

Master in de handelswetenschappen  
Afstudeerrichting Internationaal Zakenwezen

## **Masterproef**

De invloed van fiscaliteit op de locatiekeuze van regionale  
hoofdkwartieren door multinationale ondernemingen in  
Europa. Effectief betaalde belastingen vs  
vennootschapsbelasting.

Masterproef voorgedragen door  
**Bart Van Herck**  
tot het behalen van het diploma  
Master of Science in de handelswetenschappen  
o.l.v. **Promotor dr. Filip De Beule**

Academiejaar 2014-2015

---

## Abstract

Multinationale bedrijven maken graag gebruik van de mogelijkheid belastingen te vermijden. Eerdere onderzoeken tonen aan dat vennootschapsbelastingpercentages een belangrijke invloed hebben op de locatiekeuze van ondernemingen. Dit werk onderzoekt of deze negatieve invloed ook voorkomt wanneer gebruik wordt gemaakt van effectief betaalde belastingpercentages. Daarvoor werd een onderzoek gedaan naar 1563 greenfield investeringen in regionale hoofdkwartieren in de Europese Unie tussen 2006 en 2012. Er werd een *conditional fixed-effects poisson regression* doorgevoerd met het aantal greenfield investeringen per land per jaar als afhankelijke variabele. Uit de resultaten komt voort dat het effectief betaalde belastingpercentage een negatieve invloed heeft op het aantal greenfield investeringen. Dat deze invloed kleiner is dan die van het vennootschapsbelastingpercentage kon statistisch niet worden aangetoond. In tegenstelling tot voorgaande onderzoeken werd gevonden dat de roerende voorheffing op dividenden ook een negatief effect heeft op de locatiekeuze van multinationale ondernemingen.

# Inhoud

<b>Abstract</b> .....	2
<b>1. Inleiding</b> .....	4
<b>2. Voorgaande literatuur</b> .....	5
<b>2.1. Effective Tax Rate</b> .....	5
<b>2.2. Controlevariabelen</b> .....	7
<b>3. Methodologie</b> .....	10
<b>3.1. Centrale doelstelling</b> .....	10
<b>3.2. Populatie en variabelen</b> .....	10
<b>3.2.1. Populatie</b> .....	10
<b>3.2.2. Afhankelijke variabele</b> .....	10
<b>3.2.3. Onafhankelijke variabelen</b> .....	11
<b>3.2.4. Multicollineariteit</b> .....	14
<b>3.3. Onderzoeksvraag en hypothesen</b> .....	15
<b>3.4. Methode</b> .....	16
<b>3.4.1. Model</b> .....	16
<b>3.4.2. Formele specificatie</b> .....	16
<b>3.4.3. Interpretatie</b> .....	17
<b>3.4.4. Z-test</b> .....	17
<b>4. Resultaten</b> .....	18
<b>4.1. Empirische resultaten</b> .....	18
<b>4.2. Resultaten met betrekking tot hypothesen</b> .....	21
<b>5. Conclusie</b> .....	21
<b>5.1. Algemeen</b> .....	21
<b>5.2. Discussie en implicaties</b> .....	22
<b>5.3. Beperkingen</b> .....	22
<b>6. Referenties</b> .....	23
<b>Bijlage 1</b> .....	27
<b>Persartikel</b> .....	<b>Fout! Bladwijzer niet gedefinieerd.</b>

# 1. Inleiding

In dit onderzoek zal de invloed van het effectief betaalde belastingpercentage op de keuze voor locatie van regionale hoofdkwartieren door multinationale ondernemingen in Europa worden onderzocht. Daarnaast zal worden onderzocht of het effectief betaalde belastingpercentage een kleinere invloed heeft op deze locatiekeuze dan het vennootschapsbelastingpercentage. De buitenlandse directe investeringen waarvan sprake betreffen greenfield investeringen. Deze investeringen werden door Becker & Fuest (2011) gedefinieerd als een *entry mode* waarbij van nul wordt begonnen en productiefaciliteiten worden opgebouwd. Dit onderzoek legt de focus op greenfield investeringen met betrekking tot regionale hoofdkwartieren (*Regional Head Quarters – RHQ*). Dit wil zeggen dat de multinationale onderneming een regionaal hoofdkwartier opbouwt zonder eerdere aanwezigheid.

Lasserre (1996) bepaalde reeds dat multinationale bedrijven regionale hoofdkwartieren oprichten om tegemoet te komen aan de hoge nood aan coördinatie van internationale activiteiten. Yeung et al. (2001) vonden drie belangrijke motieven voor het oprichten van een RHQ. Zij bevestigden de conclusie van Lassere (1996) in de bevinding dat RHQ worden uitgebouwd wanneer de geografische afstand tussen het *Corporate Head Quarters* (CHQ) en de markt te groot wordt om een efficiënte coördinatie van de dochterondernemingen te voorzien. Verder wijzen zij op het strategische belang van regionale hoofdkwartieren en de beschikbaarheid van *business services*. Dit onderzoek wil bepalen in hoeverre fiscaliteit een bepalende factor is bij de keuze van locatie van een regionaal hoofdkwartier bij multinationale ondernemingen.

Fiscale optimalisatie is vandaag de dag een praktijk die door veel multinationale ondernemingen wordt toegepast (The Economist, 2014). Deze praktijk wordt aanvaard door de (Belgische) fiscus (hoewel Art. 344, §1 WIB 1992 sinds de vorige legislatuur andere dan fiscale motieven verplicht<sup>1</sup>), doch leidt nog steeds tot verhitte ideologische discussies. Recente onthullingen over vertrouwelijke belastingakkoorden die Luxemburg sloot met heel wat grote bedrijven en rijke families, bewijzen dat er nog steeds sterke fiscale concurrentie heerst tussen naties (Bové, 2014). Elk land wil door middel van gunstige belastingpercentages of (gedeeltelijke) vrijstellingen grote bedrijven aantrekken, welke zorgen voor zowel werkgelegenheid als nationaal inkomen en een bijdrage leveren voor economische groei. Overheden van lidstaten van de Europese Unie hebben naar aanleiding van de recente financiële crisis hervormingen doorgevoerd om een evenwicht in de begroting te bereiken. Deze hervormingen leiden nog dagelijks tot sociale onrusten. Griekenland kende felle protesten (Spyros, 2012) en ook in België is de sociale onrust brandend actueel (Sokol & Truys, 2014). In de ideologische discussie over welke schouders de zwaardere lasten moeten dragen, wordt als argument vaak aangehaald dat belastingpercentages voor vennootschappen niet mogen stijgen of dat extra aftrekposten

---

<sup>1</sup> Haelterman et al. (2013): Art 344, §1 WIB 1992 stelt: "... Het komt aan de belastingplichtige toe te bewijzen dat de keuze voor zijn rechtshandeling of het geheel van rechtshandelingen door andere motieven verantwoord is dan het ontwijken van inkomstenbelastingen. Indien de belastingplichtige het tegenbewijs niet levert, dan wordt de belastbare grondslag en de belastingberekening zodanig hersteld dat de verrichting aan een belastingheffing overeenkomstig het doel van de wet wordt onderworpen alsof het misbruik niet heeft plaatsgevonden."

dienen te worden gecreëerd, om zodoende buitenlandse bedrijven aan te trekken en werkgelegenheid te creëren. De vraag rijst dus of dit argument stand houdt en in hoeverre voordelige fiscale structuren de bestemmingsbeslissing van multinationale ondernemingen beïnvloeden.

Deze vragen werden reeds behandeld in de literatuur. Onder meer Voget (2011) onderzocht het effect van belastingen op de keuze van locatie voor internationale hoofdkwartieren. Doordat de Europese Unie zich kenmerkt door vrij verkeer van individuen en vrij verkeer van kapitaal, is het interessant dit onderzoek af te bakenen tot de Europese markt. Op die manier kan worden vergeleken waar multinationale ondernemingen een vestiging opbouwen indien de keuze voor Europa reeds werd gemaakt. Voget (2011) onderzocht echter relocaties van *Corporate Head Quarters* (CHQ). Gelet op de argumentatie dat door bedrijven aan te trekken werkgelegenheid wordt gecreëerd, wordt bij dit werk gebruik gemaakt van Greenfield RHQ omdat deze productiefaciliteiten opstarten zonder eerdere aanwezigheid.

Dit werk biedt een meerwaarde ten opzichte van bestaande literatuur omdat het, in tegenstelling tot Strauss-Kahn & Vives (2009), Laamanen et al. (2012), Voget (2011) en Becker et al. (2009) onderzoekt of ook voorheffingen op dividenden een significante invloed hebben op de locatiekeuze. Dit in navolging van Barrios et al. (2012), doch op een verschillende manier.

Eerst zal de bestudeerde literatuur worden uiteengezet. Daarna volgt een beschrijving van de gebruikte dataset en gedetailleerde informatie over de opgenomen variabelen. Verder wordt de onderzoeksvraag voorgesteld en worden de hypothesen verduidelijkt. Daarna volgt een beschrijving van de gebruikte methode voor dit onderzoek en een voorstelling van het opgestelde model. Tot slot worden de bekomen resultaten weergegeven en geanalyseerd.

## **2. Voorgaande literatuur**

### **2.1. Effective Tax Rate**

De belangrijkste onafhankelijke variabele voor dit onderzoek is zonder twijfel het effectief betaalde belastingpercentage. Deze variabele zal steeds worden weergegeven door ETR (*Effective Tax Rate*) en wordt gevormd door het bedrag aan betaalde belastingen te delen door de winst voor belasting<sup>2</sup> in de periode 2006-2012.

Het percentage aan vennootschapsbelasting dat een bedrijf verschuldigd is, wordt bepaald door de overheid en blijft meestal min of meer constant doorheen de tijd. Een kijk op de wetgeving omtrent deze belasting leert dat de werkelijk betaalde belasting op de winst van bedrijven aanzienlijk lager ligt dan het vastgelegde percentage (Haelterman et al., 2013; Pfanner, 2012). Dit komt voornamelijk door de eerder aangehaalde fiscale optimalisatie. Zo kan eender welk bedrijf in België gebruik maken van de notionele intrestaftrek, een aftrek van een fictieve rente op risicokapitaal (Eigen Vermogen). De invloed van deze aftrek

---

<sup>2</sup> Voor de gedetailleerde berekening: zie deel 3.2.3.

op de ETR werd reeds aangetoond door Crabbé (2010). Dit is maar één van de vele voorbeelden hoe de Belgische staat zich tracht te onderscheiden van haar Europese buurlanden. Een groot aantal ondernemingen maakt dan ook gebruik van auditorbedrijven om ervoor te zorgen dat zij een zo laag mogelijk bedrag aan belastingen betalen. Zo vond Crabbé (2010) dat het inhuren van één van de vier grote auditors op de Belgische markt zorgt voor een daling met 1 procentpunt in de ETR. Om te bepalen of de locatie van een regionaal hoofdkwartier gepaard gaat met fiscale doeleinden, kan bijgevolg best gebruik gemaakt worden van het effectief betaalde belastingpercentage (Crabbé, 2010; Vandenbussche et al., 2005; Voget, 2011).

Eerdere onderzoeken toonden reeds aan dat het verschuldigde percentage in de vennootschapsbelasting een zekere invloed heeft op de beslissing in welke regio een bedrijf haar hoofdkwartier wil vestigen. Meer bepaald vonden Strauss-Kahn & Vives (2009) dat een stijging van het vennootschapsbelastingpercentage een daling genereert in de waarschijnlijkheid dat een hoofdkwartier wordt gevestigd in deze regio. Verder toonden zij aan dat deze variabele geen significante invloed heeft wanneer de locatiekeuze beperkt wordt tot metropolen binnen dezelfde regio in de Verenigde Staten. Laamanen et al. (2012) onderzochten de motieven voor relocaties van grote ondernemingen in de Europese Unie tussen 1996 en 2006. Ook zij vonden reeds dat het vennootschapsbelastingpercentage een significante invloed heeft op de locatiekeuze. Gezien ook dit onderzoek werkte met de officiële percentages (*Statutory Tax Rates*), is het zeer interessant een vergelijkbaar onderzoek uit te voeren met de werkelijk betaalde belastingpercentages als onafhankelijke variabele. In tegenstelling tot het onderzoek van Laamanen et al. (2012), zal in dit werk gebruik gemaakt worden van greenfield FDI. Dit onderzoek biedt een meerwaarde omdat het ook FDI naar voormalige Sovjet-landen opneemt. Met hun toetreding zorgen deze relatief nieuwe EU-lidstaten voor meer internationale concurrentie doordat handel drijven naar deze landen sterk werd vereenvoudigd. Daardoor neemt het aantal onderzochte landen toe van 15 bij Laamanen et al. (2012) naar 28 in dit werk.

Gezien vennootschapsbelasting in Europa nog steeds een nationale bevoegdheid is, kunnen de regio's voor dit onderzoek worden afgebakend door de bestaande landsgrenzen. Huizinga & Voget (2009) hebben reeds bepaald dat er in de Europese Unie geen sprake meer is van internationale dubbele taxatie op dividenden na het invoeren van de Europese Moeder-Dochter Richtlijn. Dit effect bevestigt de keuze voor de EU-lidstaten als geografische afbakening van dit onderzoek. Vandenbussche et al. (2005) vonden wel regionale verschillen in ETR in België. Deze verschillen zijn echter relatief klein. Becker et al. (2009) vonden een oorzakelijk verband tussen de aanwezigheid van multinationale ondernemingen in bepaalde regio's in Duitsland en het vennootschapsbelastingpercentage. Vele Europese landen kennen de provincies en gemeenten een (zeer) kleine autonomie toe in de bepaling van het fiscale beleid. Egger et al. (2010) vonden daaromtrent dat een verhoging van het belastingpercentage de basis verlaagt waarop belastingen worden geheven. Zodoende verhoogde het belastinginkomen van Duitse gemeenten niet. De oorzaak voor deze daling zou kunnen liggen in *tax avoidance* door middel van relocaties.

Eerder onderzoek toont aan dat een stijging in het vennootschapsbelastingpercentage met 1 procentpunt in de Verenigde Staten een daling genereert met 2,25% in waarschijnlijkheid dat een hoofdkwartier wordt gevestigd in deze regio (Strauss-Kahn & Vives, 2009). Dit effect is zelfs nog groter indien alleen de producerende bedrijven in aanmerking worden genomen. Voor dergelijke bedrijven, welke meer afhankelijk zijn van de regio-specifieke

loonkosten, bedroeg de daling in waarschijnlijkheid 4,4%. Voget (2011) toonde dan weer aan dat een daling met 1 procentpunt van de ETR in het buitenland gepaard gaat met een stijging in *likelihood of relocation* van 0,22 procentpunt. Laamanen et al. (2012) tenslotte vonden voor de Europese Unie dat een stijging van het vennootschapsbelastingpercentage met 1 procentpunt een stijging in *relocation likelihood* van 6,8% met zich mee brengt. De auteurs wijzen er wel op dat lage belastingpercentages bij relocations functioneren als pull-factoren welke de aantrekkelijkheid van de locatie voor HQ FDI verhogen.

Gelet op de lagere ETR in vergelijking met de STR, leiden voorgaande bevindingen tot volgende hypothesen omtrent RHQ en fiscaliteit.

**H1: Het effectief betaalde percentage aan belastingen heeft een negatieve invloed op het aantal greenfield investeringen in regionale hoofdkwartieren naar landen van de Europese Unie.**

**H2: Het effectief betaalde percentage aan belastingen heeft een kleinere invloed op de locatiekeuze van een multinationale onderneming dan het vastgelegde vennootschapsbelastingpercentage.**

## 2.2. Controlevariabelen

Collins et al. vonden reeds in 1998 bewijzen van inkomensverschuivingen bij Amerikaanse multinationale ondernemingen. Zo hadden ondernemingen met een hoge buitenlandse belastingvoet algemeen lagere winsten voor belasting in deze vestigingen dan bedrijven met een lagere buitenlandse belastingvoet. Ook door middel van *transfer pricing* kan de hoeveelheid betaalde belastingen worden verminderd (Sikka & Willmott, 2010). Cravens (1997) argumenteerde dat *transfer pricing* echter niet alleen wordt toegepast om belastingen te vermijden, maar ook bijdraagt tot het verkrijgen van competitieve voordelen. Deze praktijken werden echter aan banden gelegd door de invoering van het *arm's length principle* (Yao, 2013). Recente trends om zich meer en meer toe te leggen op *Corporate Social Responsibility* (CSR) om zodoende de publieke opinie te respecteren (Lougie & Wallace, 2008) en geen imagoschade te lijden, dragen bij tot de bevinding dat toch een minimale winsthoeveelheid (in de veronderstelling dat de onderneming winst maakt) dient behouden te blijven in het regionale hoofdkwartier. Deze winsten kunnen in de onderneming worden gehouden of door middel van dividenden worden gerespatriëerd naar het CHQ. Dit werk argumenteert dan ook dat de roerende voorheffing (*Withholding Taxes, WT*) een belangrijke rol kan spelen in de keuze voor locatie van regionale hoofdkwartieren. Barrios et al. (2012) namen WT reeds op als variabele in hun onderzoek naar de locatiekeuze van multinationale ondernemingen. Deze variabele bleek, in tegenstelling tot vennootschapsbelasting, niet significant. Dit komt voornamelijk doordat de dataset bestond uit zowel *home* als *host countries* binnen Europa. In dat geval zorgt Directive 2003/49/EC voor afwezigheid van WT tussen EU-lidstaten onderling<sup>3</sup>. Gezien het FDI in dit werk

---

<sup>3</sup> Council Directive 2003/49/EC stelt: "Interest or royalty payments arising in a Member State shall be exempt from any taxes imposed on those payments in that State, ... , provided that the beneficial owner of the interest or royalties is a company of another Member State or a permanent establishment situated in another Member State of a company of a Member State."

voornamelijk voorkomt uit bedrijven buiten de EU en voor deze ondernemingen bijgevolg wel volwaardige voorheffing op dividenden wordt ingehouden, kan deze variabele een invloed hebben op de locatiekeuze van deze ondernemingen.

Allen (1991) concludeerde dat managers logistiek zien als een belangrijke variabele wanneer zij een locatiekeuze maken voor een buitenlandse vestiging. Zij zagen logistiek echter niet als een strategisch voordeel of opportuniteit, maar eerder als een kostenfactor. Strauss-Kahn & Vives (2009) vonden dat hoofdkwartieren verhuizen naar metropolen met beschikbaarheid van voldoende en kwalitatieve luchthavens. Deze bevinding werd deels bevestigd door Bel & Fageda (2008). Zij concludeerden dat directe intercontinentale vluchten de belangrijkste variabele is met betrekking tot transport. Meer bepaald vonden zij dat een toename met 10% van het aantal directe intercontinentale vluchten een toename genereert met 4% in het aantal hoofdkwartieren in een regio. In dit werk zal een variabele voor infrastructuur per land worden opgenomen. Om een algemeen beeld te krijgen van de logistieke mogelijkheden en niet afhankelijk te zijn van luchtverkeer, wordt een index voor *Logistics Performance* opgenomen in het model (Wereld Bank, 2015c). Deze variabele "reflecteert de perceptie van de logistiek van een land" en is gebaseerd op scheepvaartverbindingen en de prijzen van verschepingen, algemene transportinfrastructuur, kwaliteit van logistieke diensten en de efficiëntie van douaneprocessen.

Laamanen et al. (2012), Davis & Henderson (2008) en Strauss-Kahn & Vives (2009) vonden allen een negatief verband tussen loonkosten en de locatiekeuze van hoofdkwartieren. Deze laatsten vonden meer bepaald dat een verhoging van de loonkost met 10% een daling met zich mee brengt van 25% in de waarschijnlijkheid dat in deze regio een hoofdkwartier wordt gevestigd. Dit lijkt op het eerste zicht logisch, doch de auteurs argumenteren ook dat een hoge loonkost wordt veroorzaakt door de beschikbaarheid van getalenteerde en hooggeschoolde arbeidskrachten. Dat de beschikbaarheid van kwalitatieve arbeidskrachten de kans op de aanwezigheid van hoofdkwartieren verhoogt, werd reeds aangetoond door Klier & Testa (2002). De voorgaande bevindingen zijn bijgevolg tegengesteld aan elkaar. Dit werk onderzoekt of hogere lonen voor greenfield investeringen in RHQ ook een negatief effect hebben op de locatiekeuze.

Davidson & McFetridge (1985) en Deliosz & Henisz (2000) onderzochten het effect van de marktgrootheid op de wijze van internationalisatie van een onderneming. Zij vonden dat wanneer er groot marktpotentieel aanwezig is in het land van bestemming, internationalisering via Wholly Owned Subsidiaries (WOS) aangewezen is. Morschett et al. (2010) vonden echter een negatief verband tussen de marktgrootheid en de keuze voor marktpenetratie via WOS. Zij argumenteren dat de hoge schaalvoordelen die een WOS volgens de literatuur met zich zou meebrengen, worden overschat. Gezien greenfield investeringen in RHQ bestaan uit FDI in de vorm van eigen dochterondernemingen, zijn deze bevindingen relevant voor dit werk. Volgend op Davidson & McFetridge (1985) en Deliosz & Henisz (2000) zou bijgevolg worden verwacht dat multinationale ondernemingen, wanneer zij de markt willen betreden door middel van een greenfield RHQ, een hoog marktpotentieel verkiezen. Het merendeel van de auteurs die onderzoek deden naar marktgrootheid en -verwachtingen gebruikten het bruto binnenlands product per capita als variabele (Davidson & McFetridge, 1985; Deliosz & Henisz, 2000; Morschett et al., 2010; Ojala & Tyrväinen, 2008). Deze variabele wordt dan ook opgenomen in het model. Ook zal worden nagegaan of de groei van het BBP/capita een invloed heeft op het aantal greenfield



investeringen. Door de aanwezigheid in groeielanden kunnen multinationale ondernemingen namelijk mee groeien met de markt.

Klier & Testa (2002) vonden dat ook het aantal inwoners een invloed heeft op de locatiekeuze van hoofdkwartieren. Zij argumenteren dat dit effect wordt veroorzaakt doordat bevolkingsgroei als maatstaf voor marktgroei kan worden aanzien. Volgens diezelfde redenering zou het aantal inwoners dan kunnen dienen als maatstaf voor de marktgrootte en bijgevolg het marktpotentieel. Dit werk zal onderzoeken of dit effect ook voor RHQ in Europa wordt bevestigd.

Laamanen et al. (2012) namen tewerkstelling op als variabele in hun analyse naar relocaties van (regionale) hoofdkwartieren. Zij argumenteren dat theoretisch zowel een positief als een negatief effect van deze factor kan worden verwacht: *“Een hoge mate van tewerkstelling zou een indicatie kunnen zijn van een goed presterende economie, hetgeen een aantrekkelijke productmarkt met zich zou kunnen meebrengen. Tegelijkertijd kan een hoge mate van tewerkstelling wijzen op een verzadiging van de arbeidsmarkt en een tekort aan kwalitatieve werknemers.”* (Laamanen et al., 2012). Zij vonden uiteindelijk dat een hoge mate van tewerkstelling een positief effect heeft op uitgaande relocatiebeslissingen en bijgevolg fungeert als *push factor*. Om na te gaan of tewerkstelling en bijgevolg de werkloosheidsgraad een invloed heeft als *pull factor*, zal deze variabele worden opgenomen in het model.

De algemene literatuur onderzocht reeds of het ondernemingsklimaat een invloed heeft op de verplaatsing van hoofdkwartieren. Zo namen Bel & Fageda (2008), Klier & Testa (2002) en Strauss-Kahn & Vives (2009) de beschikbaarheid van zakelijke dienstverlening als variabele op in hun onderzoek naar locatiekeuzes van (hoofdkwartieren van) multinationale ondernemingen. Al deze auteurs vonden een positief effect tussen deze aanwezigheid en het aantal hoofdkwartieren in een regio. Birkinshaw et al. (2006) bevestigden deze bevindingen door te stellen dat ondernemingen zich verplaatsen naar locaties met een meer aantrekkelijk ondernemingsklimaat. Zij vonden echter ook dat deze variabele geen invloed heeft op de locatiebeslissing. Pinheiro-Alves & Zambujal-Oliveira (2012) concludeerden dat de Ease of Doing Business Index, gepubliceerd door de Wereld Bank, geen goede voorspeller is van het ondernemingsklimaat. Om het effect van het ondernemingsklimaat toch in het model op te nemen, wordt gekozen voor de variabele ‘dagen nodig voor opstart’. Deze variabele wordt opgenomen als een weerspiegeling van de *ease of doing business* en geeft per land weer hoe lang een gemiddelde onderneming nodig heeft om op te starten.

Strauss-Kahn & Vives (2009) vonden dat locaties een grotere kans hebben hoofdkwartieren aan te trekken wanneer een groter aantal bedrijven met dezelfde SIC-code aanwezig is in vergelijking met bedrijven met een verschillende SIC-code. Dit effect wordt binnen internationaal zakenwezen gedefinieerd als *clustering*. Een voorbeeld van een cluster is het Amerikaanse Silicon Valley (Kenny & Von Burg, 1999), waar vele technologiebedrijven een vestiging hebben om zodoende gebruik te maken van de aanwezige kennis binnen het gebied en een mogelijke *spillover effect* te genereren. De vraag is dus of deze theorie ook bevestigd wordt bij greenfield investeringen in RHQ. Lebas en Sierra (2002) vonden dat bedrijven zich in het buitenland vestigen op locaties welke qua technologische kennis sterk overeen komen met de technologische kennis van de onderneming. Zij namen de aanvraag van patenten op als belangrijkste variabele. Anderson et al. (2015) vonden dat het aantal aangevraagde patenten bij Chinese bedrijven

na een buitenlandse overname significant stijgt ten opzichte van het aantal patenten bij de overgenomen onderneming. Deze bevindingen bevestigen de zoektocht van ondernemingen naar nieuwe technologieën. In dit werk zal het aantal patentaanvragen binnen een land als verklarende factor worden opgenomen. De verwachting voor deze variabele is een positief effect op het aantal greenfield investeringen.

### **3. Methodologie**

#### **3.1. Centrale doelstelling**

De centrale doelstelling van dit werk betreft het opstellen van een model dat op voldoende wijze de belangrijkste factoren weergeeft die invloed hebben op de locatiekeuze van multinationale ondernemingen bij investeringen in greenfield RHQ. Verder zal in deze paper worden nagegaan in welke mate fiscaliteit hierop een invloed uitoefent. Verwacht wordt dat ook de ETR een belangrijke invloed uitoefent bij het kiezen van een locatie in de Europese Unie, zij het in mindere mate dan de STR. Om deze verwachtingen te toetsen aan de werkelijkheid, zullen twee modellen worden opgesteld. Deze modellen zijn identiek aan elkaar met uitzondering van de fiscale variabele. In het eerste opgestelde model wordt ETR als controlevariabele opgenomen. In het tweede model wordt STR opgenomen. Op die manier kan ceteris paribus de grootte van de effecten worden vergeleken. Met uitzondering van deze twee fiscale variabelen, worden alle opgenomen factoren dus in beide modellen gebruikt.

#### **3.2. Populatie en variabelen**

##### **3.2.1. Populatie**

De populatie in dit werk bestaat uit alle ondernemingen wereldwijd die tussen 2006 en 2012 een regionaal hoofdkwartier hebben opgericht in de Europese Unie. De data werden gegenereerd via Orbis databank (Bureau Van Dijk, 2014). Uit een databestand van 4866 investeringen in RHQ wereldwijd werden de investeringen naar de landen uit de Europese Unie geselecteerd. Het betreft 1563 investeringen naar de Europese Unie, geclusterd per EU-lidstaat en tijdsperiode. Dit leidt tot een panel dataset met 28 landen x 7 jaren = 196 observaties. Deze cross-sectie tijdreeks panel dataset is zowel *fixed* als *balanced*.

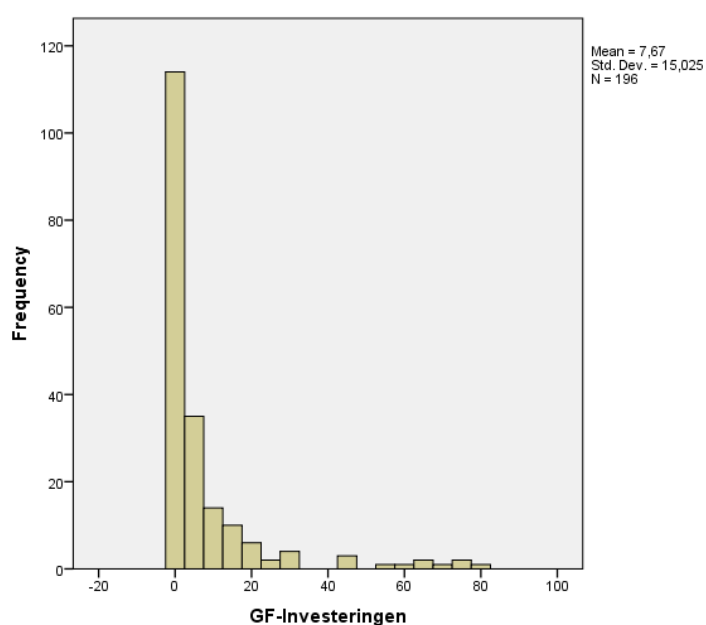
##### **3.2.2. Afhankelijke variabele**

De afhankelijke variabele bestaat uit het aantal greenfield investeringen per land van de Europese Unie per geobserveerd jaar. Er zijn 29 observaties waarvoor deze variabele een 0-waarde heeft en bijgevolg in dat jaar en dat land geen FDI in RHQ heeft plaatsgevonden. Onderstaande Tabel 1: GF Descriptives geeft de kenmerken van deze variabele weer. De variabele varieert van 0 tot maximaal 79, met een groot aantal lage waarden. Dit wordt duidelijk weergegeven in onderstaande Figuur 1: Histogram GF. Het betreft bijgevolg een *count* variabele.

**Tabel 1: GF Descriptives**

Percentiles		Smallest			
1%	0	0			
5%	0	0			
10%	0	0	Obs		196
25%	1	0	Sum of Wgt.		196
50%	2		Mean		7.97449
		Largest	Std. Dev.		14.89741
75%	7	72			
90%	21	75	Variance		221.9327
95%	45	77	Skewness		3.122591
99%	77	79	Kurtosis		12.89773

**Figuur 1: Histogram GF**



### 3.2.3. Onafhankelijke variabelen

Teneinde een goed voorspellend model op te bouwen, worden verschillende onafhankelijke variabelen opgenomen in het model. De waarden voor deze variabelen worden overeenkomstig met de afhankelijke variabele gegenereerd voor de periode 2006-2012. De variabelen zijn stuk voor stuk landspecifieke variabelen en bevatten bijgevolg macro-economische informatie. Tabel 2: Descriptives geeft de beschrijvende informatie voor alle variabelen in het model weer.

**Tabel 2: Descriptives**

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
GF	196	7.97449	14.89741	0	79
ETR	196	17.9621	7.936369	1.514699	39.73784
STR	196	23.32204	7.265494	10	38.36
WT	196	19.67472	13.45405	0	48
GDPC	196	32368.68	21095.26	4370.639	113738.7
GDPCG	196	2.901882	9.069768	-21.86802	18.28356
PAC	196	1.354763	1.271792	0	5.996826
Population	196	1.80e+07	2.27e+07	405308	8.24e+07
RDexp	196	1.531732	.9221264	.42439	3.93834
LaborCost	196	18.09796	10.95803	1.6	39.4
DNFS	196	15.89031	11.87702	2.5	61
Employme	196	91.39796	3.99035	75	97
LogPer	196	3.506203	.387059	2.78	4.121983

Het percentage dat door multinationale hoofdkwartieren effectief aan belastingen wordt betaald, werd bekomen door de hoeveelheid betaalde belastingen te delen door de winst voor belastingen. Om deze variabele samen te stellen werden deze twee factoren gegenereerd via Amadeus databank (Bureau Van Dijk, 2014a). Eerst werden alle hoofdkwartieren van multinationale ondernemingen in Europa geselecteerd. Vervolgens werd voor al deze bedrijven een percentage gecreëerd door de betaalde belastingen in valuta te delen door de winst voor belastingen in valuta. Door het gemiddelde van al deze percentages te nemen, werd voor elk land van de Europese Unie en voor elk jaar een gemiddelde ETR bekomen. Deze variabele wordt opgenomen als percentage ten opzichte van 100% (bijvoorbeeld 21,5), om zodoende de interpretatie van de resultaten te vereenvoudigen. Tabel 2: Descriptives toont aan dat het gemiddelde voor deze variabele 17,96% bedraagt. Het maximaal betaalde bedrag ligt zelfs hoger dan het vennootschapsbelastingpercentage. Het minimum betaalde bedrag ligt zeer laag, op 1,51%. Deze variabele maakt de belangrijkste variabele uit in model 1.

Het percentage aan vennootschapsbelasting dat voor elk land en elk jaar diende betaald te worden, werd gegenereerd via KPMG (2015). In dit werk wordt onderzocht of STR in vergelijking met ETR een grotere of kleinere verklarende invloed hebben op greenfield FDI. Gezien de factorwaarden voor de ETR lager zijn dan deze voor de STR (Tabel 2 geeft een gemiddelde van 23,32% tegenover 17,96% bij ETR) en de onderneming bijgevolg minder dient af te dragen aan belastingen, wordt onderzocht of fiscaliteit met het gebruik van ETR een minder groot effect heeft dan met STR. Deze variabele wordt, net als de variabele ETR, opgenomen als percentage ten opzichte van 100%. Het minimumpercentage bedraagt 10%. Deze variabele maakt de belangrijkste variabele uit in model 2.

Het percentage aan roerende voorheffing dat op dividenden uit ondernemingen wordt ingehouden, werd gegenereerd via de OECD (2015). De tabel bevat cijfers van effectieve voorheffing op dividenden aan een aandeelhouder welke inwoner is van het land waarvan sprake. Deze variabele wordt in het model weergegeven als WT. Analoog met ETR en STR,

wordt deze variabele opgenomen als percentage. Het maximumpercentage aan roerende voorheffing bedroeg 48% gedurende de bestudeerde periode. Het gemiddelde lag echter een stuk lager op 19,67%.

Het Bruto Binnenlands Product per Capita (GDP/C) werd gegenereerd via de Wereld Bank (2015a). Voor de berekening van deze variabele wordt het GDP gedeeld door het aantal inwoners van een land in het midden van het jaar. Een hoog GDP/C staat voor een hoog lokaal marktpotentieel. Deze factor heeft een zeer brede reikwijdte met een minimum van \$4 370,64 en een maximum van \$113 738,7. Daardoor heeft deze variabele ook een aanzienlijke standaarddeviatie.

De groei van het bruto binnenlands product wordt ook als variabele opgenomen in het model. Indien het regionaal hoofdkwartier producten vervaardigt of verdeelt, kan de onderneming mee groeien met de markt. Deze variabele werd zelf opgesteld aan de hand van de gegevens van de variabele GDP/Capita door het verschil te nemen tussen het GDP/Capita in twee opeenvolgende jaren en deze waarde te delen door het GDP/Capita in het eerste van deze twee jaar. Ook deze variabele wordt opgenomen als percentage. Doordat deze variabele zelf werd berekend op de beschikbare cijfers en vergeleken wordt met het GDP/capita van het voorgaande jaar (in tegenstelling tot de gangbare GDP Growth, welke wordt vergeleken ten opzichte van het GDP van het voorgaande jaar), liggen de waarden voor deze variabele hoger dan verwacht. Zo bedraagt het minimum zelfs -21,87% en het maximum maar liefst 18,28%. Gemiddeld groeide het GDP/capita jaarlijks 2,9% in de Europese Unie tussen 2006 en 2012.

Om na te gaan of het aantal aangevraagde patenten en zodoende aanwezige technologieën een invloed hebben op de locatiekeuze van multinationale ondernemingen, werd ook de variabele Patent Applications per Capita (PAC) opgenomen. Deze variabele werd gegenereerd via de Wereld Bank (2015b). Gemiddeld werden 1,35 patenten aangevraagd per persoon.

De Logistics Performance Index geeft de perceptie van de logistieke mogelijkheden binnen een land weer en is gebaseerd op een groot aantal factoren. Deze variabele werd verkregen via de Wereld Bank (2015c). Het betreft een index met een bereik van 1 tot 5 waarbij een hogere score betere logistieke mogelijkheden impliceert. De index kan ook decimale getallen aannemen, waardoor deze niet als likertschaal dient te worden beschouwd maar kan geïnterpreteerd worden als een continue variabele. Zo had deze index voor België in 2014 een waarde van 4,04466. Het gemiddelde voor deze variabele ligt vrij hoog, waardoor reeds kan worden opgemerkt dat de Europese Unie in vergelijking met de rest van de wereld sterk presteert op logistiek vlak.

Het aantal inwoners van een land wordt verkregen via de Wereld Bank (2015d). Voor de berekening van deze factor worden alle inwoners van een land opgenomen, ongeacht zij staatsburger zijn, met uitzondering van tijdelijke vluchtelingen. Het hoeft niet te verbazen dat deze variabele zeer hoge waarden aanneemt. Het gemiddelde aantal inwoners in de Europese Unie bestond dan ook uit 18 miljoen eenheden.

Ook de loonkost wordt als variabele in het model opgenomen. De waarden voor de kost van één uur arbeid werden bekomen via Eurostat. De waarden voor deze variabele kunnen licht vertekend zijn door wisselkoersbewegingen. Deze variabele heeft een hoge standaarddeviatie. Dit wordt veroorzaakt door een aantal zeer lage waarnemingen. De

minimum loonkost in de bestudeerde periode bedroeg dan ook \$1,6. Het maximum daarentegen \$39,4.

Om te bekijken in hoeverre eenvoudig en snel zaken doen een invloed heeft op locatiekeuzes bij multinationale ondernemingen, wordt ook de variabele dagen nodig voor opstart opgenomen. De waarden voor deze variabele werden verkregen via de Wereld Bank (2015e). Hierbij dient te worden opgemerkt dat steeds wordt gekozen voor de snelst mogelijke wijze om op te starten, ook in het geval deze duurder is. Deze methode duurde gemiddeld nog steeds 15,89 dagen.

Ook de variabele voor het percentage werkenden in de populatie wordt opgenomen als verklarende variabele in het model. De variabele werd zelf samengesteld op basis van gegevens met betrekking tot werkloosheid, gegenereerd via de Wereld Bank (2015f). De variabele wordt uiteindelijk bekomen door 100% te verminderen met het werkloosheidspercentage. Deze variabele wordt opgenomen in de veronderstelling dat een hoge mate van tewerkstelling leidt tot een verzadiging van de arbeidsmarkt en een tekort aan kwalitatieve werknemers. De gemiddelde tewerkstelling bedroeg 91,40% in de bestudeerde periode en was maximaal 97%.

#### **3.2.4. Multicollineariteit**

In bijlage 1 wordt Tabel 3: Correlatiematrix weergegeven. Deze matrix werd gebruikt om de multicollineariteit tussen de variabelen te onderzoeken. Indien een of meer variabelen onderling sterke correlatie vertonen, heeft dit geen effect op de totale verklarende kracht van het model (Gujarati & Porter, 2009). Dit heeft echter wel effect op de verklarende bijdrage en interpretatie van individuele onafhankelijke variabelen. Gezien het doel van dit werk bestaat uit het beantwoorden van de vooropgestelde hypothesen en om deze hypothesen te beantwoorden de verklarende kracht van afzonderlijke variabelen essentieel is, dient het multicollineariteitsprobleem te worden onderzocht.

Uit de analyse van Tabel 3: Correlatiematrix blijkt dat de meeste onafhankelijke variabelen geen storende multicollineariteit bevatten. De variabele Logistics Performance blijft echter niet behouden in het model. Deze variabele vertoont hoge onderlinge correlatie met zowel Withholding Taxes (0,7144) als GDP per Capita (0,7126) en vertoont storende correlatie met de variabele Labor Cost (0,8342). In tegenstelling tot de relatie met WT, kan de relatie tussen LogPer en GDPC en LaborCost theoretisch worden bevestigd. Een hoog GDP brengt namelijk hoge privé- en overheidsuitgaven in infrastructuur met zich mee. De variabele Logistics Performance, welke een maatstaf moest zijn voor de aanwezige infrastructuur, blijkt onmogelijk op te nemen in het model ter verklaring van het aantal greenfield investeringen. Indien deze variabele in het model zou blijven, kunnen geen waarheidsgetrouwe uitspraken worden gedaan over de afzonderlijke invloed van de andere onafhankelijke variabelen.

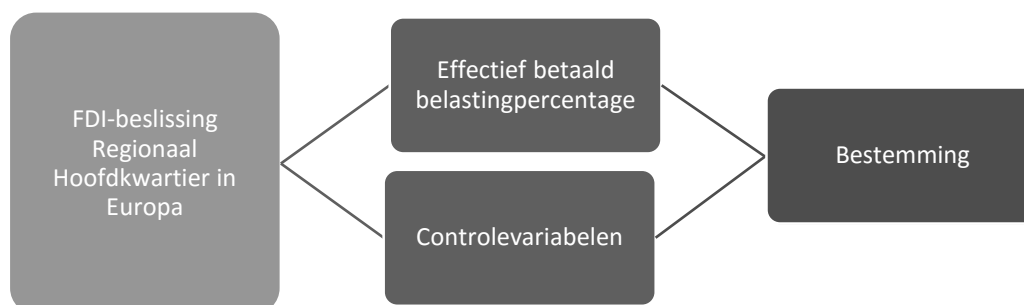
De hoogste waarde komt voor bij de onderlinge correlatie tussen GDP per capita en Labor Cost (0,8586). Deze relatie is theoretisch logisch, gezien een hogere kost voor arbeid impliceert dat hogere lonen of hogere overheidsbijdragen dienen te worden betaald. Dit leidt dan tot hogere consumptie of overheidsuitgaven, hetgeen zorgt voor een hoger GDP. Beide variabelen vertonen echter geen correlatie met andere opgenomen variabelen. Omdat deze variabelen toch niet dezelfde intrinsieke informatie bevatten, blijven zij allebei behouden in het model.

### 3.3. Onderzoeksvraag en hypothesen

Naar aanleiding van voorgaande bevindingen kan volgende onderzoeksvraag worden geformuleerd: **Wat is de invloed van het effectief betaalde belastingpercentage op de keuze voor locatie van multinationale ondernemingen bij het maken van een FDI-beslissing met betrekking tot regionale hoofdkwartieren in de Europese Unie?**

Deze relatie wordt weergegeven in onderstaande figuur 2: Conceptueel model onderzoeksvraag.

**Figuur 2: Conceptueel model onderzoeksvraag**



Deze onderzoeksvraag zal in detail worden geanalyseerd met aandacht voor volgende hypothesen:

**H1: Het effectief betaald percentage aan belastingen heeft een negatieve invloed op het aantal Greenfield investeringen in regionale hoofdkwartieren naar landen van de Europese Unie.**

Allereerst zal worden onderzocht of managers van multinationale ondernemingen fiscaliteit laten meespelen in de locatiebeslissing bij het oprichten van een RHQ. In de veronderstelling dat bedrijven locaties met weinig belastingen verkiezen boven locaties met veel belastingen, wordt een negatieve invloed van deze variabele op greenfield FDI verwacht.

**H2: Het effectief betaalde percentage aan belastingen heeft een kleinere invloed op de locatiekeuze van een multinationale onderneming dan het vastgelegde vennootschapsbelastingpercentage.**

Overheden zijn doorgaans niet te vinden voor het verlagen van het vennootschapsbelastingpercentage om bedrijven aan te trekken. Een dergelijke actie zou in veel gevallen namelijk zorgen voor verontwaardigde reacties bij de kiezers en de kans op herverkiezing beperken. Zij proberen dit probleem dan ook op te lossen door aan ondernemingen de mogelijkheid te geven verschillende (fictieve) kosten af te trekken van het behaalde resultaat en zo de fiscale winst van ondernemingen te verlagen. Deze oplossing is voor niet-specialisten moeilijker te begrijpen en lokt bijgevolg minder reacties uit. Landen concurreren dan ook onderling om steeds nieuwe aftrekposten te voorzien en zodoende lagere ETR te creëren en bedrijven aan te trekken. Dit in tegenstelling tot de doelstelling van de Europese Unie om zoveel mogelijk gelijkheid te creëren tussen landen onderling en zodoende de Unie als één geheel te kunnen promoten voor het aantrekken

van buitenlands FDI. Door de fiscale concurrentie liggen de gemiddelde ETR van landen onderling echter dichter bij elkaar dan de STR. Bijgevolg wordt verwacht dat de ETR een kleiner effect hebben op de locatiebeslissing bij het maken van investeringen.

### 3.4. Methode

#### 3.4.1. Model

Om de opgestelde onderzoeksvraag en hypothesen te kunnen beantwoorden, wordt gebruik gemaakt van kwantitatief onderzoek. Er werd een panel dataset samengesteld met een *count* variabele als afhankelijke variabele, een cross-sectie dimensie van 28 landen en een tijdreeksdimensie van 7 jaar. Er wordt gebruik gemaakt van een voorwaardelijke poisson-regressie. Een dergelijke regressie werd voor het eerst voorgesteld door Hausman et al. (1984). De afhankelijke variabele is een non-negatieve variabele met een groot aantal lage waarden en een aantal hoge waarden. Zowel uit voorgaande Tabel 1: GF descriptives en Figuur 1: Histogram GF als uit bevindingen van Beck & Tolnay (1995) en Hausman et al. (1984) kan worden afgeleid dat de variabele GF, welke het aantal greenfield investeringen in een gegeven land in een gegeven jaar weergeeft, poisson verdeeld is.

Uit Gujarati & Porter (2009) blijkt dat bij het gebruik van panel data *unobserved heterogeneity* eerder de regel dan de uitzondering is. Er werd gestart met de uitvoering van een *pooled* regressie. Uit de Lagrange Multiplier Test voor *unobserved heterogeneity* (Breusch & Pagan, 1980) bleek dat deze effecten aanwezig zijn en OLS schatters bijgevolg vertekend zijn omwille van *omitted variable bias*. Bijgevolg wordt gebruik gemaakt van een *Fixed Effects* model met een *Log-likelihood*<sup>4</sup> schatter.

#### 3.4.2. Formele specificatie

De algemene formele specificatie voor het opgestelde model is als volgt:

$$\log_e Y_{it} = \beta_1 X_{it} + \alpha_i + u_{it} \quad (1)$$

met

- $\alpha_i$  het onbekende intercept voor elke cross-sectie entiteit,
- $Y_{it}$  de afhankelijke variabele,
- $X_{it}$  een onafhankelijke variabele,
- $\beta_1$  de parametercoëfficiënt voor de onafhankelijke variabele,
- $u_{it}$  de term voor standaardfouten,
- $i$  de cross-sectie entiteiten en
- $t$  de tijdsperiode.

---

<sup>4</sup> Log-likelihood functie voor de Poisson verdeling wordt gegeven door:

$$-N\lambda + \sum_{i=1}^N y_i \ln(\lambda) - \sum_{i=1}^N \ln(y_i!)$$



Wanneer de gebruikte variabelen in dit onderzoek worden ingebracht in (1), wordt de formele specificatie gegeven door:

$$\log_e GF_{it} = \beta_1 ETR_{it} + \beta_2 WT_{it} + \beta_3 GDPC_{it} + \beta_4 GDPCG_{it} + \beta_5 PAC_{it} + \beta_6 Population_{it} + \beta_7 LaborCost_{it} + \beta_8 DNFS_{it} + \beta_9 Employment_{it} + \alpha_i + u_{it} \quad (2)$$

voor model 1 en

$$\log_e GF_{it} = \beta_1 STR_{it} + \beta_2 WT_{it} + \beta_3 GDPC_{it} + \beta_4 GDPCG_{it} + \beta_5 PAC_{it} + \beta_6 Population_{it} + \beta_7 LaborCost_{it} + \beta_8 DNFS_{it} + \beta_9 Employment_{it} + \alpha_i + u_{it} \quad (3)$$

voor model 2, waarbij  $i$  staat voor het land waarnaar wordt geïnternationaliseerd en  $t$  voor het jaartal.

### 3.4.3. Interpretatie

De bètawaarden van het model dienen als volgt te worden geïnterpreteerd: voor een toename met 1 eenheid in de verklarende variabele ( $X_{it}$ ) neemt het natuurlijk logaritme van het verwachte aantal greenfield investeringen toe of af met  $\beta_i$ , gegeven dat de andere variabelen constant blijven. Door het conditionele gemiddelde te berekenen als  $\hat{\lambda}_i = e^{x_i \hat{\beta}}$ , kan het effect van een variabele met parameter  $\beta_i$  op de afhankelijke variabele berekend worden als: een toename met 1 eenheid in de onafhankelijke variabele  $X_1$  zorgt voor een verwachte waarde van de afhankelijke variabele van  $e^{\beta_1} \%$ .

### 3.4.4. Z-test

Hypothese 2 stelt dat het effect de invloed van ETR op de locatiekeuze van GF FDI in RHQ kleiner is dan de invloed van STR. Om deze hypothese statistisch te testen, zal een Z-test worden uitgevoerd. De opbouw van deze test is gebaseerd op de bevindingen van Clogg et al. (1995), aangevuld door Paternoster et al. (1998). De correcte specificatie van de uit te voeren test is dan:

$$Z = \frac{\beta_1 - \beta_2}{\sqrt{s\beta_1^2 + s\beta_2^2}}$$

met

- $\beta_1$  en  $\beta_2$  de regressiecoëfficiënten van de variabelen ETR en STR
- $s\beta_1$  en  $s\beta_2$  de respectievelijke standaarddeviaties.

De bekomen Z-score dient dan groter te zijn dan kritische waarde 1,6449 om de nulhypothese – de parametercoëfficiënten zijn niet significant verschillend van elkaar – te verwerpen.

## 4. Resultaten

In dit onderdeel worden de resultaten die voortkomen uit het model weergegeven en besproken. In deel 4.1 worden de algemene resultaten weergegeven en wordt de invloed van de verschillende variabelen besproken. In deel 4.2 worden de resultaten met betrekking tot de hypothesen besproken en toegelicht.

### 4.1. Empirische resultaten

Tabel 4a: Conditional Fixed-Effects Poisson Regression geeft voor elke onafhankelijke variabele de coëfficiënten en de p-waarden weer. Deze p-waarden geven de kans weer dat de nulhypothese - de individuele regressiecoëfficiënt voor de variabele is gelijk aan 0 - aanvaard mag worden. In model 1 werd ETR opgenomen als verklarende variabele terwijl model 2 gebruikt maakt van STR als verklarende variabele voor fiscaliteit. De andere opgenomen variabelen blijven dezelfde. In totaal werden 9 onafhankelijke variabelen opgenomen in beide modellen.

Voor de variabele ETR werd zoals verwacht een negatieve bètawarde gevonden. Deze variabele is significant op het 95% betrouwbaarheidsniveau. Dit impliceert dat fiscaliteit een negatief effect heeft op de locatiekeuze van ondernemingen en bevestigt eerdere bevindingen van Strauss-Kahn & Vives (2009). De impliciete veronderstelling dat multinationale ondernemingen nog steeds proberen belastingen te ontwijken door de ondernemingsstructuur aan te passen wordt bijgevolg bevestigd.

Ook voor de variabele STR uit model 2 wordt deze veronderstelling bevestigd. Het vennootschapsbelastingpercentage heeft ook een negatieve invloed op het aantal greenfield investeringen en is significant op het 99% betrouwbaarheidsniveau. Dit bevestigt voorgaande bevindingen van Laamanen et al. (2012) en Strauss-Kahn & Vives (2009).

Zowel model 1 als 2 bevestigen de negatieve invloed van roerende voorheffing op dividenden (WT) op de locatiekeuze voor FDI in RHQ. Dit is een belangrijke bevinding, gezien deze variabele bij Barrios et al. (2012) geen significant effect vertoonde. Dit kan verklaard worden doordat deze auteurs relocaties onderzochten waarbij zowel de *host* als de *home countries* in Europa lagen en de roerende voorheffing voor deze bedrijven bijgevolg wegvalt. Gezien dit werk gebruik maakt van greenfield FDI dat haar oorsprong voornamelijk vindt buiten de Europese Unie, heeft de variabele wel een verklarende invloed. Meer bepaald zorgt een stijging van het percentage aan roerende voorheffing op dividenden met 1 procentpunt voor een daling van 3,05% in waarschijnlijkheid dat in dit land een greenfield RHQ wordt opgestart. In model 2, waar STR worden opgenomen in plaats van ETR, bedraagt dit effect 2,08%. De variabele is in beide modellen significant op het 99% betrouwbaarheidsniveau.

Het GDP per Capita heeft geen invloed op de afhankelijke variabele. De variabele heeft een positieve parameterwaarde (0,0000203) maar is in beide modellen niet significant. Dit in tegenstelling tot de onderzoeken van Davidson & McFetridge (1985), Deliosz & Henisz (2000) en Ojala Tyrväinen (2008). Ook omtrent de bevindingen van Morschett et al. (2010), een negatief verband tussen de marktgrootte en marktpenetratie via WOS, kan geen besluit worden genomen. De afhankelijke variabele kan een mogelijke oorzaak voor deze bevinding uitmaken. Regionale hoofdkwartieren worden namelijk niet altijd opgericht met

het oog op productie. Zo wordt de beschikbaarheid van mogelijk marktpotentieel minder belangrijk voor deze ondernemingen.

**Tabel 4a: Conditional Fixed-Effects Poisson Regression: Coefficients**

VARIABLES	model1	model2
	GF	GF
ETR	-0.027** (0.011)	
WT	-0.031*** (0.007)	-0.021*** (0.008)
GDPC	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
GDPCG	-0.008* (0.004)	-0.005 (0.004)
PAC	-0.795*** (0.182)	-0.602*** (0.189)
Population	0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)
LaborCost	-0.045* (0.025)	-0.055** (0.026)
DNFS	0.003 (0.007)	0.009 (0.007)
Employment	-0.019 (0.017)	-0.041** (0.018)
STR		-0.061*** (0.018)
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

**Tabel 4b: Conditional Fixed-Effects Poisson Regression: Estimation (Model 1)**

Conditional fixed-effects Poisson regression		
Group variable: Country		
Number of obs	=	196
Number of groups	=	28
Obs per group: min	=	7
avg	=	7.0
max	=	7
Wald chi2(9)	=	63.34
Prob > chi2	=	0.0000
Log likelihood = -296.88516		

Met betrekking tot de groei van het GDP per Capita leidt het opgestelde model tot een opvallende bevinding. Deze variabele heeft in beide modellen namelijk een negatief effect. In model 1 is dit effect significant op het 90% betrouwbaarheidsinterval. In model 2 is deze variabele echter niet significant. De theoretische oorzaak voor dit negatieve effect zou kunnen zijn dat multinationale ondernemingen zich eerder in zeer ontwikkelde landen vestigen met weinig groeimogelijkheden. De argumentatie dat deze bedrijven zouden kunnen meegroeien met de markt wordt door het model tegengesproken.

De variabele Patent Applications per Capita is zowel in model 1 als model 2 significant op het 99% betrouwbaarheidsniveau. De parameter heeft een negatief teken, hetgeen in strijd is met de verwachting. De factor werd opgenomen om een mogelijke invloed van de aanwezige technologische kennis te meten en eventuele *clustering* van bedrijven aan te tonen in regio's met een groot aantal hoogtechnologische bedrijven. Uit het model komt echter voort dan een toename met 1 eenheid in de variabele PAC een daling met zich meebrengt van 54,84% in waarschijnlijkheid dat een greenfield RHQ in dit land zal

gevestigd worden. De grootte van dit effect wordt beïnvloed door de wijze waarop deze variabele is opgesteld. Tabel 3: Descriptives geeft weer dat het gemiddelde voor deze variabele 1,35 bedraagt met een minimum van 0 en een maximum van 6,00. Een toename met 1 eenheid ten opzichte van het gemiddelde betreft bijgevolg een toename met 74,07%. Voor deze factor kan dus worden besloten dat er een klein negatief effect is. Een mogelijke verklaring voor dit effect is dat locaties waar relatief veel patenten worden aangevraagd gebruik maken van hoogopgeleide werknemers, waardoor de loonkost toeneemt en multinationale ondernemingen minder geneigd zijn hier een regionaal hoofdkwartier op te richten. Met betrekking tot het *clustering effect* kan worden gesteld dat dit wel degelijk bestaat maar dat de opgenomen variabele hierover onvoldoende informatie bevat om dit weer te geven.

Het aantal inwoners van een land (Population) heeft een verschillend effect in beide modellen. In model 1, waar de fiscale variabele wordt gegeven door het effectief betaalde belastingpercentage, is de variabele significant op het 99% betrouwbaarheidsniveau met een parameterwaarde van  $1,47e-07$ . Deze waarde impliceert dat door een toename met 1 miljoen inwoners de kans dat multinationale ondernemingen hier een hoofdkwartier vestigen toeneemt met 14,7%. Dit effect bevestigt de bevinding van Klier & Testa (2002) omtrent deze variabele en geeft aan dat grote landen steeds een voordeel hebben met betrekking tot het aantrekken van greenfield FDI in RHQ. In model 2, waar de fiscale variabele wordt gegeven door het vennootschapsbelastingpercentage, heeft deze variabele een tegengesteld effect. Door de zeer lage Z-waarde kan de nulhypothese – de parameterwaarde is gelijk aan 0 -voor deze variabele echter niet worden verworpen.

De verklarende factor voor de loonkosten vertoont, analoog met de verwachtingen, een negatief effect op het aantal greenfield RHQ. In model 1 is dit effect significant op het 90% betrouwbaarheidsniveau. Een toename van de loonkost per uur met \$1 impliceert een daling in waarschijnlijkheid dat een RHQ zal worden opgericht in deze regio van 4,40%. In model 2 bedraagt deze daling zelfs 5,35%, significant op het 95% betrouwbaarheidsniveau. Dit effect bevestigt de bevindingen van Laamanen et al. (2012), Davis & Henderson (2008) en Strauss-Kahn & Vives (2009). Vanuit de argumentatie dat de beschikbaarheid van hooggeschoolde werknemers de loonkost doet toenemen, zijn deze bevindingen in strijd met deze van Klier & Testa (2002).

De hoeveelheid dagen die nodig zijn om een bedrijf op te starten blijkt geen goede voorspeller van het aantal greenfield investeringen in RHQ. Zowel in model 1 als model 2 vertoont de parameterwaarde van deze variabele geen significant effect. Deze variabele werd opgenomen als variabele voor *ease of doing business* om zodoende de bevindingen van Bel & Fageda (2008), Birkinshaw et al. (2006), Klier & Testa (2002) en Strauss-Kahn & Vives (2009) te controleren.

Voor de variabele Tewerkstelling werd geargumenteed dat zowel een positief als een negatief effect kon worden verwacht. Enerzijds kan een hoge mate van tewerkstelling een indicatie zijn van een goed presterende economie en bijgevolg een aantrekkelijke productmarkt met zich meebrengen (Laamanen et al., 2012). Anderzijds kan een hoge mate van tewerkstelling wijzen op een verzadiging van de arbeidsmarkt en een tekort aan kwalitatieve werknemers. In model 1 heeft deze variabele geen significant effect op het aantal greenfield investeringen en vertoont deze bijgevolg geen verklarende invloed. Uit model 2 blijkt echter dat een toename in de tewerkstelling met 1 procentpunt een daling van het aantal greenfield investeringen van 4,02% met zich meebrengt. Dit impliceert dat

een locatie met hoge loonkosten én een hoge tewerkstelling weinig kans heeft op het aantrekken van greenfield FDI in RHQ.

## 4.2. Resultaten met betrekking tot hypothesen

De eerste opgestelde hypothese die in dit werk werd onderzocht, stelde dat de ETR een negatief effect heeft op het aantal greenfield investeringen in RHQ. Deze hypothese wordt door het model bevestigd. De variabele heeft een significant negatieve invloed op het 95% betrouwbaarheidsniveau. Bijgevolg kan de nulhypothese – de parameterwaarde verschilt niet significant van 0 en de variabele heeft bijgevolg geen invloed op de afhankelijke variabele – worden verworpen. Een stijging met 1 procentpunt van de ETR impliceert een daling van het aantal investeringen in RHQ met 2,66%. Dit bevestigt de bevindingen die voortkomen uit het onderzoek van Strauss-Kahn & Vives (2009), namelijk een daling van 2,25% in waarschijnlijkheid dat een hoofdkwartier in een regio wordt gevestigd waar het vennootschapsbelastingpercentage stijgt met 1 procentpunt. Dit resultaat impliceert verder dat de invloed van fiscaliteit op de locatiekeuze bevestigd blijft ondanks de toetreding van een groot aantal lidstaten tot de Europese Unie. Bijgevolg gaan de conclusies die Laamanen et al. (2012) vonden voor de EU-15 ook op voor de EU-28. De voorgaande auteurs gebruikten echter de STR als verklarende variabele voor locatiekeuzes of pull-factoren voor relocations. Dit werk bevestigt deze bevindingen wanneer allerhande fiscale aftrekposten, die landen creëren om bedrijven aan te trekken, in acht worden genomen.

De tweede opgestelde hypothese stelt dat de ETR een kleiner effect hebben op de locatiekeuze dan de STR. Deze hypothese werd gebaseerd op de bevinding dat de STR gemiddeld aanzienlijk hoger liggen en de verschillen tussen landen onderling voor deze factor groter zijn dan bij ETR. Het opgestelde model bevestigt hypothese 2 niet. Een toename met 1 procentpunt in het vennootschapsbelastingpercentage geeft een daling in waarschijnlijkheid dat een RHQ in dit land gevestigd wordt met 5,92%. Deze variabele is significant op het 99% betrouwbaarheidsniveau. Indien dit effect wordt vergeleken met de bevindingen uit model 1, blijkt dat de parametercoëfficiënt van STR meer dan dubbel zo groot is als deze van ETR. De uitvoering van de Z-test geeft echter:

$$Z = \frac{0,061 - 0,027}{\sqrt{0,018^2 + 0,011^2}} = 1,6118 < 1,6449$$

De nulhypothese mag bijgevolg niet worden verworpen op het 95% betrouwbaarheidsniveau. Wel kan worden opgemerkt dat de parametercoëfficiënten significant verschillend van elkaar zijn indien gewerkt wordt met een 90% betrouwbaarheidsniveau. Dan overschrijdt de Z-score van 1,6118 de kritische waarde 1,2816. Uiteindelijk kan worden geconcludeerd dat wel een verschil aanwezig is, doch niet in die mate dat dit verschil kan worden bevestigd op het 95% betrouwbaarheidsniveau.

## 5. Conclusie

### 5.1. Algemeen

Door gebruik te maken van een dataset met 1563 greenfield investeringen in regionale hoofdkwartieren in de Europese Unie door multinationale ondernemingen met wereldwijde

oorsprong, werd de invloed van het effectief betaalde belastingpercentage op deze locatiekeuze onderzocht. Naar analogie met bevindingen omtrent vennootschapsbelasting bij locatiekeuzes werd een negatief effect gevonden. Meer bepaald leidt een stijging met 1 procentpunt van de ETR tot een daling van het aantal investeringen in RHQ met 2,66%. Er werd geen statistische zekerheid bekomen omtrent de grootte van dit effect in vergelijking met de STR wanneer gebruik wordt gemaakt van een 95% betrouwbaarheidsniveau. De STR hebben wel een significant grotere invloed in vergelijking met de ETR wanneer gebruik wordt gemaakt van een 90% betrouwbaarheidsniveau.

Een belangrijke nieuwe bevinding is de significantie en het effect van de variabele Withholding Taxes. De roerende voorheffing op dividenden heeft net als de twee andere fiscale variabelen een negatief effect op de locatiekeuze van greenfield FDI. Deze invloed werd nog niet aangetoond in andere onderzoeken. Meer bepaald zorgt een stijging van het percentage aan roerende voorheffing op dividenden met 1 procentpunt voor een daling van 3,05% in waarschijnlijkheid dat in dat land een greenfield RHQ wordt opgestart. Gezien ook deze percentages vandaag de dag gemiddeld lager liggen dan de vennootschapsbelastingpercentages, is ook hier het effect kleiner dan bij een stijging van de STR.

## **5.2. Discussie en implicaties**

Het opgestelde model en de bijhorende resultaten geven weer dat een lidstaat van de Europese Unie verschillende mogelijkheden heeft indien zij greenfield FDI in regionale hoofdkwartieren wil aantrekken. Uit het model blijkt dat belastingverlagingen de kans op investeringen aanzienlijk verhogen. Indien nationale overheden besluiten om meer bedrijven aan te trekken en ertoe bereid zijn inkomsten af te staan, kunnen zij dit het best doen door het vennootschapsbelastingpercentage naar beneden te halen. Een dergelijke actie heeft namelijk meer effect dan het creëren van extra aftrekposten of het geven van vrijstellingen. Deze laatste optie kan door overheden echter gemakkelijker worden uitgevoerd omdat deze vaak gepaard gaan met technische, moeilijk te doorgronden teksten en berekeningen waardoor het voor het volk moeilijk wordt hiervan de essentie te begrijpen. Overheden hebben nog een ander fiscaal instrument beschikbaar om investeringen aan te trekken: de roerende voorheffing op dividenden. Naar aanleiding van de recente financiële crisis gaan er echter meer stemmen op om een stijging van deze percentages te bekomen. Er zijn natuurlijk nog een groot aantal andere indicatoren die locatiekeuzes van bedrijven beïnvloeden. Toch dienen aanpassingen in belastingpercentages voor bedrijven steeds te worden afgewogen tegen de gevolgen. Een van deze gevolgen is dat minder RHQ zullen worden aangetrokken.

## **5.3. Beperkingen**

Dit werk maakte gebruik van een dataset met 1563 greenfield investeringen in de Europese Unie. Dit aantal werd verkregen uit een dataset met alle greenfield investeringen in RHQ wereldwijd, welke 4866 observaties bevat. Bijgevolg is in dit onderzoek maar 32,12% van alle greenfield FDI in RHQ vertegenwoordigd. De uitspraken die gedaan worden met betrekking tot de resultaten gaan bijgevolg maar op indien door de investerende bedrijven reeds werd vastgelegd dat een RHQ in de Europese Unie zal worden opgestart. In hoeverre de bekomen resultaten toepasbaar zijn op de rest van de wereld, kan een basis zijn voor verder onderzoek.

Dit onderzoek heeft getracht de werkelijkheid beter weer te geven in het model door gebruik te maken van de ETR. Zeer grote multinationals maken echter op regelmatige basis afspraken met de fiscus om minder belastingen te betalen in ruil voor hun aanwezigheid. Dit effect is, voornamelijk doordat deze afspraken sterk geheim worden gehouden, niet opgenomen in dit werk.

Omtrent de invloed van het *clustering effect* van bedrijven, het ondernemingsklimaat en de logistieke mogelijkheden van een land kan extra onderzoek zeer interessant zijn. Om de infrastructuur en logistieke mogelijkheden van een land in kaart te brengen, werd in dit werk de Logistics Performance Index opgenomen. Deze invloed van deze variabele blijft echter niet te controleren wegens een sterke correlatie met andere variabelen. Een onderzoek naar een goede voorspeller voor deze infrastructuur die per land kan worden weergegeven zou bijgevolg zeer nuttig zijn. Verder kwam dit werk tekort in het aanbrengen van een variabele welke het ondernemingsklimaat vertegenwoordigt. De dagen nodig om een bedrijf op te starten bleek geen goede verklarende variabele.

## 6. Referenties

- Allen, K. 1991. The Role of Logistics in the Overseas Plant Selection Decision Process of United States-Based Multinational Corporation. *Journal of Business Logistics*, 12(2): 59.
- Anderson, J., Sutherland, D. & Severe, S. 2015. An event study of home and host country patent generation in Chinese MNEs undertaking strategic asset acquisitions in developed markets. *Journal of International Business Review*, Working paper.
- Barrios, S., Huizinga, H., Laeven, L. & Nicodème, G. 2012. International taxation and multinational firm location decisions. *Journal of Public Economics*, 11-12: 946-958.
- Beck, E. M. & Tolnay, S. E. 1995. Analyzing Historical Count Data: Poisson and Negative Binomial Regression Models. *Journal of Quantitative and Interdisciplinary History*, 28(3): 125-131.
- Becker, S.O., Egger, P. and Merlo V. 2009. How Low Business Tax Rates Attract Multinational Headquarters: Municipality-Level Evidence from Germany, *Center for Economic Studies & Ifo Institute for economic research*
- Bel, G. & Fageda, X. 2008. Getting there fast: globalization, intercontinental flights and location of headquarters. *Journal of Economic Geography*, 8: 471-495.
- Birkinshaw, J., Braunerhjelm, P., Holm, U. & Terjesen, S. 2006. Why do some multinational corporations relocate their headquarters overseas. *Strategic Management Journal*, 27: 681-700.
- Bové, L. 2014, 07/11/2014. Luxleaks. *De Tijd*. Retrieved from <http://www.tijd.be/dossier/luxleaks>
- Breusch, T. S. & Pagan, A. R. 1980. The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *Review of Economic Studies*, 47(1): 239-253.

- Brouwer, A. E., Mariotti, I., & van Ommeren, J. N. 2004. The firm relocation decision: An empirical investigation. *The Annals of Regional Science*, 38(2): 335-347.
- Bureau Van Dijk. 2014a. Amadeus.
- Bureau Van Dijk. 2014b. Orbis.
- Collins, J., Kemsley, D. & Lang, M. 1998. Cross-jurisdictional income shifting and earnings valuation. *Journal of Accounting Research*, 36 (2): 209-229
- Clogg, C. C., Haritou, A. & Petkova, E. 1995. Statistical methods for comparing regression coefficients between models. (Symposium on Applied Regression). *The American Journal of Sociology*, 100(5): 1261-1294.
- Crabbé, K. 2010. The impact of the auditor and tax advice on the effective tax rate. *Katholieke Universiteit Leuven: Department of accountancy, finance and insurance (AFI)*.
- Cravens, S. 1997. Examining the role of transfer pricing as strategy for multinational firms. *International Business Review*, 6(2): 127-145.
- Davidson, W.H. & McFetridge, D. 1985. Key characteristics in the choice of international technology transfer. *Journal of International Business Studies*, 16 (2): 5-21.
- Davis, J. C. & Henderson, J. V. 2008. The agglomeration of headquarters. *Regional Science and Urban Economics*, 38(5): 445-460.
- Delios, A. & Henisz, W. 2000. Japanese firms' investment strategies in emerging economies. *Academy of Management Journal*, 43 (3): 305-323.
- Egger, P., Koethenbueger, M. & Smart, M. 2010. Do fiscal transfers alleviate business tax competition? Evidence from Germany. *Journal of Public Economics*, 94(3-4): 235-246.
- European Commission [EC]. 2015. Taxation of cross-border interest and royalty payments in the European Union. *European Commission*, Retrieved from [http://ec.europa.eu/taxation\\_customs/taxation/company\\_tax/interests\\_royalties/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/taxation_customs/taxation/company_tax/interests_royalties/index_en.htm)
- Eurostat. 2015. Hourly labour costs. *European Commission*, Retrieved from [http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Hourly\\_labour\\_costs](http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Hourly_labour_costs)
- Gujarati, D. & Porter, D. C. 2009. *Basic econometrics*. Internatinoal Edition: McGraw-Hill, 5th ed.: 591-616.
- Haelterman, A., Maes, L., Van Orshoven, P., & De Jonckheere, M. 2013. Codex fiscaal recht. *Codex fiscaal recht*.
- Hausman, J. A., Hall, B. & Griliches Z. 1984. Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents-R&D Relationship. *Econometrica*, 52(4): 909-938.
- Huizinga, H. P., & Voget, J. 2009. International Taxation and the Direction and Volume of Cross-Border M&As.(Report). *Journal of Finance*, 64(3): 1217.
- Kenny, M. & Von Burg, U. 1999. Technology, entrepreneurship and path dependence: industrial clustering in Silicon Valley and Route 128. *Journal of Social Sciences: Industrial and Corporate Change*, 8(1): 67-103.



- Klier, T. & Testa, W. 2002. Location trends of large company headquarters during the 1990s. *Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspective*, 26(2): 12-26
- KPMG. 2015. Corporate tax rates table. Retrieved from <http://www.kpmg.com/global/en/services/tax/tax-tools-and-resources/pages/corporate-tax-rates-table.aspx>
- Laamanen, T., Simula, T., & Torstila, S. 2012. Cross-border relocations of headquarters in Europe. *Journal of International Business Studies*, 43(2): 187-210.
- Lasserre, P. 1996. Regional headquarters: the spearhead for Asia Pacific Markets. *Long Range Planning*, 29: 30-37.
- Le Bas, C. & Sierra, C. 2002. 'Location versus home country advantages' in R&D activities: some further results on multinationals' locational strategies. *Research Policy*, 31: 589-609.
- Lougie, B. & Wallace, J. 2008. The Corporate Social Responsibility (CSR) Trend. *Journal of Applied Corporate Finance*, 20(1): 96-108.
- Ojala, A. & Tyrväinen, P. 2008. Market entry decisions of US small and medium-sized software firms. *Management Decision*, 46(2): 187-200.
- Organisation for Economic Co-operation and Development [OECD]. 2015. Overall statutory tax rates on dividend income. Retrieved from <http://dotstat.oecd.org//Index.aspx?QueryId=59615>.
- Paternoster, R., Mazerolle, P. & Piquero, A. 1998. Using the correct statistical test for the equality of regression coefficients. *Criminology*, 36(4): 859-866.
- Pennings, E., & Sleuwaegen, L. 2000. International relocation: firm and industry determinants. *Economics Letters*, 67(2): 179-186.
- Pennings, E., & Sleuwaegen, L. 2006. International relocation of production: Where do firms go? *Scottish journal of political economy*, 53(4): 430-446.
- Pfanner, E. 2012. European Countries Seek More Taxes From U.S. Multinational Companies: [Business/Financial Desk]. *The New York Times, Late Edition*, Retrieved from <http://search.proquest.com.kuleuven.ezproxy.kuleuven.be/docview/1170138600?OpenUrlRefId=info:xri/sid:primo>
- Pinheiro-Alves, R. & Zambujal-Oliveira, J. 2012. The Ease of Doing Business Index as a tool for investment location decisions. *Economics Letters*, 117(1): 66-70.
- Sakellariopoulos, S. 2012. On the causes and significance of the december 2008 social explosion in Greece. *Science and society*, 76(3): 340-364.
- Sikka, P. & Willmott, H. 2010. The dark side of transfer pricing: Its role in tax avoidance and wealth retentiveness. *Critical Perspectives on Accounting*, 21: 342-356.
- Sokol, K. & Truyts, J. 2014. "Hete herfst" van start gegaan met werkonderbeking. *De redactie*, Retrieved from <http://deredactie.be/cm/vrtnieuws/economie/1.2137430>
- Strauss-Kahn, V., & Vives, X. 2009. Why and where do headquarters move? *Regional Science and Urban Economics*, 39(2): 168-186.

- The Economist. 2014, Feb 22. Here, there and everywhere; company headquarters. *The Economist*, 410: 56. Retrieved from <http://search.proquest.com/docview/1501904435?accountid=17215>
- The World Bank. 2015a. GDP per capita (current US\$). *The World Bank Group*, Retrieved from <http://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.CD>
- The World Bank. 2015b. Patent applications, residents. *World Intellectual Property Organization (WIPO)*, Retrieved from <http://data.worldbank.org/indicator/IP.PAT.RESD>
- The World Bank. 2015c. Logistics performance index: Overall (1=low to 5=high). *The World Bank Group and Turku School of Economics*, Retrieved from <http://data.worldbank.org/indicator/LP.LPI.OVRL.XQ>
- The World Bank. 2015d. Population, total. *United Nations Population Division*, Retrieved from <http://data.worldbank.org/indicator/SP.POP.TOTL>
- The World Bank. 2015e. Time required to start a business (days). *The World Bank Group*, Retrieved from <http://data.worldbank.org/indicator/IC.REG.DURS/countries>
- The World Bank. 2015f. Unemployment, total (% of total labor force) (modeled ILO estimate). *International Labour Organization*, Retrieved from <http://data.worldbank.org/indicator/SL.UEM.TOTL.ZS>
- Vandenbussche, H., Janssen, B., & Crabbé, K. 2005. Is there regional tax competition? Firm level evidence for Belgium. *De Economist*, 153(3): 257-276.
- Voget, J. 2011. Relocation of headquarters and international taxation. *Journal of Public Economics*, 95(9-10): 1067-1081.
- Yao, J. T. 2013. The arm's length principle, transfer pricing, and location choices. *Journal of Economics and Business*, 65: 1-13.
- Yeung, H.W., Poon, J. and Perry, M., 2001. Towards a regional strategy: the role of regional headquarters of foreign firms in Singapore. *Urban Studies*, 38(1): 157-183

# Bijlage 1

Tabel B.1: Correlatiematrix

	GF	ETR	CTR	WT	GDPC	GDPCG	PAC	Popula~n	LaborC~t	DNFS	Employ~t	LogPer
GF	1.0000											
ETR	0.1037	1.0000										
CTR	0.2592	0.4954	1.0000									
WT	0.4211	-0.1087	0.2750	1.0000								
GDPC	0.2348	-0.0621	0.4483	0.6633	1.0000							
GDPCG	-0.0625	0.0008	0.0127	-0.0341	0.0126	1.0000						
PAC	0.4986	0.2015	0.3898	0.6098	0.4720	-0.0258	1.0000					
Population	0.6505	0.3966	0.4785	0.3114	0.0809	-0.0284	0.5272	1.0000				
LaborCost	0.3060	0.1546	0.5766	0.6610	0.8586	-0.0998	0.6133	0.2708	1.0000			
DNFS	-0.0442	0.2884	0.0916	-0.2052	-0.1775	0.1598	-0.2276	0.0533	-0.2982	1.0000		
Employme	0.0527	-0.1144	0.1689	0.1666	0.3536	0.3381	0.2489	-0.0197	0.2741	-0.1700	1.0000	
LogPer	0.4865	0.1720	0.5644	0.7144	0.7126	-0.0475	0.6607	0.4512	0.8342	-0.2386	0.2354	1.0000