

The Effect of the 2007 Corporate Income Tax Cut on Labor Wages: An Empirical Analysis of the Tax Incidence of the Dutch Corporate Income Tax

Y.Y. Than^{*}

H. Vrijburg[§]

Final version, June 2015

Abstract

In this paper I examine the extent to which the Dutch corporate income tax is directly shifted onto the workforce. The following research question has been addressed: ‘*What is the influence of the corporate income tax on labor wages in the Netherlands?*’. I use data on 745 companies located in The Netherlands, France and Belgium over the period 2005-2011. By exploiting the Dutch corporate income tax cut in 2007 in a quasi-experimental research design, I estimate the effect of the tax cut on labor wages by performing a difference-in-differences analysis. The difference-in-differences point estimates show a significant short run positive tax effect of 13% and a long run positive tax effect of 39%. The corresponding 95% confidence intervals are 5-21% and 15-62%. I assess these results to different robustness checks by using another estimation method, key variable, control group and sample in the difference-in-differences analysis. Overall, the results are consistently significant across all the robustness checks. Although the tax effects differ across the different specifications, I find empirical evidence that labor owners bear some of the corporate income tax burden in the Netherlands.

Keywords: Corporate Income Tax; Economic Tax Incidence; Wage Bargaining Models; Difference-in-Differences Analysis

^{*} Thesis author; Bachelor student Economics of Taxation (Fiscale Economie); StudentID: 369481; Erasmus University Rotterdam; Erasmus School of Economics; Email: 369481yt@student.eur.nl.

[§] Thesis supervisor; Assistant Professor Economics of Taxation; Erasmus University Rotterdam; Erasmus School of Economics.

Inhoudsopgave

Voorwoord.....	2
1 Introductie	3
2 Theorie.....	5
2.1 Het Harberger model (1962).....	5
2.2 Het wage bargaining model van Arulampalam et al (2010).....	6
3 Empirische studies.....	9
3.1 Cross-country studies	9
3.2 Cross-state studies	10
3.3 Cross-country studies gebaseerd op een wage bargaining model.....	11
3.4 Samenvatting	12
4 Data	13
4.1 Selectieprocedure treatment groep	13
4.2 Selectieprocedure controlegroep	14
4.3 Beschrijvende statistieken	17
5 Methodologie.....	21
5.1 Methodiek.....	21
5.2 Het DiD-regressiemodel	23
6 Analyse.....	27
6.1 Resultaten hoofdanalyse	27
6.2 Resultaten robustness analyse	29
6.2.1 Robustness check 1.....	30
6.2.2 Robustness check 2.....	32
6.2.3 Robustness check 3.....	33
6.2.4 Robustness check 4.....	35
6.3 Samenvatting	36
7 Conclusie	38
Referenties.....	40
Appendix	42

Voorwoord

Met het schrijven en verdedigen van deze bachelorscriptie beëindig ik mijn driejarige bacheloropleiding Fiscale Economie aan de Erasmus School of Economics. Het scriptie onderwerp is gebaseerd op mijn interesses in de wiskunde, toegepaste statistiek, macro-economie en vennootschapsbelasting. Hierdoor heb ik het schrijven van deze scriptie als zeer vermakend en leerzaam ervaren.

Uiteraard heb ik deze scriptie niet zonder hulp geschreven. Allereerst wil ik mijn begeleider Hendrik Vrijburg hartelijk bedanken voor al zijn tijd en inspanningen. In mijn optiek is hij één van de weinige docenten die zoveel tijd en moeite besteedt aan het begeleiden van een student. Tijdens de eerste bijeenkomsten was ik ook snel onder de indruk van zijn kwantitatieve onderzoeksvaardigheden. Zijn opmerkingen over de ingeleverde hoofdstukken waren van een hoge niveau en in sommige gevallen begreep ik deze pas goed na het raadplegen van externe bronnen. Bovendien zou deze scriptie nooit tot stand zijn gekomen zonder hem. Hij is namelijk de enige docent van de opleiding Fiscale Economie die gespecialiseerd is in kwantitatief onderzoek. Ik ben hem dus mede dankbaar voor het feit dat ik deze scriptie bij hem kon schrijven.

Ook gaat mijn dank uit naar twee andere docenten van de opleiding Fiscale Economie. Ik dank Mark Nieuweboer voor zijn inhoudelijke tips en lessen tijdens blok 3 en Rolph van Ovost voor het lezen van mijn scriptie.

Verder gaat mijn dank uit naar twee oud-klasgenoten van de Chinese school. Ik dank Kaman voor het lezen van mijn gehele scriptie om half drie 's nachts en Bonnie voor haar geduldige en duidelijke uitleg over Eviews en overige econometrische vraagstukken. Voorts gaat mijn dank uiteraard uit naar mijn vader, moeder en zusje voor de onvoorwaardelijke steun. Als laatst wil ik graag mijn vriendin Rene in het bijzonder bedanken voor haar liefde en steun in de afgelopen 5 jaren.

Mijn dank is groot!

Zwijndrecht, 5 juni 2015.

Ying Yi

1 Introductie

De afwentelingsproblematiek van de vennootschapsbelasting (hierna: VPB) is sinds de vorige eeuw een veelbesproken onderwerp. Het wetenschappelijk debat over de afwentelingsproblematiek gaat over de vraag wie de werkelijke (economische) last van de VPB draagt. Economische theorie suggereert dat de VPB grotendeels (~50 procent) wordt afgewenteld op werknemers (Stiglitz, 2000). Hoewel in de afgelopen jaren veel internationale empirische onderzoeken zijn gedaan naar de afwentelingsproblematiek, heerst er nog altijd onzekerheid wat betreft de vraag op wie de VPB daadwerkelijk wordt afgewenteld en wat de omvang daarvan is (Southwood, 2014). Tot op heden is er nog geen duidelijk empirisch materiaal omtrent de mate van afwenteling van de *Nederlandse* VPB (Van der Geld, 2014). Het doel van dit paper is om de invloed van de VPB op de arbeidslonen in Nederland te kwantificeren en zo een bijdrage te leveren aan het wetenschappelijk debat over de afwentelingsproblematiek van de Nederlandse VPB.

Sinds de invoering van de Wet VPB in 1969 is er een neerwaartse trend te zien in het statutaire belastingtarief. Het statutaire VPB-tarief van Nederland bedroeg eerst 48 procent en is inmiddels al gedaald naar 25 procent. Deze neerwaartse trend is ook goed te zien bij andere EU-lidstaten en wordt vaak aangeduid als de zogenaamde ‘race to the bottom’. Door de heersende onzekerheid en het tekort aan duidelijk empirisch materiaal omtrent de afwentelingsproblematiek van de Nederlandse VPB is het wetenschappelijk relevant om de macro-economische gevolgen van dergelijke tariefsverlagingen te onderzoeken. De opvattingen die beleidsmakers hebben over de afwentelingsproblematiek zullen invloed hebben op de besluitvorming en implementatie van fiscale maatregelen die nodig zijn om economisch-politieke doelstellingen na te streven. Het is voor beleidsmakers daarom relevant om een juiste inzicht te krijgen in de mate van de afwenteling van de VPB. Voorts is het relevant om te onderzoeken of de VPB überhaupt wel wordt afgewenteld. Indien de VPB niet zou worden afgewenteld, is het een indirecte belastingheffing van de aandeelhouder. Indien de VPB wel (deels) wordt afgewenteld dan draagt voor dat deel niet de aandeelhouder maar degene op wie wordt afgewenteld de last. Als er dus sprake is van afwenteling dan is er geen sprake van pure economisch dubbele belastingheffing op de inkomensstroom van de aandeelhouder. Een onderzoek naar de afwentelingsproblematiek van de Nederlandse VPB is dus mede relevant om vast te stellen in welke mate er sprake is van economische dubbele belastingheffing binnen onze klassieke VPB-stelsel. De onderzoeksvraag is daarom als volgt geformuleerd:

Wat is de invloed van de vennootschapsbelasting op de arbeidslonen in Nederland?

De onderzoeksvraag beperkt zich tot de analyse van de afwentelingsproblematiek van de VPB binnen Nederland. De reden hiervoor is dat er nog geen duidelijk empirisch materiaal bestaat omtrent de mate van de afwenteling van de Nederlandse VPB. Bestaande empirische studies naar de afwentelingsproblematiek zijn veelal gebaseerd op geaggregeerde data van verschillende landen op bijvoorbeeld EU-niveau. De resultaten die voortvloeien uit deze studies gaan dus niet op als men de afwentelingsproblematiek op nationaal niveau wil analyseren. De mate van afwenteling van de VPB hangt namelijk af van een aantal factoren die per land kunnen verschillen (Gravelle, 2010).¹

Het eerste gedeelte van dit paper bestaat uit het theoretisch kader en is uitgewerkt in hoofdstuk twee en drie. In hoofdstuk twee wordt ingegaan op een aantal economische theorieën over de afwentelingsproblematiek van de VPB. Deze theorieën vormen de bouwstenen van dit paper. In hoofdstuk drie wordt vervolgens een

¹ Factoren als belastingelasticiteiten, economische grootte, cao-verdeling en kapitaalintensiteit van de handelssector relatief tot de kapitaalintensiteit van een land als geheel. Zie Gravelle (2010) voor een discussie wat de implicaties zijn van deze factoren voor de mate van afwenteling van de VPB.

klein overzicht gegeven van bestaande empirische studies die van pas komen bij het formuleren van een hypothese op de onderzoeksvraag en bij het bepalen van een geschikte onderzoeksmethode.

Het tweede gedeelte van dit paper bestaat uit een quasi-experimenteel onderzoek. Om de invloed van de VPB op de arbeidslonen in Nederland te kwantificeren, wordt er gebruik gemaakt van een *difference-in-differences* analyse (hierna: DiD-analyse). Door de DiD-analyse toe te passen op een wage-bargaining model is het mogelijk om het directe effect van een verandering van de VPB op de arbeidslonen te kwantificeren (Arulampalam et al, 2010). Gebruikmakend van de verlaging van het VPB-tarief van 29,60 naar 25,50 procent in het jaar 2007, wordt zowel het korte als lange termijn effect van deze tariefsverlaging op de arbeidslonen in de periode 2005-2011 geanalyseerd. In het eerste gedeelte van hoofdstuk vier wordt de selectieprocedure van de treatment en controlegroepen besproken. In het tweede gedeelte van hoofdstuk vier wordt de beschrijvende statistieken van de gebruikte data aan de hand van grafieken en tabellen toegelicht. De benodigde data zijn beschikbaar via Orbis, een financiële database met accounting data van bijna alle bedrijven van de wereld. In hoofdstuk vijf wordt de onderzoeksmethode beschreven en zal het DiD-model gepresenteerd worden. In hoofdstuk zes wordt de DiD-analyse uitgevoerd en zal de onderzoeksvraag worden beantwoord. Naast de analyse worden ook robustness checks uitgevoerd om de robuustheid van de resultaten vast te stellen. Hoofdstuk 7 concludeert.

2 Theorie

In dit hoofdstuk worden een aantal economische theorieën over het afwentelingsvraagstuk van de VPB besproken. Hiervan kan men in de literatuur twee soorten visies onderscheiden (Southwood, 2014). De eerste visie is theoretisch van aard en beschrijft de afwenteling van de VPB aan de hand van algemene evenwichtsmodellen.² Bij deze visie analyseert men, via een verandering in het rendement op kapitaal, de *indirecte invloed* van de VPB op de arbeidslonen. De tweede visie daarentegen is empirisch van aard en analyseert de afwenteling van de VPB aan de hand van real world data. Bij deze visie ligt de nadruk op de *directe invloed* van de VPB op de arbeidslonen. Beide visies worden hieronder respectievelijk in paragraaf 2.1 en 2.2 toegelicht. Opgemerkt dient te worden dat dit paper gebaseerd is op de tweede visie. Gelet op de beschikbaarheid van de data is een analyse gebaseerd op real world data namelijk uitermate geschikt om de onderzoeksvraag te beantwoorden.

2.1 Het Harberger model (1962)

De eerste visie dateert uit het jaar 1962 en is gepioneerd door Arnold C. Harberger. In zijn eerste contributie presenteert hij een model van een gesloten economie met twee sectoren: een corporate en een unincorporated sector. De belangrijkste aannames van het model luiden als volgt:

1. De corporate sector is kapitaalintensief en de unincorporated sector is arbeidsintensief;
2. Er is sprake van een gesloten economie;
3. Er is sprake van perfecte marktconcurrentie (geen overwinsten/quasi-rents mogelijk);
4. Het aanbod van kapitaal (k) en arbeid (l) staat vast: $k_{corp} = k_{unincorp}$, $l_{corp} = l_{unincorp}$;
5. Kapitaal en arbeid zijn perfect mobiel. Het rendement op kapitaal (r) en arbeid (w) is dus overal gelijk:

$$w_{corp} = w_{unincorp}, \quad r_{corp} = r_{unincorp}.$$

Het model introduceert vervolgens een belasting op de factor kapitaal in de corporate sector (bijvoorbeeld een VPB) om zo de mate van de afwenteling van de VPB te analyseren. In het model van Harberger spelen twee economische effecten een belangrijke rol: het substitutie-effect en het output effect. Omdat de corporate sector vooral kapitaalintensief is, zal een belasting op kapitaal ertoe leiden dat kapitaal relatief gezien duurder wordt dan arbeid. Bedrijven in de corporate sector zullen dus geneigd zijn om hun kapitaal te vervangen door arbeid (het substitutie-effect). Het gevolg hiervan is dat de vraag naar arbeid toeneemt en dat de vraag naar kapitaal afneemt. In dit geval dragen kapitaaleigenaren de economische last van de VPB. Echter, een belasting op kapitaal betekent ook dat de productiekosten in de corporate sector relatief hoger zullen liggen dan die in de unincorporated sector. Dit impliceert dat de producten in de corporate sector duurder worden met als gevolg dat de vraag naar corporate sector producten zal afnemen. Omdat de corporate sector vooral kapitaalintensief is, dragen kapitaaleigenaren wederom de economische last van zo'n belasting (het output effect).

In de hierboven beschreven situatie gaan het substitutie-effect en het output effect dezelfde richting op: bij beide effecten dragen kapitaaleigenaren de economische last. Het is ook denkbaar dat deze effecten tegenovergesteld zijn. Stel dat we in het model een belasting op arbeid introduceren, dan zal volgens het substitutie-effect de arbeiders de economische last van de VPB dragen omdat arbeid relatief gezien duurder wordt dan kapitaal. Volgens het output effect zullen de kapitaaleigenaren echter nog steeds de economische

² Economen hebben verschillende benaderingen om de gevolgen van een belasting te analyseren. Bij partiële evenwichtsmodellen analyseert men de gevolgen van een belasting op slechts een deel van de economie (bijvoorbeeld een bepaalde markt). Algemene evenwichtsmodellen daarentegen analyseren de effecten van een belasting op de gehele economie (Stiglitz, 2000).

last dragen. De reden hiervoor is dat we een belasting introduceren in een kapitaalintensieve sector. Bij het output effect maakt het niet uit of we een belasting introduceren op arbeid of kapitaal: de intensieve factor (in casu kapitaal) zal de economische last dragen. Wanneer het substitutie-effect en het output effect tegenovergesteld zijn, dan is de afwenteling van de belasting afhankelijk van de substitutie-elasticiteiten van kapitaal en arbeid en de substitutie-elasticiteit van de goederen die in beide sectoren worden geproduceerd. Als de substitutie-elasticiteiten van kapitaal en arbeid hoger is dan de substitutie-elasticiteit van de goederen, dan domineert het substitutie-effect (Rosen en Gayer, 2009).

Harberger heeft aan de hand van zijn model geconcludeerd dat een VPB in de corporate sector niets anders is dan een belasting op kapitaal (Harberger, 1962). Omdat loonkosten en andere inkoopkosten aftrekbaar zijn, kunnen slechts de bedrijfswinsten en kapitaalwinsten worden belast. Gelet op de aanname van perfecte marktconcurrentie kan er geen sprake zijn van bedrijfswinsten. Kapitaaleigenaren dragen dus uiteindelijk de economische last van de VPB. Dezelfde conclusie is daarna getrokken door John Shoven die de afwenteling van de VPB heeft geanalyseerd aan de hand van een aantal complexe algemene evenwichtsmodellen met meerdere sectoren (Shoven, 1987).

Het model van Harberger heeft echter in de jaren na zijn introductie veel kritiek gekregen. De toenemende internationale economische integratie (lees: globalisering) zorgde ervoor dat kapitaal steeds mobieler werd waardoor kapitaalvluchten naar andere landen aannemelijker was. De aanname dat een economie gesloten is, lijkt dus niet meer realistisch. Bradford (1987), Kotlikoff en Summers (1987) waren de eersten die het Harberger model hadden aangepast door de assumptie van een gesloten economie los te laten. In hun paper laten ze zien dat een introductie van de VPB leidt tot een daling van het rendement op kapitaal in het thuisland ($r_{thuisland} \downarrow$). Kapitaaleigenaren zullen vervolgens hierop anticiperen door hun kapitaal naar het buitenland te verplaatsen (want $r_{buitenland} > r_{thuisland}$). Het gevolg hiervan is dat de immobiele arbeiders veelal de klos zijn. Immers, een verschuiving van kapitaal naar het buitenland impliceert een daling in de vraag naar arbeiders en dus een daling van de arbeidslonen in het thuisland. De VPB wordt in dit geval dus indirect afgewenteld op de arbeiders in het thuisland.

2.2 Het wage bargaining model van Arulampalam et al (2010)

Zojuist is besproken op welke wijze de VPB indirect afgewenteld kan worden op de arbeiders. Echter is er in de afgelopen jaren veel empirische literatuur gepubliceerd die aantonen dat de VPB ook direct afgewenteld kan worden. Zo hebben Arulampalam, Devereux en Maffini (2010) een wat moderner visie gepresenteerd over de afwentelingsproblematiek van de VPB. In plaats van te kijken naar de indirecte invloed van de VPB op het rendement van kapitaal en arbeid, kijken zij naar de rechtstreekse invloed ervan op de arbeidslonen. Aan de hand van een wage bargaining model en firm-level data tonen zij aan dat een extra dollar aan VPB leidt tot een daling van de arbeidslonen met 49 dollarcent.

In het paper ‘*The direct incidence of corporate income tax on wages*’ van Arulampalam et al (2010) wordt een model gepresenteerd waarin de hoogte van de arbeidslonen w afhankelijk is van de onderhandelingspositie van bedrijven en vakbonden. De cruciale aanname van het model is dat bedrijven slechts zullen onderhandelen over de hoogte van de arbeidslonen indien zij overwinsten behalen. In tegenstelling tot het Harberger model gaan wage bargaining modellen dus uit van imperfecte marktconcurrentie (overwinsten/quasi-rents mogelijk).

Het model neemt als startpunt één bedrijf waar de hoogte van de arbeidslonen w wordt bepaald door middel van een Nash evenwicht.³ De loononderhandeling vindt plaats tussen het bedrijf en de vakbond die de werknemers vertegenwoordigen. Het bedrijf maakt unilaterale beslissingen over de omvang van kapitaal en arbeid met als doel de winst na belasting te maximaliseren. De vakbond daarentegen is gericht op het maximaliseren van het nut van de werknemers.⁴ Verder hebben werknemers een alternatieve loonoptie \bar{w} (het minimumloon) dat onafhankelijk is van loononderhandelingen. Het bedrijf heeft ook de optie om de bedrijfsuitvoering op een ander locatie (buitenland) uit te oefenen waarbij een alternatieve winstoptie kan worden behaald ter grootte van π^* . De binnenlandse winst na belasting van het bedrijf kan dan als volgt worden geformuleerd:

$$\pi = F(K,L) - wL - rK - T \quad (1)$$

Arulampalam et al interpreteren F als de totale toegevoegde waarde van het bedrijf. De standaard productiefunctie $F(K,L)$ relateert de output van een economie (bruto binnenlands product) aan de productieve inputs. De belangrijkste inputs zijn de fysieke kapitaalgoederen K en het aantal arbeiders L . De hoogte van de loonkosten is gedefinieerd als wL . De kapitaalkosten zijn gelijk aan rK . De verschuldigde VPB met als belastingtarief τ procent is gelijk aan T en is als volgt geformuleerd:

$$T = \tau [F(K,L) - wL - \alpha rK] + \theta \quad (2)$$

Uit functie (2) blijkt dat de VPB wordt geheven over het totale bedrijfsresultaat na vermindering van de loonkosten en de afschrijvingen. α representeert hier het deel van de kapitaalkosten dat aftrekbaar is. De term θ bevat alle overige variabelen die invloed kunnen hebben op de hoogte van de verschuldigde VPB van een bedrijf. Een zeer relevant en actueel voorbeeld van deze variabele op internationaal niveau is het verschuiven van winsten naar een tax haven door middel van transfer pricing (Terra & Wattel, 2012). Voorbeelden op nationaal niveau (in casu Nederland) zijn de renteaftrekbeperkingen van artikel 10a en de verliesverrekeningen van artikel 20 Wet VPB 1969.

Om het model compleet te maken, introduceren Arulampalam et al nog een variabele μ die de onderhandelingsmacht van een bedrijf representeert. Vanzelfsprekend is de onderhandelingsmacht van een vakbond dan gelijk aan $(1-\mu)$. Het complete theoretische wage bargaining model van Arulampalam et al is als volgt geformuleerd:

$$w = \mu \bar{w} + (1-\mu) \left\{ \frac{F(K,L) - (1+m)rK}{N} - \frac{\tau\theta}{(1-\tau)N} - \frac{\pi^*}{(1-\tau)N} \right\} \quad (3)$$

De hoogte van de arbeidslonen w is een gewogen gemiddelde van twee termen. De eerste term \bar{w} representeert het minimumloon. De tweede term $\left\{ \frac{F(K,L) - (1+m)rK}{N} - \frac{\tau\theta}{(1-\tau)N} - \frac{\pi^*}{(1-\tau)N} \right\}$ representeert de locatie specifieke winst na belasting per werknemer. Deze winst is vervolgens op te splitsen in drie andere termen:

1. $\frac{F(K,L) - (1+m)rK}{N}$ is de locatie specifieke omzet per werknemer dat resteert als de kapitaaleigenaren hun aandeel hebben gekregen waarbij m staat voor het effectief marginale belastingtarief (hierna: EMTR). Het EMTR is door Arulampalam et al gedefinieerd als $m = \tau \frac{(1-\alpha)}{(1-\tau)}$. In deze term is de

³ Een Nash evenwicht is een begrip uit de game theory. Dit evenwicht wordt bereikt wanneer geen enkele partij meer unilateraal zijn resultaat kan verbeteren, gegeven de acties van de andere partij (Frank & Cartwright, 2013).

⁴ In mathematische termen: $\max (u(w) - u(\bar{w})) * L$ met u de utiliteit van één werknemer.

zogenaamde kapitaaluitgave effect goed te zien: in het geval dat alle kosten van kapitaal aftrekbaar zijn ($\alpha=1$), is het EMTR nihil en zal de brutowinst per werknemer maximaal zijn. Hierdoor ontstaat er meer ruimte voor zowel het bedrijf als de vakbond om te onderhandelen, wat een positieve invloed zal hebben op de hoogte van de arbeidslonen. Wanneer de kosten van kapitaal niet volledig aftrekbaar zijn (wat aannemelijker is), dan zullen de kapitaal kosten leiden tot een lager brutowinst per werknemer en dus een lager arbeidsloon per werknemer.

2. $\frac{\tau\theta}{(1-\tau)N}$ bevat alle overige variabelen die invloed kunnen hebben op de hoogte van de verschuldigde VPB per werknemer. De aanwezigheid van de variabele θ in het model impliceert dat er variaties in de verschuldigde VPB van een bedrijf kunnen zijn die niet veroorzaakt worden door veranderingen in F . Er wordt dus gesteld dat een verandering in θ het pure effect van de VPB op de arbeidslonen meet los van kapitaal en werkgelegenheid (de indirecte effecten). Gegeven een winst vóór belasting van een bedrijf zal een exogene stijging/daling van θ , *ceteris paribus*, leiden tot een stijging/daling van de verschuldigde VPB T . Een hoger/lager T betekent vervolgens een hoger/lager overwinst voor een bedrijf. Hierdoor zal er meer/minder ruimte ontstaan voor reële loononderhandelingen en dit zal uiteindelijk de arbeidslonen positief/negatief beïnvloeden. Dit afwentelingsmechanisme wordt door Arulampalam et al bestempeld als het zogenaamde *direct wage bargaining effect*. Samenvattend kan het directe effect van de VPB op de arbeidslonen als volgt worden geformuleerd: $\frac{\partial w}{\partial \theta} - \frac{(1-\mu)\tau}{(1-\tau)N} < 0$.
3. $\frac{\pi^*}{(1-\tau)N}$ is de alternatieve winst voor belasting per werknemer die een bedrijf kan behalen door op een andere locatie (buitenland) zijn bedrijfsuitvoering uit te oefenen.

Het zojuist besproken theoretische model leidt tot het uiteindelijke regressiemodel van Arulampalam et al (2010):

$$w = w(\bar{w}, f, \mu, \theta) \quad (4)$$

De variabelen hebben de volgende betekenis:

- \bar{w} is een micro variabele en representeert het minimumloon per werknemer.
- f is een micro variabele en representeert de toegevoegde waarde per werknemer.
- μ is een macro variabele en representeert de relatieve onderhandelingsmacht van vakbonden.
- θ is een micro variabele en bevat alle overige variabelen die invloed kunnen hebben op de hoogte van de verschuldigde belasting van een bedrijf.

Aan de hand van dit regressiemodel hebben Arulampalam et al de mate van de afwenteling van de VPB geanalyseerd. Uit paragraaf 2.1 is bekend dat de VPB ook indirect kan worden afgewenteld op de arbeiders. Door in het regressiemodel te controleren voor de *toegevoegde waarde per werknemer* is het volgens de auteurs mogelijk om het directe effect dat ontstaat door loononderhandelingen te isoleren van de indirecte effecten. De mogelijkheid om met micro c.q. firm-level data de mate van de directe afwenteling van de VPB op de arbeidslonen te kwantificeren, is voor mij de doorslaggevende reden geweest om het wage bargaining model van Arulampalam et al als basis te gebruiken voor de DiD-analyse. Nu resteert de vraag nog of het directe effect dat ontstaat door loononderhandeling significant is. Als de mate van de afwenteling van de VPB gedomineerd wordt door de indirecte effecten, dan zal een DiD-analyse gebaseerd op het wage bargaining model geen geschikte onderzoeksmethode zijn. Uit recente empirische studies blijkt dat het directe effect dat ontstaat door loononderhandelingen een significante invloed heeft op de totale omvang van de afwenteling van de VPB (Fuest et al, 2013).

3 Empirische studies

Al sinds de vorige eeuw zijn er onderzoeken gedaan naar de afwentelingsproblematiek van de VPB. Aanvankelijk waren deze onderzoeken voornamelijk theoretisch van aard. Door opkomende regressietechnieken en statistische programma's zijn er echter steeds meer empirische studies gedaan. Deze studies onderscheiden zich van de theoretische studies in het feit dat ze gebaseerd zijn op real world data. Een voordeel van zulke studies is dat ze minder rigide zijn. Door gebruik te maken van actuele data van verschillende landen is men namelijk niet beperkt tot de aannames van het fictief theoretische model. Een nadeel van zulke studies is dat men vaak te maken krijgt met statistische fouten. Een bekend voorbeeld hiervan is de omitted variable bias. Deze bias (lees: fout) ontstaat wanneer een belangrijke verklarende variabele niet in het regressiemodel is opgenomen. Het herkennen en controleren van zulke variabelen blijft nog steeds een uitdaging voor veel onderzoekers.

Om een hypothese te kunnen formuleren op de onderzoeksvraag, wordt in dit hoofdstuk een klein overzicht gepresenteerd van bestaande empirische studies over de afwentelingsproblematiek van de VPB.⁵ Deze studies bestaan grofweg uit drie categorieën:

1. Cross-country studies
2. Cross-state studies
3. Cross-country studies gebaseerd op een wage-bargaining model

Deze studies worden hieronder respectievelijk in paragraaf 3.1, 3.2 en 3.3 toegelicht.

3.1 Cross-country studies

De cross-country studies maken gebruik van de verschillen in statutaire belastingtarieven tussen landen onderling om zo het effect van de VPB op de arbeidslonen te identificeren (Southwood, 2014). Interessante cross-country studies zijn de papers van Desai, Foley en Hines (2007) en Clausing (2012).

Desai, Foley & Hines (2007)

Desai, Foley en Hines (2007) presenteren in hun paper '*Labor and capital shares of the corporate tax burden: international evidence*' een empirisch raamwerk waarin het mogelijk is om de lasten van de VPB op zowel de kapitaaleigenaren als de arbeiders te kwantificeren met als restrictie dat de totale lasten uiteindelijk slechts door die twee groepen worden gedragen. In hun paper tonen zij aan dat de VPB voor 45-75 procent afgewenteld wordt op de arbeiders. De overige lasten worden door de kapitaaleigenaren gedragen.

Desai et al analyseren de afwenteling van de VPB op de arbeidslonen aan de hand van panel data. Het panel bestaat uit 52 Amerikaanse multinationale bedrijven gevestigd in meer dan 50 landen in de tijdsperiode 1989-2004. Niet alle multinationale bedrijven gevestigd in de Verenigde Staten zijn in de dataset opgenomen. Door het panel aan verschillende specificaties (jaarlijkse cross-sectie analyses, panel analyses om de 4 jaren en analyses met fixed effects) te onderwerpen, proberen de auteurs de mate van afwenteling van de VPB te kwantificeren.

⁵ Gelet op de omvang van dit paper zal ik slechts een klein overzicht geven van de meest toonaangevende studies, geselecteerd op basis van de bekendheid van de auteurs en relevante contributie.

In hun baseline schatting (panel analyse met country fixed effects) vinden de auteurs dat de VPB voor 57 procent wordt gedragen door arbeiders. Dit percentage wordt verhoogd naar 71 procent als ze niet controleren voor country fixed effects. Bij de jaarlijkse cross-sectie data-analyse vinden de auteurs in het jaar 2004 een afwenteling van 69 procent op de arbeiders. Dit percentage daalt naar 49 procent als zij niet controleren voor de variabele educatie/scholing. Zij vinden overeenkomstige resultaten bij de cross-sectie panel analyses in de jaren 1989, 1994 en 1990.

Clausing (2012)

Clausing (2012) heeft een opmerkelijke paper geschreven over de afwentelingsproblematiek van de VPB. In haar paper ‘*Who pays the corporate tax in a global economy*’ gebruikt zij data van verschillende OECD-landen in de tijdsperiode 1981-2005. Om eventuele moeilijkheden met wisselkoersen te voorkomen, converteert zij alle buitenlandse valuta’s in dollars. In haar model definieert zij de arbeidslonen als de totale compensatie aan werknemers. Aan de belastingzijde gebruikt zij verschillende soorten variabelen die rekening houden met de veranderingen in het effectieve belastingtarief. Aan de hand van haar model voert zij een panel analyse om de 5 jaren (1986, 1991, 1996, 2001, 2005) uit om de afwenteling van de VPB op de arbeidslonen te analyseren. In tegenstelling tot de meeste studies en economische theorie ñ vindt Clausing geen statistisch significant invloed van de VPB op de arbeidslonen.

3.2 Cross-state studies

De cross-state studies hanteren een vrijwel identieke methode als de cross-country studies, echter maken deze studies gebruik van de verschillen in statutaire belastingtarieven tussen staten onderling (Southwood, 2014). De cross-state studies zijn dus vooral uitgevoerd om de afwentelingsproblematiek van de VPB in de Verenigde Staten te onderzoeken. Ik zal deze studies illustreren aan de hand van het paper van Serrato en Zidar (2014).

Serrato en Zidar (2014)

In hun technisch complexe studie ‘*Who benefits from state corporate tax cuts? A local labor markets approach with heterogeneous firms*’ presenteren Serrato en Zidar (2014) een geheel nieuwe aanpak om het afwentelingsvraagstuk van de VPB in de Verenigde Staten te analyseren. Aan de hand van een ruimtelijk evenwichtsmodel⁶ tonen Serrato en Zidar aan dat de VPB voor 40 procent wordt afgewenteld op de aandeelhouders, 35 procent op de arbeiders en 25 procent op landeigenaren.

Hun onderzoek is als volgt opgebouwd: ten eerste presenteren Serrato en Zidar een lokale arbeidsmarktmodel (een ruimtelijk evenwichtsmodel) met heterogene productieve bedrijven die winsten kunnen behalen op specifieke locaties. Ten tweede bepalen zij wat het effectieve belastingtarief is dat bedrijven betalen op lokaal niveau (per staat). Dit doen zij met behulp van firm-level data en de verdelingsregels van de Amerikaanse VPB (tax apportionment rules) die wettelijk zijn vastgelegd.⁷ Vervolgens relateren zij de verschillen in het effectieve belastingtarief van de staten onderling aan het aantal vestigingen per staat. Serrato en Zidar tonen aan dat, over een tijdsperiode van tien jaar, een verlaging van het effectieve belastingtarief met één procent

⁶ Ruimtelijke evenwichtsmodellen worden vaak toegepast in de ruimtelijke economie (Engels: spatial economics/econometrics). Zulke modellen beschrijven bijvoorbeeld de locatiekeuze van bedrijven, agglomeratievormingen en regionale economische ontwikkelingen (McCan, 2013).

⁷ In de Verenigde Staten zijn bedrijven onderworpen aan VPB-tarieven die per staat kunnen verschillen. De hoogte van het VPB-tarief in een staat wordt bepaald aan de hand van tax apportionment rules. Deze verdelingsregels (in de vorm van een formule) bepaalt aan de hand van een aantal factoren (bijv. sales) de hoogte van het VPB-tarief in een staat.

leidt tot een stijging van het aantal vestigingen met 3-4 procent. Aan de hand van het ruimtelijk evenwichtsmodel, de berekende effectieve belastingtarieven en de gevolgen van een verandering van deze tarieven, kwantificeren zij het effect van de VPB op de aandeelhouders, arbeiders en landeigenaren.

Uit hun analyse blijkt dat de aandeelhouders grotendeels de lasten van de VPB dragen (40%). Dit is echter niet in lijn met de gedachte dat in een open economie de immobiele arbeiders grotendeels de VPB-lasten dragen. Serrato en Zidar verklaren dit aan de hand van de heterogene productiviteit van bedrijven dat zij in hun model hebben geïntroduceerd. Een bedrijf dat veel winst maakt op een specifieke locatie is namelijk niet snel geneigd om zijn bedrijfsuitvoering naar elders te verplaatsen, ook niet door (beperkte) veranderingen van de hoogte van het (effectieve) VPB-tarief in een bepaalde staat. Het gevolg hiervan is dus dat de eigenaren van de bedrijven (aandeelhouders) een groter deel van de lasten van de VPB kunnen dragen.

3.3 Cross-country studies gebaseerd op een wage bargaining model

Deze categorie gebruikt cross-country data, maar de analyse van het afwentelingsvraagstuk is wel gebaseerd op een wage-bargaining model met als aanname dat bedrijven en vakbonden onderhandelen over de hoogte van de arbeidslonen (Southwood, 2014). Gelet op de onderzoeksvraag, de onderzoeksmethode en de beschikbaarheid van de data zijn de studies uit deze categorie het meest relevant voor dit paper.

Eén van de studies dat als eerste een wage bargaining model heeft toegepast bij het analyseren van de mate van de afwenteling van de VPB, is de studie van Arulampalam, Devereux en Maffini (2010). Deze studie is hiervoor al besproken; ik volsta daarom met een verwijzing naar paragraaf 2.2. Een interessante studie dat voortbouwt op het wage bargaining model van Arulampalam et al is de studie van aus dem Moore, Kasten en Schmidt (2014). Omdat deze studie ook een DiD-analyse toepast op een wage bargaining model is het relevant om deze studie te bespreken.

Aus dem Moore, Kasten & Schmidt (2014)

In hun paper ‘*Do wages rise when corporate taxes fall? Evidence from Germany’s tax reform 2000*’ analyseren aus dem Moore, Kasten en Schmidt (2014) de invloed van de VPB op de arbeidslonen in Duitsland. Gebruikmakend van de Duitse belastinghervorming in 2000, waarin de gedifferentieerde VPB-tarieven van 40 en 30 procent vervangen zijn door een uniform tarief van 25 procent, evalueren de auteurs de impact van deze VPB-verlaging op de arbeidslonen aan de hand van een DiD-analyse.

Voor hun analyse hebben aus dem Moore et al het wage bargaining model van Arulampalam et al (2007) zodanig aangepast dat het geschikt is voor een DiD-analyse. Voor de DiD-analyse gebruiken de auteurs alle Duitse bedrijven die tenminste één werknemer in dienst hebben met een totale bedrag aan bezittingen (total assets) van meer dan twee miljoen euro. Als controlegroep hebben zij gekozen voor Franse bedrijven. De selectiecriteria voor de controlegroep is gebaseerd op een constante verloop van zowel het statutaire, effectief marginale en effectief gemiddelde belastingtarief. Hun baseline DiD-regressiemodel luidt als volgt:

$$\ln W_{i,t} = \beta_{10} \ln W_{i,t-1} + \beta_{11} \ln W_{i,t-2} + \beta_{20} \ln VA_{i,t} + \beta_{21} \ln VA_{i,t-1} + \beta_{22} \ln VA_{i,t-2} + \sigma_{01} UNEMPL_{j,t} + \sigma_{02} GDP_{j,t} + \gamma_{01} TREAT_j + \gamma_{02} PERIOD_t + \delta DID_{j,t} + \lambda_{01} YEAR_t + \lambda_{02} \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

Door deze DiD-regressiemodel aan verschillende specificaties (Ordinary Least Squares, Fixed Effects en Generalized Methods of Moments) te onderwerpen vinden zij dat de VPB-verlaging in 2000 heeft geleid tot een statistisch significante korte termijn loonstijging van 7,9 procent en een lange termijn loonstijging van 13.3 procent.

3.4 Samenvatting

Uit de resultaten van de bovenstaande studies mag het duidelijk zijn dat er nog altijd onzekerheid heerst wat betreft de vraag op wie de VPB daadwerkelijk wordt afgewenteld en wat de omvang daarvan is. Het is daarom interessant om in dit paper de afwentelingsproblematiek van de Nederlandse VPB te onderzoeken. Gelet op de resultaten van de besproken studies en economische theorie en verwacht ik dat de Nederlandse VPB voor een deel zal worden afgewenteld op de arbeiders. Ik concludeer het theoretisch kader van dit paper met een samenvatting van de net besproken studies:

Tabel 1: Empirische studies

Auteur(s)	Categorie studie	Mate van afwenteling op arbeiders
Desai, Foley & Hines (2007)	Cross-country	45-75 %
Clausing (2012)	Cross-country	0 %
Serrato & Zidar (2014)	Cross-state	35 %
Arulampalam, Devereux & Maffini (2010)	Cross-country met wage bargaining model	49 %
Aus dem Moore, Kasten & Schmidt (2014)	Cross-country met wage bargaining model	Korte termijn 7,9 % en op lange termijn 13,3 %

Bron: eigen illustratie

4 Data

In dit hoofdstuk staat de procedure van de dataverzameling centraal. Voor een DiD-analyse is het relevant om zowel de treatment als de controlegroep zorgvuldig te selecteren. In paragraaf 4.1 wordt daarom eerst de procedure beschreven die gehanteerd is bij het selecteren van de Nederlandse bedrijven als treatment groep. In paragraaf 4.2 wordt vervolgens de selectieprocedure van de controlegroep beschreven. Dit hoofdstuk wordt geconcludeerd met beschrijvende statistieken van de gebruikte data.

4.1 Selectieprocedure treatment groep

De analyse van dit paper is gebaseerd op firm-level data uit het Orbis database. Orbis is een financiële database gecompileerd door het Bureau van Dijk en bevat zowel financiële als accounting data van meer dan 150 miljoen bedrijven wereldwijd. Gelet op de flexibiliteit in het selecteren van de gewenste bedrijven en de hoeveelheid data op bedrijfsniveau lag de keuze voor deze database voor de hand.

In casu zijn de Nederlandse bedrijven de treatment groep.⁸ Zij waren immers onderworpen aan de verlaging van het VPB-tarief in 2007 (hierna: de treatment). Om zowel het korte als lange termijn effect van de treatment op de arbeidslonen te kwantificeren, is het van belang om slechts de bedrijven te selecteren die in de hoogste VPB-tariefschijf vallen in de periode 2005-2011. Gelet op de tariefschijven van tabel 2 zijn dit dus de grote bedrijven met een winst vóór belasting van meer dan 275.000 euro. Om te voorkomen dat er bedrijven worden geselecteerd die maar voor een klein deel in de hoogste tariefschijf vallen (de midden- en kleinbedrijven), worden de grote bedrijven specifiek gedefinieerd. Ik hanteer hierbij de ingebouwde definities van een groot bedrijf uit Orbis: een bedrijf behoort tot de categorie groot als het (1) een totale jaaromzet (*total turnover*) heeft van meer dan 10 miljoen euro, (2) een totale bedrag aan bezittingen (*total assets*) heeft van meer dan 20 miljoen en (3) een winst vóór belasting heeft van meer dan 275.000 euro.

Tabel 2: De Nederlandse statutaire VPB-tarieven over de periode 2005-2011

Jaar	1 ^e tariefschijf	2 ^e tariefschijf	3 ^e tariefschijf
2005	0 – 22.689 eur 27%	> 22.689 eur 31,50%	
2006	0 - 22.689 eur 25,50%	> 22.689 eur 29,60%	
2007	0 – 25.000 eur 20%	25.000-60.000 eur 23,50%	> 60.000 eur 25,50%
2008	0 – 275.000 eur 20%	> 275.000 eur 25,50%	
2009	0 – 200.000 eur 20%	> 200.000 eur 25,50%	
2010	0 – 200.000 eur 20%	> 200.000 eur 25,50%	
2011	0 – 200.000 eur 20%	> 200.000 eur 25%	

Bron: Trading Economics database, eigen illustratie

⁸ Voor dit onderzoek worden slechts de bedrijven die VPB-plichtig zijn (in juridisch jargon: lichamen) geselecteerd. Eenmanszaken o.i.d. vallen hier dus niet onder.

Alle bedrijven die in de periode 2005-2011 aan de drie genoemde cumulatieve voorwaarden voldoen zijn geselecteerd en opgenomen in de database van dit onderzoek. Om eventuele moeilijkheden met de vrijstellingen in de Wet VPB 1969 te vermijden, zijn de bedrijven in de sectoren landbouw, overheid en sport niet geselecteerd. Bedrijven met onrealistische balanscijfers (bijvoorbeeld negatieve bezittingen) zijn niet meegenomen in de analyse. Het aantal geselecteerde bedrijven van de treatment groep dat overblijft, is in tabel 3 weergegeven.

Tabel 3: N Observaties per jaar treatment groep NL

Jaar	Grote bedrijven
2005	181
2006	182
2007	184
2008	180
2009	182
2010	182
2011	180
Totaal	1271

Bron: Orbis database (Bureau van Dijk), eigen illustratie

4.2 Selectieprocedure controle groep

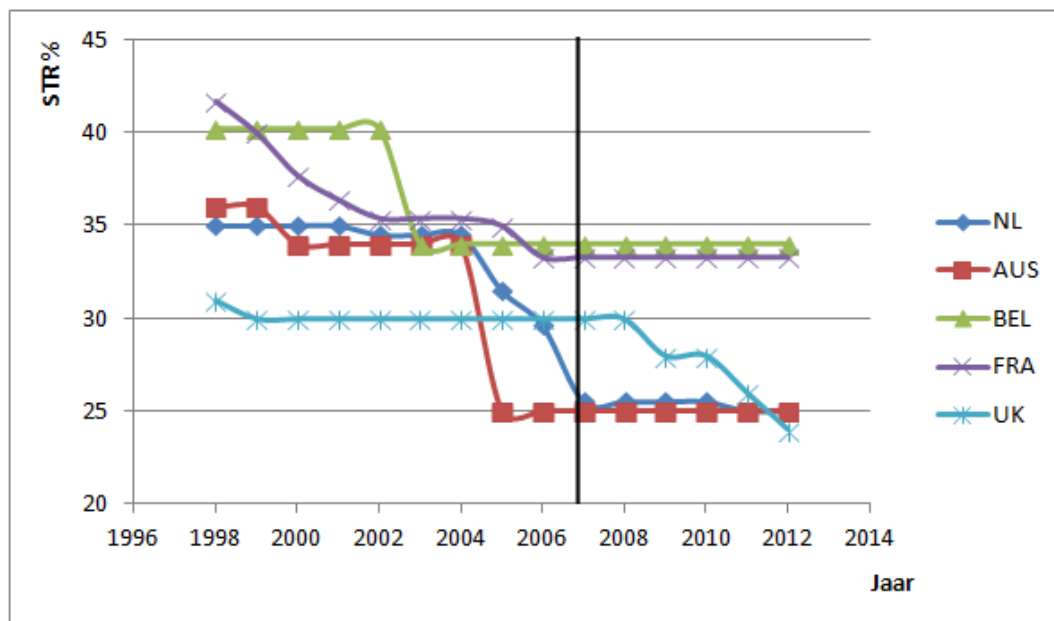
Voor de DiD-analyse is het van essentieel belang om een controlegroep te selecteren dat vergelijkbaar is met de treatment groep. De ideale controle groep voor dit onderzoek zijn de bedrijven die gevestigd zijn in een land waarvan (1) de statutaire VPB-tarieven in de tijdsperiode 2005-2011 niet of nauwelijks gewijzigd zijn, (2) de economische structuur identiek is aan dat van Nederland en (3) de firm-level data beschikbaar zijn. Ook is het van belang dat de loonontwikkelingen van de controlegroep een stabiele trend vertonen in de desbetreffende tijdsperiode. Dit zal in paragraaf 4.3 besproken worden. Gelet op het feit dat verschillen in de economische structuur eventueel gecorrigeerd kunnen worden door macro variabelen (zoals GDP) in het regressiemodel op te nemen, is het vereiste van een constante statutaire VPB-tarief het belangrijkste selectie criterium.

De selectieprocedure is van start gegaan met een grove analyse van de historische statutaire VPB-tarieven van de landen die in de buurt van Nederland zijn gelegen. Uit de analyse blijkt dat er vier landen zijn met een (vrijwel) constante VPB-tarief in de tijdsperiode 2005- 2011 (zie figuur 1).

Hoewel uit figuur 1 blijkt dat Oostenrijk, België en Frankrijk geschikte kandidaten zijn om geselecteerd te worden als controlegroep, is het ook relevant om het effectief marginale belastingtarief (hierna: EMTR) van een land te analyseren. Uit de theoretische literatuur is namelijk bekend dat het statutaire belastingtarief (hierna: STR) slechts beperkte, economische betekenis heeft (Stiglitz, 2000). Zo heeft het STR alleen juridische betekenis in de belastingwetgeving en kan het bijvoorbeeld de investeringsbeslissingen van bedrijven niet verklaren. Omdat het EMTR, in tegenstelling tot het STR, rekening houdt met faciliteiten die invloed kunnen hebben op de belastingbasis (bijvoorbeeld afschrijvingsmogelijkheden), is het in staat om investeringsbeslissingen op de intensieve marge (d.w.z. investeringsbeslissingen die gemaakt worden m.b.t. de bestaande productiefaciliteit) te verklaren (Aus dem Moore et al, 2014).⁹

⁹ Naast het begrip EMTR kennen we ook het begrip effectief gemiddelde belastingtarief (hierna: EATR). Het EATR is in staat om investeringsbeslissingen op de extensieve marge (d.w.z. investeringen in een nieuwe productiefaciliteit op een nieuwe locatie) te verklaren (Aus dem Moore et al, 2014). Vanwege sterke multicollineariteit tussen beide variabelen is de EATR verder niet in de analyse betrokken. Ik volsta daarom met een verwijzing naar figuur A1 van appendix 1.

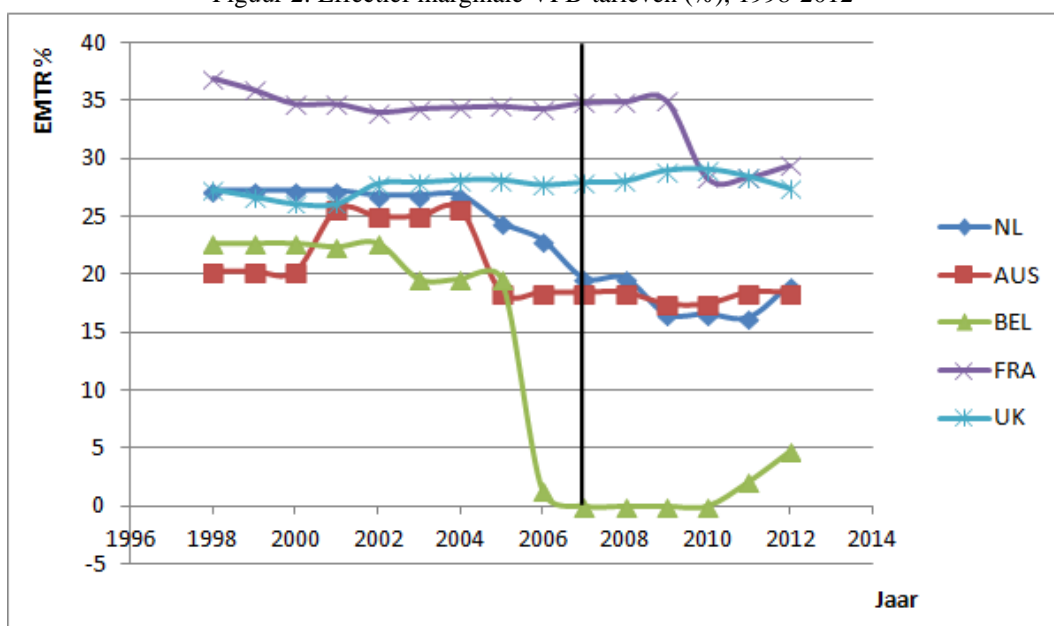
Figuur 1: Statutaire VPB-tarieven (%), 1998-2012



Bron: Mannheim (2012) & Devereux, M.P., R. Griffith and A. Klemm (2002), eigen illustratie

Figuur 2 toont aan waarom het relevant is om ook te kijken naar het EMTR van een land: als we alleen figuur 1 als maatstaf hadden gebruikt, dan zou België de ideale kandidaat geweest zijn vanwege haar perfect constante VPB-tarief. Echter toont figuur 2 aan dat het EMTR van België in het jaar 2006 drastisch is gedaald. Deze daling is veroorzaakt door de introductie van de notionele interestaftrek. De notionele interestaftrek is geïntroduceerd met als doel het verschil in financiering tussen eigen en vreemd vermogen te neutraliseren. Deze interestaftrek houdt in dat bedrijven in België een bepaald percentage van het eigen vermogen van hun winst mogen aftrekken. Hoewel België een fors VPB-tarief kent (33,3%), bijt dit tarief niet door de aftrekmogelijkheden van de notionele interestaftrek. Door ook naar het EMTR te kijken integreer ik dus soortgelijke aftrekmogelijkheden van een belastingstelsel in de analyse en houd ik zo rekening met eventuele verschillen in de belastingbasis van een land.

Figuur 2: Effectief marginale VPB-tarieven (%), 1998-2012



Bron: Mannheim (2012) & Devereux, M.P., R. Griffith and A. Klemm (2002), eigen illustratie

Uit figuur 1 en 2 mag nu duidelijk zijn dat Oostenrijk, Frankrijk en België geschikte kandidaten zijn voor de controlegroep. De selectieprocedure is vervolgens uitgebreid met een grove analyse van de economie van de drie landen.

Tabel 4 bevat macro variabelen die betrekking hebben op de grootte (populatie en nominale GDP), macro-economische structuur (GDP per capita en groeivoet, inflatie en lange termijn interest) en de arbeidsmarkt (gemiddeld aantal uren arbeid, werkloosheidsgraad, minimumloon en CAO-verdelingsgraad) van een land.

Tabel 4: Economische profielen van Nederland, België, Frankrijk en Oostenrijk (2005-2011)

	NL			BE			FR			AUS		
	2005	2011	Δ	2005	2011	Δ	2005	2011	Δ	2005	2011	Δ
Populatie (miljoen)	16,32	16,69	2,29%	10,48	11,05	5,43%	61,18	63,22	3,34%	8,23	8,39	1,98%
GDP (miljard eur)	541	643	18,92%	311	380	22,10%	1772	2059	16,21%	253	309	22,00%
GDP per capita (eur)	35900	38500	7,24%	32800	33900	3,35%	30500	31200	2,30%	33600	36100	7,44%
GDP groeivoet	2,25	1,66	-0,59%	1,89	1,64	-0,26%	1,61	2,08	0,47%	2,14	3,07	0,93%
Inflatie (CPI)	1,67	2,34	0,67%	2,78	3,53	0,75%	1,74	2,12	0,38%	2,30	3,29	0,99%
LT interest percentage	3,37	2,99	-0,39%	3,37	4,18	0,81%	3,41	3,32	-0,09%	3,39	3,32	-0,07%
Gemiddeld aantal uren arbeid	1393	1382	-0,79%	1569	1574	0,35%	1507	1496	-0,07%	1772	1696	-4,29%
Werkloosheidsgraad	5,88	4,99	-0,89%	8,43	7,17	-1,27%	8,89	9,16	0,27%	5,16	4,14	-1,01%
Minimumloon (eur)	1265	1424	12,62%	1210	1415	16,94%	1286	1365	6,14%	NA	NA	NA
CAO-verdelingsgraad	20,56	18,16	-2,39%	53,7	55,1	1,40%	7,7	7,7	0%	33,3	27,9	-5,40%

Bron: Eurostat en OECD statistics, eigen illustratie

Bovenstaande tabel toont aan dat België zoals verwacht, de economie van Nederland het beste benadert. Uit de tabel blijkt bovendien dat het niet mogelijk is om een ‘economische tweeling’ van Nederland te vinden. Dit is echter geen probleem omdat we economische verschillen kunnen corrigeren in het DiD-regressiemodel. Het doel van tabel 4 is juist om inzicht te krijgen welke variabelen van belang kunnen zijn voor de analyse. De variabelen in tabel 4 vormen dus de ‘basis variabelen’ die eventueel opgenomen kunnen worden in het baseline DiD-regressiemodel van dit paper.

In de laatste stap van de selectieprocedure staat de beschikbaarheid van de data centraal. Gelet op het bovenstaande voldoen Oostenrijk, België en Frankrijk aan de voorwaarden van een goede controlegroep. Het is daarom van belang om voor die landen te controleren of firm-level data beschikbaar zijn die voldoen aan de genoemde criteria van een groot bedrijf. Omdat Orbis onvoldoende data beschikt over de Oostenrijkse bedrijven, zijn slechts de Belgische en Franse bedrijven in de DiD-analyse opgenomen. In dit paper is ervoor gekozen om de Franse bedrijven als de controlegroep voor de hoofdanalyse aan te merken en de Belgische bedrijven als controlegroep voor de robustness analyse. Een belangrijk aspect hierbij is dat deze bedrijven qua grootte vergelijkbaar moeten zijn met de Nederlandse bedrijven. Om dit te bereiken wordt een bedrijf slechts in de controlegroep opgenomen wanneer deze een *total sales per employee* en *assets per employee* heeft die overeenkomen met die van een Nederlandse bedrijf.¹⁰ In dit paper is daarom de willekeurige toewijzing (in

¹⁰ Dit is een grove selectiemethode. Een statistisch nauwkeuriger alternatief is de Propensity Score Matching methode (hierna: PSM-methode) die vaak wordt toegepast bij het ‘matchen’ van de observaties uit de controle groep met die van de treatment groep.

statistisch jargon: randomized matching) van de bedrijven van de controlegroep aan de treatment groep niet de onderliggende aanname.

Gelet op de eerder genoemde criteria zijn er 187 Franse en 187 Belgische grote bedrijven geselecteerd. Ook hier geldt dat de bedrijven in de sectoren landbouw, overheid en sport niet zijn geselecteerd. Bedrijven met onrealistische balanscijfers zijn ook niet meegenomen in de analyse. Het aantal geselecteerde bedrijven van de controlegroepen is in tabel 5 en 6 weergegeven.

Tabel 5: N obs. controlegroep FR

Jaar	# bedrijven
2005	186
2006	187
2007	186
2008	186
2009	181
2010	186
2011	186
Totaal	1298

Tabel 6: N obs. robustness controlegroep BE

Jaar	# bedrijven
2005	184
2006	187
2007	187
2008	186
2009	185
2010	186
2011	185
Totaal	1300

Bron: Orbis database (Bureau van Dijk), eigen illustratie

4.3 Beschrijvende statistieken

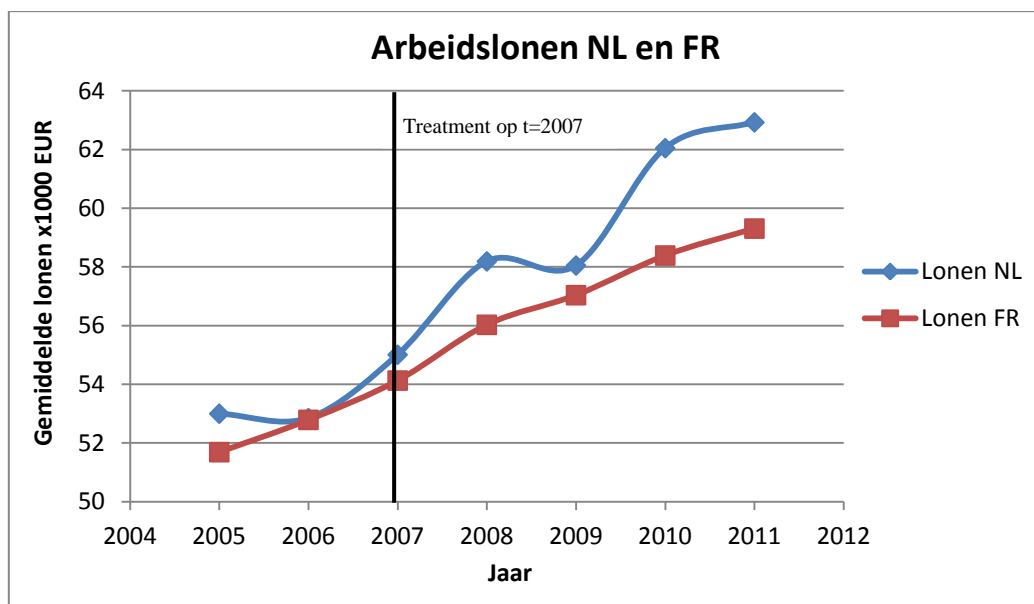
In dit gedeelte worden de beschrijvende statistieken van de gebruikte data besproken. Dit zal gedaan worden aan de hand van grafieken en tabellen die gebaseerd zijn op de rauwe sample data van de treatment en controlegroepen. Ik volsta in dit gedeelte slechts met een uitwerking van de grote bedrijven van Nederland en Frankrijk omdat de intuïtie hiervan identiek is aan de uitwerking van de robustness controlegroep België. Voor de grafieken en tabellen van de Belgische grote bedrijven wordt daarom verwezen naar de appendix.

Een belangrijk selectiecriteria van een controle groep die onbesproken is gebleven in paragraaf 4.2, is de stabiele trend van de ontwikkeling van de arbeidslonen. Voor de DiD-analyse is het namelijk van belang dat de arbeidslonen van de controlegroep zowel vóór als na de periode van de treatment een stabiele trend vertonen dat vergelijkbaar is met die van Nederland. Eventuele afwijkingen van deze trend is geoorloofd zolang die maar niet veroorzaakt zijn door veranderingen van het buitenlandse VPB-tarief.

Uit figuur 3 blijkt dat de grote bedrijven van Frankrijk een geschikte controlegroep zijn: in de periode vóór de treatment hebben de arbeidslonen van beide landen namelijk vrijwel dezelfde trend. Na de treatment is er nog steeds paralleliteit te zien in de ontwikkeling van de arbeidslonen, echter is de groei van de Nederlandse arbeidslonen in het eerste jaar na de treatment (2008) opmerkelijk hoger dan de groei van de Franse arbeidslonen (korte termijn effect). Dit verschil zou dus het gevolg moeten zijn van de treatment dat alleen in Nederland heeft plaatsgevonden. Opmerkelijk is ook dat deze groei zich voortzet tot het jaar 2010 (lange termijn effect). Een verklaring voor het lange termijn effect is dat de lonen vertraagd reageren op een verandering van het VPB-tarief. Deze vertraging wordt veroorzaakt doordat de aanpassing van de arbeidslonen tijd kost. De aanpassing van de arbeidslonen kan namelijk afhankelijk zijn van de snelheid van de loononderhandelingen met de vakbonden en de duur van de looncontracten (Aus dem Moore, 2014). De

data toont aan dat er sprake is van een dynamisch proces.¹¹ Het is dus economisch gezien zinvol om in het DiD-regressiemodel een vertraagde variabele van de arbeidslonen op te nemen.

Figuur 3: Ontwikkeling van de gemiddelde arbeidslonen van de treatment (NL) en controlegroep (FR)



Bron: Orbis database (Bureau van Dijk), eigen illustratie

In tabel 7 wordt een overzicht gegeven van de beschrijvende statistieken van de gebruikte variabelen in het DiD-regressiemodel. Additionele informatie over de verschuldigde belasting per werknemer, winst vóór belasting per werknemer en het minimumloon zijn ook vermeld.

De afhankelijke variabele *wages* (arbeidslonen) is geapproximeerd door de Orbis variabele *costs of employees* (personeelskosten) te delen door het aantal werknemers van een bedrijf. Een potentiële verstoring van deze approximatie is dat de hoogte van de arbeidslonen dan gevoelig is voor zogenaamde employment effecten. Deze effecten kunnen ontstaan wanneer een bedrijf in een korte tijd een grote hoeveelheid werknemers ontslaat/aanneemt. Gegeven dat de vaste kosten van een bedrijf op de korte termijn constant zijn, zullen de employment effecten leiden tot een stijging/daling van de arbeidslonen (Aus dem Moore et al, 2014). Ik heb rekening gehouden met deze effecten door in het DiD-regressiemodel een logaritmische variabele van het aantal werknemers (\ln_EMPLOY) op te nemen. Uit de analyse is gebleken dat deze variabele niet significant is. De employment effecten zijn dus niet zorgwekkend en worden daarom in het vervolg van dit paper als afwezig beschouwd.

Bovendien dient opgemerkt te worden dat de personeelskosten niet volledig identiek zijn aan de directe arbeidslonen. De personeelskosten bestaan namelijk ook uit de indirecte arbeidslonen (pensioenen of reiskosten), verplichte premies en bijdragen en overige kosten (kosten van opleidingen of verzekeringen) (Ondernemingsplein, 2014). De eerste onderliggende aanname van dit paper is dus de gelijkstelling van de personeelskosten aan de arbeidslonen:

*Veronderstelling 1: De personeelskosten zijn gelijk aan de arbeidslonen.*¹²

¹¹ Een dynamisch proces is een proces waarbij een grootte (in casu arbeidslonen) verandert met de tijd.

¹² Deze aanname is acceptabel gelet op het feit dat de arbeidslonen een vrij grote aandeel (>70%) hebben in de totale personeelskosten (Ondernemingsplein, 2014).

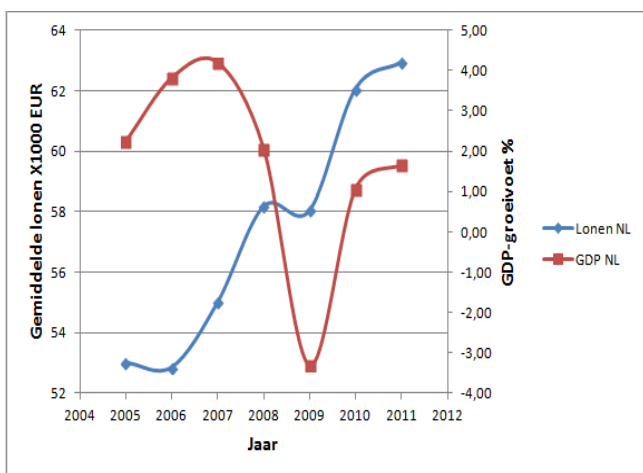
De verklarende variabele *value added per employee* (toegevoegde waarde per werknemer) is geapproximeerd met behulp van de addition/optel methode (SPRING Singapore, 2011):

$$\frac{\text{costs of employees} + \text{interest paid} + \text{depreciation costs} + \text{retained profits} + \text{other costs (e.g. taxes)}}{\text{number of employees}} \quad (5)$$

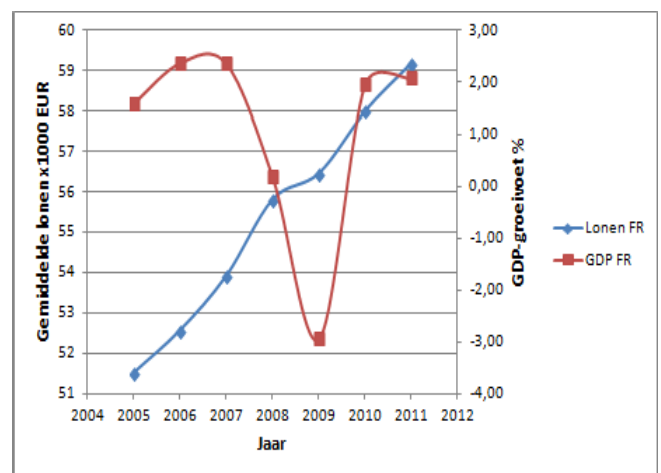
Uit functie (5) blijkt dat de verklarende variabele *value added per employee* hoogstwaarschijnlijk endogeen is. Er is namelijk sprake van een lus van causaliteit (endogeniteit) in het DiD-regressiemodel waarbij de verklarende variabele *value added per employee* de afhankelijke variabele *costs of employees* (arbeidslonen) verklaart en omgekeerd. Om hiermee rekening te houden zal in hoofdstuk 6 een aantal robustness checks worden uitgevoerd waarbij (1) de endogene variabele geïstrumenteerd wordt en (2) de endogene variabele vervangen wordt door een variabele die wat meer exogeen is.

De macro-economische variabelen *GDP*, *unemployment rate* en *minimum wages* zijn verkregen uit het OECD en Eurostat database. De belangrijkste determinanten van de economie (GDP-groei en werkloosheidsgraad) zijn hieronder uitgezet tegen de gemiddelde arbeidslonen van de grote bedrijven in Nederland en Frankrijk.

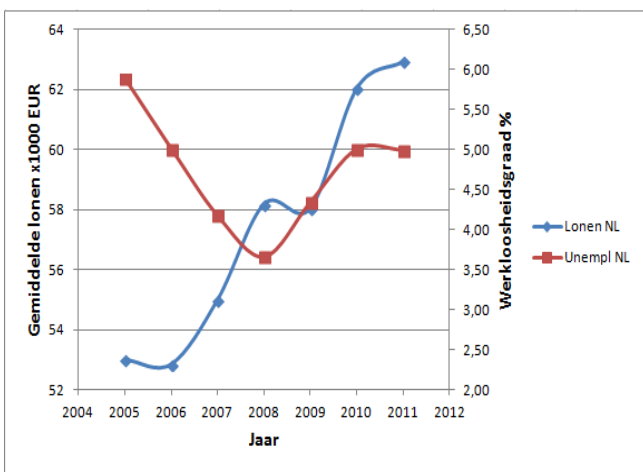
Figuur 4: Gemiddelde arbeidslonen van de grote bedrijven in Nederland uitgezet tegen de GDP-groei



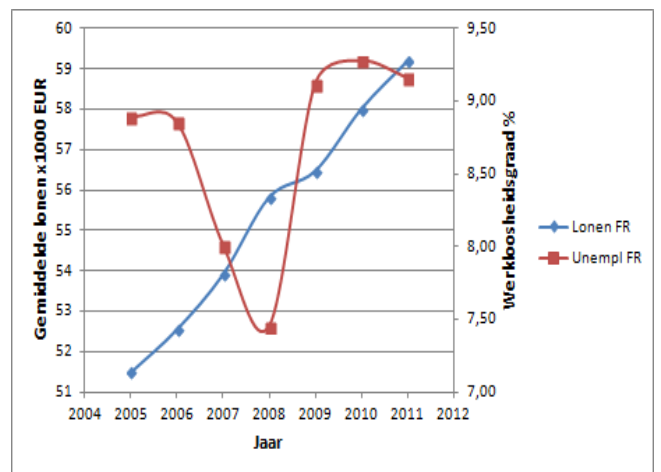
Figuur 5: Gemiddelde arbeidslonen van de grote bedrijven in Frankrijk uitgezet tegen de GDP-groei



Figuur 6: Gemiddelde arbeidslonen van de grote bedrijven in Nederland uitgezet tegen de werkloosheidsgraad



Figuur 7: Gemiddelde arbeidslonen van de grote bedrijven in Frankrijk uitgezet tegen de werkloosheidsgraad



Bron: eigen illustratie

Uit de economische theorie is het bekend dat de relatie tussen de arbeidslonen en de economische groei positief is. De relatie tussen de arbeidslonen en werkloosheid is negatief. In de figuren 4 t/m 7 zijn deze relaties redelijk goed terug te zien. Hoewel uit de figuren 4 en 6 blijkt dat de arbeidslonen positief gecorreleerd zijn met de economische groei, toont het figuur aan dat sommige grote stijgingen van de arbeidslonen pas plaatsvinden na het jaar waarin de economische groei hoog was. De data toont aan dat de arbeidslonen vertraagd reageren op de economische groei. Om hiermee rekening te houden neem ik in het DiD-regressiemodel een vertraagde variabele van GDP op.

De statutaire en effectieve belastingtarieven (*STR*, *EMTR* & *EATR*) zijn verkregen uit de rapporten van Mannheim (2012) & Devereux, Griffith en Klemm (2002). De overige bedrijfseconomische variabelen *number of employees*, *tax liability*, *operating profit before tax*, *sales en total assets per employee* zijn rechtstreeks uit het Orbis database overgenomen.

Tabel 7: Beschrijvende statistieken van de grote bedrijven van Nederland en Frankrijk, 2005-2011

	Nederland			Frankrijk		
	Mean	Median	S.D	Mean	Median	S.D.
Wages (th)	57,52	51,05	33,13	55,36	50,02	24,00
Value added per employee (th)	132,02	73,52	284,81	143,98	72,06	395,65
Number of employees	3800	251	14994	22759	3088	52159
Tax liability per employee (th)	9,69	3,59	36,81	14,75	2,61	81,66
Operating profit before tax per employee (th)	39,91	14,70	363,69	57,40	12,12	273,72
Positive profit before tax (dummy variable)	0,84	1,00	0,366	0,87	1,00	0,33
Sales per employee (th)	1343	407,01	3398	1334	283,10	4387
Total assets per employee (th)	1059	273,65	3590	795,98	256,45	2093
GDP growth rate	1,684	2,078	2,287	1,092	1,966	1,787
Unemployment rate	4,726	4,992	0,670	8,679	8,892	0,634
Minimum wages	1341	1335	59,96	1295	1286	47,62
STR (%)	26,87	25,50	2,39	33,54	33,30	0,595
EMTR (%)	24,61	23,70	2,37	32,89	34,50	2,878
EATR (%)	19,39	19,60	3,03	34,13	34,60	0,857

Bron: Orbis database (Bureau van Dijk), eigen illustratie

5 Methodologie

In dit hoofdstuk wordt de gehanteerde onderzoeksmethode besproken. Om de invloed van de VPB op de arbeidslonen te kwantificeren, maak ik gebruik van een DiD-analyse. De DiD-analyse is een statistische onderzoeksmethode die in de geneeskunde vaak wordt toegepast. Om bijvoorbeeld het effect van een bepaalde medicijn op de hartslag te analyseren, wordt dit medicijn toegediend (*de treatment*) aan een bepaalde groep mensen (*de treatment groep*). De hartslag van deze groep wordt vervolgens door de tijd bijgehouden en vergeleken met de hartslag van een groep die niet onderworpen is aan de behandeling (*de controlegroep*). De mensen uit deze controlegroep moeten echter wel vergelijkbaar zijn met die van de treatment groep. Eventuele verschillen in hartslag tussen beide groepen moeten dan veroorzaakt zijn door het medicijn (*het treatment effect*) (Babbie, 2010).

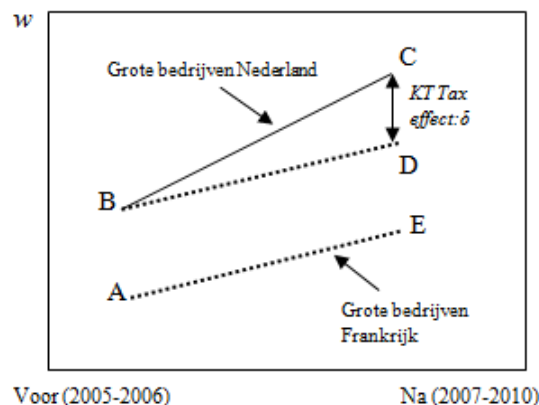
5.1 Methodiek

In dit paper wordt de verlaging van het Nederlandse VPB-tarief van 29,60 naar 25,50 procent in het jaar 2007 aangemerkt als de *treatment*. Voor de DiD-analyse neem ik als *treatment groep* de grote bedrijven in Nederland en als controlegroep de grote bedrijven in Frankrijk. Ik hanteer de methodologie van Aus dem Moore, Kasten en Schmidt (2014) om het effect van een verlaging van het VPB-tarief op de Nederlandse arbeidslonen in de tijdsperiode 2005-2011 te analyseren. Het quasi-experimenteel onderzoek is als volgt opgebouwd:

Kwantificering korte termijn tax effect

Om het korte termijn tax effect van de *treatment* op de arbeidslonen in Nederland te kwantificeren, worden deze arbeidslonen van vóór en na het jaar van de *treatment* vergeleken met de arbeidslonen in Frankrijk waar de *treatment* niet heeft plaatsgevonden. Figuur 8 kan dit verduidelijken:

Figuur 8: grafische weergave korte termijn tax effect van de grote bedrijven



Bron: Hill et al, (2012), eigen illustratie

De afhankelijke variabele is in casu de arbeidslonen w . In de periode vóór de *treatment* is de hoogte van de arbeidslonen in Nederland gelijk aan punt B en na de *treatment* is het gelijk aan punt C. Het feit dat punt C hoger ligt dan punt B is aannemelijk omdat zowel economische theorie ñ als empirische studies suggereren dat een verlaging van het VPB-tarief zal leiden tot een verhoging van de arbeidslonen. Door slechts te kijken naar de data van de *treatment groep* is het echter niet mogelijk om het tax effect te identificeren. De verschuiving van punt B naar C kan namelijk ook veroorzaakt zijn door overige factoren. Om het tax effect te kunnen isoleren, is het dus nodig om de *treatment groep* te vergelijken met een controlegroep dat niet

onderworpen is aan de treatment. In casu is de controle groep de grote bedrijven van Frankrijk. In de periode vóór de treatment is de hoogte van de arbeidslonen in Frankrijk gelijk aan punt A en na de treatment is het gelijk aan punt E. Irrelevant hierbij is de vraag of punt A hoger of lager moet liggen dan punt B. Het betreft slechts de startpositie van de hoogte van de arbeidslonen in beide landen en heeft voor de analyse verder geen gevolgen. In casu is punt B lager dan punt A omdat uit de data blijkt dat het gemiddelde arbeidsloon in Nederland hoger is dan het gemiddelde arbeidsloon in Frankrijk (zie tabel 7). Voordat het korte termijn tax effect met behulp van de punten A, B, C en E gekwantificeerd wordt, is het van belang om een relevante aanname van de DiD-analyse te benadrukken. De belangrijkste aanname van een DiD-analyse is dat zowel de treatment als de controlegroep een zogenaamde *common trend* ervaren (Hill et al, 2012). Deze trend is in figuur 8 aangemerkt als het lijnstuk BD en representeert de groei van de arbeidslonen in Nederland als er geen treatment had plaatsgevonden. Deze groei is in de praktijk niet observeerbaar (in statistisch jargon: *counterfactual*) en wordt verkregen door aan te nemen dat de trend van de arbeidslonen van de treatment groep in afwezigheid van het treatment hetzelfde zou zijn geweest als de groei van de arbeidslonen van de controlegroep. Dit betekent dus dat de trend in lonen van een Franse bedrijf in grote mate overeen moet komen met de trend van een Nederlandse bedrijf van dezelfde grootte. De tweede onderliggende aanname van dit paper luidt daarom als volgt:

Veronderstelling 2: De (counterfactual) trend in arbeidslonen van een bedrijf in de controlegroep komt overeen met de trend van een bedrijf van dezelfde grootte in de treatment groep.

Deze aanname is acceptabel op grond van twee redenen. Ten eerste, de bedrijven uit de controlegroepen (Frankrijk en België) liggen dicht in de buurt van Nederland. Deze bedrijven zullen dan, net als de Nederlandse bedrijven, onderworpen zijn aan dezelfde economische schokken. Dit is bevestigd in de figuren 4 t/m 7 van paragraaf 4.3. Ten tweede, de data-analyse toont aan dat de trend in lonen van de controle- en treatment groep in de periode vóór de treatment vrijwel identiek is (zie figuur 3 paragraaf 4.3). Het is daarom acceptabel om aan te nemen dat de trend van de arbeidslonen van de treatment groep in afwezigheid van het treatment hetzelfde zou zijn geweest als de groei van de arbeidslonen van de controlegroep.

Door de common trend aanname te maken kan het korte termijn tax effect δ_{KT} (de DiD-coëfficiënt) voor de grote bedrijven als volgt worden geformuleerd:

$$\delta_{KT, grote\ bedrijven} = (C-E) - (B-A) \quad (6)$$

$$= (W_{grote\ bedrijven\ NL, t=2007} - W_{grote\ bedrijven\ FR, t=2007}) - (W_{grote\ bedrijven\ NL, t=2006} - W_{grote\ bedrijven\ FR, t=2006}) \quad (7)$$

Opgemerkt dient te worden dat de variabelen van functie (7) slechts de *sample means* (gemiddelden) zijn van de arbeidslonen. Hoewel de DiD-coëfficiënt uitgerekend kan worden met deze gemiddelden, is een regressieanalyse meer de gebruikelijke methode om de waarde van deze coëfficiënt te bepalen. In dit paper is daarom geopteerd voor een regressieanalyse waarbij de DiD-coëfficiënt aan de hand van een statistisch programma (EViews) wordt bepaald.

Kwantificering lange termijn tax effect

Uit de data-analyse van hoofdstuk 4 blijkt dat het opnemen van een vertraagde variabele van de arbeidslonen economische relevantie kent. In dit paper is daarom gekozen voor een dynamische DiD-regressiemodel. In tegenstelling tot de korte termijn dient daarom het lange termijn tax effect δ_{LT} handmatig te worden

berekend.¹³ Deze mathematische benadering van δ_{LT} kan slechts worden uitgevoerd als de korte termijn DiD-coëfficiënt δ_{KT} , bekend is.

Ter illustratie van de mathematische benadering wordt voor het gemak even uitgegaan van het onderstaande dynamische DiD-regressiemodel:

$$W_t = \alpha + \beta_0 X_t + \gamma W_{t-1} + \delta_{KT} DID + \varepsilon_t \quad (8)$$

met W_t de arbeidslonen op tijdstip t , α de intercept, X_t de verklarende variabele, W_{t-1} de vertraagde arbeidslonen, DID de DiD-variabele en ε_t de error term. Gegeven dat δ_{KT} bekend is, luidt de berekening van het lange termijn tax effect δ_{LT} als volgt: het korte termijn effect van de treatment op de arbeidslonen w_0 op $t=0$ is gelijk aan δ_{KT} . Vanwege het dynamisch karakter van het model zal dit effect doorwerken naar het volgende jaar $t=1$ via de coëfficiënt van w_{t-1} (in casu: γ). De grootte van het tax effect bedraagt dan $\gamma * \delta_{KT}$. In het jaar $t=2$ bedraagt dit effect $\gamma * \gamma * \delta_{KT} = \gamma^2 * \delta_{KT}$.

Vanzelfsprekend kan het lange termijn tax effect als volgt berekend worden:

$$\delta_{LT} = \delta_{KT} + \delta_{KT}\gamma + \delta_{KT}\gamma^2 + \delta_{KT}\gamma^3 + \delta_{KT}\gamma^4 + \dots \quad (9)$$

Degenen met een wiskundige achtergrond zien al snel dat functie (9) een meetkundige reeks is. Gegeven dat δ_{KT} kleiner of gelijk aan 1 moet zijn (een maximale afwenteling van 100% is gelijk aan 1), hebben we te maken met een meetkundige reeks dat absoluut convergent is. Dit soort reeksen is samen te vatten in een wat meer algemener formule (Sydsaeter et al, 2012):

$$\delta_{LT} = \frac{\delta_{KT}}{1-\gamma} \quad (10)$$

5.2 Het DiD-regressiemodel

Om het directe effect van de afwenteling van de Nederlandse VPB op de arbeidslonen te kunnen kwantificeren, pas ik een DiD-analyse toe op het wage bargaining model van Arulampalam et al (2010). Het wage bargaining model dient eerst aangepast te worden voordat het geschikt is voor een DiD-analyse. Voor de modificatie van het model hanteer ik de in paragraaf 3.3 besproken methodiek van Aus dem Moore et al (2014). Aan de hand van het gemodificeerde wage bargaining model wordt het baseline DiD-regressiemodel van dit paper afgeleid. Om het baseline DiD-regressiemodel te kunnen begrijpen is eerst van belang om het basis DiD-regressiemodel te bespreken.

Het basis (clean) DiD-regressiemodel

Het basis DiD-model gaat ervan uit dat de economische situatie, de productiviteit van de werknemers en de belastingbasis in Nederland en Frankrijk gelijk zijn.

Laat $W_{i,j,t}$ het arbeidsloon per werknemer zijn van bedrijf i op tijdstip t in land j , $COUNTRY_j$ een cross-sectionele dummy variabele met waarde 1 voor de treatment groep (NL) en 0 voor de controle groep (FR), $PERIOD_t$ een tijd dummy variabele met waarde 1 voor de jaren na de treatment en 0 voor de jaren vóór de treatment, C de intercept en ε_i de error term. De DiD-indicator $DID_{j,t}$ is gedefinieerd als het product van de

¹³ Als er geschat wordt zonder een vertraagde variabele W_{t-1} (een statistische DiD-regressiemodel), dan is δ_{KT} gelijk aan δ_{LT} . De handmatige berekening is dan overbodig.

variabelen $COUNTRY_j$ en $PERIOD_t$, waarbij de indicator gelijk is aan 1 voor de treatment groep en 0 voor de controle groep. Het logaritmische basis DiD-regressiemodel luidt dan als volgt:

$$\ln W_{i,j,t} = C + Y_1 COUNTRY_j + Y_2 PERIOD_t + \delta DID_{j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

Door een regressie uit te voeren op functie (11) kan het korte termijn tax effect δ_{kt} bepaald worden. Met behulp van functie (10) kan vervolgens het lange termijn tax effect δ_{LT} handmatig worden berekend.

Het baseline dynamische DiD-regressiemodel

Uit de data-analyse van hoofdstuk 4 is gebleken dat de economische situatie in Nederland en Frankrijk lang niet hetzelfde is. Hetzelfde geldt ook voor de belastingbasis. Het basis DiD-regressiemodel is dus niet betrouwbaar en wordt als volgt aangepast:

Om rekening te houden met zowel de verschillen in de economie als de onderhandelingsmacht van bedrijven en vakbonden van een land, wordt het basis DiD-regressiemodel uitgebreid met de landspecifieke en tijdsafhankelijke macro variabelen $GDP_{j,t-1}$ (vertraagde GDP-groei) en $UNEMPL_{j,t}$ (werkloosheidsgraad). De intuïtie is dat, als er sprake is van hoge werkloosheid of een lage groei van de GDP, de vakbonden een lagere onderhandelingsmacht zullen hebben ten opzichte van de bedrijven met als gevolg lagere arbeidslonen. Omdat de arbeidslonen vertraagd reageren op de groei van de economie (zie paragraaf 4.3), wordt een vertraagde variabele van de GDP-groei in het model opgenomen.

Voorts neem ik ook de variabele $EMTR_{j,t}$ (het effectief marginale belastingtarief) in het model op om te controleren voor eventuele veranderingen in de belastingbasis van een land. Het uitgebreide logaritmische basis DiD-model luidt dan als volgt:

$$\ln W_{i,j,t} = C + \sigma_1 GDP_{j,t-1} + \sigma_2 UNEMPL_{j,t} + \sigma_3 EMTR_{j,t} + Y_1 COUNTRY_j + Y_2 PERIOD_t + \delta DID_{j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

Gelet op de methodiek van Aus dem Moore et al (2014) en het wage bargaining model van Arulampalam et al (2010) controleer ik ook voor de toegevoegde waarde per werknemer om de indirecte effecten te isoleren van de directe effecten. Dit is gedaan door de logaritmische micro variabele $VA_{i,t}$ in het model op te nemen. Daarnaast is er een vertraagde logaritmische variabele van de arbeidslonen $W_{i,t-1}$ opgenomen om te controleren voor het dynamisch proces. Verder neem ik een dummy variabele $WINST_{i,t}$ op om te controleren voor verliesgevende bedrijven. De dummy neemt de waarde 1 aan als er sprake is van winstgevende bedrijven (winst voor belasting > 0) en waarde 0 als er sprake is van verliesgevende bedrijven (winst voor belasting < 0). Tenslotte is er een constante variabele t_t (een jaar dummy) in het model opgenomen om te controleren voor trendeffecten (period fixed effects). Dit leidt uiteindelijk tot het baseline dynamische DiD-regressiemodel van dit paper:

$$\ln W_{i,j,t} = t_t + \beta_1 \ln W_{i,t-1} + \beta_2 \ln VA_{i,t} + \beta_3 WINST_{i,t} + \sigma_1 GDP_{j,t-1} + \sigma_2 UNEMPL_{j,t} + \sigma_3 EMTR_{j,t} + Y_1 COUNTRY_j + Y_2 PERIOD_t + \delta DID_{j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

Het model wordt in hoofdstuk 6 geschat aan de hand van de Ordinary Least Squares methode (hierna: OLS-methode). Omdat we te maken hebben met panel data wordt dit ook wel de gepoolde OLS-methode genoemd. Om eventueel de omitted variable bias te voorkomen, wordt het model ook onderworpen aan cross-section

fixed effects.¹⁴ Zo'n model wordt in de statistiek een fixed effects model genoemd en richt zich alleen op de intrasectie variatie (in statistisch jargon: within-group variation).¹⁵ De omitted variable bias kan dan vervolgens worden voorkomen door aan te nemen dat de niet-observeerbare variabelen over de tijd geen invloed kunnen uitoefenen op de variabelen van het regressiemodel (Hill et al, 2012). In termen van dit paper luidt de derde onderliggende aanname als volgt:

*Veronderstelling 3: Niet-observeerbare bedrijfsspecifieke factoren die invloed kunnen hebben op de variabelen van het DiD-regressiemodel zijn tijdsinvariant.*¹⁶

Het fixed effects model kan dan als volgt worden opgesteld:

$$\ln W_{i,j,t} = \alpha_i + t_i + \beta_1 \ln W_{i,t-1} + \beta_2 \ln VA_{i,t} + \beta_3 \text{WINST}_{i,t} + \sigma_1 \text{GDP}_{j,t-1} + \sigma_2 \text{UNEMPL}_{j,t} + \sigma_3 \text{EMTR}_{j,t} + \gamma_1 \text{COUNTRY}_j + \gamma_2 \text{PERIOD}_t + \delta \text{DID}_{j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

Door de constante α_i in het model op te nemen controleer ik voor de bedrijfsspecifieke tijdsinvariante effecten. Alle verschillen tussen de bedrijven onderling (individuele heterogeniteit van de bedrijven) worden dan opgevangen in α_i . De coëfficiëntschattingen van het DiD-regressiemodel zullen dan slechts afhankelijk zijn van de variatie van de afhankelijke en verklarende variabelen binnen de bedrijven zelf (within-firms variation). De variaties van de arbeidslonen tussen verschillende bedrijven met verschillen in de bedrijfsgrootte (between-firms variation) spelen in de fixed effects analyse dus geen rol.

Uit de econometrische literatuur blijkt dat het treatment effect δ van functie (14) lastig te schatten is. Angrist en Pischke (2008) laten in hun boek *Most Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion* zien dat een fixed effects model met een vertraagde variabele van de afhankelijke variabele eerst aangepast dient te worden voordat het een consistente en betrouwbare schatting van δ oplevert.¹⁷ De benodigde aanpassingen zijn statistisch complex en in sommige gevallen zelfs niet uitvoerbaar. Om onnodige moeilijkheden te voorkomen, stellen Angrist en Pischke voor om zowel een fixed effects model zonder de vertraagde variabele te schatten als een Pooled OLS-model met de vertraagde variabele. Hun redenering luidt als volgt: mocht men uitgaan van de resultaten van het fixed effects model terwijl het Pooled OLS-model in werkelijkheid juist is, dan wordt δ vaak overschat. Wanneer men uitgaat van de resultaten van het Pooled OLS-model terwijl het fixed effects model in werkelijkheid juist is, dan wordt δ vaak onderschat. Door beide modellen te schatten kan men dus de omvang van het treatment effect inperken (Angrist en Pischke, 2008). In hoofdstuk 6 van dit paper worden daarom de resultaten van het Pooled OLS-model vergeleken met de resultaten van het fixed effects model met en zonder de vertraagde variabele $\ln_W(-1)$.

Als laatst is het relevant om aandacht te besteden aan de standaardfouten van het DiD-regressiemodel. Om consistente en betrouwbare coëfficiëntschattingen te krijgen, is het van belang om tijdens de analyse

¹⁴ Wanneer men period fixed effects in een model toevoegt, dan is het niet meer mogelijk om variabelen die hetzelfde zijn voor alle cross-sectie eenheden in elke tijdseenheid (in casu: de *PERIOD_t* variabele) in het model op te nemen. Wanneer men cross-section fixed effects in een model toevoegt, dan is het niet meer mogelijk om variabelen die hetzelfde zijn over de tijd voor elke cross-sectie eenheid (in casu: de *COUNTRY_j* variabele) in het model op te nemen. De variabelen *PERIOD_t* en *COUNTRY_j* zijn daarom overbodig en niet meer in het model van hoofdstuk 6 terug te zien.

¹⁵ Zie appendix 3 voor een niet-technische uitleg van het fixed effects model.

¹⁶ Deze aanname wordt vaak in economische studies gemaakt en is meestal ook een onschadelijke aanname (Dranove, 2015).

¹⁷ Zie Angrist en Pischke (2008), *Most Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Hoofdstuk 5.3 Fixed Effects versus Lagged Dependent Variables, Pagina 183.

standaardfouten te nemen die robuust zijn tegen heteroskedasticiteit en seriële correlatie.¹⁸ Bertrand, Duflo en Mullainathan (2004) laten in hun studie ‘*How much should we trust Differences-in-Differences Estimates?*’ zien dat de standaardfouten van de DiD-coëfficiënt namelijk onderschat kunnen worden als er geen rekening wordt gehouden met seriële correlatie. Het gevolg hiervan is dat de *t*-statistieken en *p-values* overschat worden waardoor er een kans bestaat dat de nulhypothese van de analyse onterecht wordt verworpen. Om dit te voorkomen, stellen de auteurs voor om standaardfouten te nemen die een willekeurige autocorrelatie proces toelaten (Bertrand et al, 2004). In EViews bestaat de optie om dit soort standaardfouten te selecteren. Gelet op het aantal observaties *N* en tijdsperioden *T* van de dataset zijn de White Period standaardfouten het meest geschikt. De White Period standaardfouten geven namelijk de grootste standaardfouten weer van de coëfficiëntschattingen. Hierdoor zullen de *t*-statistieken en *p-values* dus betrouwbaarder zijn.

¹⁸ Homoskedasticiteit en niet-seriële correlatie zijn één van de belangrijkste veronderstellingen van het OLS-model. Wanneer deze veronderstellingen worden verbroken, dan zullen de standaardfouten, *t*- en *p*-values niet meer nauwkeurig en betrouwbaar zijn (Moore et al, 2011). Het OLS-model is dan niet meer de best linear unbiased estimator (BLUE).

6 Analyse

6.1 Resultaten hoofdanalyse

In deze sectie worden de resultaten van de hoofdanalyse gepresenteerd. Aan de hand van het DiD-regressiemodel zijn de volgende hypothesen getoetst:

$$H_0: \delta=0 \text{ (geen sprake van afwenteling van de VPB)}$$

$$H_1: \delta>0 \text{ (wel sprake van afwenteling van de VPB)}$$

In tabel 8 wordt de DiD-coëfficiënt geschat door middel van 4 specificaties: het basis DiD-model, Pooled Ordinary Least Squares en fixed effects met en zonder de vertraagde variabele van de arbeidslonen. In hoofdstuk 5 is opgemerkt dat het basis DiD-regressiemodel niet betrouwbaar is. De schattingsresultaten uit tabel 8 bevestigen dit: uit kolom 2 blijkt dat de verklaaringskracht van het basis DiD-regressiemodel zeer laag is ($R^2 = 0,011$), door echter steeds variabelen toe te voegen die corrigeren voor eventuele verschillen in de economie (kolom 3 en 4), belastingbasis (kolom 5), dynamisch proces van de arbeidslonen (kolom 6), verliesgevende bedrijven (kolom 7) en productiviteit (kolom 8) neemt de verklaaringskracht van het model toe. Voor de interpretatie van de resultaten wordt daarom uitgegaan van het Pooled OLS- en fixed effects model.¹⁹

Uit de baseline specificatie (Pooled OLS-model) blijkt dat de coëfficiënten van de vertraagde variabele $\ln_W(-1)$ en de variabele \ln_VA zeer significant zijn (significant op 1%). Beide variabelen hebben een significant positieve size effect van respectievelijk 0,656 en 0,204. Uit tabel 8 blijkt dat de variabele \ln_VA , zoals verwacht, een cruciale rol speelt in het DiD-regressiemodel: de meeste coëfficiënten van de variabelen in het regressiemodel worden namelijk pas significant nadat deze variabele in het model is opgenomen (zie de overgang van kolom 7 naar 8). Bovendien heeft deze variabele een positieve aandeel in het significantieniveau van de DiD-coëfficiënt.

De coëfficiënt van de dummy variabele $WINST$ bedraagt -0,167 en is ook zeer significant (significant op 1%). Resumerend neemt de dummy de waarde 1 aan als het gaat om bedrijven met een positieve winst vóór belasting en de waarde 0 als het gaat om bedrijven met een negatieve winst vóór belasting. Het negatieve teken van de dummy kan dan als volgt worden verklaard: wanneer een bedrijf een positieve winst vóór belasting heeft in een bepaalde jaar (dummy=1), dan is het bedrijf 20 of 25 procent VPB over dat bedrag verschuldigd. Dit zal vervolgens een negatieve effect (in casu -0,167) hebben op de arbeidslonen aangezien we veronderstellen dat de VPB (deels) wordt afgewenteld op de arbeiders. De negatieve relatie tussen de dummy variabele $WINST$ en arbeidslonen is daarom niet verrassend. Hoewel de dummy zeer significant is, dient opgemerkt te worden dat de verklaaringskracht R^2 en de p -value van de DiD-coëfficiënt niet of nauwelijks beïnvloed worden door de opname van de dummy in het regressiemodel (zie de overgang van kolom 6 naar 7). Een mogelijke verklaring hiervoor is dat het aantal verliesgevende bedrijven in de dataset gering is. Tabel 7 van paragraaf 4.3 kan dit bevestigen: het aantal verliesgevende bedrijven bedraagt slechts 16-17 procent van het totaal aantal bedrijven. In casu zou dus een eventuele correctie voor verliesgevende bedrijven in het DiD-regressiemodel achterwege kunnen blijven.

De coëfficiënten van de macro variabelen $GDP(-1)$ en $EMTR$ zijn significant (significant op 5%) en bedragen respectievelijk 0,08 en 0,04. Deze positieve relaties komen overeen met de economische theorie. Opgemerkt

¹⁹ Om illustratieve redenen wordt in dit geval de R^2 als uitgangspunt genomen. Het is echter wel van belang om te realiseren dat de R^2 niet doorslaggevend is bij het selecteren van het beste model. De R^2 stijgt namelijk ongeacht welke variabelen men in het model toevoegt en is daarmee gevoelig voor manipulatie.

dient te worden dat de interpretatie van de coëfficiënt van EMTR dicht in de buurt komt van het Harberger model. Een hogere EMTR impliceert namelijk een hogere belastingdruk op de marginale eenheid van kapitaal. Bedrijven zullen dan geneigd zijn om hun kapitaal te vervangen door arbeid (het substitutie-effect). Het gevolg hiervan is dat de vraag naar arbeid toeneemt en dat de vraag naar kapitaal afneemt. Dit zal een positieve effect (in casu +0,04) hebben op de arbeidslonen. Dit effect wordt niet tegengewerkt door het output effect als we mogen aannemen dat Nederland een relatief kapitaalintensieve land is: een hogere belastingdruk op de marginale eenheid van kapitaal impliceert dan dat de producten in Nederland duurder worden met als gevolg dat de vraag naar deze producten zullen afnemen. Onder de veronderstelling dat Nederland relatief kapitaalintensief is, zullen de kapitaal eigenaren dus wederom de economische last van de belasting dragen (het output effect).

Het teken van de variabele *UNEMPL* komt overeen met de economische theorie, echter heeft de coëfficiënt van deze variabele geen relevante betekenis omdat deze niet significant is. Een mogelijke verklaring voor de niet-significantie is dat er sprake is van een niet-lineariteit in de effecten van de werkloosheidsgraad op de arbeidslonen. Deze niet-lineariteit ontstaat omdat ik de werkloosheid van een land meet met behulp van percentages. Uit de grafieken van paragraaf 4.3 blijkt ook dat de negatieve lineaire relatie tussen de arbeidslonen en werkloosheidsgraad over de periode 2009-2012 niet heel overtuigend is. Hoewel de *UNEMPL* niet significant is, dient deze toch in het DiD-regressiemodel opgenomen te worden omdat deze complementair is aan de overige macro-economische variabelen.

De tweede coëfficiënt van de baseline specificatie dat niet significant is, is de coëfficiënt van de dummy variabele *COUNTRY*. Resumerend neemt de dummy de waarde 1 aan als het gaat om de Nederlandse bedrijven en waarde 0 als het gaat om de Franse bedrijven. Een mogelijke verklaring voor de niet-significantie is dat deze dummy niet specifiek genoeg is gedefinieerd. Bovendien is deze dummy overbodig bij de fixed effects specificatie. Het is daarom goed om te zien dat deze dummy al bij de baseline specificatie geen relevante betekenis heeft.

De interessantste coëfficiënt van het DiD-regressiemodel, de *DiD*-coëfficiënt, is zeer significant (*p-value* 0,0012). Uit tabel 8 blijkt dat deze coëfficiënt voor het eerst significant wordt na de opname van de variabele *EMTR* in het regressiemodel (zie de overgang van kolom 4 naar 5). De correctie voor veranderingen in de belastingbasis van een land is dus cruciaal. De significantie van de coëfficiënt wordt verder versterkt door de opname van de variabelen $\ln_W(-1)$ en \ln_VA in het regressiemodel. De *DiD*-coëfficiënt heeft een positieve size effect van 0,1325 op de arbeidslonen. Omdat er sprake is van een logaritmische regressiemodel, moet het desbetreffende size effect als 13,25 procent geïnterpreteerd worden. Bovendien moet dit size effect geïnterpreteerd worden als het korte termijn effect: door het introduceren van een vertraagde variabele van de arbeidslonen refereren alle coëfficiënten van het model namelijk naar de korte termijn (het jaar na de treatment, in casu $t = 2008$). De berekening van het lange termijn size effect volgt uit functie (10): $\delta_{LT} = \frac{\delta_{KT}}{1-\gamma}$, invullen geeft $\frac{0,1325}{1-0,65637} * 100 =$ een lange termijn size effect van 38,57 procent.

Aan het eind van hoofdstuk 5 is de consistentie van de *DiD*-coëfficiënt δ van het fixed effects model met een vertraagde variabele besproken. Hoewel de *DiD*-coëfficiënt van de vierde specificatie significant is (*p-value* 0,0101), is de variabele $\ln_W(-1)$ niet significant. Dit zou dus kunnen betekenen dat het model eerst aangepast dient te worden voordat het een consistente en betrouwbare schatting van δ oplevert. Om onnodige moeilijkheden te voorkomen, ga ik voor de interpretatie van δ uit van de derde specificatie (fixed effects model exclusief $\ln_W(-1)$).

De resultaten van de derde specificatie is vrijwel identiek aan die van de baseline specificatie. De DiD-coëfficiënt is wederom significant (p -value 0,0156) en heeft een positieve size effect van 9,06 procent. Dit size effect is zowel het korte als lange termijn effect omdat het model nu geschat wordt zonder een vertraagde variabele van de afhankelijke variabele. Het (korte termijn) size effect is iets lager dan dat van de baseline specificatie. Een mogelijke verklaring hiervoor is dat een fixed effects model een groot deel van de persistentie van de variabelen wegneemt. Gelet op het feit dat met name economische variabelen persistent zijn (Angrist en Pischke, 2008), is het dus niet verrassend dat de coëfficiëntschattingen van de fixed effects specificatie lager zijn.

Hoewel de lange termijn effecten per specificatie nogal verschillen, kan toch met zekerheid worden geconcludeerd dat de nulhypothese van deze analyse verworpen dient te worden. In termen van dit paper vind ik een statistisch significant korte termijn tax effect tussen 9,06-13,25 procent en een lange termijn tax effect tussen 9,06-38,57 procent.

Tabel 8: Benchmark resultaten van de hoofdanalyse: DiD-analyse van NL en FR

Dependent variable: ln_W	[1] Basic DiD	+ GDP (-1)	+ UNEMPL	+ EMTR	+ ln_W(-1)	+ WINST	[2] Pooled OLS	[3] Fixed Effects excl. ln_W(-1)	[4] Fixed Effects incl. ln_W(-1)
C	3,926*** (0,0297)	3,945*** (0,0318)	4,017*** (0,3442)	3,802*** (0,3311)	-0,011 (0,4971)	0,005 (0,4941)	-0,231 (0,4278)	1,954*** (0,5289)	1,544** (0,6142)
ln_W(-1)					0,829*** (0,0695)	0,829*** (0,0694)	0,656*** (0,1225)		0,096 (0,1093)
ln_VA							0,204*** (0,0747)	0,392*** (0,1116)	0,387*** (0,1164)
WINST						-0,018 (0,0133)	-0,167*** (0,0502)	-0,215*** (0,0541)	-0,2123*** (0,0292)
GDP(-1)		-0,007 (0,0109)	-0,007 (0,0106)	0,032 (0,0248)	0,064 (0,0413)	0,063 (0,0414)	0,082** (0,0358)	0,061** (0,0288)	0,064** (0,0292)
UNEMPL			-0,008 (0,0391)	-0,066 (0,0609)	-0,048 (0,0714)	-0,049 (0,0714)	-0,072 (0,0630)	-0,083 (0,0564)	-0,082 (0,0569)
EMTR				0,021 (0,0132)	0,033 (0,0229)	0,033 (0,0229)	0,042** (0,0196)	0,033** (0,0146)	0,034** (0,0149)
COUNTRY	-0,035 (0,0500)	-0,055 (0,0529)	-0,087 (0,1556)	-0,097 (0,1574)	0,094 (0,1446)	0,093 (0,1446)	0,126 (0,1282)		
DID	0,0139 (0,0279)	0,0396 (0,0316)	0,0369 (0,0310)	0,0794** (0,0364)	0,1351*** (0,0496)	0,1345*** (0,0494)	0,1325*** (0,0408)	0,0906** (0,0374)	0,0966** (0,0375)
P-value DID	0,6183	0,2106	0,2338	0,0294	0,0065	0,0065	0,0012	0,0156	0,0101
R ²	0,011	0,010	0,010	0,010	0,668	0,668	0,738	0,872	0,874
Cross-sections	371	371	371	371	371	371	371	371	371
Observations	2597	2226	2226	2226	2226	2226	2197	2197	2197
DW-statistic	0,568	0,404	0,404	0,403	2,830	2,830	2,382	1,989	2,200

Opmerkingen: (i) Alle specificaties bevatten jaar dummy's (period fixed effects). (ii) De White Period standaardfouten worden tussen haakjes weergegeven. (iii) * significant op 10%, ** significant op 5%, *** significant op 1%. (iv) In de tabel wordt stapsgewijs het baseline DiD-regressiemodel (Pooled OLS) afgeleid door steeds een extra variabele toe te voegen aan het basis DiD-regressiemodel (zie de kolommen 2 t/m 8). (v) De fixed effects modellen uit kolom 9 en 10 bevatten zowel cross-section als period fixed effects.

6.2 Resultaten robustness analyse

Om de robuustheid van de resultaten van de hoofdanalyse te controleren, worden deze onderworpen aan vier robustness checks. De eerste en tweede robustness checks hebben betrekking op de endogeniteitsprobleem van het DiD-regressiemodel. In de eerste robustness check wordt de endogene variabele \ln_VA geïstrumenteerd. Vervolgens worden de korte en lange termijn tax effecten nogmaals geschat door middel van een andere specificatie: de Generalized Methods of Moments. In de tweede robustness check wordt de DiD-analyse uitgevoerd waarbij \ln_VA vervangen is door een variabele die wat meer exogeen is. De derde robustness check heeft betrekking op de betrouwbaarheid van de controle groep: door de DiD-analyse met een andere controle groep (in casu de Belgische grote bedrijven) uit te voeren, is het mogelijk om de consistentie van de resultaten uit tabel 8 te toetsen. Tenslotte wordt in de vierde robustness check de DiD-analyse uitgevoerd met een andere sample van de Franse controlegroep. In alle robustness checks worden de volgende hypothesen getoetst:

$$H_0: \delta=0 \text{ (geen sprake van afwenteling van de VPB)}$$

$$H_1: \delta>0 \text{ (wel sprake van afwenteling van de VPB)}$$

6.2.1 Robustness check 1

In paragraaf 4.3 is kort de endogeniteit van de variabele *toegevoegde waarde per werknemer* (\ln_VA) opgemerkt. Wanneer een model een endogene variabele bevat, dan is er sprake van een simultane causaliteit bias: de endogene verklarende variabele X verklaart de afhankelijke variabele Y en omgekeerd. Het desbetreffende model is dan niet meer betrouwbaar.²⁰ Een gebruikelijke methode om de endogeniteit van een verklarende variabele X te beperken, is door X te instrumenteren met variabelen die (1) niet gecorreleerd zijn met de error term van het model (de exogeniteit van het instrument) en (2) wel gecorreleerd zijn met de endogene variabele X (de relevantie van het instrument) (Hill et al, 2012). Deze methode staat bekend als de Generalized Methods of Moments (hierna: GMM) en wordt vaak toegepast om endogeniteit in een regressiemodel tegen te gaan.

De Durbin- Wu- Hausman-, joint significance F- en Hansen Sargan test

Voordat de GMM-specificatie wordt toegepast, is het eerst van belang om vast te stellen of de logaritmische variabele \ln_VA daadwerkelijk endogeen is. Dit is gedaan aan de hand van de Durbin-Wu-Hausman specificatie test. Uit de resultaten van deze test is gebleken dat de variabele \ln_VA endogeen is.²¹

Omdat er sprake is van endogeniteit in het DiD-regressiemodel, wordt de endogene variabele \ln_VA geïstrumenteerd met de variabelen \ln_ASSETS en \ln_SALES . Deze instrumentele variabelen (hierna: IV's) moeten, zoals eerder is vermeld, voldoen aan de volgende cumulatieve voorwaarden:

1. De IV's moeten relevant zijn: $Covariance(\ln_ASSETS \ \& \ \ln_SALES, \ln_VA) \neq 0$
2. De IV's moeten exogeen zijn: $Covariance(\ln_ASSETS \ \& \ \ln_SALES, e) = 0$

Om de eerste voorwaarde te toetsen, is er gebruik gemaakt van de joint significance F-test. Uit de resultaten van deze test is gebleken dat tenminste één van de IV's gecorreleerd is met de endogene variabele \ln_VA .²²

²⁰ In statistisch jargon: het model is dan niet meer de best linear unbiased estimator (BLUE).

²¹ Voor de uitwerking van de Durbin-Wu-Hausman test wordt verwezen naar appendix 4.

²² Voor de uitwerking van de joint significance F-test wordt verwezen naar appendix 5.

Om de tweede voorwaarde te toetsen, is er gebruik gemaakt van de Hansen Sargan test. Omdat de error term e niet observeerbaar is, is het normaal gesproken niet mogelijk om de correlatie tussen een IV en e te kwantificeren. Door echter meer dan één IV te gebruiken, is het wel mogelijk om te kijken of tenminste één van de IV's gecorreleerd is met de structurele error term ε (Wooldridge, 2008). Dit is de reden waarom er twee IV's (in casu \ln_ASSETS & \ln_SALES) zijn gebruikt in de GMM-specificatie. Uit de resultaten van de Hansen Sargan test blijkt dat tenminste één van de IV's niet gecorreleerd is met de structurele error term.²³

Uit zowel de F- als Hansen Sargan test blijken dat de variabelen \ln_ASSETS en \ln_SALES geschikte instrumenten zijn om de endogeniteit van de variabele \ln_VA te corrigeren. Om de robuustheid van de resultaten van de hoofdanalyse te controleren, wordt in het vervolg van deze paragraaf het baseline DiD-regressiemodel opnieuw geschat door middel van een GMM-specificatie.

De GMM-resultaten

In tabel 9 zijn de schattingsresultaten van de GMM-specificaties weergegeven. In kolom 2, 4 en 6 zijn, omwille van vergelijkbaarheid, de resultaten van de hoofdanalyse nogmaals weergegeven. De GMM-specificaties uit de kolommen 3, 5 en 7 zijn verkregen door de variabele \ln_VA van respectievelijk het Pooled OLS- en fixed effects (met en zonder de vertraagde variabele $\ln_W(-1)$) model te instrumenteren met de variabelen \ln_ASSETS en \ln_SALES .

Uit de eerste GMM-specificatie blijkt dat het korte termijn tax effect 13,26 procent bedraagt met een lange termijn size effect van $\frac{0,1326}{1-0,664} * 100 = 39,46$ procent. Beide effecten komen sterk overeen met de size effecten van de baseline specificatie. Bovendien zijn de coëfficiënten van de andere variabelen niet of nauwelijks gewijzigd. Ook de standaardfouten en p -values van de coëfficiënten zijn niet gewijzigd. Als de endogene variabele \ln_VA gecorreleerd is met de error term van de regressie, dan heeft de Pooled OLS-specificatie vaak de neiging om de coëfficiënten binnen het model te overschatten (Hill et al, 2012). In casu is dit niet het geval. Dit zou dus kunnen betekenen dat het endogeniteitsprobleem in het Pooled OLS-model niet zorgwekkend is.

Uit de tweede GMM-specificatie blijkt dat het korte termijn tax effect 10,36 procent bedraagt. Dit is ook meteen het lange termijn effect. Hoewel de standaardfout en p -value van de DiD-coëfficiënt zijn toegenomen, is het tax effect nog steeds significant. Opmerkelijk is dat dit effect groter is geworden dan dat van de derde specificatie (9,06 procent). Dit geldt ook voor de overige coëfficiënten van de GMM-specificatie. Het endogeniteitsprobleem lijkt dus sterker aanwezig te zijn in de fixed effects specificatie dan in de baseline specificatie. Voor de kwantificering van de tax effecten wordt daarom uitgegaan van de resultaten van de GMM-varianten van de fixed effects specificatie.

Uit de derde GMM-specificatie blijkt ook dat de omvang van alle coëfficiënten groter zijn geworden. Echter is de vertraagde variabele $\ln_W(-1)$ nog steeds niet significant. Hoewel er twijfels bestaan over de consistentie van de DiD-coëfficiënt van deze specificatie, is het toch goed om te zien dat de DiD-coëfficiënt nog steeds significant is.

De resultaten van de GMM-analyse uit tabel 9 bevestigen de robuustheid van de hoofdanalyse. De size effecten van de GMM-specificaties zijn allemaal statistisch significant (p -value 0,0013, 0,0486 en 0,0414) en hebben allemaal nog steeds een positieve omvang. De nulhypothese van de robustness analyse dient dus verworpen te worden en in termen van dit paper vind ik een statistisch significant korte termijn tax effect tussen 10,36-13,26 procent en een lange termijn tax effect tussen 10,36 – 39,46 procent.

²³ Voor de uitwerking van de Hansen Sargan test wordt verwezen naar appendix 6.

Tabel 9: Benchmark resultaten robustness check 1

Dependent variable	[1] Pooled OLS	[2] GMM (1)	[3] Fixed Effects excl. $\ln_W(-1)$	[4] GMM (2)	[3] Fixed Effects incl. $\ln_W(-1)$	[4] GMM (3)
C	-0,231 (0,4278)	-0,226 (0,4282)	1,954*** (0,5289)	0,456 (0,6620)	1,544** (0,6142)	0,228 (0,6654)
$\ln_W(-1)$	0,656*** (0,1225)	0,664*** (0,1249)			0,096 (0,1093)	0,055 (0,0687)
\ln_VA	0,204*** (0,0747)	0,195** (0,0774)	0,392*** (0,1116)	0,733*** (0,1318)	0,387*** (0,1164)	0,729*** (0,1364)
WINST	-0,167*** (0,0502)	-0,161*** (0,0526)	-0,215*** (0,0541)	-0,384*** (0,0734)	-0,2123*** (0,0292)	-0,381*** (0,0752)
GDP(-1)	0,082** (0,0358)	0,082** (0,0361)	0,061** (0,0288)	0,080* (0,0432)	0,064** (0,0292)	0,082* (0,0433)
UNEMPL	-0,072 (0,0630)	-0,072 (0,0634)	-0,083 (0,0564)	-0,099 (0,0719)	-0,082 (0,0569)	-0,098 (0,0720)
EMTR	0,042** (0,0196)	0,042** (0,0197)	0,033** (0,0146)	0,041* (0,0214)	0,034** (0,0149)	0,042* (0,0215)
COUNTRY	0,126 (0,1282)	0,126 (0,1287)				
DID	<u>0,1325***</u> (0,0408)	<u>0,1326***</u> (0,0411)	<u>0,0906**</u> (0,0374)	<u>0,1036**</u> (0,0525)	<u>0,0966**</u> (0,0375)	<u>0,1070**</u> (0,0524)
P-value DID	0,0012	0,0013	0,0156	0,0486	0,0101	0,0414
R ²	0,738	0,738	0,872	0,819	0,874	0,821
Cross-sections	371	371	371	371	371	371
Observations	2197	2197	2197	2197	2197	2197
DW-statistic	2,382	2,420	1,989	1,993	2,200	2,039

Opmerkingen: (i) Alle specificaties bevatten jaar dummy's (period fixed effects). (ii) De White Period standaardfouten worden tussen haakjes weergegeven. (iii) * significant op 10%, ** significant op 5%, *** significant op 1%. (iv) de fixed effects modellen uit kolom 4 en 6 bevat zowel cross-section als period fixed effects. (v) Bij de GMM-specificaties is de endogene variabele \ln_VA geïstrumenteerd met \ln_ASSETS en \ln_SALES . (vi) De GMM (1)-specificatie bevat alleen period fixed effects. (vii) De GMM (2) en (3)-specificaties bevatten zowel cross-section als period fixed effects.

6.2.2 Robustness check 2

In deze paragraaf wordt een alternatieve methode gepresenteerd om de endogeniteitsprobleem van het DiD-regressiemodel tegen te gaan. In casu wordt de endogene variabele vervangen door een variabele die wat meer exogeen is. De endogeniteitsprobleem zal dan (voor een groot deel) verdwijnen. Het is echter wel van belang om te realiseren dat deze methode ten koste gaat van de omvang van de DiD-coëfficiënt: door het verwijderen van de variabele \ln_VA kunnen namelijk een groot deel van de *directe* effecten van de VPB niet meer gekwantificeerd worden. De tax effecten zullen in dit geval onderschat worden. De vraag is ook of deze effecten dan nog significant zijn. In deze robustness check zijn we daarom niet geïnteresseerd in de exacte omvang van het tax effect, maar juist in de robuustheid van de resultaten zonder de endogene variabele \ln_VA .

In casu wordt \ln_VA vervangen door \ln_SALES .²⁴ In de DiD-analyse wordt de toegevoegde waarde per werknemer dus geapproximeerd door de totale verkopen per werknemer van een bedrijf. In tabel 10 zijn de resultaten hiervan weergegeven. De resultaten van de hoofdanalyse zijn, omwille van vergelijkbaarheid, nogmaals weergegeven in de kolommen 2,4 en 6.

De resultaten uit tabel 10 tonen de relevantie van \ln_VA aan: de omvang van de coëfficiënten van de specificaties met \ln_SALES zijn lager dan die van de specificaties met \ln_VA . Dit geldt ook voor de DiD-coëfficiënt. Hoewel de tax effecten onderschat zijn, zijn deze nog steeds significant. Bovendien zijn deze effecten in elke specificatie positief. Het is goed om te zien dat de tax effecten ook (deels) gekwantificeerd kunnen worden met een specificatie zonder \ln_VA . Dit betekent dus dat de resultaten van de hoofdanalyse niet

²⁴ Zie appendix 7 voor de representativiteit van de variabele \ln_SALES voor de endogene variabele \ln_VA .

volledig afhankelijk zijn van de endogene variabele \ln_VA . De nulhypothese van de robustness analyse dient dus wederom verworpen te worden.

Tabel 10: Benchmark resultaten robustness check 2

Dependent variable	[1] Pooled OLS	[2] Pooled OLS met \ln_SALES	[3] Fixed Effects excl. $\ln_W(-1)$	[4] Fixed Effects excl. $\ln_W(-1)$ met \ln_SALES	[3] Fixed Effects incl. $\ln_W(-1)$	[4] Fixed Effects incl. $\ln_W(-1)$ met \ln_SALES
C	-0,231 (0,4278)	-0,062 (0,4610)	1,954*** (0,5289)	0,111 (0,837)	1,544** (0,6142)	-0,243 (0,834)
$\ln_W(-1)$	0,656*** (0,1225)	0,748*** (0,095)			0,096 (0,1093)	0,087 (0,0891)
\ln_VA	0,204*** (0,0747)		0,392*** (0,1116)		0,387*** (0,1164)	
\ln_SALES		0,076** (0,0305)		0,607*** (0,1318)		0,600*** (0,1379)
WINST	-0,167*** (0,0502)	-0,035** (0,0167)	-0,215*** (0,0541)	-0,051*** (0,0174)	-0,2123*** (0,0292)	-0,050*** (0,0178)
GDP(-1)	0,082** (0,0358)	0,062 (0,0380)	0,061** (0,0288)	0,039 (0,0304)	0,064** (0,0292)	0,042 (0,0306)
UNEMPL	-0,072 (0,0630)	-0,052 (0,0634)	-0,083 (0,0564)	-0,074 (0,0521)	-0,082 (0,0569)	-0,072 (0,0529)
EMTR	0,042** (0,0196)	0,032 (0,0210)	0,033** (0,0146)	0,022 (0,0145)	0,034** (0,0149)	0,023 (0,0148)
COUNTRY	0,126 (0,1282)	0,054 (0,1378)				
DID	0,1325*** (0,0408)	0,1271*** (0,0454)	0,0906** (0,0374)	0,0664* (0,0401)	0,0966** (0,0375)	0,0724* (0,0401)
P-value DID	0,0012	0,0051	0,0156	0,0978	0,0101	0,0709
R ²	0,738	0,694	0,872	0,888	0,874	0,889
Cross-sections	371	371	371	371	371	371
Observations	2197	2226	2197	2226	2197	2226
DW-statistic	2,382	2,627	1,989	1,725	2,200	1,916

Opmerkingen: (i) Alle specificaties bevatten dummy's (period fixed effects). (ii) De White Period standaardfouten worden tussen haakjes weergegeven. (iii) * significant op 10%, ** significant op 5%, *** significant op 1%. (iv) De fixed effects modellen uit de kolommen 4 t/m 7 bevatten zowel cross-section als period fixed effects. (v) De endogene variabele \ln_VA is in de specificaties van de kolommen 3, 5 en 7 vervangen door de variabele \ln_SALES .

6.2.3 Robustness check 3

Om te achterhalen of de tax effecten van de hoofdanalyse ook gekwantificeerd kunnen worden met een andere controlegroep, wordt in deze paragraaf de DiD-analyse uitgevoerd met Belgische bedrijven als controlegroep.

De resultaten zijn in tabel 11 weergegeven.²⁵ Uit de Pooled OLS-specificatie blijkt dat het korte termijn size effect 7,25 procent bedraagt met een lange termijn size effect van $\frac{0,0725}{1-0,686} * 100 = 23,09$ procent. In de fixed effects specificaties is dit effect lager: 6,10 en 6,26 procent. In beide specificaties zijn de tax effecten significant. Hoewel de tax effecten van de GMM-specificaties van soortgelijke grootte zijn, zijn deze nu niet significant.

Opmerkelijk is dat de meeste macro-economische variabelen niet meer significant zijn. Bovendien is het teken van $GDP(-1)$ negatief geworden. Figuur A4 van de appendix biedt hiervoor een mogelijke verklaring: figuur A4 toont namelijk aan dat $GDP(-1)$ geen positieve lineaire relatie heeft met de arbeidslonen. De arbeidslonen van de Belgische sample vertonen een alsmaar stijgende trend. Zelfs in het jaar van de economische crisis (t=2009) is er een stijging van de arbeidslonen te zien. Dit heeft hoogstwaarschijnlijk geleid tot de

²⁵ Zie tabel A4 voor de beschrijvende statistieken van de gebruikte data en de figuren A2, A3 en A4 van de appendix voor de trend in de arbeidslonen van de Belgische bedrijven.

tekenverwisseling en niet-significantie van de variabele. Samen met de andere niet-significante macro-economische variabelen is $GDP(-1)$ hierdoor niet meer in staat om de economische trendeffecten op de arbeidslonen op te vangen. Hoewel de jaar dummy's t_i hiervoor (deels) corrigeren, zal dit toch ten koste gaan van de verklaringskracht van het DiD-regressiemodel. Dit blijkt uit de niet-stabiele significantieniveaus van de DiD-coëfficiënten. De DiD-analyse met Belgische bedrijven als controlegroep is daarom inferieur aan de hoofdanalyse. De resultaten van tabel 11 zijn dus niet leidend en dienen slechts als vergelijkingsmateriaal om de consistentie van de tax effecten van de hoofdanalyse te controleren.

Hoewel de resultaten van deze robustness check niet overeenkomen met de resultaten van de hoofdanalyse, is er in beide analyses toch een bepaalde consistentie te zien. De tax effecten van het Pooled OLS-model zijn namelijk zowel in de hoofd- als in de robustness analyse groter dan die van het fixed effects model. Bovendien zijn de vertraagde variabelen $\ln_W(-1)$ en \ln_VA van het Pooled OLS-model in beide analyses zeer significant. Dit betekent dus dat de indirecte effecten van de afwenteling van de VPB (grotendeels) geïsoleerd zijn van de directe effecten. De DiD-coëfficiënten die voortvloeien uit beide analyses meten dus (grotendeels) de directe effecten van de afwenteling van de VPB op de arbeidslonen. Omdat de tax effecten van de verschillende specificaties uit tabel 11 positief en voornamelijk significant zijn, dient de nulhypothese van de robustness analyse wederom verworpen te worden. In termen van dit paper vind ik een statistisch significant korte termijn tax effect van ongeveer 7 procent en een lange termijn tax effect van ongeveer 23 procent.

Tabel 11: Benchmark resultaten robustness check 3

Dependent variable	[1] Pooled OLS	[2] GMM (1)	[3] Fixed Effects excl. $\ln_W(-1)$	[4] GMM (2)	[3] Fixed Effects incl. $\ln_W(-1)$	[4] GMM (3)
C	0,749** (0,3076)	0,781** (0,3082)	2,586*** (0,5587)	1,194* (0,7123)	2,190*** (0,5446)	0,967 (0,6679)
$\ln_W(-1)$	0,686*** (0,1217)	0,705*** (0,1187)			0,106 (0,1240)	0,062 (0,0796)
\ln_VA	0,170** (0,0671)	0,1429** (0,0620)	0,318*** (0,1055)	0,684*** (0,1458)	0,313*** (0,1095)	0,680*** (0,1505)
WINST	-0,118*** (0,0425)	-0,101** (0,0398)	-0,162*** (0,0532)	-0,341*** (0,0793)	-0,160*** (0,0550)	-0,339** (0,0812)
$GDP(-1)$	-0,070 (0,0493)	-0,069 (0,0505)	-0,067* (0,0356)	-0,075** (0,0377)	-0,067* (0,0367)	-0,075** (0,0381)
UNEMPL	-0,005 (0,0458)	-0,005 (0,0467)	-0,007 (0,0305)	-0,023 (0,0483)	-0,008 (0,0317)	-0,023 (0,0482)
EMTR	0,025 (0,0209)	0,025 (0,0215)	0,021* (0,0115)	0,021 (0,0136)	0,021* (0,0125)	0,021 (0,0138)
COUNTRY	-0,534 (0,3332)	-0,532 (0,3414)				
DID	<u>0,0725*</u> (0,0402)	<u>0,0716*</u> (0,0409)	<u>0,0610*</u> (0,0336)	<u>0,0694</u> (0,0438)	<u>0,0626*</u> (0,0325)	<u>0,0703</u> (0,0434)
P-value DID	0,0711	0,0803	0,0697	0,1135	0,0540	0,1055
R^2	0,693	0,691	0,841	0,7548	0,844	0,757
Cross-sections	371	371	371	371	371	371
Observations	2201	2201	2201	2201	2201	2201
DW-statistic	2,452	2,553	1,983	2,074	2,215	2,123

Opmerkingen: (i) Alle specificaties bevatten jaar dummy's (period fixed effects). (ii) De White Period standaardfouten worden tussen haakjes weergegeven. (iii) * significant op 10%, ** significant op 5%, *** significant op 1%. (iv) de fixed effects modellen uit kolom 4 en 6 bevat zowel cross-section als period fixed effects. (v) Bij de GMM-specificaties is de endogene variabele \ln_VA geïstrumenteerd met \ln_ASSETS en \ln_SALES . (vi) De GMM (1)-specificatie bevat alleen period fixed effects. (vii) De GMM (2) en (3)-specificaties bevatten zowel cross-section als period fixed effects.

6.2.4 Robustness check 4

In deze paragraaf wordt de DiD-analyse uitgevoerd met een andere sample van de Franse controlegroep. Het doel van deze robustness check is om te achterhalen of de tax effecten ook gekwantificeerd kunnen worden met een andere sample van de controlegroep. Bovendien is het interessant om te kijken of de ‘out-of-sample’ tax effecten overeenkomen met die van de getrokken sample.

De resultaten zijn in tabel 12 weergegeven.²⁶ De resultaten van de zes specificaties vertonen sterke overeenkomsten met die van de hoofdanalyse. De omvang van de korte termijn tax effecten variëren tussen 7,83-12,15 procent. Het lange termijn effect dat berekend kan worden met de Pooled OLS-specificatie bedraagt ongeveer 34 procent. Alle tax effecten zijn positief en statistisch (zeer) significant. De nulhypothese van de robustness analyse dient dus wederom verworpen te worden.

Uit de resultaten van deze robustness check blijken dat de tax effecten van de hoofdanalyse ook gekwantificeerd kunnen worden met een andere sample van de controlegroep. De out-of-sample tax effecten komen sterk overeen met die van de hoofdanalyse. De resultaten van de hoofdanalyse zijn dus robuust tegen een wijziging van de sample van de controlegroep.

Tabel 12: Benchmark resultaten robustness check 4

Dependent variable	[1] Pooled OLS	[2] GMM (1)	[3] Fixed Effects excl. ln_W(-1)	[4] GMM (2)	[3] Fixed Effects incl. ln_W(-1)	[4] GMM (3)
C	-0,027 (0,4143)	-0,021 (0,4153)	2,207*** (0,5015)	0,869 (0,6368)	1,795*** (0,6070)	0,622 (0,6441)
ln_W(-1)	0,647*** (0,1245)	0,656*** (0,1256)			0,098 (0,1108)	0,060 (0,0724)
ln_VA	0,225*** (0,0801)	0,213*** (0,0814)	0,376*** (0,1082)	0,705*** (0,1329)	0,372*** (0,1126)	0,701*** (0,1379)
WINST	-0,147*** (0,0456)	-0,140*** (0,0470)	-0,195*** (0,0514)	-0,354*** (0,0708)	-0,193*** (0,0534)	-0,352*** (0,0728)
GDP(-1)	0,063** (0,0316)	0,064** (0,0319)	0,039 (0,0257)	0,039 (0,0379)	0,042 (0,0263)	0,040 (0,0380)
UNEMPL	-0,061 (0,0589)	-0,061 (0,0593)	-0,062 (0,0557)	-0,061 (0,0687)	-0,061 (0,0563)	-0,060 (0,0688)
EMTR	0,032* (0,0173)	0,033* (0,0175)	0,023* (0,0136)	0,023 (0,0196)	0,024* (0,0140)	0,024 (0,0197)
COUNTRY	0,021 (0,1279)	0,023 (0,1290)				
DID	<u>0,1215***</u> (0,0389)	<u>0,1212***</u> (0,0391)	<u>0,0783**</u> (0,0369)	<u>0,1024*</u> (0,0543)	<u>0,0852**</u> (0,0370)	<u>0,1066**</u> (0,0542)
P-value DID	0,0018	0,0020	0,0342	0,0593	0,0213	0,0494
R ²	0,737	0,736	0,867	0,814	0,869	0,816
Cross-sections	368	368	368	368	368	368
Observations	2181	2181	2181	2181	2181	2181
DW-statistic	2,336	2,384	1,972	2,023	2,185	2,076

Opmerkingen: (i) Alle specificaties bevatten jaar dummy's (period fixed effects). (ii) De White Period standaardfouten worden tussen haakjes weergegeven. (iii) * significant op 10%, ** significant op 5%, *** significant op 1%. (iv) de fixed effects modellen uit kolom 4 en 6 bevat zowel cross-section als period fixed effects. (v) Bij de GMM-specificaties is de endogene variabele ln_VA geïstrumenteerd met ln_ASSETS en ln_SALES . (vi) De GMM (1)-specificatie bevat alleen period fixed effects. (vii) De GMM (2) en (3)-specificaties bevatten zowel cross-section als period fixed effects.

²⁶ Zie tabel A5 van de appendix voor de beschrijvende statistieken van de gebruikte data.

6.3 Samenvatting

De resultaten van de hoofdanalyse suggereren dat de verlaging van het Nederlandse VPB-tarief van 29,60 naar 25,50 procent in het jaar 2007 een positieve effect heeft gehad op de arbeidslonen. In de baseline specificatie bedragen de korte en lange termijn puntschattingen van dit tax effect respectievelijk 13 en 39 procent. Omdat de omvang van het tax effect per specificatie verschilt, is er een 95% betrouwbaarheidsinterval opgesteld met daarin alle mogelijke betrouwbare schattingen van het tax effect. De 95% betrouwbaarheidsinterval van het korte en lange termijn tax effect in de baseline specificatie bedraagt respectievelijk 5-21 en 15-62 procent. De puntschattingen met de daarbij behorende 95% betrouwbaarheidsintervallen van de overige specificaties zijn hieronder weergegeven:

Tabel 13: Samenvatting van de resultaten van de hoofdanalyse met de bijbehorende 95% betrouwbaarheidsintervallen.

Specificatie	Termijn effect	DiD-puntschatting	Ondergrens	Bovengrens
1. Pooled OLS	KT-effect:	0,1325*** (0,0408)	0,0524	0,2126
	LT-effect:	0,3857***	0,1527	0,6187
2. GMM (1)	KT-effect:	0,1326*** (0,0411)	0,0521	0,2131
	LT-effect:	0,3942***	0,1549	0,6334
3. Fixed Effects excl. ln_W(-1)	KT-effect:	0,0906** (0,0374)	0,0172	0,1640
	LT-effect:	X	X	X
4. GMM(2)	KT-effect:	0,1036** (0,0525)	0,0007	0,2066
	LT-effect:	X	X	X
5. Fixed Effects incl. ln_W(-1)	KT-effect:	0,0966** (0,0375)	0,0230	0,1702
	LT-effect:	0,1069**	0,0254	0,1884
6. GMM (3)	KT-effect:	0,1070** (0,0524)	0,0042	0,2098
	LT-effect:	0,1131**	0,0044	0,2219

Opmerkingen: (i) De White Period standaardfouten worden tussen haakjes weergegeven. (ii) * significant op 10%, ** significant op 5%, *** significant op 1%. (iii) De lange termijn effecten van de derde en vierde specificatie zijn identiek aan die van de korte termijn en worden daarom niet vermeld.

De tax effecten van de hoofdanalyse werden vervolgens onderworpen aan vier robustness checks. De resultaten van de robustness checks tonen aan dat (1) de tax effecten nog steeds statistisch significant zijn nadat er (grotendeels) gecorrigeerd is voor endogeniteit, (2) de statistische significantie van de tax effecten niet volledig afhankelijk is van de endogene variabele ln_VA , (3) de tax effecten ook gekwantificeerd kunnen worden met een andere controlegroep en (4) de tax effecten robuust zijn tegen een wijziging van de sample van de controlegroep.

Hoewel de omvang van de tax effecten verschilt per specificatie, kan er uit de resultaten van de DiD-analyse met zekerheid geconcludeerd worden dat deze effecten positief zijn. De Nederlandse VPB vertoont dus een negatieve relatie met de arbeidslonen. Deze relatie kan wiskundig als volgt worden opgebouwd:

Neem als startpunt een bedrijf I dat een netto bedrijfsresultaat IB behaalt ter grootte van X euro. Voor het gemak wordt IB gedefinieerd als de omzet minus de kosten:

$$IB = \text{omzet} - \text{kosten} \quad (15)$$

Het netto bedrijfsresultaat IN (na aftrek van de verschuldigde VPB met een tariefshoogte van τ procent) kan dan als volgt worden geformuleerd:

$$IN = (1-\tau) * IB \quad (16)$$

Als er sprake is van een positieve/negatieve netto bedrijfsresultaat ($IN > 0$), dan zal er meer/minder ruimte ontstaan voor reële loononderhandelingen. Uitgaande van het wage bargaining model van Arulampalam et al zal een werkgever alleen akkoord gaan met een verhoging van de arbeidslonen als het bedrijf overwinsten heeft behaald. De werkgever is in zo'n geval dan bereid om een gedeelte van de overwinsten te delen met de werknemers. De hoogte van de arbeidslonen w bestaat dus zowel uit een bepaalde basissalaris C als een 'overwinstgedeelte'. Het overwinstgedeelte is een constante fractie β van het netto bedrijfsresultaat IN waarbij $0 < \beta < 1$. De hoogte van de arbeidslonen w kan dan als volgt worden geformuleerd:

$$w = C + \beta * IN \quad (17)$$

Een verandering in w kan dan als volgt worden geformuleerd:

$$\Delta w = \Delta C + \beta * \Delta IN = \Delta C + \beta * \Delta \{(1-\tau) * IB\} \quad (18)$$

Ervan uitgaande dat C en IB niet veranderen door een verandering van het VPB-tarief τ , kan de relatie tussen de VPB en de arbeidslonen als volgt worden geformuleerd:

$$\frac{\partial w}{\partial \tau} = \beta * \frac{\partial IN}{\partial (1-\tau)} = -\beta * \frac{\partial \tau}{\partial (1-\tau)} \quad (19)$$

Functie 19 vat de gevonden resultaten van dit paper goed samen: een stijging van het VPB-tarief τ heeft, via een daling van het netto bedrijfsresultaat NI , een *negatieve* invloed op de arbeidslonen w . Deze interpretatie komt sterk overeen met het direct wage bargaining effect van Arulampalam et al en is bovendien in overeenstemming met de economische theorie. Het is goed om te zien dat de gevonden resultaten van de DiD-analyse consistent zijn met de relatie van functie 19. De nulhypothese van de analyse kan daarom met zekerheid worden verworpen.

7 Conclusie

De afwentelingsproblematiek van de VPB is en blijft een lastig onderwerp. Hoewel in de afgelopen jaren veel empirische onderzoeken hiernaar zijn gedaan, heerst er nog altijd onzekerheid wat betreft de vraag op wie de VPB daadwerkelijk wordt afgewenteld en wat de omvang daarvan is. Tot op heden is er nog geen duidelijk empirisch materiaal omtrent de mate van afwenteling van de *Nederlandse VPB*. In dit paper is daarom onderzoek gedaan naar de afwentelingsproblematiek van de Nederlandse VPB. Aan de hand van de gevonden resultaten probeer ik een bijdrage te leveren aan de beperkte wetenschappelijke literatuur omtrent de mate van afwenteling van de Nederlandse VPB.

In dit paper is gebruik gemaakt van bedrijfsspecifieke data van 745 bedrijven gevestigd in Nederland, Frankrijk en België. Gebruikmakend van het wage bargaining model van Arulampalam et al en de verlaging van het Nederlandse VPB-tarief van 29,60 naar 25,50 procent in het jaar 2007, is de invloed van de Nederlandse VPB op de arbeidslonen geanalyseerd aan de hand van een DiD-analyse.

De resultaten van de hoofdanalyse suggereren dat de verlaging van het Nederlandse VPB-tarief in het jaar 2007 een positieve effect heeft gehad op de arbeidslonen. De omvang van dit tax effect is gekwantificeerd voor zowel de korte als lange termijn. In de baseline specificatie is het korte en lange termijn tax effect geapproximeerd op respectievelijk 13 en 39 procent. De bijbehorende 95% betrouwbaarheidsintervallen bedragen respectievelijk 5-21 en 15-62 procent. Deze resultaten blijven overeind in de verschillende robustness checks. Hoewel de berekende 95% betrouwbaarheidsintervallen vrij breed zijn, kan toch met zekerheid worden gezegd dat de verlaging van het Nederlandse VPB-tarief een positieve effect heeft gehad op de arbeidslonen. Terug refererend naar de onderzoeksvraag van dit paper concludeer ik dat de Nederlandse VPB een negatieve invloed heeft op de arbeidslonen.

De resultaten van dit paper zijn in overeenstemming met de economische theorie. Echter is de omvang van de geapproximeerde tax effecten lager dan die van de besproken studies in hoofdstuk 3. Een mogelijke verklaring hiervoor is dat de meeste studies over de afwentelingsproblematiek van de VPB gebaseerd zijn op geaggregeerde data van verschillende landen op bijvoorbeeld EU-niveau. De tax effecten van deze studies zijn dus meer een *gemiddelde tax effect*. In mijn optiek hoeft dit gemiddelde niet zozeer ook voor Nederland te gelden. Om deze gedachte te bevestigen, heb ik daarom de analyse van dit paper gebaseerd op een Nederlandse beleidswijziging (wijziging VPB-tarief in het jaar 2007). Het geapproximeerde tax effect van dit paper geldt hierdoor dus alleen voor Nederland en is in die zin nauwkeuriger dan het gemiddelde tax effect.

De resultaten van dit paper bieden verschillende discussiepunten op het gebied van de VPB. Als eerste discussiepunt noem ik de economische dubbele belastingheffing binnen het VPB-stelsel. In de juridische literatuur wordt vaak het argument gebruikt dat er in de klassieke VPB-stelsel sprake is van economische dubbele belastingheffing. Dit argument zal echter zijn overtuigingskracht verliezen naarmate de VPB meer wordt afgewenteld. De resultaten van dit paper tonen aan dat de VPB daadwerkelijk wordt afgewenteld op de arbeiders. Hoewel de exacte omvang van deze afwenteling lastig te bepalen is, kan er wel met zekerheid worden geconcludeerd dat er in de klassieke VPB-stelsel geen sprake is van *pure* economische dubbele belastingheffing op de inkomensstroom van de aandeelhouder. Als tweede discussiepunt noem ik de rechtvaardiging van de VPB. Eén van de criteria waaraan een goed belasting dient te voldoen, is dat het gedragen wordt door de rechtvaardigheidsopvattingen van de samenleving (Stevens en de Smit, 2013). Hoewel de VPB juridisch gezien een directe belasting is op de lichamen vermeld in artikel 2 en 3 van de Wet VPB, drukt deze belasting niet op die lichamen. Een NV of BV bijvoorbeeld is slechts een papieren

constructie en kan daarom geen belasting betalen.²⁷ Economisch gezien kunnen mensen namelijk alleen belasting betalen. Indien de VPB niet wordt afgewenteld, dan is het een indirecte belastingheffing van de aandeelhouder. In mijn optiek is dit gerechtvaardigd omdat de aandeelhouders de eigenaren zijn van een NV of BV. Een afwenteling van de VPB op anderen dan de aandeelhouders (in casu de arbeiders) is mijn inziens daarom niet gerechtvaardigd. Als laatste discussiepunt noem ik het debat omtrent een eventuele verhoging van het huidige VPB-tarief. Hoewel er goede argumenten zijn om het huidige VPB-tarief te verhogen, wordt echter vaak ook het argument gebruikt dat een verhoging van het VPB-tarief gepaard kan gaan met een verlaging van de belastingdruk op arbeid. Dit argument verliest zijn overtuigingskracht wanneer de VPB grotendeels wordt afgewenteld op de arbeiders. Voordat er een eventuele beslissing wordt genomen om het VPB-tarief te verhogen, is het dus van belang om eerst vast te stellen wat de netto lastendruk op arbeid dan wordt. In mijn optiek is een onderzoek naar het netto effect van een eventuele verhoging van het VPB-tarief en een verlaging van het IB-tarief op arbeid hierbij passend.

Kortom, de resultaten van dit paper bieden verschillende inzichten in zowel het huidige als toekomstige fiscaal beleid op het gebied van de VPB. Hoewel de resultaten vrij robuust zijn, dient deze toch met voorzichtigheid aangenomen te worden. In dit paper wordt er namelijk verondersteld dat de trend in arbeidslonen van een bedrijf in de controlegroep overeenkomt met de trend van een bedrijf van dezelfde grootte in de treatment groep. Een juiste toewijzing van de bedrijven in de controlegroep aan die van de treatment groep is daarom cruciaal. Gelet op de beperkte omvang van dit paper heb ik slechts een grove toewijzingsmethode gehanteerd. Een mogelijke verfijning van dit paper is om de propensity matching methode toe te passen die statistisch gezien veel nauwkeuriger is dan de gehanteerde toewijzingsmethode. Hoe dan ook, ik hoop dat ik met dit paper toch een kleine bijdrage heb kunnen leveren aan de beperkte wetenschappelijke literatuur omtrent de mate van afwenteling van de Nederlandse VPB.

²⁷ Zie voor een mooie en duidelijke uitleg hierover de Free Lunch Myth van Milton Friedman.

Referenties

Angrist, J.D. & Pischke, J.S., 2008. Most Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion. Te raadplegen via:

http://www.researchgate.net/profile/Joshua_Angrist/publication/51992844_Mostly_harmless_econometrics_a_n_empiricist%27s_companion/links/00b4953344a9a0cb13000000.pdf

Arulampalam, W., Devereux, M.P. & Maffini G., 2010. The direct incidence of Corporate Income Tax on Wages. Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, Discussion Paper Series, IZA Discussion Paper No. 5293.

Aus dem Moore, N., Kasten, T. & Schmidt, C.M., 2014. Do Wages Rise when Corporate Taxes Fall? Evidence from Germany's Tax Reform 2000. Ruhr Economic Papers, Working Paper Series, No.532.

Babbie, E., 2013. The Practice of Social Research (thirteenth edition, international edition). Wadsworth, CENGAGE Learning.

Bertrand, M., Duflo, E. & Mullainathan, S., 2004. How Much Should We Trust Differences-In-Differences Estimates? The Quarterly Journal of Economics, 119 (1), p. 199-203.

Bradford, D., 1981. The Incidence and Allocation Effect of a Tax on Corporate Distributions. Journal of Public Economics, 15, p. 1-22.

Clausing, K.A., 2012. In Search of Corporate Tax Incidence. Tax Law Review, Vol. 65, No.3.

Desai, M.A., Foley, C.F. & Hines JR, J.R., 2007. Labor and Capital Shares of the Corporate Tax Burden: International Evidence, Harvard University.

Devereux, M.P., Griffith, R. & Klemm, A., 2002. Corporate Income Tax Reforms and International Tax Competition. Economic policy, 35, p. 451 – 495.

Dranove, D. Mgmt 469: Fixed Effects Models. Te raadplegen via:

<https://www.kellogg.northwestern.edu/faculty/dranove/htm/dranove/coursepages/Mgmt%20469/Fixed%20Effects%20Models.pdf>

Eurostat. Te raadplegen via:

<http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tsdec100&plugin=1>

Frank, R. & Cartwright, E., 2013. Microeconomics and Behavior, New York: McGraw-Hill Education.

Fuest, C., Peichl, A. & Siegloch, S., 2013. Do Higher Corporate Taxes Reduce Wages? Micro Evidence from Germany. IZA Discussion Paper No. 7390.

Gravelle, J. C., 2010. Corporate Tax Incidence: Review of General Equilibrium Estimates and Analysis. Congressional Budget Office, Working Paper Series, No.2010-03.

Harberger, A.C., 1962. The Incidence of the Corporation Income Tax. The Journal of Political Economy, Vol. 70, No. 3.

Hill, R.C., Griffiths, W.E. & Lim, G.C., 2012. Principles of Econometrics (fourth edition). Hoboken: John Wiley & Sons Pte Ltd.

Kotlikoff, L.J. & Summers, L.H., 1987. Tax Incidence, chapter 16 in A.J. Auerbach and M. Feldstein. The handbook of Public Economics, Vol. 2, p. 1043-1092. New York: Elsevier.

McCann, P. (2013), Modern Urban and Regional Economics (second edition), Oxford: Oxford University Press.

Moore, D.S., McCabe, G.P., Alwan, L.C., Craig, B.A. & Duckworth, W.M., 2011. The Practice of Statistics for Business and Economics (third edition). New York: W.H. Freeman and Company.

OECD statistics. Te raadplegen via: <http://stats.oecd.org/>

Ondernemingsplein. Personeelskosten. Te raadplegen via: <http://www.ondernemersplein.nl/ondernemen/personeel/loonkosten-en-arbeidsvoorwaarden/loonkosten/>

Rosen, H.S. & Gayer, T., 2008. Public Finance. New York: McGraw- Hill Education.

Serrato, J.C.S. & en Zidar, O., 2014. Who benefits from state corporate tax cuts? A local labor markets approach with heterogeneous firms. National Bureau of Economic Research. NBER Working Paper, No. 20289.

Shoven, J., 1987. New Developments in Corporate Finance and Tax Avoidance: Some Evidence. National Bureau of Economic Research.

Southwood, B., 2014. Who Pays Corporation Tax. Adam Smith Institute.

Spengel, C., Elschner, C. & Endres, D., 2012. Effective Tax Levels Using the Devereux/Griffith Methodology. Centre for European Economic Research (ZEW). Project for the EU Commission TAXUD/2008/CC/099.

SPRING Singapore, 2011. A Guide to Productivity Measurement. Te raadplegen via: http://www.spring.gov.sg/Resources/Documents/Guidebook_Productivity_Measurement.pdf

Stevens, L.G.M. & de Smit, R.C., 2013. Elementair belastingrecht voor economen en bedrijfsjuristen. Deventer: Kluwer.

Stiglitz, J.E., 2000. Economics of the public sector (third edition). New York: W.W. Norton & Company Inc.

Sydsaeter, K. & Hammond, P., 2012. Essential Mathematics for Economic Analysis (fourth edition). Harlow: Pearson Education Limited.

Terra, B.J.M. & Wattel P.J., 2012. European Tax Law (sixth edition, student edition). Deventer: Kluwer.

Trading Economics. Te raadplegen via: <http://www.tradingeconomics.com/>

Van der Geld, J.A.G., 2014. Hoofdzaken vennootschapsbelasting (tiende herziene druk). Deventer: Kluwer.

Wooldridge, J.M., 2006. Introductory Econometrics – A Modern Approach. Mason: Thomson South-Western.

Appendix

Appendix 1: Tabellen

Tabel A1

Statutaire belastingtarieven (STR)

Nederland, Oostenrijk, België, Frankrijk en Engeland (1998-2012)

Statutaire belastingtarieven in %						
Jaar	NL	AUS	BEL	FRA	UK	
1998	35	36	40,2	41,7	31	
1999	35	36	40,2	40	30	
2000	35	34	40,2	37,7	30	
2001	35	34	40,2	36,4	30	
2002	34,5	34	40,2	35,4	30	
2003	34,5	34	34	35,4	30	
2004	34,5	34	34	35,4	30	
2005	31,5	25	34	35	30	
2006	29,6	25	34	33,3	30	
2007	25,5	25	34	33,3	30	
2008	25,5	25	34	33,3	30	
2009	25,5	25	34	33,3	28	
2010	25,5	25	34	33,3	28	
2011	25	25	34	33,3	26	
2012	25	25	34	33,3	24	

Bron: Mannheim (2012) & Devereux, M.P., R. Griffith and A. Klemm (2002)

Tabel A2

Effectief marginale belastingtarieven (EMTR)

Nederland, Oostenrijk, België, Frankrijk en Engeland (1998-2012)

Effectief marginale belastingtarieven in %						
Jaar	NL	AUS	BEL	FRA	UK	
1998	27,2	20,2	22,7	36,9	27,3	
1999	27,2	20,2	22,7	35,9	26,7	
2000	27,2	20,2	22,7	34,7	26,1	
2001	27,2	25,6	22,4	34,7	26,1	
2002	26,8	25	22,7	34	27,8	
2003	26,8	25	19,6	34,3	27,9	
2004	26,8	25,6	19,6	34,4	28,1	
2005	24,4	18,4	19,6	34,5	28,1	
2006	22,9	18,4	1,3	34,3	27,7	
2007	19,6	18,4	-0,5	34,8	27,9	
2008	19,6	18,4	-3,6	34,9	28	
2009	16,5	17,4	-5,1	35	28,9	
2010	16,5	17,4	-1,1	28,3	29	
2011	16,2	18,4	2,1	28,4	28,4	
2012	19	18,4	4,7	29,4	27,4	

Bron: Mannheim (2012) & Devereux, M.P., R. Griffith and A. Klemm (2002)

Tabel A3

Effectief gemiddelde belastingtarieven (EATR)
Nederland, Oostenrijk, België, Frankrijk en Engeland (1998-2012)

Effectief gemiddelde belastingtarieven in %						
Jaar	NL	AUS	BEL	FRA	UK	
1998	32,3	29,7	34,5	39,8	29,7	
1999	32,3	29,7	34,5	38,4	28,9	
2000	32,3	29,7	34,5	36,6	28,7	
2001	32,3	31,2	34,4	35,8	28,7	
2002	31,9	31	34,5	34,9	29,3	
2003	31,9	31	29,5	35	29,3	
2004	31,9	31,2	29,5	35	29,3	
2005	29,1	23	29,5	34,8	29,3	
2006	27,4	23	25,7	34,4	29,2	
2007	23,7	23	25,4	34,6	29,3	
2008	23,7	23	24,9	34,6	28	
2009	22,8	22,7	24,7	34,7	28,3	
2010	22,8	22,7	25,3	32,8	28,4	
2011	22,4	23	25,9	32,8	26,9	
2012	23,2	23	26,3	34,2	25,2	

Bron: Mannheim (2012) & Devereux, M.P., R. Griffith and A. Klemm (2002)

Tabel A4

Beschrijvende statistieken van de derde robustness check: Belgische controlegroep

	Nederland			België		
	Mean	Median	S.D	Mean	Median	S.D.
Wages (th)	57,52	51,05	33,13	53,68	52,05	15,03
Value added per employee (th)	132,02	73,52	284,81	141,23	87,06	317,55
Number of employees	3800	251	14994	776,36	233,00	2361,99
Tax liability per employee (th)	9,69	3,59	36,81	7,47	3,00	16,81
Operating profit before tax per employee (th)	39,91	14,70	363,69	33,60	13,34	129,89
Positive profit before tax (dummy variable)	0,84	1,00	0,366	0,89	1,00	0,32
Sales per employee (th)	1343	407,01	3398	1729	336,48	6565
Total assets per employee (th)	1059	273,65	3590	1292	297,95	4047
GDP growth rate	1,684	2,078	2,287	1,429	1,90	1,759
Unemployment rate	4,726	4,992	0,670	7,814	7,90	0,546
Minimum wages	1341	1335	59,96	1314,69	1309,60	76,85
STR (%)	26,87	25,50	2,39	34,00	34,00	0
EMTR (%)	24,61	23,70	2,37	1,81	-0,50	7,63
EATR (%)	19,39	19,60	3,03	25,91	25,40	1,51

Bron: Orbis database (Bureau van Dijk), eigen illustratie

Tabel A5

Beschrijvende statistieken van de vierde robustness check: een andere sample van de Franse controlegroep

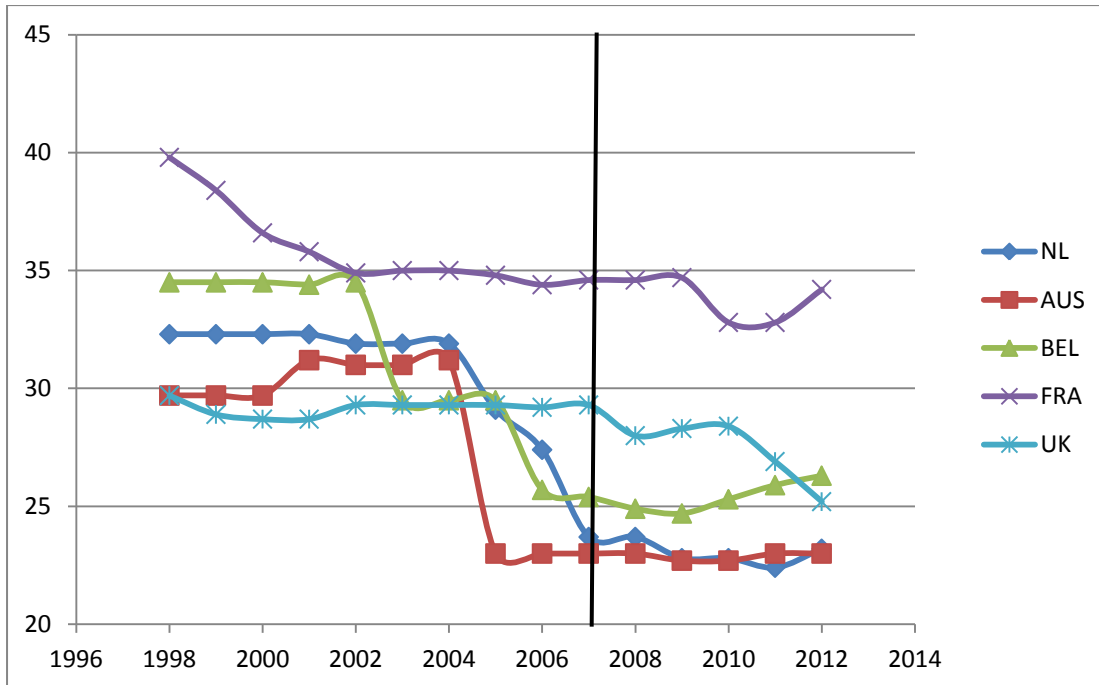
	Nederland			Frankrijk		
	Mean	Median	S.D	Mean	Median	S.D.
Wages (th)	57,52	51,05	33,13	58,28	53,19	24,36
Value added per employee (th)	132,02	73,52	284,81	111,30	71,68	197,15
Number of employees	3800	251	14994	881,19	630,00	851,87
Tax liability per employee (th)	9,69	3,59	36,81	6,95	2,09	21,41
Operating profit before tax per employee (th)	39,91	14,70	363,69	36,96	10,10	176,06
Positive profit before tax (dummy variable)	0,84	1,00	0,366	0,83	1,00	0,38
Sales per employee (th)	1343	407,01	3398	1092	362,82	2338
Total assets per employee (th)	1059	273,65	3590	578,84	225,94	1018
GDP growth rate	1,684	2,078	2,287	1,092	1,966	1,787
Unemployment rate	4,726	4,992	0,670	8,679	8,892	0,634
Minimum wages	1341	1335	59,96	1295	1286	47,62
STR (%)	26,87	25,50	2,39	33,54	33,30	0,595
EMTR (%)	24,61	23,70	2,37	32,89	34,50	2,878
EATR (%)	19,39	19,60	3,03	34,13	34,60	0,857

Bron: Orbis database (Bureau van Dijk), eigen illustratie

Appendix 2: Figuren

Figuur A1

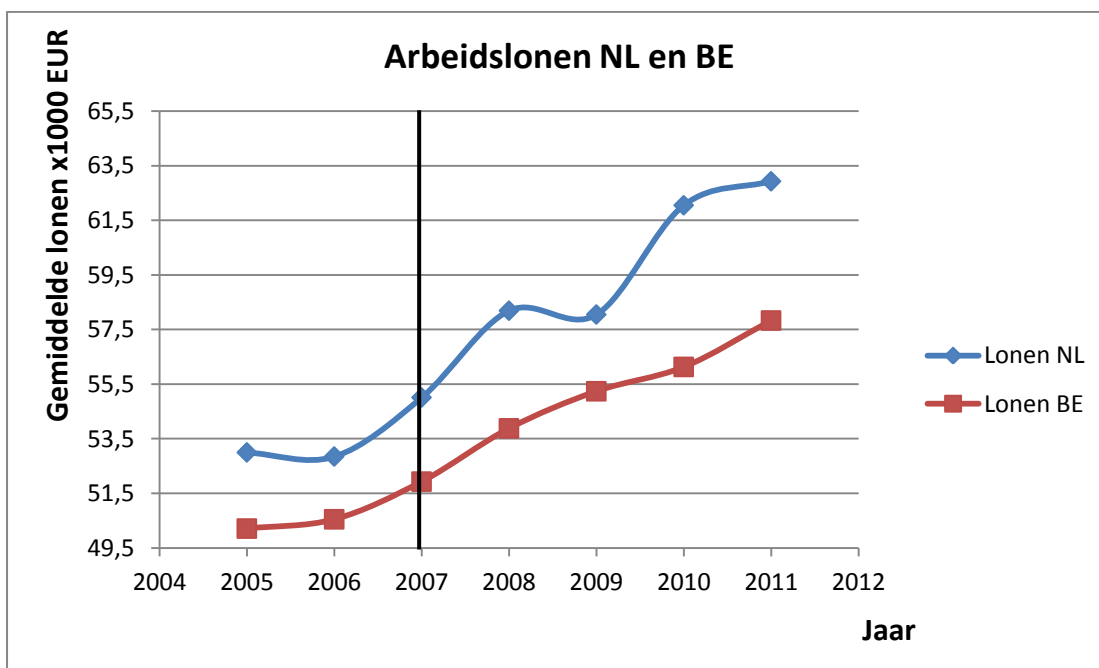
Effectief gemiddelde belastingtarieven (EATR in %)
Nederland, Oostenrijk, België, Frankrijk en Engeland (1998-2012)



Bron: Mannheim (2012) & Devereux, M.P., R. Griffith and A. Klemm (2002), eigen illustratie

Figuur A2

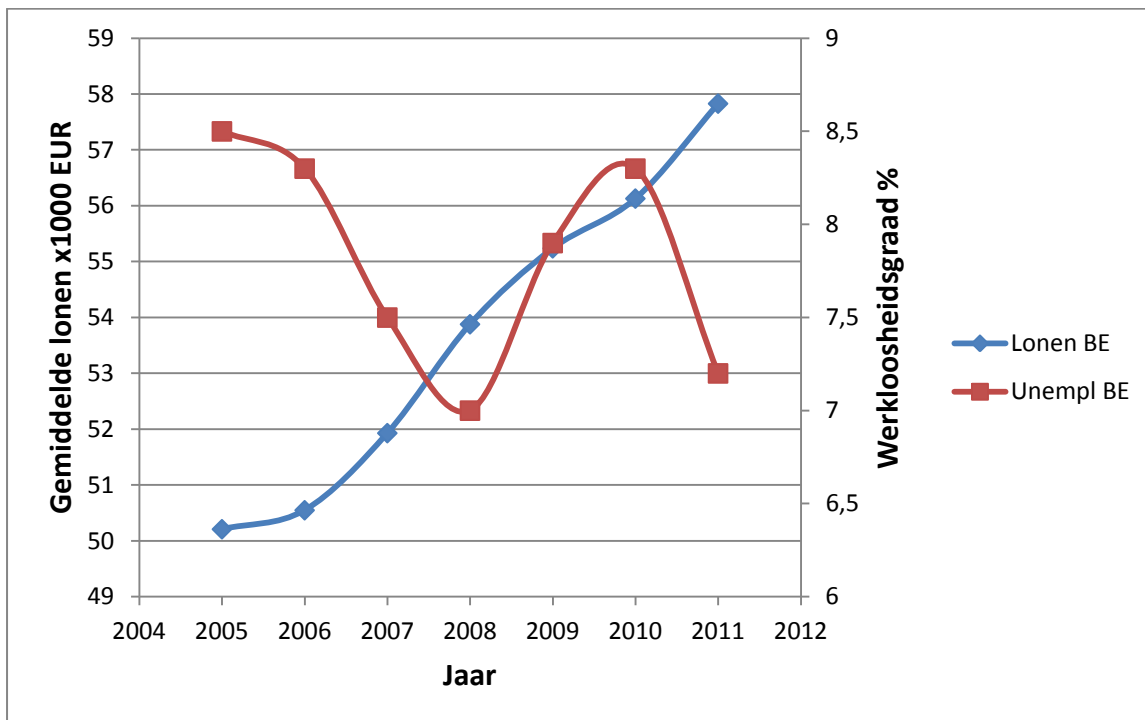
Ontwikkeling van de gemiddelde arbeidslonen van de grote bedrijven van de treatment (NL) en controlegroep (BE).



Bron: Orbis database (Bureau van Dijk), eigen illustratie

Figuur A3

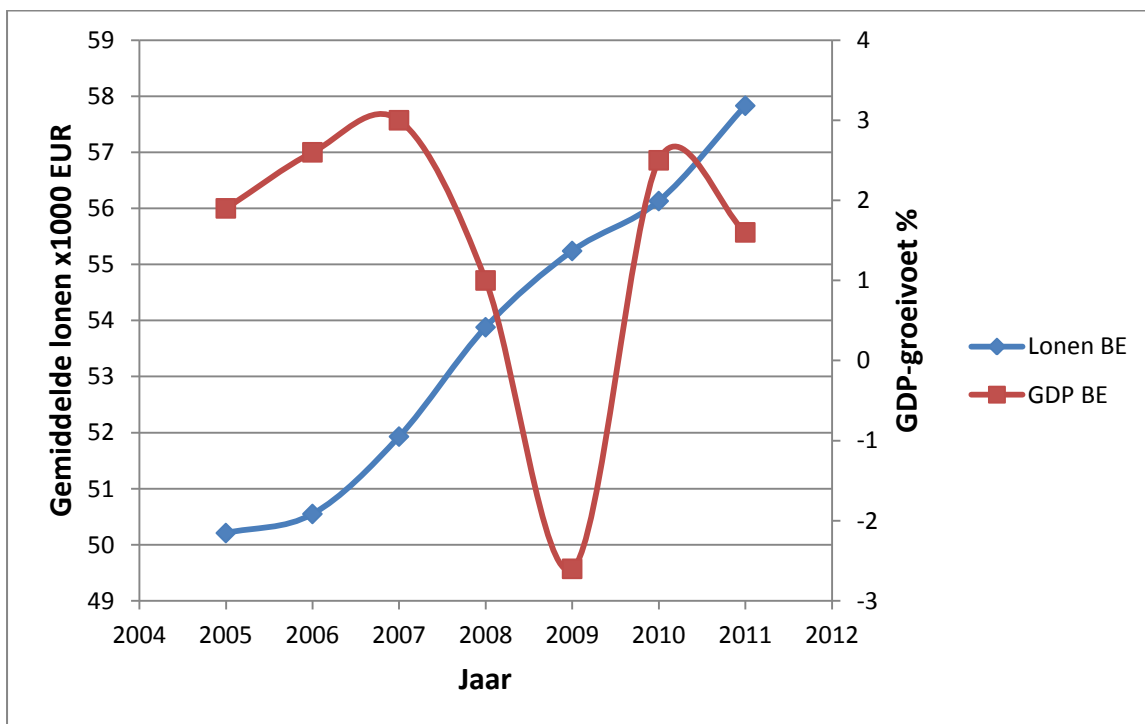
Gemiddelde arbeidslonen van de grote bedrijven in België uitgezet tegen de werkloosheidsgraad.



Bron: eigen illustratie

Figuur A4

Gemiddelde arbeidslonen van de grote bedrijven in België uitgezet tegen de GDP-groei.



Bron: eigen illustratie

Appendix 3: Fixed Effects model

In deze sectie zal ik de intuïtie van het fixed effects model bespreken. Dit zal ik doen aan de hand van het volgende voorbeeld²⁸:

Veronderstel dat we geïnteresseerd zijn in het effect van de prijs op de gevraagde hoeveelheid van een product X . We willen een model schatten met als afhankelijke variabele de gevraagde hoeveelheid Q en als verklarende variabele de prijs P .

Stel vervolgens dat we over de volgende cross-sectionele data beschikken:

Tabel A3.1: eigen illustratie

Cross-sectie (locatie)	Jaar	Prijs P	Gevraagde hoeveelheid Q
Zwijndrecht	2014	100 EUR	1000
Dordrecht	2014	50 EUR	500
Ridderkerk	2014	75 EUR	750
Rotterdam	2014	60 EUR	250

Een regressie-analyse gebaseerd op de data van het bovenstaande tabel zal al gauw aantonen dat de prijs P en gevraagde hoeveelheid Q een positieve relatie vertonen. Dit is echter niet in overeenstemming met de economische theorie waarbij P en Q een negatieve relatie vertonen. We kunnen ons dus afvragen of de data wel voldoende betrouwbaar is. Een mogelijke verklaring voor de positieve relatie is dat de kwaliteit van product X in Zwijndrecht hoger is dan in de andere steden. Consumenten zullen hierdoor bereid zijn om een hogere prijs te betalen met als gevolg een hogere Q . Omdat we geen rekening hebben gehouden met de variabele *kwaliteit*, is er in het regressiemodel dus sprake van een omitted variable bias. De resultaten die voortvloeien uit het regressiemodel zullen dan niet betrouwbaar zijn.

Veronderstel dat we nu over de volgende data beschikken:

Tabel A3.2: eigen illustratie

Cross-sectie (locatie)	Jaar	Prijs P	Gevraagde hoeveelheid Q
Zwijndrecht	2014	100 EUR	1000
Zwijndrecht	2015	120 EUR	900
Dordrecht	2014	50 EUR	500
Dordrecht	2015	40 EUR	600
Ridderkerk	2014	75 EUR	750
Ridderkerk	2015	85 EUR	600
Rotterdam	2014	60 EUR	250
Rotterdam	2015	90 EUR	100

²⁸ Het (aangepaste) voorbeeld is ontleend aan de colleges slides van het vak Empirical Methods in Strategy gedoceerd door David Dranove, Professor van Management en Strategy, Kellogg School of Management.

De data uit het bovenstaande tabel noemen we een panel dataset. Een panel dataset bestaat uit data van verschillende cross-sectie eenheden (de winkels van de steden) uit verschillende jaren (2014 & 2015). Uit tabel A3.2 blijkt dat de relatie tussen P en Q negatief is binnen elke stad. Dit komt wel overeen met de economische theorie. Door meerdere observaties van elke cross-sectie eenheid over een bepaalde tijdsperiode te bestuderen, kan de omitted variable bias dus worden voorkomen.

Tabel A3.2 toont aan dat er sprake is van twee soorten variaties:

1. De intercity variaties (ook wel between-group variation): variaties in de gevraagde hoeveelheid Q tussen de winkels in de vier steden.
2. De intracity variaties (ook wel within-group variation): variaties in de gevraagde hoeveelheid Q binnen de winkels in een bepaalde stad over een bepaalde tijdsperiode.

De cross-sectionele data van tabel A3.1 bevat slechts de intercity variaties. We weten nu inmiddels dat een regressie gebaseerd op de intercity variaties kwetsbaar is voor de omitted variable bias. Maar als we slechts kijken naar de intracity variaties, dan zou de omitted variable bias voorkomen kunnen worden. Dit is de intuïtie achter het fixed effects model.

Het fixed effects model richt zich namelijk alleen op de intracity variaties van de dataset. De omitted variable bias kan dan vervolgens worden voorkomen door aan te nemen dat de niet-observeerbare variabelen die invloed kunnen hebben op de variabelen van het model tijdsinvariant zijn. Als we bereid zijn om deze aanname te accepteren, dan is het fixed effects model een krachtige instrument om de omitted variable bias te bestrijden.

Appendix 4: Uitwerking Durbin-Wu-Hausman specificatie test

- (i) De nul- en alternatieve hypothese van de Durbin-Wu-Hausman test luiden als volgt:

H_0 : $covariance(ln_VA, \varepsilon) = 0$ (geen sprake van endogeniteit)

H_1 : $covariance(ln_VA, \varepsilon) \neq 0$ (wel sprake van endogeniteit)

In casu is de test een simpele t-toets. We toetsen namelijk maar één variabele op endogeniteit. Er wordt uitgegaan van een significantieniveau van 5%.

- (ii) Het First-stage model (inclusief de instrumenten ln_ASSETS en ln_SALES) van de endogene variabele ln_VA is als volgt gedefinieerd:

$$ln VA_{i,t} = \alpha_i + t_t + \theta_1 ln_ASSETS_{i,t} + \theta_2 ln_SALES_{i,t} + \beta_1 WINST_{i,t} + \sigma_1 GDP_{j,t-1} + \sigma_2 UNEMPL_{j,t} + \sigma_3 EMTR_{j,t} + \delta DID_{j,t} + v_{i,t}$$

- (iii) Dit model wordt geschat door middel van OLS. Vervolgens worden de residuals van het model bepaald. De verkregen residuals \tilde{v} zijn als volgt gedefinieerd:

$$\tilde{v} = ln VA_{i,t} - \alpha_i - t_t - \theta_1 ln_ASSETS_{i,t} - \theta_2 ln_SALES_{i,t} - \beta_1 WINST_{i,t} - \sigma_1 GDP_{j,t-1} - \sigma_2 UNEMPL_{j,t} - \sigma_3 EMTR_{j,t} - \delta DID_{j,t}$$

- (iv) Deze residuals worden opgenomen in het voormalige DiD-regressiemodel:

$$ln W_{i,t} = \alpha_i + t_t + \beta_1 ln W_{i,t-1} + \beta_2 ln VA_{i,t} + \beta_3 WINST + \sigma_1 GDP_{j,t-1} + \sigma_2 UNEMPL_{j,t} + \sigma_3 EMTR_{j,t} + \delta DID_{j,t} + \eta \tilde{v} + \varepsilon_{i,t}$$

- (v) Het DiD-regressiemodel, inclusief de residuals \tilde{v} en exclusief de instrumenten, wordt opnieuw geschat door middel van OLS. De output van de regressie is als volgt:

Dependent Variable: LN_W

Cross-sections included: 371

Total panel (unbalanced) observations: 2197

White period standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.096635	0.684008	0.141277	0.8877
LN_W(-1)	0.087289	0.079487	1.098151	0.2723
LN_VA	0.726472	0.149811	4.849251	0.0000
WINST	-0.380234	0.074471	-5.105786	0.0000
GDP(-1)	0.081827	0.029285	2.794123	0.0053
UNEMPL	-0.096152	0.050094	-1.919425	0.0551
EMTR	0.041558	0.014216	2.923316	0.0035
DID	0.107911	0.037228	2.898623	0.0038
\tilde{v}	-0.557210	0.149568	-3.725463	0.0002

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.907492	Mean dependent var	3.923903
Adjusted R-squared	0.887950	S.D. dependent var	0.535674
S.E. of regression	0.179311	Akaike info criterion	-0.441933
Sum squared resid	58.29230	Schwarz criterion	0.553434
Log likelihood	869.4638	Hannan-Quinn criter.	-0.078190
F-statistic	46.43709	Durbin-Watson stat	1.866593
Prob(F-statistic)	0.000000		

- (vi) Toepassing t-toets: de p-value van de residuals \tilde{v} is gelijk aan 0,0002. De nulhypothese dient daarom verworpen te worden (p -value < 0,05).

- (vii) Conclusie: de variabele toegevoegde waarde per werknemer (ln_VA) is gecorreleerd met de error term van het DiD-regressiemodel. De variabele ln_VA is dus endogeen.

Appendix 5: Uitwerking joint significance F-test

- (i) De nul- en alternatieve hypothese van de joint significance F-test luiden als volgt:

H_0 : $covariance(ln_SALES \text{ of } ln_ASSETS, ln_VA)=0$ (geen één instrument is relevant)

H_1 : $covariance(ln_SALES \text{ of } ln_ASSETS, ln_VA) \neq 0$ (tenminste één instrument is relevant)

In casu is de test een F-toets. We toetsen namelijk twee of meer variabelen op (instrumentele) relevantie. Er wordt uitgegaan van een significantieniveau van 5%.

- (ii) De F -statistiek luidt als volgt:

$$F = [(n-p-1) / q] * [(R_{Full}^2 - R_{restricted}^2) / (1 - R_{full}^2)]$$

met q het aantal variabelen dat uit het model wordt gehaald (in casu $q=2$), n het aantal observaties en p het aantal parameters van het First-stage model (in casu $p=7$).

De bijbehorende vrijheidsgraad is $F \sim (q, n-p-1)$.

- (iii) De output van de regressie van het full model (het First-stage model) en restricted model zijn als volgt:

Dependent Variable: LN_W
Cross-sections included: 371
Total panel (unbalanced) observations: 2197
White period standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.957914	0.445843	-2.148545	0.0318
LN_ASSETS	0.328235	0.072391	4.534195	0.0000
LN_SALES	0.597256	0.066366	8.999392	0.0000
WINST	0.432553	0.054160	7.986649	0.0000
GDP(-1)	-0.060498	0.058376	-1.036354	0.3002
UNEMPL	0.058721	0.092415	0.635409	0.5252
EMTR	-0.029812	0.028653	-1.040463	0.2983
DID	-0.091131	0.072387	-1.258943	0.2082

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)			
Period fixed (dummy variables)			
R-squared	0.884276	Mean dependent var	4.453496
Adjusted R-squared	0.859906	S.D. dependent var	0.831102
S.E. of regression	0.311074	Akaike info criterion	0.659527
Sum squared resid	175.5354	Schwarz criterion	1.652302
Log likelihood	-341.4906	Hannan-Quinn criter.	1.022323
F-statistic	36.28594	Durbin-Watson stat	2.029011
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: LN_W
Cross-sections included: 371
Total panel (unbalanced) observations: 2197
White period standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.392939	0.432429	10.15876	0.0000
WINST	0.494229	0.063870	7.738055	0.0000
GDP(-1)	-0.055538	0.061536	-0.902528	0.3669
UNEMPL	0.046347	0.107296	0.431957	0.6658
EMTR	-0.022879	0.030046	-0.761447	0.4465
DID	-0.038144	0.077649	-0.491239	0.6233

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)			
Period fixed (dummy variables)			
R-squared	0.809971	Mean dependent var	4.453496
Adjusted R-squared	0.770207	S.D. dependent var	0.831102
S.E. of regression	0.398403	Akaike info criterion	1.153674
Sum squared resid	288.2444	Schwarz criterion	2.141265
Log likelihood	-886.3114	Hannan-Quinn criter.	1.514576
F-statistic	20.36959	Durbin-Watson stat	1.993697
Prob(F-statistic)	0.000000		

- (iv) Berekening van de F -statistiek met de gegevens van de regressie output:

$$F = [(2197-7-1)/2] * [(0,884276-0,8099) / (1-0,884276)] = 703,44$$

De bijbehorende vrijheidsgraad is (2, 2189)

- (v) In de statistische F -tabel is er geen F -waarde bekend van de vrijheidsgraad (2,2189). Deze waarde is daarom geapproximeerd door uit te gaan van de waarde dat hoort bij de vrijheidsgraad (2,1000): 3,00. Omdat de berekende F -statistiek groter is dan de F -waarde van het tabel (703,44 > 3,00), dient de nulhypothese verworpen te worden.
- (vi) Conclusie: Tenminste één van de instrumenten is gecorreleerd met de endogene variabele ln_VA .

Appendix 6: Uitwerking Sargan test

- (i) De nul- en alternatieve hypothese van de Sargan test luiden als volgt:

H_0 : *covariance(ln_SALES of ln_ASSETS, ε)=0* (tenminste één instrument is exogeen)

H_1 : *covariance(ln_SALES of ln_ASSETS, ε) \neq 0* (tenminste één instrument is niet exogeen)

De Sargan test wordt berekend aan de hand van de NR^2 van de regressie. Onder de nulhypothese volgt de Sargan test een χ^2 -verdeling (chi-kwadraat verdeling) met als vrijheidsgraad (L-B). L staat voor het aantal instrumenten en B voor het aantal endogene variabelen. Om de Sargan test uit te kunnen voeren, moeten we dus meer instrumenten hebben dan endogene variabelen ($L > B$). In casu is L gelijk aan 2 en B gelijk aan 1. Voor deze test wordt wederom uitgegaan van een significantieniveau van 5%.

- (ii) Het First-stage model (inclusief de instrumenten ln_ASSETS en ln_SALES) van de endogene variabele ln_VA is als volgt gedefinieerd:

$$ln_VA_{i,t} = \alpha_i + t_t + \theta_1 ln_ASSETS_{i,t} + \theta_2 ln_SALES_{i,t} + \beta_1 WINST_{i,t} + \sigma_1 GDP_{j,t-1} + \sigma_2 UNEMPL_{j,t} + \sigma_3 EMTR_{j,t} + \delta DID_{j,t} + v_{i,t}$$

- (iii) Dit model wordt geschat door middel van OLS. Vervolgens worden de residuals van het model bepaald. De verkregen residuals \tilde{v} zijn als volgt gedefinieerd:

$$\tilde{v} = ln_VA_{i,t} - \alpha_i - t_t - \theta_1 ln_ASSETS_{i,t} - \theta_2 ln_SALES_{i,t} - \beta_1 WINST_{i,t} - \sigma_1 GDP_{j,t-1} - \sigma_2 UNEMPL_{j,t} - \sigma_3 EMTR_{j,t} - \delta DID_{j,t}$$

- (iv) De residuals \tilde{v} zijn vervolgens geregresseerd op de instrumenten en overige exogene variabelen:

$$\tilde{v} = \alpha_i + t_t + \theta_1 ln_ASSETS + \theta_2 ln_SALES + \beta_1 WINST_{i,t} + \sigma_1 GDP_{j,t-1} + \sigma_2 UNEMPL_{j,t} + \sigma_3 EMTR_{j,t} + \delta DID_{j,t}$$

- (v) De output van de regressie van stap 4 is als volgt:

Dependent Variable: \tilde{v}
 Cross-sections included: 371
 Total panel (unbalanced) observations: 2197
 White period standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.009329	0.445614	0.020935	0.9833
LN_ASSETS	-3.67E-06	0.072326	-5.07E-05	1.0000
LN_SALES	1.50E-05	0.066311	0.000227	0.9998
WINST	6.76E-06	0.054145	0.000125	0.9999
GDP(-1)	-0.001878	0.058377	-0.032167	0.9743
UNEMPL	0.002852	0.092416	0.030860	0.9754
EMTR	-0.000975	0.028653	-0.034015	0.9729
DID	-0.001940	0.072382	-0.026801	0.9786

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)			
Period fixed (dummy variables)			
R-squared	0.000017	Mean dependent var	5.51E-18
Adjusted R-squared	-0.210563	S.D. dependent var	0.282722
S.E. of regression	0.311067	Akaike info criterion	0.659481
Sum squared resid	175.5273	Schwarz criterion	1.652256
Log likelihood	-341.4396	Hannan-Quinn criter.	1.022276
F-statistic	8.28E-05	Durbin-Watson stat	2.028988
Prob(F-statistic)	1.000000		

- (vi) Aan de hand van de output uit stap 5 kan de NR^2 van de regressie worden berekend: $2197 * 0,000017 = 0,0373$. De bijbehorende vrijheidsgraad is gelijk aan $L-B=2-1=1$.

- (vii) Uit de statistische chi-kwadraat tabel blijkt dat de bijbehorende waarde van $\chi^2(1)$ ongeveer gelijk is aan 3,84. Omdat deze waarde groter is dan de berekende waarde van NR^2 ($0,0373 < 3,84$), dient de nulhypothese niet verworpen te worden.

- (viii) Conclusie: Tenminste één van de instrumenten (ln_SALES of ln_ASSETS) is exogeen.

Appendix 7: Representativiteit \ln_SALES

De ideale variabele X die de endogene variabele \ln_VA kan vervangen voldoet aan de volgende cumulatieve voorwaarden:

1. $Correlation(X, \ln_VA) > 0,50$
2. $Covariance(X, \ln_W) \neq 0$
3. $Covariance(X, \varepsilon) = 0$

Gelet op de bovenstaande eisen en beschikbare data is de variabele \ln_SALES het meest geschikt.

Uitwerking voorwaarde 1: $Correlation(\ln_SALES, \ln_VA) > 0,50$

De variabele \ln_SALES moet sterk gecorreleerd zijn met de endogene variabele \ln_VA . In dit paper wordt een correlatie tussen twee variabelen van meer dan 0,50 als sterk aangemerkt. In Eviews is bepaald dat de correlatie tussen \ln_SALES en \ln_VA gelijk is aan 0,614970. Er is dus aan de eerste voorwaarde voldaan.

Uitwerking voorwaarde 2: $Covariance(\ln_SALES, \ln_W) \neq 0$

Volgens de tweede voorwaarde moet er een economische relatie bestaan tussen \ln_SALES en \ln_W . Mocht er geen economische relatie bestaan tussen de twee variabelen, dan is de opname van \ln_SALES in het DiD-regressie overbodig. In Eviews is bepaald dat de covariantie tussen \ln_SALES en \ln_W gelijk is 0,329556. Er is dus ook aan de tweede voorwaarde voldaan.

Uitwerking voorwaarde 3: $Covariance(\ln_SALES, \varepsilon) \neq 0$

De variabele \ln_SALES mag niet endogeen zijn (dit is immers de reden waarom \ln_VA wordt vervangen). Omdat er geen instrumenten beschikbaar zijn om \ln_SALES te instrumenteren, kan de Durbin-Wu-Hausman-specificatie test niet toegepast worden. De enige manier om de derde voorwaarde te toetsen, is door middel van logisch redeneren:

Een stijging van de verkopen (sales) impliceert een stijging van de opbrengsten van een bedrijf. Hoewel een stijging van de opbrengsten niet altijd een stijging van de winst impliceert, is het toch aannemelijk om te veronderstellen dat hierdoor ook de arbeidsvergoedingen zullen stijgen. Een stijging van de verkopen kan namelijk veroorzaakt zijn doordat de werknemers van een bedrijf productiever zijn geworden. Een hogere arbeidsproductiviteit vertaalt zich meestal in een hogere arbeidsvergoeding. Er bestaat dus een positieve effect van de verkopen op de arbeidslonen.

Deze redenatie kan niet worden omgekeerd. In mijn optiek ligt het niet voor de hand om te beweren dat een stijging van de arbeidslonen zal leiden tot een stijging van de verkopen. Er kan dus geen sprake zijn van een simultane causaliteit bias waarbij de verklarende variabele \ln_SALES de afhankelijke variabele \ln_W verklaart en omgekeerd. De variabele \ln_SALES is daarom niet endogeen. Er is dus aan de derde voorwaarde voldaan.

Conclusie

Er is voldaan aan de drie voorwaarden. De variabele \ln_SALES is representatief voor de endogene variabele \ln_VA .