



Spoor A2A:

De impact van de woonbonus op eigenaarschap in België: een difference-in-differences benadering

Annelies Hoebeeck

Dr. Carine Smolders

Universiteit Gent
Departement Handelswetenschappen en Bestuurskunde

Mei 2014

**Algemeen secretariaat – Steunpunt beleidsrelevant Onderzoek
Fiscaliteit & Begroting**

Henleykaai 84– 9000 Gent – België

Tel: 0032 (0)9 243 29 06 – E-mail: vanessa.bombeek@ugent.be

www.steunpuntfb.be

1. Inleiding

Sedert de tweede helft van de vorige eeuw wordt het bezit van een eigen woning in zeer veel landen aangemoedigd omwille van de hiermee geassocieerde welvaartseffecten. Eigenaars worden verondersteld een grotere tevredenheid te vertonen met hun leven (o.a. Rohe & Stegman, 1994; Rossi & Weber, 1996) en met hun woonsituatie (Diaz-Serrano, 2009). Hun zelfinschatting is hoger (Rossi & Weber, 1996). Eigenaarschap wordt ook in verband gebracht met schoolresultaten (Aaronson, 2000; Green & Vandell, 1999) en zou leiden tot de accumulatie van sociaal kapitaal in de maatschappij (DiPasquale & Glaeser, 1998; Kleinhans, Priemus, & Engbersen, 2007) en stabiliteit binnen een buurt (Rohe & Stegman, 1994; Rohe, Van Zandt, & McCarthy, 2002). Gemeenten met hogere eigenaarschapsgraden worden geassocieerd met lagere criminaliteitscijfers (Alba, Logan, & Bellair, 1994).

Na de tweede wereldoorlog is in veel landen en ook in België het percentage eigenaars sterk toegenomen. Zo is het aandeel van de Belgische eigenaars over de periode 1948-2012 geëvolueerd van 38% tot bijna 75%. Vele waarnemers schrijven deze evolutie toe aan het preferentieel fiscaal regime dat vele landen ingevoerd hebben ten aanzien van onroerende eigendommen en in het bijzonder de eigen woning. Vaak betreft het hier belastingaftrekken, -vrijstellingen en/of – verminderingen in de inkomstenbelasting. Een onroerend goed wordt hier als een inkomen genererend activum beschouwd, waarvoor behalve de opbrengsten ook de kosten in rekening moeten kunnen gebracht worden. Zeer populair in vele belastingssystemen is de aftrek voor de betaalde hypotheekrente. Ook in België voorziet de personenbelasting sinds lange tijd in een fiscaal voordeel onder de vorm van bouwsparen en later de woonbonus voor de eerste en eigen woning en aanvullende fiscale voordelen voor andere woningen.

Op basis van het woningmarktonderzoek weerklinken evenwel ook al geruime tijd kritische stemmen inzake de effectiviteit van dergelijke fiscale regimes (o.a. Aaron, 1970; Green & Vandell, 1999; Rosen, 1979). Vooral het tegelijkertijd voorzien van hypotheekrenteaftrek (HRA) en het vrijstellen van de geïmputeerde huurwaarde van woningen voor de eigen bewoonde woning is controversieel. De neutraliteit van de fiscaliteit van toepassing op kopen en huren komt daardoor in het gedrang. Hetzelfde kan worden gesteld voor wat de afweging tussen beleggen in onroerend goed en in andere activa betreft.

Meer en meer landen hebben recent de effecten van deze fiscale stimuli in vraag gesteld en de hypothecaire renteaftrek verlaten. Zo wordt de hypothecaire interestaftrek in Portugal niet meer toegestaan voor nieuwe leningen sinds 2012. In Ierland geldt het zelfde voor nieuwe leningen sinds 2013. De hypothecaire interestaftrek wordt volledig afgeschaft in 2017. In Finland wordt de interestaftrek geleidelijk afgeschaft over de periode 2012-2014. In Spanje staat de afschaffing in 2017 op de agenda. Enerzijds werd deze beleidswijziging gemotiveerd op grond van de eerder geciteerde studies, die ondermeer aantonen dat dergelijke fiscale systemen niet altijd tot een verhoging van de graad van eigenaarschap leiden. Anderzijds blijkt er ook sprake van een dalend marginaal effect naarmate een land reeds een hoge eigenaarschapsgraad bereikt heeft. (Brounen, Cox, & Neuteboom, 2012).

In België zijn sinds 2005 de interestaftrek, de kapitaalaflossingen en de verzekeringspremies in pakket aftrekbaar van het belastbaar inkomen in de personenbelasting. De zgn. woonbonus is

geïntroduceerd om het bestaande systeem van bouwsparen te vereenvoudigen. Na bijna een decennium en een nieuwe fase in de Staatshervorming staat de woonbonus echter ter discussie.

Wat is de impact geweest van de woonbonus op de graad van eigenaarschap en op de woningprijzen? Hoe is deze aftrek verdeeld over inkomensgroepen, leeftijdscohorten en gezinssituaties?

In deze studie onderzoeken we of de woonbonus een impact heeft gehad op de graad van eigenaarschap op basis van microdata afkomstig van de gezinsbudgetenquêtes (GBE). De GBE betreft een jaarlijks afgenomen bevraging waaraan telkens ca. 3,000 representatieve Belgische gezinnen participeren. De vragenlijst peilt naar een breed palet van karakteristieken van de huishoudens, de woning waarin ze leven en hun bestedingspatroon. Specifiek worden in deze analyse de gegevens van 12 286 gezinnen aangewend, op grond van de GBE afgenomen in de periode 2000-2010.

Op deze data wordt een difference-in-differences (DID) benadering toegepast. Deze laat toe causale verbanden bloot te leggen omdat de effecten in de groep die in aanmerking komt voor de woonbonus (de zgn. "treatment group") vergeleken wordt met een groep die daar niet voor in aanmerking komen (de zgn. "control group"). Met behulp van logistische regressie analyse wordt nagegaan in welke mate de kans om eigenaar te worden, na controle voor alle uit de literatuur verzamelde relevante variabelen, te wijten is aan het fiscaal voordeel. De steekproef wordt in de DID beperkt tot de nieuwe eigenaars en de huurders. In tegenstelling tot andere studies worden niet alle eigenaars in de GBE in de analyse opgenomen omdat een recent movers model geschat wordt.

Onze resultaten zijn conform de internationale literatuur: de woonbonus slaagt er niet in om gezinnen te stimuleren om eigenaar te worden. We bevestigen de ineffectiviteit van de woonbonus door te schatten of de woonbonus gekapitaliseerd is in hogere woningprijzen. Uit het literatuuronderzoek blijkt dat de kapitalisatiegraad afhangt van de verstedelijkingsgraad, het aantal starters op de woningmarkt en de grootte van het fiscaal voordeel. Deze hypothesen worden eveneens getest.

Het rapport vertoont de volgende structuur: sectie 2 gaat in op de internationale evidentie inzake de HRA. Sectie 3 vergelijkt het stelsel van de woonbonus met de voordien reeds beschikbare fiscale voordelen. Sectie 4 focust op de datasetkarakteristieken; sectie 5.1 legt de werking van de difference-in-differences methode uit en definieert de treatment en controle groep. Sectie 5.2 bespreekt het difference-in-differences effect met controle variabelen. Secties 6.1 en 6.2 bevatten de resultaten. In sectie 6.3 wordt de kapitalisatie van de woonbonus in hogere woningprijzen geschat. De laatste sectie bevat de discussie van de belangrijke resultaten en bespreekt de mogelijke beperkingen van ons model.

2. Internationale evidentie betreffende de hypotheekrente-aftrek

Sedert een tweetal decennia is in ondermeer Duitsland, Frankrijk, Oostenrijk en het Verenigd Koninkrijk de HRA afgebouwd. In Portugal, Finland, Ierland, Spanje en Nederland en België kan nog wel van de HRA genoten worden maar in vele van deze landen wordt nagedacht over maatregelen die het voordeel beperken, het meer richten op specifieke doelgroepen of het volledig supprimeren.

Zo kunnen de nieuwe hypotheeknemers in Portugal sinds 2012 geen beroep meer doen op de HRA, terwijl Finland besloot de HRA gradueel af te bouwen over de periode 2012-2014. De afschaffing is in Ierland en Spanje voorzien voor 2013 en 2017 (European Commission, 2012).

Ook in de VSA staat de HRA ter discussie. Bepaalde onderzoekers (p.e. Toder, 2014; Ventry, 2014; Warren & Driver, 2014; Woodruff, 2014) hebben recentelijk opnieuw de afschaffing van de HRA verzocht. De empirische literatuur m.b.t. de VSA laat er alvast geen twijfel over bestaan dat de HRA vooral de hogere inkomens subsidieert omdat deze in hogere belastingschijven vallen en daardoor een groter voordeel genieten (Gale, Gruber, & Stephens-Davidowitz, 2007; Hilber & Turner, 2010). Onderzoekers trekken ook in twijfel of de HRA er in slaagt om de eigenaarsgraad te verhogen (Bourassa & Grisby, 2000; Cho & Francis, 2011; Gale et al., 2007; Glaeser & Shapiro, 2002). Het afbouwen van de HRA zal in hun ogen niet leiden tot een daling van eigenaarschap, maar mogelijk zelfs het tegenovergestelde effect hebben. Enerzijds zou het afschaffen van het voordeel toelaten om de marginale belastingvoeten in het algemeen te verlagen, wat een inkomensneutraal beleid ten goede zou komen. Anderzijds zal de dalende vraag naar hypotheeklen ten gevolge van de afschaffing van het fiscaal voordeel de rente neerwaarts beïnvloeden. De combinatie van beide effecten kan in een belangrijke koopkrachtverhoging resulteren en daardoor de eigenaarsgraad op middellange termijn verhogen (Chambers, Garriga, & Schlagenhaut, 2009).

Een zelfde teneur is waar te nemen in de studies die andere landen dan de VSA tot studieobject hebben. Ook in deze publicaties wordt gesteld dat de HRA niet in staat is het percentage eigenaars verder te verhogen en in het bijzonder jongere kandidaat-kopers en lagere inkomens toegang te geven tot de eigen woning. Uit de simulaties van Andrews & Sanchez (2011), in 12 OESO-landen, bleek dat een verhoging van de HRA met een halve standaardafwijking de eigenaarsgraad in de leeftijdsgroep van 25 tot 34 jaar verlaagde met 1,2% punten. Jappelli & Pistaferri (2007) leverden evidentie aan dat de hervorming van de HRA in Italië al evenmin zijn doel bereikte. Tot 1992, was er sprake van een HRA tot EUR 3.500, a rato van het marginaal tarief van de belastingplichtige. De hervorming van 1992 leidde tot een gemeenschappelijke intrestvoet voor iedereen. Dit impliceerde dat het belastingvoordeel groter was voor de lagere inkomens in vergelijking met de periode voor de hervorming. Toch blijkt uit de analyse dat er geen wijziging kon worden vastgesteld in de mate waarop deze lagere inkomens een beroep gedaan hebben op hypothecaire financieringen na 1992.

Een mogelijke verklaring voor het niet bereiken van de doelstelling is de kapitalisatie van het voordeel in de woningprijzen (Hilber & Turner, 2013). De verrekening van de HRA in de woningprijs kan zich voordoen omwille van het feit dat huishoudens er een inefficiënte zoekstrategie naar het toekomstige huis op na houden. Door het bekomen financieel voordeel zullen ze sneller akkoord gaan met hogere prijzen. Gezinnen betalen dan een te hoge prijs voor de woning, terwijl er wel gelijkaardige gebouwen te koop staan tegen veel voordeligere voorwaarden (Durning & Quigley, 1985). De belangrijkste oorzaak van kapitalisatie van fiscale voordelen in de woningprijzen, is evenwel de inelasticiteit van de woningmarkt. Als het aanbod niet uitbreidt wanneer de vraagzijde fiscaal gestimuleerd wordt, dan zal zich dat meer dan waarschijnlijk vertalen in hogere woningprijzen (Gale et al., 2007).

De lange termijn-aanbodselasticiteit verschilt sterk tussen regio's en landen. De elasticiteit wordt bepaald door de geografische en demografische situatie. Fysieke beperkingen die woningbouw verhinderen of een hogere bevolkingsdichtheid kunnen de elasticiteit neerwaarts beïnvloeden

(Caldera Sánchez & Johansson, 2011). Ook belangrijk is de ruimtelijke ordening die een uitbreiding van het aanbod sterk kan afremmen (Boelhouwer, Haffner, Neuteboom, & De Vries, 2004). In dezelfde context wordt vaak verwezen naar de complexiteit van de procedures m.b.t. de aanvraag van bouwvergunningen. Caldera & Johansson (2011) stelden in hun onderzoek een negatieve correlatie vast tussen het aantal dagen om een vergunning te bekomen en de aanbodselasticiteit.

Andere factoren die een rol kunnen spelen zijn onder meer het percentage van de bevolking die een hypotheek heeft. Capozza, Green & Hendershott (1997) vinden dat een groter percentage samengaat met meer kapitalisatie. Volgens Boelhouwer et al. (2004) is de graad van kapitalisatie ook groter naarmate een grotere proportie van de hypotheekrente kan afgetrokken worden. Berger, Englund, Hendershott & Turner (2000) denken dat de kapitalisatie een verband vertoont met het aandeel van de gezinnen waarvoor het verwerven van een woning niet afhankelijk is van het bekomen van een hypothecair krediet bij financiële instellingen. Dergelijke zgn. "non-credit constrained households" zullen de fiscale voordelen gebruiken om een duurder huis aan te schaffen. De demografische structuur is tevens van belang. In landen met een hoger aandeel van de jongere bevolking is sprake van meer kapitalisatie. Brounen & Neuteboom (2008) stellen in dit verband dat jonge gezinnen vaker nieuw zijn op de woningmarkt en geconfronteerd worden met een hogere loan-to-value ratio dan deze die al meer ervaring hebben. Jonge gezinnen zullen daardoor een groter gedeelte van het fiscaal voordeel in de prijs doorrekenen dan meer ervaren kopers.

3. De hervorming van de Belgische HRA

3.1. HRA voor 2005

Tot 2005 was het systeem van fiscale aftrekken gerelateerd aan wonen erg complex. Sinds 1989 konden belastingplichtigen intrestkosten, afbetalingen en premies van schuldsaldoverzekeringen apart inbrengen in de personenbelasting. Tevens konden alle eigenaars tot op zekere hoogte van een vrijstelling van het kadastraal inkomen genieten voor de eigen woning (cfr. inzet pg.6).

Eigenaars konden intrestbetalingen aftrekken van hun belastbaar inkomen ten belope van de onroerende inkomsten. De onroerende inkomsten bevatten de geïmputeerde¹ huurwaarde en alle andere voordelen genoten bij de belastingplichtige. De enige voorwaarde om van de HRA te kunnen genieten was dat de lening diende aangegaan te zijn om een woning te verwerven of ze in stand te houden. De wet liet evenwel een soepele interpretatie van de bepalingen toe. Behalve van toepassing op woningen, was de wet ook van toepassing op grond, commerciële gebouwen, vruchtgebruik en zelfs op te betalen successierechten. Het in stand houden refereerde onder meer naar leningen voor renovatie, installatie van een nieuwe badkamer, de aanleg van een parking of oprit of voor het aanleggen van een zwembad of –vijver. Ingeval de intrestlasten de onroerende inkomsten overtroffen, dan konden ze gedeeltelijk afgetrokken worden van het gezamenlijk belastbaar inkomen.

Bovendien kwamen de overige interestlasten in aanmerking voor een aanvullende aftrek als de lening de vorm van een hypotheek aan nam met een minimale looptijd van 10 jaar. Tevens diende de geleende middelen aangewend te worden om de enige en nieuwe woning aan te schaffen. Ingeval de woning niet nieuw was, kon enkel van dit voordeel genoten worden ingeval van een

¹ De geïmputeerde huurwaarde is de huur voor een vergelijkbare woning

lening aangegaan voor een renovatie van een gebouw ouder dan 15 jaar. De omvang van de additionele aftrek was beperkt tot maxima die varieerden in functie van het object van de lening, het startjaar van de lening en het aantal kinderen ten laste van de leningnemer. De bijkomende intrestaftrek kon genoten worden voor een periode van 12 jaar waarbij het voordeel wel verminderde naarmate de tijd verstreek.

De kapitaalaflossingen van de hypotheek konden in mindering gebracht worden van de belastingen die een gezin diende te betalen ingeval van leningen met een minimale looptijd van 10 jaar die werden aangegaan met het oog op een bouw, verwerving of renovatie van een Belgische woning. Omdat de belastingvermindering afhankelijk was van vele factoren, was moeilijk a priori in te schatten hoe groot het fiscaal voordeel zou zijn. Tussen 1963 en 2004 waren er niet minder dan 4 verschillende systemen van toepassing afhankelijk van het starttijdstip van de lening. De voordelen waren verder afhankelijk van het type woning (sociale woningen versus andere woningen). Verder was ook het aantal personen die de lening opnamen van belang voor de bepaling van het bedrag dat kon worden ingebracht. Ten slotte was ook het aantal kinderen ten laste een determinerende factor.

Wat de premies van de schuldsaldoverzekeringen betreft, golden 2 verschillende systemen. Enerzijds werd een belastingvermindering toegestaan voor leningen uitgegeven door een Europese kredietinstelling voor een looptijd van ten minste 10 jaar. Ook hier werd een vereiste ingebouwd inzake de bestemming van de geleende middelen. Tevens was het bedrag van de belastingvermindering afhankelijk van de startdatum van de lening en het type eigenaarschap. Indien men niet aan deze voorwaarden beantwoordde, kon nog beroep gedaan worden op een tweede systeem. De voordelen in dit secundaire systeem bedroegen maximaal 30% à 40% van de vermindering in het eerste systeem.

Een laatste fiscaal voordeel betrof de vermindering voor de geïmputeerde huurinkomsten, die tot 2005 deel uitmaakten van het belastbaar inkomen. Elke eigenaar kon aanspraak maken op een vooraf bepaalde vermindering die maximaal kon oplopen tot EUR. 4.017. In praktijk was het fiscaal voordeel zeer algemeen verspreid: enkel eigenaars van zeer grote woningen dienden nog personenbelasting te betalen op de geïmputeerde huur (Van de Kerchove, 2009).

Inzet: aanmoedigingsmaatregelen voor eigenaarschap in België

Meest recente regels anno 2014 (inkomsten 2013)

| Fiscale voordelen bij het aangaan van een lening | | | | | |
|--|--|--|--|---|----------------------|
| hypothecaire lening aangegaan: - voor 2005 | | | | | |
| Aftrekbare uitgaven | | | | | |
| <u>Gewone interestaftrek</u> | verwerven of behouden van <u>één</u> OG | Maximale aftrek= KI+ huuropbrengsten OG in eigendom | | | |
| <u>Bijzondere interestaftrek</u> | verwerven, bouwen of renoveren van <u>eigen</u> woning | Restbedrag gewone interestaftrek. Aftrekbaar bedrag ~ nieuwe of te vernieuwen woning & ~ # kinderen ten laste & looptijd lening | | | |
| Belastingverminderingen | | | | | |
| <u>Bouwsparen</u> : kapitaalaflossingen & premies schuldsaldoverzekering | verwerven, bouwen of verbouwen enige woning | Grensbedrag ~ van tijdstip waarop lening is aangegaan & aantal kinderen ten laste. Kapitaalaflossingen < grensbedrag => volledig in mindering. Anders: gedeeltelijk. Tarief van vermindering ≥ 30% | | | |
| <u>Langetermijn sparen</u> : kapitaalaflossingen & premies v. schuldsaldoverzekering gekoppeld aan een hyp. krediet voor een 2 ^{de} woning+ premies levensverzekering die in aanmerking komt voor het bouwsparen maar het grensbedrag van het - na 2005 | Bouw, verwerving of verbouwing 2 de of volgende woning | Afhankelijk van de datum van de lening is er een grensbedrag. Als de kapitaalaflossingen < grensbedrag in mindering gebracht worden. Anders slechts gedeeltelijk. Vermindering tegen bijzondere gemiddelde aanslagvoet v/d belastingplichtige. Deze bedraagt min 30% en maximum 40%. | | | |
| Aftrekbare uitgaven hypothecaire interesten kapitaalaflossingen premie levensverzekering | } Enige en eigen woning verwerven of behouden | voor een maximaal bedrag van 2.260 (inkomsten 2013) gedurende eerste 10 jaar: verhoging met 750. Extra verhoging van 80 indien > 3 kinderen ten laste | | | |
| Belastingverminderingen Leningen die niet voldoen aan voorwaarden woonbonus | | | | | |
| Aanslagvoet | Belastingverminderingen/ vrijstelling | | | | |
| Aankoop onroerend goed | | | | | |
| btw op nieuwbouw | | 2009-2010: anti-crisis maatregel: 6%. Renovatie: 6% | | | |
| normaal tarief | 21% | | | | |
| sociale privé woning | 12% | | | | |
| Gew. huisvestingsmaatschappij | 6% | | | | |
| Aanslagvoet | Belastingverminderingen/ vrijstelling | | | | |
| Registratierechten (aankopen <> nieuwbouw) | | Abattement voor woning- hoofdverblijfplaats: | Bij-abattement voor hypothecaire lening | Renovatie-abbatement voor leegstaand of verwaarloosd pand | Mee- neembaarheid |
| Vlaams Gewest | | vermindering van de RR met | | | |
| normaal tarief | 10% | 1.500 | 1.000 | 3.000 | max 12.500 |
| klein beschrijf | 5% | 750 | 1.000 | 1.500 | max 12.500 |
| sociale woning | 1,50% | 225 | 1.000 | 400 | max 12.500 |
| Brussels Hoofdstedelijk Gewest | | | | | |
| normaal tarief | 12,50% | 7500 | - | - | - |
| RVOHS | 12,50% | 9375 | - | - | - |
| sociale woning | 1,50% | 900 | - | - | - |
| Waals Gewest | | | | | |
| normaal tarief | 10,00% | - | - | - | - |
| klein beschrijf | 6,00% | - | - | - | - |
| klein beschrijf + sociaal krediet | 5,00% | registratie hyp. Lening: 0% | | | |
| sociale woning | 0,00% | | | | |
| Onroerend goed in eigendom: jaarlijkse belasting | | Belastingvrijstelling | | | |
| Inkomstenbelasting | 25-50% | woning-hoofdverblijfplaats: | 100% OV | | |
| Onroerende voorheffing | | Bescheiden woning(KI≤745) | 25% OV | | |
| <u>Vlaams Gewest</u> | | Kinderen ten laste | ≥ 2 kinderen of 1 gehandicapte persoon ten laste: vermindering van het basisbedrag vanaf 5,4 € (geïndexeerd). Voor 10 kinderen: 38,60 (art. 257 §1 2°) | | |
| normaal tarief | 2,25% v/h geïndexeerd KI | | | | |
| sociale woning | 1,6% v/h geïndexeerd KI | | | | |
| <u>Provincie</u> | 290-400 OOV | Gehandicapte persoon | = 2 kinderen ten laste | | |
| <u>Gemeente</u> | 700-3.390 OOV | Oorlogsverminkten | 20% OV | | |
| Belastingheffing bij vervreemding van de woning | | | | | |
| Meerwaardebelasting | 16,50% | Enige woonhuis | 100% | | |

3.2. HRA sinds 2005

Om het systeem te vereenvoudigen werd het stelsel hervormd in 2005. De geïmputeerde huurwaarde van de enige en eigen woning werd volledig vrijgesteld van belastingen. Daardoor konden nu ook eigenaars van grotere woningen van dit fiscaal voordeel genieten. Aanvullend werd de zgn. woonbonus (WB) ingevoerd, die de interestlasten, de kapitaalaflossingen en de premies voor schuldsaldoverzekeringen in 1 aftrek groepeerde. De WB werd geïnitieerd met de uitdrukkelijke doelstelling om de fiscale wetgeving rond wonen transparanter te maken en iedere burger de kans te bieden eigenaar te worden van zijn woning (Memorie van toelichting, programmawet 27 november 2004, Hfd. 17). De WB was van toepassing op hypotheekleningen die werden uitgegeven vanaf januari 2005. Om ervan te kunnen genieten moet een hypotheek aangegaan worden met een minimale looptijd van 10 jaar, met het oog op de bouw of aankoop van het huis dat tot eigen bewoning bestemd is.

Een belangrijk verschil met het systeem van pre-2005 betreft het aftrekbedrag. In het geval van de WB betreft het een forfaitair bedrag, dat dus onafhankelijk is van de omvang van de aangegane lening. Het aftrekbare bedrag wordt bepaald op grond van het jaar waarin de lening wordt aangegaan, het moment in het terugbetalingsschema en het aantal kinderen ten laste. De standaard aftrek bedraagt EUR 2.260 in aanslagjaar 2014, verhoogd met EUR 750 voor het eerste decennium en additioneel verhoogd met EUR 80 ingeval het gezin 3 kinderen of meer telt. Een bijkomend verschil met het oude systeem, betreft het feit dat sinds 2005 gehuwde en samenwonende koppels het voordeel kunnen delen en op die manier beiden van de aftrek kunnen genieten.

Gezien het feit dat het hier een belastingaftrek betrof, was het fiscaal voordeel gebonden aan de hoogste belastingschijf in de personenbelasting van toepassing op de belastingplichtige. Hogere inkomensgezinnen genoten dus relatief sterker van de WB dan gezinnen met lagere inkomens. Om de progressiviteit van de personenbelasting in stand te houden werd een belastingvoet van 45% voorzien voor alle belastingplichtigen die in het systeem stappen vanaf 2013.

Hoewel de WB veel minder complex is dan het oude systeem, is de woonfiscaliteit toch nog een ingewikkelde materie omdat ook de fiscale voordelen van pre-2005 nog steeds genoten kunnen worden door belastingplichtigen die reeds voor 2005 een hypotheek genoten. Zij konden kiezen om al of niet over te stappen naar het systeem van de WB. Omgekeerd kunnen gezinnen die vandaag niet in aanmerking komen voor de WB nog steeds de aparte interestaftrek en verminderingen voor kapitaalaflossingen en schuldsaldoverzekeringen aanvragen.

4. Dataset

De analyse maakt gebruik van de data van de gezinsbudgetenquête (GBE) afgenomen van 2001 tot 2010. De GBE is een jaarlijkse bevraging van ca. 3.000 representatieve Belgische gezinnen uitgevoerd in opdracht van de FOD Economie. Een gezin of een huishouden wordt hier gedefinieerd als alle individuen die samen in één woning resideren, ongeacht hun verwantschap. Elk gezin in de GBE is representatief voor een bepaald deel van de Belgische bevolking. Om uitspraken te kunnen

doen over België moet dus rekening gehouden worden met het gewicht van elk gezin. Dat gewicht

wordt berekend als $w_i = \frac{Extrap_i}{\sum_i Extrap_i} * n$

waarbij *Extrap* de extrapolatiecoëfficiënt weergeeft en *n* de steekproefgrootte. De bevraging bevat 2 delen: enerzijds hebben een aantal vragen betrekking op het gezin; anderzijds is er een specifieke enquête voorzien voor alle individuen ouder dan 15 jaar die deel uitmaken van deze gezinnen. De vragen die voor deze analyse relevant zijn, hebben betrekking op hun gezinstoestand, op het inkomen, het eigenaarsstatuut en op de woning die ze. De GBE-data hebben geen panelstructuur. Aangezien de databank de resultaten van de bevraging van verschillende representatieve steekproeven bevat, betreft het hier eerder zgn. "repeated samples". Dit heeft voor gevolg dat dergelijke dataset geen duuranalyses toe laat. De definities van de variabelen zijn weergegeven in tabel 1. De bron is de HBS, tenzij anders gespecificeerd. De frequenties van de beschrijvende statistieken zijn terug te vinden in tabel A.1. in de bijlage.

Tabel 1 beschrijving van de variabelen

| Variabele | Beschrijving |
|------------------------------------|--|
| na 2004 | 1, in het jaar van de introductie van de woonbonus en de daaropvolgende jaren (2005-2010) |
| treatment | 1, wanneer het gezin in aanmerking komt voor de WB |
| controle | 1, wanneer het gezin niet in aanmerking komt voor de WB |
| nieuwe eigenaar | Het gezin is eigenaar geworden in het survey jaar |
| permanent inkomen | Geschat permanent inkomen van de referentiepersoon voor alleenstaanden, het gemiddelde van de geschatte inkomens van de referentiepersoon en zijn partner voor koppels |
| inkomen uit vermogen | Inkomen uit vermogen van de referentiepersoon of zijn partner |
| leeftijd gecentreerd | Leeftijd van de referentie persoon - met de gemiddelde leeftijd van de referentiepersonen in de steekproef |
| 18-24 | Referentiepersoon van het gezin is tussen de 18 en 24 jaar oud |
| 35-44 | Referentiepersoon van het gezin is tussen de 35 en 44 jaar oud |
| 45-54 | Referentiepersoon van het gezin is tussen de 45 en 45 jaar oud |
| 55-64 | Referentiepersoon van het gezin is tussen de 55 en 64 jaar oud |
| 65-81 | Referentiepersoon van het gezin is tussen de 65 en 81 jaar oud |
| werkloos | Referentiepersoon is werkloos |
| pensioen of brugpensioen | Referentiepersoon is gepensioneerd of bruggepensioneerd |
| tijdelijk werkonbekwaam | Referentiepersoon is tijdelijk werkonbekwaam (door ziekte of een ongeluk) |
| huisman/-vrouw | Referentiepersoon is een huisman of huisvrouw |
| student | Referentiepersoon is een student |
| andere niet actieven | Referentiepersoon is niet actief voor een andere reden dan de hierboven genoemde redenen. |
| zelfstandige | Referentiepersoon is zelfstandig |
| universiteit | 1, als het hoogst behaalde diploma een universitair diploma betreft |
| hogeschool | 1, als het hoogst behaalde diploma uitgereikt werd door een hogeschool |
| hoger secundair onderwijs | 1, als het hoogst behaalde diploma het hoger secundair onderwijs betreft |
| beroepsopleiding | 1, als het hoogst behaalde diploma verband houdt met een beroepsopleiding |
| gezinsgrootte | Totaal aantal gezinsleden (verwant of niet verwant) die in de gezinswoning leven |
| tweede verblijf | 1, wanneer het gezin over een tweede verblijf beschikt |
| alleenstaand gezin | Referentiepersoon woont niet samen met een partner |
| alleenstaand gezin met kinderen | Alleenstaande referentiepersoon, met eigen kinderen, of kinderen vanuit een vorige relatie. Mogelijk wonen er nog andere personen in het gezin. |
| samenwonend koppel | Referentiepersoon woont feitelijk of wettelijk samen met een partner |
| samenwonend koppel zonder kinderen | Samenwonend gezin, zonder kinderen. Mogelijk wonen er nog andere personen in de gezinswoning. |
| samenwonend koppel met kinderen | Samenwonend koppel met eigen kinderen, of kinderen uit een vorige relatie. Mogelijk wonen er nog andere personen in de gezinswoning. |
| gehuwd koppel | Referentiepersoon is gehuwd |
| gehuwd koppel zonder kinderen | Getrouwd koppel zonder kinderen. Mogelijk wonen er nog andere personen in de gezinswoning. |
| gehuwd koppel met kinderen | Getrouwd koppel met eigen kinderen, of kinderen uit een vorige relatie. Mogelijk wonen er nog andere personen in de gezinswoning. |
| man | 1, wanneer een alleenstaande referentie persoon een man is |
| slechte gezondheid | 1, wanneer de referentiepersoon een slechte of een zeer slechte gezondheid heeft |
| hypothecaire interest | Jaarlijkse gemiddelde hypothecaire rentes van de ASLK (Bron: BNP Paribas, 2013) |
| economische groei | Jaarlijkse procentuele wijziging in het BBP (ESA95 statistieken). (Bron: NBB, 2014). |
| huisprijzen | Jaarlijkse gemiddelde verkoopprijs gewone woonhuizen, per gewest (Bron: Fod Economie, 2014) |
| bebouwde oppervlakte | Verhouding van de totale oppervlakte bebouwd met huizen, boerderijen, appartementen en buildings en de totale oppervlakte per gemeente (Bron: ADSEI 2014) |

5. Methodologie

5.1 Difference-in-differences effect

Het traditionele model om eigenaarschap te schatten vertrekt van het discrete keuzeprobleem van kandidaat eigenaars en verklaart die keuze op grond van een aantal observeerbare karakteristieken

van gezinnen. De resultaten van dergelijke modellen zijn mogelijk vertekend omdat een wijziging in de verblijfsstatus vaak niet het gevolg is van een plotse verandering in slechts 1 van die karakteristieken (Van Ommeren & Van Leuvensteijn, 2003). Wanneer een individu zijn eigendomssituatie verandert dan is dat het gevolg van zijn lange termijn consumptieplanning. Of nog: de keuze om eigenaar te worden hangt niet enkel af van de huidige maar ook van vroegere en toekomstige kenmerken van een individu. Op basis van cross-sectionele data kan dus moeilijk afgeleid worden of de keuze om eigenaar te worden samenhangt met bepaalde profielkenmerken, dan wel omdat hij/zij niet op het juiste moment in de levensloop geobserveerd wordt (Raya & Garcia, 2012).

Om na te gaan wat aan de basis ligt van een "regime-switch" van huurder naar eigenaar, is het daarom beter de analyse te baseren op een zgn. "recent movers model". Hier wordt specifiek gekeken naar de actuele beweegredenen en omstandigheden van individuen die recent de stap naar eigenaar gezet hebben (Henderson & Ioannides, 1985). Conform deze benadering zal in deze analyse dan ook recent eigenaarschap i.p.v. eigenaarschap in het algemeen gemodelleerd worden.

Voor de empirische studie wordt gebruik gemaakt van de gezinsbudgetenquêtes (GBE) van 2001 tot 2010 (zie supra). Conform de vorige alinea, wordt de dataset gereduceerd tot de informatie over nieuwe eigenaars en huurders. Nieuwe eigenaars zijn gezinnen die eigenaar geworden zijn in het surveyjaar. In de GBE zijn er 215 nieuwe eigenaars. De huurders betreffen de huishoudens die huren (94.7%) en deze die verminderde (0.5%) of geen huur of andere woonkosten (4.8%) dienen te betalen. De huurdersgroep is qua absoluut aantal veel groter dan de groep van nieuwe eigenaars omdat alle huurders (niet enkel de nieuwe) in de analyse opgenomen worden. Dit is verantwoord omdat in de analyse de karakteristieken in het surveyjaar bepalend zijn voor hun keuze om al of niet huurder te blijven.

Net als Jappelli & Pistaferri (2007) wordt het effect geschat van een hervorming van de HRA aan de hand van een difference-in-differences (DID) analyse. Zij onderzochten of een hervorming van de HRA in 1992 een impact had op het al dan niet aangaan van een lening en op de hoogte van de lening. In voorliggende paper wordt een identieke aanpak gevolgd om na te gaan er een effect is van de introductie van de WB op de proportie nieuwe eigenaars.

Een DID-analyse laat toe met zekerheid causale uitspraken te doen over het effect van een bepaalde beleidsvariabele op een doelvariabele (Lechner, 2010). Zoals in een experimentele setting wordt een analyse opgezet waarin 2 groepen van respondenten centraal staan: een groep die wel bloot staat aan de centrale beleidsvariabele en een tweede groep die daar niet mee geconfronteerd wordt. De zgn. "treatment group" (TG)(D=1) is in onze analyse de groep die in aanmerking komt voor de WB. Ze bevat de recente eigenaars en die huurders die tevens aan de specifieke voorwaarden voor de WB voldoen. De zgn. "control group" (CG)(D=0) bevat alle respondenten die niet in aanmerking komen voor de woonbonus.

De afbakening van de 2 te vergelijken groepen is zeer belangrijk voor de soliditeit van de analyse. In dit opzet wordt de treatment groep gedefinieerd als die gezinnen (nieuwe eigenaars en huurders) die beroep kunnen doen op de WB. Dit vergt dat de nieuwe eigenaars een hypotheek moeten opgenomen hebben met een minimale looptijd van 10 jaar. De GBE laat evenwel niet toe om de looptijd van de hypotheek te controleren. Daarom wordt hier de assumptie gemaakt dat alle nieuwe eigenaars een dergelijke hypotheek aangingen. Additioneel mogen de gezinnen in de

treatment groep geen tweede verblijf of onroerend goed bezitten of huurinkomsten genieten, behalve wanneer slechts 1 van de 2 gezinsleden huuropbrengsten geniet. Alle overige eigenaars worden ondergebracht bij de controlegroep omdat ze niet voldoen aan ten minste één van de voorwaarden van de WB. Wat de huurders betreft, is het niet hebben van een hypotheek een voorwaarde om alsnog van de WB te kunnen genieten eens ze de stap zouden zetten naar eigenaarschap. Net als de eigenaars worden ze uitgesloten van de TG indien ze een tweede verblijf of onroerend goed bezitten en indien beide gezinsleden huurinkomsten genieten. Doordat de meerderheid van de huurders in aanmerking komt voor de WB, zijn ze vooral sterk vertegenwoordigd in de treatment groep en veel minder in de controle groep. Voor het exact aantal gezinnen in elke groep, verwijzen we naar tabel A.2 in de appendix.

De DID vergelijkt de afhankelijke variabele voor en na het tijdstip waarop de beleidsvariabele in werking getreden is voor respectievelijk de treatment en de controle groep. In voorliggende analyse wordt concreet de kans berekend dat een gezin een nieuwe eigenaar is en deze wordt vergeleken na de hervorming t.o.v. voor de hervorming voor beide groepen. De afhankelijke variabele is bijgevolg een binaire variabele die 1 is voor nieuwe eigenaars en 0 voor huurders. Het DID-effect zal geschat worden aan de hand van een gewogen logit model. De gewichten zijn gelijk aan w_i , zoals bepaald in hoofdstuk 4.

Om te illustreren hoe een DID-effect kan berekend worden, wordt eerst uitgelegd hoe dat gebeurt in een lineair regressie model. Vervolgens wordt de redenering doorgetrokken naar een niet-lineair model zoals een logit model.

In een lineair regressie model zonder controlevariabelen is het DID-effect gelijk aan δ , de interactie-term van onderstaande regressie:

$$y_{it} = \alpha + \beta l(T = 1) + \gamma l(D = 1) + \delta l(T = 1)(D = 1) + \varepsilon_i$$

Waarbij y_{it} de potentiële uitkomst voor gezin i in periode t weergeeft; $T=0$ vóór de hervorming & $T=1$ na de hervorming, $D=0$ voor de controle groep & $D=1$ voor de treatment groep.

Het Difference-in-differences effect kan als volgt berekend worden:

$$\begin{aligned} & [Y_{i1}|D = 1] - E(Y_{i0}|D = 1)] - [E(Y_{i1}|D = 0) - E(Y_{i0}|D = 0)] \\ &= [(\alpha + \beta + \gamma + \delta) - (\alpha + \gamma)] - [(\alpha + \beta) - (\alpha)] \\ &= (\beta + \delta) - \beta = \delta \end{aligned}$$

Op grond van bovenstaande is het DID dus gelijk aan de coëfficiënt van de interactieterm. Omdat de afhankelijke variabele in het model een binaire variabele is, gebruiken we een logit model. In een dergelijk niet-lineair model is het DID effect niet gelijk aan δ (Ai & Norton, 2003). Immers:

$$y_{it} = F[\alpha + \beta l(T = 1) + \gamma l(D = 1) + \delta l(t = 1)(D = 1) + \varepsilon_i]$$

Waarbij $F(\mu) = \frac{EXP(\mu)}{1+EXP(\mu)}$

Het DID wordt als volgt berekend:

$$\begin{aligned}
& [E(Y_{i1}|D = 1) - E(Y_{i0}|D = 1)] - [E(Y_{i1}|D = 0) - E(Y_{i0}|D = 0)] \\
& = [F(\alpha + \beta + \gamma + \delta) - F(\alpha + \gamma)] - [F(\alpha + \beta) - F(\alpha)]
\end{aligned}$$

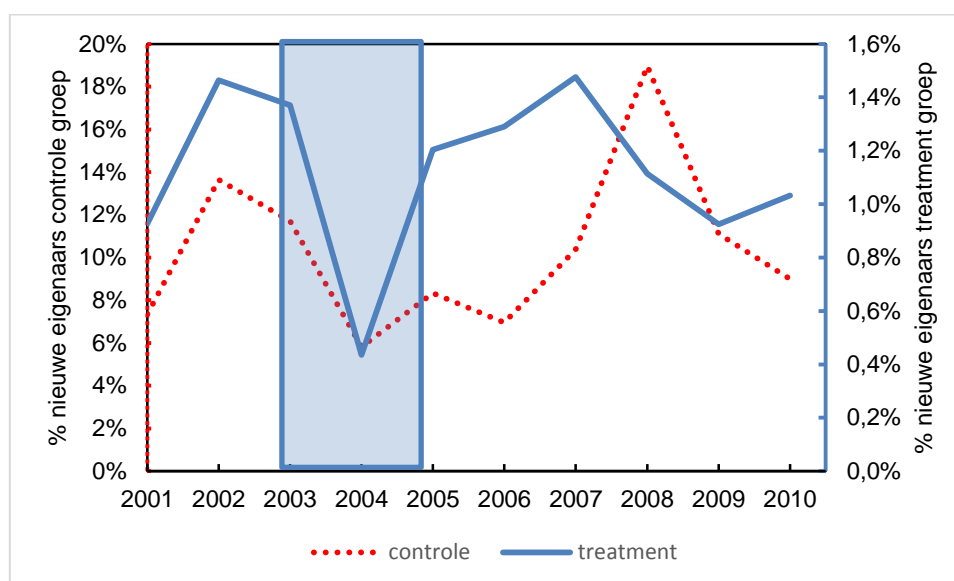
In een lineair model is het effect van $\frac{\Delta F}{\Delta T}$ gelijk aan β voor de treatment- en de controle groep, wanneer de interactie term wordt uitgesloten. In een niet-lineair model, blijft dat effect niet constant, omdat de wijziging van $D=0$ naar $D=1$ een wijziging veroorzaakt in $\frac{\Delta F}{\Delta T}$. Om het correcte DID effect, $\frac{\Delta F}{\Delta T}$ voor de treatment groep, te onderscheiden moet de waarde van $[F(\alpha + \beta + \gamma + \delta) - F(\alpha + \gamma)] - [F(\alpha + \beta) - F(\alpha)]$ berekend worden door enkel het interactie-effect $T*D$ te wijzigen van 1 naar nul (Karaca-Mandic, Norton, & Dowd, 2012)

$$\begin{aligned}
(DID|Treat = 1) &= \{ [F(\alpha + \beta + \gamma + \delta) - F(\alpha + \gamma)] - [F(\alpha + \beta) - F(\alpha)] \} \\
&\quad - \{ [F(\alpha + \beta + \gamma) - F(\alpha + \gamma)] - [F(\alpha + \beta) - F(\alpha)] \} \\
&= F((\alpha + \beta + \gamma + \delta) - F(\alpha + \beta + \gamma))
\end{aligned}$$

Het DID-effect is dus niet gelijk aan $F(\delta)$ zoals in een lineaire regressie. Puhani (2012) geeft echter drie redenen waarom het niet verkeerd is om toch δ te beschouwen om conclusies te trekken over het DID effect. Eerst en vooral is het teken van δ gelijk aan het teken van het DID effect, omdat F een strikt monotone functie is. Ten tweede geeft δ het marginaal effect van de interactie term weer. Ten derde is het DID effect enkel verschillend van nul als δ significant verschillend is van nul. Indien de WB er dus in geslaagd zou zijn, om het eigenaarschap in de treatment groep aan te moedigen, dan zou δ significant verschillend moeten zijn van nul.

Om een DID-analyse te kunnen uitvoeren moet voldaan zijn aan de voorwaarde dat de trend voor de eigenaars in de treatment en controlegroep voor de hervorming een vergelijkbaar verloop kende. Figuur 1, toont de evolutie van het aandeel van de nieuwe eigenaars in de treatment en de controle groep. Bij de constructie van de figuur is rekening gehouden met het representatieve gewicht van elk gezin. Hierdoor verschilt het opgenomen aantal nieuwe eigenaars in de grafiek van het aantal nieuwe eigenaars in de GBE. Figuur 1 toont dat de parallelle trend assumptie realistisch is voor 2001 tot 2003. Enkel in 2004 wordt een steilere daling vastgesteld voor de treatment groep dan voor de controlegroep. Dit kan verklaard worden door het anticipatie-effect. Omdat men weet dat er een hervorming komt, zullen potentiële kopers hun aankoop misschien uitstellen tot na de hervorming. In de treatment groep is de daling groter, omdat potentiële eigenaars zich ervan bewust zijn dat de hervorming voor hen bedoeld is en ze dus beter nog een jaartje kunnen afwachten. Om het correcte effect van de WB te schatten, wordt het jaar 2004 dus uit de analyse geweerd. Het opnemen van 2005, het jaar van de hervorming zelf, geeft mogelijk ook een vertekend beeld omdat de stijging van het aantal nieuwe eigenaars in 2005 deels de terugslag van het anticipatie-effect vat. Daarom zal ook we een tweede analyse uitgevoerd worden, zonder 2005.

Figuur 1 Trend in TG en CG



Bron: GBE 2001-2010

5.2 Difference-in-differences effect met controle variabelen

In dit hoofdstuk gaan we na of het DID-effect ongewijzigd blijft na controle voor gezinskenmerken en variabelen die over de levensloop van een individu bepalend zijn voor zijn woonstatus. De keuze van de controlevariabelen is gesteund op de literatuur rond eigenaarschap.

De kans dat een individu of gezin de stap zet naar de verwerving van een eigen woning wordt in grote mate bepaald door zijn **inkomens- en vermogenspositie** (Andrews & Caldera Sánchez, 2011; Boehm & Schlottmann, 2012). Wat het inkomen betreft, zal het introduceren van het huidige beschikbaar inkomen in de regressie aanleiding geven tot endogeniteitsproblemen. Hogere inkomens kunnen immers niet alleen gemakkelijker eigenaar worden omdat ze een betere toegang hebben tot de kredietmarkt, maar omgekeerd leert de literatuur dat eigenaars vaak beter opgeleid zijn en een grotere participatiegraad vertonen, wat op zijn beurt resulteert in een hoger inkomen. Het gebruiken van het permanent inkomen kan hier soelaas bieden. Het permanent inkomen van een individu is het gemiddeld inkomen dat dit individu over zijn levensloop verwacht te verdienen. Het gebruik van het permanent inkomen is ook theoretisch verantwoord: zoals eerder al gesteld is de keuze om eigenaar te worden niet enkel het gevolg van de huidige koopkracht van een individu of gezin, maar wordt deze ook bepaald door ontwikkelingen die zich op een ander moment in de levensloop voordoen. Conform Raya & Garcia (2012) wordt het permanent inkomen benaderd als het resultaat van de regressie waarin het huidige beschikbare inkomen geregresseerd wordt op de demografische kenmerken en op hun onderwijsstatus. Deze regressies werden opgenomen in tabel A.3 in de appendix. In de uiteindelijke regressie nemen we het gemiddelde van de referentie persoon en zijn partner op, of het gewogen permanent inkomen.

Behalve het inkomen, worden variabelen in de regressie opgenomen die controleren voor de **gezinssamenstelling**. De kans om eigenaar te worden is lager voor alleenstaanden (Boehm & Schlottmann, 2012; Hendershott, Ong, Wood, & Flatau, 2009) waarvan verwacht wordt dat ze veel minder lang in een specifieke woning verblijven dan koppels. Getrouwde koppels hebben een hogere kans mede doordat ze vaak meer kapitaal en spaartegoeden kunnen opbouwen dan

alleenstaanden (Hendershott et al., 2009). Het effect van kinderlast is op grond van de empirische literatuur niet eenduidig te voorspellen. Volgens Hilber & Turner (2013) neemt de kans op eigenaarschap proportioneel toe met het aantal kinderen. Andere onderzoekers komen tot de vaststelling dat gehuwde stellen zonder kinderen wel een grotere kans kennen om eigenaar te worden in vergelijking met gehuwden met kinderen (Bourassa & Peng, 2011; Capeau, Decoster, & Vermeulen, 2004). Een gelijkaardig effect is gevonden voor alleenstaanden met kinderen (Andrews & Caldera Sánchez, 2011; Bourassa & Housli, 2007). Raya & Garcia (2012) vinden voor een Spaanse steekproef dat een wijziging in de gezinssamenstelling de belangrijkste determinant is van de verblijfsstatus. Gezien het feit dat de GBE is opgebouwd als zgn. "repeated samples" (cfr. Sub) kan in deze analyse enkel gecontroleerd worden voor gezinsuitbreiding.

Andere controlevariabelen die in de meeste analyses aanwezig zijn, betreffen **gender, leeftijd, opleidingsniveau, jobstatus en gezondheidstoestand**. Vrouwelijke gezinshoofden blijken, zeker ingeval ze ook alleenstaand zijn, minder kans te maken op eigenaarschap dan mannelijke gezinshoofden (Arimah, 1997; Capeau et al., 2004). Naarmate men ouder wordt neemt de kans op eigenaarschap toe (Goode, 1960) en dat geldt ook naarmate de financiële mogelijkheden toenemen (Andrews & Caldera Sánchez, 2011). Hilbert & Turner (2013) vinden dat de kans om eigenaar te worden afneemt wanneer een gezinshoofd tijdelijk werkloos wordt. Gezondheidsproblemen hebben tevens een negatieve impact (Andrews & Caldera Sánchez, 2011). Individuen met hogere diploma's worden vaker eigenaar (Andrews & Caldera Sánchez, 2011; Boehm & Schlottmann, 2012; Raya & Garcia, 2012). Omdat opleiding en professionele status belangrijke verklarende variabelen vormen voor het permanente inkomen, worden ze in deze regressieanalyse niet meer opgenomen als afzonderlijke variabelen. Wel wordt **het inkomen uit vermogen** als verklarende variabele in de regressie gebracht. Het inkomen uit vermogen bevat de bruto ontvangsten uit onroerend vermogen en de netto inkomsten uit het roerend vermogen van de gezinnen. De doelstelling is hier te vermijden dat het DID effect vertekend is doordat de controlegroep gemiddeld een groter vermogen heeft dan de treatment groep.

Naast de vraagvariabelen, worden in de literatuur ook determinanten onderscheiden die eerder **aanbodsvariabelen** vertegenwoordigen. Zo zullen hogere **woningprijzen** kandidaat-kopers afremmen (vb. Bourassa & Housli, 2007). Het aandeel van de oppervlakte van een gemeente dat bebouwd is met woningen (ADSEI) vat het schaarse effect. Gemeenten waar de resterende oppervlakte schaarser is, zullen een lagere kans op eigenaarschap kennen. Ook de kredietmarkt is van belang; lagere **hypotheekrentevoeten** faciliteren eigenaarschap. Als laatste verklarende variabele nemen we de **jaarlijkse groei van het bbp** op, omdat we een hogere kans op eigenaarschap verwachten in gunstige economische perioden.

6. Resultaten

In dit hoofdstuk worden de resultaten van de DID-analyse besproken. In 6.1. wordt het effect van de WB op eigenaarschap besproken aan de hand van het DID model. In 6.2 wordt nagaan of de resultaten vanuit 6.1. ongewijzigd blijven na toevoeging van controle variabelen. In 6.3. wordt onderzocht of de vermoede kapitalisatie van het fiscaal voordeel in de woningprijzen een realistische verklaring kan vormen voor de bevindingen in sectie 6.2.

6.1 Difference-in-differences effect

Tabel 2 toont de resultaten van het DID-effect voor de volledige steekproef. In de eerste kolom zijn de surveyjaren 2001-2003 opgenomen als de periode voor de WB, en de jaren 2005-2010 als de periode na de WB. In de tweede kolom wordt 2005 uitgesloten uit de periode na de hervorming, voor de hierboven beschreven redenen. In beide kolommen vinden we een negatief teken voor het interactie-effect. Maar we kunnen de nulhypothese, dat dit effect significant verschillend is van nul, niet verwerpen, wat betekent dat de WB het aantal nieuwe eigenaars niet beïnvloed heeft. Dit resultaat kan het gevolg zijn van de kapitalisatie van de fiscale voordelen in de woningprijzen, waardoor het fiscaal voordeel van de WB teniet gedaan wordt (cfr. sectie 6.3).

Tabel 2 Difference-in-differences effect

| | met 2005 | | zonder 2005 | |
|-------------------------------|-----------|----------|-------------|----------|
| | coef | σ | coef | σ |
| constante | -2.112*** | 0.178 | -2.112*** | 0.178 |
| treatment (D=1) | -2.251*** | 0.235 | -2.251*** | 0.235 |
| na 2004 (T=1) | 0.008 | 0.216 | 0.076 | 0.222 |
| treatment* na 2004 (T=1)(D=1) | -0.060 | 0.289 | -0.130 | 0.298 |
| n | 10934 | | 9723 | |

Bron: GBE 2001-2010. Noot: *** statistische significantie op het 1% niveau.

Het globaal negatieve effect belet niet dat sommige kandidaat-eigenaars toch gestimuleerd werden door de WB. Het hier gevonden effect geldt immers voor de hele steekproef en voordelen voor bepaalde groepen kunnen nadelen voor andere groepen compenseren. Om na te gaan welke groepen van kandidaat-kopers/bouwers mogelijk wel gestimuleerd werden door de WB, wordt het DID-effect voor specifieke subgroepen geanalyseerd. Concreet worden de groepen ingedeeld in functie van leeftijd, op grond van het hebben van een partner en op basis van inkomen. De WB wordt geacht belangrijker te zijn voor de eigendomsverwerving van de jongere gezinnen die financieel vaak nog minder vermogen opgebouwd hebben. Er wordt ook een groter effect van de WB verwacht voor koppels dan voor alleenstaanden, aangezien in een koppel beide gezinsleden van het voordeel kunnen genieten. Dit kan hen sterker aanzetten om de stap naar eigenaar te zetten. Ten slotte worden de gezinnen ingedeeld in 3 inkomensgroepen. Gezinnen met hogere inkomens genieten immers, over de beschouwde periode, van een verhoudingsgewijs groter voordeel van de WB, dan gezinnen met de lagere inkomens. Naar analogie met Hilber & Turner (2013) en het Amerikaanse subsidiesysteem, worden "hoge inkomens" gedefinieerd als de huishoudens met een inkomen dat groter is dan 120% van het mediaan inkomen; "lage inkomens" hebben een inkomen van 80% of minder van het mediaaninkomen in de steekproef. Om rekening te houden met de gezinsgrootte wordt het geïndexeerd equivalent inkomen gebruikt.

Het bovenste luik van tabel 3, dat de resultaten voor de leeftijdsgroepen weergeeft, wijst uit dat er geen significant verschillend DID-effect is voor referentiepersonen jonger dan 35 jaar en referentiepersonen ouder dan 35 jaar. Voor wat de dimensie gezinssituatie betreft, geeft de tabel aan dat het interactie-effect positief is voor koppels en negatief voor alleenstaanden. Dit zou de geformuleerde hypothese bevestigingen ware het niet dat de nulhypothese van een interactieterm gelijk aan nul, in beide gevallen, niet verworpen kan worden.

Inzake inkomen suggereren de coëfficiënten in tabel 4, dat hogere inkomensgroepen minder te lijden hebben onder de kapitalisatie dan lagere inkomensgroepen. De analyse wijst evenwel uit dat de resultaten ook hier insignificant zijn. De WB heeft op grond van deze bevindingen dus in geen enkel inkomensgroep gezinnen aangezet om eigenaar te worden.

Tabel 3 Difference-in-differences effect gerelateerd aan leeftijd en gezinsstatus

| | leeftijd referentiepersoon < 35 year | | | | leeftijd referentiepersoon ≥ 35 year | | | |
|------------------------------|--------------------------------------|-------|-------------|-------|--------------------------------------|-------|-------------|-------|
| | met 2005 | | zonder 2005 | | met 2005 | | zonder 2005 | |
| | coef | σ | coef | σ | coef | σ | coef | σ |
| constante | -2.052*** | 0.335 | -2.052*** | 0.335 | -2.135*** | 0.209 | -2.135*** | 0.209 |
| treatment (D=1) | -1.665*** | 0.394 | -1.665*** | 0.394 | -2.697*** | 0.311 | -2.697*** | 0.311 |
| na 2004 (T=1) | 0.054 | 0.398 | 0.214 | 0.403 | -0.018 | 0.258 | -5.00E-04 | 0.265 |
| treatment*na 2004 (T=1)(D=1) | -0.01 | 0.471 | -0.161 | 0.48 | -0.227 | 0.394 | -0.238 | 0.409 |
| n | 3506 | | 3089 | | 7428 | | 6634 | |
| | koppels | | | | alleenstaanden | | | |
| | met 2005 | | zonder 2005 | | met 2005 | | zonder 2005 | |
| | coef | σ | coef | σ | coef | σ | coef | σ |
| constante | -1.700*** | 0.202 | -1.700*** | 0.202 | -3.017*** | 0.397 | -3.017*** | 0.397 |
| treatment (D=1) | -2.148*** | 0.277 | -2.148*** | 0.277 | -1.934*** | 0.477 | -1.934*** | 0.477 |
| na 2004 (T=1) | -0.169 | 0.25 | -0.05 | 0.257 | 0.462 | 0.461 | 0.446 | 0.473 |
| treatment*na 2004 (T=1)(D=1) | 0.122 | 0.346 | 0.011 | 0.357 | -0.433 | 0.562 | -0.421 | 0.578 |
| n | 3590 | | 3186 | | 7344 | | 6537 | |

Bron: GBE 2001-2010. Noot: *** statistische significantie op het 1% niveau.

Tabel 4 Difference-in-differences effect volgens inkomen

| | laag equivalent inkomen | | | | gemiddeld equivalent inkomen | | | | hoog equivalent inkomen | | | |
|------------------------------|-------------------------|-------|-------------|-------|------------------------------|-------|-------------|-------|-------------------------|-------|-------------|-------|
| | met 2005 | | zonder 2005 | | met 2005 | | zonder 2005 | | met 2005 | | zonder 2005 | |
| | coef | σ | coef | σ | coef | σ | coef | σ | coef | σ | coef | σ |
| constante | -2.097*** | 0.349 | -2.097*** | 0.349 | -2.287*** | 0.341 | -2.287*** | 0.341 | -1.888*** | 0.228 | -1.888*** | 0.228 |
| treatment (D=1) | -3.508*** | 0.511 | -3.508*** | 0.511 | -1.843** | 0.426 | -1.843*** | 0.426 | -1.560*** | 0.314 | -1.560*** | 0.314 |
| na 2004 (T=1) | -0.790 | 0.484 | -0.818 | 0.509 | 0.38 | 0.403 | 0.456 | 0.414 | -0.025 | 0.278 | 0.07 | 0.284 |
| treatment*na 2004 (T=1)(D=1) | -1.863 | 1.169 | -1.659 | 1.180 | -0.655 | 0.520 | -0.77 | 0.538 | 0.311 | 0.378 | 0.222 | 0.387 |
| n | 5858 | | 5226 | | 3449 | | 3076 | | 2656 | | 2375 | |

Bron: GBE 2001-2010. ***(**) statistische significantie op het 1% (5%) niveau.

6.2 Difference-in-differences effect met controle variabelen

De resultaten van de DID-regressie met controlevariabelen zijn weergegeven in tabel 6. Na controle voor de gezinskarakteristieken is de vaststelling dat het effect van de WB opnieuw niet significant is. Het betrouwbaarheidsinterval leert dat de nulhypothese (=geen effect) niet kan verworpen worden.

De resultaten in tabel 5 zijn het resultaat van een gewogen logistische regressie-analyse, wat impliceert dat de coëfficiënten als odds (kansverhoudingen) moeten geïnterpreteerd worden:

- Zo geldt voor het gewogen permanent inkomen dat de kans om tot de groep nieuwe eigenaars te horen 4.2% stijgt ten gevolge een stijging van het gewogen permanent inkomen met 1000 euro.

- Net als in voorgaande studies blijken koppels een hogere kans te kennen om eigenaar te worden. Die odds zijn even groot, wanneer de gehuwde koppels ook kinderen hebben. Voor samenwonende koppels met kinderen zijn de odds om een nieuwe eigenaar te worden, groter dan voor samenwonende koppels zonder kinderen. Deze resultaten kunnen de studies van Bourassa & Peng (2011) en Capeau et al. (2004) niet bevestigen. Gehuwde koppels vertonen licht hogere odds dan samenwonende koppels, wat mogelijk verband houdt met het feit dat samenwonende koppels minder zeker zijn van een langdurige relatie. Alleenstaanden met kinderen vertonen geen lagere odds t.o.v. alleenstaanden zonder kinderen. Dit is niet in lijn met de resultaten van Andrews & Sánchez (2011) en Bourassa & Housli (2007).
- Met behulp van verschillende sets van dummy variabelen werd verder uitgezocht of familie-uitbreiding een effect heeft op de kans op eigenaarschap. Zowel gezinsuitbreiding binnen het surveyjaar, als in het voorgaande jaar als in de laatste 4 jaar werden uitgetest. Geen van de dummy variabelen vertoonde een significante coëfficiënt. Wellicht heeft de planning van familie-uitbreiding een betere verklaringskracht, maar deze variabele kon niet geconstrueerd worden met behulp van de GBE.
- Het geslacht van alleenstaanden is niet significant.
- Conform Andrews & Sanchez (2011), blijkt ook de gezondheidsstatus belangrijk: individuen die zelf in slechte gezondheid verkeren of die binnen het gezin gezondheidsproblemen kennen, hebben minder uitzicht op eigenaarschap.
- Wat leeftijd betreft is het duidelijk dat het cohort van 25 à 34 jarigen de grootste kans heeft om eigenaar te worden.
- Inkomen uit vermogen is niet significant.
- Van de aanbodvariabelen is enkel de bebouwde oppervlakte significant. Een toename van de bebouwde oppervlakte met 1%punt, verlaagt de kans op eigenaarschap met 1.6%.

De resultaten van de regressie zonder 2005 (hier niet weergegeven) zijn vergelijkbaar. Enkel de bebouwde oppervlakte is niet langer significant op 10%.

In tweede orde wordt nagegaan of dezelfde effecten voor de deelgroepen worden teruggevonden indien de regressies uit 6.1 hernomen worden met inbegrip van de controlevariabelen. De resultaten worden weergegeven in tabel 6. Hoewel het niveau en tekens van de coëfficiënten als verwacht zijn (positief voor jongeren, voor koppels en voor hogere inkomens) is geen enkele van de DID-effecten significant. Hieruit kunnen we besluiten dat de WB geen significant verschillend effect heeft op verschillende deelgroepen.

Tabel 5 Difference-in-differences regressie resultaten

| Nieuwe eigenaar | coëfficiënt | σ | BI | exp (coëfficiënt) |
|---|-------------|----------|-------------------|-------------------|
| constante | -3.808*** | 1.382 | [-6.518 : -1.099] | 0.022 |
| treatment | -1.907*** | 0.244 | [-2.385 : -1.428] | 0.149 |
| na 2004 | 0.115 | 0.352 | [-0.575 : 0.804] | 1.122 |
| treatment*na 2004 | -0.045 | 0.295 | [-0.623 : 0.533] | 0.956 |
| permanent inkomen | 0.042*** | 0.016 | [0.011 : 0.072] | 1.042 |
| <i>gezinsamenstelling (ref: alleenstaand gezin zonder kinderen)</i> | | | | |
| gehuwd koppel zonder kinderen | 0.924*** | 0.262 | [0.411 : 1.438] | 2.520 |
| gehuwd koppel met kinderen | 0.898*** | 0.244 | [0.419 : 1.377] | 2.455 |
| samenwonend koppel zonder kinderen | 0.556** | 0.272 | [0.022 : 1.089] | 1.743 |
| samenwonend koppel met kinderen | 0.866*** | 0.303 | [0.273 : 1.459] | 2.378 |
| alleenstaande met kinderen | 0.241 | 0.276 | [-0.301 : 0.782] | 1.272 |
| <i>geslacht (ref: vrouw)</i> | | | | |
| man | -0.399 | 0.271 | [-0.930 : -0.132] | 0.671 |
| slechte gezondheid | -1.331** | 0.635 | [-2.576 : -0.086] | 0.264 |
| <i>leeftijd (ref: 25-34)</i> | | | | |
| 18-24 | -0.245 | 0.402 | [-1.033 : 0.544] | 0.783 |
| 35-44 | -0.291* | 0.179 | [-0.642 : -0.060] | 0.748 |
| 45-54 | -0.815*** | 0.231 | [-1.268 : -0.361] | 0.443 |
| 55-64 | -0.453* | 0.249 | [-0.942 : 0.035] | 0.636 |
| 65-81 | -1.597*** | 0.382 | [-2.345 : -0.849] | 0.202 |
| inkomen uit vermogen | 0.003 | 0.010 | [-0.016 : 0.023] | 1.003 |
| hypothecaire interest | 0.131 | 0.195 | [-0.251 : 0.513] | 1.140 |
| economische groei | 0.011 | 0.046 | [-0.078 : 0.101] | 1.011 |
| huisprijzen | 0.155 | 0.159 | [-0.157 : 0.467] | 1.167 |
| bebouwde oppervlakte | -0.016* | 0.008 | [-0.032 : 0.000] | 0.985 |
| n | | | 10934 | |

Bron: GBE 2001-2010, ADSEI (2014), NBB (2014) & BNP Paribas (2013). Noot: *** (**) (*) correspondeert met het significantieniveau van resp. 1% (5%) (10%) level. BI= 95% betrouwbaarheidsinterval.

Tabel 6 Difference-in-differences effect in interactie met leeftijd, gezinsstatus en inkomen

| | treatment*na 2004 | se | BI | n |
|--|-------------------|-------|------------------|------|
| leeftijd referentiepersoon < 35 jaar ^a | 0.102 | 0.483 | [-0.844 : 1.049] | 3506 |
| leeftijd referentiepersoon \geq 35 jaar ^b | -0.376 | 0.402 | [-1.165 : 0.412] | 7428 |
| koppels ^c | 0.111 | 0.352 | [-0.579 : 0.800] | 3590 |
| alleenstaanden ^d | -0.483 | 0.569 | [-1.599 : 0.632] | 7344 |
| lage inkomensgezinnen | -1.805 | 1.211 | [-4.178 : 0.568] | 5858 |
| gemiddelde inkomensgezinnen | -0.829 | 0.544 | [-1.896 : 0.237] | 3449 |
| hoge inkomensgezinnen | 0.358 | 0.388 | [-0.403 : 1.118] | 2656 |

Bron: GBE 2001-2010, ADSEI (2014), NBB (2013) & BNP Paribas (2013). Noot: ^a zonder leeftijdscategorieën en zonder gezondheid. ^b zonder leeftijdscategorieën 18-24 en 25-34. ^c zonder alleenstaanden en geslacht. Referentiecategorie gezinsamenstelling is getrouwd koppel zonder kinderen. ^d zonder koppels.

6. 3 Kapitalisatie

Om de robuustheid van de resultaten te testen, wordt vervolgens onderzocht of de kapitalisatie assumptie aanvaardbaar is. Gemiddeld worden hoger aankooprijzen verwacht na de invoering van de woonbonus dan in de periode voorafgaand aan 2005, indien wordt gecontroleerd voor woningkarakteristieken en voor een aantal economische variabelen. Hiervoor wordt een nieuwe

steekproef uit de GBE getrokken, die alle gezinnen bevat die eigenaar geworden zijn tussen 2001 en 2010. De databeschrijving van de nieuwe steekproef wordt weergegeven in tabel A.4 in de appendix. De afhankelijke variabele is de natuurlijke logaritme van de geïndexeerde aankoopwaarde van de woning. De volgende controlevariabelen worden aan de regressie toegevoegd:

- het bouwjaar van de woning, opgesplitst in 7 categorieën: [voor 1946]; [1946-1960]; [1961-1970]; [1971-1980]; [1981-1990]; [1991-1995] en [1996-2010]
- het woningtype bestaande uit open eengezinswoning, halfopen eengezinswoning; aaneengesloten rijwoning; appartement in een gebouw van 2 woningen; appartement in een gebouw van 3-4 woningen; appartement in een gebouw van 5-9 woningen; appartement in een gebouw van 10 woningen of meer; of een ander type woning.
- het aantal slaapkamers, badkamers, toiletten en andere kamers zoals bureaus en speelkamers
- dummy variabelen voor de aanwezigheid van warm stromend water; een lift; een balkon; een tuin, een grasveld, een private groenzone of terras; een garage of een atelier
- het kadastraal inkomen in 1000 Euro
- de gemiddelde jaarlijkse hypothecaire intrestvoet
- het consumentenvertrouwen
- een aanbodvariabele die voor elke gemeente de gemiddelde jaarlijkse transacties per 100 inwoners bevat
- een aanbodvariabele die voor elke gemeente het aantal bouwvergunningen per 100 inwoners bevat
- het consumentenvertrouwen
- de groei van de ABEX-bouwkostenindex
- dezelfde schaarste variabele als in 6.2, die het aandeel van de oppervlakte van een gemeente dat bebouwd is met woningen vat (in %).
- drie gewestdummy's

De resultaten zijn weergegeven in tabel 7. De meeste coëfficiënten zijn significant en de vastgestelde tekens zijn in lijn met de verwachtingen. Zo zijn recentere woningen duurder, hebben huizen een hogere verwervingswaarde dan appartementen en neemt de aankoopwaarde toe met het aantal kamers. Wanneer de woning specifieke kenmerken bezit zoals een tuin of een garage, neemt de aankoopwaarde eveneens toe. Een toename van het kadastraal inkomen met 1000 eenheden, doet de verwervingswaarde stijgen met 0.7%. Doordat het kadastraal inkomen de woningkarakteristieken vat waarvoor nog niet gecontroleerd is in de regressie, is dit effect zeer klein. Door een hogere hypothecaire intrest neemt de betaalbaarheid af en dus worden er mindere hoge woningprijzen betaald. Wonen in Brussel is significant duurder dan wonen in Vlaanderen en Wallonië. Een hoger consumentenvertrouwen leidt tot hogere woningprijzen, omdat kopers er meer vertrouwen in hebben dat ze hun job en inkomen kunnen behouden en bijgevolg hun lening zullen kunnen afbetalen. Daarom kiezen ze voor duurdere woningen. Op het aantal bouwvergunningen na, verhogen alle schaarste variabelen de woningprijs. Het insignificant effect van de bouwvergunningen is niet verbazingwerkend aangezien de nieuwbouwmarkt minder omvangrijk is dan de secundaire markt.

Hoewel de ABEX bouwkosten index oorspronkelijk aan de regressie was toegevoegd als een aanbodvariabele, moeten we de verklaring van de negatieve coëfficiënt zoeken aan de vraagzijde.

Toenemende bouwkosten hebben enerzijds een negatief effect op de vraag naar nieuwbouw. Anderzijds duwen ze de renovatiekosten van woningen op de secundaire markt de hoogte in. De beperktere mogelijkheden om te renoveren met een gegeven budget, kunnen ertoe leiden dat kopers eerder voor een goedkopere woning opteren. Om deze hypothese te testen hebben we de bouwkostenindex toegevoegd aan de eigenaarsregressie. ABEX heeft geen significant effect op de kans op eigenaar te worden. De bouwkosten zijn dus niet doorslaggevend voor de keuze tussen huren, bouwen of verbouwen, maar eerder bepalend voor de categorie van woningen waar men zich op richt.

In de tweede regressie in tabel 7, voegen we een extra dummy variabele toe. *Kapitalisatie* is 1 in de jaren vanaf 2005 tot 2010. De variabele is statistisch significant op het 1% niveau. Dit betekent dat, indien we controleren voor woningkenmerken en voor de economische toestand, de woningprijzen gemiddeld 9% hoger zijn na de invoering van de WB dan ervoor. Dit verklaart waarom de WB er niet in slaagt om eigenaarschap te stimuleren.

Zoals uitvoerig besproken in sectie 2, neemt de mate van kapitalisatie toe met de verstedelijkingsgraad, het aantal starters op de woningmarkt en de omvang van het fiscaal voordeel. Deze hypothesen worden getest voor de beschouwde steekproef.

Eerst worden de kapitalisatie coëfficiënten geschat voor verschillende graden van verstedelijking. Naast de gewesten, worden de concepten van Eurostat, alsook de geaggregeerde Dessoy clusters gehanteerd. Het Eurostat concept definieert 3 soorten gebieden volgens bevolkingsdichtheid en aantal inwoners van het gehele gebied: dichtbevolkte gebieden (≥ 500 inw./km² & ≥ 50.000 inwoners), gemengde gebieden (≥ 100 inw./km² & ≥ 50.000 inwoners) en dunbevolkte gebieden. De geaggregeerde Dessoy clusters omvatten 6 soorten gemeenten met vergelijkbare sociaaleconomische kenmerken: centrumgemeenten, woongemeenten, gemeenten met een concentratie van economische activiteit, agglomeratiegemeenten, landelijke gemeenten en toeristische gemeenten². De verschillende verstedelijkingsconcepten worden afzonderlijk toegevoegd aan regressie (1) uit tabel 7. Tabel 8 toont de resultaten. In kolom 4,5 en 6 worden de meest voorkomende frequenties van de categorische variabelen en het gemiddelde van de schaalvariabelen ingevuld, om de gemiddelde toename in de woningprijs voor elke soort verstedelijking te berekenen.

Hoewel niet alle coëfficiënten significant zijn, leert tabel 8 ons dat de kapitalisatiegraad sterk kan verschillen afhankelijk van de locatie. De kapitalisatie in Brussel is bijna 2 keer zo groot als de kapitalisatie in Wallonië; Het Vlaams gewest heeft met 7.8% de laagste kapitalisatiegraad. De hoge kapitalisatie voor Brussel is waarschijnlijk toe te schrijven aan de minder elastische Brusselse woningmarkt. Aangezien het Brussels gewest gemiddeld meer verstedelijkt is en een hogere bevolkingsdichtheid heeft dan het Vlaams en het Waals gewest, is het moeilijker om de woningmarkt uit te breiden. Het tweede luik suggereert eveneens dat de woonbonus in grotere mate wordt gekapitaliseerd in meer verstedelijkte gebieden. De Eurostat onderverdeling toont aan de kapitalisatie coëfficiënt 3% punten hoger is voor dichtbevolkte gebieden dan voor gemengde gebieden. Hierdoor wordt de woonbonus ongunstiger voor potentiële kopers in meer verstedelijkte gebieden dan voor potentiële kopers in rurale gebieden. Wat betreft de Dessoy clusters, constateren

² De toeristische cluster wordt niet beschouwd omdat deze cluster niet genoeg observaties bevat.

we dat semi-stedelijke gemeenten en de gemeenten met een hoge concentratie aan economische activiteit significante kapitalisatie coëfficiënten hebben. De 23% hogere woningprijzen in de semi-stedelijke gemeenten worden naast de lagere elasticiteit ook veroorzaakt door een lagere sociaal economische status van die gemeenten. Aangezien deze cluster achtergestelde lage inkomensgemeenten omvat is een hogere kapitalisatie niet verrassend. Potentiële kopers uit deze cluster zullen een groter deel van het de woonbonus gebruiken in hun woningbod. De gemeenten met een concentratie aan economische activiteit kennen een jonge bevolking, hoge migratiecijfers en een sterke industriële activiteit. Dit zijn drie factoren die de hogere kapitalisatie kunnen verklaren.

Ten twee onderzoeken we of de kapitalisatiegraad hetzelfde is voor starters en meer ervaren kopers. Omdat starters kleinere en goedkopere woningen zoeken dan gezinnen die al een trap hoger op de woningladder bereikt hebben, verwachten we dat deze starterswoningen een grotere invloed van de kapitalisatie ondervinden. Starters zullen immers een groter deel van het fiscaal voordeel meenemen in hun bod. Deze hypothese wordt getest door de kapitalisatieregressie voor verschillende soorten woningen te schatten. De resultaten zijn weergegeven in tabel 9. Kolommen 4 tot 12 geven de gemiddelde woningprijs voor en na de kapitalisatie in de drie gewesten.

Tabel 9 bevestigt dat starters geconfronteerd worden met een hogere kapitalisatie van de woonbonus. Kleinere woning zijn meer onderhevig aan kapitalisatie dan grotere huizen. De prijstoename van eenkamer woningen is gemiddeld 14% sinds de woonbonus. Woningen met twee kamers kenden een prijstoename van 12%. Woningen met 3 of meer kamers kennen geen significante toename in de prijzen sinds de woonbonus.

Het tweede luik van tabel 9 geeft een kapitalisatiecoëfficiënt weer per kadastraal inkomens kwartiel. Aangezien het kadastraal inkomen afhangt van de woningkarakteristieken en de huur voor gelijkaardige woningen, kunnen we stellen dat starterswoningen doorgaans een lager KI zullen kennen. De absolute toename in de woningprijs is bijna zo groot of even groot voor woningen met een lager KI dan voor woningen met een hoger KI, ondanks de lagere initiële waarde. In het derde luik van tabel 9 zien we inderdaad dat jongere gezinnen relatief meer betalen sinds de woonbonus dan oudere gezinnen. Wanneer we bijvoorbeeld het Waals gewest beschouwen, constateren we dat een jong gezin gemiddeld 20.000 euro meer moet betalen voor een gemiddelde woning, t.o.v. 9000 euro voor oudere gezinnen. Dit is opnieuw een argument voor de afschaffing van de woonbonus. Hoewel de woonbonus de starters zou moeten stimuleren om een eigen woning aan te schaffen, worden ze tegengewerkt door de hogere potentiële woningprijzen.

Ten derde wordt nagegaan of de kapitalisatie hoger is voor gezinnen die een groter fiscaal voordeel krijgen. Omdat de GBE de grootte van het fiscaal voordeel per gezin niet bevat, kunnen we enkel een onderscheid maken tussen koppels en alleenstaanden. We vinden dat woningen die door koppels gekocht zijn gemiddeld 9,8% duurder zijn na de woonbonus, terwijl de woningen die door alleenstaanden aangeschaft worden gemiddeld 8% duurder zijn. Dit verschil is eerder klein, gegeven het dubbel fiscaal voordeel voor koppels. Dit betekent dat het aandeel van de tweede hypotheeknemer in het uitgebrachte bod kleiner is dan het deel dat een alleenstaand gezin toevoegt aan zijn woningbod.

Tabel 7 Kapitalisatie regressies

| Afhankelijke variabele: ln(aankoopwaarde) | (1) | | (2) | |
|---|---------------|----------|---------------|----------|
| | coëfficiënten | σ | coëfficiënten | σ |
| constante | 12.162*** | 0.089 | 11.708*** | 0.155 |
| kapitalisatie | – | | 0.094*** | 0.026 |
| <i>bouwjaar (ref: voor 1946)</i> | | | | |
| 1946-1960 | 0.026 | 0.018 | 0.026 | 0.018 |
| 1961-1970 | 0.047** | 0.021 | 0.045** | 0.021 |
| 1971-1980 | 0.113*** | 0.022 | 0.110*** | 0.022 |
| 1981-1990 | 0.197*** | 0.034 | 0.199*** | 0.034 |
| 1991-1995 | 0.319*** | 0.036 | 0.319*** | 0.036 |
| 1996-2010 | 0.320*** | 0.019 | 0.320*** | 0.019 |
| <i>woningtype (ref: open eengezinswoning)</i> | | | | |
| half open eengezinswoning | -0.157*** | 0.017 | -0.156*** | 0.017 |
| aaneengesloten rijwoning | -0.187*** | 0.018 | -0.188*** | 0.018 |
| appartementengebouw met 2 woningen | -0.295*** | 0.057 | -0.298*** | 0.057 |
| appartementengebouw met 3 à 4 woningen | -0.240*** | 0.034 | -0.243*** | 0.034 |
| appartementengebouw met 5 à 9 woningen | -0.267*** | 0.029 | -0.271*** | 0.029 |
| appartementengebouw met 10 of meer woningen | -0.313*** | 0.028 | -0.314*** | 0.028 |
| ander woningtype | -0.289*** | 0.097 | -0.288*** | 0.097 |
| <i>aantal kamers</i> | | | | |
| toiletten | 0.083*** | 0.010 | 0.083*** | 0.010 |
| slaapkamers | 0.100*** | 0.007 | 0.099*** | 0.007 |
| badkamers | 0.103*** | 0.018 | 0.102*** | 0.018 |
| andere kamers ^a | 0.047*** | 0.007 | 0.047*** | 0.007 |
| <i>dummy=1 als de woning beschikt over</i> | | | | |
| stromend warm water | 0.102*** | 0.039 | 0.105*** | 0.039 |
| een balkon | 0.045*** | 0.017 | 0.046*** | 0.017 |
| een tuin | 0.069*** | 0.019 | 0.069*** | 0.019 |
| een garage | 0.116*** | 0.013 | 0.116*** | 0.013 |
| een werkplaats of een atelier | 0.032** | 0.013 | 0.032** | 0.013 |
| kadastraal inkomen | 0.007*** | 0.002 | 0.006*** | 0.002 |
| hypothecaire interest | -0.156*** | 0.009 | -0.096*** | 0.019 |
| consumentenvertrouwen | 0.012*** | 0.002 | 0.007** | 0.003 |
| verkoopstransacties | 0.050*** | 0.015 | 0.049*** | 0.015 |
| bouwvergunningen | 0.024 | 0.019 | 0.024 | 0.019 |
| Δ ABEX | -0.025*** | 0.003 | -0.016*** | 0.004 |
| bebouwde oppervlakte | 0.006*** | 0.001 | 0.006*** | 0.001 |
| <i>gewest (ref: Brussel)</i> | | | | |
| Vlaanderen | -0.155*** | 0.025 | -0.157*** | 0.025 |
| Wallonië | -0.355*** | 0.027 | -0.359*** | 0.027 |
| n | 3785 | | 3785 | |
| aangepaste R ² | 0.449 | | 0.450 | |

Bron: GBE 2001-2010 & BNP Paribas (2013). Noot: ***(**)(*) duidt op statistische significantie op het 1% (5%) (10%) niveau

Tabel 8 Kapitalisatie & verstedelingsgraad

| | n | kapitalisatie coëfficiënt | kap=0 | kap=1 | Δ |
|--|------|------------------------------|--------|--------|-------|
| Vlaams gewest | 1945 | 0.078** | 199408 | 215604 | 16196 |
| Waals gewest | 1278 | 0.093** | 171913 | 188728 | 16816 |
| Brussels gewest | 562 | 0.177*** | 115236 | 137567 | 22331 |
| dunbevolkt gebied | 151 | 0.165 | 88294 | 106608 | 18314 |
| gemengd bevolkt gebied | 1360 | 0.078* | 172415 | 185753 | 13337 |
| dichtbevolkt gebied | 2274 | 0.108*** | 105678 | 114755 | 9078 |
| woongemeenten | 1286 | 0.058 | 109278 | 112090 | 2812 |
| landelijke gemeenten | 564 | 0.09 | 120511 | 132377 | 11866 |
| centrumgemeenten | 980 | 0.054 | 116699 | 121689 | 4990 |
| agglomeratiegemeenten | 333 | 0.231*** | 124607 | 154671 | 30064 |
| gemeenten met een concentratie van economische activiteit | 577 | 0.159** | 120251 | 140119 | 19868 |

Bron: GBE 2001-2010 & BNP Paribas (2013). Noot: ***(**)(*) duidt op statistische significantie op het 1% (5%) (10%) niveau

Tabel 9 Kapitalisatie & starters

| | n | kapitalisatie coëfficiënt | Vlaams gewest | | | Waals gewest | | | Brussels gewest | | |
|-----------------------|------|------------------------------|---------------|--------|-------|--------------|--------|-------|-----------------|--------|-------|
| | | | kap=0 | kap=1 | Δ | kap=0 | kap=1 | Δ | kap=0 | kap=1 | Δ |
| 1 slaapkamer | 519 | 0.143** | 105630 | 121870 | 16240 | 89345 | 103081 | 13736 | 88993 | 102675 | 13682 |
| 2 slaapkamers | 1284 | 0.121*** | 144763 | 163406 | 18643 | 74186 | 83740 | 9554 | 115544 | 130424 | 14880 |
| 3 of meer slaapkamers | 1592 | 0.039 | 190617 | 198191 | 7575 | 142691 | 148361 | 5670 | 145987 | 151788 | 5801 |
| KI ≤522 | 947 | 0.165*** | 80692 | 95163 | 14471 | 65887 | 77703 | 11816 | 76677 | 90428 | 13751 |
| KI >522 & ≤748 | 949 | 0.122** | 115794 | 130828 | 15034 | 102067 | 115318 | 13251 | 81103 | 91633 | 10530 |
| KI >748 & ≤1048 | 944 | 0.064 | 200048 | 213284 | 13236 | 166420 | 177430 | 11011 | 94508 | 100761 | 6253 |
| KI > 1048 | 945 | 0.066 | 205477 | 219440 | 13963 | 183248 | 195700 | 12452 | 129571 | 138376 | 8805 |
| < 35 jaar oud | 1603 | 0.119*** | 116846 | 131639 | 14793 | 157082 | 176970 | 19887 | 105452 | 118802 | 13351 |
| ≥ 35 jaar oud | 2182 | 0.074** | 200345 | 215720 | 15375 | 120264 | 129493 | 9229 | 111708 | 120280 | 8573 |
| koppels | 2149 | 0.098*** | 199842 | 220339 | 20497 | 119911 | 132210 | 12299 | 124686 | 137474 | 12788 |
| alleenstaanden | 1636 | 0.080* | 144487 | 156533 | 12047 | 82790 | 89693 | 6903 | 91182 | 98784 | 7602 |

Bron: GBE 2001-2010, BNP Paribas (2013). Noot ***(**)(*) duidt op statistische significantie op het 1% (5%) (10%) niveau

7. Conclusie

Om de impact van de WB op eigenaarschap te evalueren werd een difference-in-differences analyse opgezet. Deze benadering is uniek voor de evaluatie van de woonbonus in België. De gebruikte dataset is de gezinsbudgetenquête van 2001 tot 2010. Omdat de GBE geen data bevat over het verleden van de gezinnen, is onze steekproef beperkt tot de nieuwe eigenaars en de huurders. Zij werden onderverdeeld in een treatment en een controle groep, op basis van het al dan niet in aanmerking komen voor de WB. In de difference-in-differences benadering vergeleken we de proportie nieuwe eigenaars na en voor de invoering van de woonbonus. Verschillende difference-in-differences effecten worden getest voor leeftijdsgroepen, voor koppels versus alleenstaanden, en voor inkomensgroepen. Er werd nagegaan of het difference-in-differences effect ongewijzigd bleef, indien werd gecontroleerd voor gezinskenmerken en de aanbodzijde van woningmarkt.

De regressie-analyses leveren geen significante resultaten op voor het difference-in-differences effect. Dit betekent dat de woonbonus er globaal niet in geslaagd is om eigenaarschap te stimuleren. Het is plausibel dat dit te wijten is aan de kapitalisatie van de WB in de woningprijzen. Om na te gaan hoe plausibel deze assumptie was, werd op basis van een nieuwe steekproef van de GBE, die alle aangeschafte woningen tussen 2001 en 2010 bevat, nagegaan of de verwervingswaarde van woningen ook bepaald wordt door de WB. Op grond van deze data bleek dat woningprijzen gemiddeld 9% hoger zijn na de invoering van de WB, na controle voor een grote reeks relevante kenmerken van de woning en de specifieke economische toestand. De hogere woningprijzen lijken het fiscaal voordeel van de WB dus teniet gedaan te hebben. Aangezien de kapitalisatie het hoogst is voor starters op de woningladder, zou een eliminatie van de woonbonus hoogstwaarschijnlijk ook het meest invloed hebben op de prijzen van starterswoningen. Het verlies van het fiscaal voordeel zou gecompenseerd worden door lagere woningprijzen. Deze lagere prijzen zouden voorkomen dat de starters geen toegang meer hebben tot de woningmarkt zonder de woonbonus. Woningen die meer geschikt zijn voor gezinnen die al een hogere fase op de woningladder bereikt hebben, zullen veel minder in prijs dalen. Maar deze potentiële kopers kunnen deze woningen nog steeds aanschaffen zonder de woonbonus. De woonbonus afschaffen zou dus een serieuze besparing in de overheidsuitgaven betekenen, zonder dat de woningmarkt verstoord wordt.

Behalve de voor de hand liggende databeperkingen, zijn er verschillende redenen waarom de gebruikte difference-in-differences benadering niet het echte effect van de woonbonus zou kunnen vatten.

Ten eerste zou de difference-in-differences schatter het effect van een gelijktijdige hervorming in het fiscaal beleid kunnen opnemen. In België was er, naast de introductie van de WB, nog een bijkomende fiscale hervorming in 2005. Het kadastraal inkomen van de eigenaar-bewoner werd volledig vrijgesteld in de personenbelasting. Toch is het weinig waarschijnlijk dat die hervorming de resultaten vertekend heeft. Voor 2005 kon het kadastraal inkomen immers ook al tot een bepaalde grens in mindering gebracht worden van het belastbaar inkomen. Die grens was zo hoog, dat bijna niemand belastingen moest betalen op het KI. In feite kwam het er op neer, dat enkel gezinnen met meer dan één eigendom, belast werden op het KI. Aangezien de meeste gezinnen in België slechts 1 woning bezitten en er in de gehanteerde steekproef ook slechts 8 gezinnen voorkomen die een

tweede verblijf hebben, is het ons inziens verantwoord om deze gelijktijdige wijziging in het fiscaal beleid te negeren.

Ten tweede wordt in voorliggende analyse geen rekening met de vroegere systemen van aftrek en verminderingen voor interest en kapitaal. In feite zou het verschil in het fiscaal voordeel ten gevolge de WB moeten vergeleken worden met het fiscaal voordeel van het "oude" systeem, om het werkelijk effect van de woonbonus op eigenaarschap te vatten. Jammer genoeg kunnen we die vergelijking niet maken op basis van de GBE- dataset. Zoals uiteengezet in sectie 3, was het origineel systeem van aftrekken en verminderingen zeer complex. Bovendien verschilde het voordeel voor elk gezin. Daardoor is het onmogelijk om het werkelijk fiscale voordeel van elk gezin afzonderlijk te benaderen, zonder al te veel ad hoc veronderstellingen te moeten maken. Dit probleem hoeft onze resultaten echter niet noodzakelijk te beïnvloeden. De voorwaarden om fiscale voordelen te bekomen waren veel minder streng voor de invoering van de WB. Door de gemakkelijkere voorwaarden is het mogelijk dat de begunstigden van die fiscale voordelen ongeveer gelijk verdeeld zijn over de treatment en controle groep.

De laatste en meest belangrijke reden waarom de difference-in-differences benadering de impact van de WB mogelijk niet correct zou identificeren, is een verkeerde specificatie van de treatment en de controle groep. Aangezien op basis van de GBE niet kan bepaald worden of iemand van de WB geniet of niet, moeten hierover wel veronderstellingengemaakt worden. De belangrijkste en ook de meest betwistbare assumptie stelt dat elk gezin dat in aanmerking komt voor de WB, er ook van geniet. Indien deze veronderstelling niet zou standhouden dan zijn een aantal gezinnen foutief in de treatment groep ingedeeld. Omdat de WB niet bestond voor 2005, kunnen enkel de gezinnen die eigenaar geworden zijn na 2005, in de verkeerde groep terecht gekomen zijn. Dit zou betekenen dat het werkelijke difference-in-differences effect zelfs negatiever zou zijn, dan het gevonden effect in sectie 4 en 5. Een test op de IPCAL-data (cfr. Deswerdt & Decoster) leert ons bovendien dat onze hoofdveronderstelling niet onaannemelijk is. Volgens de IPCAL data zijn er 604 078 belastingaangiften van de woonbonus sinds 2005, tegenover 636 278 hypothecaire leningen voor de aankoop of het bouwen van een woning. Dit betekent dat 95% van alle hypotheeknemers effectief van de woonbonus geniet.

Referenties

- Aaron, H. (1970). Income Tax and Housing. *The American Economic Review*, 60(5), 789-806.
- Aaronson, D. (2000). A Note on the Benefits of Homeownership. *Journal of Urban Economics*, 47(3), 356-369.
- Ai, C., & Norton, E. C. (2003). Interaction terms in logit and probit models. *Economic Letters*, 80(1), 123-129.
- Alba, R. D., Logan, J. R., & Bellair, P. E. (1994). Living with Crime: The Implications of Racial/Ethnic Differences in Suburban Location. *Social Forces*, 73(2), 395-434.
- Andrews, D., & Caldera Sánchez, A. (2011). Drivers of Homeownership Rates in selected OECD Countries. *OECD Economics Department Working Papers 849* (849 ed.): OECD Publishing.
- Arimah, B. C. (1997). The determinants of Housing Tenure Choice in Ibadan, Nigeria. *Urban Studies*, 34(1), 105-124.
- Berger, T., Englund, P., Hendershott, P. H., & Turner, B. (2000). The Capitalization of Interest Subsidies: Evidence from Sweden. *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(2), 199-217.
- Boehm, T., P., & Schlottmann, A., M. (2012). *An International Comparison of Housing Tenure Choice Dynamics*. Paper presented at the Charlie Leven Memorial Conference, Saint Louis, MO.
- Boelhouwer, P., Haffner, M., Neuteboom, P., & De Vries, P. (2004). House Price and Income Tax in the Netherlands: An International Perspective. *Housing Studies*, 19(3), 415-432.
- Bourassa, S. C., & Grisby, W. G. (2000). Income Tax Concessions for Owner-Occupied Housing. *Housing Policy Debate*, 11(3), 521-546.
- Bourassa, S. C., & Housli, M. (2007). Why do the Swiss rent? *Research Paper Series, No 7-04*: Swiss Finance Institute.
- Bourassa, S. C., & Peng, C. W. (2011). Why is Taiwan 's Homeownership's Rate so High? . *Urban Studies*, 48(13), 2887-2904.
- Brounen, D., Cox, R., & Neuteboom, P. (2012). Safe and Satisfied? External Effects of Homeownership in Rotterdam. *Urban Studies*, 49(12), 2669-2691.
- Brounen, D., & Neuteboom, P. (2008). De effectiviteit van de hypotheekrenteaftrek. *Economisch Statistische Berichten*, 93(4529), 120-121.
- Caldera Sánchez, A., & Johansson, Å. (2011). The Price Responsiveness of Housing Supply in OECD Countries. *OECD Economics Department Working Papers, No. 837*, OECD Publishing.
- Capeau, B., Decoster, A., & Vermeulen, F. (2004). Het effect van de verlaging van de Vlaamse registratierechten: simulaties met een geordend logitmodel. *Tijdschrift voor Economie en Management* 1(1), 63-82.
- Capozza, D. R., Green, R., & Hendershott, P. H. (1997). Taxes and House Prices *The Charles A. Dice Center Working Paper Series 97-16*
- Chambers, M., Garriga, C., & Schlagenhauf, D. E. (2009). Housing policy and the progressivity of income taxation. *Journal of Monetary Economics*, 56(8), 1116-1134.
- Cho, S. W. S., & Francis, J. L. (2011). Tax treatment of owner occupied housing and wealth inequality. *Journal of Macroeconomics*, 33(1), 42-60.
- Diaz-Serrano, L. (2009). Disentangling the housing satisfaction puzzle: Does homeownership really matter? *Journal of Economic Psychology*, 30(5), 745-755.
- DiPasquale, D., & Glaeser, E. L. (1998). Incentives and social capital: are homeowners better citizens? *Journal of Urban Economics*, 45(2), 354-384.
- Durning, D., & Quigley, J. M. (1985). On the Distributional Implications of Mortgage Revenue Bonds and Creative Finance. *National Tax Journal*, 38(December), 513-523.
- European Commission. (2012). Possible reforms of real estate taxation: Criteria for successful policies *European Economy- Occasional Papers, n°119*.
- Gale, W. G., Gruber, J., & Stephens-Davidowitz. (2007). Encouraging Homeownership Through the Tax Code. *Tax Notes*, 115(12).
- Glaeser, E. L., & Shapiro, J. M. (2002). The Benefits of the Home Mortgage Deduction. *NBER Working Paper Series, No 9284*.

- Goode, R. (1960). Imputed Rent of Owner-Occupied Dwellings Under the Income Tax. *The Journal of Finance*, 15(4), 504-530.
- Green, R. K., & Vandell, K. D. (1999). Giving households credit: How changes in the US tax code could promote homeownership. *Regional Science and Urban Economics*, 29(4), 419-444.
- Hendershott, P. H., Ong, R., Wood, G. A., & Flatau, P. (2009). Marital history and homeownership: Evidence from Australia. *Journal of Housing Economics*, 18(1), 13-24.
- Henderson, V., & Ioannides, Y. (1985). Tenure Choice and the Demand for Housing. *Economica*, 53(210), 231-246.
- Hilber, C. A. L., & Turner, T. M. (2010). The Mortgage Interest Deduction and its Impact on Homeownership Decisions. *SERC Discussion Paper*.
- Hilber, C. A. L., & Turner, T. M. (2013). The mortgage interest deduction and its impact on homeownership decisions. *Review of Economics and Statistics*(forthcoming 2014).
- Jappelli, T., & Pistaferri, L. (2007). Do people respond to tax incentives? An analysis of the Italian reform of the deductibility of home mortgage interests. *European Economic Review*, 51(2), 247-271.
- Karaca-Mandic, P., Norton, E. C., & Dowd, B. (2012). Interaction Terms in Non-Linear Models. *Health Service Research*, 47, 255-274.
- Kleinhans, R., Priemus, H., & Engbersen, G. (2007). Understanding Social Capital in Recently Restructured Urban Neighbourhoods: Two Case Studies in Rotterdam. *Urban Studies*, 44(5-6), 1069-1091.
- Lechner, M. (2010). The Estimation of Causal Effects by Difference-in-Difference Methods. *Foundations and Trends in Econometrics*, 4(3), 165-224.
- Memorie van Toelichting Programmawet 27 november 2004. *Parl. St. Kamer* 2004, No. 51 1437-8/001.
- Puhani, P. A. (2012). The Treatment Effect, the Cross Difference, and the Interaction Term in Non-Linear 'Difference-in-Differences' Models *Economic Letters*, 115(2012), 85-87.
- Raya, J., & Garcia, J. (2012). Which Are the Real Determinants of Tenure? A Comparative Analysis of Different Models of the Tenure Choice of a House *Urban Studies*, 49(16), 1-18.
- Rohe, W. M., & Stegman, M. A. (1994). The Effects of Homeownership: on the Self-Esteem, Perceived Control and Life Satisfaction of Low-Income People. *Journal of the American Planning Association*, 60(2), 173-184.
- Rohe, W. M., Van Zandt, S., & McCarthy, G. (2002). Social benefits and costs of homeownership. *Low-income homeownership: Examining the unexamined goal*, 381-406.
- Rosen, H. S. (1979). Housing decisions and the US income tax: An econometric analysis. *Journal of Public Economics*, 11(1), 1-23.
- Rossi, P. H., & Weber, E. (1996). The social benefits of homeownership: Empirical evidence from national surveys. *Housing Policy Debate*, 7(1), 1-35.
- Toder, E. (2014). Congress Should Phase Out the Mortgage Interest Deduction. *Cityscape*, 16(1), 211-213.
- Van de Kerchove, W. (2009). *MAKLU belastinggids 2009 - Personenbelasting Antwerpen-Appeldoorn: MAKLU*.
- Van Ommeren, J., & Van Leuvensteijn, M. (2003). New Evidence of the Effect of Transaction Costs on Residential Mobility *CPB Discussion Paper No. 18*.
- Ventry, D. J. (2014). Misinformed and Mised About the Benefits of the Mortgage Interest. *Cityscape*, 16(1).
- Warren, M., & Driver, R. (2014). A New US Home Mortgage Structure for the 21st Century. *Journal of Applied Business and Economics*, 16(2), 93-97.
- Woodruff, F. W. (2014). The Mortgage Interest Deduction : An Example of an Upside Down Federal Government Housing Subsidy. *Policy Perspectives*, 21, 105-117.

Appendix:

Tabel A.1 Beschrijvende statistieken DID analyse (ongewogen)

| | | | | | |
|--|-------------------|-------------------------------------|------------|------------|----------|
| gezinsgrootte | | kinderen | | | |
| 1 persoon | 55.32% | 0 kinderen | | 74.07% | |
| 2 personen | 24.04% | 1 kinderen | | 12.49% | |
| 3 personen | 10.46% | 2 kinderen | | 8.62% | |
| 4 personen | 6.36% | 3 kinderen | | 3.18% | |
| 5 of meer personen | 3.82% | 4 of meer kinderen | | 1.63% | |
| aantal actieven | | gezinsamenstelling | | | |
| 0 | 36.37% | gehuwd | | 20.91% | |
| 1 | 46.10% | samenwonend | | 11.63% | |
| 2 | 16.99% | alleenstaand | | 67.46% | |
| 3 or more | 0.54% | | | | |
| leeftijd referentiepersoon | | leeftijd partner | | | |
| 18-25 | 6.81% | 17-25 | | 15.66% | |
| 26-35 | 27.58% | 26-35 | | 35.06% | |
| 36-45 | 20.43% | 36-45 | | 18.01% | |
| 46-55 | 17.01% | 46-55 | | 12.01% | |
| 56-65 | 14.21% | 56-65 | | 9.26% | |
| > 65 | 13.96% | > 65 | | 10.01% | |
| opleidingsniveau referentiepersoon | | opleidingsniveau partner | | | |
| lager onderwijs of geen diploma | 13.20% | lager onderwijs of geen diploma | | 15.69% | |
| lager secundair onderwijs | 18.33% | lager secundair onderwijs | | 18.11% | |
| hoger secundair onderwijs | 28.37% | hoger secundair onderwijs | | 28.40% | |
| hogeschool | 23.25% | hogeschool | | 21.59% | |
| universiteit | 15.65% | universiteit | | 15.33% | |
| beroepsopleiding | 1.20% | beroepsopleiding | | 0.88% | |
| professionele status referentiepersoon | | professionele status partner | | | |
| zelfstandige | 3.86% | zelfstandige | | 1.97% | |
| loontrekkend | 52.20% | loontrekkend | | 45.88% | |
| werkloze | 6.91% | werkloos | | 3.63% | |
| tijdelijk werkonbekwaam | 12.78% | tijdelijk werkonbekwaam | | 10.62% | |
| gepensioneerd of bruggepensioneerd | 20.02% | gepensioneerd of bruggepensioneerd | | 9.94% | |
| huisman/-vrouw | 0.31% | huisman/-vrouw | | 19.60% | |
| student | 1.05% | student | | 2.90% | |
| andere niet actieve | 2.87% | andere niet actieve | | 5.47% | |
| gezondheid referentiepersoon | | gezondheid partner | | | |
| zeer goed | 36.36% | zeer goed | | 42.83% | |
| goed | 40.21% | goed | | 39.37% | |
| gemiddeld | 16.82% | gemiddeld | | 13.02% | |
| slecht | 5.32% | slecht | | 3.76% | |
| zeer slecht | 1.30% | zeer slecht | | 1.01% | |
| gewest | | geslacht alleenstaande | | | |
| Brussels gewest | 29.73% | man | | 43.10% | |
| Vlaams gewest | 38.43% | vrouw | | 56.90% | |
| Waals gewest | 31.83% | | | | |
| | gemiddelde | mediaan | min | max | σ |
| huidig inkomen referentiepersoon (in 1000 euro) | 16.63 | 14.91 | -52.21 | 177.38 | 9.09 |
| huidig inkomen partner (in 1000 euro) | 9.12 | 9.04 | -18.16 | 82.46 | 6.38 |
| inkomen uit vermogen (in 1000 euro) | 0.33 | 0.00 | 0.00 | 180.00 | 3.17 |
| hypothecaire interest | 5.84 | 5.78 | 4.96 | 7.18 | 0.67 |
| economische groei | 1.43 | 1.36 | -2.80 | 3.27 | 1.62 |
| geïndexeerde woningprijs (in 100 000 euro) | 1.145 | 1.36 | 0.45 | 4.91 | 0.55 |
| bebouwde oppervlakte (in %) | 18.94 | 16.80 | 1.00 | 45.42 | 10.54 |

Bron: GBE 2001-2010, NBB (2014), ADSEI (2014) & BNP Paribas (2013)

Tabel A.2 Aantal gezinnen in de treatment en de controle groep (ongewogen)

| jaar | Treatment groep | | Controle groep | |
|-----------|------------------|----------|------------------|----------|
| | nieuwe eigenaars | huurders | nieuwe eigenaars | huurders |
| 2001-2004 | 38 | 4543 | 34 | 373 |
| 2005-2010 | 70 | 6496 | 68 | 563 |
| Totaal | 108 | 11039 | 102 | 936 |

Bron: GBE 2001-2010

Tabel A.3 Permanente inkomensregressie van de referentiepersoon en zijn partner

| Afhankelijke variabele: jaarlijks inkomen in 1000 EURO | referentiepersoon | | partner | |
|--|-------------------|-----------|-------------|-----------|
| | coëfficiënt | σ | coëfficiënt | σ |
| constante | 17.031*** | 0.419 | 13.554*** | 0.365 |
| man | 1.033*** | 0.155 | 1.377*** | 0.191 |
| leeftijd gecentreerd | 0.076*** | 0.007 | 0.030*** | 0.007 |
| leeftijd gecentreerd ² | -0.003*** | 3.592E-04 | -0.002*** | 3.532E-04 |
| <i>professioneel statuut (ref: loontrekkend)</i> | | | | |
| werkloos | -8.274*** | 0.215 | -8.898*** | 0.243 |
| gepensioneerd of bruggepensioneerd | -5.399*** | 0.336 | -6.019*** | 0.353 |
| tijdelijk werkonbekwaam | -5.799*** | 0.314 | -6.349*** | 0.405 |
| huisman/-vrouw | -7.371*** | 1.160 | -13.683*** | 0.226 |
| student | -4.830*** | 0.682 | -14.826*** | 0.450 |
| andere niet actieve | -6.347*** | 0.399 | -14.281*** | 0.332 |
| zelfstandige | 5.890*** | 0.270 | -0.482 | 0.467 |
| <i>burgerlijke staat: (ref: gehuwd)</i> | | | | |
| alleenstaande | -1.541*** | 0.220 | - | - |
| samenwonend | -1.198*** | 0.241 | 0.719*** | 0.169 |
| <i>opleiding (ref: geen diploma, lager - of lager secundair onderwijs)</i> | | | | |
| universiteit | 6.708*** | 0.236 | 3.874*** | 0.247 |
| hogeschool | 2.968*** | 0.200 | 2.450*** | 0.214 |
| hoger secundair | 0.904*** | 0.180 | 0.675*** | 0.186 |
| beroepsopleiding | 1.459** | 0.637 | 0.492 | 0.746 |
| gezinsomvang | 0.229* | 0.073 | -0.142** | 0.065 |
| tweede verblijf | 5.215*** | 0.733 | 0.999* | 0.572 |
| inkomen uit vermogen | 0.126*** | 0.021 | 0.008 | 0.018 |
| <i>jaar dummy's (ref: 2001)</i> | | | | |
| jaar 2002 | 0.904*** | 0.305 | -0.131 | 0.306 |
| jaar 2003 | 0.851*** | 0.305 | 0.553* | 0.309 |
| jaar 2004 | 0.780** | 0.307 | 0.317 | 0.316 |
| jaar 2005 | 0.826*** | 0.310 | 0.189 | 0.313 |
| jaar 2006 | 1.275*** | 0.305 | 0.435 | 0.314 |
| jaar 2007 | 0.563* | 0.305 | 0.088 | 0.313 |
| jaar 2008 | 1.303*** | 0.311 | 0.358 | 0.321 |
| jaar 2009 | 1.761*** | 0.312 | 0.180 | 0.322 |
| jaar 2010 | 0.662** | 0.321 | -0.003 | 0.337 |
| n | 12185 | | 3965 | |
| aangepaste R ² | 0.340 | | 0.660 | |

Bron GBE 2001-2010. Noot: ***(**)(*) duidt op statistische significantie op het 1% (5%) (10%) niveau

Tabel A.4 Databeschrijving kapitalisatieregressie

| | | | | | |
|---|-------------------|-----------------------------|------------|------------|----------|
| bouwjaar | | aantal toiletten | | | |
| <1946 | 32.26% | 0 toiletten | | | 19.45% |
| 1946-1960 | 15.85% | 1 toilet | | | 65.42% |
| 1961-1970 | 11.76% | 2 toiletten | | | 14.27% |
| 1971-1980 | 10.54% | 3 toiletten of meer | | | 0.87% |
| 1981-1990 | 3.36% | aantal slaapkamers | | | |
| 1991-1995 | 2.99% | 0 slaapkamers | | | 0.79% |
| >1995 | 23.25% | 1 slaapkamer | | | 13.71% |
| woningtype | | 2 slaapkamer | | | 33.92% |
| open eengezinswoning | 27.66% | 3 slaapkamer | | | 37.41% |
| half open eengezinswoning | 20.98% | 4 slaapkamers | | | 11.41% |
| aaneengesloten rijwoning | 25.60% | 5 slaapkamers of meer | | | 2.75% |
| appartementsgebouw met 2 woningen | 1.14% | aantal badkamers | | | |
| appartementsgebouw met 3 à 4 woningen | 4.33% | 0 badkamers | | | 0.71% |
| appartementsgebouw met 5 à 9 woningen | 7.27% | 1 badkamer | | | 88.53% |
| appartementsgebouw met 10 of meer woningen | 12.66% | 2 badkamers | | | 10.41% |
| ander woningtype | 0.37% | 3 badkamers of meer | | | 0.34% |
| aanwezigheid van | | aantal andere kamers | | | |
| warm stromend water | 97.70% | 0 andere kamers | | | 46.90% |
| een balkon | 23.75% | 1 andere kamer | | | 38.50% |
| een tuin | 83.14% | 2 andere kamers | | | 10.40% |
| een garage | 59.50% | 3 andere kamers | | | 2.90% |
| een werkplaats of een atelier | 40.21% | 4 of meer andere kamers | | | 1.30% |
| | gemiddelde | mediaan | min | max | σ |
| aankoopwaarde | 139547 | 130000 | 23481 | 310618 | 61751 |
| kadastraal inkomen (in 1000 euro) | 0.96 | 0.75 | 0.03 | 140.5 | 3.11 |
| hypothecaire interest | 6.06 | 6.08 | 4.96 | 7.18 | 0.77 |
| consumentenvertrouwen | -4.70 | -2.58 | -16.92 | -0.17 | 4.33 |
| verkoopstransacties (per 100 inwoners) | 1.16 | 1.11 | 0.24 | 6.65 | 0.45 |
| bouwvergunningen (per 100 inwoners) | 0.45 | 0.39 | 0 | 5.61 | 0.38 |
| ΔABEX | 3.13 | 3.25 | -5.15 | 5.33 | 2.53 |

Bron: GBE 2001-2010, ADSEI (2014), BNP Paribas (2013)



Fiscaliteit en Begroting