en economische groei gemeten wordt.

Allereerst zal er een pooled model geschat worden. Dit is een model waar niet wordt gecontroleerd voor eventuele unieke eigenschappen van een land waarvoor geen variabele is opgenomen in de regressie. Ook wordt er niet voor conjunctuureffecten gecontroleerd. In het tweede model, een fixed effects model, zal voor dergelijke eigenschappen en conjunctuureffecten wel gecontroleerd worden.

Voordat de kleinste kwadratenmethode kan worden toegepast op de data zullen allereerst de veronderstellingen van dit model moeten worden getest. Er mag geen sprake zijn van heteroskedasticiteit of autocorrelatie. Daarnaast mogen de residuen niet gecorreleerd zijn met de onafhankelijke variabelen en moeten de residuen gemiddeld nul zijn. Daarnaast mag er geen sprake zijn van multicollineariteit. Het fixed effects model corrigeert voor residuen die gecorreleerd zijn met de onafhankelijke variabelen of residuen met een gemiddelde anders dan nul.

Om te onderzoeken of er sprake is van heteroskedasticiteit zullen de residuen worden geploteerd over tijd omdat de White-test voor heteroskedasticiteit ontbreekt in Eviews voor panel data. De mogelijke aanwezigheid van autocorrelatie wordt getest door de Durbin-Watson test. Om voor multicollineariteit te testen zullen de correlaties tussen de variabelen worden bekeken. Allereerst zal worden getest of de variabelen stationair zijn om onechte resultaten te voorkomen. Hiervoor zal de Levin, Lin & Chu test worden uitgevoerd. Voor niet stationaire variabelen zal worden getest of het eerste verschil van die variabele wel stationair is. Indien vervolgens een model niet gecointegreerd is zal het eerste verschil van die variabele worden gebruikt in dit model.

In onderstaande resultaten is te zien dat met de Durbin-Watson test in veel gevallen de aanwezigheid van autocorrelatie niet kan uitsluiten. In dit geval zijn de zogenaamde White Period standaard fouten genomen (Eviews, 2013). Deze methode veronderstelt dat de residuen autocorrelatie bevatten.

3.2.1 ONTWIKKELDE LANDEN

De Levin, Lin & Chu test laat zien dat alle variabelen stationair zijn, met uitzondering van INITIALGDP en HEALTH. Het eerste verschil van INITIALGDP verwerpt de nulhypothese van de aanwezigheid van unit root. Het tweede verschil van HEALTH verwerpt deze nulhypothese (zie tabel C1 van Appendix C).

Indien een model, waar INITIALGDP een van de variabelen is, niet gecointegreerd is, zal het eerste verschil van deze variabele worden gebruikt. Indien HEALTH wordt meegenomen in de regressie zal, als het model niet gecointegreerd is, het tweede verschil worden gebruikt.

In tabel D1 in Appendix D zijn de correlaties tussen de gebruikte variabelen genoteerd. Een aantal variabelen zijn vrij sterk gecorreleerd waardoor er in die gevallen mogelijk sprake is van multicollineariteit waardoor er mogelijk minder significante effecten gevonden kunnen worden voor deze variabelen. Zo zijn HEALTH en INITIALGDP vrij sterk gecorreleerd (0.788). Dit kan een verklaring zijn indien voor een van beide geen significant effect gevonden kan worden.

3.2.2 ONTWIKKELINGSLANDEN

Allereerst is ook voor deze dataset gecontroleerd op unit root. De resultaten hiervan zijn te zien in tabel C2 van Appendix C. Te zien is dat alleen DY en INV stationaire variabelen zijn. De overige variabelen zijn niet stationair. Bij alle niet stationaire variabelen met uitzondering van HEALTH kan de nulhypothese van unit root bij het eerste verschil wel worden verworpen. Voor HEALTH kan deze nulhypothese bij het tweede verschil worden verworpen. Indien een model niet gecointegreerd is zal het eerste, of bij HEALTH het tweede, verschil worden genomen.

In tabel D2 in Appendix D zijn de correlaties tussen de gebruikte variabelen genoteerd. Ook hier geldt dat een aantal variabelen zijn vrij sterk gecorreleerd waardoor er in die gevallen mogelijk sprake is van multicollineariteit waardoor er mogelijk minder significante effecten gevonden kunnen worden voor deze variabelen. Zo zijn HEALTH en INITIALGDP vrij sterk gecorreleerd (0.552). Dit kan een niet-significant effect van een van deze variabelen verklaren.

4. RESULTATEN

Allereerst zullen regressies op beide datasets worden uitgevoerd zonder fixed effects voor land en tijd. Vervolgens zullen deze fixed effects worden toegevoegd aan de regressie. De regressie zal voor ieder model worden uitgevoerd, waarop vervolgens zal worden getest of aan de veronderstellingen is voldaan. De resultaten van deze tests zijn te vinden in Appendix F, G, H en I. De resultaten van de cointegratietests zijn te vinden in tabel E1 van Appendix E.

4.1 POOLED MODELLEN

In dit onderdeel zullen enkele modellen worden geschat voor zowel ontwikkelde landen als voor ontwikkelingslanden. De basis van het pooled model ziet er als volgt uit:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{INITIALGDP}_{it} + \beta_2 \text{HEALTH}_{it} + \beta_3 \text{GOVCON}_{it} + \beta_4 \text{INV}_{it} + \beta_5 \text{INCINE}_{it} + e_{it} \quad (2)$$

Voor deze modellen zal worden gecontroleerd of er geen sprake is van heteroskedasticiteit en of er sprake is van autocorrelatie. De resultaten van deze tests zijn te vinden in Appendix F en G. In Appendix G is te zien dat er in alle hieronder beschreven modellen sprake is van

autocorrelatie. Om hiervoor te corrigeren is gebruik gemaakt van white period standaardfouten (Eviews, 2013).

4.1.1 ONTWIKKELDE LANDEN

In Tabel 4.1 zijn de resultaten van de modellen A1, A2 en A3 te zien. Beide modellen zijn gecointegreerd en in beide modellen bevatten de residuen autocorrelatie. In model A2 is te zien dat inkomensongelijkheid een significant negatief effect heeft op economische groei. Indien de Gini-coëfficiënt met 1 procentpunt toeneemt en de inkomensongelijkheid dus toeneemt, zal de economische groei dalen met 0.128 procentpunt. In beide modellen hebben INITIALGDP en HEALTH geen significant effect op de economische groei. Daarnaast wordt voor INV in model A2 geen significant effect gevonden. Daarom is model A3 geschat. In dit model zijn HEALTH en INV weggelaten met als gevolg dat voor alle gebruikte variabelen een significant effect op economische groei gevonden is. Het effect van inkomensongelijkheid op economische groei is ook in dit model significant negatief met een coëfficiënt van -0.141. Een stijging van de inkomensongelijkheid met 1 procentpunt leidt dus tot een lagere economische groei van 0.141 procentpunt.

TABEL 4.1: POOLED MODELLEN A1 EN A2

Variabele\Model	A1	A2	A3
Constante	8.184** (3.485)	17.804*** (5.181)	19.290*** (3.027)
INITIALGDP	-0.260 (0.309)	-0.207 (0.272)	-0.399** (0.166)
HEALTH	0.002 (0.047)	-0.032 (0.041)	-
GOVCON	-0.280*** (0.077)	-0.407*** (0.083)	-0.437*** (0.059)
INV	0.105*** (0.036)	0.047 (0.037)	-
INCINE	-	-0.128** (0.051)	-0.141*** (0.036)
Observaties	680	680	680
R²	0.257	0.282	0.278
***: significant op .01 niveau **: significant op .05 niveau*: significant op .10 niveau Tussen haakjes zijn de standaardfouten van de coëfficiënten vermeld Om te corrigeren voor autocorrelatie worden white period standaardfouten gebruikt			

Op basis van model A2 kan voorzichtig worden geconcludeerd dat een toename in inkomensongelijkheid een negatief effect heeft op economische groei in ontwikkelde landen. Er zijn echter een aantal tekortkomingen aan dit model. Zo hebben maar liefst drie variabelen geen significant effect op economische groei. Model A3 biedt een betrouwbaarder beeld en kent alleen significante variabelen. Op basis hiervan kan de conclusie worden getrokken dat voor deze data inkomensongelijkheid een negatief effect heeft op economische groei.

4.1.2 ONTWIKKELINGSLANDEN

Ook voor de data van ontwikkelingslanden is er een tweetal pooled modellen geschat. Beide modellen zijn gecointegreerd en in beide modellen bevatten de residuen autocorrelatie. De resultaten hiervan zijn te vinden in Tabel 4.2. HEALTH heeft in de modellen B1 en B2 geen significant effect op de onafhankelijke variabele. Daarnaast hebben INITIALGDP en GOVCON

in model B1 geen significant effect op economische groei. Voor de variabele INCINE is in model B2 geen significant effect op economische groei gevonden. Om die reden zullen er verder geen pooled modellen worden geschat.

TABEL 4.2: POOLED MODELLEN B1 EN B2

Variabele\Model	B1	B2
Constante	3.053 (2.815)	0.613 (2.896)
INITIALGDP	-0.375 (0.270)	-0.703** (0.320)
HEALTH	-0.021 (0.033)	0.015 (0.033)
GOVCON	-0.094 (0.068)	-0.100* (0.060)
INV	0.287*** (0.030)	0.288*** (0.027)
INCINE	-	0.058 (0.038)
Observaties	496	496
R²	0.262	0.273
***: significant op .01 niveau **: significant op .05 niveau*: significant op .10 niveau Tussen haakjes zijn de standaardfouten van de coëfficiënten vermeld Om te corrigeren voor autocorrelatie worden white period standaardfouten gebruikt		

Op basis van modellen B1 en B2 kan er weinig gezegd worden over de invloed van inkomensongelijkheid op economische groei. De variabele INCINE is immers niet significant en heeft ook een vrij lage coëfficiënt. Op basis van deze pooled modellen is er dus geen bewijs gevonden van een invloed die inkomensongelijkheid zou hebben op economische groei.

4.2 FIXED EFFECTS MODELLEN

Vervolgens zullen fixed effects modellen worden geschat. Hierin worden landendummy's toegevoegd voor eventuele unieke eigenschappen van een land die invloed hebben op de

economische groei. Ook voor conjunctuureffecten zullen tijdsdummy's toegevoegd worden. Het model ziet er dan als volgt uit:

$$y_{it} = \beta_{0,1}D_{1i} + \beta_{0,2}D_{2i} + \dots + \beta_{0,n}D_{ni} + \beta_{1,1}T_{1t} + \beta_{1,2}T_{2t} + \dots + \beta_{1,T}T_{iT} + \beta_2INITIALGDP_{it} + \beta_3HEALTH_{it} + \beta_4GOVCON_{it} + \beta_5INV + \beta_6INCINE_{it} + e_{it} \quad (3)$$

Waarbij $D_{ni} = 1$ voor $i=n$ en $D_{ni} = 0$ voor $i \neq n$. Ook geldt dat $T_{iT} = 1$ voor $t=T$ en $T_{iT} = 0$ voor $t \neq T$.

Ook voor deze modellen zal worden gecontroleerd of er geen sprake is van heteroskedasticiteit en of er sprake is van autocorrelatie. De resultaten van deze tests zijn te vinden in Appendix F en G. In Appendix G is te zien dat er in alle hieronder beschreven modellen sprake is van autocorrelatie. Om hiervoor te corrigeren is gebruik gemaakt van white period standaardfouten (Eviews, 2013).

4.2.1 ONTWIKKELDE LANDEN

Allereerst zal voor de data van ontwikkelde landen een model met alleen landendummy's worden geschat. De resultaten zijn te zien in Tabel 4.3. Beide modellen zijn gecointegreerd en in beide modellen bevatten de residuen autocorrelatie. Te zien is dat INV in deze modellen geen significant effect heeft op economische groei. Ook het meenemen van INCINE in de regressie levert geen significant effect op. Over de invloed van inkomensongelijkheid op economische groei is met behulp van dit model dus weinig te zeggen, dan dat er geen significant effect voor kan worden gevonden. Wel heeft het meenemen van fixed effects voor landen in het model een grotere verklaringskracht tot gevolg (een stijging van .282 naar .391).

TABEL 4.3: FIXED EFFECTS MODELLEN C1 EN C2

Variabele\Model	C1	C2
Constante	28.134*** (4.683)	28.591*** (4.779)
INITIALGDP	0.546** (0.163)	0.552** (0.166)
HEALTH	-0.256*** (0.064)	-0.256*** (0.066)
GOVCON	-0.594*** (0.066)	-0.599*** (0.064)
INV	0.011 (0.037)	0.010 (0.036)
INCINE	-	-0.012 (0.056)
Observaties	680	680
R²	0.391	0.391
***: significant op .01 niveau **: significant op .05 niveau*: significant op .10 niveau Tussen haakjes zijn de standaardfouten van de coëfficiënten vermeld Om te corrigeren voor autocorrelatie worden white period standaardfouten gebruikt		

Vervolgens worden ook tijdsdummy's toegevoegd aan de regressie. De resultaten zijn te zien in Tabel 4.4. Al deze modellen zijn gecointegreerd en in deze modellen bevatten de residuen autocorrelatie. Het toevoegen van tijdsdummy's zorgt voor een flinke stijging in de verklaringskracht. Dit model verklaart ongeveer 61% van de variantie. Dit is een flinke toename ten opzichte van de pooled modellen die ongeveer 28% van de variantie verklaren. Het toevoegen van inkomensongelijkheid voegt geen extra verklarende waarde toe. Het gevonden coëfficiënt van -0.008 verschilt nauwelijks van 0 en is bovendien niet significant. In model D3 is naast de variabele INCINE ook de variabelen $INCINE^2$ toegevoegd om te onderzoeken of er mogelijk sprake is van een niet-lineaire relatie tussen inkomensongelijkheid en economische groei. Het gevolg hiervan is dat INCINE een significant positief effect op economische groei krijgt en $INCINE^2$ een significant negatief effect. Dit

duidt erop dat inkomensongelijkheid tot op zekere hoogte een positief effect heeft op economische groei. Als de ongelijkheid te groot wordt heeft inkomensongelijkheid echter een steeds minder positief effect op economische groei.

TABEL 4.4: FIXED EFFECTS MODELLEN D1, D2 EN D3

Variabele\Model	D1	D2	D3
Constante	36.550*** (5.869)	37.050*** (4.982)	32.692*** (5.646)
INITIALGDP	-0.979** (0.567)	-0.997** (0.535)	-1.016* (0.525)
HEALTH	-0.278*** (0.056)	-0.279*** (0.057)	-0.312*** (0.059)
GOVCON	-0.336*** (0.097)	-0.339*** (0.086)	-0.333*** (0.086)
INV	0.126*** (0.027)	0.126*** (0.027)	0.132*** (0.028)
INCINE	-	-0.008 (0.043)	0.461** (0.215)
INCINE²	-	-	-0.008** (0.004)
Observaties	680	680	680
R²	0.611	0.611	0.614

***: significant op .01 niveau **: significant op .05 niveau *: significant op .10 niveau
Tussen haakjes zijn de standaardfouten van de coëfficiënten vermeld
Om te corrigeren voor autocorrelatie worden white period standaardfouten gebruikt

Het meenemen van alleen inkomensongelijkheid als verklarende variabele voor economische groei heeft voor de data van ontwikkelde landen geen toegevoegde verklarende waarde. Er zijn geen significante effecten van inkomensongelijkheid gevonden in model D2. Op basis van deze resultaten is er dus geen bewijs gevonden voor een effect van inkomensongelijkheid op economische groei. Of dit effect positief of negatief zou zijn is op basis van model D2 dan ook niet te bepalen.

Model D3 biedt een interessant inzicht in de relatie tussen inkomensongelijkheid en economische groei. Uit dit model blijkt dat inkomensongelijkheid tot op zekere hoogte goed is voor economische groei. Het optimale niveau van ongelijkheid, waar het effect op economische groei volgens dit model het meest positief is, is een Gini-coëfficiënt van 28.81%. Bij een Gini-coëfficiënt van lager dan 28.81% is een stijging van de inkomensongelijkheid dus goed voor economische groei. Indien de Gini-coëfficiënt hoger is dan 28.81% is een stijging van de inkomensongelijkheid slecht voor de economische groei. Vanaf een Gini-coëfficiënt van 57.625% is het totale effect van inkomensongelijkheid zelfs negatief. Er is in de gebruikte dataset echter geen enkel land dat sinds 1971 een Gini-coëfficiënt van 57.625% of hoger heeft gehad. Voor deze landen geldt dus dat het effect van inkomensongelijkheid op economische groei positief is geweest. Er zijn echter wel diverse landen met een Gini-coëfficiënt hoger dan 28.81%. Voor deze landen zou een daling van inkomensongelijkheid positief zijn voor de economische groei. De variabelen INITIALGDP en GOVCON hebben, zoals verwacht, een negatief effect op economische groei. Het effect van INV op economische groei is positief, zoals op basis van theorie werd verwacht. Het is opvallend dat HEALTH in dit model een negatief effect heeft op economische groei. Het is onduidelijk wat hiervoor de reden is.

4.2.2 ONTWIKKELINGSLANDEN

Ook met de data van ontwikkelingslanden zijn enkele fixed effects modellen geschat. In de modellen in Tabel 4.5 zijn alleen landendummy's worden meegenomen in de analyse. Alle drie de modellen zijn gecointegreerd en in alle modellen bevatten de residuen autocorrelatie. Alleen landendummy's voegen voor deze data weinig toe. Voor INITIALGDP, HEALTH en INCINE zijn namelijk geen significante variabelen gevonden.

TABEL 4.5: FIXED EFFECTS MODELLEN E1 EN E2

Variabele\Model	E1	E2
Constante	1.661 (3.955)	1.925 (3.881)
INITIALGDP	0.766 (0.640)	0.788 (0.612)
HEALTH	-0.098 (0.097)	-0.100 (0.094)
GOVCON	-0.177** (0.085)	-0.177** (0.084)
INV	0.257*** (0.049)	0.257*** (0.050)
INCINE	-	-0.007 (0.050)
Observaties	496	496
R²	0.339	0.339
***: significant op .01 niveau **: significant op .05 niveau*: significant op .10 niveau Tussen haakjes zijn de standaardfouten van de coëfficiënten vermeld Om te corrigeren voor autocorrelatie worden white period standaardfouten gebruikt		

Vervolgens zullen ook tijdsdummy's worden meegenomen in de analyse zoals te zien is in Tabel 4.6. Alle drie de modellen zijn gecointegreerd en in alle modellen bevatten de residuen autocorrelatie. Het effect van inkomensongelijkheid op economische groei is in model F2 negatief. Dit effect is echter niet significant. Ook INITIALGDP heeft geen significant effect op economische groei. Vervolgens is ook de variabelen INCINE² toegevoegd aan de regressie. Dit zorgt ervoor dat voor zowel INCINE als INCINE² een significant effect wordt gevonden op economische groei. Net als voor de data van ontwikkelde landen is het effect van INCINE positief en het effect van INCINE² negatief. Omdat de variabele INITIALGDP in model F3 niet significant is, is model F4, een model waar INITIALGDP niet is meegenomen in de regressie, geschat.

TABEL 4.6: FIXED EFFECTS MODELLEN F1, F2, F3 EN F4

Variabele\Model	F1	F2	F3	F4
Constate	14.092** (5.581)	16.204*** (5.926)	8.174 (7.632)	8.778* (5.222)
INITIALGDP	-0.175 (.0910)	-0.034 (0.839)	0.143 (0.895)	-
HEALTH	-0.196*** (0.064)	-0.216*** (0.062)	-0.234*** (0.053)	-0.228*** (0.038)
GOVCON	-0.135* (0.079)	-0.138* (0.077)	-0.148* (0.078)	-0.145* (0.081)
INV	0.283*** (0.039)	0.287*** (0.040)	0.293*** (0.036)	0.230*** (0.033)
INCINE	-	-0.044 (0.038)	0.379* (0.200)	0.374** (0.186)
INCINE²	-	-	-0.005** (0.002)	-0.005*** (0.002)
Observaties	496	496	496	496
R²	0.464	0.465	0.469	0.469

***: significant op .01 niveau **: significant op .05 niveau*: significant op .10 niveau
Tussen haakjes zijn de standaardfouten van de coëfficiënten vermeld
Om te corrigeren voor autocorrelatie worden white period standaardfouten gebruikt

In model F2, waar INCINE is meegenomen in de regressie, is geen significant effect te vinden voor inkomensongelijkheid. Er kan op basis van dit model dus geen bewijs worden gevonden voor een invloed van inkomensongelijkheid op economische groei. In model F4 wordt een niet-lineair effect van inkomensongelijkheid op economische groei gevonden. Het optimale niveau van ongelijkheid voor deze ontwikkelingslanden is 37.4%. Vanaf een ongelijkheid van 74.8% is het totale effect van ongelijkheid negatief. Voor ontwikkelingslanden met een Gini-coëfficiënt lager dan 37.4% is een stijging van inkomensongelijkheid dus goed voor economische groei. Voor ontwikkelingslanden met een ongelijkheid die hoger ligt dan dit punt zou een daling in inkomensongelijkheid goed zijn voor de economische groei. In model F3 wordt geen significant effect gevonden voor INITIALGDP, terwijl op basis van de theorie een negatief effect verwacht werd. Daarnaast wordt in model F4 een negatief effect van

HEALTH gevonden. Een hogere levensverwachting leidt volgens dit model dus tot een lagere economische groei. Dit is niet wat op basis van de theorie verwacht werd. Voor GOVCON is, naar verwachting, een negatief effect gevonden. Daarnaast is het effect van INV op economische groei zoals verwacht positief.

5. CONCLUSIE

In deze scriptie is onderzocht welk effect inkomensongelijkheid binnen een land heeft op de economische groei van dat land. Om dit te onderzoeken is de bekende literatuur over dit onderwerp onderzocht. Hieruit is gebleken dat zowel theoretische als empirische onderzoeken uiteenlopende antwoorden bieden op deze vraag. Zo zijn er vijf manieren beschreven waarop inkomensongelijkheid invloed kan hebben op economische groei. Dit kan om politiek-economische redenen, door imperfecte kredietmarkten, door sociaal-politieke onrust, door verspilling van talent en door het spaargedrag van individuen in een economie. Er zijn zowel voorbeelden van empirische studies die een positief effect van inkomensongelijkheid op economische groei als van empirische studies die een negatief effect aantonen te vinden.

In dit onderzoek zijn enkele controlevariabelen gebruikt, te weten de hoogte van het BBP, gezondheid, consumptieve overheidsuitgaven en investeringen. Deze zijn in de modellen meegenomen omdat deze mogelijk een deel van de variantie van de economische groei verklaren. In deze scriptie is gezocht naar de toegevoegde verklarende waarde van inkomensongelijkheid bovenop deze controlevariabelen. Om dit effect te onderzoeken is gebruik gemaakt van een tweetal datasets die beide panel data bevatten. Dataset 1 bevat data van 17 ontwikkelde landen tussen 1971 en 2010. Dataset 2 bevat data van 16 ontwikkelingslanden van 1981 tot 2010. Mogelijk heeft inkomensongelijkheid in ontwikkelde landen een andere invloed op economische groei dan in ontwikkelingslanden. Door dit onderscheid te maken kan dit verschil in de resultaten tot uitdrukking komen.

Voor ontwikkelde landen is er in het pooled model A3 een negatief effect van inkomensongelijkheid op economische groei gevonden. Een stijging van de Gini-coëfficiënt van 1 procentpunt betekent een daling van de economische groei met 0.141 procentpunt. Deze resultaten komen niet overeen met de resultaten van Barro (2008) die een positief effect verwacht voor rijke landen. Voor dezelfde data is er ook een fixed effect model geschat. Deze fixed effects modellen voor ontwikkelde landen hebben een flink hogere verklaringskracht van de pooled modellen. Voor deze modellen is echter geen significant effect van inkomensongelijkheid op economische groei gevonden.

Deze fixed effects modellen zijn vervolgens uitgebreid met de variabele $INCINE^2$ om te onderzoeken of het effect van inkomensongelijkheid op economische groei mogelijk niet-lineair is. Model D3 laat zien dat er een niet-lineaire relatie bestaat tussen inkomensongelijkheid en economische groei. Het optimale niveau van ongelijkheid voor ontwikkelde landen ligt op een Gini-coëfficiënt van 28.81%. Indien de inkomensongelijkheid op dat niveau is, is het effect op economische groei het meest positief. Dit suggereert dat voor ontwikkelde landen met een Gini-coëfficiënt hoger van 28.81% een herverdeling van inkomen goed is voor economische groei.

Voor ontwikkelingslanden is in zowel de pooled modellen als in de fixed effects modellen geen significant effect van inkomensongelijkheid op economische groei gevonden. Ook voor ontwikkelingslanden is onderzocht of er mogelijk een niet-lineair effect van inkomensongelijkheid kan worden gevonden. Uit model F4 blijkt dat het optimale niveau van ongelijkheid voor ontwikkelingslanden op een Gini-coëfficiënt op 37.4% ligt. Op dit niveau van ongelijkheid is het meest positieve effect van inkomensongelijkheid op economische groei gevonden. Voor de onderzochte landen is er een positief effect van inkomensongelijkheid op economische groei gevonden omdat geen van de landen op enig moment een ongelijkheid heeft gehad dat zo groot was dat het gevonden effect negatief werd. Dit geldt voor zowel ontwikkelingslanden als voor ontwikkelde landen.

Het bestaan van een optimaal niveau van inkomensongelijkheid is te verklaren doordat de theorie laat zien dat er ongelijkheid enerzijds nodig is om mensen te motiveren te gaan werken en zich in te zetten. Anderzijds kan teveel ongelijkheid sociaal-politieke onrust veroorzaken. Uit de resultaten van deze scriptie blijkt dat het optimale niveau van ongelijkheid in ontwikkelde landen lager ligt dan in ontwikkelingslanden. Voor beide groepen landen is het effect van inkomensongelijkheid op economische groei positief. Toekomstig onderzoek zou zich kunnen richten op de mogelijke oorzaken van dit verschil.

Dit onderzoek zegt vooral iets over de relatie die tussen inkomensongelijkheid en economische groei bestaat. Toekomstig onderzoek zou kunnen onderzoeken of er een causaal verband aan te tonen is tussen inkomensongelijkheid en economische groei. De belangrijkste beperking van dit onderzoek is dat autocorrelatie in de residuen niet is uit te sluiten. Om toch conclusies uit de data te kunnen trekken is gebruik gemaakt van white

period standaardfouten. Er ontbreken daarnaast een of meerdere variabelen die van belang zijn om economische groei te verklaren. Zo is bijvoorbeeld het niveau van onderwijs niet meegenomen in deze modellen omdat deze data niet voor deze hoeveelheid landen over het gehele tijdsvlak beschikbaar is. Vervolgonderzoek zou een model met meer variabelen die economische groei mede verklaren kunnen schatten. Ook zouden toekomstige studies kunnen onderzoeken in hoeverre het effect van inkomensongelijkheid op economische groei wordt bepaald door het BBP van dat land. Barro (2008) concludeert dat voor arme landen het negatieve effect van inkomensongelijkheid op economische groei het grootst is. Hoe rijker het land wordt, des te positiever wordt dit effect. Dit komt niet overeen met de resultaten van dit onderzoek waar is gevonden dat het effect van ongelijkheid positief is. Het optimale niveau van ongelijkheid ligt volgens dit onderzoek in ontwikkelingslanden zelfs hoger dan in ontwikkelde landen.

6. LITERATUURLIJST

- Aghion, P., Caroli, E., & García-Peñalosa, C. (1999). Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories. *Journal of Economic Literature*, 37(4) , 1615-1660.
- Ahluwalia, M. (1976). Inequality, Poverty and Development. *Journal of Development Economics*, 3(4) , 307-342.
- Alesina, A., & Perotti, R. (1996). Income distribution, political instability, and investment. *European Economic Review*, 40(6) , 1203-1228.
- Alesina, A., & Rodrik, D. (1994). Distributive Politics and Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 109(2) , 465-490.
- Alesina, A., Ozler, S., Roubini, N., & Swagel, P. (1996). Political Instability and Economic Growth. *Journal of Economic Growth*, 1(2) , 189-211.
- Azzimonti, M., de Francisco, E., & Quadrini, V. (2012). Financial globalization, inequality, and the raising of public debt. *FBR of Philadelphia Working Paper No. 12-6* .
- Barro, R. J. (2013). Health and Economic Growth. *Annals of Economics and Finance*, 14(2) , 329-366.
- Barro, R. J. (2000). Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of Economic Growth*, 5(1) , 5-32.
- Barro, R. J. (2008). Inequality and Growth Revisited. *Asian Development Bank Working Paper Series No. 11* .
- Berg, A. G., & Ostry, J. D. (2011a). Equality and Efficiency. *Finance & Development*, 48(3) , 12-15.
- Berg, A., & Ostry, J. (2011b). Inequality and Unsustainable Growth: Two Sides of the Same Coin? *IMF Staff Discussion Note 11/08* .
- Berg, A., Ostry, J. D., & Zettelmeyer, J. (2012). What Makes Growth Sustained? *Journal of Development Economics*, 98(2) , 149-166.

- Cornia, G., & Martorano, B. (2012). Development Policies and Income Inequality in Selected Developing Regions. *1980-2010 Discussion Paper No. 210*. Geneve: UNCTAD.
- Deininger, K., & Squire, L. (1998). New ways of looking at old issues: Inequality and Growth. *Journal of Development Economics*, *57(2)* , 259-287.
- Dynan, K., Skinner, J., & Zeldes, S. (2004). Do the Rich Save More? *Journal of Political Economy*, *112(2)* , 397-444.
- Eviews. (2013). *Eviews 8 User's Guide*.
- Harrison, A., McLaren, J., & McMillan, M. (2011). Recent Perspectives on Trade and Inequality. *Annual Reviews of Economics*, *1(3)* , 261-289.
- Jacobs, B. (2008). *De prijs van gelijkheid*. Amsterdam: Uitgeverij Bert Bakker.
- Jaumotte, F., Lall, S., & Papageorgiou, C. (2012). Rising Income Inequality: Technology, or Trade and Financial Globalization? *IMF Economic Review*, *61(2)* , 271-309.
- Jha, S. (1996). The Kuznets curve: A reassessment. *World Development*, *24(4)* , 773-780.
- Kremer, M., Bovens, M., Schrijvers, E., & Went, R. (2014). *Hoe ongelijk is Nederland?* Den Haag/Amsterdam: Amsterdam University Press.
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, *45(1)* , 1-28.
- Lee, D. S. (1999). Wage Inequality in the United States during the 1980s: Rising Dispersion of Falling Minimum Wage? *The Quarterly Journal of Economics*, *114(3)* , 977-1023.
- Li, H., & Zou, H.-f. (1998). Income Inequality is not Harmful for Growth: Theory and Evidence. *Review of Development Economics*, *2(3)* , 318-334.
- Mazur, J. (2000). Labor's new internationalism. *Foreign Affairs*, *79(1)* , 79-93.
- Milanovic, B. (2013). Global Income Inequality in Numbers: in History and Now. *Global Policy*, *4(2)* , 198-208.

- Neumark, D., & Wascher, W. (2007). Minimum Wages and Employment: A Review of Evidence from the New Minimum Wage Research. *Foundations and Trends in Microeconomics*, 3(1+2), 1-182.
- NOVUM. (2014, juli 3). Duitsers krijgen vanaf januari minimumloon. *Novum* .
- Okun, A. (1975). *Equality and Efficiency: The Big Tradeoff*. Washington: The Brookings Institution.
- Perotti, R. (1996). Growth, Income Distribution, and Democracy: What the Data Say. *Journal of Economic Growth*, 1(2), 149-187.
- Persson, T., & Tabellini, G. (1994). Is Inequality Harmful for Growth? Theory and Evidence. *American Economic Review*, 84(3), 600-621.
- Piketty, T. (2014). *Capital in the 21st century*. Harvard University Press.
- Ravallion, M. (1995). Growth and Poverty: Evidence for Developing Countries in the 1980s. *Economic Letters*, 48(3), 411-417.
- Solt, F. (2009). Standardizing the World Income Inequality Database. *Social Science Quarterly*, 90(2), 231-242.
- Solt, F. (2014). *The Standardized World Income Inequality Database*. Harvard Dataverse Network.
- Stiglitz, J. (2013, januari 19). Inequality is holding back the recovery. *New York Times* .
- Stiglitz, J. (2012). *The Price of Inequality*. New York: Norton.
- Tcherneva, P. R. (2014, oktober 6). Growth for Whom? *Levy Economics Institute* .
- UNDP. (2013). *Humanity Divided: Confronting Inequality in Developing Countries*.
- van den Brakel-Hofmans, M. (2007). *Meten van inkomensongelijkheid*. Voorburg: Centraal Bureau voor Statistiek.

van der Hoeven, R., & Taylor, L. (2000). Introduction: Structural Adjustment, Labour Markets and Employment: Some Considerations for Sensible People. *The Journal of Development Studies*, 36(4) , 57-65.

Wade, R. (2003). *Inequality of World Incomes: What Should Be Done?* New York: The International Debate Education Association.

Wereldbank. (2015). *Country and Lending Groups*. Opgehaald van The World Bank: <http://data.worldbank.org/about/country-and-lending-groups>

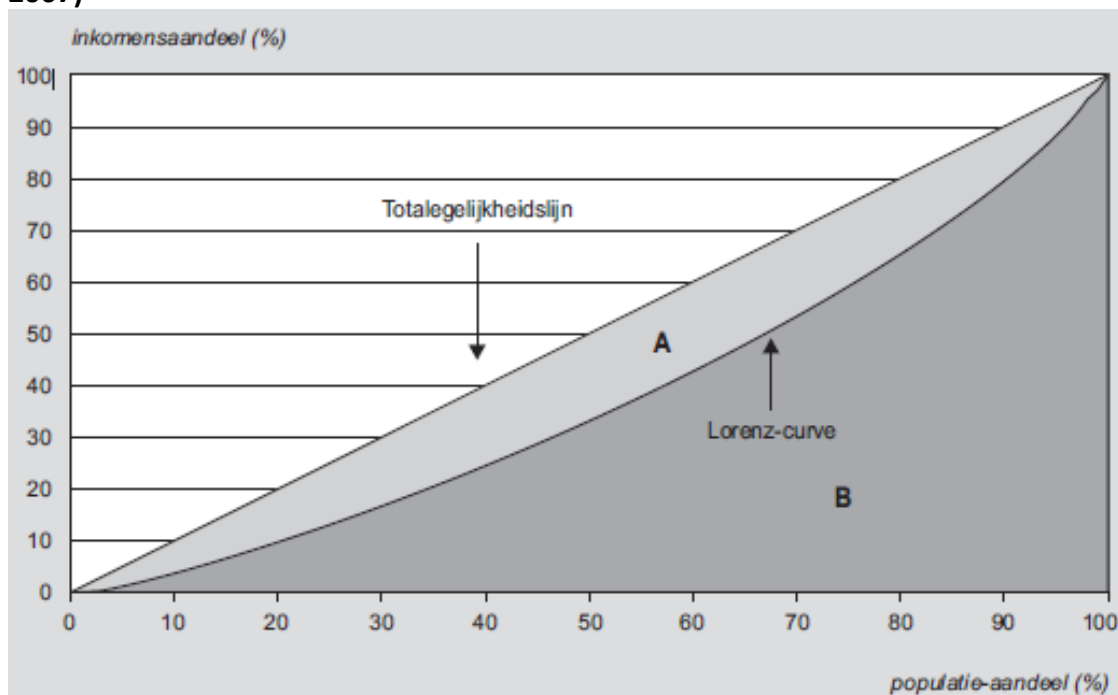
Wereldbank. (2015). *World DataBank*.

APPENDIX A: BEREKENING VAN DE GINI-COËFFICIËNT

De Gini-coëfficiënt wordt berekend door de helft van het relatieve gemiddelde verschil te nemen (van den Brakel-Hofmans, 2007). Dit houdt in dat de som van de inkomensverschillen van iedere persoon met alle andere personen in een economie wordt gedeeld door het gewogen gemiddelde inkomen. Dit wordt vervolgens door twee gedeeld omdat het inkomensverschil tussen twee personen tweemaal wordt meegenomen. Hier komt een waarde tussen 0 en 1 uit.

Door de Lorenz-curve te schatten kan dit eenvoudig worden weergegeven. De Lorenz-curve geeft de cumulatieve inkomsten van de onderste x% van de bevolking weer ten opzichte van het totale inkomen. In figuur 4.1 is een Lorenz-curve en een totale-gelijkheidslijn geschetst. Hoe dichter de Lorenz-curve bij de totale-gelijkheidslijn ligt, hoe kleiner de inkomensongelijkheid en dus ook de Gini-coëfficiënt.

FIGUUR A1: LORENZ-CURVE EN GINI-COËFFICIËNT (VAN DEN BRAKEL-HOFMANS, 2007)



De Gini-coëfficiënt kan worden berekend als:

$$GINI = \frac{\text{Oppervlakte A}}{\text{Oppervlakte A} + \text{Oppervlakte B}}$$

APPENDIX B: DATA

Om de data te verzamelen is grotendeels gebruik gemaakt van de data die via de Wereldbank verkrijgbaar is. Er is een onderscheid gemaakt tussen ontwikkelingslanden en ontwikkelde landen. Hier is de definitie van de Wereldbank gebruikt (Wereldbank, 2015). Landen met een bruto nationaal inkomen per capita lager dan \$12,746 worden gedefinieerd als een ontwikkelingsland.

DATASET 1: ONTWIKKELDE LANDEN:

Deze dataset is een verzameling van 17 landen van 1971 tot en met 2010:

Australië	Frankrijk	Singapore
België	Griekenland	Verenigd Koninkrijk
Canada	Ierland	Verenigde Staten
Denemarken	Italië	Zuid-Korea
Duitsland	Nederland	Zweden
Finland	Noorwegen	

BBP PER CAPITA GROEI (DY)

De reële jaarlijkse groei van het BBP. De data is verkregen van de databank van de Wereldbank (Wereldbank, 2015).

NIVEAU BBP PER CAPITA(INITIALGDP)

Het huidige niveau van het BBP per capita. Dit wordt berekend door het BBP te delen door de grootte van de bevolking halverwege dat jaar. Het BBP is de som van de bruto toegevoegde waarde van alle inwoners van dat land plus belastingen en minus subsidies die niet in de waarde van het product zijn meegenomen. De data is verkregen van de databank van de Wereldbank (Wereldbank, 2015).

GEZONDHEID(HEALTH)

De levensverwachting bij geboorte in jaren. Dit geeft een indicatie van het aantal jaren dat een nieuwgeboren kind zal leven indien de sterftepatronen op dat moment gelijk blijven

gedurende het leven van deze persoon. De data is verkregen van de databank van de Wereldbank (Wereldbank, 2015).

OVERHEIDSCONSUMPTIE(GOVCON)

Dit is het percentage van het BBP dat door de overheid wordt geconsumeerd. Alle consumptieve overheidsuitgaven zijn hierin meegenomen, inclusief uitgaven aan defensie en veiligheid en exclusief militaire uitgaven die meer dan een jaar doorlopend in gebruik zijn. De data is verkregen van de databank van de Wereldbank (Wereldbank, 2015).

INVESTERINGEN(INV)

Dit is het percentage van het BBP dat wordt geïnvesteerd in de economie. Hierbij worden zowel toevoegingen aan de vaste activa als toevoegingen aan de inventaris meegenomen. De data is verkregen van de databank van de Wereldbank (Wereldbank, 2015).

INKOMENSONGELIJKHEID(INCINE)

Dit is de GINI index van het beschikbaar inkomen per huishouden, na belasting en subsidies. Deze data is verzameld in de Standardized World Income Inequality Database (Solt F. , 2014). De GINI index is uitgedrukt als percentage en is een getal tussen 0 en 100.

Voor missende data is hier geïnterpoleerd voor de volgende landen en jaartallen: Australië 1985 en 2001; België 1971, 1979 en 1995; Canada 1977, 1993 en 2009; Denemarken 1979 en 1995; Finland 1984 en 2000; Frankrijk 1980 en 1996; Duitsland 1981 en 1997; Griekenland 1975, 1991 en 2007; Ierland 1982 en 1998; Italië 1983 en 1999; Nederland 1971, 1972, 1981 en 1997; Noorwegen 1971, 1987 en 2003; Singapore 1974, 1990 en 2006; Verenigd Koninkrijk 1987 en 2003; Verenigde Staten 1981 en 1997; Zuid-Korea 1983 en 1999; en Zweden 1985 en 2001.

DATASET 2: ONTWIKKELINGSLANDEN:

De dataset voor ontwikkelingslanden is een verzameling data van 16 landen van 1981 tot en met 2010:

Bangladesh	Egypte	Sri Lanka
Brazilië	India	Turkije
Bulgarije	Indonesië	Venezuela
Chili	Mexico	Zuid-Afrika
China	Pakistan	
Colombia	Panama	

Deze dataset heeft dezelfde variabelen als de dataset voor ontwikkelde landen en ook de bronnen zijn gelijk. De variabele inkomensongelijkheid is hier de enige variabele die niet geheel compleet is. Om missende data voor inkomensongelijkheid op te vullen is er geïnterpoleerd voor de volgende landen en jaartallen: Bangladesh 1988 en 2004; Brazilië 1983 en 1999; Bulgarije 1995; Chili 1995; China 1986 en 2002; Colombia 1984 en 2000; Egypte 1986, 2002 en 2010; India 1995; Indonesië 1984 en 2000; Mexico 1981 en 1997; Pakistan 1985 en 2001; Panama 1984 en 2000; Sri Lanka 1995; Turkije 1981, 1985 en 1998; Venezuela 1986 en 2002; en Zuid-Afrika 1981 en 1997.

APPENDIX C: UNIT ROOT TEST RESULTATEN

TABEL C1: UNIT ROOT TEST ONTWIKKELDE LANDEN

Variabele	Levin, Lin & Chu test
DY	-16.0419 (0.0000)
INITIALGDP	-2.45808 (0.0070)
HEALTH	7.82173 (1.0000)
D(HEALTH)	-0.38765 (0.3491)
D(HEALTH, 2)	-6.35301 (0.0000)
GOVCON	-2.62965 (0.0043)
INV	-4.25158 (0.0000)
INCINE	-5.34036 (0.0000)
INCINE ²	-5.57404 (0.0000)

In de tabel zijn de t-test statistieken geven, met tussen haakjes de P-waardes. Van de variabelen waarbij de nulhypothese van unit root niet kan worden verworpen is het eerste en eventueel tweede verschil getest op unit root.

TABEL C2: UNIT ROOT TEST ONTWIKKELINGSLANDEN

Variabele	Levin, Lin & Chu test
DY	-11.3609 (0.0000)
INITIALGDP	1.15071 (0.8751)
D(INITIALGDP)	-11.4844 (0.0000)
HEALTH	4.60856 (1.0000)
D(HEALTH)	0.85274 (0.8031)
D(HEALTH, 2)	-5.31819 (0.0000)
GOVCON	0.47021 (0.6809)
D(GOVCON)	-15.0361 (0.0000)
INV	-2.12009 (0.0170)
INCINE	-0.23011 (0.4090)
D(INCINE)	-15.6680 (0.0000)
INCINE ²	-0.07014 (0.4720)
D(INCINE ²)	-15.6881 (0.0000)

In de tabel zijn de t-test statistieken geven, met tussen haakjes de P-waardes. Van de variabelen waarbij de nulhypothese van unit root niet kan worden verworpen is het eerste en eventueel tweede verschil getest op unit root.

APPENDIX D: MULTICOLLINEARITEIT

TABEL D1: CORRELATIETABEL ONTWIKKELDE LANDEN

Correlatie	DY	INITIALGDP	HEALTH	GOVCON	INV	INCINE	INCINE ²
DY	1						
INITIALGDP	-0.309	1					
HEALTH	-0.205	0.788	1				
GOVCON	-0.476	0.462	0.343	1			
INV	0.630	-0.346	-0.095	-0.459	1		
INCINE	0.126	-0.341	-0.433	-0.591	-0.068	1	
INCINE²	0.118	-0.355	-0.476	-0.573	-0.074	0.995	1

TABEL D2: CORRELATIETABEL ONTWIKKELINGSLANDEN

Correlatie	DY	INITIALGDP	HEALTH	GOVCON	INV	INCINE	INCINE ²
DY	1						
INITIALGDP	-0.209	1					
HEALTH	-0.016	0.552	1				
GOVCON	-0.138	0.413	0.098	1			
INV	0.481	-0.120	0.160	-0.001	1		
INCINE	-0.059	0.459	-0.033	0.278	-0.159	1	
INCINE²	-0.074	0.468	-0.062	0.331	-0.157	0.992	1

APPENDIX E: COINTEGRATIE

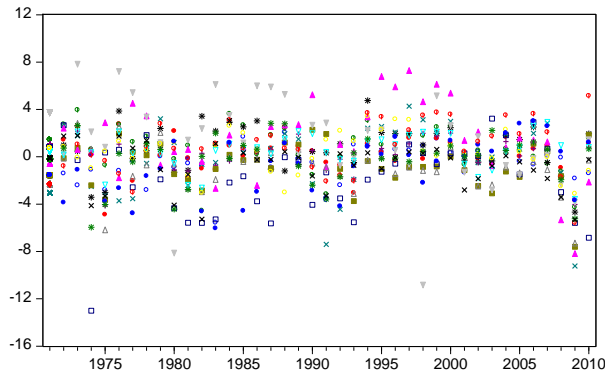
TABEL E1: RESULTATEN VAN COINTEGRATIETESTS

Model	Within dimensie		Between dimensie	
	PP: p-waarde	ADF: -waarde	PP: p-waarde	ADF: -waarde
A1,C1, D1	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
A2,C2, D2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
A3	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
B1, E1, F1	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
B2, E2, F2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
D3	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
F3	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
F4	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

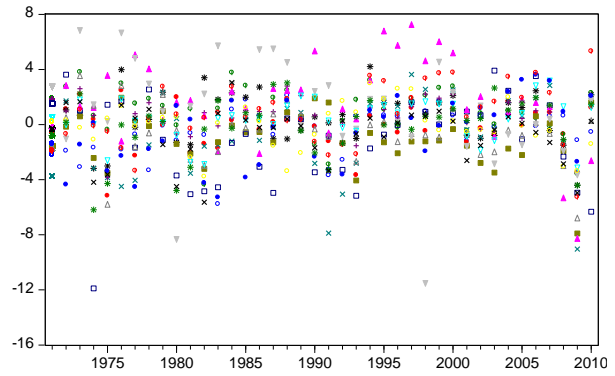
Nulhypothese: Geen Cointegratie

APPENDIX F: HOMOSKEDASTICITEIT

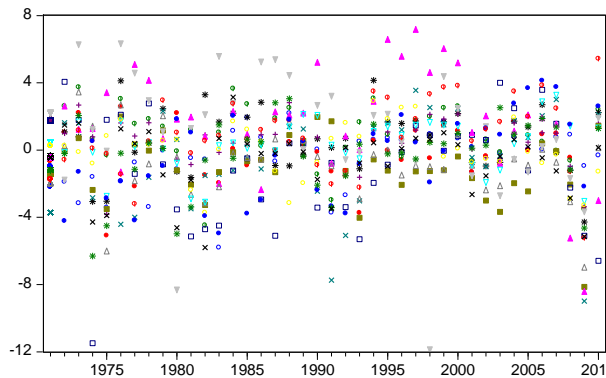
FIGUUR F1: RESIDUEN OVER TIJD VOOR MODEL A1



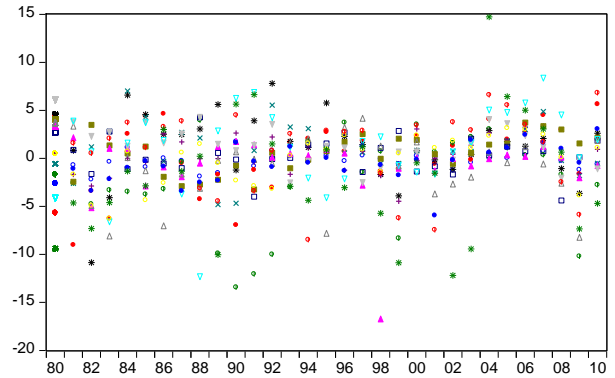
FIGUUR F2: RESIDUEN OVER TIJD VOOR MODEL A2



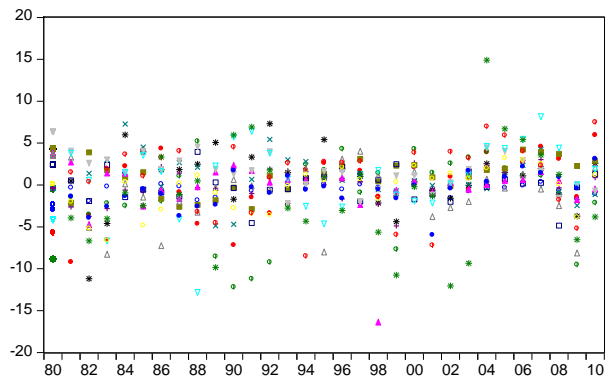
FIGUUR F3: RESIDUEN OVER TIJD VOOR MODEL A3



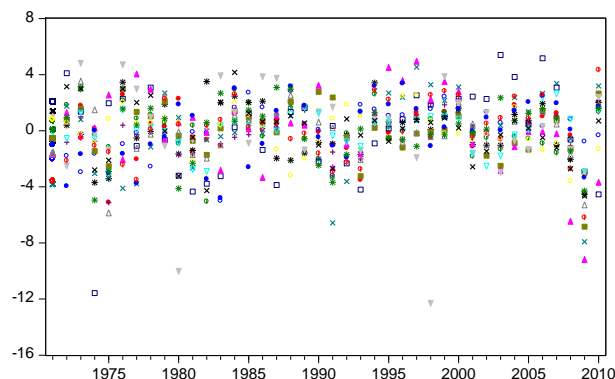
FIGUUR F4: RESIDUEN OVER TIJD VOOR MODEL B1



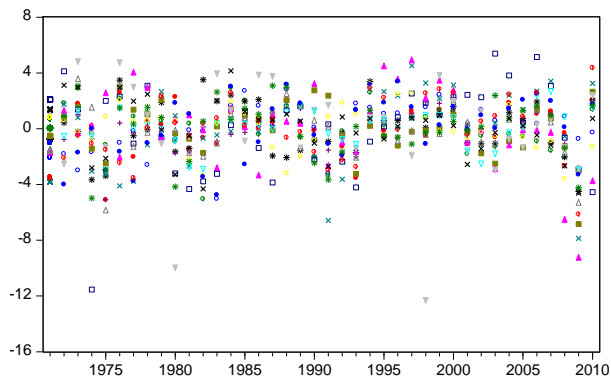
FIGUUR F5: RESIDUEN OVER TIJD VOOR MODEL B2



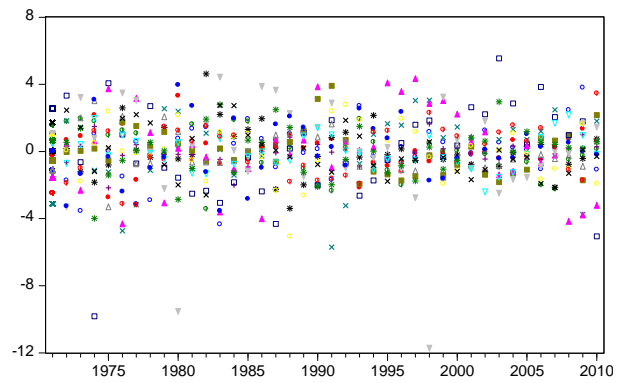
FIGUUR F6: RESIDUEN OVER TIJD VOOR MODEL C1



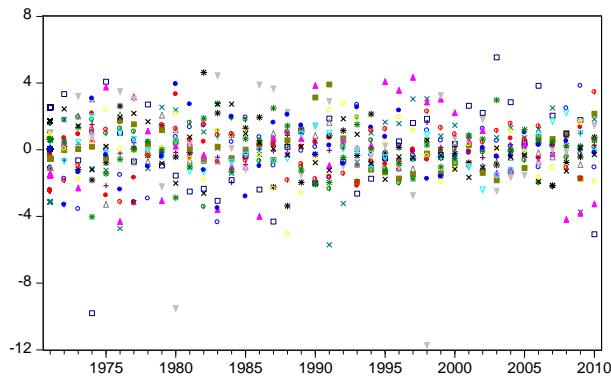
FIGUUR F7: RESIDUEN OVER TIJD VOOR MODEL C2



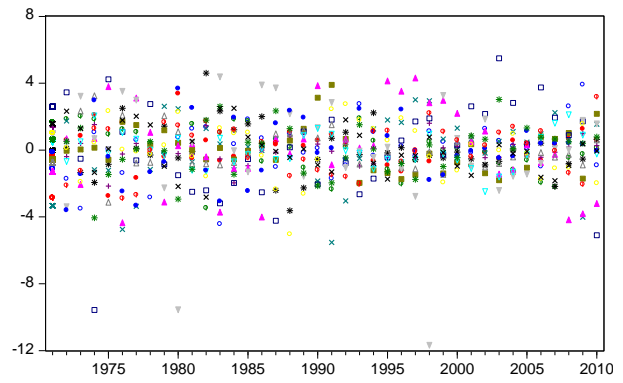
FIGUUR F8: RESIDUEN OVER TIJD VOOR MODEL D1



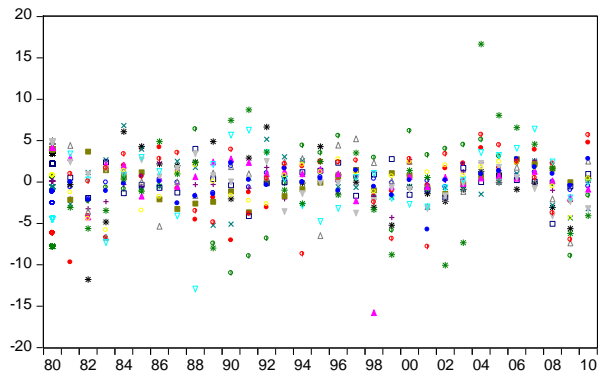
FIGUUR F9: RESIDUEN OVER TIJD VOOR MODEL D2



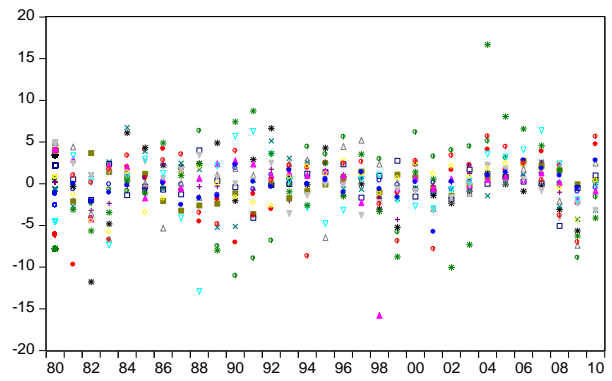
FIGUUR F10: RESIDUEN OVER TIJD VOOR MODEL D3



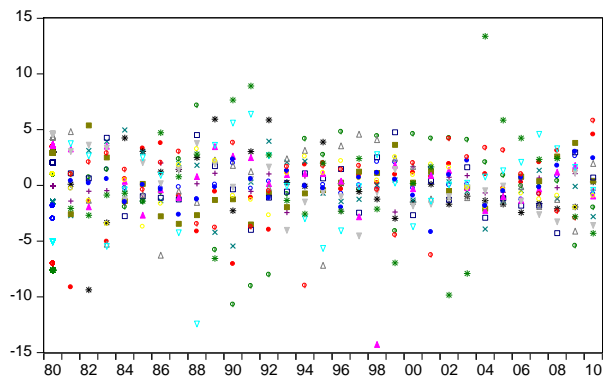
FIGUUR F11: RESIDUEN OVER TIJD VOOR MODEL E1



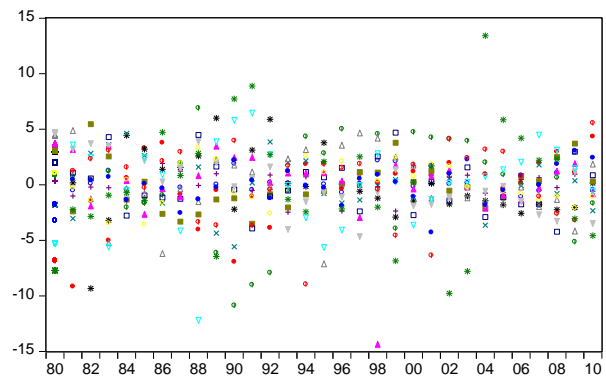
FIGUUR F12: RESIDUEN OVER TIJD VOOR MODEL E2



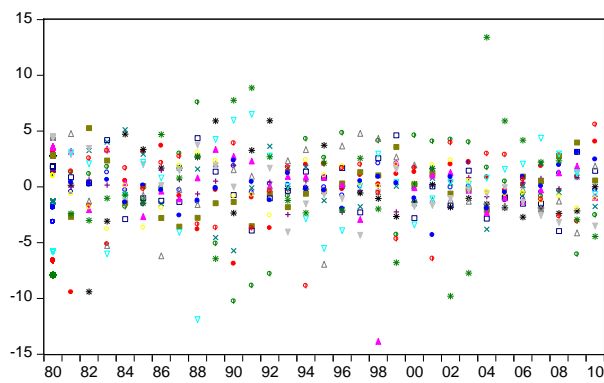
FIGUUR F13: RESIDUEN OVER TIJD VOOR MODEL F1



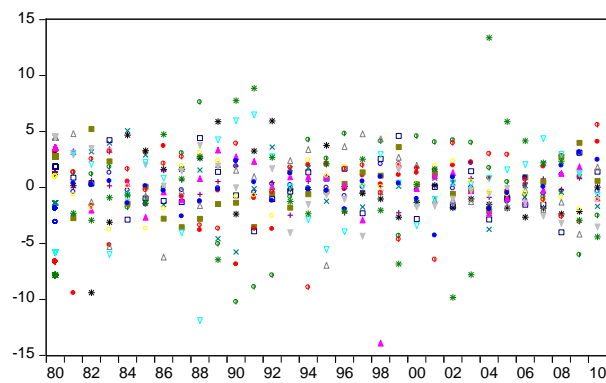
FIGUUR F14: RESIDUEN OVER TIJD VOOR MODEL F2



FIGUUR F15: RESIDUEN OVER TIJD VOOR MODEL F3



FIGUUR F16: RESIDUEN OVER TIJD VOOR MODEL F4



APPENDIX G: AUTOCORRELATIE

Model	Durbin-Watson statistiek	Kritische waarde interval	Conclusie
A1	1.275	1.718 – 1.820	Positieve autocorrelatie
A2	1.325	1.707 – 1.831	Positieve autocorrelatie
A3	1.347	1.728 – 1.809	Positieve autocorrelatie
B1	1.417	1.718 – 1.820	Positieve autocorrelatie
B2	1.446	1.707 – 1.831	Positieve autocorrelatie
C1	1.513	1.718 – 1.820	Positieve autocorrelatie
C2	1.513	1.707 – 1.831	Positieve autocorrelatie
D1	1.522	1.718 – 1.820	Positieve autocorrelatie
D2	1.522	1.707 – 1.831	Positieve autocorrelatie
D3	1.521	1.697 – 1.841	Positieve autocorrelatie
E1	1.525	1.718 – 1.820	Positieve autocorrelatie
E2	1.524	1.707 – 1.831	Positieve autocorrelatie
F1	1.594	1.718 – 1.820	Positieve autocorrelatie
F2	1.590	1.707 – 1.831	Positieve autocorrelatie
F3	1.593	1.697 – 1.841	Positieve autocorrelatie
F4	1.596	1.707 – 1.831	Positieve autocorrelatie

In bovenstaande Durbin-Watson statistieken is te zien dat in alle gevallen de aanwezigheid van autocorrelatie niet kan worden uitgesloten. Daarom zijn in al deze modellen de zogenaamde White Period standaard fouten genomen (Eviews, 2013). Deze methode veronderstelt dat de residuen autocorrelatie bevatten.

APPENDIX H: GEMIDDELDE RESIDUEN

Model	Gemiddelde van de residuen
A1	0.000
A2	0.000
A3	0.000
B1	0.000
B2	0.000

APPENDIX I: CORRELATIE RESIDUEN MET ONAFHANKELIJKE VARIABELEN

TABEL I1: CORRELATIETABEL RESIDUEN MODEL A1

Correlatie	Residuen
INITIALGDP	-4.02E-15
HEALTH	-1.54E-14
GOVCON	-7.30E-33
INV	-4.03E-15

TABEL I2: CORRELATIETABEL RESIDUEN MODEL A2

Correlatie	Residuen
INITIALGDP	-1.79E-14
HEALTH	-2.94E-14
GOVCON	-3.69E-15
INV	-1.35E-14
INCINE	-5.65E-15

TABEL I3: CORRELATIETABEL RESIDUEN MODEL A3

Correlatie	Residuen
INITIALGDP	-1.74E-14
GOVCON	-4.11E-15
INCINE	-5.41E-15

TABEL I4: CORRELATIETABEL RESIDUEN MODEL B1

Correlatie	Residuen
INITIALGDP	5.74E-15
HEALTH	1.26E-14
GOVCON	2.32E-15
INV	1.09E-15

TABEL I5: CORRELATIETABEL RESIDUEN MODEL B2

Correlatie	Residuen
INITIALGDP	3.73E-15
HEALTH	1.66E-14
GOVCON	1.55E-15
INV	9.14E-16
INCINE	1.76E-15