

2013•2014
FACULTEIT BEDRIJFSECONOMISCHE WETENSCHAPPEN
*master in de toegepaste economische wetenschappen:
handelsingenieur*

Masterproef

Analyse van de veranderingen in inkomensongelijkheid binnen de Vlaamse
centrumsteden en andere kleinstedelijke gebieden

Promotor :
Prof. dr. Ludo PEETERS

Stijn Mommen

*Proefschrift ingediend tot het behalen van de graad van master in de toegepaste
economische wetenschappen: handelsingenieur*

2013•2014

FACULTEIT BEDRIJFSECONOMISCHE
WETENSCHAPPEN

*master in de toegepaste economische wetenschappen:
handelsingenieur*

Masterproef

Analyse van de veranderingen in inkomensongelijkheid
binnen de Vlaamse centrumsteden en andere
kleinstedelijke gebieden

Promotor :
Prof. dr. Ludo PEETERS

Stijn Mommen

*Proefschrift ingediend tot het behalen van de graad van master in de toegepaste
economische wetenschappen: handelsingenieur*

Woord vooraf

In het kader van mijn opleiding als Handelsingenieur is het schrijven van een eindverhandeling essentieel. Gezien mijn interesse in econometrie en de mogelijkheid om deze kennis toe te passen op een gevalstudie ging mijn voorkeur uit naar het schrijven van een masterproef omtrent de inkomensongelijkheid in de Vlaamse centrumsteden. In deze eindverhandeling vindt u het resultaat van mijn onderzoek.

In de eerste plaats zou ik graag mijn promotor professor Dr. Peeters oprecht willen bedanken voor zijn nauwgezette begeleiding bij de totstandkoming van deze eindverhandeling. Zonder zijn goede raadgevingen, kritische opmerkingen en constructieve feedback zou deze masterproef niet zijn geworden tot wat deze nu is. Daarnaast zou ik graag mijn familie willen bedanken voor de steun die ze doorheen mijn opleiding hebben geboden en de grote interesse die ze jarenlang hebben getoond in mijn studies. Als laatste wil ik al mijn vrienden bedanken voor de vele mooie momenten die ik de afgelopen jaren met hen heb beleefd.

Stijn Mommen

April, 2014

Samenvatting

In deze masterproef wordt er onderzoek gevoerd naar de inkomensongelijkheid in de dertien Vlaamse centrumsteden. Daarnaast wordt er ook gekeken naar welke variabelen aan de grondslag liggen van een verandering in de inkomensongelijkheid in deze centrumsteden.

Een centrumstad is een stad die een centrale functie uitoefent binnen zijn regio. Deze vloeit o.m. voort uit de aanwezigheid van grote bedrijven in de stad die werknemers uit de hele omliggende regio tewerkstelt. Daarnaast oefenen deze steden vaak een aantrekkingskracht uit op bepaalde etnische groepen. Aangezien deze steden qua structuur en samenstelling erg verschillen van de doorsnee gemeente is het bijgevolg interessant om te onderzoeken wat de inkomensongelijkheid precies beïnvloedt in deze steden. Daar komt nog eens bij dat op het Vlaams stedelijk niveau zich een hiaat voordoet wat betreft de inkomensongelijkheid.

Om de inkomensongelijkheid te meten, kunnen we gebruik maken van een aantal maatstaven, zoals de interkwartiel- of Gini-coëfficiënt. We hebben geprefereerd om de Gini-index te hanteren aangezien dit een aantal voordelen met zich meebrengt. Zo beschouwt de Gini-coëfficiënt de inkomens van de volledige populatie en wordt de coëfficiënt veel gebruikt o.w.v. zijn makkelijke interpreteerbaarheid. Concreet is de Gini-index een maatstaf tussen 0 en 1 waarbij 0 staat voor een perfecte gelijkheid (d.i. iedereen verdient even veel) en 1 voor een perfecte ongelijkheid. Het betreft in deze situaties echter uitersten, wat in de realiteit bijgevolg nooit zal voorkomen.

Wat betreft de inkomensongelijkheid in de Vlaamse centrumsteden, stellen we vast dat er een groot verschil optreedt tussen de Gini-coëfficiënt voor en na belastingen. De ongelijkheid na belastingen ligt een stuk lager waardoor we kunnen concluderen dat de belastingen een herverdelend effect uitoefenen op de verdeling van de inkomens. Dit vloeit voort uit het progressieve karakter van de belastingen in België. Het herverdelend effect van belastingen beschouwend, stellen we vast dat dit blijft toenemen tot 2000, waarna vanaf 2001 onder invloed van wijzigingen in de wet het herverdelend effect afneemt. Deze aanpassing van het belastingstelsel omvat o.m. het verlagen van het belastingtarief voor de onderste alsook voor de bovenste inkomens.

Wanneer we de inkomensongelijkheid op zich beschouwen, dan stellen we vast dat deze alleen maar is toegenomen in de loop der jaren. Zo steeg deze gemiddeld met maar liefst 20 % van 30.1 % in 1990 tot 36.7 % in 2008. Ongeacht het feit dat de ongelijkheid sterk is gestegen, blijkt dat in 2008 de rangorde qua ongelijkheid niet heel sterk gewijzigd is. Zo behoren Antwerpen, Gent en Leuven nog altijd tot de meest ongelijke steden waarbij Leuven er bovenuit steekt met een Gini-coëfficiënt van bijna 40 %. Ondanks de beperkte wijzigingen in de rangorde, zijn er toch een aantal steden die grote sprongen hebben gemaakt op de ranglijst. Zo behoorde Mechelen in 1990 tot de meer gelijke steden, maar blijkt dit in 2008 niet langer het geval te zijn.

Voor de onderzoeksopzet van deze masterproef hebben we ons gebaseerd op de paper van Bolton en Breau (2012). Hun studie onderzoekt namelijk de inkomensongelijkheid in de Canadese verstedelijkte gebieden en vertoont bijgevolg grote gelijkenissen met de Vlaamse situatie. Vandaar dat we geopteerd hebben om ook de OLS-en FE-methode toe te passen op de beschikbare gegevens. Aangezien de FE-methode rekening houdt met de entiteitspecifieke effecten (d.i. heterogene verschillen tussen de centrumsteden), opteren we ervoor om de significante resultaten van de FE-methode te bespreken.

Een aantal van de variabelen oefenen een positieve invloed uit op de Gini-coëfficiënt. Zo is de coëfficiënt van de eerste vertraging, de Gini-index in het voorgaande jaar, positief. Ongelijker geworden steden ondervinden van een stijging in de Gini-coëfficiënt ook in het daaropvolgende jaar nog de nadelige gevolgen. Deze steden komen dus als het ware in een straatje zonder einde terecht. Een andere variabele die een dualiserend effect heeft op de inkomensverdeling is de werkloosheidsgraad. Dit kunnen we mogelijk verklaren doordat mensen, van zodra ze in de werkloosheid terechtkomen, een uitkering ontvangen. Doorgaans ligt deze uitkering een stuk lager dan het gemiddelde loon in de centrumstad (Albrecht, 2007) met als gevolg dat de inkomensongelijkheid zal toenemen van zodra de werkloosheidsgraad stijgt.

Andere variabelen die de inkomensongelijkheid doen toenemen zijn de fiscale aangiften en het reële gemiddelde inkomen per capita. Bolton en Breau (2012) definiëren het gemiddelde inkomen als een maatstaf voor de economische ontwikkeling van de stad. Aangezien het een positieve coëfficiënt betreft, betekent dit dat de hogere inkomens meer profiteren van een stijging in het reële inkomen. Dit kan mogelijk verklaard worden door het feit dat Vlaanderen evolueert van een industrie- naar een kenniseconomie die hoog opgeleiden beter beloont (Albrecht, 2007). Waar we in Vlaamse context een positief effect concluderen van de werkloosheidsgraad, stellen we vast dat in de Canadese situatie zich net het omgekeerde fenomeen doet.

Dat we de bevindingen uit Angelsaksische context dus niet zomaar mogen vertalen naar Vlaanderen spreekt voor zich (Bircan, Hooghe, & Kayaoglu, 2009). Ook voor het migratiesaldo per capita blijkt dat in Vlaanderen zich het omgekeerde effect voordoet in vergelijking met Canada. Een stijging ervan doet de Gini-coëfficiënt in de Vlaamse centrumsteden afnemen, wat we mogelijk op de volgende manier kunnen verklaren: mensen in een stad denken dat het migratiesaldo positief gecorreleerd is met de criminaliteitsgraad. Door deze gedachtengang te combineren met het feit dat de rijke gezinnen gemakkelijker kunnen verhuizen zal dit bijgevolg een nivellering van de inkomensverdeling met zich meebrengen. Dit wordt overigens bevestigd doordat het gemiddelde inkomen in een centrumstad lager ligt dan het Vlaams gemiddelde (Bircan et al., 2009).

Daarnaast zijn er ook nog een aantal variabelen die in samenwerking met andere variabelen de inkomensongelijkheid beïnvloeden. Zo oefent de bevolkingsdichtheid een positieve impact uit van zodra een singlesgraad van 30 % wordt overschreden. De steden die er wat betreft het percentage singles bovenuit steken zijn Antwerpen en Leuven. Dit valt overigens niet te verwonderen aangezien het hier gaat om twee echte studentensteden waar sommige studenten blijven hangen na hun studies. Daar komt ook nog eens bij dat deze twee steden gekenmerkt worden door een

hoge bevolkingsdichtheid. Uit de wetenschappelijke literatuur blijkt dat dichtbevolkte gebieden een geliefkoosde vestigingsplaats zijn voor grote internationale ondernemingen. Die ondernemingen zullen hoogstwaarschijnlijk meer behoefte hebben aan hoger opgeleiden waardoor deze groep van mensen beter beloond zullen worden. Als gevolg hiervan zal de inkomenskloof dus verder toenemen.

Zoals eerder aangehaald hebben we ook de eerste vertraging opgenomen in het FE-model. Doordat we hierdoor een dynamisch model bekomen, brengt dit echter vertekeningen met zich mee wanneer we de OLS-methode of de gewone (statische) FE-methode toepassen. Vandaar dat ik, uit interesse, ook de dynamische FE-methode heb toegepast op de dataset. Uit dit model blijkt dat enkel de eerste vertraging, de werkloosheidsgraad, het reële inkomen per capita en de fiscale aangiften hun significantie behouden. Deze verschillen en de verklaring van de wisselwerking tussen deze variabelen en de Gini-coëfficiënt zijn dus zeker en vast voer voor verder onderzoek.

Inhoudsopgave

Woord vooraf	I
Samenvatting.....	III
Inhoudsopgave	VII
Lijst der figuren.....	XI
Lijst der tabellen	XII
1 Probleemstelling.....	1
2 Centrale onderzoeksvraag.....	3
3 Literatuurstudie	5
3.1 Het meten van de inkomensongelijkheid	5
3.1.1 De Lorenz-curve	5
3.1.2 De Gini-coëfficiënt.....	6
3.1.2.1 Berekening van de Gini-coëfficiënt.....	6
3.1.2.2 Voordelen van de Gini-coëfficiënt	7
3.1.2.3 Nadelen van de Gini-coëfficiënt	7
3.1.3 Conclusie	7
3.2 Inkomensongelijkheid in de OESO.....	8
3.2.1 De Belgische inkomensongelijkheid t.o.v. de andere OESO-landen	8
3.2.2 Verklarende factoren op internationaal niveau	9
3.2.3 Conclusie	9
3.3 Inkomensongelijkheid in stedelijke context	9
3.3.1 De spreiding van de inkomensongelijkheid op Vlaams gemeentelijk niveau.....	9
3.3.2 Verklarende factoren	10
3.3.2.1 De bevolkingsgrootte.....	11
3.3.2.2 Migratie en werkloosheid.....	11
3.3.2.3 Scholingsgraad en skills	12
3.3.2.4 Vrouwelijke participatiegraad	13
3.3.2.5 Economische structuur en situatie	13
3.3.2.6 Conclusie.....	14
3.4 De 13 Vlaamse centrumsteden.....	14
3.5 Fiscaliteit en zwarte economie	15
3.5.1 Fiscale statistieken	15

3.5.2	De zwarte economie	17
3.5.3	Conclusie	18
4	Methodologie	19
4.1	Beschrijvend onderzoek.....	19
4.2	Verklarend onderzoek.....	19
4.2.1	Cross-sectionele gegevens	19
4.2.1.1	Enkelvoudige lineaire regressie	19
4.2.1.2	Meervoudige lineaire regressie	20
4.2.1.3	Maatstaven voor een goede fit	21
4.2.1.4	Conclusie.....	22
4.2.2	Panel gegevens.....	22
4.2.2.1	De voordelen van panel gegevens.....	22
4.2.2.2	Het fixed-effects model	22
4.2.3	Econometrische problemen	24
4.2.3.1	Omitted variable bias	24
4.2.3.2	Multicollineariteit	24
4.2.3.3	Heteroscedasticiteit.....	25
4.2.3.4	Autocorrelatie.....	25
4.2.3.5	Conclusie.....	25
4.2.4	Beschrijving dataset	26
4.2.4.1	Afhankelijke variabele	26
4.2.4.2	Onafhankelijke variabelen	26
4.2.5	Het model.....	29
5	Beschrijvende deelvraag	31
5.1	Het herverdelend effect van belastingen.....	31
5.2	De spreiding van de Gini-coëfficiënt.....	32
5.2.1	Spreiding van de Gini-coëfficiënt in de Vlaamse centrumsteden	33
5.2.2	Gemiddelde toename van de Gini-coëfficiënt	34
5.2.3	Rangorde van de centrumsteden	34
5.2.4	Conclusie	36
6	Verklarende deelvraag.....	37
6.1	Het lineair regressiemodel	37
6.2	Het Fixed-Effects model	39
6.2.1	Verschilpunten tussen beide regressies.....	40
6.2.2	Bespreking van de regressieresultaten	40

6.2.2.1	Eerste vertraging	41
6.2.2.2	Werkloosheidsgraad	41
6.2.2.3	Migratiesaldo	42
6.2.2.4	Reëel gemiddeld inkomen per capita	42
6.2.2.5	Vergrijzingsgraad	43
6.2.2.6	Effect van de bevolkingsdichtheid in interactie met de singlesgraad.....	45
6.2.2.7	Effect van de singlesgraad in interactie met de bevolkingsdichtheid.....	46
6.2.2.8	Fiscale aangiften	47
6.2.2.9	Conclusie.....	48
6.2.3	Dynamisch fixed-effects model	48
6.2.3.1	Positieve Bias van de OLS-methode	49
6.2.3.2	Negatieve bias van de fixed-effects methode	49
6.2.3.3	Dynamische fixed-effects methode	50
7	Verder onderzoek	53
8	Conclusie	55
9	Lijst der geraadpleegde werken	57
10	Bijlagen	61

Lijst der figuren

Figuur 1: De Lorenz-curve	5
Figuur 2: Inkomensongelijkheid in de OESO	8
Figuur 3: Inkomensongelijkheid in de Vlaamse gemeenten	10
Figuur 4: De Vlaamse centrumsteden	15
Figuur 6: Herverdeling door de belastingen	31
Figuur 8: Inkomensongelijkheid in de jaren 1990 – 1999 – 2008	33
Figuur 9: verloop van de bevolkingsdichtheid over de jaren heen	46

Lijst der tabellen

Tabel 1: Het effect van een verandering in fiscale aangiften op de Gini-coëfficiënt	16
Tabel 2: Het effect van zwartwerk op de Gini-coëfficiënt	17
Tabel 3: Afhankelijke variabele	26
Tabel 4: Economische basisvariabelen	27
Tabel 5: Afgeleide economische variabelen	27
Tabel 6: Demografische basisvariabelen	27
Tabel 7: Afgeleide demografische variabelen	28
Tabel 8: Overige variabelen	28
Tabel 9: Gini-coëfficiënt in het jaar 1990 – 1999 – 2008	33
Tabel 10: Gemiddelde toename van de Gini-coëfficiënt	34
Tabel 11: Rangorde van de centrumsteden qua inkomensongelijkheid	35
Tabel 12: de Spearman correlatie	35
Tabel 13: twee lineaire regressiemodellen o.b.v. de OLS-methode	38
Tabel 14: De FE- en OLS-methode	40
Tabel 15: effect van de singlesgraad in interactie met de bevolkingsdichtheid	47
Tabel 16: De dynamische FE-methode	51

1 Probleemstelling

Dat de kloof tussen arm en rijk toenam in de afgelopen decennia valt niet te ontkennen. De laatste jaren zien we dat de inkomensongelijkheid steeds vaker het middelpunt vormt van de maatschappelijke debatten. In Amerika leidde dit tijdens de financiële crisis zelfs tot rellen en opstanden, voornamelijk aangevoerd door de 'Occupy Wall Street' beweging (Leroy, 2011; Lorenz, 1905). Zo verviervoudigden op 25 jaar tijd de inkomens van de top 1 %, terwijl het inkomen van de Amerikaanse jan-met-de-pet nagenoeg constant bleef (Rosenmai, 2012). Hoewel Vlaanderen gespaard bleef van rellen, blijkt ook hier dat de inkomensongelijkheid de afgelopen jaren sterk is toegenomen. Zo steeg de inkomensongelijkheid in Vlaanderen gedurende de periode 1990 t.e.m. 2008 met maar liefst 20%¹.

Hoewel er in een nationale en Vlaamse context al onderzoek is gevoerd naar de inkomensongelijkheid, stellen we vast dat er zich op het stedelijke niveau een hiaat situeert. In deze masterproef zullen bijgevolg de 13 Vlaamse centrumsteden het onderwerp van onderzoek vormen. Logischerwijs verschillen deze steden van de doorsnee Vlaamse gemeente, m.n. op demografisch en structureel vlak. Zo woont maar liefst een kwart van alle Vlamingen in één van de dertien centrumsteden, zijn grote industriële bedrijven vaak gevestigd in deze steden en beschikt bijna elke centrumstad wel over zijn eigen 'Little Italy' of 'China Town' (Bircan et al., 2009).

Op bestuurlijk vlak stelt de Vlaamse overheid tweejaarlijks een stadsmonitor op voor deze centrumsteden met als doel om de leefbaarheid en duurzaamheid te verifiëren (*Decreet tot vaststelling van de regels inzake de werking en de verdeling van het Vlaams stedenfonds*, 2002). Maar ook hier hebben de auteurs van deze stadsmonitor amper aandacht voor de inkomensongelijkheid in de centrumsteden, ondanks dat het toch een belangrijke factor betreft. Vandaar dat we in deze masterproef zullen trachten om dit hiaat op te vullen en te verklaren welke variabelen aan de basis liggen van veranderingen in de inkomensongelijkheid. Wanneer we de inkomensongelijkheid vanuit een andere invalshoek bekijken, kunnen er variabelen aan het licht komen die op nationaal vlak minder invloedrijk zijn, maar lokaal – in de centrumstad – wel een grote impact uitoefenen.

¹ Uitgedrukt a.d.h.v. de Gini-coëfficiënt voor belastingen.

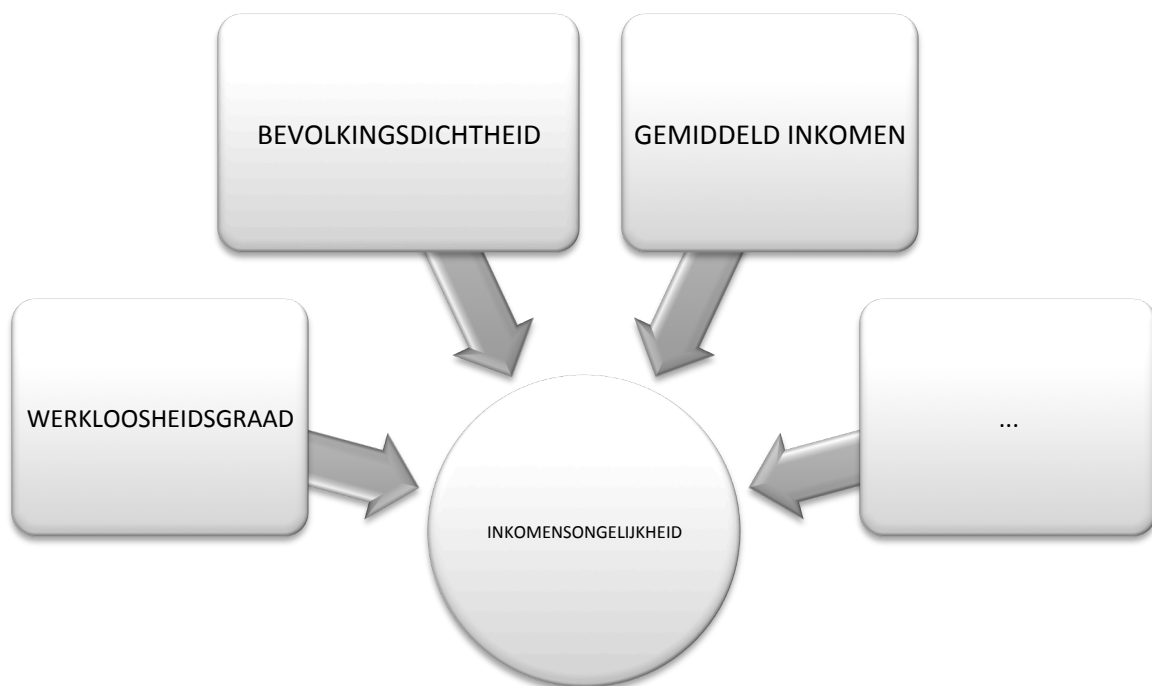
2 Centrale onderzoeksvraag

Is het mogelijk om kwantitatieve technieken te gebruiken voor de analyse van de veranderingen in de inkomensongelijkheid binnen de Vlaamse centrumsteden?

Om een antwoord te vinden op de centrale onderzoeksvraag van deze masterproef dienen we gebruik te maken van kwantitatieve technieken. Eens we een gepaste techniek gekozen hebben, kunnen we overgaan tot het analyseren en bespreken van de resultaten. Zo blijkt uit de academische literatuur dat o.m. de werkloosheidsgraad een significante impact uitoefent op de inkomensongelijkheid (Bolton & Breau, 2012). Net zoals Bolton en Breau (2012), zullen we de centrale onderzoeksvraag verder opsplitsen in twee deelvragen:

Deelvraag 1: Is het mogelijk om de verdeling van de inkomensongelijkheid in de 13 centrumsteden te beschrijven?

Deelvraag 2: Kan er een verklaring gegeven worden voor de verschillen in de inkomensongelijkheid in de Vlaamse verstedelijkte gebieden – de centrumsteden?



3 Literatuurstudie

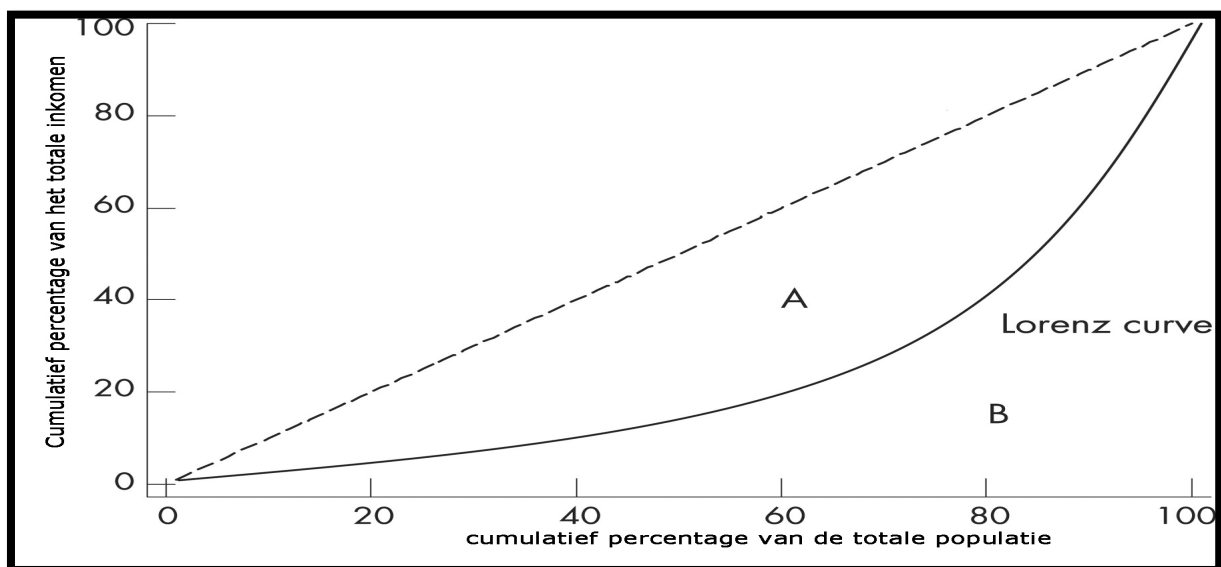
3.1 Het meten van de inkomensongelijkheid

Om de inkomensongelijkheid te meten, heeft men een aantal maatstaven ter beschikking. Gezien het feit dat de gegevens voor de inkomensongelijkheid gebaseerd zijn op de Gini-coëfficiënt, zullen we in dit deel van de literatuurstudie deze maatstaf bespreken. Deze maatstaf om de inkomensongelijkheid te meten is gebaseerd op de Lorenz-curve. Vandaar dat we eerst dit begrip zullen verklaren, waarna we vervolgens het verband leggen met de Gini-coëfficiënt.

3.1.1 De Lorenz-curve

Zoals aangehaald in de inleiding van dit hoofdstuk, is de Gini-coëfficiënt gebaseerd op de Lorenz-curve. Waar statistici tot aan het begin van de 20^{ste} eeuw mensen naargelang hun inkomen toewezen aan een bepaalde inkomensklasse, stelde Max Lorenz in 1905 vast dat deze methode ontoereikend was om de inkomensverdeling in een gebied te bespreken (Lorenz, 1905). Wanneer iemand, behorend tot de rijkste klasse, de loterij zou winnen, betekent dit dat deze persoon nog altijd tot dezelfde klasse zou behoren. Indien we echter kijken naar de algemene spreiding van de inkomens, stellen we vast dat er een grote herverdeling heeft plaatsgevonden. De loterijwinnaar vertegenwoordigt nu namelijk een veel groter deel van het totale inkomen. Vandaar dat Lorenz een methode heeft ontwikkeld die wel rekening houdt met veranderingen van de populatie en diens bijbehorende inkomensverdeling.

Deze methode ordent de populatie van klein naar groot naargelang hun inkomen. Hierdoor was Lorenz in staat om de verdeling van de inkomens grafisch op een eenvoudige manier voor te stellen: de Lorenz-curve (Gastwirth, 1972). Op de horizontale as krijgen we de geordende cumulatieve populatie, terwijl op de verticale as het bijbehorende cumulatieve inkomen wordt weergegeven. Beide assen worden procentueel uitgedrukt, waardoor we een curve krijgen die start in het punt (0,0) en eindigt in het punt (1,1).



Figuur 1: De Lorenz-curve

Deze grafische methode kunnen we ook op een mathematische manier voorstellen: Indien we een populatie n hebben, waarbij x_i' het inkomen is van i , en $x_0' \leq x_1' \leq \dots \leq x_n'$, dan kunnen we de Lorenz curve construeren door de punten $(h/n; L_h/L_n)$ te verbinden.

Waar $h = 1, 2, \dots, n$; $L_0 = 0$ en, $L_h = \sum_{i=1}^h x_i'$ is.

Alternatief kunnen we de Lorenz-curve op de onderstaande manier voorstellen:

$$L(y) = \frac{1}{\mu} \int_0^y x dF(x),$$

waar $F(x)$ de cumulatieve dichtheidsfunctie is van de geordende inkomens, en μ het gemiddeld inkomen is (Damgaard & Weiner, 2000).

De ongelijkheid van de inkomensverdeling in een maatschappij hangt af van de kromming van de Lorenz-curve. Om bijgevolg de ongelijkheid in te schatten wordt de Lorenz-curve vergezeld door de situatie waarbij er een perfecte inkomensverdeling optreedt. Concreet betekent dit het volgende: de armste tien procent vertegenwoordigen tien procent van het totale beschikbare inkomen, de armste twintig procent verdienen twintig procent van het totale beschikbare inkomen, enz. Hierdoor ontstaat er dus een rechte die begint in het nulpunt en eindigt in het punt $(1,1)$. In dit geval bedraagt de Gini-coëfficiënt 0. Bij het andere uiterste ontvangt één persoon het volledige beschikbare inkomen met als gevolg dat er een maximale ongelijkheid ontstaat (Gini-coëfficiënt = 1). Dus hoe verder de Lorenz-curve zich van deze gelijkheidslijn bevindt, hoe ongelijker de inkomensverdeling in de desbetreffende maatschappij bedraagt. De twee extreme situaties – perfecte inkomens(on)gelijkheid – komen in de realiteit echter nooit voor.

3.1.2 De Gini-coëfficiënt

Hoewel er tal van methodes voorhanden zijn om de inkomensongelijkheid te beschrijven, behoort de Gini-coëfficiënt tot een van de meest gebruikte en aanvaarde maatstaven. Het betreft namelijk een relatieve maatstaf, met een gemakkelijke interpreteerbaarheid als gevolg. In deze deelsectie behandelen we eerst het mathematische aspect waarna we de voor- en nadelen t.o.v. elkaar zullen afwegen.

3.1.2.1 Berekening van de Gini-coëfficiënt

Zoals eerder aangehaald, weten we dat de Gini-coëfficiënt afgeleid wordt van de Lorenz-curve. Vandaar dat we deze ongelijkheidsmaatstaf zowel op een grafische en algebraïsche manier kunnen berekenen (Gastwirth, 1972). Bij de grafische methode neemt men de verhouding tussen enerzijds het concentratiegebied (d.i. de oppervlakte tussen de perfecte gelijkheidslijn en de Lorenz-curve) en anderzijds het totale gebied onder de gelijkheidslijn (Dorfman, 1979). Algebraïsch definieerde Corrado Gini, waarnaar deze maatstaf vernoemd is, de coëfficiënt op de volgende wijze: De Gini-index is het rekenkundig gemiddelde voor de absolute verschillen, tussen alle mogelijke inkomensparen (Ceriani & Verme, 2011; Dalton, 1920). Algebraïsch wordt dit bijgevolg voorgesteld op de onderstaande manier:

$$Gini = \frac{1}{2n^2\mu} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j|$$

Bovenstaande formule en definitie in acht nemend, zien we dat deze definiëring geen rekening houdt met de ordening van de inkomens (dit i.t.t. de Lorenz-curve). Wanneer we hier echter wel rekening mee houden, dan kunnen we de oorspronkelijke formule omvormen tot de onderstaande formule (Dixon, Mitchell-Olds, Weiner, & Woodley, 1987):

$$G = \frac{1}{\mu n(n-1)} \sum_{i=1}^n (2i-n-1)x_i ,$$

met $i = 1, \dots, n$ (geordend naar inkomen) ; x_i als inkomen voor i ; μ = gemiddeld inkomen

3.1.2.2 Voordelen van de Gini-coëfficiënt

Uit de literatuur en de praktijk weten we dat de Gini-coëfficiënt een van de meest gebruikte maatstaven is wanneer er over de inkomensongelijkheid wordt gesproken. Dit vloeit namelijk voort uit het feit dat het een procentuele maatstaf betreft, die bijgevolg zeer eenvoudig te interpreteren is. Dit relatief aspect maakt dat onderzoekers beter in staat zijn om de inkomensongelijkheid in twee verschillende maatschappijen met elkaar te vergelijken. Daarnaast zorgt dit relatieve karakter bij het berekenen van de maatstaf ervoor dat de omvang of de welvarendheid van de populatie geen enkele rol speelt. Ten derde biedt de Gini-ongelijkheidsmaatstaf als grote voordeel dat het de inkomens van de volledige populatie in beschouwing neemt. Waar andere maatstaven, zoals de interkwartielcoëfficiënt, slechts rekening houden met een deel van de populatie, is dit bij de Gini-coëfficiënt niet het geval (Dixon et al., 1987).

3.1.2.3 Nadelen van de Gini-coëfficiënt

De Gini-coëfficiënt vormt dus een zeer handige tool om de inkomensongelijkheid te berekenen. Toch zijn er ook nadelen verbonden aan het gebruiken van de Gini-index. Hoewel het relatieve aspect van de index een aantal voordelen met zich meebrengt, hangt er desondanks een groot nadeel aan vast: ongeacht het feit dat twee maatschappijen een verschillende Lorenz-curve hebben, bestaat de kans dat het concentratiegebied in beide situaties 'toevallig' even groot is. Hierdoor krijgen we dezelfde Gini-coëfficiënt, terwijl de verdeling van de inkomens voor beide situaties toch verschilt (Damgaard & Weiner, 2000). Hoewel de Gini-index het makkelijker maakt om twee plaatsen met elkaar te vergelijken kan er toch een vertekening van de resultaten optreden. De coëfficiënt is namelijk niet in staat om te controleren voor de fiscale systemen die in beide gebieden gelden. Vandaar dat, ondanks de vereenvoudigde interpreteerbaarheid en vergelijkbaarheid, we de resultaten toch met nodige voorzichtigheid moeten behandelen (Damgaard & Weiner, 2000).

3.1.3 Conclusie

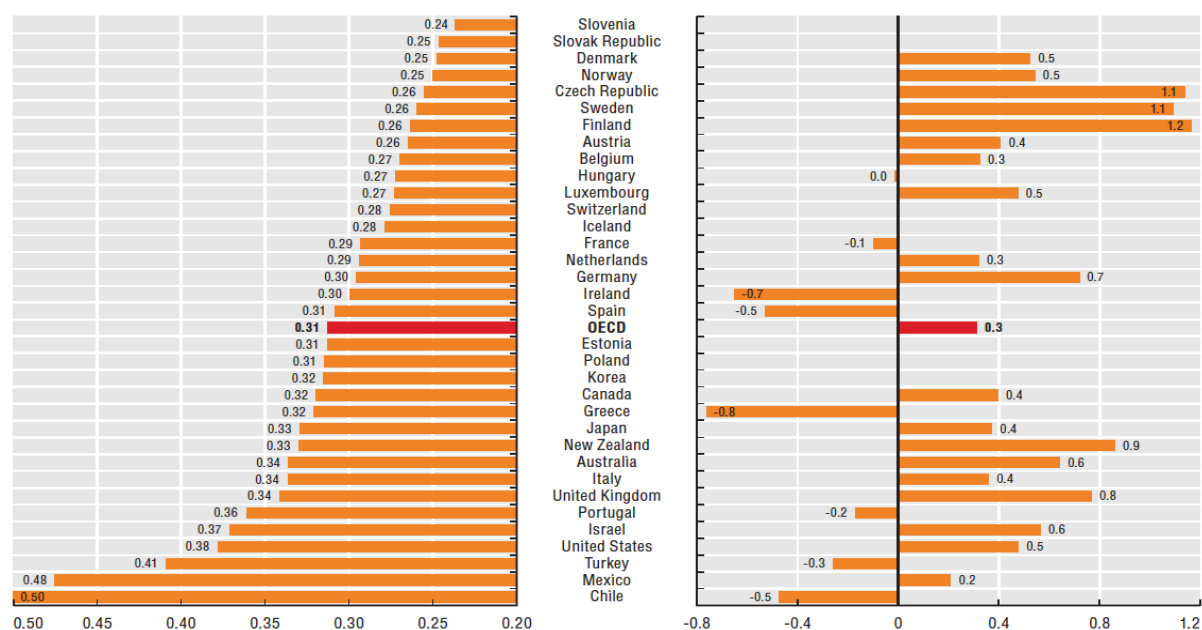
De voor- en nadelen in acht nemend, stellen we vast dat de Gini-coëfficiënt een geschikte maatstaf is om de inkomensongelijkheid in de verschillende centrumsteden te bespreken. Dit vloeit voornamelijk voort uit de makkelijke interpreteerbaarheid en de volledigheid van observaties. Daarnaast stelt het probleem m.b.t. de fiscaliteit zich niet, aangezien er op dit vlak tussen de behandelde centrumsteden nauwelijks verschillen te signaleren zijn. Concreet is de Gini-coëfficiënt een maatstaf tussen 0 en 1 waarbij 0 staat voor perfecte gelijkheid en 1 voor perfecte ongelijkheid.

3.2 Inkomensongelijkheid in de OESO

Hoewel we in deze eindverhandeling enkel de inkomensongelijkheid op het Vlaams stedelijk niveau beschouwen, is het toch interessant om de inkomensongelijkheid op internationaal vlak te bekijken. Vandaar dat we in deze sectie eerst nagaan hoe België presteert t.o.v. andere landen binnen de OESO-gemeenschap waarna we inzoomen op enkele verklarende factoren van de inkomensongelijkheid binnen de OESO².

3.2.1 De Belgische inkomensongelijkheid t.o.v. de andere OESO-landen

Om hun sociaal en economisch beleid te verbeteren, zijn 34 landen een samenwerkingsverband aangegaan. De OESO, het orgaan dat voortgevloeid is uit dit samenwerkingsverband, probeert een aantal socio-economische problemen aan te kaarten en hiervoor een oplossing te vinden. Vandaar dat deze instelling ook onderzoek doet naar de inkomensongelijkheid tussen de OESO-landen (FOD, 2013). Uit hun studies blijkt dat de gemiddelde inkomensongelijkheid, uitgedrukt a.d.h.v. de Gini-coëfficiënt, 31 % bedraagt. Met een Gini-coëfficiënt van 27 % presteert België³ merklijk beter dan het OESO-gemiddelde, ondanks de lichte jaarlijkse stijging van 0.3% die België kende van de inkomensongelijkheid in de periode 1990 – 2008 (B. Baltagi, 2005; Bral, Jacques, Schelfaut, Stuyck, & Vanderhasselt, 2011).



Figuur 2: Inkomensongelijkheid in de OESO

In hun studies deed de OESO enkele opvallende bevindingen m.b.t. de inkomensongelijkheid. Zo kwamen ze tot de vaststelling dat de rijkdom van een land positief gecorreleerd is met een evenwichtigere verdeling van de inkomens (overheid, 2013). Wat echter meer opvalt is dat de sterkste stijging van de inkomensongelijkheid zich voordeed tijdens de periodes van economische groei. Concreet betekent dit dat niet alle inkomensdecielen op dezelfde manier profiteren van de aanwezige groei (overheid, 2013).

² Organisatie voor Economische Samenwerking en Ontwikkeling.

³ Late 2000-jaren.

3.2.2 Verklarende factoren op internationaal niveau

Naast een beschrijving geven van de inkomensongelijkheid binnen de OESO-gemeenschap, heeft de organisatie ook getracht op de belangrijkste verklarende factoren te achterhalen. Wereldwijd kenden we de afgelopen decennia een explosieve ontwikkeling op het vlak van technologische ontwikkelingen en marktglobalisering. Dit zorgde ervoor dat de arbeidsvraag verschoof van laag opgeleide werknemers naar hoger opgeleiden. Door deze verschuiving zijn de hoger opgeleiden in verhouding tot de anderen meer gaan verdienen, met een verdere uitdieping van de inkomenskloof als gevolg (overheid, 2013). Ten tweede beïnvloedt ook de verandering van de algemene gezinssamenstelling de Gini-coëfficiënt. Zo worden de gezinnen alsmaar kleiner en neemt het aantal alleenstaanden alleen maar toe. Deze singles kunnen echter niet profiteren van gedeeld gebruik (d.i. een huis, auto, enz.) waardoor ze meer kosten hebben en dit bijgevolg de inkomensongelijkheid verder in de hand zal werken (overheid, 2013). In tegenstelling tot de voorgaande factoren zorgen de publieke geldstromen – de belastingen en sociale zekerheid – voor een afname van de inkomensongelijkheid. Voor België blijkt overigens dat het herverdelend effect van de belastingen hoger ligt dan het algemene OESO-gemiddelde (overheid, 2013).

3.2.3 Conclusie

Binnen de OESO-gemeenschap presteert België beter wat betreft de inkomensongelijkheid. Uit hun onderzoek blijkt dat een stijging van de Gini-index in de hand gewerkt wordt door enerzijds een veranderde gezinssamenstelling en anderzijds de globalisering van de economie. Belastingen hebben daarentegen een nivellerend effect op de verdeling van de inkomens binnen de OESO-gemeenschap.

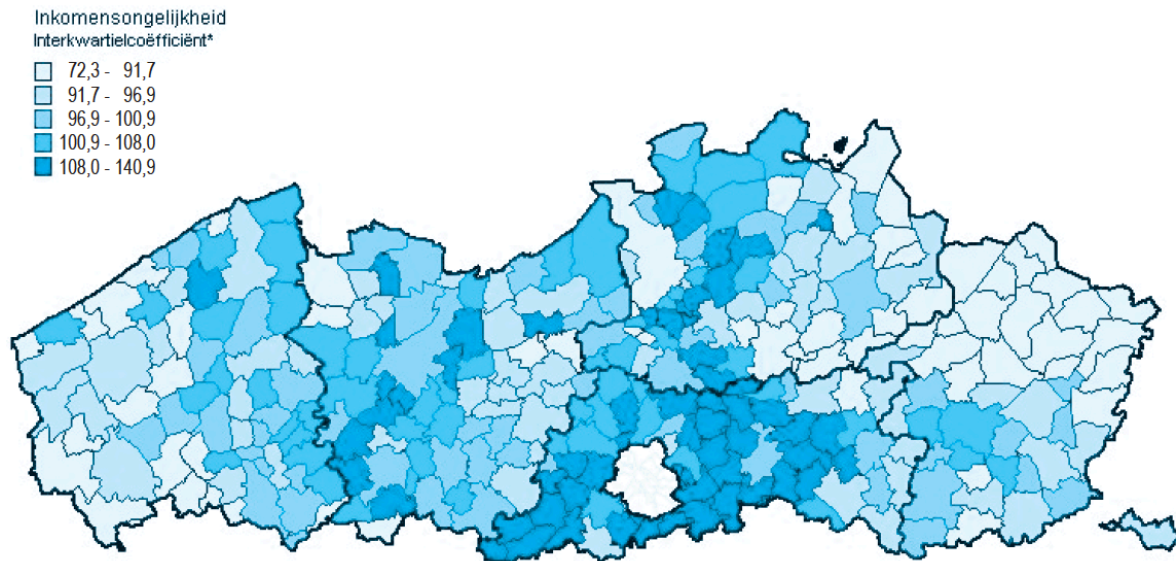
3.3 Inkomensongelijkheid in stedelijke context

Uit de academische literatuur blijkt dat er al uitvoerig onderzoek is gedaan naar de inkomensongelijkheid op nationaal en internationaal niveau. Aan de inkomensongelijkheid in de verstedelijkte gebieden hebben de onderzoekers nog maar nauwelijks aandacht geschonken. Vandaar dat een aantal onderzoekers getracht hebben om onderzoek te voeren naar de stedelijke inkomensongelijkheid in hun eigen thuisland (Bolton & Breau, 2012; Glaeser, Resseger, & Tobio, 2008). We schetsen eerst een beeld van de inkomensspreiding op het Vlaams gemeentelijk niveau waarna we een aantal mogelijke verklarende factoren van de inkomensongelijkheid zullen bespreken.

3.3.1 De spreiding van de inkomensongelijkheid op Vlaams gemeentelijk niveau

In de sociale staat van Vlaanderen, een rapport in opdracht van de Vlaamse overheid, wordt de spreiding weergegeven van de inkomensongelijkheid voor alle Vlaamse gemeenten. Gebruik makend van de onderstaande figuur, stellen we vast dat de grootsteden Antwerpen en Brussel zich profileren als dé economische polen binnen het Vlaamse landschap. De gemeenten rond deze steden worden namelijk gekenmerkt door een hoger mediaan inkomen in vergelijking met andere Vlaamse gemeenten (Bircan et al., 2009).

Waar het mediaan inkomen rond de centrumsteden zeer hoog ligt, blijkt uit de resultaten dat de centrumsteden zelf gekenmerkt worden door een veel lager mediaan inkomen. Dit fenomeen wordt veroorzaakt doordat de rijke bovenklasse het stadscentrum ontvlucht en zich vestigt in een van de randgemeenten (Cullen & Levitt, 1999). Hierdoor is het bovenste deciel minder sterk vertegenwoordigd in de stad met als gevolg dat deze stadsvlucht een afname van de inkomensongelijkheid met zich meebrengt. Net zoals in het OESO-rapport, komen de onderzoekers van deze studie tot dezelfde constatacie: gemeenten met de hoogste inkomens worden gekenmerkt door een gelijkere verdeling van de inkomens (Bircan et al., 2009; overheid, 2013).



Figuur 3: Inkomensongelijkheid in de Vlaamse gemeenten

Voor het uitvoeren van hun analyse maakten Bircan et al. (2009) geen gebruik van de Gini-coëfficiënt, maar wel van de interkwartielcoëfficiënt als relatieve maatstaf om de inkomensongelijkheid voor te stellen. De interkwartielcoëfficiënt is de verhouding van de interkwartielafstand t.o.v. het mediaan inkomen. Aangezien de interkwartielafstand niet de volledige populatie beschouwt, moeten we de bekomen resultaten uit het onderzoek met de nodige voorzichtigheid behandelen (Haffner & Heylen, 2009).

3.3.2 Verklarende factoren

In de voorgaande hoofdstukken werden kort een aantal factoren besproken die op nationaal en internationaal vlak samenhangen met de inkomensongelijkheid. Maar zoals meermaals werd aangehaald, verschillen steden zowel op economisch als demografisch vlak van het nationaal gemiddelde. Vandaar dat een aantal onderzoekers getracht hebben om een antwoord te formuleren op de volgende vraag: "Welke factoren hangen samen met veranderingen in de inkomensongelijkheid in een stedelijke context?" In deze deelsectie zullen we de gedane bevindingen en resultaten van verschillende onderzoeken beschouwen (Bolton & Breau, 2012; Glaeser et al., 2008).

3.3.2.1 De bevolkingsgrootte

Op demografisch vlak spelen de verstedelijkte gebieden een niet te onderschatten rol, aangezien een groot deel van de Vlaamse bevolking in en rond deze steden woont. Zo leven in Vlaanderen meer dan anderhalf miljoen mensen in een van de dertien centrumsteden (Roodman, 2006). Reeds in 1977 stelden onderzoekers vast dat de bevolkingsgrootte op een positieve manier samenhangt met de inkomensongelijkheid (Haworth, Long, & Rasmussen, 1977). Ook recenter onderzoek komt tot dezelfde vaststelling. Zo blijkt dat in een Canadese stedelijke context, de bevolkingsgrootte een van de weinige variabelen is die niet aan invloed heeft ingeboet. Integendeel zelfs, de impact van de bevolkingsgrootte verdrievoudigde er zelfs over een periode van tien jaar (1996 – 2006). Zo deed in 2006 een stijging van de bevolking met een procent de Gini-index toenemen met 0.9 %punt, tegenover slechts 0.3 %punt in 1996 (Bolton & Breau, 2012). Hierbij moeten we echter wel de opmerking maken dat de onderzoekers in deze studie de bevolkingsgrootte uitdrukten a.d.h.v. de (logaritme) van de werkende populatie en niet d.m.v. de totale bevolking.

3.3.2.2 Migratie en werkloosheid

Menig onderzoeker heeft reeds onderzoek gevoerd naar de relatie tussen de aanwezigheid van etnische minderheidsgroepen en de inkomensongelijkheid. Zo bestaat de hypothese dat het extern immigratiecijfer een neerwaartse druk uitoefent op het inkomensniveau van de desbetreffende regio (Bircan et al., 2009). Dit kunnen we verklaren doordat wanneer buitenlanders naar een Vlaamse stad of gemeente verhuizen, zij logischerwijs zullen terugvallen op het aanwezige netwerk van de eigen etnische groep of nationaliteit. Door de voordelen van dit netwerk op korte termijn, hebben migranten op lange termijn minder behoefte om een beroep te doen op de beschikbare faciliteiten van de lokale overheden. Dit zorgt ervoor dat ze achterop raken wat betreft hun opleiding met als gevolg dat de inkomenskloof t.o.v. de autochtone bevolking zal toenemen. Uit de resultaten, op het Vlaams gemeentelijk niveau, blijkt echter dat er geen significant verband bestaat tussen het aantal allochtonen en de inkomensongelijkheid (Bircan et al., 2009).

De resultaten, bekomen in de sociale staat van Vlaanderen, ontkrachten dus de hypothese dat gemeenten met een groter aantal buitenlanders per definitie een grotere inkomensongelijkheid vertonen. Toch wijzen niet alle studies in dezelfde richting. Zo stellen Bolton en Breau (2012) vast dat wat betreft de Canadese verstedelijkte gebieden het migratiecijfer wél positief gecorreleerd is met de inkomensongelijkheid. Als verklaring hiervoor stellen zij dat deze etnische groepen vaak te kampen krijgen met verschillende vormen van arbeidsmarktdiscriminatie, dit zowel op ruimtelijk als etnisch vlak. Hierdoor moeten allochtonen, in vergelijking met autochtonen, veel meer barrières overwinnen om hetzelfde loon te verdienen (Bolton & Breau, 2012). Wat in het onderzoek van Bolton en Breau (2012) echter opvalt, is dat de impact van het migratiecijfer op de inkomensongelijkheid in de loop der jaren sterk is afgenomen.

Hoewel de onderzoekers van de studie op het Vlaams gemeentelijk niveau geen verband signaleren tussen het migratiecijfer en de inkomensongelijkheid, stellen ze wel vast dat het aantal allochtonen op een positieve manier samenhangt met de werkloosheidsgraad. Wanneer een groep migranten naar een andere gemeente of stad verhuist, zal op die plaats het aanbod aan werknemers met een

bepaald 'skill-niveau' ⁴ toenemen. Indien de vraag naar dit type arbeiders minder snel groeit dan het aanbod ervan, dan zal een deel van deze groep migranten in de werkloosheid terechtkomen (Bircan et al., 2009). Wanneer personen in de werkloosheid terechtkomen, worden ze afhankelijk van een uitkering. Uit de praktijk blijkt echter dat deze uitkeringen niet evenredig mee zijn geëvolueerd met de loonevoluties in de privésector. Dit fenomeen, gecombineerd met het feit dat mensen in de werkloosheid minder verdienen dan de gemiddelde Vlaming, zorgt ervoor dat een stijging van de inkomensongelijkheid in de hand wordt gewerkt (Albrecht, 2007). Waar voor de invloed van het migratiecijfer op de inkomensongelijkheid er geen eenduidige consensus blijkt onder de academici, is dit voor het effect van de werkloosheidsgraad wél het geval (Bolton & Breau, 2012). Dit verklaren zij door het feit dat in een periode met een stijgende werkloosheid, de bevolking op economisch vlak kwetsbaarder is. De meest kwetsbare personen zullen bijgevolg het meeste inboeten op hun inkomen (Erksoy, 1994).

Uit de studie op het Vlaams gemeentelijk niveau blijkt dat het immigratiecijfer op een positieve manier samenhangt met de werkloosheidsgraad. Hierdoor vermoeden de onderzoekers dat er een indirect verband bestaat tussen de immigratie en de inkomensongelijkheid. Concluderend kunnen we dus stellen dat, afhankelijk van de gebruikte studie, immigratie en/of de werkloosheidsgraad een positief effect uitoefent op de inkomensongelijkheid (Bircan et al., 2009; Bolton & Breau, 2012).

3.3.2.3 Scholingsgraad en skills

Dat de scholingsgraad een belangrijke invloed uitoefent op het inkomen spreekt voor zich. Scholing en opleiding stellen mensen in staat om bepaalde vaardigheden te ontwikkelen waarvoor ze op de arbeidsmarkt beloond zullen worden. Hoe hoger het niveau van hun vaardigheden, hoe groter de kans op een hoger loon. Zoals eerder aangehaald, hebben mensen het moeilijker om een goed loon te ontvangen, wanneer ze niet optimaal gebruik maken van de geboden kansen, met name op het vlak van onderwijs (Bircan et al., 2009). Toch wijzen de resultaten, bekomen in diverse onderzoeken, niet allemaal in dezelfde richting.

Enerzijds toont het onderzoek van Bolton en Breau (2012) aan dat de scholingsgraad zorgt voor een nivellering van de inkomensverdeling in de Canadese verstedelijkte gebieden. Hierbij moeten we echter wel de opmerking maken dat slechts voor één jaar van hun onderzoek het effect van de scholingsgraad op de Gini-coëfficiënt significant blijkt te zijn⁵.

Voor de Amerikaanse verstedelijkte gebieden toont onderzoek aan dat, afhankelijk van het behaalde diploma de inkomensongelijkheid op een andere manier wordt beïnvloed. In deze studie wordt er een onderscheid gemaakt tussen enerzijds mensen met een diploma middelbaar onderwijs en anderzijds met een diploma hoger onderwijs (Glaeser, 2004; Glaeser et al., 2008). Zo toont de studie aan dat de graad van mensen met een diploma middelbaar onderwijs een verzachtend effect uitoefent op de Gini-coëfficiënt. De ratio van de hoger opgeleiden zorgt er op zijn beurt dan weer

⁴ Hierbij maken we de assumptie dat deze groep migranten over een homogeen skill-niveau beschikken (meer bepaald laaggeschoold).

⁵ Hun onderzoek bestaat uit drie cross-sectionele onderzoeken (voor de jaren 1996 – 2000 – 2006) en twee panel-data regressies (Bolton & Breau, 2012).

voor dat de inkomensongelijkheid net wel in de hand wordt gewerkt. Wanneer we deze bevindingen doortrekken naar de Vlaamse economie, die stilaan evolueert naar een kenniseconomie voor hoogopgeleiden, verwachten we voor de Vlaamse centrumsteden hetzelfde resultaat (Albrecht, 2007; Glaeser, 2004).

De resultaten van diverse onderzoeken leveren dus geen eenduidig antwoord op de vraag of de scholingsgraad en de vaardigheden van mensen samenhangen met een verandering van de inkomensongelijkheid. Waar Bolton en Breau (2012) een verzachtend effect van de scholingsgraad signaleerden, kwam Glaeser (2004) tot de vaststelling dat de ratio hoog opgeleiden een vergrotend effect uitoefent op de inkomensongelijkheid.

3.3.2.4 Vrouwelijke participatiegraad

In de twintigste eeuw nam het aantal vrouwen dat toetrad tot de arbeidsmarkt spectaculair toe (Baum, 2013b; M. Flannery & K. Hankins, 2013). Hierdoor waren vrouwen in staat om te voorzien in hun eigen onderhoud en bijgevolg niet meer afhankelijk van hun echtgenoot en/of een uitkering. Onderzoek toont logischerwijs aan dat de vrouwelijke participatiegraad een verzachtend effect uitoefent op de inkomensongelijkheid (Bolton & Breau, 2012).

3.3.2.5 Economische structuur en situatie

Steeds vaker krijgen West-Europese landen ten gevolge van de globalisering van de economie te maken met sluitingen en verhuizingen van fabrieken naar landen met lagere loonlasten. Zo kende Vlaanderen achtereenvolgens de sluitingen van Renault Vilvoorde en Opel Antwerpen (Bond, 2002). Daar komt in 2014 ook nog eens de sluiting van Ford Genk bovenop. Doordat de economische structuur van een stad wijzigt, zal bijgevolg ook de inkomensongelijkheid op een andere manier beïnvloed worden.

In Vlaanderen kende het aantal (en percentage) tewerkgestelden in de industriële sector in de twintigste eeuw een gestage daling. Deze trend zal zich de komende jaren alleen maar voortzetten (De Grauwe, 2003). Het werkloosheidscijfer blijft nagenoeg constant, wat inhoudt dat de industriële werknemers opnieuw een job vinden in andere sectoren. Niet alleen op internationaal niveau verandert de economie, ook op stedelijk niveau doet zich dit fenomeen voor (Duranton, 2007; Findeisen & Südekum, 2008). Onderzoek wijst overigens uit dat in Amerika de steden met een hoger opgeleid menselijk kapitaal beter presteren dan de steden met een meer beperkt menselijk kapitaal (Glaeser, 2004). Zoals eerder aangehaald evolueert ook Vlaanderen naar een kenniseconomie die eerder hoog opgeleide werknemers vereist. Laag geschoolden zijn bijgevolg verplicht om een job te zoeken in het spoor van deze kenniseconomie (Albrecht, 2007). Door het grote verschil in beloning zal de inkomenskloof de komende jaren alleen maar toenemen.

Daarnaast wijst onderzoek van Bolton en Breau uit dat in Canada het percentage, werkzaam in de secundaire sector, een matigend effect uitoefent op de inkomensongelijkheid (Bolton & Breau, 2012; Breau, 2007). Ook dit fenomeen uit zich niet alleen op nationaal niveau, maar ook op stedelijk niveau. Wanneer we deze bevindingen combineren met de wijziging van de economische structuur, zal dit nadelige gevolgen voor de inkomensongelijkheid met zich meebrengen (Albrecht,

2007; Glaeser, 2004). Hoe minder mensen tewerkgesteld worden in de secundaire sector, hoe kleiner het verzachtend effect ervan zal zijn op de Gini-coëfficiënt.

De economische structuur van een stad zegt echter weinig over de welvaart ervan. Om de economische welvaart van een stad in te schatten, maken Bolton en Breau (2012) gebruik van het mediaan inkomen als variabele. Hun onderzoek blijkt echter geen eenduidige resultaten op te leveren. In de eerste twee jaren van hun studie treedt er een verzachtend effect op, terwijl in het laatste jaar het mediaan inkomen geen significante invloed blijkt te hebben op de Gini-coëfficiënt. Bolton en Breau (2012) wijten dit fenomeen aan het feit dat de lonen van het bovenste percentiel veel sterker zijn gestegen dan deze van de andere percentielen. Hierdoor wordt het verzachtend effect van het mediaan inkomen weggewerkt, of zelfs omgekeerd (Bolton & Breau, 2012).

Verschillende onderzoeken tonen aan dat de economische structuur van een stad wel degelijk een invloed uitoefent op de inkomensverdeling. Zo zorgt het verdwijnen van de industriële sector en de evolutie naar een kenniseconomie ervoor dat de inkomenskloof groter zal worden. De economische situatie van een stad oefent daarentegen een verzachtend effect uit op de inkomensongelijkheid. Maar de invloed van deze variabele kan op termijn omkeren, met name wanneer het loon van de rijken veel sterker is gestegen, in vergelijking met de lonen van de andere inwoners.

3.3.2.6 Conclusie

Wat betreft de inkomensongelijkheid op stedelijk niveau, blijkt uit onderzoek dat er tal van variabelen zijn die mogelijk samenhangen met een verandering van de inkomensongelijkheid. Zo blijkt dat de bevolkingsgrootte de inkomenskloof doet toenemen, en dat het effect ervan in de loop der jaren alleen maar is toegenomen. Daarnaast werken ook de werkloosheidsgraad, het migratiecijfer en het percentage hoog opgeleiden een hogere inkomensongelijkheid in de hand. In de literatuur stelt men vast dat er echter ook variabelen zijn die een nivellerend effect uitoefenen op de inkomensverdeling. Zo zorgen de vrouwelijke participatiegraad, het percentage met een diploma middelbaar onderwijs en het percentage tewerkgesteld in de secundaire sector, ervoor dat de inkomensongelijkheid in een stad afneemt.

3.4 De 13 Vlaamse centrumsteden

Het Vlaamse gewest bestaat uit een groot aantal steden, maar sommige van deze steden vertolken een centralere rol binnen hun regio. Vandaar dat de Vlaamse overheid een decreet m.b.t. de verdeling van het beschikbare stedenfonds uitvaardigde om de leefbaarheid en het draagvlak van deze steden te verhogen (*Decreet tot vaststelling van de regels inzake de werking en de verdeling van het Vlaams stedenfonds*, 2002). Het decreet stelt dat het fonds zich enerzijds moet richten op de twee grootsteden Antwerpen en Gent, en anderzijds op een aantal andere steden die binnen hun regio een centralere rol vervullen. De andere Vlaamse centrumsteden zijn Turnhout, Mechelen, Aalst, Sint-Niklaas, Roeselare, Kortrijk, Oostende, Brugge, Hasselt en Genk. De centrale rol van deze steden vloeit voort uit een aantal functies, die we in dit hoofdstuk achtereenvolgens zullen bespreken.

1. Antwerpen
2. Turnhout
3. Mechelen
4. Hasselt
5. Genk
6. Gent
7. Sint-Niklaas
8. Aalst
9. Leuven
10. Brugge
11. Oostende
12. Roeselare
13. Kortrijk



Figuur 4: De Vlaamse centrumsteden

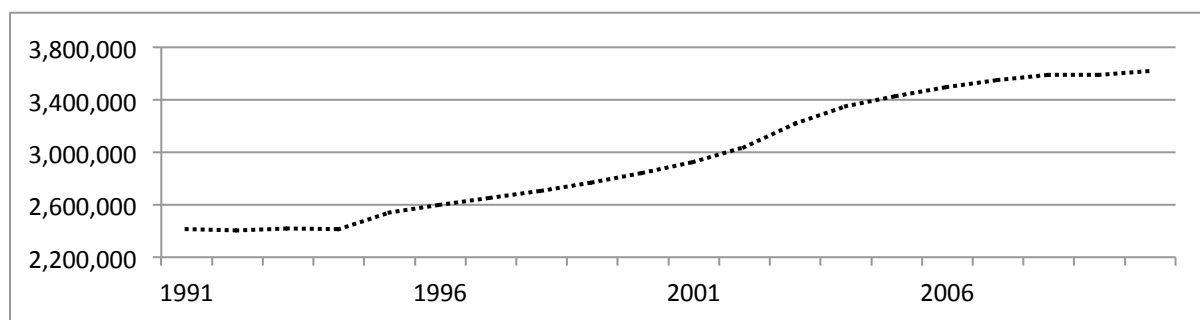
Zo bestaat een eerste centrumfunctie eruit dat de stad niet alleen diensten voorziet voor de eigen inwoners, maar ook voor mensen van buiten de stadsgrenzen. Doorgaans vervullen deze diensten een ontspannende functie. Zo beschikken deze centrumsteden vaak over een eigen stedelijk zwembad of een groot cultureel centrum (Leroy, 2011). Een tweede functie die de centrale rol van een stad versterkt, komt voort uit de aanwezigheid van dienstverlening en activiteiten, die niet georganiseerd worden door het stadsbestuur zelf. Hieronder verstaan we o.m. de aanwezigheid van een regionaal ziekenhuis, een universitaire campus of een groot industrieel bedrijf zoals Ford Genk dat tewerkstelling biedt aan mensen vanuit de hele omliggende regio. Een derde en laatste centrumfunctie vloeit voort uit het feit dat sommige centrumsteden een bepaalde aantrekkingskracht uitoefenen op mensen van een bepaalde etnische groep of nationaliteit (Leroy, 2011).

3.5 Fiscaliteit en zwarte economie

Zoals eerder aangehaald brengt het gebruik van de Gini-coëfficiënt een aantal moeilijkheden met zich mee. Zo kan er vertekening optreden ten gevolge van het gebruik van de fiscale statistieken en is het zeer moeilijk om de zwarte economie in kaart te brengen. In deze sectie zullen we beide problematieken achtereenvolgens bespreken.

3.5.1 Fiscale statistieken

In deze eindverhandeling drukken we de inkomensongelijkheid uit a.d.h.v. de Gini-coëfficiënt. Deze index is gebaseerd op de fiscale aangiften. Onder invloed van o.a. een verandering in de wetgeving, kende Vlaanderen de afgelopen jaren een sterke stijging van het aantal fiscale aangiften (Horemans, Pintelon, & Vandenbroucke, 2011). Zo steeg in de periode 1990 – 2010 dit aantal met maar liefst 50 % tot meer dan 3,5 miljoen aangiften per jaar.



Figuur 5: Het aantal fiscale aangiften

Deze verandering zal logischerwijs de inkomensongelijkheid in een centrumstad beïnvloeden, want afhankelijk van waar deze nieuwe aangiften terechtkomen in de inkomensverdeling zal dit de Gini-coëfficiënt op een andere manier beïnvloeden. Wanneer de nieuwe aangiften gelijk zijn aan het gemiddelde, dan zorgt dit ervoor dat de inkomensongelijkheid afneemt (Albrecht, 2007). Maar uit onderzoek blijkt dat deze nieuwe aangiften zich voornamelijk situeren in de onderste inkomenspercentielen. Als een eerste oorzaak van dit fenomeen stellen we vast dat er een grote groep schoolverlaters, die voor de eerste keer een belastingaangifte moet doen, de arbeidsmarkt heeft betreden. Aangezien zij nog niet over voldoende ervaring en anciënniteit beschikken ligt het loon van deze starters doorgaans veel lager. Als tweede verklarende element blijkt dat Vlaanderen – en bij uitbreiding België – te maken krijgt met een stijgend aantal eenoudergezinnen. Deze stijging wordt voornamelijk veroorzaakt door de drastische stijging van het aantal echtscheidingen, waardoor mensen bijgevolg meer tijd moeten steken in hun gezin (Albrecht, 2007; Corijn, 2011). Om de gevolgen van beide oorzaken op de Gini-coëfficiënt beter voor te stellen, schetsen we dit a.d.h.v. een rekenkundig voorbeeld.

Populatie	Gezin A	Gezin B	Gezin C	Gezin D	Gezin E	Gezin F	Gini-index
Situatie 1	€ 10000	€ 25000	€ 22500	€ 60000	€ 28000		29.00 %
Situatie 2	€ 10000	€ 25000	€ 22500	€ 60000	€ 28000	€ 12500	31.54 %
Situatie 3	€ 10000	€ 12500	€ 22500	€ 65000	€ 30000	€ 12500	35.11 %

Tabel 1: Het effect van een verandering in fiscale aangiften op de Gini-coëfficiënt

In tabel 1 voeren we twee simulaties uit, vertrekkende van de referentietoestand in situatie 1. De Gini-coëfficiënt in deze situatie bedraagt 29 %. Wanneer we simuleren dat er een schoolverlater tot de arbeidsmarkt toetreedt – situatie 2 – en bijgevolg in de onderste inkomensklasse terechtkomt, stellen we vast dat de inkomensongelijkheid toeneemt tot 31.54 %. In situatie 3 simuleren we dan

weer wat er gebeurt met de inkomensongelijkheid indien een aangifte⁶ (van gezin B) wordt opgesplitst, bijvoorbeeld ten gevolge van een echtscheiding (Albrecht, 2007; Corijn, 2011). Ook uit deze simulatie blijkt dat opnieuw de Gini-coëfficiënt verder zal toenemen (tot 35.11 %), wat de gedane bevindingen dus ondersteunt.

3.5.2 De zwarte economie

"Bij een op de drie controles van de Sociale Inlichtings- en Opsporingsdienst in 2012 werd zwartwerk vastgesteld." (Belga, 2012)

Dat in België de zwarte economie een belangrijke rol speelt, is algemeen geweten. Zo kent iedereen wel iemand die ergens 'in het zwart' bijklust. Zwartwerk is zo sterk ingeburgerd in onze cultuur dat we op internationaal niveau zelfs tot de koplopers behoren wat betreft de mate waarin er fraude wordt gepleegd. Zo schatten onderzoekers de ontdoken loonmassa in België op maar liefst zes procent (Baeyens, Pacolet, Perelman, & Pestieau, 2007).

Wanneer iemand in het zwart bijverdient, dan zal het totale inkomen waarover deze persoon beschikt hoger liggen dan zijn 'wit loon'. Afhankelijk van de loonschaal waartoe hij oorspronkelijk behoorde, zal dit bijgevolg de inkomensongelijkheid op een andere manier beïnvloeden: indien de zwartwerker onder de laagste inkomensklassen valt, zoals iemand met een uitkering, dan zal zijn totale loon dicht bij het gemiddeld inkomen liggen met een daling van de inkomensongelijkheid als gevolg. Wanneer het echter iemand betreft die tot de bovenste inkomensklassen behoort, dan zal dit logischerwijs een hogere inkomensongelijkheid in de hand werken (Albrecht, 2007). Om de twee situaties te verduidelijken en het effect op de inkomensongelijkheid te verklaren, maken we opnieuw gebruik van een concreet rekenkundig voorbeeld (tabel 2).

Populatie	Gezin A	Gezin B	Gezin C	Gezin D	Gezin E	Gini-index ⁷
Situatie 1	€ 10000	€ 25000	€ 22500	€ 60000	€ 28000	29.00 %
Situatie 2	€ 15000	€ 25000	€ 22500	€ 60000	€ 28000	25.38 %
Situatie 3	€ 10000	€ 12500	€ 22500	€ 65000	€ 28000	30.70 %

Tabel 2: Het effect van zwartwerk op de Gini-coëfficiënt

Opnieuw vergelijken we de twee gevallen met de referentietoestand uit situatie 1. Wanneer iemand uit de onderste inkomenslagen door middel van zwartwerk meer gaat verdienen, zal dit samengaan met een afname van de inkomensongelijkheid⁸. Zo neemt de Gini-coëfficiënt in situatie 2 af tot

⁶ We splitsen de aangifte van gezin B op, aangezien we veronderstellen dat na een echtscheiding de inkomens in de onderste inkomenspercentielen terecht komen. Hiervoor baseren we ons op de bevindingen van Albrecht (2007).

⁷ Voor de berekeningen van de Gini-coëfficiënt maken we gebruik van een rekenblad (Rosenmai, 2012).

⁸ Zolang het totale loon wat de zwartwerker ontvangt, lager ligt dan het gemiddelde inkomen. Anders zal dit een stijging van de inkomensongelijkheid met zich meebrengen. We maken echter de assumptie dat deze persoon niet dusdanig veel gaat kunnen bijverdienen in het zwart zodat deze situatie zich voordoet.

slechts 25.38 %. Wanneer we echter het omgekeerde nagaan – iemand uit de bovenste inkomenspercentielen verdient bij in het zwart – blijkt dat dit een stijging van de Gini-coëfficiënt met zich meebrengt. Zo neemt de Gini-coëfficiënt in situatie 3 toe tot 30.70 %. Deze resultaten ondersteunen bijgevolg de gedane hypothesen m.b.t. de invloed van zwartwerk op de inkomensongelijkheid (Albrecht, 2007).

3.5.3 Conclusie

Albrecht (2007) stelt dat er een aantal beperkingen verbonden zijn aan het hanteren van de Gini-coëfficiënt. Zo blijkt dat de Gini-index op een kunstmatige manier wordt beïnvloed wanneer het aantal fiscale aangiften sterk stijgt. Deze stijging valt onder meer te wijten aan het toenemend aantal eenoudergezinnen en een grote groep schoolverlaters die tot de arbeidsmarkt toetreden. Daarnaast kunnen we de zwarte economie, die in België een belangrijke rol speelt, zeer moeilijk kwantificeren. Hierdoor geldt ook het zwartwerk als een beperkende factor voor het berekenen van de inkomensongelijkheid. Afhankelijk van welke inkomensklassen het meest profiteren van het zwartwerk, zal dit de Gini-coëfficiënt doen stijgen of dalen (Albrecht, 2007; Baeyens et al., 2007; Rosenmai, 2012).

4 Methodologie

Uit de literatuurstudie weten we wat centrumsteden zijn, welke maatstaf we kunnen gebruiken om de inkomensongelijkheid te meten en welke variabelen mogelijk samenhangen met deze inkomensongelijkheid. Voor deze masterproef hebben we de paper van Bolton en Breau (2012) als uitgangspunt genomen. Vandaar ook dat we de centrale onderzoeksvraag hebben opgesplitst in deelvragen, waarvoor we afhankelijk van de gestelde deelvraag een andere methodologie zullen hanteren. Deze methodologieën zullen we achtereenvolgens bespreken voor het beschrijvend en verklarend onderzoek.

4.1 Beschrijvend onderzoek

In het beschrijvend onderzoek zullen we de spreiding en de toename bespreken van de Gini-coëfficiënt tussen de verschillende centrumsteden over de jaren heen. Aangezien de Gini-coëfficiënt zowel voor als na belastingen berekend kan worden, zullen we daarom ook het herverdelend effect van de belastingen bespreken. Daarnaast is het ook interessant om na te gaan of de steden die in het begin van de jaren negentig de grootste gelijkheid vertoonden, ook in 2008 nog altijd de ranglijst aanvoeren. Hiervoor zullen we gebruik maken van de Spearman-correlatie-maatstaf.

4.2 Verklarend onderzoek

Om na te gaan welke variabelen een significante invloed uitoefenen op de Gini-coëfficiënt, dienen we gebruik te maken van een econometrisch model. Om zo een verklarende analyse uit te voeren zijn er een aantal econometrische modellen voorhanden, waaruit we het meest geschikte model zullen toepassen in deze masterproef. Eerst bespreken we het econometrisch model dat gebruik maakt van de OLS-methode waarna we vervolgens de fixed-effects-methode zullen bespreken.

4.2.1 Cross-sectionele gegevens

Onder cross-sectionele of transversale gegevens verstaan we gegevens die verzameld zijn voor meerdere variabelen voor een welbepaald tijdsmoment (Gujarati, 2004). Hierop kunnen we dan een lineaire regressie met één regressor (d.i. één verklarende variabele) of meerdere regressoren loslaten. Deze twee methodes zullen we achtereenvolgens behandelen.

4.2.1.1 Enkelvoudige lineaire regressie

Zoals we in de inleiding van dit hoofdstuk hebben aangegeven, kunnen we op cross-sectionele gegevens een lineaire regressie loslaten. Dit model wordt algebraïsch op de onderstaande manier voorgesteld:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + u_i \quad (1)$$

Met	$i = 1, \dots, n;$	β_1 = richtingscoëfficiënt van de regressor;
	Y_i = observatie i afhankelijke variabele;	β_0 = constante;
	X_i = observatie i onafhankelijke variabele;	u_i = error term

Om de regressiecoëfficiënten β_0 en β_1 te schatten, maakt deze regressie gebruik van de Ordinary Least Squares (OLS) methode. Met deze methode wordt de kwadratische afwijking tussen de geobserveerde en geschatte waarden geminimaliseerd, waardoor de regressielijn op de best mogelijke manier wordt 'gefit'. Om de OLS-methode te kunnen hanteren, moeten we echter aan drie assumpties voldoen (Stock & Watson, 2011):

$$E(u_i|X_i) = 0, \text{ en} \quad (a)$$

$$(X_i; Y_i) \text{ zijn onafhankelijk en identiek verdeeld, en} \quad (b)$$

$$0 < E(X_i^4) < \infty \text{ en } 0 < E(Y_i^4) < \infty \quad \text{voor } i = 1, \dots, n \quad (c)$$

De eerste assumptie houdt in dat de foutterm, die de niet-opgenomen factoren bevat, de gemiddelde waarde van de afhankelijke variabele Y *niet* op een systematische manier beïnvloedt. Het model veronderstelt dus dat er geen correlatie bestaat tussen de error term en de afhankelijke variabele Y . De tweede assumptie stelt dat de gegevens gekozen zijn uit een willekeurige steekproef, onafhankelijk van elkaar. De laatste OLS-assumptie zorgt ervoor dat uitschieters (dit zijn observaties van X en Y die ver buiten het aanvaardbaar bereik liggen) onwaarschijnlijk zijn (Gujarati, 2004; Stock & Watson, 2011). Wanneer er aan deze assumpties voldaan wordt, kunnen we de OLS-methode gebruiken om een goede schatting te maken van de coëfficiënten in een enkelvoudige lineaire regressie.

4.2.1.2 Meervoudige lineaire regressie

De situatie met slechts één verklarende variabele, komt in de realiteit echter zelden voor. Doorgaans zijn er meerdere variabelen aanwezig die een significante invloed uitoefenen op de afhankelijke variabele, waardoor de eerste OLS-assumptie, $E(u_i|X_i) = 0$, vervalt. Hierdoor zal er vertekening optreden bij het schatten van de coëfficiënten a.d.h.v. de OLS-methode. Door dit enkelvoudig model uit te breiden naar een model met meerdere potentiële verklarende variabelen, kunnen we meer betrouwbare schattingen maken. We stellen het meervoudig model op de volgende manier voor (Stock & Watson, 2011):

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i \quad (2)$$

Met

$$i = 1, \dots, n; \quad \beta_1 = \text{richtingscoëfficiënt van de regressor};$$

$$k = \text{aantal regressors}; \quad \beta_0 = \text{constante};$$

$$Y_i = \text{observatie } i \text{ afhankelijke variabele}; \quad u_i = \text{error term}$$

$$X_{ki} = \text{observatie } i \text{ onafhankelijke variabele } k;$$

Ook dit model maakt gebruik van de OLS-methode om de optimale regressiecoëfficiënten te schatten, wat inhoudt dat er opnieuw een aantal assumpties opgesteld moeten worden. Logischerwijs zijn deze assumpties nagenoeg gelijklopend met deze van het enkelvoudig lineair regressiemodel:

$$E(u_i | X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki}) = 0, \text{ en} \quad (a)$$

$$(X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki}, Y_i) \text{ zijn onafhankelijk en identiek verdeeld, en} \quad (b)$$

$$0 < E(X_{1i}^4) < \infty, \dots, 0 < E(X_{ki}^4) < \infty \text{ en } 0 < E(Y_i^4) < \infty \quad \text{voor } i = 1, \dots, n \quad (c)$$

$$\text{Geen perfecte multicollineariteit} \quad (d)$$

Wanneer we de bovenstaande assumpties beschouwen, stellen we vast dat inderdaad de eerste drie assumpties nagenoeg hetzelfde zijn als deze van het enkelvoudig lineair regressiemodel⁹. De hypothese waarmee het oorspronkelijke model wordt uitgebreid, stelt dat er geen multicollineariteit mag optreden. Multicollineariteit treedt op wanneer één van de regressoren geschreven kan worden als een perfecte lineaire functie van al de andere regressoren (Stock & Watson, 2011). Bij het berekenen van de OLS-schatter zorgt dit ervoor dat er zich een deling door nul voordoet, wat mathematisch onmogelijk is (Gujarati, 2004).

4.2.1.3 Maatstaven voor een goede fit

Om te bepalen hoe goed of slecht een regressie presteert, zijn er een aantal prestatie maatstaven voorhanden. De meest gebruikte maatstaven zijn de Standaard Error of Regression (SER), de R-kwadraat en de aangepaste R-kwadraat. Deze zullen we achtereenvolgens bespreken in dit hoofdstuk.

4.2.1.3.1 Standaard Error of Regression

De Standaard Error of Regression schat de standaardafwijking van de foutterm u_i en is bijgevolg een maatstaf voor de spreiding van de verdeling van Y rond de regressielijn. Vandaar dat de SER ook uitgedrukt wordt a.d.h.v. de eenheid van de afhankelijke variabele. Stock en Watson (2011) definiëren de SER op de volgende manier:

$$SER = s_{\hat{u}} \text{ waar } s_{\hat{u}}^2 = \frac{1}{n-k-1} \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2$$

4.2.1.3.2 De (aangepaste) R-kwadraat

Een tweede veelgebruikte prestatie maatstaf is de R-kwadraat-maat. Deze maatstaf drukt uit hoeveel variantie van Y_i verklaard wordt door de regressie t.o.v. de totale variantie. Mathematisch drukken we dit op de volgende manier uit (Stock & Watson, 2011):

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} = \frac{ESS (= \text{verklaarde variantie})}{TSS (= \text{totale variantie})} = 1 - \frac{SSR (= \text{variantie van de error term})}{TSS}$$

Met:

Y_i = geobserveerde waarde voor het punt i

$\hat{Y}_i$ = geschatte waarde van Y voor het punt i

$\bar{Y}$ = gemiddelde waarde voor Y

Logischerwijs zal een goed regressiemodel een groot deel van de aanwezige variantie kunnen verklaren. De gewone R-kwadraat kunnen we echter op een kunstmatige manier doen toenemen wanneer we steeds extra variabelen blijven opnemen in het model, zelfs wanneer deze geen toegevoegde waarde opleveren voor het model. Een maatstaf die wel controleert voor dit fenomeen is de aangepaste R-kwadraat. Deze zal niet noodzakelijk toenemen wanneer een bijkomende variabele wordt toegevoegd (Stock & Watson, 2011). Zoals de naam doet vermoeden is deze maatstaf een afgeleide van de gewone R-kwadraat wat ook blijkt uit de formule:

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{n-1}{n-k-1} \frac{SSR}{TSS}$$

⁹ Deze assumpties worden enkel uitgebreid naar de situatie waarbij er meerdere regressoren aanwezig zijn. Zo stelt de eerste assumptie dat de foutterm niet verschilt van nul, gegeven de opgenomen variabelen.

4.2.1.4 Conclusie

Voorgaande twee modellen kunnen we dus gebruiken om een analyse uit te voeren op cross-sectionele gegevens. Om een zo volledig mogelijke analyse uit te voeren, hanteren we het best het model dat meerdere regressoren incorporeert. Hierdoor zal de vertekening ten gevolge van niet-opgenomen variabelen geminimaliseerd worden. Om voor de regressies na te gaan hoe goed ze presteren, maken we gebruik van enerzijds de SER (d.i. de standaardafwijking van de foutterm) en anderzijds de (aangepaste) R-kwadraat.

4.2.2 Panel gegevens

Tot nu toe hebben we de econometrische modellen besproken, die gebruikt kunnen worden om cross-sectionele gegevens te analyseren. In sommige gevallen blijkt echter dat deze lineaire modellen tekortschieten, met name wanneer er voor bepaalde variabelen geen gegevens beschikbaar zijn. Door in dat geval panel data te gebruiken, kan dit probleem omzeild worden. Stock en Watson (2011) omschrijven panel gegevens als observaties van n entiteiten op twee of meer tijdstippen T . Algebraïsch stellen we dit op de volgende manier voor:

$$(X_{it}, Y_{it})$$

met

$$i = 1, \dots, n$$

$$t = 1, \dots, T$$

i verwijst naar de geobserveerde entiteit

t verwijst naar het tijdstip van de observatie

In dit hoofdstuk zullen we eerst de voordelen van panel gegevens overlopen, waarna we overgaan tot het bespreken van een van de meest gebruikte modellen m.b.t. panel gegevens: het fixed-effects model.

4.2.2.1 De voordelen van panel gegevens

Het gebruik van panel data levert t.o.v. tijdreeksen en cross-sectionele datasets een aantal niet te onderschatten voordelen op. Het belangrijkste voordeel omvat dat panel data de onderzoeker in staat stelt om rekening te houden met de heterogeniteit tussen verschillende entiteiten. Daar voegt Gujarati (2004) de volgende voordelen aan toe. Panel gegevens bevatten in vergelijking met cross-sectionele gegevens meer informatie, meer variabiliteit en minder collineariteit. Dit maakt dat panel gegevens veel efficiënter zijn. Ten eerste kan de variatie bij panel data opgesplitst worden in enerzijds variabiliteit tussen de verschillende entiteiten en anderzijds in variabiliteit binnen eenzelfde entiteit. Daarnaast kunnen we panel data gebruiken om bepaalde effecten te detecteren die bij andere gegevenstypes (cross-sectioneel ed.) gewoonweg niet observeerbaar zijn (Gujarati, 2004; Stock & Watson, 2011). Samenvattend kunnen we dus stellen dat het gebruik van panel data een aantal significante voordelen met zich meebrengt.

4.2.2.2 Het fixed-effects model

Het fixed-effects model is een van de meest gebruikte modellen om panel gegevens te analyseren. Het stelt de onderzoeker in staat om te controleren voor niet-observeerbare effecten. Mathematisch kunnen we het model op de volgende manier voorstellen:

$$y_{it} = \beta_1 x_{it} + \mu_i + u_{it} \quad (3)$$

Om het fixed-effects model zo eenvoudig mogelijk voor te stellen, nemen we slechts één regressor op. In het model (3) wordt de afhankelijke variabele y_{it} beïnvloed door enerzijds de onafhankelijke regressor x_{it} en anderzijds door a_i , de invloeden die constant zijn over de tijd maar verschillen voor de entiteiten onderling. De foutterm u_{it} wordt vaak de tijd-variërende error term genoemd aangezien het alle niet-geobserveerde variabelen bevat die y_{it} beïnvloeden. Door op dit basismodel de fixed-effects transformatie toe te passen, kunnen de entiteit-specifieke effecten (a_i) geëlimineerd worden (Wooldridge, 2012). Hiervoor dienen we eerst voor elke i het gemiddelde van vergelijking (3) doorheen de tijd te nemen, zodat we de volgende vergelijking bekomen:

$$\bar{y}_i = \beta_1 \bar{x}_i + \mu_i + \bar{u}_i \quad (4)$$

Door deze vergelijking (4) af te trekken van het oorspronkelijke fixed-effects basismodel (3), zal de invloed ten gevolge van de aanwezige fixed effects wegvallen:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta_1 x_{it} - \beta_1 \bar{x}_i + (\mu_i - \mu_i) + u_{it} - \bar{u}_i \quad (5)$$

$$\ddot{y}_{it} = \beta_1 \ddot{x}_{it} + \ddot{u}_{it} \quad (6)$$

met

$$\ddot{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i \quad \beta_1 \ddot{x}_{it} = \beta_1 x_{it} - \beta_1 \bar{x}_i \quad \ddot{u}_{it} = u_{it} - \bar{u}_i$$

Wanneer we dus de fixed-effects transformatie toepassen op vergelijking (3), krijgen we 'time-demeaned gegevens' als resultaat (d.i. het gemiddelde doorheen de tijd wordt afgetrokken van elke observatie). Academici noemen deze transformatie ook wel de 'within-transformatie' aangezien de FE-methode voor x en y gebruik maakt van de tijdsvariatie binnen elke cross-sectionele observatie. Deze tijdsvariatie vormt dus de basis van het fixed-effects model en om een betrouwbare analyse uit te voeren, moet er echter voldoende variabiliteit aanwezig zijn tussen de opeenvolgende tijdsperiodes.

Ook in dit geval kunnen we het oorspronkelijke fixed-effects model (3) uitbreiden naar een model met meerdere regressoren met o.m. dummies voor de verschillende tijdsperiodes. Hierna kan opnieuw de within-transformatie toegepast worden zodat we het volgende model als resultaat bekomen (Wooldridge, 2012):

$$\ddot{y}_{it} = \beta_1 \ddot{x}_{it1} + \beta_2 \ddot{x}_{it2} + \dots + \beta_k \ddot{x}_{itk} + \ddot{u}_{it} \quad (7)$$

Dit model is gebaseerd op de volgende assumpties:

$$E(u_{it} | X_{1it}, X_{2it}, \dots, X_{kit}) = 0, \text{ en} \quad (a)$$

$$(X_{1it}, X_{2it}, \dots, X_{kit}, Y_{it}) \text{ zijn onafhankelijk en identiek verdeeld (random sample)} \quad (b)$$

$$0 < E(X_{1i}^4) < \infty, \dots, 0 < E(X_{ki}^4) < \infty \text{ en } 0 < E(Y_i^4) < \infty \text{ (Geen uitschieters)} \quad (c)$$

$$\text{Geen perfecte multicollineariteit} \quad (d)$$

Naast deze fixed-effects methode kunnen we panel gegevens ook voorstellen a.d.h.v. dummy variabelen. Hierbij worden er dummies opgenomen voor zowel tijdspecifieke effecten alsook de entiteit specifieke effecten die we op deze manier controleren. Uiteindelijk bekomen we het volgende regressiemodel:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it1} + \dots + \beta_k x_{itk} + \gamma_2 D2_i + \dots + \gamma_n Dn_i + \gamma_2 B2_t + \dots + \gamma_T BT_t + u_{it} \quad (8)$$

Toegepast op deze masterproef, verstaan we onder de entiteitspecifieke effecten de verschillen tussen de dertien Vlaamse centrumsteden. Dat het noodzakelijk is om te controleren voor deze invloeden, valt niet te verwonderen. Zo is het algemeen geweten dat de gemiddelde West-Vlaming erg verschilt van de gemiddelde Limburger. Onder de tijdspecifieke effecten verstaan we dan weer de invloeden die invariant zijn voor de verschillende entiteiten, maar veranderen over de tijdsperiodes heen. In deze masterproef nemen we dummies op voor de jaarlijkse tijdseffecten, gaande van het jaar 2003 t.e.m. 2008. Een voorbeeld van zo een tijdspecifiek effect zijn de belastingen op federaal niveau, die voor alle centrumsteden hetzelfde zijn, maar kunnen variëren over de jaren heen.

4.2.3 Econometrische problemen

Om betrouwbare schattingen te maken, moeten de econometrische modellen in staat zijn om rekening te houden met mogelijke afwijkingen die kunnen optreden t.o.v. het ideale model. In deze sectie zullen we achtereenvolgens een aantal econometrische problemen behandelen, met o.m. omitted variable bias, multicollineariteit en heteroskedasticiteit.

4.2.3.1 Omitted variable bias

Zoals we bij de bespreking van de verschillende econometrische modellen reeds een aantal keren hebben aangehaald, spelen de niet opgenomen variabelen een zeer belangrijke rol bij het correct schatten van de coëfficiënten. Stock en Watson (2011) definiëren het begrip **omitted variable bias** op de volgende manier:

"If the regressor is correlated with a variable that has been omitted from the analysis and that determines, in part, the dependent variable, then the OLS-estimator will have omitted variable bias."

Uit deze definitie leiden we af dat de vertekening zal optreden wanneer de weggelaten variabele gecorreleerd is met een onafhankelijke variabele uit de regressie, die op zijn beurt de afhankelijke variabele beïnvloedt. Wanneer dit fenomeen optreedt, vervalt dus de assumptie dat de onafhankelijke variabelen niet gecorreleerd zijn met de foutterm bij zowel het meervoudig model als het fixed-effects model (Stock & Watson, 2011). Hierdoor zal er dus een vertekening optreden bij het schatten van de coëfficiënten.

4.2.3.2 Multicollineariteit

Een andere assumptie die zowel bij het fixed-effects model als bij het meervoudig regressiemodel optreedt, is de assumptie dat er geen perfecte multicollineariteit mag voorkomen tussen de verklarende variabelen. Perfecte multicollineariteit verwijst naar de situatie waarbij een onafhankelijke variabele geschreven kan worden als een perfecte lineaire combinatie van de andere verklarende variabelen (Stock & Watson, 2011). Indien dit fenomeen zich voordoet, zijn de coëfficiënten van de onafhankelijke variabelen onbepaald en de standaardafwijkingen niet gedefinieerd. Het gevolg hiervan is dat er ook in dit geval geen goede schattingen gemaakt kunnen worden a.d.h.v. de OLS-methode (Gujarati, 2004; Stock & Watson, 2011).

Een specifieke vorm van multicollineariteit is de 'dummy variable trap'. Vaak wordt er bij onderzoek naar entiteit- of tijdspecifieke effecten gebruik gemaakt van dummy variabelen om de invloeden

hiervan te controleren. De 'dummy variable trap' doet zich voor wanneer we naast alle tijd- of entiteitspecifieke invloeden ook nog een constante opnemen in het model. Dit zorgt er namelijk voor dat er een perfecte lineaire combinatie ontstaat waardoor de assumptie van perfecte multicollineariteit vervalt. Vandaar ook dat we in vergelijking (8) zowel de dummies B1 alsook D1 weg hebben gelaten uit de regressie.

4.2.3.3 Heteroscedasticiteit

Voor het beoordelen van de regressiecoëfficiënten is het zeer belangrijk dat er rekening gehouden wordt met de variantie van de foutterm. Wanneer de variantie van de foutterm afhangt van de onafhankelijke variabele en bijgevolg geen constante waarde heeft, spreken we van heteroscedasticiteit. Aangezien dit fenomeen geen assumptie schendt van de OLS-methode, levert dit geen problemen op bij het schatten van de regressiecoëfficiënten. Het beïnvloedt echter wel de standaardafwijking met als gevolg dat enerzijds het opstellen van de betrouwbaarheidsintervallen en anderzijds het bepalen van de significantie niet meer op een correcte manier gebeuren. Om dit probleem te omzeilen, moet we dus standaardafwijkingen gebruiken die wel rekening houden met de aanwezige heteroscedasticiteit.

4.2.3.4 Autocorrelatie

Een vierde econometrisch probleem dat zich in sommige gevallen stelt, is autocorrelatie. Gujarati (2004) definieert dit op de volgende manier:

*"The term **autocorrelation** may be defined as "correlation between members of series of observations ordered in time (as in time series data) or space (as in cross-sectional data)."*

Gujarati (2004) stelt dat er overigens een nuanceverschil bestaat tussen enerzijds seriële correlatie en anderzijds autocorrelatie. Bij autocorrelatie bestaat er een samenhang tussen twee opeenvolgende storingstermen, terwijl dit voor seriële correlatie niet noodzakelijk het geval hoeft te zijn. Autocorrelatie is dus een specifieke vorm van seriële correlatie. Net zoals bij heteroscedasticiteit oefent autocorrelatie geen invloed uit op de OLS-schattingen, daar er geen enkele assumptie wordt verworpen. Er zal echter ook in dit geval een vertekening optreden bij het berekenen van de standaardafwijkingen. Vandaar dat Stock en Watson (2011) het gebruik van heteroscedastische-en autocorrelatie consistente storingstermen prefereren, aangezien op deze manier met deze twee econometrische problemen rekening kan worden gehouden.

4.2.3.5 Conclusie

Uit de voorgaande secties weten we dat er zich een aantal potentiële problemen kunnen voordoen wanneer we een econometrisch analyse willen uitvoeren. Zo kan er zich omitted variable bias voordoen waarbij de foutterm gecorreleerd is met een verklarende variabele. Daarnaast bestaat er de mogelijkheid dat deze foutterm samenhangt met een andere foutterm, zoals het geval is bij seriële correlatie. Een ander probleem dat zich stelt, is dat de variantie niet constant blijft doorheen de tijd, met een vertekening van de standaardafwijkingen als gevolg. Door het model op een goede manier op te stellen en gebruik te maken van aangepaste standaardafwijkingen, kunnen de hierboven beschreven problemen echter omzeild worden.

4.2.4 Beschrijving dataset

Uit de literatuurstudie blijkt dat er een aantal variabelen zijn die een relevante invloed zouden kunnen uitoefenen op de inkomensongelijkheid in de Vlaamse centrumsteden. In deze masterproef zullen we de inkomensongelijkheid uitdrukken a.d.h.v. de Gini-index, die varieert tussen perfecte ongelijkheid (Gini-index = 1) en perfecte gelijkheid (Gini-index = 0). De potentiële verklarende variabelen kunnen opgedeeld worden in drie grote groepen. De eerste variabelen zijn economisch van aard, terwijl de tweede groep variabelen demografisch van aard zijn. In de derde groep worden de overige variabelen ondergebracht, die niet thuishoren in een van de twee voorgaande groepen.

4.2.4.1 Afhankelijke variabele

Naam	Betekenis	Periode
Gini-coëfficiënt (<i>Ginivb</i>)	Inkomensongelijkheid voor belastingen, uitgedrukt a.d.h.v. een coëfficiënt die ligt tussen 0 (=perfecte gelijkheid) en 1 (=perfecte ongelijkheid). Merk op dat de Gini-index in dit geval een fractie is.	1990 - 2008

Tabel 3: Afhankelijke variabele

4.2.4.2 Onafhankelijke variabelen

4.2.4.2.1 Economische basisvariabelen

Naam	Betekenis	Periode
Gemiddeld Inkomen (<i>avg_inc</i>)	Gemiddeld inkomen per inwoner	1993 – 2008
Gemiddeld reeël inkomen (<i>realinc</i>)	Gemiddeld reeël inkomen, met 2004 als basisjaar	1993 – 2008
Mediaan Inkomen (<i>med_inc</i>)	Mediaan inkomen van de aangiftes in de gemeente/stad	1993 – 2004
Beroepsbevolking (<i>labforce</i>)	Personen met de geschikte arbeidsleeftijd (18 – 64 jaar) die actief zijn op de arbeidsmarkt, hetzij als werkzoekende, hetzij als werkende.	1997 – 2008
Werklozen (<i>unemp</i>)	Het aantal werklozen in een gemeente/stad (=niet-werkende werkzoekenden: NWWZ)	1999 – 2008
Werkende vrouwen (<i>femlab</i>)	Het aantal werkende vrouwen in een gemeente/stad	2003 – 2008
Secundaire sector (<i>sec_sec</i>)	Fractie van de beroepsbevolking(18-64 jarigen), tewerkgesteld in de secundaire sector. Deze sector is eerder bekend als de industriële sector.	2000 – 2007
Tertiaire sector (<i>tert_sec</i>)	Fractie van de beroepsbevolking, tewerkgesteld in de tertiaire sector (=dienstensector).	2000 – 2007

Quartaire sector <i>(quart_sec)</i>	Fractie van de beroepsbevolking die tewerkgesteld is in de quaire sector, de niet-commerciële dienstensector (vb. In een ziekenhuis).	2000 – 2007
---	---	-------------

Tabel 4: Economische basisvariabelen

4.2.4.2.2 [Afgeleide economische variabelen](#)

Naam	Betekenis	Periode
Werkloosheidsgraad <i>(unemprate)</i>	De verhouding van het aantal werklozen t.o.v. de totale beroepsbevolking (= unemp/labforce)	1999 – 2008
Vrouwelijke arbeidsgraad <i>(femlabrate)</i>	De verhouding van het aantal werkende vrouwen t.o.v. de totale beroepsbevolking(=femlab/labforce)	2003 – 2008

Tabel 5: Afgeleide economische variabelen

4.2.4.2.3 [Demografische basisvariabelen](#)

Naam	Betekenis	Periode
Bevolking <i>(pop)</i>	Het aantal mensen woonachtig in een gemeente/stad	1991 – 2008
Oppervlakte <i>(area)</i>	Oppervlakte van een gemeente/stad, uitgedrukt in km ²	1990 – 2008
Alleenstaanden <i>(singles)</i>	Het aantal alleenstaanden in een gemeente/stad	1992 – 2008
Vergrijzing <i>(gray)</i>	De vergrijzingsgraad, procentueel uitgedrukt (=bevolking 65+ ten opzichte van de bevolking 20-64 jaar)	1991 – 2008
Criminaliteit <i>(crime)</i>	Som van het aantal gepleegde misdrijven, bestaande uit: 1. Diefstal en afpersing 2. Misdrijven tegen eigendom 3. Misdrijven tegen lichamelijke integriteit	2000 – 2008
Migratie <i>(migrsaldo)</i>	Migratiesaldo = aantal inwijkingen – aantal uitwijkingen	1997 – 2008

Tabel 6: Demografische basisvariabelen

4.2.4.2.4 [Afgeleide demografische variabelen](#)

Naam	Betekenis	Periode
Bevolkingsdichtheid <i>(popdens)</i>	Aantal inwoners per km ² (=pop/area)	1991 – 2008
Bevolkingsdichtheid <i>(popdens1000)</i>	Aantal inwoners per km ² , in 1000-tallen (=pop/(1000*area))	1991 – 2008
Graad van alleenstaanden <i>(singlesrate)</i>	De verhouding van het aantal alleenstaanden t.o.v. de totale bevolking (=singles/pop), fracties	1992 – 2008
Graad van vergrijzing <i>(grayrate)</i>	De graad van vergrijzing = bevolking 65+ ten opzichte van de bevolking 20-64 jaar (=gray/100), fracties	1991 – 2008

Migratiesaldo per capita <i>(migrsaldopc)</i>	De verhouding van het migratiesaldo (= aantal inwijkingen – aantal uitwijkingen) t.o.v. de populatie, fractie = migrsaldo/pop	1997 – 2008
---	--	-------------

Tabel 7: Afgeleide demografische variabelen

4.2.4.2.5 Overige variabelen

Naam	Betekenis	Periode
Vertraging van de Gini-coëfficiënt <i>(l.ginivb)</i>	Dit is de eerste vertraging van de Gini-coëfficiënt. Op deze manier kunnen we verifiëren of ongelijker geworden steden hier nog gevolgen van ondervinden na een jaar.	1991 – 2008
Aangiften <i>(declar)</i>	Het aantal fiscale aangiften	1991 – 2008
Logaritme van de aangiften <i>(logdeclar10000)</i>	Logaritme van het aantal aangiften (in 10.000-tallen)	1991 – 2008
Centrumsteden <i>(city)</i>	De 13 centrumsteden (1 = Antwerpen ; 2 = Mechelen ; ... ; 13 = Hasselt)	/
ID van de centrumsteden <i>(ID)</i>	De 13 centrumsteden, numeriek uitgedrukt	/
Jaar	Periode: 1990 - 2008	/
Fixed effects voor de centrumsteden <i>(dum1 – dum13)</i>	Dummy variabelen die de vaste effecten van de 13 centrumsteden opnemen (variëren niet doorheen de tijd)	/
Fixed effects voor de jaren <i>(dum 1990 – dum2008)</i>	Dummy variabelen die de vaste effecten opnemen voor elk jaar (variëren niet over de 13 centrumsteden)	/

Tabel 8: Overige variabelen

4.2.4.2.6 Niet opgenomen variabele

Uit de literatuurstudie kwam tot uiting dat in sommige gevallen de inkomensongelijkheid beïnvloed wordt door de scholingsgraad. Hiervoor waren er echter op Vlaams centrumstedelijk niveau geen gegevens beschikbaar, waardoor we in deze masterproef het effect van de scholingsgraad op de Gini-coëfficiënt niet kunnen nagaan.

4.2.5 Het model

In de voorgaande hoofdstukken zijn een aantal econometrische modellen aan bod gekomen, die we kunnen toepassen op de beschikbare dataset. Op deze dataset kunnen we dus het lineair regressiemodel toepassen, waarbij er geen rekening wordt gehouden met entiteit- of tijdspecifieke effecten. De bevindingen uit de literatuurstudie in acht nemend, komen er een aantal variabelen tot uiting die kunnen optreden als potentieel verklarende variabele. Deze factoren zijn de werkloosheidsgraad (Bolton & Breau, 2012), de bevolkingsdichtheid (Bolton & Breau, 2012; Haworth et al., 1977) en de economische ontwikkeling van een stad¹⁰.

$$Gini_i = \beta_0 + \beta_1 unemprate_i + u_i$$

$$Gini_i = \beta_0 + \beta_1 popdens_i + u_i$$

$$Gini_i = \beta_0 + \beta_1 realinc_i + u_i$$

Deze enkelvoudige modellen worden doorgaans toegepast op de gegevens van één jaar. Daarnaast kunnen we ook de gegevens van alle jaren als het ware 'op een hoop gooien'. Deze analysevormen krijgen echter vaak te maken met omitted variable bias, van o.m. tijds- en entiteitseffecten. Vandaar dat we gebruik zullen maken van een meer uitgebreid model dat wel rekening houdt met deze invloeden. Toegepast op deze dataset levert dit bijvoorbeeld het volgende model op:

$$Gini_{it} = \beta_0 + \beta_1 unemprate_{it} + \beta_2 popdens_{it} + \dots + \beta_k realinc_{it} + a_i + z_t + u_{it}$$

¹⁰ Deze economische ontwikkeling drukken we uit a.d.h.v. het gemiddeld inkomen.

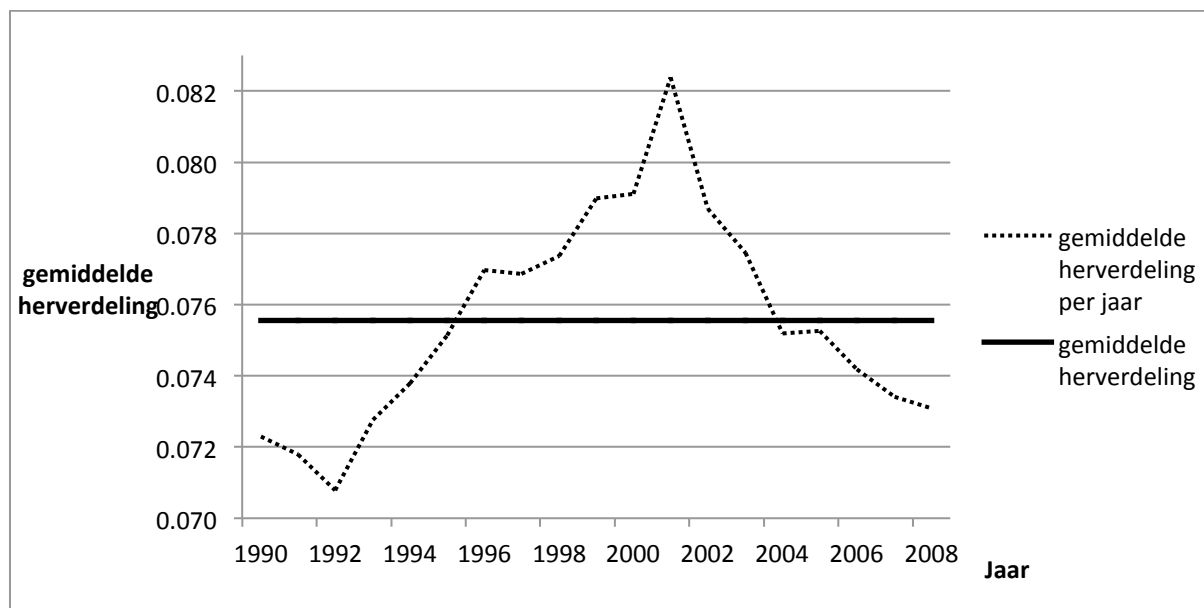
5 Beschrijvende deelvraag

De begrippen, aangehaald in de literatuurstudie, worden bij het beantwoorden van de eerste deelvraag samengevoegd. In dit hoofdstuk bespreken we de inkomensongelijkheid voor de dertien Vlaamse centrumsteden. De Gini-coëfficiënt kan zowel voor als na belastingen berekend worden, en vandaar dat we eerst het herverdelend effect van belastingen zullen behandelen. Vervolgens zullen we de spreiding van de Gini-index bespreken.

5.1 Het herverdelend effect van belastingen

Zoals aangehaald in de inleiding kan de waarde van de Gini-coëfficiënt zowel voor als na belastingen berekend worden. In België is het belastingsysteem gebaseerd op het principe van inkomensschijven (overheid, 2013). Van zodra iemand meer verdient dan het belastingvrije minimum zal deze persoon een bepaald percentage moeten afstaan aan de overheid. De belastingen die de overheid heft, zijn progressief van aard (Cantillon & Verbist, 1999). Concreet betekent dit het volgende: hoe hoger het inkomen van iemand is, des te hoger het belastingtarief waaraan deze persoon onderhevig is. Door dit progressieve karakter oefenen de belastingen bijgevolg een nivellerend effect uit op de verdeling van de inkomens (Van Cauter & Van Meensel, 2006).

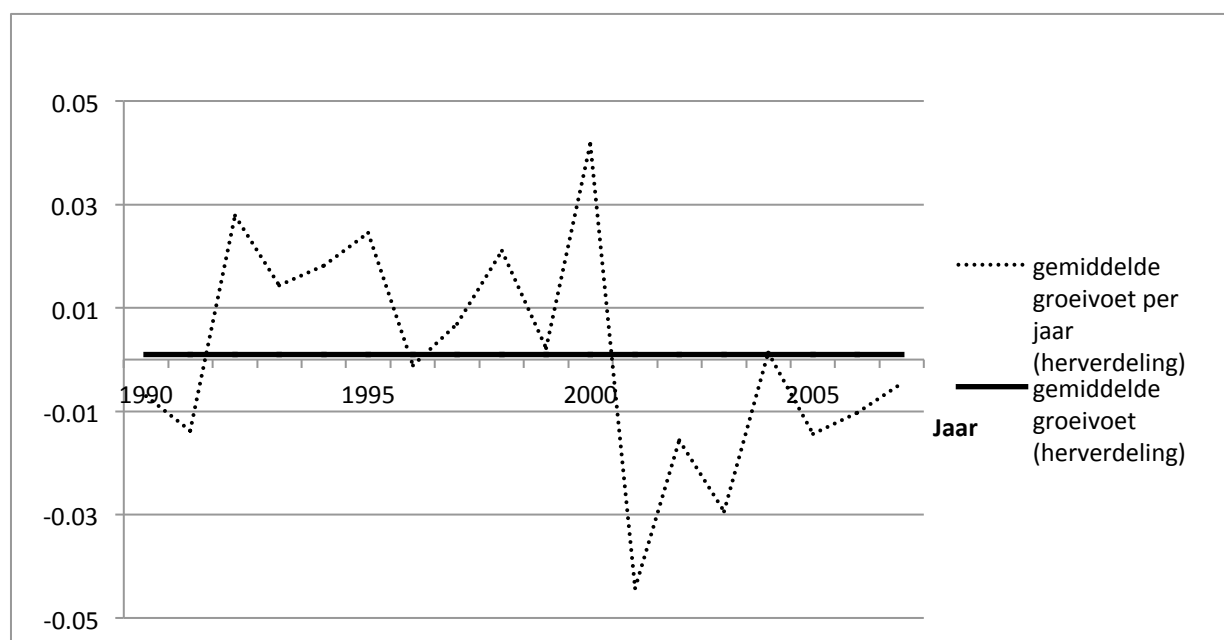
Dat de belastingen een nivellerend effect hebben, stellen we ook vast a.d.h.v. de gegevens aangaande de Gini-coëfficiënt. Na het heffen van de belastingen ligt de waarde van de Gini-index van de Vlaamse centrumsteden altijd lager dan ervoor. Van Cauter en Van Meensel (2007) definiëren het herverdelend effect van de belastingen als het verschil in de Gini-coëfficiënten voor en na het heffen van de belastingen. Zo bedraagt in de periode 1990 – 2008 voor de dertien Vlaamse centrumsteden het gemiddeld herverdelend effect door belastingen maar liefst 29 procent (FOD, 2013).



Figuur 6: Herverdeling door de belastingen

Figuur 6 in acht nemend, stellen we vast dat in de periode 1990 – 2001 de gemiddelde herverdeling voor de Vlaamse centrumsteden over het algemeen stijgt met een absolute piek in 2001. Hierna neemt het herverdelend effect van de belastingen terug af tot ongeveer het oorspronkelijke peil. Hoewel er in het begin van de jaren negentig geen noemenswaardige belastinghervormingen hebben plaatsgevonden, wijten onderzoekers deze stijging aan de invoering van een crisisbijdrage¹¹ en het niet indexeren van de belastingschalen (Verbist, 2009). Het gevolg van de tweede maatregel zorgde ervoor dat de Belgen gedurende deze periode een graduele stijging van hun belastingen kenden.

In 2001 besloot de overheid echter om het huidige belastingstelsel te hervormen. Deze hervorming omvatte onder meer een belastingvermindering voor arbeiders met een laag inkomen, het stroomlijnen van de marginale belastingtarieven op de middelste belastingschijven, nieuwe werkgerelateerde aftrekbare uitgaven en een daling van het hoogste belastingtarief van 52 naar 50 procent (Abreu, 2004). Onderstaande figuur in acht nemend, zien we dat er inderdaad sinds 2001 een verandering in de herverdeling heeft plaatsgevonden (sinds 2001 zien we dat er een negatieve groeivoet van het herverdelend effect is).



Figuur 7: groeivoet van het herverdelend effect

5.2 De spreiding van de Gini-coëfficiënt

Dat de inkomensongelijkheid in de centrumsteden de afgelopen decennia is toegenomen, bevestigen ook de cijfers. Vandaar dat we de toename van de Gini-coëfficiënt zullen bespreken over de jaren heen. Maar vooraleer we de toename bespreken, zullen we een algemeen beeld geven van de inkomensongelijkheid in de dertien Vlaamse steden op zich. Na dit beschouwd te hebben, zullen we ook nagaan of er grote verschuivingen hebben plaatsgevonden m.b.t. de rangorde van de centrumsteden op het vlak van (on)gelijkheid.

¹¹ Werd oorspronkelijk ingevoerd als een tijdelijke maatregel om de negatieve gevolgen t.g.v. de crisis weg te werken. Men heeft deze regel echter nooit afgevoerd.

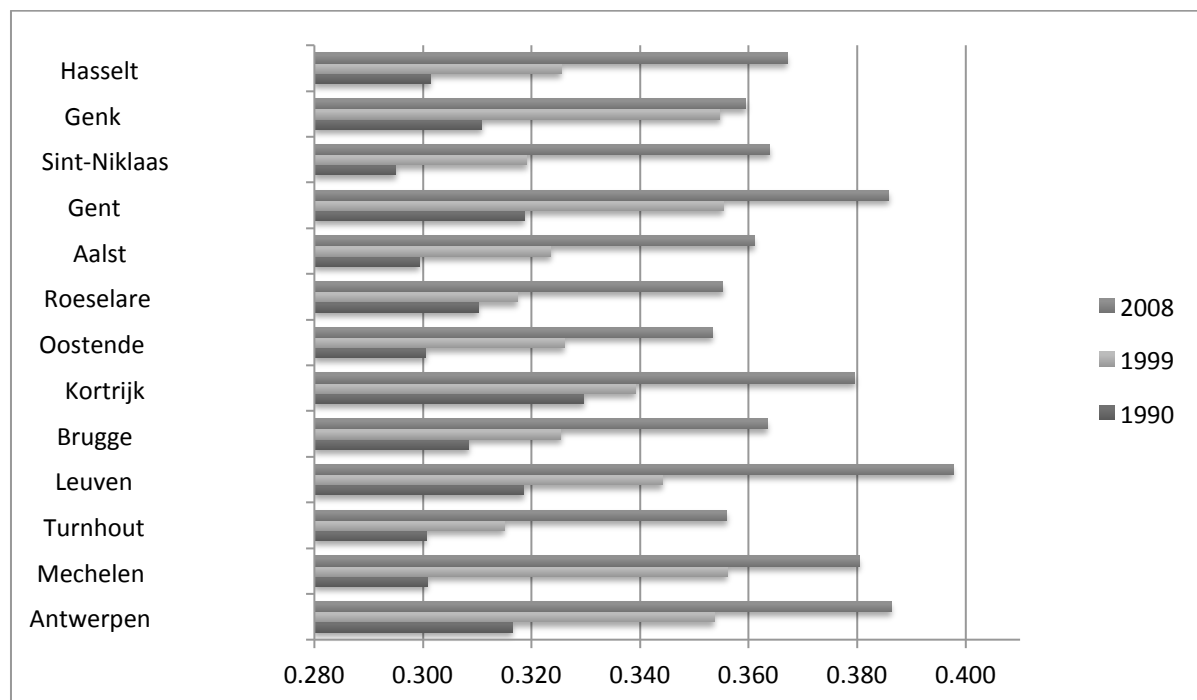
5.2.1 Spreiding van de Gini-coëfficiënt in de Vlaamse centrumsteden

Tabel 9 in acht nemend, stellen we vast dat in alle centrumsteden de Gini-coëfficiënt is toegenomen over de periode 1990 – 2008. De stad die er in 2008 bovenuit stak m.b.t. de inkomensongelijkheid is Leuven met een Gini-coëfficiënt van bijna 40 %.

Gini-coëfficiënt in het jaar ¹² :	1990	1999	2008	Gemiddelde
Antwerpen	0,316	0,354	0,386	0,349
Mechelen	0,301	0,356	0,380	0,352
Turnhout	0,301	0,315	0,356	0,324
Leuven	0,319	0,344	0,398	0,352
Brugge	0,308	0,325	0,363	0,332
Kortrijk	0,330	0,339	0,379	0,346
Oostende	0,300	0,326	0,353	0,325
Roeselare	0,310	0,317	0,355	0,324
Aalst	0,299	0,323	0,361	0,322
Gent	0,319	0,355	0,386	0,353
Sint-Niklaas	0,295	0,319	0,364	0,326
Genk	0,311	0,355	0,359	0,342
Hasselt	0,301	0,325	0,367	0,337

Tabel 9: Gini-coëfficiënt in het jaar 1990 – 1999 – 2008

Wat daarnaast opvalt, is dat ook de spreiding van de Gini-coëfficiënt tussen de centrumsteden in de loop der jaren is toegenomen. Waar in 1990 de spreiding van de index slechts 0.035 bedroeg, zien we dat deze in 2008 gestegen is tot maar liefst 0.046.



Figuur 8: Inkomensongelijkheid in de jaren 1990 – 1999 – 2008

¹² Gini-coëfficiënt voor belastingen.

5.2.2 Gemiddelde toename van de Gini-coëfficiënt

Gemiddelde toename in:	1990 - 1999	2000 - 2008	1990 - 2008
Antwerpen	0,118	0,071	0,221
Mechelen	0,184	0,073	0,265
Turnhout	0,048	0,127	0,184
Leuven	0,080	0,160	0,248
Brugge	0,055	0,100	0,179
Kortrijk	0,029	0,113	0,151
Oostende	0,085	0,124	0,176
Roeselare	0,023	0,119	0,145
Aalst	0,080	0,151	0,206
Gent	0,115	0,083	0,210
Sint-Niklaas	0,082	0,101	0,234
Genk	0,141	0,007	0,156
Hasselt	0,080	0,077	0,218
Gemiddelde	0,086	0,100	0,199

Tabel 10: Gemiddelde toename van de Gini-coëfficiënt

Tabel 10 beschouwend, zien we dat gemiddeld genomen de inkomensongelijkheid in de periode 2000 – 2008 het sterkst is toegenomen. Wanneer we de twee periodes afzonderlijk beschouwen, stellen we echter vast dat er zich grote verschillen voordoen onder de dertien centrumsteden. Zo nam tussen 1990 en 1999 de inkomensongelijkheid in Roeselare toe met 2.3 % terwijl dit voor Mechelen maar liefst 18.4 % bedroeg in dezelfde periode. Zo treden tussen 2000 en 2008 grote verschillen op voor de steden Genk en Leuven. Daarnaast stellen we vast dat ook voor een centrumstad op zich grote verschillen tot uiting komen tussen de twee opeenvolgende periodes. Waar voor Genk in de eerste periode de Gini-coëfficiënt toenam met 14 %, blijkt dat in de periode 2000 – 2008 de toename amper 0.8 % bedroeg.

5.2.3 Rangorde van de centrumsteden

Uit de bovenstaande tabellen weten we dat de afgelopen decennia grote veranderingen hebben plaatsgevonden m.b.t. de Gini-coëfficiënt. Maar hoe groot deze veranderingen de rangorde van de centrumsteden hebben beïnvloed, is nog maar de vraag. Voert Sint-Niklaas, dat in 1990 de grootste gelijkheid vertoonde, ook in 2008 nog steeds deze lijst aan? Hoe groot deze verschuivingen zijn, kunnen we statistisch testen a.d.h.v. de Spearman's rangorde correlatie¹³. In dit hoofdstuk zullen we de rangorde van de centrumsteden weergeven voor de jaren 1990 – 1999 – 2008. Vervolgens trachten we om de verschuivingen in de rangorde te koppelen aan de toename van de Gini-coëfficiënt in de diverse periodes.

¹³ De Spearman rangorde correlatie is een maatstaf tussen -1 en +1 waarbij +1 staat voor een perfecte associatie van de rangschikking. Concreet houdt dit in dat de rangorde van de centrumsteden (m.b.t. de ongelijkheid) ongewijzigd is gebleven. Wanneer deze -1 bedraagt, betekent dit dat de rangschikking van de centrumsteden volledig is omgekeerd.

Rangorde in ¹⁴ :	1990	1999	2008
1	Sint-Niklaas	Oostende	Oostende
2	Aalst	Aalst	Roeselare
3	Oostende	Turnhout	Turnhout
4	Mechelen	Roeselare	Genk
5	Turnhout	Brugge	Aalst
6	Hasselt	Sint-Niklaas	Brugge
7	Brugge	Kortrijk	Sint-Niklaas
8	Roeselare	Hasselt	Hasselt
9	Genk	Leuven	Kortrijk
10	Antwerpen	Mechelen	Mechelen
11	Leuven	Gent	Antwerpen
12	Gent	Genk	Gent
13	Kortrijk	Antwerpen	Leuven

Tabel 11: Rangorde van de centrumsteden qua inkomensongelijkheid

Wanneer we tabel 11 beschouwen, stellen we vast dat over de jaren heen er een aantal centrumsteden zijn die wat betreft hun rangschikking redelijk constant zijn gebleven. Zo blijven o.m. Antwerpen, Gent en Leuven behoren tot de meest ongelijke steden. Maar er zijn echter ook een aantal steden die grote sprongen hebben gemaakt in de rangschikking. Zo valt Mechelen tussen 1990 en 1999 terug van de vierde naar de tiende plaats. Met een gemiddelde toename van 18.4 % tijdens deze periode, is de terugval in de rangschikking dan ook niet verwonderlijk. Als we daarnaast Genk beschouwen, stellen we vast dat deze stad eerst zakt op de ranglijst tot zelfs de voorlaatste plaats. Tijdens de tweede periode, tussen 1999 en 2008 blijkt echter dat Genk een grote sprong maakt in de rangschikking. Deze sprong kunnen we verklaren doordat de Genkse Gini-coëfficiënt tijdens de tweede periode nagenoeg constant bleef, terwijl deze van de andere centrumsteden veel sterker toenam. Om vervolgens statistisch te testen hoe sterk de verschuivingen binnen de ranglijsten al dan niet zijn, maken we gebruik van de eerder genoemde Spearman correlatie coëfficiënt. Deze coëfficiënt definiëren we op de onderstaande manier:

$$\rho = \frac{\sum_i (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_i (x_i - \bar{x})^2 \sum_i (y_i - \bar{y})^2}}$$

De bijbehorende hypothesen zijn:

H₀: Er bestaat geen rangorde-relatie voor de centrumsteden tussen de twee jaren (onafhankelijk)

H₁: Er bestaat wel een rangorde-relatie voor de centrumsteden tussen de twee jaren (afhankelijk)

	1990 vs 1999	1999 vs 2008	1990 vs 2008
Spearman correlatie	0.5007	0.5917	0.5305
p-waarde	0.0814	0.0331	0.0622
Significant?	Ja	ja	ja
Aantal observaties	13	13	13

Tabel 12: de Spearman correlatie

¹⁴ Op plaats 1 vinden we de meest gelijke centrumstad.

Wanneer we de nulhypothese verwerpen en er bijgevolg een rangorde-relatie bestaat voor de centrumsteden tussen twee jaren, kunnen we de Spearman correlatie hanteren om de grootte van de verandering in te schatten. Bovenstaande tabel in acht nemend, weten we dat er een rangorde-relatie bestaat tussen de diverse jaren. Aangezien er tussen alle jaren een positieve Spearman correlatie bestaat, kunnen we concluderen dat de ranglijst in het tweede jaar vergelijkbaar is met deze van het eerste jaar. Met een correlatie die ligt tussen de 0.50 en 0.60 spreken we in dit geval van een matig positief verband tussen de diverse ranglijsten.

5.2.4 Conclusie

De gegevens van de Gini-coëfficiënt beschouwend, stellen we vast dat in de loop der jaren er een sterke stijging van de inkomensongelijkheid heeft plaatsgevonden. Zo nam de gemiddelde inkomensongelijkheid in de periode 1990 – 2008 toe met maar liefst 20 %. Wat echter opvalt, is dat er zich grote verschillen voordoen tussen de centrumsteden onderling m.b.t. de groei. Ongeacht dat er zich grote verschillen voordoen, stellen we echter vast dat de rangschikking van de centrumsteden in 2008 nog grote gelijkenissen vertoont met deze van 1990. De centrumsteden die in 2008 overigens gekenmerkt worden door de hoogste inkomensongelijkheid zijn de steden Antwerpen, Gent en Leuven.

6 Verklarende deelvraag

Zoals aangehaald in de methodologie van de tweede deelvraag, kunnen we een aantal econometrische modellen gebruiken om een analyse uit te voeren op de beschikbare dataset. In dit hoofdstuk trachten we een antwoord te vinden op de volgende vraag: *“Kan er een verklaring gegeven worden voor de verschillen in de inkomensongelijkheid van de Vlaamse centrumsteden?”* Het eerste model dat we zullen bespreken is het lineair regressiemodel, waarna we vervolgens het uitgebreidere fixed-effects-model zullen beschouwen.

6.1 Het lineair regressiemodel

Uit de methodologie weten we dat we zowel een enkelvoudig als meervoudig lineair regressiemodel kunnen opstellen. Door toepassing van de ‘trial-and-error’ methode, komen we tot de vaststelling dat zowel voor het enkelvoudig als meervoudig regressiemodel de cross-sectionele regressies (d.i. voor één bepaald jaar) zeer weinig significante resultaten opleverden. Vandaar dat we uitsluitend meervoudig gepoolde regressiemodellen zullen voorstellen in deze sectie. Bij zo een gepoold regressiemodel worden de gegevens van diverse jaren als het ware ‘op een hoop’ gegooid en wordt hierop de analyse uitgevoerd. Dit zorgt er echter voor dat er geen rekening gehouden wordt met de entiteitspecifieke invloeden.

	Gini-coëfficiënt voor belastingen	
	Model 1	Model 2
Eerste vertraging	Niet opgenomen	0.713***
		(0.090)
Werkloosheidsgraad	0.050	-0.015
	(0.083)	(0.050)
Bevolkingsdichtheid	0.087***	0.024
(in 1000-tallen)	(0.032)	(0.018)
Singlesgraad	0.312***	0.088
	(0.096)	(0.055)
Bevolkingsdichtheid * Singlesgraad	-0.211***	-0.045
	(0.067)	(0.037)
Migratiesaldo per capita	-0.645	-0.152
	(0.455)	(0.302)
Vergrijzing	-0.237	0.063
	(0.216)	(0.122)
Vergrijzing²	0.164	-0.091
	(0.219)	(0.124)

Reëel inkomen per capita	0.0017	0.0004
(in 1000-tallen)	(0.004)	(0.002)
Aangiften (Log)	0.005	-0.001
	(0.003)	(0.002)
2004	0.008	0.003
	(0.005)	(0.003)
2005	0.010*	-0.001
	(0.005)	(0.003)
2006	0.013**	-0.0003
	(0.005)	(0.003)
2007	0.015***	-0.0005
	(0.006)	(0.003)
2008	0.013***	-0.006*
	(0.005)	(0.003)
Constante	0.271***	0.059
	(0.082)	(0.052)
N (Aantal)	78	78
RMSE	0.010	0.006
Aangepaste R²	0.619	0.865
Legende: * p<0.1 ; ** p<0.05 ; *** p<0.01		

Tabel 13: twee lineaire regressiemodellen o.b.v. de OLS-methode

In bovenstaande tabel 13 zijn de resultaten beschikbaar van twee modellen die we hebben getest a.d.h.v. de eerder besproken OLS-methode. Voor beide regressies blijkt dat er slechts een beperkt aantal variabelen significant zijn. Het enige, doch niet onbelangrijke verschil tussen bovenstaande modellen is dat model 2 rekening houdt met de eerste vertraging van de Gini-coëfficiënt. Dat het opnemen van de eerste vertraging 'aangewezen' is, kunnen we enerzijds afleiden uit de hoge significantie van de factor zelf. Daarnaast stellen we vast dat de maatstaven voor een goede fit drastisch verbeteren in vergelijking met het eerste model. Zo neemt de RMSE (Root Mean Square Error) sterk af en krijgen we tegelijkertijd een toename van de aangepaste R-kwadraat¹⁵.

¹⁵ Herinner dat de aangepaste R-kwadraat een maatstaf is voor de hoeveelheid verklaarde variantie.

6.2 Het Fixed-Effects model

Hoewel het voorgaande regressiemodel significante resultaten opleverde, zullen we dit model toch niet aanwenden om de verschillen in de inkomensongelijkheid te verklaren. Het grote manco verbonden aan de twee bovenstaande modellen, is dat er geen rekening wordt gehouden met de niet-observeerbare entiteiteffecten. Vandaar dat we het fixed-effects-model, dat wel rekening houdt met deze invloeden, zullen aanwenden om de invloeden van de verschillende coëfficiënten op de Gini-index te verklaren. Eerst maken we een vergelijking tussen enerzijds het OLS-model en anderzijds het FE-model. Vervolgens zullen we a.d.h.v. de resultaten van het FE-model de invloeden van de diverse coëfficiënten op de Gini-coëfficiënt trachten te verklaren.

	Gini-coëfficiënt voor belastingen	
	OLS-Model	FE-Model
Eerste vertraging	0.713***	0.145***
	(0.090)	(0.038)
Werkloosheidsgraad	-0.015	0.180***
	(0.050)	(0.035)
Bevolkingsdichtheid	0.024	-0.210*
(in 1000-tallen)	(0.018)	(0.107)
Singlesgraad	0.088	-1.396***
	(0.055)	(0.338)
Bevolkingsdichtheid * Singlesgraad	-0.045	0.698***
	(0.037)	(0.221)
Migratiesaldo per capita	-0.152	-0.529***
	(0.302)	(0.166)
Vergrijzing	0.063	1.226***
	(0.122)	(0.286)
Vergrijzing^2	-0.091	-1.192***
	(0.124)	(0.238)
Reëel inkomen per capita	0.0004	0.018***
(in 1000-tallen)	(0.002)	(0.005)
Aangiften (Log)	-0.001	0.158***
	(0.002)	(0.027)
2003	0.003	0.005
	(0.003)	(0.004)
2004	-0.001	0.005
	(0.003)	(0.004)
2005	-0.0003	0.003
	(0.003)	(0.004)

2006	-0.0005	0.001
	(0.003)	(0.003)
2007	-0.006*	-0.001
	(0.003)	(0.001)
Constante	0.059	-0.092
	(0.052)	(0.146)
Totaal Aantal observaties	78	78
Aantal entiteiten	/	13
Observaties per entiteit	/	6
Aangepaste R²	0.865	0.911
Algemene R²	/	0.203
R² (Between)	/	0.230
R² (Within)	/	0.928
RMSE	0.006	0.002
Legende: * p<0.1 ; ** p<0.05 ; *** p<0.01		

Tabel 14: De FE- en OLS-methode

6.2.1 Verschilpunten tussen beide regressies

Tabel 14 in acht nemend, stellen we vast dat er tussen de twee modellen enerzijds een aantal verschilpunten optreden, maar dat er anderzijds ook een aantal gelijkenissen waarneembaar zijn. Zo blijkt uit de F-test van de tijdsdummies dat in beide modellen de tijdspecifieke effecten samen een significante invloed uitoefenen ($p=0.062$ en $p=0.089$ respectievelijk). Wat betreft gelijkenissen omtrent de significantie van variabelen, stellen we vast dat enkel de eerste vertraging in beide gevallen een positief significante invloed vertoont. Toch zien we dat ook hier er een groot verschil in impact optreedt tussen de twee modellen (0.713 bij OLS versus 0.145 bij FE). Voor de andere opgenomen variabelen stellen we overigens vast dat het FE-model veel meer significante resultaten oplevert. Zoals we eerder al hebben aangehaald kan er bij het fixed-effects model veel beter rekening gehouden worden met de entiteitspecifieke invloeden. Vandaar dat we a.d.h.v. dit model zullen proberen om de tekens van de variabelen te verklaren.

6.2.2 Bespreking van de regressieresultaten

In de voorgaande paragraaf hebben we het model geselecteerd dat we zullen gebruiken voor de bespreking van de verklarende variabelen. Sommige van deze variabelen, zoals de werkloosheidsgraad en het reëel inkomen, vergroten de inkomensongelijkheid in een stad. Andere variabelen, met o.a. het migratiesaldo per capita, oefenen dan weer een nivellerende invloed uit op de verdeling van de inkomens. In deze deelsectie beschrijven we voor elke variabele hoe groot de impact van elke variabele is op de inkomensongelijkheid. Daarnaast proberen we ook een verklaring te geven waarom een onafhankelijke variabele de Gini-coëfficiënt op een bepaalde (positieve of negatieve) manier beïnvloedt. Wegens gebrek aan informatie is echter niet voor alle variabelen mogelijk om een sluitende verklaring te geven.

6.2.2.1 Eerste vertraging

Het effect van de eerste vertraging van de Gini-coëfficiënt is positief. Een stijging van de inkomensongelijkheid gaat dus samen met een stijging van de Gini-coëfficiënt in het daaropvolgende jaar. De waarde van de coëfficiënt bedraagt 0.145 en is significant verschillend van nul, tot op het 1 % niveau ($t=3.80$; $p=0.003$). Concreet betekent dit dat een toename van de inkomensongelijkheid met één procentpunt, een stijging van de Gini-coëfficiënt met 0.145 procentpunt veroorzaakt. Wanneer de inkomensongelijkheid in een centrumstad toeneemt, zal de invloed hiervan in het daarop volgende jaar dus nog altijd zichtbaar zijn. Steden met een grotere ongelijkheid zullen bijgevolg steeds ongelijker worden (Albrecht, 2007). Ze komen als het ware in "een straatje zonder einde", "een vicieuze cirkel", terecht waaruit de centrumstad moeilijk kan ontsnappen. Door het incorporeren van de eerste vertraging van de Gini-coëfficiënt, moet er echter ook rekening gehouden worden met het feit dat de inkomensongelijkheid de andere variabelen in het model beïnvloedt. Hieraan zullen we verderop in deze masterproef nog specifiek aandacht besteden.

6.2.2.2 Werkloosheidsgraad

De coëfficiënt van de werkloosheidsgraad is positief, een verband dat reeds door andere onderzoekers werd bewezen. Zo concludeerden (Bolton & Breau, 2012) dat ook in de Canadese verstedelijkte gebieden een stijging in de werkloosheidsgraad een polariserende impact heeft op de verdeling van de inkomens. Maar de Canadese context is in vergelijking met de Vlaamse centrumsteden toch eerder een ver-van-mijn-bed-show, o.m. op demografische vlak. Toch blijkt echter uit de sociale staat van Vlaanderen (2009) dat ook op het Vlaams gemeentelijk niveau hetzelfde positieve verband terug te vinden is: een stijging van de werkloosheid leidt tot een stijging van de inkomensongelijkheid (Bircan et al., 2009).

Om dit positieve verband te verklaren, kunnen we de volgende hypothese formuleren: Wanneer mensen in de werkloosheid terechtkomen, worden ze opgevangen door het aanwezige sociale vangnet. Om te overleven ontvangen deze werklozen een uitkering, maar doorgaans ligt deze uitkering een stuk lager dan het gemiddelde inkomen in een centrumstad (Albrecht, 2007). Zo bedraagt de minimum werkloosheidsuitkering per maand in Vlaanderen slechts een kleine €500¹⁶. Aangezien in een stad het percentage werklozen veel kleiner is t.o.v. het aantal werkenden, zal een stijging van de werkloosheidsgraad ertoe leiden dat meer mensen terechtkomen in de onderste inkomensklassen. Dit brengt op zijn beurt een stijging van de inkomensongelijkheid met zich mee (Erksoy, 1994).

In onze situatie bedraagt de waarde van de werkloosheidscoëfficiënt 0.280. Deze waarde is significant verschillend van nul, tot op het niveau van 1 % ($t=5.16$; $p=0.000$). Wanneer de werkloosheidsgraad met één procentpunt stijgt, dan zal de inkomensongelijkheid in de centrumstad met 0.18 procentpunt toenemen. Ongeacht de hoge significantie van de coëfficiënt, beslaat het effect slechts 11.57 % ($0.00180/0.016$) van de standaardafwijking van Gini, wat dus niet bijster groot is. Een verandering van de werkloosheidsgraad beïnvloedt namelijk slechts een klein deel van de inkomens, terwijl de Gini-coëfficiënt berekend wordt op basis van alle inkomens

¹⁶ http://www.armoedebestrijding.be/cijfers_minimum_uitkeringen.htm#Leefloon

in de centrumstad. Merk wel op dat de werkloosheidsgraad in zowel Antwerpen als Genk meer dan vier procent boven het gemiddelde van alle centrumsteden ligt, terwijl het fixed-effects model de assumptie hanteert dat de coëfficiënt van de werkloosheid niet verschilt tussen de centrumsteden.

6.2.2.3 Migratiesaldo

Het teken van de coëfficiënt van het migratiesaldo per capita is negatief. Dit houdt dus in dat netto meer inwijkelingen gepaard gaat met een nivellering van de inkomensverdeling. Bij de Canadese steden leidt dit net tot het omgekeerde resultaat, namelijk een hogere inkomensongelijkheid (Bolton & Breau, 2012). De impact van het migratiesaldo hangt echter zeer sterk af van enerzijds de kenmerken of kwaliteiten van de immigranten en anderzijds van de samenstelling van de economie (Bircan et al., 2009). Vandaar dat Bircan et al. aangeven dat we de bevindingen en stellingen uit de Angelsaksische literatuur m.b.t. het migratiesaldo niet mogen doortrekken naar de Vlaamse context.

De waarde van de migratiesaldocoëfficiënt bedraagt -0.529 en is significant tot op het 1 % niveau ($t=-3.20$; $p=0.008$). Wanneer er één inwoner bijkomt per 100 bewoners, zal de inkomensongelijkheid in een centrumstad afnemen met 0.53 %punt. Voor het feit dat het migratiesaldo een verzachtend effect heeft, kunnen we een aantal hypothesen formuleren. Mensen veronderstellen, al dan niet terecht, dat een hogere migratiegraad positief gecorreleerd is met een hogere criminaliteitsgraad¹⁷ (Ilankumaran, Mallela, & Rao, 2004). Deze stigmatisering, gecombineerd met de hogere mobiliteit van de rijkere gezinnen om te verhuizen, maakt dat deze rijkere gezinnen als het ware de stad 'ontvluchten' (Cullen & Levitt, 1999). Door een exodus van de rijkere gezinnen zal dan ook bijgevolg de inkomensongelijkheid afnemen. Deze hypothese wordt overigens versterkt door het feit dat het gemiddeld inkomen in een centrumstad lager ligt dan het Vlaams gemiddeld inkomen¹⁸ en het gemiddelde inkomen van de gemeenten rond de centrumstad. Een tweede hypothese houdt in dat armen in een centrumstad vervangen worden door mensen met een hoger inkomen. Ook op deze manier leidt dit ertoe dat de inkomensongelijkheid afneemt. Omtrent deze hypothese vinden we echter zeer weinig terug in de literatuur, met als gevolg dat we geen uitspraak kunnen doen over de geldigheid ervan. We prefereren dus de eerste hypothese waarbij de rijke inwoners de stad ontvluchten.

6.2.2.4 Reëel gemiddeld inkomen per capita

Het reëel gemiddeld inkomen wordt gezien als een maatstaf voor de economische ontwikkeling van een centrumstad (Bolton & Breau, 2012). Het teken van deze coëfficiënt is positief, wat inhoudt dat een stijging van het gemiddeld reëel inkomen gepaard gaat met een stijging van de Gini-coëfficiënt. Net zoals bij het migratiesaldo, stellen we vast dat in de Canadese situatie zich het omgekeerde fenomeen voordoet: daar doet een stijging van het gemiddelde reële inkomen de inkomensongelijkheid in de centrumsteden afnemen (Bolton & Breau, 2012).

¹⁷ Wanneer we dit testen voor de centrumsteden, blijkt dit overigens niet het geval te zijn (migratiesaldo i.f.v. criminaliteit per capita is niet significant)

¹⁸ In 2008 bedroeg het gemiddeld inkomen in de centrumstad gemiddeld € 15846, terwijl het Vlaams gemiddelde op €16199 ligt.

Voor het polariserend effect op Vlaams niveau kunnen we enkele mogelijke verklaringen geven. Ten eerste evolueert Vlaanderen naar een kenniseconomie, veroorzaakt door de globalisering en de hierbij horende concurrentie van de lageloonlanden¹⁹. Deze kenniseconomie belooft voornamelijk de hoger opgeleide kenniswerkers, terwijl de laaggeschoolden een baan trachten te vinden in het spoor van deze economie (Albrecht, 2007). Ten tweede staat België erom bekend dat het in vergelijking met de buurlanden zeer hoge belastingen heft op arbeid. Dit kenmerk in acht nemend en rekening houdend met de beperkte toegevoegde waarde van laaggeschoolden in vergelijking met hoogopgeleiden, leidt dit tot de volgende conclusie: Vlaamse bedrijven zullen minder snel geneigd zijn om laaggeschoolden aan te werven in vergelijking met de hoogopgeleiden. Finaal zal dit een stijging van de inkomensongelijkheid teweegbrengen.

In ons model bedraagt de waarde van de coëfficiënt 0.018 en is deze significant tot op het niveau van 1 % ($t=3.47$; $p=0.005$). Wanneer het reële gemiddelde inkomen dus stijgt met 100 euro, dan zal de Gini-coëfficiënt toenemen met 0.18 %punt. Indien een centrumstad zich dus verder ontwikkelt op economisch vlak, zal de inkomensongelijkheid ook verder toenemen. Anders gesteld, de rijkere steden worden dus gekenmerkt door een hogere inkomensongelijkheid. Uit deze resultaten kunnen we afleiden dat de rijke inwoners van een centrumstad meer zullen profiteren van de economische ontwikkeling.

6.2.2.5 Vergrijzingsgraad

Zoals eerder vermeld, wordt de vergrijzingsgraad uitgedrukt als de verhouding van het aantal 60-plussers t.o.v. het aantal 20-tot 59-jarigen. Uit de resultaten blijkt dat ook de kwadratische coëfficiënt van de vergrijzingsgraad significant is tot op 1 %.

$$\text{vergrijzingsgraad} = 1.226 - 2 * 1.192 * \text{vergrijzingsgraad}$$

Door dit kwadratische verband wordt de polariserende invloed steeds kleiner naarmate de vergrijzingsgraad toeneemt. De vergrijzingsgraad zal zelfs nivellerend gaan werken van zodra de kritische grens²⁰ van 51 % wordt overschreden (d.i. een negatief effect op de Gini-coëfficiënt). Enkel Oostende voldoet aan dit criterium met een gemiddelde vergrijzingsgraad van 62.5%. Oostende oefent in vergelijking met de andere centrumsteden een bepaalde aantrekkingskracht uit op mensen van een hogere leeftijd. Het negatieve effect van de vergrijzingsgraad in Oostende bedraagt -0.264 en is significant tot op het niveau van 1%, ceteris paribus ($F = 20.50$; $p = 0.0007$). We weten dat de gemiddelde vergrijzing in de andere centrumsteden onder de kritische grens ligt, met als gevolg dat deze gekenmerkt worden door een positief effect van de vergrijzing op de inkomensongelijkheid. Dit effect verschilt echter niet voor alle steden significant van nul²¹. Deze niet significantie blijkt namelijk het geval te zijn voor de steden Antwerpen, Brugge, Kortrijk en Sint-Niklaas²².

¹⁹ We stellen een achteruitgang vast van het percentage dat tewerkgesteld is in de secundaire (=industriële) sector.

²⁰ Kritische grens = $1.226/(2*1.192)$

²¹ Zie bijlage voor de bijbehorende F-testen

²² Berekend o.b.v. de gemiddelde vergrijzing over de periode 2003-2008

Voor dit kwadratisch verband kunnen we de volgende potentiële verklaring geven: van zodra mensen het einde van hun loopbaan bereiken, ontvangen ze maandelijks een pensioen. Afhankelijk van de grootte van hun tweede (d.i. pensioensparen door de werkgever) en derde pensioenpijler (d.i. pensioensparen op individuele basis) ligt deze uitkering echter vaak een pak lager dan hun laatste wedde²³. Met name zelfstandigen kennen doorgaans een sterke achteruitgang van hun inkomen wanneer ze besluiten om op pensioen te gaan²⁴ (Dhevi Baskar, De Schutter, & Hellendoorn, 2012). Indien het aantal gepensioneerden in verhouding tot het aantal werkenden dus relatief laag ligt, zal dit ertoe leiden dat nieuw-gepensioneerden terecht komen in een lagere inkomensklasse. In deze situatie zal een stijging van de vergrijzingsgraad er dus toe leiden dat de inkomensongelijkheid toeneemt. Wanneer echter de vergrijzingsgraad voldoende hoog is en bijgevolg veel mensen ongeveer hetzelfde loon(pensioen) ontvangen, zal dit net leiden tot het omgekeerde resultaat: een onlangs gepensioneerde zal niet terechtkomen in de onderste inkomenslagen, maar wel in de brede middenmoot. Bij een voldoende hoge initiële vergrijzingsgraad doet een stijging van deze graad de inkomensongelijkheid dus afnemen. Op deze manier kunnen we het kwadratisch effect van de vergrijzingsgraad op de Gini-coëfficiënt voor de Vlaamse centrumsteden verklaren.

De hierboven geopperde verklaring is echter uitsluitend van toepassing op mensen die reeds binnen de centrumsteden gevestigd zijn en na verloop van tijd zullen behoren tot de vergrijzde groep. Maar daarnaast oefenen de steden hoogstwaarschijnlijk op bejaarde mensen van buiten de stadsgrenzen een bepaalde aantrekkingskracht uit, met Oostende als grootste voorbeeld. Deze aantrekkingskracht kan voortvloeien uit de nabijheid van een ziekenhuis of de grotere beschikbaarheid van serviceflats. Omtrent het inkomen van deze (migrerende) mensen hebben we echter geen informatie beschikbaar, waardoor we hierover geen uitspraak kunnen doen²⁵.

Uit de wetenschappelijke literatuur, en aan de hand van de beschikbare bevolkingsstatistieken weten we dat de vergrijzingsgraad in de komende jaren verder zal stijgen (de Groot & Weijers, 2007). Zo wordt België, en in het bijzonder Vlaanderen, gekenmerkt door zowel structurele alsook conjuncturele vergrijzing. Ten eerste leeft de Vlaming gemiddeld genomen een stuk langer dan pakweg 50 jaar geleden. Dit wordt mede mogelijk gemaakt door enerzijds een betere geneeskunde en anderzijds een goed ontwikkelde gezondheidszorg. Daarnaast stellen we vast dat het geboortecijfer in België relatief laag blijft sinds het eind van de jaren 70. En *last but not least*: de babyboomgeneratie begint langzamerhand de pensioengerechtigde leeftijd te bereiken (Bender, 1991). De vergrijzingsgraad zal bijgevolg een belangrijke invloed blijven uitoefenen op de verdeling van de inkomens.

²³ <http://www.onprvp.fgov.be/nl/futur/paginas/kenuwpensioen.aspx>

²⁴ http://www.belgium.be/nl/werk/pensioen_en_einde_loopbaan/pensioen/regels/

²⁵ We beschikken uitsluitend over de algemene Gini-coëfficiënt en niet over de individuele inkomens van de inwoners.

6.2.2.6 Effect van de bevolkingsdichtheid in interactie met de singlesgraad

De invloed van de bevolkingsdichtheid op de inkomensongelijkheid hangt af van het percentage alleenstaanden in een centrumstad. Het effect van de bevolkingsdichtheid moeten we dus op de volgende manier definiëren:

$$\text{Bevolkingsdichtheid} = -0.210 + 0.698 * \text{singlesgraad}$$

Hieruit kunnen we afleiden dat de bevolkingsdichtheid een verhoging van de inkomensongelijkheid teweegbrengt van zodra de singlesgraad in een centrumstad de kritische grens van 30 % overschrijdt²⁶. Bij het gemiddeld percentage aan alleenstaanden voor de dertien steden (d.i. 0.358), bedraagt de invloed van de bevolkingsdichtheid op de inkomensongelijkheid 0.041. Als we dit testen, stellen we echter vast dat dit effect niet significant verschilt van nul²⁷. Wanneer we de centrumsteden beschouwen, zien we dat er alleen in Antwerpen en Leuven een significant positief effect heerst van de bevolkingsdichtheid op de inkomensongelijkheid.

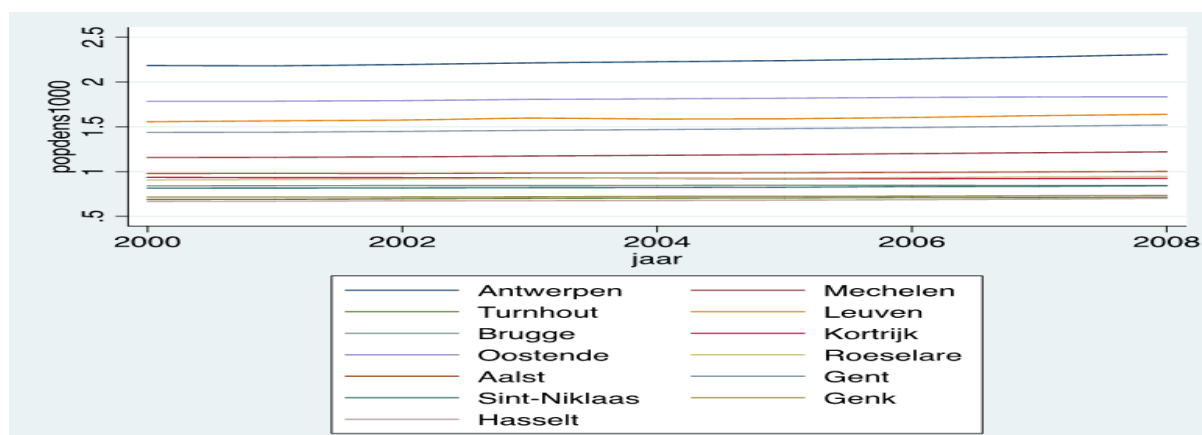
Deze twee steden verschillen dus qua demografie, en met name op het vlak van alleenstaanden, van de andere centrumsteden. Enerzijds zullen Antwerpen en Leuven een bepaalde aantrekkingskracht uitoefenen op alleenstaanden, bijvoorbeeld door het uitgebreide uitgaansleven. Anderzijds is het algemeen geweten dat Antwerpen en Leuven echte studentensteden zijn. Vaak blijven deze studenten, die doorgaans single zijn, na hun studies 'plakken' in de hoop om een eerste job te vinden in de stad zelf. Hierdoor kunnen we verklaren waarom precies deze twee steden gekenmerkt worden door een hoge graad van alleenstaanden.

Steden met een grotere bevolkingsdichtheid, zoals in dit geval Antwerpen en Leuven, vormen vaak een geliefkoosde vestigingsplaats voor de (hoofd)kantoren van grote (inter)nationale ondernemingen (Bolton & Breau, 2012; Cantillon, Defever, Hufkens, Mortelmans, & Van Lancker, 2013). Denk hierbij o.m. aan Stella Artois in Leuven en BASF in Antwerpen. Deze ondernemingen belonen doorgaans eerder de hoger opgeleiden en de mensen uit de bovenste inkomensklassen. Zoals eerder aangehaald zijn Antwerpen en Leuven echte studentensteden, met als gevolg dat deze twee steden hoogstwaarschijnlijk gekenmerkt zullen worden door een hoger percentage hoogopgeleiden. Aangezien deze groep eerder beloond wordt door de grote bedrijven, zal dit een stijging van de inkomensongelijkheid in deze centrumsteden met zich meebrengen (Bolton & Breau, 2012).

Concreet betekent dit het volgende: Wanneer in Antwerpen de bevolkingsdichtheid met 100 inwoners per km² toeneemt, dan zal de Gini-coëfficiënt stijgen met 1.11 %punt (F=3.41 ; p=0.0895). Voor Leuven zal dit zelfs leiden tot een stijging van de inkomensongelijkheid met 1.15%punt (F=3.64 ; p=0.0805).

²⁶ Kritische grens = 0.210/0.698

²⁷ Zie bijlage voor de bijbehorende F-testen



Figuur 9: verloop van de bevolkingsdichtheid over de jaren heen

Merk op dat de coëfficiënt van de bevolkingsdichtheid in vergelijking met de andere coëfficiënten in het model slechts significant is tot op het 10 % niveau ($t=-1.95$; $p=0.075$). Wanneer we bovenstaande figuur 9 beschouwen, zien we dat de bevolkingsdichtheid in de loop der jaren nagenoeg constant is gebleven. We weten echter uit de theorie dat het fixed-effects model over de jaren heen voldoende variabiliteit vereist om een betrouwbare uitspraak te kunnen doen. Dit biedt bijgevolg een mogelijke verklaring waarom de coëfficiënt van de bevolkingsdichtheid een minder grote significantie vertoont (Stock & Watson, 2011).

6.2.2.7 Effect van de singlesgraad in interactie met de bevolkingsdichtheid

In de voorgaande sectie zijn we nagegaan hoe het effect van de bevolkingsdichtheid verandert in functie van de singlesgraad. In deze sectie gaan we de omgekeerde situatie onderzoeken: Wat bedraagt het effect van de singlesgraad op de Gini-coëfficiënt en hoe verandert de invloed ervan in functie van de bevolkingsdichtheid.

Aan de hand van de interactieterm tussen de twee variabelen kunnen we reeds afleiden dat de dichtbevolkte steden gekenmerkt worden door een hoger percentage alleenstaanden. Gebruikmakend van de regressiecoëfficiënten kunnen we het effect van de singlesgraad op de Gini-coëfficiënt op de volgende manier definiëren:

$$\text{Singlesgraad} = -1.396 + 0.698 * \text{bevolkingsdichtheid}$$

Hieruit kunnen we afleiden dat van zodra de bevolkingsdichtheid de kritische grens van 2000 inwoners per km² overschrijdt²⁸, er een positieve impact van de singlesgraad op de Gini-coëfficiënt ontstaat. Enkel de centrumstad Antwerpen voldoet aan dit profiel met een bevolkingsdichtheid van 2300 inwoners per km². De invloed van de singlesgraad op de Gini-coëfficiënt bedraagt in Antwerpen bijgevolg 0.178, maar is statistisch niet significant ($F=0.93$; $p=0.3550$). Zoals eerder vermeld liggen de andere centrumsteden niet boven de kritieke waarde met als gevolg dat een toename van de singlesgraad een nivellerend effect zal hebben op de inkomensongelijkheid. Mogelijk kunnen we een deel van dit nivellerende effect verklaren door de verschillen in werkloosheidsuitkeringen. Zo ontvangen alleenstaanden een uitkering die beduidend hoger ligt dan

²⁸ Bevolkingsdichtheid = $1.396 / 0.698 = 1.999$; Merk op dat de bevolkingsdichtheid gedeeld is door 1000.

deze van mensen die samenwonen (€953 versus €714)²⁹. Wanneer we de significante verschillen berekenen, rekening houdend met de bevolkingsdichtheid in de centrumstad, bekomen we de volgende effecten:

Centrumstad	bevolkingsdichtheid ^{30 31}	effect	F-test (1,12)	p-waarde	significant
Antwerpen	2.308	0.2159	1.22	0.2917	nee
Mechelen	1.219	-0.5448	32.41	0.0001	ja
Turnhout	0.714	-0.8975	22.94	0.0004	ja
Leuven	1.638	-0.2523	9.64	0.0091	ja
Brugge	0.846	-0.8053	25.03	0.0003	ja
Kortrijk	0.924	-0.7508	26.49	0.0002	ja
Oostende	1.835	-0.1147	1.16	0.3029	nee
Roeselare	0.946	-0.7355	26.93	0.0002	ja
Aalst	1.002	-0.6964	28.12	0.0002	ja
Gent	1.519	-0.3353	20.16	0.0007	ja
Sint-Niklaas	0.841	-0.8088	24.94	0.0003	ja
Genk	0.731	-0.8856	23.18	0.0004	ja
Hasselt	0.700	-0.9072	22.75	0.0005	ja
Gemiddeld	1.154	-0.5902	31.39	0.0001	ja

Tabel 15: effect van de singlesgraad in interactie met de bevolkingsdichtheid

Als we bijvoorbeeld de invloed van het percentage alleenstaanden in Hasselt beschouwen, dan stellen we vast dat een stijging van de singlesgraad met 1 %punt de Gini-coëfficiënt doet afnemen met 0.91 %punt. Uit de bovenstaande tabel kunnen we afleiden dat bij het huidige peil van bevolkingsdichtheid in 2008, de singlesgraad een verzachtende effect uitoefent op de inkomensongelijkheid.

6.2.2.8 Fiscale aangiften

In de gebruikte regressie hanteren we de logaritme van de fiscale aangiften. De coëfficiënt van deze variabele is positief, wat inhoudt dat een stijging van het aantal aangiften gepaard gaat met een stijging van de inkomensongelijkheid. Uit de statistieken blijkt dat er in de afgelopen vijftien jaar een sterke toename heeft plaatsgevonden van het aantal aangiften.

Deze stijging kan verklaard worden door een aantal factoren. Op economisch vlak is er de laatste jaren een grote groep schoolverlaters tot de markt toegetreden. Deze groep is verplicht om een aangifte te doen en gezien hun geringe ervaring zullen ze doorgaans een lager loon (t.o.v. het gemiddelde) ontvangen. Naast deze economische factor speelt er ook een sociale factor: Vlaanderen kent een explosieve stijging van het aantal echtscheidingen en éénoudergezinnen (Albrecht, 2007; Corijn, 2011). Waar een getrouwd of samenwonend stel oorspronkelijk slechts één aangifte moest indienen, zal dit omwille van een scheiding resulteren in twee aangiften.

²⁹ http://www.armoedebestrijding.be/cijfers_minimum_uitkeringen.htm#Leefloon

³⁰ Aantal inwoners per km², gedeeld door 1000.

³¹ Bevolkingsdichtheid in het jaar 2008

Afhankelijk van waar de alleenstaande terechtkomt in de inkomensklasse zal dit ofwel leiden tot een nivellering, ofwel tot een dualisering van de inkomensverdeling. Normaliter zal een scheiding er echter voor zorgen dat men minder verdient en men bijgevolg in de onderste inkomensklassen terechtkomt. Hierdoor zal de inkomensongelijkheid dus verder toenemen (Albrecht, 2007).

De coëfficiënt van de (logaritme) van de fiscale aangiften is positief. De waarde ervan bedraagt 0.158 en is significant tot op het 1%-niveau ($t = 5.79$; $p = 0.000$). Een stijging van het aantal fiscale aangiften met 1 % zal dus een toename van de Gini-coëfficiënt met zich meebrengen van 0.158 %punt, ceteris paribus.

Alleenstaande ouders kennen overigens een nog grotere terugval. Alleenstaande ouders kunnen veel minder tijd steken in hun job, aangezien ze veel meer tijd nodig hebben om voor hun gezin te zorgen. Hierdoor zullen alleenstaande ouders doorgaans minder verdienen waardoor de inkomensongelijkheid ook weer verder zal toenemen (Cantillon et al., 2013). Deze twee factoren (sociaal en economisch) verklaren waarom er een stijging van het aantal aangiften heeft plaatsgevonden en waarom deze stijging een toename van de inkomensongelijkheid met zich meebrengt.

6.2.2.9 Conclusie

In dit hoofdstuk hebben we getracht om een verklaring te vinden voor de wijze waarop een onafhankelijke variabele de inkomensongelijkheid beïnvloedt. Zo zagen we bijvoorbeeld dat de werkloosheidsgraad de Gini-coëfficiënt doet toenemen, wat we kunnen verklaren door het feit dat de uitkeringen een stuk lager liggen dan het gemiddeld inkomen.

6.2.3 Dynamisch fixed-effects model

Deze masterproef is gebaseerd op de paper van Bolton en Breau (2012) waarbij de factoren onderzocht werden die de inkomensongelijkheid in de Canadese verstedelijkte gebieden beïnvloedt. De door hen gehanteerde technieken, namelijk de OLS en FE-methode, sluiten mooi aan bij de kennis die ik omtrent econometrie heb kunnen opbouwen. De resultaten van deze twee methodes vormen dan ook de basis van deze masterproef. Maar aangezien de toegepaste modellen een eerste vertraging opnemen, heb ik uit interesse ook een dynamische FE-methode losgelaten op de dataset.

Doordat we de eerste vertraging van de Gini-coëfficiënt opnemen in het model, bekomen we een dynamisch panel waarbij er een wisselwerking optreedt tussen de Gini-coëfficiënt en de andere variabelen. Bij de fixed-effects-methode die we tot nu toe hebben gebruikt, gingen we er echter vanuit dat het een statisch panel betreft. Aangezien we het dynamische aspect hierbij niet in overweging nemen, zal er bijgevolg een vertekening optreden bij het toepassen van de gewone OLS-of FE-methode (Arellano & Bond, 1991; Baum, 2013a). Om te verklaren waar deze vertekening vandaan komt, vertrekken we van het volgende (dynamische) model:

$$Gini_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Gini_{i,t-1} + \beta_2 popdens_{it} + \dots + \beta_k realinc_{i,t} + u_{i,t}$$

$$met u_{i,t} = \mu_i + v_{i,t}$$

6.2.3.1 Positieve Bias van de OLS-methode

Wanneer we de gewone OLS-methode loslaten op het model, merken we al gauw dat we in de problemen komen. Aangezien $Gini_{i,t}$ samenhangt met μ_i (entiteitspecifieke effecten), zal bijgevolg $Gini_{i,t-1}$ ook samenhangen met de foutterm $u_{i,t}$. Dit maakt dat $Gini_{i,t-1}$ een endogene variabele is waardoor een essentiële voorwaarde van de OLS-methode vervalt³² (B. H. Baltagi, 2005). Of het om een overschatting of onderschatting gaat, zullen we weergeven a.d.h.v. de variabelen uit het gehanteerde model.

Veronderstel dat voor een bepaalde centrumstad er een sterke daling van de Gini-coëfficiënt heeft plaatsgevonden in 2004, die niet te wijten valt aan een variabele in het model. Hierdoor zal het fixed effect voor die centrumstad over de gehele periode (2003 – 2008 in dit geval) lager komen te liggen, ceteris paribus. Deze negatieve schok maakt dat in 2005 de eerste vertraging van de Gini-coëfficiënt en het fixed effect beide lager liggen, m.a.w. de eerste vertraging is positief gecorreleerd³³ met het fixed effect. Wat er eigenlijk gebeurt, is dat er voorspellende kracht wordt toegekend aan de coëfficiënt van de eerste vertraging die eigenlijk toebehoort aan het fixed effect, met een **opwaartse bias** (of vertekening) van de coëfficiënt van $Gini_{i,t-1}$ als gevolg (M. J. Flannery & K. W. Hankins, 2013; Mileva, 2007).

6.2.3.2 Negatieve bias van de fixed-effects methode

Zoals we reeds in de inleiding van dit hoofdstuk hebben aangehaald, zal ook het toepassen van de gewone fixed-effects-methode vertekening met zich meebrengen. Om deze methode te kunnen gebruiken, moet er op de gegevens de within-transformatie³⁴ toepassen. Door deze transformatie bekomen we echter een niet te onderschatten correlatie tussen de getransformeerde vertraging en foutterm (Bond, 2009).

Correlatie tussen de vertraging en de foutterm:

*We weten dat de getransformeerde eerste vertraging gedefinieerd wordt als $y_{i,t-1} - \frac{1}{T-1}(y_{i,1} + \dots + y_{i,t} + \dots + y_{i,T})$, terwijl de aangepaste foutterm van de vorm $v_{i,t} - \frac{1}{T-1}(v_{i,2} + \dots + v_{i,t-1} + \dots + v_{i,T})$ is. De component $-\frac{y_{i,t}}{T-1}$ in de eerste term is gecorreleerd met $v_{i,t}$ in de tweede term. Anderzijds is de term $-\frac{v_{i,t-1}}{T-1}$ uit de tweede vergelijking ook gecorreleerd met de $y_{i,t-1}$ uit de eerste transformatie. Hoewel er nog correlaties aanwezig zijn tussen andere paren in de transformatie, zal de correlatie tussen het besproken paar doorwegen. Aangezien het hier om een negatieve correlatie gaat, krijgen we een **neerwaartse vertekening** van de coëfficiënt van de eerste vertraging als gevolg.*

³² Aangezien blijkt dat de eerste vertraging samenhangt met een verandering in de inkomensongelijkheid en de vertraging op zich ook samenhangt met de error term, bekomen we een verklarende variabele die gecorreleerd is met de foutterm. Als gevolg hiervan hebben we omitted variable bias waardoor we geen juiste schattingen meer kunnen maken.

³³ Merk op dat deze correlatie niet verdwijnt wanneer er meer tijdperiodes worden opgenomen

³⁴ de within-transformatie is een transformatie waarbij we de gemiddelde waarde over de jaren heen voor een entiteit aftrekken van de oorspronkelijke waarde. Op deze manier kan er namelijk gecontroleerd worden voor de entiteit-specifieke effecten. Zie de sectie fixed-effects in het hoofdstuk methodologie.

6.2.3.3 Dynamische fixed-effects methode

Uit bovenstaande paragrafen hebben we kunnen afleiden dat er enerzijds een opwaartse vertekening van de eerste vertraging optreedt bij het hanteren van de OLS-methode, terwijl er anderzijds een neerwaartse bias optreedt bij het toepassen van de gewone (statische) fixed-effects-methode. Volgens Bond (2002) dient de coëfficiënt van de eerste vertraging tussen de coëfficiëntwaardes van de OLS- en FE-methode te liggen. De door Bond voorgestelde schatters zijn specifiek ontworpen voor de volgende situatie: kleine T, grote N (d.i. beperkte tijdsperiodes t.o.v. zeer veel entiteiten); een lineaire functionele relatie ; een enkelvoudige variabele op de linkerzijde die dynamisch is en bijgevolg afhangt van zijn vertraging(en); onafhankelijke variabelen die niet strikt exogeen³⁵ zijn; vaste individuele effecten (d.i. fixed effects); heteroscedasticiteit en autocorrelatie binnen entiteiten, maar niet tussen de verschillende entiteiten op zich (Mileva, 2007). Wanneer we deze methode toepassen in STATA, bekomen we de volgende regressieresultaten:

	Gini-coëfficiënt voor belastingen		
	OLS-Model	Statisch FE-model	Dynamisch FE-model
Eerste vertraging	0.713***	0.145***	0.213**
	(0.090)	(0.038)	(0.096)
Werkloosheidsgraad	-0.015	0.180***	0.171*
	(0.050)	(0.035)	(0.090)
Bevolkingsdichtheid	0.024	-0.210*	-0.344
(in 1000-tallen)	(0.018)	(0.107)	(0.233)
Singlesgraad	0.088	-1.396***	-0.857
	(0.055)	(0.338)	(0.644)
Bevolkingsdichtheid * Singlesgraad	-0.045	0.698***	0.442
	(0.037)	(0.221)	(0.484)
Migratiesaldo per capita	-0.152	-0.529***	-0.372
	(0.302)	(0.166)	(0.259)
Vergrijzing	0.063	1.226***	0.332
	(0.122)	(0.286)	(0.571)
Vergrijzing^2	-0.091	-1.192***	-0.594
	(0.124)	(0.238)	(0.518)
Reëel inkomen per capita	0.0004	0.018***	0.019***
(in 1000-tallen)	(0.002)	(0.005)	(0.006)
Aangiften (Log)	-0.001	0.158***	0.127***
	(0.002)	(0.027)	(0.029)

³⁵ Exogeen: variabelen die niet gecorreleerd zijn met fouttermen uit het verleden, heden of toekomst.

2004	0.003	0.005	0.002
	(0.003)	(0.004)	(0.002)
2005	-0.001	0.005	0.001
	(0.003)	(0.004)	(0.002)
2006	-0.0003	0.003	0.001
	(0.003)	(0.004)	(0.004)
2007	-0.0005	0.001	0.001
	(0.003)	(0.003)	(0.006)
2008	-0.006*	-0.001	0.002
	(0.003)	(0.001)	(0.007)
Constante	0.059	0-.092	/
	(0.052)	(0.146)	
Totaal Aantal observaties	78	78	78
Aantal entiteiten	/	13	13
Observaties per entiteit	/	6	6
Aangepaste R²	0.865	0.911	/
Algemene R²	/	0.203	/
R² (Between)	/	0.230	/
R² (Within)	/	0.928	/
RMSE	0.006	0.002	/
Legende: * p<0.1 ; ** p<0.05 ; *** p<0.01			

Tabel 16: De dynamische FE-methode

Tabel 16 beschouwend, stellen we vast dat de coëfficiëntwaarde voor de eerste vertraging bij de dynamische methode tussen deze van de andere twee methoden ligt. Dit staat bijgevolg de uitspraken van Bond dat de OLS-methode een overschatting oplevert en de FE-methode een onderschatting. Daarnaast valt er bij het dynamische model meteen op dat een aantal variabelen hun significantie behouden, terwijl andere variabelen niet meer significant blijken. Ongeacht dat er een wisselwerking optreedt tussen de Gini-coëfficiënt en deze variabelen, stellen we vast dat zowel de aangiften als de het reële inkomen per capita hun hoge significantie behouden. In verder onderzoek moet er dus ook nagedacht worden over de mogelijke invloed van de inkomensongelijkheid op deze variabelen.

7 Verder onderzoek

Deze masterproef omtrent de inkomensongelijkheid in de Vlaamse centrumsteden opent perspectieven voor verder onderzoek. Deze perspectieven vloeien voornamelijk voort uit de beperkingen m.b.t. de gegevens.

Uit de literatuurstudie weten we dat de scholingsgraad een zeer belangrijke invloed zou kunnen uitoefenen op de inkomensongelijkheid (Glaeser, 2004; Glaeser et al., 2008). Met name het onderscheid tussen mensen met een middelbaar of hoger diploma speelt in de Amerikaanse context een grote rol. Gezien het ontbreken van gegevens omtrent de scholingsgraad in de Vlaamse centrumsteden, dient hiernaar verder onderzoek te gebeuren. Op deze manier krijgt het model minder te maken met omitted variable bias en kunnen we een meer betrouwbare uitspraak doen omtrent de verklarende variabelen.

Een tweede beperking van gegevens die voer kan vormen voor verder onderzoek is de Gini-coëfficiënt op zich. Zoals we hebben aangehaald in de literatuurstudie is er ook een groot nadeel verbonden aan het gebruik van de Gini-coëfficiënt. Aangezien we enkel over de Gini-index per centrumstad beschikken en geen informatie hebben omtrent de individuele fiscale aangiften op zich kan er in de eerste plaats geen uitspraak gedaan worden over de verdeling van al de inkomens. Doordat we niet beschikken over de individuele aangiften en de bijbehorende kenmerken kunnen we niet voor al de variabelen een sluitende verklaring geven. Zo weten we bijvoorbeeld niet wat het inkomen bedraagt van iemand die migreert naar een centrumstad. Hoewel dit hoogstwaarschijnlijk zal leiden tot een zeer uitgebreid onderzoek, kan dit zeker een meerwaarde opleveren omtrent het verklaren van de inkomensongelijkheid in de Vlaamse centrumsteden.

Zoals meermaals aangehaald in deze masterproef, hebben we ons gebaseerd op de paper van Bolton en Breau (2012). In hun paper hanteren ze enkel de OLS- en de statische FE-methodes, die perfect aansluiten bij de opleiding als handelsingenieur. Het dynamische FE-model, dat we puur uit interesse hebben laten lopen, biedt bijgevolg perspectieven voor verder onderzoek. Zeker gezien de bekomen resultaten m.b.t. de eerste vertraging van de Gini-coëfficiënt het dynamische model ondersteunen. Daarnaast is het ook zeer interessant om verder te onderzoeken wat de mogelijke oorzaken zijn voor de wisselwerking die er optreedt tussen de Gini-index en de potentiële verklarende variabelen.

In deze masterproef hebben we onderzoek gevoerd naar de inkomensongelijkheid in de 13 Vlaamse centrumsteden. Aangezien de gemiddelde Vlaamse gemeente qua samenstelling en structuur erg verschilt van een centrumstad is het bijgevolg dan ook interessant om onderzoek te voeren naar de inkomensongelijkheid bij de Vlaamse gemeenten. Daarnaast kan deze Vlaamse situatieschets ook uitgebreid worden met enkele Waalse grootsteden, zodat we ook een beeld kunnen vormen van de inkomensongelijkheid in een Belgische stedelijke context.

8 Conclusie

Zoals we gesteld hebben in de probleemstelling van deze masterproef, deed er zich op het Vlaams centrumstedelijk vlak een hiaat voor m.b.t. de inkomensongelijkheid. Als basis voor deze masterproef heeft de Canadese situatieschets van Bolton en Breau (2012) gediend. Vandaar ook dat we zowel een beschrijvende als verklarende analyse hebben uitgevoerd op de dataset.

Wat betreft de inkomensongelijkheid in de Vlaamse centrumsteden stelden we vast dat er een groot verschil optreedt tussen de Gini-coëfficiënt voor en na belastingen. Aangezien de inkomensongelijkheid afneemt, kunnen we dus concluderen dat de belastingen een herverdelend effect uitoefenen. Ongeacht dit herverdelend effect nam de inkomensongelijkheid in de loop der jaren alleen maar toe, met een toename van maar liefst twintig procent tussen 1990 en 2008. Zo bekomen we een gemiddelde Gini-coëfficiënt in 2008 van zelfs 36.7 % (t.o.v. 30.1% in 1990). Hoewel er in de loop der jaren een grote toename in de inkomensongelijkheid heeft plaatsgevonden, blijkt dat over het algemeen de rangorde niet extreem gewijzigd is. Zo behoren bijvoorbeeld Antwerpen, Leuven en Gent in 2008 nog altijd tot de meest ongelijke steden.

Voor het verklarende onderzoek hebben we geopteerd om de fixed-effects-methode toe te passen op de samengestelde dataset. Deze methode is namelijk het best geplaatst om de potentiële verklarende factoren te onderzoeken. Uit de resultaten blijkt dat de werkloosheidsgraad, de fiscale aangiften, het reële inkomen per capita en de eerste vertraging een ongelijkheid verhogende invloed uitoefenen. Het migratiesaldo per capita doet daarentegen de inkomensongelijkheid afnemen. Ook zijn er een aantal variabelen met elkaar verweven, met als gevolg dat we geen eenduidige uitspraak kunnen doen over het verklarende effect van deze variabelen. Zo veroorzaakt bijvoorbeeld de bevolkingsdichtheid een dualiserend effect van zodra de singlesgraad de kritische grens van 30 % overschrijdt. Daarnaast neemt de vergrijzingsgraad een kwadratisch vorm aan waarbij een toename ervan de inkomensongelijkheid doet afnemen van zodra de kritische grens van 51 % wordt gepasseerd. Voor al deze variabelen hebben we getracht om het positieve of negatieve verband op de Gini-coëfficiënt te verklaren.

9 Lijst der geraadpleegde werken

- Abreu, Orlando. (2004). Income tax reform in Belgium: a free lunch? *ECFIN Country Focus*, 1(14), 1-6.
- Albrecht, Johan. (2007). Rijker maar ongelijker. Is de recente toename van de inkomensongelijkheid een statistische constructie? (Vol. 7): Itinera Institute.
- Arellano, Manuel, & Bond, Stephen. (1991). Some tests of specifications for panel data: monte carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Baeyens, Katleen, Pacolet, Jozef, Perelman, Sergio, & Pestieau, Pierre. (2007). Een indicator voor de omvang en evolutie van het zwartwerk in de Belgische economie. Leuven: Federale overheidsdienst Werkgelegenheid, Arbeid en Sociaal Overleg.
- Baltagi, Badi. (2005). *Econometric analysis of panel data* (Vol. 3).
- Baltagi, Badi H. (2005). *Econometric analysis of panel data*: John Wiley & Sons
- Baum, Christopher. (2013a). Dynamic Panel data estimators.
- Baum, Christopher. (2013b). *Dynamic panel data estimators*. Applied Econometrics.
- Belga. (2012). Zwartwerk vastgesteld bij één controle op de drie, *De Standaard*.
- Bender, James G. (1991). An overview of systems studies of Automated Highway Systems. *IEEE Transactions on vehicular technology*, 40(1), 18.
- Bircan, Tuba , Hooghe, Marc , & Kayaoglu, Aysegul (2009). De sociale staat van Vlaanderen (pp. 363-380).
- Bolton, Kenyon, & Breau, Sébastien. (2012). Growing Unequal? Changes in the Distribution of Earnings across Canadian Cities. *Urban studies*, 49(6), 1377-1396.
- Bond, Stephen. (2002). *DYNAMIC PANEL DATA MODELS: A GUIDE TO MICRO DATA METHODS AND PRACTICE*. The institute for fiscal studies department of economics.
- Bond, Stephen. (2009). *Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice*. Centre for microdata methods and practice.
- Bral, Luk, Jacques, Annelies, Schelfaut, Hilde, Stuyck, Karen, & Vanderhasselt, Ann. (2011). Stadsmonitor 2011: Een monitor voor leefbare en duurzame Vlaamse steden. In T. i. d. stad (Ed.): Vlaamse overheid.
- Breau, Sébastien. (2007). Income inequality across Canadian provinces in an era of globalization: explaining recent trends. *The Canadian Geographer*, 53(1), 72-90.

- Cantillon, Bea, Defever, Christine, Hufkens, Tine, Mortelmans, Dimitri, & Van Lancker, Wim. (2013). De inkomenspositie en het armoederisico van alleenstaande ouders in Vlaanderen. In M. Callens, J. Noppe & L. Vanderleyden (Eds.), *De sociale staat van Vlaanderen 2013*: Vlaamse Overheid.
- Cantillon, Bea, & Verbist, Gerlinde. (1999). De sociale en fiscale herverdeling in België *Centrum voor sociaal beleid*: Universiteit Antwerpen.
- Ceriani, Lidia, & Verme, Paolo. (2011). The origins of the Gini index: extracts from *Variabilità e Mutabilità* (1912) by Corrado Gini. *Journal of Economic Inequality*, 10, 421-443.
- Corijn, Martine. (2011). De (in)stabiliteit van huwelijken in België (Vol. 5): Studiedienst van de Vlaamse regering.
- Cullen, J.B., & Levitt, S.D. (1999). Crime, urban flight, and the consequences for cities. *The review of economics and statistics*, 81, 159-169.
- Dalton, Hugh. (1920). the Measurement of the Inequality of Incomes. *The Economic Journal*, 30(119), 348-361.
- Damgaard, Christian, & Weiner, Jacob. (2000). Describing inequality in plant size or fecundity. *Ecology*, 81(4), 1139-1142.
- De Grauwe, Paul. (2003). De toekomst van de industrie in België: Katholieke Universiteit Leuven.
- de Groot, G.J., & Weijers, E.P. (2007). Energiewinning uit weginfrastructuur: Energy research Centre of the Netherlands.
- . *Decreet tot vaststelling van de regels inzake de werking en de verdeling van het Vlaams stedenfonds*. (2002). Retrieved from http://www.thuisindestad.be/Regelgeving_2.html-eye20900608.
- Dhevi Baskar, Lakshmi, De Schutter, Bart, & Hellendoorn, Hans. (2012). Traffic Management for Automated Highway Systems using Model-Based Predictive Control. *IEEE Transactions on intelligent transportation systems*, 13(2), 10.
- Dixon, Philip M., Mitchell-Olds, Thomas, Weiner, Jacob, & Woodley, Robert. (1987). Bootstrapping the Gini Coefficient of Inequality. *Ecology*, 68(5), 1548-1551.
- Dorfman, Robert. (1979). A formula for the Gini Coefficient. *The Review of Economics & Statistics*, 61(1), 146-149.
- Duranton, Gilles. (2007). Urban Evolutions: The Fast, the Slow, and the Still. *The American Economic Review*, 97(1), 197-221.

- Erksoy, Sabattin. (1994). The effects of Higher unemployment on the distribution of income in Canada: 1981-1987. *Canadian Public Policy*, 20(3), 318-328.
- Findeisen, Sebastian, & Südekum, Jens. (2008). Industry churning and the evolution of cities: Evidence for Germany *Journal of Urban Economics*, 64, 326-339.
- Flannery, Mark, & Hankins, Kristine. (2013). Estimating dynamic panel models in corporate finance. *Journal of Corporate Finance*, 19, 1-19.
- Flannery, Mark J., & Hankins, Kristine Watson. (2013). Estimating dynamic panel models in corporate finance. *Journal of Corporate Finance*, 19, 1-19.
- FOD, Economie. (2013). *Fiscale statistiek - evolutie van de inkomensongelijkheid in België voor en na belastingen*. Retrieved from: http://statbel.fgov.be/nl/modules/publications/statistiques/arbeidsmarkt_levensomstandigheden/inkomensongelijkheid.jsp
- Gastwirth, Joseph L. (1972). The Estimation of the Lorenz curve and Gini index. *The review of economics and statistics*, 54(3), 306-316.
- Glaeser, Edward L. (2004). The rise of the skilled city *Brookings-Wharton Papers on Urban Affairs* (Vol. 1, pp. 47-105): Harvard University National Bureau of Economic Research.
- Glaeser, Edward L., Resseger, Matt, & Tobio, Kristina. (2008). *Urban Inequality*. Harvard.
- Gujarati, Damodar N. (2004). *Basic Econometrics* (Vol. 4): McGraw-Hill.
- Haffner, Marietta, & Heylen, Kristof. (2009). Inkomensongelijkheid en woonuitgaven in Vlaanderen en Nederland. *Tijdschrift voor sociologie*, 2, 143-175.
- Haworth, Charles , Long, James, & Rasmussen, David. (1977). Income inequality and city size. *The review of economics and statistics*, 59(2), 244-246.
- Horemans, J, Pintelon, O, & Vandenbroucke, P. (2011). Inkomens en inkomensverdeling op basis van Belgische enquêtegegevens: 1985-2007: Centrum voor Sociaal Beleid.
- Ilankumaran, Mallela, & Rao. (2004). Trends in Cardiac Pacemaker Batteries. *Indian Pacing Electrophysiol*, 4(4), 201-212.
- Leroy, Jan. (2011). De centrumfunctie van regionale steden: Vereniging van Vlaamse steden en gemeenten vzw.
- Lorenz, Max O. (1905). Methods of Measuring the Concentration of Wealth. *Publications of the American Statistical Association*, 9(70), 209-219.

- Mileva, Elitza. (2007). *Using Arellano-Bond Dynamic Panel GMM Estimators in STATA*. Fordham University.
- overheid. (2013). Retrieved 22-02-2014, 2014, from <http://www.belgium.be>
- Roodman, David. (2006). How to Do xtabond2: An Introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata: Center for global development.
- Rosenmai, Peter. (2012). Lorenz curve graphing tool & Gini coefficient calculator. Retrieved 16-02-2014, 2014, from <http://www.peterrosenmai.com/lorenz-curve-graphing-tool-and-gini-coefficient-calculator>
- Stock, James H., & Watson, Mark. (2011). *Introduction to Econometrics* (Vol. 3rd International edition): Pearson Education Limited.
- Van Cauter, K., & Van Meensel, L. (2006). Het herverdelende karakter van de belastingen en de sociale bijdragen. *Economisch Tijdschrift*.
- Verbist, Gerlinde. (2009). Belastingen en inkomensongelijkheid: België in een internationaal perspectief. *Tijdschrift van het Steunpunt WAV, 4*, 125-129.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2012). *Introductory Econometrics: A modern approach* (5th ed. Vol. 5): South-Western Cengage Learning.

10 Bijlagen

Bijlage 1: De OLS- en Fixed-Effects-methoden: resultaten

Fixed-effects (within) regression				Number of obs	=	78	
Group variable: city				Number of groups	=	13	
R-sq:	within	=	0.9280	Obs per group: min	=	6	
	between	=	0.2297	avg	=	6.0	
	overall	=	0.2032	max	=	6	
				F(12,12)	=	.	
corr(u_i, Xb) = -0.9906				Prob > F	=	.	
(Std. Err. adjusted for 13 clusters in city)							

	ginivb		Robust				
		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	

	ginivb						
	L1.	.1453116	.0382741	3.80	0.003	.0619194	.2287038
	werkloosheidsgraad	.1798501	.0348872	5.16	0.000	.1038375	.2558628
	bevolkingsdichtheid	-.2095906	.1073635	-1.95	0.075	-.4435155	.0243343
	(in 1000-tallen)						
	singlesgraad	-1.396015	.3383192	-4.13	0.001	-2.133149	-.6588803
	singlesgraadXbevdochtheid	.6982662	.2213962	3.15	0.008	.2158852	1.180647
migratiesaldo (per capita)		-.5292974	.1655367	-3.20	0.008	-.8899708	-.168624
	vergrijzingsgraad	1.226301	.2855189	4.29	0.001	.6042089	1.848394
	vergrijzingsgraad_sq	-1.191977	.2375622	-5.02	0.000	-1.709581	-.6743735
	log(aangiften1000)	.1582349	.0273436	5.79	0.000	.0986583	.2178115
reëel inkomen (per capita)		.0180174	.005185	3.47	0.005	.0067202	.0293146
	(in 1000-tallen)						
	2004	.0003902	.0012184	0.32	0.754	-.0022644	.0030448
	2005	-.0021703	.0014926	-1.45	0.172	-.0054223	.0010817
	2006	-.0041246	.0021595	-1.91	0.080	-.0088298	.0005806
	2007	-.0060863	.0046509	-1.31	0.215	-.0162198	.0040472
	2008	-.0048923	.0044669	-1.10	0.295	-.0146248	.0048403
	constante	-.0870887	.1426811	-0.61	0.553	-.397964	.2237867

	sigma_u	.10369852					
	sigma_e	.00248355					
	rho	.99942674	(fraction of variance due to u_i)				

Linear regression	Number of obs	=	78
	F(15, 62)	=	51.49
	Prob > F	=	0.0000
	R-squared	=	0.8910
	Root MSE	=	.00572

ginivb	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ginivb						
L1.	.7125424	.0902516	7.90	0.000	.532132	.8929528
werkloosheidsgraad	-.0144935	.0495318	-0.29	0.771	-.1135061	.0845191
bevolkingsdichtheid	.0242027	.0180986	1.34	0.186	-.0119758	.0603813
singlesgraad	.0880236	.0548515	1.60	0.114	-.0216231	.1976703
singlesrateXpopdens1000	-.0499207	.0373875	-1.34	0.187	-.1246572	.0248158
migratiesaldo (per cap)	-.1520706	.3019173	-0.50	0.616	-.7555946	.4514535
vergrijzingsgraad	.0627734	.1221744	0.51	0.609	-.1814498	.3069967
vergrijzingsgraad_sq	-.0913719	.1240818	-0.74	0.464	-.3394078	.156664
log(aangiften10000)	-.0011019	.0020524	-0.54	0.593	-.0052046	.0030009
reëel inkomen (per cap)	.000405	.0021997	0.18	0.855	-.0039922	.0048022
2004	.0030379	.0032692	0.93	0.356	-.0034971	.009573
2005	-.0010022	.0028027	-0.36	0.722	-.0066049	.0046004
2006	-.0002867	.0028624	-0.10	0.921	-.0060085	.0054351
2007	-.0005431	.002912	-0.19	0.853	-.0063641	.0052779
2008	-.0055441	.0029822	-1.86	0.068	-.0115054	.0004173
constante	.0592719	.0521569	1.14	0.260	-.0449882	.163532

Bijlage 2: effect van de bevolkingsdichtheid in interactie met de singlesgraad van 2008

Centrumstad	singlesgraad	effect	F-test (1,12)	p-waarde	significant
Antwerpen	0.4561	0.1089	3.29	0.0949	Ja
Mechelen	0.3542	0.0377	0.39	0.5415	Nee
Turnhout	0.3489	0.0340	0.32	0.5828	Nee
Leuven	0.4749	0.1220	4.01	0.0685	Ja
Brugge	0.3401	0.0279	0.21	0.6542	Nee
Kortrijk	0.3454	0.0316	0.27	0.6108	Nee
Oostende	0.4400	0.0976	2.69	0.1266	Nee
Roeselare	0.2988	-0.0009	0.00	0.9883	Nee
Aalst	0.3317	0.0220	0.13	0.7251	Nee
Gent	0.4388	0.0968	2.65	0.1294	Nee
Sint-Niklaas	0.3159	0.0110	0.03	0.8627	Nee
Genk	0.2531	-0.0329	0.23	0.6372	Nee
Hasselt	0.3396	0.0275	0.21	0.6584	Nee
Gemiddeld	0.3644	0.0449	0.57	0.4667	Nee

Bijlage 3: effect van de vergrijzingsgraad in 2008

Centrumstad	vergrijzingsgraad	effect	F-test (1,12)	p-waarde	significant
Antwerpen	0.4420	0.1726	3.72	0.0778	ja
Mechelen	0.4179	0.2305	5.43	0.0380	Ja
Turnhout	0.4358	0.1874	4.17	0.0639	Ja
Leuven	0.3501	0.3917	9.57	0.0093	ja
Brugge	0.5030	0.0272	0.15	0.7015	Nee
Kortrijk	0.5008	0.0324	0.22	0.6508	Nee
Oostende	0.6568	-0.3395	27.90	0.0002	Ja
Roeselare	0.4579	0.1347	2.59	0.1336	Nee
Aalst	0.4457	0.1638	3.45	0.0878	Ja
Gent	0.3943	0.2863	7.01	0.0213	Ja
Sint-Niklaas	0.4715	0.1023	1.68	0.2199	Nee
Genk	0.3741	0.3345	8.25	0.0141	Ja
Hasselt	0.4277	0.2067	4.74	0.0501	Ja
Gemiddeld	0.4521	0.1485	3.00	0.1090	Nee

Auteursrechtelijke overeenkomst

Ik/wij verlenen het wereldwijde auteursrecht voor de ingediende eindverhandeling:

Analyse van de veranderingen in inkomensongelijkheid binnen de Vlaamse centrumsteden en andere kleinstedelijke gebieden

Richting: **master in de toegepaste economische wetenschappen: handelsingenieur-operationeel management en logistiek**

Jaar: **2014**

in alle mogelijke mediaformaten, - bestaande en in de toekomst te ontwikkelen - , aan de Universiteit Hasselt.

Niet tegenstaand deze toekenning van het auteursrecht aan de Universiteit Hasselt behoud ik als auteur het recht om de eindverhandeling, - in zijn geheel of gedeeltelijk -, vrij te reproduceren, (her)publiceren of distribueren zonder de toelating te moeten verkrijgen van de Universiteit Hasselt.

Ik bevestig dat de eindverhandeling mijn origineel werk is, en dat ik het recht heb om de rechten te verlenen die in deze overeenkomst worden beschreven. Ik verklaar tevens dat de eindverhandeling, naar mijn weten, het auteursrecht van anderen niet overtreedt.

Ik verklaar tevens dat ik voor het materiaal in de eindverhandeling dat beschermd wordt door het auteursrecht, de nodige toelatingen heb verkregen zodat ik deze ook aan de Universiteit Hasselt kan overdragen en dat dit duidelijk in de tekst en inhoud van de eindverhandeling werd genotificeerd.

Universiteit Hasselt zal mij als auteur(s) van de eindverhandeling identificeren en zal geen wijzigingen aanbrengen aan de eindverhandeling, uitgezonderd deze toegelaten door deze overeenkomst.

Voor akkoord,

Mommen, Stijn

Datum: **28/05/2014**