



De kapitalisatie van het klein beschrijf in de woningprijzen: een hedonische analyse

Dr. Carine Smolders
Junior Burssens

Hogeschool Gent
Geassocieerde Faculteit Handelswetenschappen en Bestuurskunde
Maart 2013

Algemeen secretariaat – Steunpunt beleidsrelevant Onderzoek
Fiscaliteit & Begroting
p/a: HoGent, Campus Mercator, Henleykaai 84 – 9000 Gent – België
E-mail: vanessa.bombееck@hogent.be
www.steunpuntfb.be

Inleiding

De 6^{de} Staatshervorming en de overdracht van fiscale instrumenten die voor het woonbeleid kunnen ingezet worden, heeft de discussie weer doen oplaaien over de mate waarin de woonfiscaliteit eigenaarschap kan stimuleren of afremmen. Het verwerven van de eigen woning is over de tijd sterk gestimuleerd via gerichte aftrekken in de personenbelasting zoals de hypotheekrente-aftrek, of sinds 2005, de woonbonus.

Op regionaal niveau kan verwezen worden naar de tariefkorting in de registratierechten (het zgn. klein beschrijf). Reeds geruime tijd gaan stemmen op om deze belastingkorting te herzien. Vandaag is het genieten van het klein beschrijf immers gekoppeld aan het Kadastraal Inkomen (KI). In Vlaanderen kan een korting van 5% genoten worden ingeval het KI lager ligt dan 745 euro en aan een aantal aanvullende voorwaarden voldaan is. Omdat nagelaten werd het KI systematisch te herschatten en enkel lineaire indexaties plaatsvonden, rijzen twijfels over het verband tussen deze toegerekende huurwaarde en de waarde van de woningen. Recent onderzoek van Mahieu et.al.(2012) legt de grote spreiding van KI's voor gegeven verkoopprijzen bloot.

De hervormingsvoorstellen gaan uit van het vervangen van de KI's als basis van de tariefkorting door de verkoopprijzen. Deze bieden een meer transparante basis waarop de registratierechten kunnen gevestigd worden, die mee evolueert met de ontwikkeling van de intrinsieke waarde van een pand. Ze laten toe de belasting te koppelen aan een actuele grondslag, zonder een grootschalige en kostelijke perequatie te moeten organiseren. Met het hanteren van verkoopprijzen kan de belasting beter gemoduleerd worden in functie van de betaalbaarheid. Of men een woning kan aanschaffen of niet, hangt doorgaans af van de mogelijkheid om een hypotheek aan te gaan. De beleningscapaciteit wordt in sterke mate bepaald door het inkomen. De grens tot waar de tariefkorting geldt kan perfect worden afgestemd op wat bvb. een tweeverdieners gezin met 2 kinderen met een mediaan inkomen aan hypotheek kan bekomen. Ten slotte, kan het hanteren van woningprijzen i.p.v. kadastrale inkomens het anti-cyclische karakter van de registratierechten versterken: in een oververhitte woningmarkt zullen hoge prijzen resulteren in hogere registratierechten die de transacties kunnen afremmen.

Tegenstanders van het gebruik van verkoopprijzen voor een tariefkorting in de registratierechten, verwijzen vooral naar 2 argumenten. Het eerste argument betreft de verhoogde non-compliance. Er dient extra aandacht uit te gaan naar het probleem van de prijsbewimpeling: voor panden met een verkoopprijs net op de tariefgrens zal de verleiding immers groot zijn om de officiële verkoopprijs net onder de grens te stellen en de rest "onder tafel" te regelen. In een 2-tarieven systeem zal dit resulteren in extra-controle kosten. In een progressief tarieven systeem gekenmerkt door meerdere barema's wordt dergelijke bewimpeling al veel minder lonend en daalt dus ook de kans op het mislopen van een substantieel aandeel van de ontvangsten.

Het tweede argument is tot op vandaag moeilijker te weerleggen. Vaak wordt immers geponeerd dat het hervormen van het klein beschrijf zijn doel voorbij zal gaan, omdat de tariefkorting zal kapitaliseren in de verkoopprijzen. Kandidaat-kopers zullen de tariefkorting herinvesteren en daardoor de vraag naar duurdere woningen stimuleren. Bij een gelijkblijvend aanbod aan woningen zal dit de kans op het kunnen kopen van een woning voor latere kandidaat-kopers reduceren. Hoe sterk en hoe duurzaam deze prijsverhoging zal zijn hangt in sterke mate samen met de aanbodselasticiteit, met de ontwikkeling van de hypothecaire rente en met de relatie tussen de woningmarkt en de reële inkomens. Indien het aanbod op de hogere prijzen reageert door meer woningen in de markt te brengen, de hypothecaire rente stabiel blijft op een laag peil en

een sterke woningmarkt samengaat met economische groei, dan is een dergelijke kapitalisatie geen belemmering tot de verwerving van woningen.

Tot op vandaag is weinig geweten over de mate waarin de tariefkorting van de registratierechten gekapitaliseerd is in de woningprijzen. Op grond van dat gegeven zou immers verwacht kunnen worden dat 2 identieke panden die verder enkel verschillen inzake hun KI, afwijken qua verkoopprijzen. Panden met een KI net onder 745 euro zouden op grond van de kapitalisatie duurder zijn dan de panden die zich qua KI net boven deze kortinggrens situeren. In deze paper wordt een hedonische prijsanalyse opgezet met het oog op het aanleveren van nieuwe inzichten rond deze kapitalisatie van het klein beschrijf. Vanuit dit perspectief wordt de woningprijs gezien als de waardering van een bundel van attributen van een woning (Rosen, 1974). Voor deze analyse wordt een beroep gedaan op 39384 advertenties die on-line geraadpleegd werden over de periode van 25 juni tot en met 15 december 2012. Kandidaat-verkopers plaatsen op deze site zoekertjes waarin gegevens te vinden zijn over de comfortkarakteristieken van de woning, de ligging, het kadastraal inkomen, de EPC-waarde en een aantal vergunningen. In een regressie-analyse wordt deze range van elementen gelijktijdig opgenomen ter verklaring van de verkoopprijs van een pand. Aanvullend werden met ArcGIS spatiale variabelen geconstrueerd op grond van de adresgegevens. Specifiek kan daardoor gecontroleerd worden voor de statistische sector, voor de ligging in arrondissementen, provincies, etc.

Specifiek voor deze analyse, worden de panden om de kapitalisatie-effecten te kunnen identificeren gegroepeerd al naargelang hun KI inferieur is aan 699 euro; zich tussen 745-800 of tussen 801-1300 bevindt; of hoger is dan 1300 euro. De referentiegroep wordt gevormd door die woningen die een kadastraal inkomen kennen van 700-744 euro. Het is deze groep van woningen, die geacht wordt duurder te zijn door de kapitalisatie van de belastingvoordelen. Diverse analyses werden uitgevoerd met het oog op het onderzoeken van de robuustheid van de resultaten. De regressie-analyses wijzen uit dat, na controle voor de relevante karakteristieken, in geen van de analyses de woningprijzen in de referentiecategorie significant afwijken in positieve zin. De woningprijzen stijgen met het kadastraal inkomen en daarop is geen uitzondering te maken in de voor kapitalisatie gevoelig geachte zone van KI's.

Determinanten van de woningprijzen

De discussie over de kapitalisatie van belastingvoordelen in woningprijzen vergt een goed inzicht in de determinanten van de woningprijzen in Vlaanderen. In een studie van de NBB (Baugnet et.al., 2011) ligt de focus op de bredere macro-economische ontwikkelingen. Meer bepaald wordt de demografie, de rentetarieven, de deregulering en de financiële innovaties en de evolutie van het beschikbaar inkomen als belangrijke drijvers van de woningprijzen geïdentificeerd. De analyse bevat evenwel geen schattingen van de specifieke effecten van deze variabelen.

Die zijn wel te vinden in de paper van De Bruyne & Van Hove (2013). Hierin wordt de gemiddelde woningprijzen in Belgische gemeenten van 2002 verklaard door middel van socio-economische variabelen (inkomen, werkloosheidsgraad, % eigenaars van vreemde origine, % landbouwgrond van de totale gemeentelijke oppervlakte, bevolkingsdichtheid, gemeentelijke belastingvoeten), karakteristieken van de woningen (% woningen gebouwd na 1981, groei van de bevolking, % woningen verkocht van alle aanwezige huizen, tevredenheidsindicatoren inzake het groene karakter en de winkels in de buurt) en geografische elementen (afstand en reistijd met de wagen tot Brussel en tot de provincie hoofdstad, reistijd met de trein tot de provinciehoofdstad en tot Brussel, aanwezigheid van een station in de gemeente). De resultaten voor Vlaanderen wijzen uit dat de gemiddelde inkomens, het % eigenaars van vreemde origine, de aangroei van de bevolking en een groene omgeving een significant positieve invloed hebben op het gemiddeld

prijsniveau. Een hoger niveau van de werkloosheid, hogere lokale belastingen, een groter aanbod aan woningen op de markt, en een grotere afstand tot de provinciehoofdstad correleren daarentegen in negatieve zin met de gemiddelde woningprijzen per gemeente. Hoewel de reistijd per trein geen impact heeft, is dat wel het geval voor de reistijd per wagen naar de provinciehoofdstad. Hoe groter deze reistijd, hoe lager de gemiddelde verkoopprijs in een Vlaamse gemeente. In een recente publicatie van Debarys (2012) worden tevens gemiddelde woningprijzen geschat met behulp van paneldata van 588 Belgische gemeenten voor de periode van 2004 tot 2007. De tijdsvariërende variabelen die worden meegenomen zijn het netto per capita inkomen, de gemiddelde verkochte oppervlakte, de dichtheid en een spatiaal gelageerde variabele als proxy voor het effect van de omvang van de in buurgemeenten verkochte woningen. Variabelen die niet wijzigen in de tijd betreffen de opgenomen dummies voor de provincies en 3 factor indices die de aantrekkelijkheid van een gemeente indiceren. Deze 3 factoren (de aantrekkelijkheid van de buurt, de aanwezigheid van faciliteiten, de kwaliteit van het wegennet) zijn bekomen via varimax-factoranalyse van 12 indicatoren die in de socio-economische studie van 2001 werden verzameld door ADSEI. De coëfficiënten van de variabelen worden echter niet geduid omdat de doelstelling van de paper eerder van econometrische aard is.

De voorgaande analyses zoeken determinanten op het niveau van de gemiddelde prijzen van woningen per gemeente. Het nadeel daarvan is dat achter de gemiddelde woningprijzen grote verschillen kunnen schuilgaan aangezien de woningmarkt sterk gesegmenteerd is (Le Roy et.al., 2008). Hedonische prijsanalyses laten wel toe deze heterogeniteit te erkennen. In de literatuur is een lange lijst van papers te vinden die op grond van deze methodologie de kapitalisatie van omgevingskenmerken (cfr. de aanwezigheid van luchthavens, van parken, scholen), maar ook van lokale belastingen of criminaliteit kwantificeren (zie ondermeer Gibbons and Machin, 2003; Gibbons, 2004; McMillen, 2004; Rouwendal and van der Straaten, 2008). Recenter wordt deze techniek ook gebruikt om beleid te evalueren (Seko and Sumita, 2007; and Burge, 2011; Hill, 2012).

Er wordt in deze analyse vanuit gegaan dat kandidaat-kopers bereid zijn meer te betalen voor het nut dat ze ervaren van specifieke attributen van woningen, maar ook voor de nabijheid van landschappen, parken, scholen en andere overheidsdiensten. Klassiek wordt in dergelijke regressies gewerkt met prijzen per pand. Behalve woningkarakteristieken en buurtkenmerken wordt doorgaans ook de afstand van een pand tot tewerkstellingspolen en tot het centrum van een gemeente als verklarende variabelen opgenomen (Kain and Quigley, 1970; Rosen, 1974; Freeman, 1979; Palmquist, 1984).

Wat de woningkarakteristieken betreft, worden in de literatuur honderden verschillende elementen meegenomen. Zoals Malpezzi (2008) opmerkt, is er geen echte theoretische leidraad voor de specifieke keuze. Empirisch is evenwel vast te stellen dat voor wat de woningkenmerken betreft een zeer grote proportie van de variantie in prijzen kan verklaard worden indien volgende variabelen worden opgenomen: vloeroppervlakte, woningtype, leeftijd van de woning, verwarming, de aanwezigheid van specifieke structuurkenmerken zoals garages, kelders en het niveau van de afwerking. Indien beschikbaar, worden de structuurkenmerken van een pand en de buurt waarin het gelegen is, ook aangevuld met persoonlijke kenmerken van de bewoner. Op die manier kan nog meer rekening gehouden worden met de preferenties van de kopers.

In deze paper willen we met behulp van hedonische prijsanalyse inzicht bieden in de relatie tussen de vraagprijzen van woningen en de kapitalisatie van het fiscaal voordeel van het zgn. klein beschrijf. In de

volgende sectie wordt het geschatte model besproken. Vervolgens worden de data toegelicht en de resultaten geduid.

Empirisch model

Het gehanteerde model en de keuze van de variabelen is enerzijds geïnspireerd op de literatuur (Malpezzi, 2008) en is verder het gevolg van de beschikbare data. In de literatuur worden zowel lineaire, log-lineaire als log-log specificaties geschat. Op grond van de goodness of fit van de modellen wordt voor deze analyse gekozen voor de volgende logaritmische specificatie:

$$\ln P = \alpha + \beta_D HC1 + \beta_C \ln HC2 + \varepsilon$$

P is de $(n \times 1)$ vector van de woningprijzen waarbij n het aantal observaties voorstelt; In de schattingen wordt de natuurlijke logaritmen van P gehanteerd; HC is een $n \times (k + 1)$ matrix van observaties m.b.t. k dummy variabelen; β_D is de $[(k + 1) \times 1]$ vector van de coëfficiënten die hiermee corresponderen; HC2 is de $(n \times k)$ vector van continue variabelen in de schatting waarvan de natuurlijke logaritmen genomen wordt; β_C is de corresponderende $(n \times k)$ vector van de parameter schatters; ε is de $(n \times 1)$ vector van error fouten die verondersteld worden onafhankelijk te zijn van elkaar en verder homoskedastisch.

Het transformeren van de afhankelijke variabele in $\ln P$ geeft het voordeel dat de coëfficiënten van de continue variabelen als elasticiteiten kunnen uitgedrukt worden. Om de beta's van de dummy variabelen tevens als elasticiteiten te kunnen interpreteren, dienen deze de transformatie van $(e^\beta - 1)$ te ondergaan (Nordman & Wagner, 2012).

5

De opgenomen variabelen, de bron van de data en de verwachte tekens van de coëfficiënten zijn opgenomen in Tabel 1 op de volgende pagina. Inzake de structuurkenmerken wordt a priori verwacht dat appartementen goedkoper zijn dan woonhuizen, maar dat panden met meer slaapkamers, badkamers of een grotere living duurder verkocht worden. Uit de literatuur is ook af te leiden dat een pand georiënteerd op het Zuiden doorgaans duurder is. Over de overige oriëntaties (Oosten en Westen; referentiecategorie= Noorden) is a priori geen verwachting te formuleren inzake het teken. Tenslotte vermelden verkopers op immoweb ook in vele gevallen of een pand al of niet een vergunning bekomen heeft om te verkavelen. De verwachting is dat een verkavelingsvergunning de verkoopwaarde van een pand de hoogte in drijft.

Wat de kenmerken inzake de staat van de woning betreft, worden in de analyse zowel subjectieve inschattingen als gekwantificeerde data opgenomen. Enerzijds wordt gecontroleerd voor de energiezuinigheid van de woning door middel van de opname van het gerapporteerde EPC-niveau. Hoe hoger de EPC-waarde, hoe slechter de energie-efficiëntie van de woning. Verwacht wordt dat dit zich zal weerspiegelen in de prijzen: energiezuinigere woningen worden verwacht een hogere vraagprijs te kennen dan de overige woningen. Het bouwjaar wordt tevens als een proxy van de staat van de woning opgenomen. Oudere woningen vergen vaker renovaties en zijn qua isolatieniveau en technische uitrusting mogelijk minder aantrekkelijk. Anderzijds kan het evenwel ook zo zijn dat oudere woningen een grotere bewoonbare oppervlakte en oppervlakte van de tuin vertonen, waardoor ze duurder zijn. Het teken van de coëfficiënt is dus a priori onbeslist. De on-line adverteerder geeft in een behoorlijk aantal gevallen aan of hij keuringsattesten kan voorleggen voor de woning. Deze parameter wordt verwacht een positieve coëfficiënt te vertonen. Drie dummy variabelen corresponderen vervolgens met de appreciatie van de plaatser van de advertentie inzake de staat van de woning. Woningen in goede staat of recent gerenoveerd worden verwacht significant meer waard te zijn op de markt dan de referentiecategorie "op te frissen". De categorie

“te renoveren” wordt daarentegen verwacht een negatieve coëfficiënt op te leveren. In vergelijking met de referentiecategorie zijn deze woningen slechter geprijsd op de markt. Tenslotte brengen we ook het kadastraal inkomen (KI) onder bij de parameters die de staat van de woning indiceren. Gezien de doelstelling van de paper, worden de panden opgesplitst in groepen in functie van het KI; de referentiecategorie is deze met een KI van 700 tot 744 euro. Verwacht wordt dat de dummyvariabele DKlo699 een negatieve coëfficiënt vertoont versus een positieve coëfficiënt voor alle overige dummies.

Tabel 1 : overzicht van de verklarende variabelen, de databronnen en het verwachte teken

verklarende variabelen	Toelichting; bron van de data	Verwacht teken
Structuurkenmerken woning		
Dappartement	Dummy variabele: Het pand betreft een appartement; immoweb	-
Inaantalgevels	Aantal gevels; immoweb	+
Inaantalslaapkamers	Aantal slaapkamers; immoweb	+
Inaantalbadkamers	Aantal badkamers; immoweb	+
Inoppervlakteliving	Oppervlakte van de living; immoweb	+
Dtuinoriëntatieoost	Dummy variabele: De tuin is georiënteerd op het oosten;immoweb	?
Dtuinoriëntatiwest	Dummy variabele: De tuin is georiënteerd op het westen;immoweb	?
Dtuinoriëntatiezuid	Dummy variabele: De tuin is georiënteerd op het zuiden ;immoweb	+
Dverkavelingsvergund	Dummy variabele: Vergunning bekomen om de kavel te mogen verkavelen; immoweb	+
Kenmerken inzake de staat van de woning		
InEPCwaarde	EPC-waarde;immoweb	-
Inbouwjaar	Bouwjaar:immoweb	+/-
Dmetkeuringsverslag	Dummy variabele: Woning wordt verkocht met een keuringsattest; immoweb	+
Dgoedestaat	Dummy variabele: De verkoper verklaart dat de woning in goede staat is; immoweb	+
Dvernieuwd	Dummy variabele: De verkoper verklaart dat de woning recent vernieuwd is; immoweb	+
Dterenoveren	Dummy variabele: De verkoper verklaart dat de woning te renoveren is is; immoweb	-
Dki0699	Dummy variabele: Het kadastraal inkomen ligt tussen 0 en 699 euro; immoweb	-
Dki745800	Dummy variabele: Het kadastraal inkomen ligt tussen 745 en 800 euro; immoweb	+
Dki8011300	Dummy variabele: Het kadastraal inkomen ligt tussen 801 en 1300 euro; immoweb	+
Dki1301end	Dummy variabele: Het kadastraal inkomen is hoger dan 1301 euro; immoweb	+
Kenmerken inzake de ligging		
DprovincieOVL	Dummy variabele: Het pand is gelegen in de provincie Oost-Vlaanderen;immoweb	?
DprovincieWVL	Dummy variabele: Het pand is gelegen in de provincie West-Vlaanderen;immoweb	?
DprovincieLimburg	Dummy variabele: Het pand is gelegen in de provincie Limburg;immoweb	?
DprovincieVLBrabant	Dummy variabele: Het pand is gelegen in de provincie Vlaams-Brabant;immoweb	?
Dc13	Dummy variabele: Het pand is gelegen in een van de 13 centrumsteden;immoweb	?
Dachtergesteldebuurt	Dummy variabele: Het pand is gelegen in een achtergestelde buurt;Kesteloot.et.al,.2011	-
Indensity	De dichtheid van de gemeente waarin het pand gelegen is; ADSEI	+/-

Inzake de ligging wordt in deze analyse rekening gehouden met de provincies, de centrumsteden en tevens met de buurtkarakteristieken. Tevens wordt gecontroleerd voor achtergestelde buurten, zoals geïdentificeerd door Kesteloot et.al.(2011). In een aantal analyses wordt ook een parameter van de dichtheid meegenomen. Deze wordt berekend als het aantal inwoners/oppervlakte van een gemeente. Verwacht wordt dat een hogere dichtheid zal resulteren in hogere vraagprijzen omdat een hogere dichtheid een indicator kan zijn van een woningmarkt die langs de aanbodsijde sterk onder druk staat. Anderzijds blijkt uit de literatuur dat een negatief teken van een dergelijke variabele ook voorkomt en verklaard wordt op grond van het feit dat in dicht bevolkte gebieden de gemiddelde oppervlakte van de panden beperkter is, wat zich vertaalt in lagere vraagprijzen.

Data

Over de periode juni 2012 en december 2012 werden unieke immo-advertenties geanalyseerd die publiek beschikbaar waren op immoweb. Kandidaat-verkopers en makelaars die hier een advertentie plaatsen delen hierbij een groot aantal kenmerken van het goed mee. Ze formuleren ook een vraagprijs. Dit is niet noodzakelijk de uiteindelijke verkoopprijs maar geeft wel een beeld van de aanbodsijde van de markt. Het gebruik van "self-reported appraisals" is niet ongebruikelijk in de literatuur (voor een discussie terzake zie Kain and Quigley (1972), Follain and Malpezzi (1981), and Goodman and Ittner (1992)). Malpezzi (2008) stelt terzake dat hoewel de variantie in de ingeschatte prijzen en de appreciatie van de kenmerken van een woning groter is in dergelijke datasets, dit niet tot vertekeningen leidt.

De totale steekproef aan unieke advertenties bedraagt 39 384 panden. De steekproef bevat echter nog een aantal outliers. Voor de variabele "verkoopprijs" wordt de sample beperkt tot de range (119000-650000 euro). Inzake de KI's worden enkel panden behouden met een kadastraal inkomen tussen de 292 en 2160 euro. Hierdoor is de steekproef gereduceerd tot 21 264 eenheden. Enkel appartementen en woningen worden weerhouden. 76.7% of 16 319 zoekers hiervan zijn woningen; 23.3% of de resterende 4945 units betreffen appartementen.

Voor analyses op het niveau van de centrumsteden zijn 3 271 waarnemingen ter beschikking. De panden die niet in deze 13 centrumsteden gelegen zijn vormen samen een groep van 17 993 eenheden.

De verdeling van de resterende panden over klein beschrijf en groot beschrijf woningen is weergegeven in Tabel 2.

Tabel 2: verdeling van de woningen in de steekproef in functie van het KI

ki	Totaal	Appartementen	Woningen
<745 euro	43.1%	28.3%	48%
>= 745 euro	56.9%	71.7%	52%

Voor de analyse van de woningprijzen in Vlaanderen werd de databank van on-line advertenties gekoppeld aan administratieve data inzake het bevolkingsaantal in de gemeente, de oppervlakte van de gemeente en de bevolkingsdichtheid. Verder werden de panden met ArcGIS geografisch gelokaliseerd en op grond daarvan ondergebracht in een statistische sector (n=5271). Op basis van het CRAB-bestand (Centraal Referentie Adressen Bestand), dat door het AGIV werd opgebouwd, kunnen de panden ook geclassificeerd worden in achtergestelde buurten. De gehanteerde indeling is deze van Kesteloot et al.(2011) (zie Koninklijk besluit 12.5.2003 tot wijziging van het KB/WIB 92 inzake de belastingvermindering voor uitgaven voor vernieuwing van woningen gelegen in een zone voor positief grootstedelijk Beleid). De studie bakent in

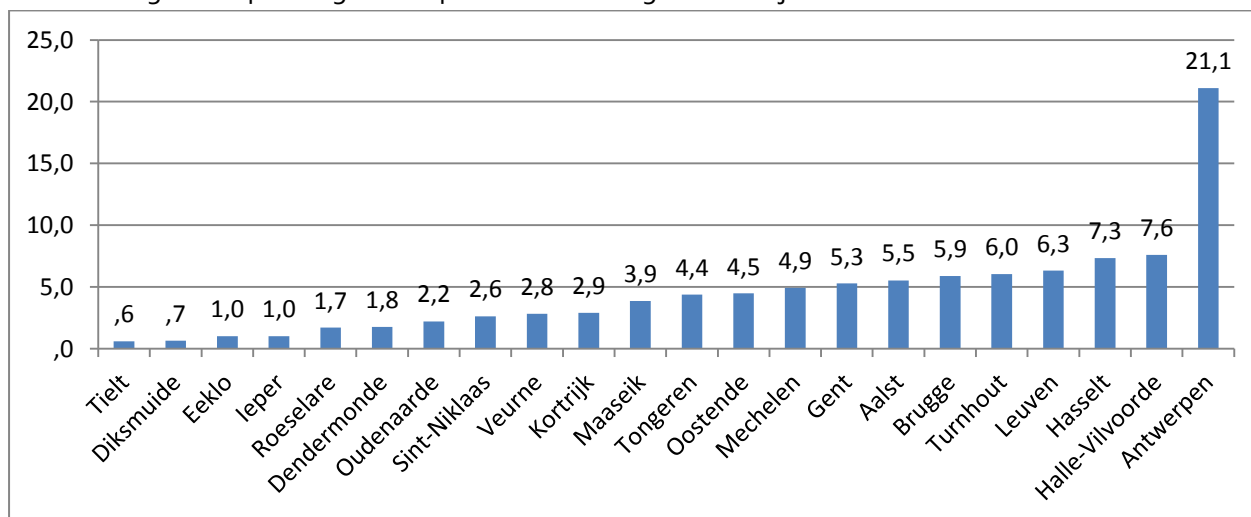
totaal 1369 zones af in België waarvan het merendeel gelegen in de andere Gewesten. Onderstaande Tabel 3 geeft de spreiding van deze buurten weer over de stadsgewesten.

Tabel 3: overzicht van de achtergestelde buurten in de stadsgewesten

<i>Achtergestelde buurten</i>		
Stadsgewest	Aantal achtergestelde buurten	Bevolking in deze buurten
Brussel	295	503 549
Charleroi	274	257 906
Luik	267	280 959
Bergen	140	136 084
Antwerpen	76	156 361
La Louvière	102	96 891
Verviers	36	38 564
Namen	31	32 425
Gent	38	77 051
Doornik	28	25 135
Hasselt	15	26 278
Oostende	20	27 315
Kortrijk	11	9 638
Leuven	9	5 923
Sint-Niklaas	11	13 857
Mechelen	12	12 525
Brugge	4	2 536
TOTAAL	1 369	1 702 997

Het aantal waarnemingen gelegen in achtergestelde buurten betreft resp. 9% voor appartementen, 9.5% voor woningen en 9.4%(n=1545) voor de globale steekproef. 32.1% van deze panden is te situeren in de provincie Antwerpen, 20.1% in West-Vlaanderen, 18.4% in Oost-Vlaanderen, 13.9% in Vlaams-Brabant. Een verdeling van de te koop aangeboden panden in achtergestelde buurten over de verschillende arrondissementen is gegeven in Figuur 1.

Figuur 1: spreiding van de panden in achtergestelde wijken over de arrondissementen



We vermelden verder nog dat de woningen in de databank qua vraagprijs variëren tussen 199 500 euro en 649 900 euro; de mediaanprijs bedraagt 249 000 euro; de gemiddelde vraagprijs bedraagt 269 938 euro (st.dev=102 530 euro). De gemiddelde woning is gebouwd in 1968, heeft 1 badkamer en 3 slaapkamers. Het

EPC-peil varieert tussen 0 en 999 maar bedraagt gemiddeld 405.18 (st.dev.=201.615). Voor de overige beschrijvende statistieken van de variabelen in de analyse wordt verwezen naar appendix 1.

Resultaten

De resultaten van de regressieanalyses zijn weergegeven in de Tabel 4 op de volgende pagina. Voor alle uitgevoerde analyses werd vooraf gecontroleerd op multi-colineariteit. De VIF test is voor alle variabelen in alle regressies inferieur aan 10, wat aangeeft dat de verklarende variabelen niet op een ongeoorloofde manier met elkaar correleren. Vooraf werd ook geverifieerd in welke mate de waarnemingen geclusterd zijn in statistische sectoren. 91.8% van de sectoren tellen maximaal 2 panden, wat bevestigt dat de waarnemingen in de analyse sterk gespreid zijn. Gezien de omvang van de steekproef is de kans dus beperkt dat er sprake is van vertekeningen van de resultaten ten gevolge spatiale autocorrelatie. Met behulp van de White test werd gecontroleerd voor heteroskedasticiteit. Indien in de residuele variantie een patroon terug te vinden was, werd de schatting uitgevoerd met HC1-errors.

De empirische strategie bestaat erin verschillende regressies te schatten voor verschillende aantallen waarnemingen en controlevariabelen en steeds na te gaan of de kernvariabelen (KI) nog significant zijn en de verwachte tekens vertonen.

De eerste set van regressieresultaten (REG1) bevat het maximaal aantal variabelen waarvoor er nog meer dan 500 valide waarnemingen in de dataset overblijven na matching met de andere variabelen. Gezien de opname van de dummy variabelen met betrekking tot de oriëntatie van de tuin, is deze regressie beperkt tot woonhuizen. In totaal is deze analyse gebaseerd op 685 waarnemingen.

In de volgende sets REG2 t.e.m. REG3 worden systematisch variabelen geëlimineerd. In REG2 worden "Dverkavelingsvergunning" en "Dmetkeuringsverslag" en "Dachtergesteldebuurt" gesupprimeerd. Geen van deze variabelen bleek significante coëfficiënten te vertonen in REG1 en door het verwijderen van deze variabelen stijgt het aantal waarnemingen tot $n=1459$. In REG3 wordt ervoor geopteerd om ook "Inoppervlakteliving" weg te laten. Deze variabele werd slechts in een beperkte set van advertenties opgenomen. Hierdoor neemt de steekproef toe tot 2671 waarnemingen.

REG4 geldt niet enkel meer voor woonhuizen, maar tevens voor appartementen, doordat de beperkende variabelen inzake de oriëntatie van de tuin weggelaten worden. De resultaten zijn nu gebaseerd op 6831 waarnemingen.

Indien ook het bouwjaar en de dichtheid achterwege gelaten worden (REG5), dan kunnen uitspraken gedaan worden over 11493 waarnemingen. In deze analyse wordt een dummy toegevoegd voor de aard van het pand ("Dappartement").

Door het reduceren van het aantal variabelen daalt de verklaringskracht van 61.3%(REG1) naar 50.6% (REG5), maar deze is nog steeds respectabel gezien het feit dat er geen persoonlijke karakteristieken van de bewoners kunnen opgenomen worden.

Tabel 4: regressieresultaten

	REG 1			REG2			REG3			REG4			REG5		
verklarende variabelen	B	Sign.	HC1 corrected Std. Error	B	Sign.	Std. Error	B	Sign.	Std. Error	B	Sign.	HC1 Corr. Std. Error	B	Sign.	HC1Corr.Std. Error
(Constant)	31,033	****	8,223	29,437	****	3,762	30,75	****	3,15	21,646	****	2,493	12,924	****	0,035
Lnaantalgevels	0,256	****	0,042	0,244	****	0,023	0,258	****	0,018	0,258	****	0,012			
Lnaantalslaapkamers	0,106	****	0,039	0,118	****	0,022	0,124	****	0,019	0,289	****	0,012	0,162	****	0,010
Lnaantalbadkamers	0,167	****	0,036	0,144	****	0,021	0,145	****	0,018	0,163	****	0,013	0,176	****	0,011
Lnoppervlakteliving	0,085	****	0,025	0,104	****	0,016									
Lnbouwjaar	-2,412	***	1,076	-2,191	****	0,492	-2,308	****	0,411	-1,188	****	0,326			
LnEPcwaarde	-0,162	****	0,021	-0,176	****	0,014	-0,187	****	0,011	-0,097	****	0,007	-0,112	****	0,005
Dverkavelingsvergund	0,000		0,018												
Dmetkeuringsverslag	-0,003		0,019												
Dtuinoriëntatieoost	0,084		0,071	0,135	***	0,05	0,116	***	0,043						
Dtuinoriëntatiwest	0,002		0,058	0,028		0,046	0,056		0,041						
Dtuinoriëntatiezuid	0,059	***	0,027	0,027		0,02	0,032	**	0,016						
Dgoedestaat	0,041	**	0,021	0,045	****	0,013	0,026	***	0,01	0,02	****	0,006	0,02	****	0,005
Dvernieuwd	0,017		0,044	0,038	*	0,022	0,038	**	0,018	0,066	****	0,013	0,039	****	0,010
Dterenoveren	-0,046		0,032	-0,036	**	0,019	-0,041	***	0,016	-0,048	****	0,011	-0,076	****	0,009
Dki0699	-0,027		0,036	-0,085	****	0,024	-0,094	****	0,02	-0,079	****	0,012	-0,132	****	0,009
Dki745800	0,151	****	0,047	0,061	*	0,032	0,069	***	0,027	0,032	***	0,016	0,025	***	0,012
Dki8011300	0,207	****	0,033	0,143	****	0,023	0,158	****	0,019	0,119	****	0,012	0,148	****	0,009
Dki1301end	0,393	****	0,037	0,307	****	0,026	0,333	****	0,022	0,325	****	0,013	0,383	****	0,010
DprovincieOVL	0,023		0,024	-0,016		0,017	-0,016		0,014	0,03	****	0,008	0,019	****	0,007
DprovincieWVL	0,058	**	0,034	0,026		0,02	0,009		0,015	0,066	****	0,010	0,081	****	0,008
DprovincieLimburg	-0,123	****	0,023	-0,135	****	0,016	-0,146	****	0,013	-0,132	****	0,008	-0,069	****	0,006
DprovincieVLBrabant	0,000		0,028	-0,006		0,015	-0,014		0,013	0,011		0,009	0,008		0,007
Dc13	0,080	****	0,030	0,006		0,019	-0,003		0,016	0,002		0,010	-0,042	****	0,007
Dachtergesteldebuurt	0,013		0,023												
Lndensity	-0,018	***	0,008	-0,01	**	0,005	-0,012	***	0,004	-0,034	****	0,003			
Dappartement													-0,317	****	0,008
R ²	61,3			60,4			59			52,1			50,6		
N	685			1459			2171			6831			11493		
afhankelijke variabele	Inverkoopprijs														

De verschillende sets van regressieanalyses leggen bloot dat de vraagprijs hoger is voor woningen met meerdere gevels, met meerdere slaapkamers, met meerdere badkamers en gekenmerkt door een grotere oppervlakte van de living. De grootste effecten worden waargenomen bij uitbreiding van het aantal gevels: als het aantal gevels toeneemt van 1 naar 2 (+100%) dan gaat dit gepaard met een procentuele prijsstijging van 25,6%. Het bouwjaar vertoont een significant negatieve coëfficiënt: recentere woningen kennen een lagere verkoopprijs, na controle voor alle andere in de analyse opgenomen elementen. Een plausibele verklaring is dat deze variabele enkel nog de wijziging in globale oppervlakte opneemt. Deze is over de tijd duidelijk afgenomen, wat de negatieve coëfficiënt kan verklaren.

Voor wat de EPC-waarde betreft, vertonen alle regressies de verwachte negatieve significante coëfficiënten. De elasticiteit is hier 0.162, wat qua grootteorde vergelijkbaar is met deze van het aantal badkamers.

De opgenomen variabelen in REG1 m.b.t. het al of niet hebben van een vergunning om te verkavelen en het keuringsattest zijn niet significant.

In 2 van de 3 regressies waarin de set van dummies werden opgenomen, blijkt de oriëntatie van de tuin wel een significante impact te vertonen op de vraagprijzen. Tuinen georiënteerd op het Oosten en op het Zuiden worden hoger gewaardeerd.

Indien verkopers zelf van oordeel zijn dat de woning in goede staat is, dan is de vraagprijs ook significant hoger dan in geval van op te frissen panden. De appreciatie "te renoveren" correspondeert verder met lagere vraagprijzen in vergelijking met de referentiecategorie "op te frissen".

De ligging van de woning blijkt duidelijk van belang voor de prijsbepaling. Woningen gelegen in West-Vlaanderen blijken significant duurder in 3 van de 5 regressie analyses dan deze gesitueerd in Antwerpen. Het omgekeerde geldt voor woningen die te koop worden aangeboden in de provincie Limburg.

Woningen gesitueerd in de centrumsteden blijken in 4 van de 5 regressies duurder dan de overige woningen. De dummy is evenwel enkel significant in REG1. Wanneer gecontroleerd wordt voor structuur- en liggingskenmerken in de meest uitgebreide zin, dan is de elasticiteit gelijk aan 0.08. De variabele vertoont een negatieve coëfficiënt in REG5. Dit is mogelijk te wijten aan het feit dat in vergelijking met REG4 de variabele die de dichtheid meet niet langer opgenomen is. De coëfficiënt van deze dichtheidsvariabele is in alle voorgaande analyses significant negatief. In REG2, REG3 en REG4 is de variabele DC13 indien tegelijkertijd aanwezig met de dichtheidsvariabele niet significant.

De dummy voor de achtergestelde buurten is tevens niet significant.

De variabele inzake de bevolkingsdichtheid vertoont in alle regressies een significant negatief teken.

In REG5 is de variabele Dappartement zoals verwacht significant negatief. De coëfficiënt correspondeert met een elasticiteit van -0.37. Appartementen zijn dus globaal gemiddeld meer dan een derde goedkoper dan woningen.

Voor wat het kadastraal inkomen betreft is het duidelijk dat woningen onder de referentiegroep van 700-744 euro in alle analyses goedkoper zijn. Woningen met een KI boven de grens van 745 euro zijn systematisch significant duurder dan de referentiegroep. De coëfficiënten geven ook aan er een logische verhouding is tussen de verschillende categorieën van panden gerangschikt op het KI. In REG1 vertonen woningen met een KI van 745-800 euro een coëfficiënt van 0.15; woningen met een KI van 801-1300 euro vertonen een coëfficiënt van 0.207; de woningen in de groep met de hoogste KI's (>1300 euro) vertonen een coëfficiënt van 0.393.

Hieruit kan besloten worden dat het voordeel van het klein beschrijf dat zich voornamelijk situeert in de klassen 700-745 euro, deze woningen niet aantrekkelijker maakt en zich dus niet vertaalt in hogere vraagprijzen. Diverse robustness checks werden uitgevoerd. Nagegaan werd of de resultaten afhankelijk zijn

van de gekozen classificaties van de KI's. De analyses laten toe te weerleggen dat de resultaten te wijten zijn aan de a priori gemaakte indeling van KI's.

Conclusies

De 6de Staatshervorming brengt een aantal fiscale instrumenten voor het woonbeleid binnen handbereik van de Gewesten. Belastingverminderingen in de personenbelasting zoals de Woonbonus gericht op het ondersteunen van de woningmarkt zullen voortaan vorm gegeven kunnen worden door de Vlaamse overheid. Daardoor is er een uniek momentum aangebroken om de regionale woonfiscaliteit meer globaal te evalueren. Vlaanderen kon voordien immers reeds de toegang tot de woningmarkt sturen via de registratierechten op de overdracht van onroerend goed. Via de onroerende voorheffing kon de gebruikerskost van woningen met bepaalde karakteristieken gemoduleerd worden.

Sedert een aantal jaren gaan stemmen op om de tariefkorting in de registratierechten te evalueren. Meer bepaald wordt overwogen om af te stappen van het kadastraal inkomen als basis voor de toekenning van de tariefkorting. Alternatief wordt gedacht aan het koppelen van de korting aan de transactieprijs zelf. De vraag die hierbij rijst, is welke impact dit kan hebben op de evolutie van de woningprijzen en de woningmarkt in het algemeen. Internationale studies over andere fiscale voordelen zoals de hypotheekrenteaftrek wijzen immers op een mogelijke kapitalisatie van het fiscaal voordeel in de prijzen. Hierdoor wordt het aanschaffen van een woning vandaag aantrekkelijker, maar voor de volgende generaties potentieel minder haalbaar. Of een dergelijk prijsopduweffect zich voordoet hangt in sterke mate af van de reactie van de markt langs de aanbodszijde op de extra gecreëerde vraag.

Voor België in het algemeen, en voor Vlaanderen in het bijzonder, is er nog niet veel evidentie van dergelijke prijsopduweffecten ten gevolge de voordelen verbonden aan de woonfiscaliteit. Weinig is nog geweten over hoe duurzaam dergelijke prijseffecten zijn. Veren de prijzen op gedurende enkele jaren na de introductie van de maatregel of is er sprake van een structurele verhoging van het prijsniveau? Doen de effecten zich in gelijke mate voor bij appartementen en bij woonhuizen, in steden en in andere gemeenten?

In dit onderzoek werd met behulp van een hedonische analyse nagegaan in welke mate de huidige tariefkorting in de registratierechten zich vertaalt in duurdere woningen. Specifiek werd daarvoor een dataset van 39 384 immobiliën advertenties die online beschikbaar waren tussen juni en december 2012 gehanteerd. Deze bevatten niet de uiteindelijke transactieprijs, maar wel de vraagprijs, zoals geformuleerd door de verkoper of diens makelaar. Het is evenwel de verwachting, dat als er zich een kapitalisatie-effect zou voordoen, dit zich zeker ook zou doorvertalen in de vraagprijzen. De hypothese die in dit verband getest wordt is of woningen met een KI net onder de tariefgrens (745 euro) met vergelijkbare karakteristieken duurder zijn dan woningen net boven deze tariefgrens.

Na controle voor een ruime set van woningkenmerken en liggingskarakteristieken wijzen de resultaten van de log-log regressies uit dat woningen met een kadastraal inkomen tussen 700 en 744 euro niet significant duurder zijn dan woningen in de categorie 745-800 euro. De kadastrale inkomens vertonen een duidelijk positief verband met de vraagprijzen en er is geen structurele breuk te identificeren voor de groep woningen die fiscaal gezien interessanter zijn voor de koper, maar op grond van vele andere karakteristieken sterk vergelijkbaar zijn. De analyse kan nog versterkt worden door toevoeging van extra liggingsvariabelen die kunnen corresponderen met de preferenties van de kopers/verkopers (cfr. ligging t.o.v. tewerkstellingspolen, statistische sector, afstand tot parken, scholen, nutsvoorzieningen, etc.), maar de

diverse specificaties tonen toch wel overtuigend aan dat het zgn. klein beschrijf geen prijsopduweffect meer genereert. De analyse toont ook aan dat de kapitalisatie-effecten van belastingen verschillend kunnen zijn al naargelang van de heffing en het recente karakter van de heffing. Ook de toestand op de markt (vragersmarkt versus aanbiedersmarkt) kan evident tot verschillende effecten aanleiding geven.

Referenties

- Baugnet, V., Butzen, P., Cheliout, S., Melyn, W., & Wibaut, Q.(2011). Einde van de crisis op de woningmarkten? Een internationaal overzicht, *Economisch Tijdschrift NBB*: 57-76.
- Burge, G.S. (2011). Do tenants capture the benefits from the Low Income Housing Tax Credit Program?, *Real Estate Economics*,39(1): 71–96.
- Debarys, N.(2012).The Mundlak approach in the spatial Durbin panel data model, *Spatial Economic Analysis*, 7.1: 109-131.
- De Bruyne, K. & Van Hove, J. (2013). Explaining the spatial variation in housing prices: an economic geography approach, *Applied Economics*, Volume 45, Number 13, 1 May 2013: 1673-1689.
- Follain, J. & Stephen Malpezzi, S. (1981). The Flight to the Suburbs: Insight from an Analysis of Central City versus Suburban Housing Costs. *Journal of Urban Economics*, 9(3), May 1981: 381-98.
- Freeman, A. M. (1979). The hedonic price approach to measuring demand for neighbourhood characteristics, in: D. SEGAL (Ed.) *Studies in Urban Economics*: 52–77. New York:Academic Press.
- Gibbons, S. and Machin, S. (2003). Valuing english primary schools, *Journal of Urban Economics*,53: 197–219.
- Goodman, J.L. & Ittner, J.B.(1992). The Accuracy of Home Owners' Estimates of House Value, *Journal of Housing Economics*, 2(4): 339-57.
- Hill, R. J. (2012). Hedonic price indexes for residential housing: a survey, evaluation and taxonomy, *Journal of Economic Surveys*. doi: 10.1111/j.1467-6419.2012.00731.x
- Kain, J. F. & Quigley, J. M. (1970). Measuring the value of housing quality, *Journal of the American Statistical Association*, 45: 532–548.
- Kain, John F. and John M. Quigley(1972). Note on Owners' Estimates of Housing Value, *Journal of the American Statistical Association*, 67: 803-806.
- Kesteloot, C. et al. (2011). Dynamische analyse van de buurten in moeilijkheden in de Belgische stadsgewesten. Instituut voor Sociale en Economische Geografie.
- Le Roy, M., Debusschere, E., Heylen, K., Vandorpe, L., & Vandekerckhove, B. (2008). Onderzoek naar woningmarktsegmenten. Leuven: Steunpunt Ruimte en Wonen.
- Mahieu, B., Heyndels, B., Burssens, J., Goeminne, S. & Smolders, C.(2012). Een analyse van de relatie tussen KI en woningprijzen in de Vlaamse centrumsteden, *Documentatieblad van Financiën, FOD Financiën*,72(2):167-222.
- Malpezzi, S. (2008). Hedonic Pricing Models: A Selective and Applied Review, *Housing Economics and Public Policy*, 67-89.
- McMillen, D. (2004). Airport expansions and property values: the case of Chicago O'Hare airport, *Journal of Urban Economics*,55: 627–640.
- Nordman, E. E., & Wagner, J. (2012). Public purchases and private preferences: Challenges for analyzing public open space acquisitions, *Urban Forestry & Urban Greening*.
- Palmquist, R.B.(1984). Estimating the demand for the characteristics of housing, *Review of Economics and Statistics*, 66:394-404.
- Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition, *Journal of Political Economy*, 82: 34–55.
- Rouwendaal, J. & van der Straaten, J.W. (2008). The costs and benefits of providing open space in cities, Tinbergen Institute Discussion Papers 08-001/3, Tinbergen Institute.
- Seko, M. and Sumita, K. (2007). Japanese housing tenure choice and welfare implications after the revision of the tenant protection law, *Journal of Real Estate Finance and Economics*,35: 357–383.

Appendix 1

	N	Minimum	Maximum	GEMIDDELDE	STANDAARDAFWIJKING
Lnprijs	21264	11,69	13,38	12,4393	,36200
Inaantalgevels	15630	,00	1,79	,9975	,35100
Inaantalslaapkamers	20250	,69	4,13	1,0946	,30008
Inaantalbadkamers	15056	,00	4,70	,1013	,26327
Inoppervlakteliving	9109	,00	8,46	3,5154	,34985
Inbouwjaar	15637	7,47	7,61	7,5848	,01375
InEPCwaarde	16928	,00	6,91	5,8905	,52783
Dverkavelingsvergund	12666	,00	1,00	,2267	,41875
Dmetkeuringsverslag	8547	,00	1,00	,6623	,47294
Doptefrisen	21264	,00	1,00	,0738	,26143
Dvernieuwd	21264	,00	1,00	,0483	,21450
Dterenoveren	21264	,00	1,00	,1306	,33697
Dgoedestaat	21264	,00	1,00	,4755	,49941
Dki0699	21264	,00	1,00	,3656	,48161
Dki700745	21264	,00	1,00	,0647	,24602
Dki745800	21264	,00	1,00	,0561	,23013
Dki8011300	21264	,00	1,00	,3809	,48561
Dki1301end	21264	,00	1,00	,1327	,33927
Dachtergesteldebuurt	21264	,00	1,00	,0936	,29126
Indensity	21253	,58	10,02	7,6212	1,25783
Dc13	21264	,00	1,00	,1538	,36079
DprovincieWVL	21264	,00	1,00	,1989	,39917
DprovincieOVL	21262	,00	1,00	,1835	,38710
DprovincieAntwerpen	21264	,00	1,00	,3220	,46727
DprovincieLimburg	21262	,00	1,00	,1543	,36121
DprovincieVLBrabant	21264	,00	1,00	,1412	,34826
Dappartement	21264	,00	1,00	,2326	,42247
Dtuinoriëntatiezuid	5212	,00	1,00	,9018	,29766
Dtuinoriëntatieoost	6964	,00	1,00	,0873	,28230
Valid N (listwise)	685				