

# Determinanten van belastingtarieven in Vlaamse gemeenten

Stijn GOEMINNE, Carine SMOLDERS & Adeliën DECRAMER<sup>(\*)</sup> <sup>(\*\*)</sup>

## ABSTRACT

The literature shows that fiscal policy decisions are constrained by political forces. Most of the time, these forces are studied individually. Still fiscal policy decisions are subject to these forces simultaneously. In this paper, we set up a model that tests these forces jointly on the Flemish local income tax rate and the local property tax rate. The results of the joint analysis differ from those of the individual tests, providing evidence that studying the tax rate determinants individually may lead to premature conclusions. Especially neglecting fiscal interaction and fiscal illusion variables may lead to opposing conclusions. The joint analysis provides evidence of partisan politics, fragmentation effects, electoral budget cycles, fiscal interaction and fiscal illusion.

**Keywords:** local income tax rates, local property tax rates, ideology, fragmentation, yardstick competition, fiscal illusion, electoral cycle

**JEL Classification Code:** H20, H24, H71

---

(\*) Dit artikel is een adaptatie van hoofdstuk 2 uit het doctoraat "Essays on strategic fiscal policy in Flemish municipalities" van Stijn Goeminne. We danken Bruno Heyndels (promotor), Benny Geys, Mona Grinwis, Marc Jegers, Leo Van Hove en Magali Verdonck voor hun bemerkingsen en suggesties op de oorspronkelijke doctoraatsstekst.

(\*\*) dr. Stijn Goeminne - Prof. dr. Carine Smolders - Adeliën Decramer, Hogeschool Gent, Departement Handelswetenschappen & Bestuurskunde, Voskenslaan 270, B-9000 Gent.

[stijn.goeminne@hogent.be](mailto:stijn.goeminne@hogent.be) – [carine.smolders@hogent.be](mailto:carine.smolders@hogent.be) – [adelien.decramer@hogent.be](mailto:adelien.decramer@hogent.be)





## Inhoud

---

1	Inleiding	223
2	Theoretisch kader	225
3	Hypothesen	226
3.1	Ideologie	226
3.2	Fragmentatie	226
3.3	Sterkte bestuur	226
3.4	Fiscale beleidsinteractie	227
3.5	Electorale cycli	228
3.6	Fiscale illusie	228
4	Empirisch model	230
5	Methodologie	234
6	Resultaten	235
7	Individuele versus simultane analyse	239
8	Conclusie	242
9	Bijlagen	243
10	Referenties	244



Analyse van de ontvangstenstromen leert dat Vlaamse gemeenten voor de helft van hun middelen afhankelijk zijn van subsidies van de Vlaamse overheid. De overige helft is afkomstig uit de belastingen, voornamelijk de aanvullende personenbelasting (APB) en de opcentiemen op de onroerende voorheffing (oov). In dit artikel staan de determinanten van deze twee belangrijkste lokale belastingen centraal. Op basis van een paneldata-analyse onderzoeken we politieke determinanten, de focus van onze analyse, aangevuld met economische en sociodemografische determinanten. De simultaanschatting toont aan dat de lokale belastingtarieven bepaald worden door ideologie, door fragmentatie, door de timing tot verkiezingen, door interactie met buurgemeenten en door fiscale illusie. Een vergelijking van de resultaten van de simultaanschatting met die van aanvullende analyses die individuele determinanten test, laat toe te stellen dat individuele modellen kunnen leiden tot voorbarige conclusies.

## 1 Inleiding <sup>(1)</sup>

Waarom is het tarief van de APB hoger in gemeente X dan in gemeente Y? Wat verklaart dat in bepaalde gemeenten er geen oov moeten betaald worden? Waarom kennen de Vlaamse gemeenten een dermate verschillend belastingstelsel?

Elke lokale mandataris zal erop wijzen dat het lokaal fiscaal beleid het resultaat is van het afwegen van de noden en mogelijkheden. De lokale behoeften aan gemeentelijke diensten en sociale bijstand sturen in sterke mate de fiscale keuzes. Zo is de doorgaans hogere fiscale druk in centrumsteden en grote steden deels te verklaren door het hogere niveau van de dienstverlening. De lokale noden verklaren echter niet alles. De omvang van de grondslag, de tarieven, de kortingen en vrijstellingen zijn in tweede instantie functie van de aanwezige fiscale draagkracht. Gemeenten voorzien van een grotere belastingbasis innen per procentpunt tarief een grotere opbrengst. Ze kunnen daardoor de tarieven beperken. Of ze dat ook daadwerkelijk zullen doen hangt af van nog een ander gegeven, met name van de voorkeuren van de beleidsvoerders. Een aantal politieke factoren lijken minstens van even groot belang bij het uitstippelen van het fiscale beleid. Meest voor de hand liggend is dat keuzes omtrent belastingen samenhangen met de ideologische achtergrond van de leden van het bestuur. Deze ideologische positie vertaalt zich in ideeën en standpunten over de aanvaardbare belastingdruk, het type van belastingen en de keuze van de belastingplichtigen. Een heel specifieke kijk op deze preferenties komt uit de hoek van de public choice economen. Vanuit deze visie worden de preferenties van de beleidsvoerders sterk gestuurd door eigenbelang. Mandatarissen zijn bekommerd om de continuïteit van hun positie. Ze zullen in functie daarvan beslissingen nemen. Uitgaande van deze hypothese, valt het te verwachten dat net voor verkiezingstijdstippen,

1 Gebaseerd op Smolders & Goeminne (2005).

politici maatregelen zullen nemen die hun herverkiezing helpen veiligstellen. Ook fenomenen als fiscale illusie — waarbij kiezers de werkelijke belastingprijs van de publieke voorzieningen onderschatten — zorgen ervoor dat politici de belastingontvangsten kunnen verhogen zonder in te boeten aan populariteit. Toch zijn de kenmerken van het belastingsysteem niet enkel het resultaat van de aspiraties van politici. Het belastingsysteem kan ook gezien worden als de uitkomst van de beleidsorganisatie. Een intrigerende vaststelling betreft het feit dat overheden die bestuurd worden door coalities hun middelen anders besteden, hun schulden anders beheren en vaker tekorten dulden dan colleges gedomineerd door 1 partij. Ook blijken besturen die sterk in het zadel zitten andere keuzes te maken dan besturen die met een nipte meerderheid zijn verkozen.

Vraag is of deze inzichten ook gelden voor de keuzes die politici maken bij de bepaling van de lokale belastingtarieven. Het leek ons dan ook interessant om een aantal paradigma's die de laatste jaren veelvuldig empirisch onderzocht worden op te lijsten. Ze werpen een apart licht op het hoe en waarom van de lokale fiscaliteit. In wat volgt schetsen we de algemene betekenis en de empirische relevantie van een aantal van deze hypothesen. Daarna presenteren we de resultaten van een simultane schatting van de APB- en oovtarieven van de Vlaamse gemeenten voor de periode 1990-2001 die toelaten om de hypothesen al dan niet te bevestigen.

## 2 Theoretisch kader

Belastingtarieven wijzigen in de tijd en wel volgens diverse redenen. Hettich & Winer (1988 & 1999) ontwikkelden een “probabilistic voting model” waarbij de belastingtarieven het resultaat zijn van politieke en economische determinanten. Volgens dit model wordt het fiscaal beleid zo ontwikkeld dat het een maximaal resultaat in de stembusgang oplevert. Politici worden dus niet langer verwacht te streven naar het maximaliseren van de algemene welvaart van de entiteit. Ze moeten aanzien worden als actoren die handelen uit eigenbelang. De kans dat inwoners voor bepaalde politici stemmen zal positief worden beïnvloed door het niveau aan publieke voorzieningen en negatief door het verlies aan inkomen dat inwoners ervaren als gevolg van belastingheffing.

Zowel het belastingniveau als de omvang van de publieke voorzieningen worden bepaald door politieke factoren. Literatuur geeft aan dat ze verschillen volgens de ideologie van de beleidsvoerders (Tuftes, 1978), maar ook de timing van verkiezingen speelt hierbij een rol (Franzese, 2002). Ook het aantal partijen dat bestuurt, kan determinerend zijn (Ricciuti, 2004), net als het beleid van aanliggende jurisdicties (Besley & Case, 1995). Tenslotte zou ook fiscale illusie een impact hebben op de fiscale variabelen (Buchanan, 1967).

In wat volgt testen we aansluitend bij deze literatuur 9 respectievelijke hypothesen. We merken op dat geen van de ontwikkelde hypothesen nieuw zijn. Een aantal ervan werden bovendien reeds op Vlaamse data getest. We verwijzen hierbij o.a. naar Ashworth *et al.* (2005 & 2006), Ashworth & Heyndels (2005), Bastiaens *et al.* (2001), Geys (2007), Goeminne *et al.* (2008), Heyndels (2001), Heyndels & Smolders (1994 & 1995), ... De meerwaarde van dit artikel is vooreerst dat de verschillende determinanten simultaan in een model gebracht worden. Een test van een individuele determinant laat toe om deze gedetailleerd te bestuderen, echter in de praktijk spelen de verschillende hypothesen simultaan een rol. Een andere meerwaarde is dat beide Vlaamse lokale belastingtarieven voor het eerst in een paneldatagevoering worden geschat.<sup>(2)</sup>

2 Bastiaens *et al.* (2001) schatten reeds beide tarieven apart en voor slechts 1 jaar. Heyndels & Vuchelen (1998), Richard *et al.* (2005) en Van Parys & Verbeke (2007) baseren zich op een set van Belgische gemeenten in respectievelijk een cross-sectie- dan wel paneldatagevoering.

## 3 Hypothesen

### 3.1 Ideologie

In eerste instantie wordt nagegaan welke de impact is van de ideologische samenstelling van het bestuur op de fiscale parameters. Zijn de tarieven verschillend naargelang een bestuur linkser dan wel rechtser is? De literatuur geeft aan dat de ideologische kenmerken van het bestuur wel degelijk een impact hebben. Imbeau *et al.* (2001) stellen expliciet dat “veranderingen in de links-rechts positie van het bestuur verondersteld worden te leiden tot veranderingen in de gevoerde politiek”. Geacht wordt dat linkse besturen kiezen voor een ruimere dienstverlening en voor een sterkere inkomensherverdeling. Een hoger niveau van publieke goederen en hogere belastingtarieven kunnen hieruit resulteren (Hibbs, 1977 en Schmidt, 1996). We kunnen dus verwachten dat linkse besturen een positief effect hebben op de tarieven, het omgekeerde geldt voor rechtse besturen. Conform Solé Ollé (2003) luidt de eerste te toetsen hypothese :

**H<sub>1</sub>: Linkse besturen heffen hogere tarieven**

### 3.2 Fragmentatie

Een tweede politieke determinant, die net als ideologie betrekking heeft op de samenstelling van het bestuur, betreft de fragmentatie van het bestuur. Hiermee wordt bedoeld de mate waarin het bestuur verdeeld is. Dit wordt meestal geoperationaliseerd door rekening te houden met het aantal partijen dat in het college is vertegenwoordigd. We verwijzen naar de “weak government hypothesis” die stelt dat een hoger aantal partijen tot hogere uitgaven leidt (Roubini & Sachs, 1989a & 1989b). Sterker gefragmenteerde besturen kunnen bijgevolg worden verwacht hogere tarieven te heffen; of dus :

**H<sub>2</sub>: Sterkere fragmentatie leidt tot hogere tarieven**

### 3.3 Sterkte bestuur

Een laatste kenmerk van het bestuur betreft haar sterkte. Frey & Schneider (1978) toonden reeds aan dat de fiscale politiek van het bestuur afhankelijk is van haar electorale marge. Hoe hoger die marge, of dus hoe hoger het percentage stemmen boven de vereiste meerderheid, hoe minder een bestuur nood heeft aan opportunistisch gedrag om haar herverkiezing veilig te stellen. Het gevoerde fiscaal

beleid moet dus niet aangepast worden om voldoende stemmen binnen te halen. Anders gezegd, een bestuur met een hoge marge hoeft niet te vrezen voor haar voortbestaan ondanks hoge tarieven. De impact van de electorale marge op de lokale fiscale politiek werd reeds door Solé Ollé (2003) en Allers & Elhorst (2005) bestudeerd voor respectievelijk Spaanse en Nederlandse gemeenten. We stellen als hypothese :

**H<sub>3</sub>: Besturen met een hogere electorale marge zetten hogere tarieven**

### 3.4 Fiscale beleidsinteractie

Gemeenten opereren niet op een eiland. Het fiscaal beleid van een gemeente zal, al dan niet bewust, beïnvloed worden door het beleid van de omliggende gemeenten. De literatuur omschrijft dit fenomeen als “yardstick competition”. Deze kan 2 vormen aannemen afhankelijk van de reactie van inwoners op hoge belastingtarieven : residenten kunnen politici wegstemmen bij een volgende verkiezing of ze kunnen verhuizen (Allers, 2004).

Een eerste vorm omschrijven Heyndels & Vuchelen (1996) als “spiegelend belastingbeleid”, ook wel “tax mimicking” genoemd en gaat terug op het model van Salmon (1987) waarin kiezers een vergelijking van de eigen belastingtarieven met die van naburige gemeenten gebruiken als maatstaf voor de prestaties van het eigen bestuur. In de afweging of bestuurders voldoende voorzieningen ter beschikking stellen voor het gehanteerde belastingpeil wordt het belastingpeil en de voorzieningen bij de burens gebruikt als maatstaf. Deze afweging leidt tot het stemmen voor of tegen het huidige bestuur bij de volgende stembusgang. Worden de aangeboden voorzieningen als duur ervaren in vergelijking met andere gemeenten, dan zullen de kiezers de huidige ploeg wegstemmen. In het andere geval zal het bestuur het vertrouwen krijgen om verder te besturen. Zowel Heyndels & Vuchelen (1998) als Richard *et al.* (2005) vinden evidentie voor dit model in Belgische gemeenten. Allers & Elhorst (2005) en Solé Ollé (2003) bevestigen dit model voor respectievelijk Nederlandse en Spaanse gemeenten.

Een tweede vorm van yardstick competition betreft “belastingconcurrentie” of “tax competition” (Zodrow & Mieszkowski, 1986). Hierbij wordt uitgegaan van het feit dat overheden moeten concurreren om hun mobiele belastinggrondslag te behouden of te vergroten. Inwoners of bedrijven kunnen immers hun vestigingsplaats kiezen in functie van het gevoerde belastingbeleid. Door belastingconcurrentie zijn gemeenten bij de keuze van de belastingtarieven beperkt door de fiscale druk in gemeenten die voor de kiezer als vergelijkingsbasis dienst doen. Indien ze comparatief gezien te hoge tarieven stemmen dan riskeren ze dat huishoudens of bedrijven verleid worden om te verhuizen naar een fiscaal aantrekkelijkere gemeente, door “te stemmen met de voeten” (Tiebout, 1956). De mogelijke resulterende erosie van de belastinggrondslag zal

leiden tot hogere tarieven in gemeenten die trachten het ontvangstenniveau te consolideren.

Gezien beide vormen van fiscale beleidsinteractie aangeven dat het eigen fiscaal beleid beïnvloed wordt door dat van andere gemeenten, stellen we als hypothese :

**H<sub>4</sub>: Belastingtarieven interageren met die van buurgemeenten**

### 3.5 Electorale cycli

De impact van verkiezingen op het beleid is reeds lang het onderwerp van debatten onder politieke economen. Het was Nordhaus (1975) die voor het eerst over politieke cycli sprak. Net voor de verkiezingen blijken besturen expansief te handelen door de uitgaven op te drijven en de fiscale druk te reduceren met als doel de kiezer gunstig te stemmen en de herverkiezingskansen te vergroten. Na verkiezingen moet dan de broeksriem aangehaald worden en stijgen de tarieven terug en worden de uitgaven beperkt. Dat een dergelijk verloop van fiscale parameters niet enkel modelmatig wordt voorspeld, maar ook empirisch kan aangetoond worden op het lokaal bestuursniveau bewijzen oa. Ashworth *et al.* (2005 & 2006), Binet & Pentecôte (2004), Geys (2007) en Veiga & Veiga (2007). Op basis van deze vaststellingen formuleren we de volgende hypothese :

**H<sub>5</sub>: Belastingtarieven stijgen na en dalen in de aanloop van verkiezingen**

### 3.6 Fiscale illusie

Fiscale illusie betreft een systematisch onjuiste voorstelling van de burgers omtrent de baten en kosten van overheidsvoorzieningen (Puviani, 1903). Dit uit zich in een onjuiste perceptie bij de inwoners van de werkelijke belastingdruk enerzijds, met name het onderschatten van eigen kosten, en/of het overschatten van de baten van het overheidsapparaat anderzijds. Het "succes" van fiscale illusie kan verklaard worden door het feit dat fiscale illusie het bestuur de mogelijkheid geeft om haar belastingontvangsten te verhogen zonder weerstand bij haar kiezers op te wekken. Fiscale illusie is het resultaat van de organisatie van de inkomstenstromen die het bestuur aanwendt. We onderscheiden een viertal vormen van fiscale illusie.

Vooreerst verwijzen we naar het flypaper-effect. Dit effect betreft het fenomeen dat een stijging van de onvoorwaardelijke subsidies die een gemeente

geniet een grotere impact heeft op de uitgaven dan een equivalente stijging in het beschikbaar inkomen van de inwoners (Courant *et al.*, 1979). Volgens dit verschijnsel blijft het geld “plakken” op de plaats waar het terecht komt. Traditioneel wordt verwezen naar de zinsnede “money sticks where it hits”. In Vlaanderen stelden Van Driessche & Heyndels (1998) een duidelijk flypaper effect vast na de hervorming van het Gemeentefonds in 1990. Men zag dat de gemeenten die als gevolg van de hervorming fundamenteel meer ontvingen uit het fonds de uitgaven sterker lieten stijgen dan op grond van de gangbare theorie mocht worden verondersteld. Lokale bestuurders zien de extra middelen dus niet als een inkomen dat beschikbaar is voor de gemeenschap, maar als een extra inkomen voor de lokale publieke sector (waar het dus blijft plakken) die het vrij kan besteden. Deze extra middelen worden besteed, waardoor de inwoners de (belastings)kost voor de publieke voorzieningen gaan onderschatten.

Een tweede vorm van fiscale illusie is het gevolg van de elasticiteit van de belastingontvangsten. De focus ligt hier op het verschil tussen de impact van een verhoging van de belastingontvangsten ten gevolge van een politieke beslissing of tengevolge het effect van automatische stabilisatoren – bv. stijging van de APB-ontvangsten in hoogconjunctuur (Oates, 1975). In het laatste geval blijven de toegenomen belastingontvangsten onzichtbaar voor de kiezer, terwijl de stijging van de publieke uitgaven als gevolg van de hogere ontvangsten wel zichtbaar is. De perceptie is dus dat de inwoner meer publieke voorzieningen voor zijn belastinggeld krijgt... of dus de politieke kost van de toegenomen belastingontvangsten wordt geminimaliseerd.

Ten derde kan ook de complexiteit van het belastingssysteem fiscale illusie veroorzaken. Hoe complexer de belastingsstructuur, hoe moeilijker het is voor de inwoners om het totale belastingbedrag dat hen ten laste ligt in te schatten. Een groot aantal kleine belastingen die op verschillende tijdstippen worden geïnd zijn moeilijker in totaliteit in te schatten dan wanneer er maar een beperkt aantal belastingen worden geheven. In geval van een complex systeem wordt de belastingdruk vaak onderschat, wat een illusie-effect tot stand brengt (Heyndels & Smolders, 1994).

Een vierde vorm van fiscale illusie betreft de zogenaamde huurdersillusie. Deze komt voor wanneer de belastingontvangsten voornamelijk voortkomen uit onroerendgoedbelastingen. De onroerende voorheffing komt ten laste van de eigenaar, dewelke kan verschillen van de gebruiker. Enkel de eigenaar kan de belastingdruk dus correct inschatten. Hoewel de eigenaar de belasting (gedeeltelijk) doorrekent in de huurprijs, ervaren huurders dit niet als een belasting, waardoor ze de belastingprijs van de aangeboden publieke voorzieningen onderschatten en dus meer publieke voorzieningen vragen (Blom-Hansen, 2005).

Traditioneel wordt fiscale illusie als model gehanteerd als verklaring voor een stijging van de publieke voorzieningen, ook voor lokale besturen<sup>(3)</sup>. Echter het idee van fiscale illusie kan ook gehanteerd worden om belastingtarieven te verklaren (Bastiaens *et al.*, 2001). Inderdaad, hogere publieke uitgaven leiden tot hogere tarieven. Daarom formuleren we volgende vier hypothesen :

**H6.1: Het flypaper-effect heeft een positieve impact op de belastingtarieven**

**H6.2: De elasticiteit van de belastingontvangsten heeft een positieve impact op de belastingtarieven**

**H6.3: Hoe complexer de belastingstructuur, hoe hoger de belastingtarieven**

**H6.4: Huurdersillusie heeft een positieve impact op de belastingtarieven**

## 4 Empirisch model

In dit onderdeel bouwen we een model op dat bovenstaande hypothesen toetst op een dataset van 308 Vlaamse gemeenten voor de periode 1990 tot 2001. We schatten simultaan het APB- en het oov-tarief aan de hand van onderstaand model (waarbij subscript *i* en *t* refereren naar respectievelijk de gemeenten en tijd)<sup>(4)</sup>:

$$\begin{aligned} APB_{it} = & \alpha_1 + \alpha_2 ICG_{it-1} + \alpha_3 PAR_{it-1} + \alpha_4 PAR_{it-1}^2 + \alpha_5 MARGE_{it-1} \\ & + \alpha_6 APBB_{it} + \alpha_7 OOV_{it} + \alpha_8 CYCLI_{it} + \alpha_9 GFONDS_{it} \\ & + \alpha_{10} ELAST_{it} + \alpha_{11} HHI_{it} + \alpha_{12} OOV_{it} + \alpha_{13} INW_{it-1} + \alpha_{14} JONG_{it-1} \\ & + \alpha_{15} OUD_{it-1} + \alpha_{16} WERKLOOS_{it-1} + \alpha_{17} BASISAPB_{it-1} \\ & + \alpha_{18} AFHANKAPB_{it-1} + \alpha_{19} SCHULD_{it-1} + \alpha_{20} TREND_t + u_{it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} OOV_{it} = & \beta_1 + \beta_2 ICG_{it-1} + \beta_3 PAR_{it-1} + \beta_4 PAR_{it-1}^2 + \beta_5 MARGE_{it-1} \\ & + \beta_6 APBB_{it} + \beta_7 OOV_{it} + \beta_8 CYCLI_{it} + \beta_9 GFONDS_{it} + \beta_{10} ELAST_{it} \\ & + \beta_{11} HHI_{it} + \beta_{12} HUUR_{it} + \beta_{13} APB_{it} + \beta_{14} INW_{it-1} + \beta_{15} JONG_{it-1} \\ & + \beta_{16} OUD_{it-1} + \beta_{17} WERKLOOS_{it-1} + \beta_{18} BASISOOV_{it-1} \\ & + \beta_{19} AFHANKOOV_{it-1} + \beta_{20} SCHULD_{it-1} + \beta_{21} TREND_t + u_{it} \end{aligned}$$

De *eerste hypothese* test in welke mate de ideologie van het bestuur een impact heeft op de hoogte van de tarieven. Hiervoor wordt de "Ideological Complexion of Government (ICG)" index geïntroduceerd (Kontopoulos & Perotti, 1999). ICG

3 We verwijzen oa. naar Dollery & Worthington (1999), Heyndels & Smolders (1994), Gemmell *et al.* (2002), Pommerehne & Schneider (1978) of Winter & Mouritzen (2001).

4 Voor een aantal beschrijvende statistieken van de afhankelijke en verklarende variabelen verwijzen we naar Tabel 3 op p. 25.

geeft de ideologische positie van het bestuur weer op een links-rechtsschaal met 0 en 10 als extreme waarden voor respectievelijk uiterst links en uiterst rechts. Gezien we veronderstelden dat linkse besturen hogere belastingtarieven heffen, verwachten we een negatief teken voor  $ICG$ .

De *tweede hypothese* stelt dat sterker gefragmenteerde besturen hogere tarieven heffen. Om de impact van fragmentatie op de tarieven te meten, introduceren we het aantal partijen dat vertegenwoordigd is in het College van Burgemeester & Schepenen ( $PAR$ ) in het model. Een positief teken wordt verwacht. Bemerkt dat eerder onderzoek van Ashworth *et al.* (2005 & 2006), Geys (2007) en Goeminne *et al.* (2008) aantoont dat fragmentatie een niet-lineair effect kan hebben op fiscale politiek in Vlaamse gemeenten. Daarom wordt ook de kwadratische waarde van  $PAR$  toegevoegd.

$MARGE$  wordt ingevoegd om de *derde hypothese* te testen en vertegenwoordigt de electorale marge van het zetelend bestuur.  $MARGE$  wordt berekend als het verschil tussen het percentage zetels van de bestuurspartijen in de gemeenteraad en 50 %. Gezien verondersteld werd dat belastingtarieven hoger zijn naarmate de marge groter is, verwachten we een positief teken.

Net als Ashworth & Heyndels (1997), Heyndels & Vuchelen (1998), Van Parys & Verbeke (2007) en Vermeir & Heyndels (2006) introduceren we  $APBB$  en  $OOVB$  als de gemiddelde  $APB$ - en  $OOV$ -tarieven van de buurgemeenten<sup>(5)</sup> om de *vierde hypothese* te testen.<sup>(6)</sup> Net als Van Parys & Verbeke (2007) veronderstellen we dat het  $APB$ -tarief van een gemeente zowel door de  $APB$ -tarieven als de  $OOV$ -tarieven van zijn buurgemeenten wordt beïnvloed (idem dito voor het  $OOV$ -tarief).  $APBB$  en  $OOVB$  worden dus beiden in beide vergelijkingen opgenomen.

Of de tijdsduur tot de volgende verkiezingen een rol speelt in de hoogte van de lokale belastingtarieven wordt getest d.m.v. de *vijfde hypothese*. Hiervoor wordt de variabele  $CYCLI$  geïntroduceerd. Deze variabele wordt geoperationaliseerd als het aantal jaar tot de volgende verkiezingen.  $CYCLI$  heeft dus waarde 5 in post-verkiezingsjaren, 4 in het jaar daarna, ... tot 0 in het jaar van verkiezingen. Deze aanpak is gelijkaardig als in het onderzoek van Ashworth *et al.* (2005 & 2006). Onze vijfde hypothese veronderstelt dat het bestuur in de aanloop van de verkiezingen de tarieven laat dalen wat een negatief teken impliceert. Net als Ashworth *et al.* (2006) introduceren we een kwadratische term om een eventueel niet-lineair effect te capteren.

5 Het betreft hier het ongewogen gemiddelde van alle gemeenten  $Y$  waarmee gemeente  $X$  een grens gemeenschappelijk heeft.

6 We merken op dat de literatuur (Brueckner, 2003) aangeeft dat het empirisch niet mogelijk is om een onderscheid te maken tussen beide vormen van fiscale beleidsinteractie. We doen dus geen uitspraken of er belastingconcurrentie, dan wel spiegelend belastingbeleid wordt waargenomen.

De zesde hypothese tenslotte wordt getest aan de hand van een vector van fiscale-illusievariabelen. Voor het flypaper-effect wordt zoals in Bastiaens *et al.* (2001) de opbrengst uit het gemeentefonds per capita (GFONDS) in de vergelijking opgenomen. We verwachten dat hogere dotaties tot een onderschatting van de prijs van publieke voorzieningen leidt, wat een positief effect heeft op de vraag ernaar en bijgevolg ook op de belastingtarieven (om die bijkomende voorzieningen te financieren). Als we een flypaper-effect vaststellen zou dit moeten resulteren in een positieve coëfficiënt voor GFONDS. Ten tweede wordt de impact van de elasticiteit van de belastingontvangsten op de belastingtarieven getest aan de hand van de variabele ELAST. Deze wordt zoals in Heyndels & Smolders (1994) berekend als de verhouding van de APB-ontvangsten in de totale belastingontvangsten. Wanneer de elasticiteit van de belastingontvangsten tot fiscale illusie zou leiden, verwachten we een positief teken voor ELAST. Een hogere elasticiteit leidt tot meer publieke voorzieningen en opnieuw kan dit een positieve impact hebben op de belastingtarieven. Als derde wordt de impact van de complexiteit van het belastingssysteem op de belastingtarieven onderzocht. Hiervoor wordt, zoals in Bastiaens *et al.* (2001), Dollery & Worthington (1999), Heyndels & Smolders (1994) en Misiolek & Elder (1988), de Hirschman-Herfindahl Index (HHI) toegevoegd. HHI wordt berekend als de som van de gekwadrateerde aandelen van de individuele belastingontvangsten  $t_i$  in de totale belastingontvangsten en varieert per definitie tussen 0 en 1. Gemeenten met slechts 1 belasting bekomen een waarde 1. De waarde van HHI daalt naarmate er meer belastingen zijn en naarmate de belastingopbrengsten gelijkverdeelde zijn. We verwachten dat een complexer belastingssysteem de politieke kost om de belastingtarieven te verhogen laat dalen en ook tot een stijging van de tarieven zal leiden. Een negatieve waarde voor HHI wordt aldus verwacht. Tenslotte introduceren we HUUR als percentage van het aantal woningen dat wordt verhuurd om een mogelijk effect van huurdersillusie op de lokale belastingtarieven te meten. Huurders onderschatten de werkelijke belastingprijs en zullen aldus makkelijker een hoger niveau van publieke uitgaven aanvaarden, wat leidt tot hogere oov-tarieven.<sup>7</sup> We verwachten dus een positieve waarde voor HUUR.

Naast deze variabelen die de eerder geformuleerde hypothesen testen, wordt het model verder aangevuld met een aantal controlevariabelen.

Het toevoegen van het APB-tarief in de oov-vergelijking (en vice-versa) — zie ook Hettich & Winer (1988) — moet controleren voor de onderlinge afhankelijkheid van beide tarieven. Besturen spreiden de belastingontvangsten over verschillende belastingen en de onderlinge verdeling gebeurt zodanig dat de marginale politieke kost van veranderingen in de verdeling in evenwicht moet zijn. De aanpassing van het ene tarief zal dus ook een aanpassing van het andere noodzakelijk maken.

Om te controleren voor onderlinge verschillen tussen gemeenten in de voorkeuren voor publieke voorzieningen nemen we volgende 4 variabelen op: de omvang

7 We testen de huurderillusie hypothese enkel in de oov-schatting gezien deze vorm van illusie vooral wordt verwacht bij een vastgoedbelasting, welke de grondslag is voor de oov.

van de gemeente (INW), het aandeel jongeren (JONG), het aandeel ouderen (OUD) en het werkloosheidspercentage (WERKLOOS).<sup>8)</sup> Telkens worden positieve coëfficiënten verwacht.

Er worden tevens een aantal financiële variabelen toegevoegd die peilen naar de mogelijkheid van gemeenten om inkomsten te verzamelen. Een belangrijke factor hierbij betreft uiteraard de belastingbasis (BASIS). In de schatting van de APB wordt dit uitgedrukt als de opbrengst van 1 % APB belasting per capita. Voor de oov-schatting wordt de opbrengst van 1 % (of 100 opc) oov-belasting per capita gebruikt. Als deze variabele de mogelijkheid meet om belastingontvangsten te verwerven, kan een negatief teken verwacht worden. Inderdaad, hoe hoger de grondslag, hoe lager het tarief moet gezet worden om een bepaalde belastingopbrengst te genereren. BASIS zou evenwel ook een parameter kunnen zijn van de vraag naar publieke goederen en zou in dat geval van een positief teken voorzien zijn. Hier is het idee dat rijkere inwoners meer publieke goederen en diensten vragen, wat tot bijkomende uitgaven leidt en tot hogere tarieven om deze extra middelen te financieren. A priori is het teken van BASIS dus onzeker. Hettich & Winer (1999) wijzen er terecht op dat fiscale keuzes ook afhangen van de niet-fiscale ontvangsten. Des te belangrijker de belastingontvangsten voor de gemeentelijke financieringsmix, des te hoger de te verwachten tarieven. Om de afhankelijkheid van een gemeente van haar belastingontvangsten in rekening te nemen wordt AFHANK ingevoerd. In de APB-(oov-)vergelijking meet deze variabele het belang van de APB-(oov-)ontvangsten in de totale ontvangsten. Een laatste financiële variabele betreft de omvang van de gemeentelijke schuld per capita in € 1000 (SCHULD).

Tenslotte wordt de variabele TREND toegevoegd om de lichte opwaartse trend van de APB- en oov-tarieven in rekening te brengen.

We merken nog op dat in navolging van Solé Ollé (2003) en Heyndels & Vuchelen (1998) een aantal variabelen — met name de politieke en demografische variabelen, de belastinggrondslag en de schuldvariabele — één jaar vertraagd werden, gezien de belastingtarieven ex ante worden vastgelegd. Dit omdat de belastingtarieven moeten worden vastgelegd in de herfst van het voorgaande jaar en deel uitmaken van de begrotingsbesprekingen die uiterlijk op 31 december moeten leiden tot een goedgekeurde begroting. Er wordt geen vertraging toegepast op GFONDS gezien gemeenten op basis van de richtlijnen van de Vlaamse overheid perfect op voorhand weten hoeveel middelen ze uit het Gemeentefonds zullen ontvangen. De gemiddelde buurtarieven worden evenmin vertraagd. Net als in onderzoek van o.a. Geys (2006), Werck *et al.* (2008) en Buettner (2001) wordt verondersteld dat gemeenten geen jaar hoeven te wachten om te zien wat de tarieven zijn in buurgemeenten. Op basis van het (publieke) politiek debat dat met de bepaling van de tarieven gepaard gaat, evenals op basis van contacten die politici hebben met hun collega's uit de buurgemeenten wordt verondersteld dat tarieven uit de buurgemeenten direct een impact hebben op de eigen tarieven.

8 Inw betreft het aantal inwoners. JONG en OUD worden berekend als het percentage inwoners respectievelijk jonger dan 20 en ouder dan 64 jaar. WERKLOOS is het percentage inwoners dat werkloos is.

## 5 Methodologie

Bovenstaand model schat simultaan het APB- en oov-tarief aan de hand van een aantal lokale kenmerken waarvan we op basis van de literatuur verwachten dat ze een impact hebben op beide tarieven. Een aantal van die kenmerken maken echter een aangepaste methodiek in het schattingsproces noodzakelijk.

Vooreerst wijzen we op de impact van de tarieven van de buurgemeenten op de eigen tarieven. Hiervoor berekenden we het gemiddelde tarief van de gemeente haar buurgemeenten. Deze tarieven moeten we echter als endogeen beschouwen. Inderdaad, de tarieven van gemeente X worden beïnvloed door die van gemeente Y, maar ook andersom. Dit is een simultaneïteitsprobleem dat ontstaat tussen de gemeenten. Dergelijke problemen zijn uitgebreid bestudeerd in de literatuur omtrent spatiale econometrie (Cliff & Ord, 1973). In het algemeen zorgt de aanwezigheid van een endogene verklarende variabele tot vertekende schatters. Ook Besley & Case (1995), Heyndels & Vuchelen (1998), Brett & Pinkse (2000), Buettner (2001) en Solé Ollé (2003) worden in hun schattingen van fiscale variabelen met dezelfde problematiek geconfronteerd. Volgens Kelejian & Pruncha (1998) moet in dergelijke schattingen gebruik gemaakt worden een "two stages least squares (2SLS)"-variant die instrumenten introduceert. Deze instrumenten controleren voor de mogelijke spatiale autocorrelatie tussen de resttermen. Zoals Heyndels & Vuchelen (1998) introduceren we het gemiddelde inkomen, het aantal inwoners, het percentage jongeren, het percentage ouderen en de gemiddelde tarieven van de voorgaande 5 jaren van de buurgemeenten als instrumenten in het model.

Naast simultaneïteit tussen gemeenten, is er ook een simultaneïteitsprobleem binnen elke gemeente. Het college beslist namelijk over zowel het APB- als oov-tarief op hetzelfde moment en gegeven dezelfde omgevingskenmerken (zowel politiek, economisch als sociaal). Gevolg hiervan kan zijn dat de fouttermen van de APB-vergelijking correleren met die van de oov-vergelijking. Om dit op te lossen wordt traditioneel een "Seemingly Unrelated Regression (SUR)" methode voorgesteld (Zellner & Theil, 1962). Deze methode laat toe om te controleren voor eventuele interacties tussen beide tarieven. We mogen ervan uitgaan dat die interactie zal aanwezig zijn. We verwezen hiervoor eerder naar Hettich & Winer (1988) bij de toevoeging van het APB-tarief in de oov-schatting (en vice versa). Ook Gentry & Ladd (1994) geven aan dat in het bijzonder "de interacties tussen de belastingtarieven de kenmerken van het belastingssysteem bepalen". Om econometrisch met deze interacties rekening te houden moet dus een simultaan model geschat worden.

Beide simultaneïteitsproblemen leiden tot het ontwikkelen van een "three stages least squares (3SLS)"-schatting, dewelke eigenlijk een combinatie is van 2SLS en SUR. Ook Heyndels & Vuchelen (1998) hanteren deze methode, zij het in een cross-sectieomgeving.

## 6 Resultaten

De resultaten van de schatting worden weergegeven in onderstaande Tabel 1. We presenteren in kolommen (1) en (2) de coëfficiënten van alle eerder gepresenteerde verklarende variabelen voor respectievelijk de APB- en oov-schatting. Daarna verwijderen we stap na stap alle niet significante variabelen tot we een (efficiënt) model bekomen met nog enkel significante (op niveau  $<10\%$ ) coëfficiënten zoals opgenomen in kolommen (3) en (4). In het algemeen kunnen we stellen dat de resultaten de hypothesen grotendeels bevestigen. Heel wat verklarende variabelen lijken een significante impact te hebben op de APB- en oov-tarieven. Het model slaagt erin om ongeveer 64 % van de variantie van de tarieven te verklaren, wat merkkelijk hoger is dan in eerder onderzoek naar Vlaamse of Belgische lokale belastingtarieven.<sup>9</sup> Dit is mogelijk te verklaren door het gebruik van paneldata in voorliggende analyse. De Wald-testen geven aan dat de nulhypothese, dat alle coëfficiënten gelijk zijn aan nul, kan verworpen worden.

9 We verwijzen bijvoorbeeld naar de cross-sectie analyse van de Belgische gemeenten van Heyndels & Vuchelen (1998) die 15 % van de APB en 44 % van de oov-tarieven verklaart. Bastiaens *et al.* (2001) verklaren 25 % van de APB- en 36 % van de oov-tarieven in een cross-sectie van Vlaamse gemeenten. Van Parys & Verbeke (2007) vermelden geen  $R^2$  waarden.

Tabel 1: Resultaten van de 3SLS schatting

Hyp.	Afhankelijke variabele	1 APB <sub>t</sub>	2 OOV <sub>t</sub>	3 APB <sub>t</sub>	4 OOV <sub>t</sub>
	Constante	-0.445 (-0.92)	2260.303 (6.08)	-0.743 * (-1.69)	3418.063 (9.63)
1	ICG <sub>t-1</sub>	-0.092 *** (-3.41)	27.871 *** (3.55)	-0.090 *** (-3.60)	41.917 *** (5.30)
2	PAR <sub>t-1</sub>	-0.162 ** (-2.36)	45.399 *** (3.40)	-0.119 * (-1.84)	45.002 *** (2.68)
	PAR <sup>2</sup> <sub>t-1</sub>	0.036 *** (2.29)	-7.514 ** (-2.45)	0.025 * (1.68)	-8.277 ** (-2.14)
3	MARGE <sub>t-1</sub>	-0.351 *** (-2.71)	-20.672 (-0.78)	-0.243 ** (-1.99)	-
4	APBB <sub>t</sub>	0.267 *** (5.32)	-188.067 *** (-2.76)	0.319 *** (6.95)	-389.582 *** (-6.70)
	OOVB <sub>t</sub>	-0.001 *** (-5.69)	0.358 *** (3.84)	-0.002 *** (-8.15)	0.631 *** (8.30)
5	CYCLI <sub>t</sub>	0.068 *** (2.58)	20.578 *** (3.82)	0.081 *** (3.14)	31.684 *** (4.65)
	CYCLP <sub>t</sub>	-0.010 * (-1.91)	-2.305 ** (-2.30)	-0.011 *** (-2.33)	-3.900 *** (-3.05)
6.1	GFONDS <sub>t</sub>	-0.003 *** (-4.49)	0.450 *** (3.11)	-0.003 *** (-4.74)	0.723 *** (4.32)
6.2	ELAST <sub>t</sub>	5.596 *** (25.44)	-1915.588 *** (-40.73)	5.537 *** (26.17)	-1924.881 *** (-33.51)
6.3	HHI <sub>t</sub>	-2.849 *** (-12.12)	213.328 ** (2.46)	-3.128 *** (-14.35)	361.299 *** (5.01)
6.4	HUUR <sub>t</sub>	-	2.279 *** (4.97)	-	1.851 *** (3.29)
	APB <sub>t</sub>	-	97.747 *** (19.47)	-	110.811 *** (21.24)
	OOV <sub>t</sub>	0.002 *** (26.13)	-	0.002 *** (28.24)	-
	OUDE <sub>t-1</sub>	5.960 *** (6.75)	164.958 (0.94)	6.526 *** (8.01)	-
	JONG <sub>t-1</sub>	5.614 *** (5.79)	-1674.855 *** (-5.62)	6.177 *** (6.91)	-2538.261 *** (-9.36)
	WERKLOOS <sub>t-1</sub>	1.529 (0.90)	-569.969 (-1.09)	-	-
	INW <sub>t-1</sub>	2.28E-05 *** (12.85)	-0.001 (-1.58)	2.23E-05 *** (13.26)	-0.002 *** (-3.42)
	BASIS <sub>t-1</sub>	-0.082 *** (-18.67)	-35.165 *** (-39.39)	-0.082 *** (-21.67)	-36.955 *** (-32.33)
	AFHANK <sub>t-1</sub>	4.571 *** (13.06)	1030.822 *** (13.03)	4.615 *** (13.91)	968.783 *** (9.47)
	SCHULD <sub>t-1</sub>	-0.057 *** (-11.90)	1.365 (1.38)	-0.056 *** (-12.25)	2.290 * (1.93)
	TREND <sub>t</sub>	0.095 *** (12.28)	22.513 *** (13.35)	0.101 *** (13.95)	20.380 *** (12.23)
	R <sup>2</sup>	0.644	0.797	0.642	0.647
	Adjusted R <sup>2</sup>	0.641	0.795	0.640	0.646
	Wald F-stat (p)	711580.10 (p<0.01)		711580.10 (p<0.01)	

Noot: N=2982, t-waarden tussen haakjes (uitgezonderd voor Wald-test waar p-waarde wordt gepresenteerd); \* significant op 10%, \*\* op 5% en \*\*\* op 1%. Wald statistiek heeft een Chi<sup>2</sup> verdeling, met R vrijheidsgraden (met R het aantal geschatte coëfficiënten).

We bespreken de resultaten van de meest efficiënte schatting – resultaten in kolommen (3) en (4) – en doen dit hypothese per hypothese.

Betreffende *hypothese 1* vinden we significante coëfficiënten voor ICG. Ideologie heeft dus een impact op de hoogte van de belastingtarieven in Vlaanderen. Volgens de verwachtingen vinden we een negatieve coëfficiënt voor ICG in de APB-schatting. Linkse besturen heffen dus een hoger APB-tarief dan rechtse besturen en bevestigen dus hypothese 1. In de oov-schatting vertoont ICG een positief teken, wat eerder onverwacht is. Linkse besturen heffen dus lagere oov-tarieven. Voor beide tarieven samen kan dus gesteld worden dat linkse besturen hoge tarieven voor de inkomstenbelasting en lage tarieven voor een vastgoedbelasting prefereren. Op zich is dit niet volledig volgens de vooropgestelde hypothese, echter algemeen geldt dat linkse besturen voorstander zijn van progressiviteit in het belastingstelsel (Wilensky, 2002; Cusack & Beramendi, 2006 en Imbeau *et al.*, 2001). Het feit dat de APB wordt geheven op de progressieve federale en de oov op de “vlakke” Vlaamse onroerende voorheffing biedt een alternatieve verklaring voor de resultaten.

*Hypothese 2* stelde dat gefragmenteerde besturen hogere tarieven heffen. Op basis van onze resultaten kunnen we stellen dat fragmentatie inderdaad een impact heeft op de lokale belastingtarieven. Zoals in Ashworth *et al.* (2005 & 2006), Geys (2007) en Goeminne *et al.* (2008) is het effect van fragmentatie op de lokale fiscale parameters niet lineair. Zowel voor APB als voor oov vertoont  $PAR^2$  significante coëfficiënten. De impact van  $PAR$  en  $PAR^2$  samen genomen stijgt oov eerst naarmate het aantal partijen stijgt, waarna de impact van fragmentatie terug afneemt. De impact is dus concaaf. Het idee is hier dat naarmate er heel veel partijen zijn, de uitgaven niet meer blijven stijgen gezien het budget niet toelaat om te voorzien in de publieke voorzieningen specifiek voor elke groep inwoners vertegenwoordigd in het bestuur. In die situatie spitst het budget zich terug toe op het algemeen belang van de gemeente, eerder dan op bepaalde kiezersgroepen met elk individuele verlangens aan publieke voorzieningen. Het algemeen uitgavenniveau daalt dus opnieuw, met een negatief effect op het oov-tarief als gevolg.

In *hypothese 3* werd verondersteld dat sterke meerderheden makkelijker hogere tarieven zouden goedkeuren. Dit omdat een mogelijk stemmenverlies door hogere tarieven de herverkiezingskans van het bestuur niet in gevaar zou brengen. MARGE blijkt enkel in de APB-schatting significant te zijn. Echter het teken is negatief. Een sterkere meerderheid zal dus geen hogere tarieven heffen, wel in tegendeel. Ook dit lijkt uiteindelijk niet geheel onlogisch. Een meerderheid met goede toekomstperspectieven zal zich kunnen focussen op goed bestuur en op de werkelijke noden van de gemeente. Ze kan dit doen binnen een lange termijn visie, los van korte termijn opportunistische of strategische fiscale politiek. Er is geen nood aan extra uitgaven of indrukwekkende investeringsprojecten in de aanloop van verkiezingen om stemmen te halen. Sterke besturen kunnen dus de uitgaven beperken (Volkerink & de Haan, 1999), wat leidt tot lagere tarieven.

*Hypothese 4* stelde dat gemeenten bij het bepalen van de tarieven beïnvloed worden door de tarieven van hun buurgemeenten (APBB en oovb). We zien voor alle buurvariabelen significante coëfficiënten. Er is dus evidentie voor yardstick competition. De resultaten geven aan dat in een gemeente waar burenen het APB-(oov-)tarief laten stijgen met 1 % (100 opc.) het APB-(oov-)tarief laten toenemen met 0,319 % (63 opc.). Het tarief van de burenen geldt dus als een maatstaf, zij het niet in een één-één relatie. Echter het APB-tarief van gemeenten wordt niet enkel bepaald door het APB-tarief van de burenen, maar ook door het oov-tarief van de burenen. Het APB-tarief van een gemeente daalt namelijk met 0,2 % wanneer het oov-tarief van de burenen verhoogt met 100 opc. Ook voor de oov geldt een dergelijk verband. Een stijging van het APB-tarief bij de burenen met 1 % verlaagt het oov-tarief met 390 centiemen. Het tarief van een buurgemeente determineert dus de keuze van het eigen APB- en oov-belastingtarief. Wanneer beide effecten samen worden bekeken, kan gesteld worden dat een verandering van het APB-tarief van de burenen met 1 % het eigen APB-tarief doet wijzigen met 0,319 % in dezelfde en het eigen oov-tarief met 390 opc. in de omgekeerde richting. Veranderingen in het burenen oov-tarief met 100 opc. zorgt voor een verandering van het eigen oov-tarief met 63 opc. in dezelfde en een verandering van het eigen APB-tarief met 0,2 % in de omgekeerde richting. Veranderingen bij de burenen worden dus slechts deels gevolgd.

Tabel 1 presenteert evidentie voor *hypothese 5*. Zoals verwacht zijn de tarieven lager in verkiezingsjaren en stijgen ze opnieuw na afloop ervan. Zoals Imbeau & Chenard (2002) suggereren is het verband niet lineair. De hoogste tarieven worden vastgesteld 4 jaar voor verkiezingen. In die jaren is de APB 0,16 % hoger dan in verkiezingsjaren, terwijl het oov-tarief dan 64 opc. hoger is.<sup>(10)</sup> Naarmate verkiezingen dichterbij komen, dalen de tarieven en zijn ze het laagst in verkiezingsjaren.

De resultaten geven aan dat de *hypothese 6* omtrent de fiscale illusie kan bevestigd worden, echter de resultaten zijn niet gelijklopend voor beide tarieven. Voor de oov kunnen de hypothesen omtrent het flypaper-effect en huurdersillusie bevestigd worden. Zoals Heyndels & Smolders (1994) en Van Parys & Verbeke (2007) stellen we vast dat hogere bijdragen uit het Gemeentefonds (GFONDS) leiden tot hogere oov-tarieven. Hoewel voorgaand onderzoek niet toeliet de huurderillusie te bevestigen, is dit wel het geval in voorliggend onderzoek. Een hoger percentage huurders (HUUR) stuwt de oov-tarieven omhoog. Ook voor HHI en voor ELAST vinden we significante coëfficiënten. De resultaten wijken echter af van de verwachtingen terzake. Betreffende de belastingcomplexiteit kan het teken van HHI aangeven dat in afwezigheid van fiscale illusie de belastingontvangsten gespreid worden over veel belastingen. Hoe meer belastingen er worden geheven, hoe minder opbrengst per belasting er moet binnengehaald worden en dus ook hoe lager het tarief van de oov kan gezet worden. Inzake de elasticiteit kan het negatieve teken van ELAST suggereren dat deze variabele eerder een bepaalde afhankelijkheid van de belastingontvangsten meet. Naarmate de APB-ontvangsten belangrijker worden in de totale ontvangsten (wat ELAST eigenlijk meet), des te minder een gemeente afhankelijk is van de oov-ontvangsten. Er is dus geen nood aan een hoog oov-tarief. Deze alternatieve verklaring komt overeen met het positieve

<sup>10</sup> De impact van de timing in de electorale cyclus op de belastingtarieven is opgenomen in Tabel 4 op p. 243.

teken van de controlevariabele *AFHANK*. In de *APB*-schatting is het verwachte teken van *ELAST* wel teruggevonden, wat kan wijzen op fiscale illusie. Echter ook de verklaring betreffende de afhankelijkheid van de *APB* inkomsten die hierboven wordt gegeven betreffende de *oov* kan dit positieve teken van *ELAST* in de *APB*-schatting verklaren. Verder vinden we, net als Bastiaens *et al.* (2001), in de *APB*-schatting evidentie dat complexiteit kan leiden tot fiscale illusie. Het teken van *HHI* geeft aan dat een complexere belastingsstructuur leidt tot hogere *APB*-tarieven. Net als Van Parys & Verbeke (2007) kunnen we geen flypaper-effect vaststellen in de *APB*-schatting. Het teken van *GFONDS* is zelfs tegenovergesteld aan de verwachting. Meer subsidieontvangsten leiden tot lagere *APB*-tarieven, waardoor kan verondersteld worden dat *GFONDS* niet fiscale illusie meet, maar wel de afhankelijkheid van alternatieve financieringsstromen.

Tenslotte zijn er nog de bevindingen betreffende de *controlevariabelen*. Zoals het Hettich & Winer belastingsmodel verwacht, voeren gemeenten een coherente belastingspolitiek. Het *APB*-tarief is significant in de *oov*-vergelijking en vice versa. Van de variabelen die de nood aan algemene publieke voorzieningen meten (*INW*, *OUD*, *JONG* en *WERKLOOS*) kan vastgesteld worden dat het werkloosheidspercentage op geen van de tarieven een impact heeft. Dit is niet onlogisch gezien het werkloosheidsbeleid geen lokale materie is. De overige variabelen hebben, zoals verwacht, een positieve impact op *APB*. In de *oov*-vergelijking zijn de resultaten niet zo éénvoudig. Niet alleen is *OUD* niet meer significant, *INW* en *JONG* vertonen beiden een negatief teken. Inzake de financiële variabelen zien we dat *SCHULD* significante coëfficiënten laat optekenen, echter enkel in de *oov*-vergelijking is die zoals verwacht positief. Een hogere schuld per capita leidt tot hogere intrestenuitgaven en dus tot hogere tarieven. Tenslotte vertonen de *BASIS*- en de *AFHANK*-variabelen het verwachte teken, net als *TREND*.

## 7 Individuele versus simultane analyse

Zoals eerder aangegeven wordt in de literatuur elke van de hierboven beschreven hypothesen uitgebreid empirisch getest op verschillende datasets. De bijdrage van dit artikel betreft echter het simultaan testen van de verschillende hypothesen. De resultaten hiervan zijn opgenomen in Tabel 1 op p. 236. De vraag die dan gesteld kan worden is of de resultaten van deze simultane schatting al dan niet verschillen met de resultaten wanneer de hypothesen individueel worden getest. In Tabel 2 worden de resultaten weergegeven van de individuele hypothesetesten. We presenteren enkel de meest efficiënte schattingen, dus deze waarbij enkel de significante variabelen zijn opgenomen. In de kolommen 1 tot en met 12 wordt telkens één hypothese getest, waarbij in de schattingen de specifieke “hypothesevariabelen” aangevuld worden met de controlevariabelen. In kolommen 13 en 14 worden voor de volledigheid de resultaten hernomen van de simultane schatting.

Tabel 2: Resultaten van de individuele hypothesen testen (kolommen 1-12) en de simultane hypothesen test (kolommen 13-14)

Hypothese Afhankelijke variabele	H1 over ideologie	H2 over fragmentatie	H3 over sterkte	H4 over interactie	H5 over electorale cycli	H6 over fiscale illusie	Simultane hypothesen tests							
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
	APB <sub>i</sub>	OOV <sub>i</sub>	APB <sub>i</sub>	OOV <sub>i</sub>	APB <sub>i</sub>	OOV <sub>i</sub>	APB <sub>i</sub>	OOV <sub>i</sub>	APB <sub>i</sub>	OOV <sub>i</sub>	APB <sub>i</sub>	OOV <sub>i</sub>	APB <sub>i</sub>	OOV <sub>i</sub>
Constante	4.267 *** (23.31)	-623.397 *** (-7.39)	3.428 *** (27.62)	-774.919 *** (-9.16)	3.508 *** (27.86)	-729.705 *** (-9.02)	1.974 *** (7.97)	1145.404 *** (2.93)	3.101 *** (22.78)	-794.681 *** (-9.91)	-0.107 (-0.27)	1547.094 *** (25.94)	-0.743 * (-1.69)	3418.063 *** (9.63)
ICC <sub>t-1</sub>	-0.157 *** (-5.98)	-23.428 *** (-3.93)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.090 *** (-3.60)	41.917 *** (5.30)
PAR <sub>t-1</sub>	-	-	-	42.824 *** (2.65)	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.119 * (-1.84)	45.002 *** (2.68)
PAR <sub>t-1</sub>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.025 * (1.68)	-8.277 ** (-2.14)
MARGE <sub>t-1</sub>	-	-	-	-	-0.525 *** (-3.94)	-79.628 *** (-2.66)	-	-	-	-	-	-	-0.243 ** (-1.99)	-
APBB <sub>t</sub>	-	-	-	-	-	-	0.554 *** (11.87)	-320.083 *** (-4.21)	-	-	-	-	0.319 *** (6.95)	-389.582 *** (-6.70)
OOVB <sub>t</sub>	-	-	-	-	-	-	-0.003 *** (-16.16)	0.901 *** (9.28)	-	-	-	-	-0.002 *** (-8.15)	0.631 *** (6.30)
CYCLI <sub>t</sub>	-	-	-	-	-	-	-	-	0.185 *** (6.14)	562.86 *** (8.45)	-	-	0.081 *** (3.14)	31.684 *** (4.65)
CYCLF <sub>t</sub>	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.033 *** (-5.76)	-84.49 *** (-6.62)	-	-	-0.011 *** (-2.33)	-3.900 *** (-3.05)
GFONDS <sub>t</sub>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.003 *** (-5.28)	0.292 *** (6.34)	-0.003 *** (-4.74)	0.723 *** (4.32)
ELAST <sub>t</sub>	-	-	-	-	-	-	-	-	6.239 *** (30.26)	-2073.597 *** (-69.90)	-	-	5.537 *** (26.17)	-1924.881 *** (-33.51)
HHI <sub>t</sub>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-3.085 *** (-13.75)	-	-3.128 *** (-14.35)	361.299 *** (5.01)
HUUR <sub>t</sub>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2.533 *** (7.45)	-	1.851 *** (3.29)
APB <sub>t</sub>	-	32.656 *** (10.53)	-	33.175 *** (10.68)	-	32.119 *** (10.26)	-	52.227 *** (9.97)	-	31.326 *** (10.21)	-	94.564 *** (44.72)	-	110.811 *** (21.24)
OOV <sub>t</sub>	0.001 *** (17.66)	-	0.001 *** (17.09)	-	0.001 *** (17.33)	-	0.002 *** (22.18)	-	0.001 *** (17.33)	-	0.002 *** (29.65)	-	0.002 *** (28.24)	-
OUD <sub>t-1</sub>	-3.248 *** (-5.44)	3155.891 *** (16.01)	-2.937 *** (-4.93)	3174.384 *** (16.05)	-2.678 *** (-4.43)	3245.782 *** (16.29)	-	1802.249 *** (8.87)	-2.799 *** (-4.71)	3099.078 *** (15.91)	4.799 *** (5.62)	327.908 ** (2.47)	6.526 *** (8.01)	-
JONG <sub>t-1</sub>	-	122.509 *** (5.81)	-	1260.174 *** (5.70)	-	1242.160 *** (5.66)	-	-	-	1123.595 *** (5.22)	4.728 *** (5.02)	-1031.470 *** (-7.31)	6.177 *** (6.91)	-2538.261 *** (-9.36)
WERK <sub>t-1</sub>	9.800 *** (7.04)	5004.601 *** (16.56)	10.401 *** (7.46)	5055.487 *** (16.71)	11.337 *** (8.12)	5197.641 *** (17.22)	-	5589.666 *** (12.18)	11.457 *** (8.26)	5152.767 *** (17.33)	4.319 *** (2.95)	-1856.660 *** (-8.68)	-	-
INW <sub>t-1</sub>	2.23E-05 *** (20.14)	0.003 *** (10.25)	2.20E-05 *** (19.98)	0.003 *** (10.22)	2.19E-05 *** (19.92)	0.002 *** (9.90)	-	1.77E-05 *** (16.09)	2.24E-05 *** (20.58)	0.003 *** (10.62)	2.54E-05 *** (14.66)	-	2.23E-05 *** (13.26)	-0.002 *** (-3.42)
BASIS <sub>t-1</sub>	-0.110 *** (-29.17)	-27.782 *** (-36.18)	-0.112 *** (-29.21)	-27.804 *** (-36.00)	-0.111 *** (-28.96)	-27.582 *** (-35.54)	-	-0.129 *** (-34.77)	-0.111 *** (-29.31)	-28.349 *** (-37.29)	-0.072 *** (-19.18)	-35.195 *** (-68.15)	-0.082 *** (-21.67)	-36.955 *** (-32.33)
AFHANK <sub>t-1</sub>	11.380 *** (50.41)	3391.824 *** (49.53)	11.326 *** (50.04)	3377.134 *** (49.26)	11.309 *** (49.69)	3351.609 *** (48.68)	-	9.881 *** (43.65)	11.465 *** (50.50)	3434.604 *** (50.69)	4.308 *** (12.59)	934.874 *** (16.77)	4.615 *** (13.91)	968.783 *** (9.47)
SCHULD <sub>t-1</sub>	-0.069 *** (-14.91)	-4.723 *** (-4.48)	-0.067 *** (-14.37)	-4.692 *** (-4.43)	-0.068 *** (-14.41)	-4.378 *** (-4.15)	-	-0.055 *** (-11.92)	-0.069 *** (-14.83)	-4.771 *** (-4.58)	-0.063 *** (-13.20)	-	-0.056 *** (-12.25)	2.290 * (1.93)
TREND <sub>t</sub>	0.116 *** (19.13)	21.518 *** (21.87)	0.118 *** (19.20)	21.431 *** (21.68)	0.115 *** (18.70)	21.589 *** (21.88)	-	0.168 *** (24.94)	0.126 *** (20.00)	24.454 *** (23.42)	0.074 *** (11.34)	27.479 *** (42.22)	0.101 *** (13.95)	20.380 *** (12.23)
R <sup>2</sup>	0.502	0.617	0.498	0.616	0.501	0.617	0.471	0.558	0.502	0.627	0.636	0.845	0.642	0.647
Adjusted R <sup>2</sup>	0.500	0.616	0.497	0.615	0.500	0.616	0.470	0.556	0.501	0.626	0.635	0.845	0.640	0.646
Wald test	355875.00 (p<0.01)		354013.60 (p<0.01)		348128.80 (p<0.01)		480981.60 (p<0.01)		356524.80 (p<0.01)		756642.20 (p<0.01)		711580.10 (p<0.01)	
N	3673		3673		3619		3661		3673		3040		3323	

Noot: t-waarden tussen haakjes (uitgezonderd voor Wald-test waar p-waarde wordt gepresenteerd); \* significant op 10%, \*\* op 5% en \*\*\* op 1%. Wald statistiek heeft een Chi<sup>2</sup> verdeling, met R het aantal geschatte coëfficiënten).

De resultaten uit Tabel 2 wijzen uit dat die van de individuele testen verschillen van deze van de simultane schatting. Niet alleen de omvang van de effecten is verschillend, ook de tekens wijken af. Dit leidt tot de conclusie dat individuele testen tot voorbarige bevindingen kunnen leiden, in het bijzonder voor oov. Meest opvallend hier is dat hypothese 1 omtrent ideologie kan bevestigd worden in de individuele analyse, terwijl dat niet het geval was in de simultane test. We stellen ook vast dat hypothese 2 omtrent de sterkte van het bestuur in de oov-schatting een significant resultaat oplevert, terwijl dat niet mogelijk was in de simultane schatting. Omgekeerd stellen we in de simultane schatting een impact van de complexiteit van het belastingssysteem vast, terwijl dat niet bevestigd wordt in de individuele schatting. Deze resultaten tonen aan dat een analyse die slechts één hypothese test, kan leiden tot voorbarige conclusies. Ondanks de verschillende individuele testen in de literatuur, kan deze simultane analyse een ander licht werpen op de eerder bekomen resultaten. Bovendien sluit de simultane analyse dichter aan bij de realiteit. Wanneer de belastingtarieven worden vastgelegd, is dat het resultaat van én ideologie én de sterkte van het bestuur én ... Ons inziens is een simultane schatting dan ook een beduidende methodologische verbetering

De vraag die zich dan stelt is welke parameter(s) ervoor zorg(t)(en) dat de resultaten van de individuele en simultane schattingen danig verschillen voor de oov-schatting. Een aantal bijkomende analyses, die we hier niet presenteren, werden uitgevoerd waarbij verschillende combinaties van individuele hypothesen werden getest om te zien welke variabele(n) andere variabele(n) domineerde(n). Voor elke van de "dissidente" variabelen (ICG, MARGE en HHI) werd vertrokken van het individuele model en werden de andere hypothesen toegevoegd om zo de reactie van die dissidente variabelen op te merken. ICG wijzigt van teken zodra de fiscale illusievariabelen worden toegevoegd. Ook het afwijkend gedrag van MARGE kan aan de fiscale illusievariabelen worden toegeschreven. Dezelfde reactie wordt vastgesteld bij toevoeging van de interactievariabelen. Tenslotte bekommt HHI slechts een significant teken wanneer alle hypothesen samen worden getest.

## 8 Conclusie

De doelstelling van dit artikel betrof het samenbrengen van verschillende verklaringen voor de hoogte van de gemeentelijke belastingtarieven in Vlaanderen in één model. Op basis van de literatuur formuleerden we een aantal hypothesen om de impact van ideologie, van de sterkte van het bestuur, van fragmentatie, van interacties met buurgemeenten, van electorale cycli en van fiscale illusie op de tarifiering te bepalen. Voor elke van de hypothesen vindt men in de literatuur testen die de individuele impact ervan op een fiscale parameter illustreren. Die analyses testen evenwel slechts de impact van één geïsoleerde variabele. Wij zijn niet vertrouwd met auteurs die de verschillende hypothesen simultaan schatten. Toch is het van belang om alle relevante determinanten tegelijkertijd op te nemen en de samenhang tussen de belastingtarieven te erkennen. Elk van de onderzochte fenomenen heeft immers tergelijktijd met de andere hypothesen zijn effect op de belastingtarieven. De voorliggende paneldatastudie toont alvast aan dat vnl. voor het oov-tarief een simultane schatting andere interacties tussen de variabelen aan het licht kan brengen. Vooral de aanwezigheid van variabelen die fiscale illusie en interactie tussen gemeenten in rekening nemen, zijn sturend voor de resultaten van het model. De resultaten van het simultane model geven aan dat we voor elke hypothese voor één of beide belastingen uitspraken kunnen doen. Betreffende ideologie konden we besluiten dat linkse besturen de voorkeur geven aan de APB als progressieve inkomstenbelasting, terwijl meer rechts georiënteerde besturen inzetten op de oov, een vlakke belasting. Voor de oov kan gesteld worden dat het tarief aanvankelijk stijgt met het aantal partijen, dit verband is echter niet lineair. Sterke besturen blijken in tegenstelling tot de verwachtingen geen hoog APB-tarief te heffen, wat kan te wijten zijn aan het feit dat ze los van strategische doelstellingen een efficiënter beleid kunnen uitstippelen. Voor beide tarieven is er evidentie van yardstick competition. Tarieven van burens bepalen dus mee de hoogte van de eigen tarieven. Ook de timing van verkiezingen speelt een cruciale rol in de lokale fiscale politiek. Tarieven stijgen na verkiezingen om terug te dalen in de aanloop van nieuwe verkiezingen. De hoogste tarieven worden vastgesteld 4 jaar voor verkiezingen, de laagste in verkiezingsjaren. Tenslotte leiden de Vlaamse lokale belastingen tot fiscale illusie. Voor het oov-tarief kunnen zowel het flypaper effect als huurderillusie vastgesteld worden. De complexiteit en de elasticiteit van de lokale belastingen spelen eveneens een rol, zo blijkt uit de APB-schatting.

## 9 Bijlagen

Tabel 3: Beschrijvende statistieken en bronnen (1990-2002)

	Gem.	Mediaan	Max.	Min.	Std. afw	Bron
Tarief aanvullende personenbelasting (APB <sub>t</sub> )	6.68	7.00	10.00	0.00	1.14	VVSG (1)
Tarief opcentiemen onroerende voorheffing (OOV <sub>t</sub> )	1044.91	1000.00	2300.00	170.00	298.57	VVSG
Ideological Complexion of the Government (ICG <sub>t,t-1</sub> )	4.85	5.10	6.10	2.70	0.52	MICE, VUB (2)
Aantal partijen in het college (PAR <sub>t,t-1</sub> )	1.72	2.00	5.00	1.00	0.75	MICE, VUB
Gemiddelde APB buurgemeenten (APBB <sub>t</sub> )	6.81	6.80	8.67	4.93	0.50	VVSG & MICE, VUB
Gemiddelde OOV buurgemeenten (OOVB <sub>t</sub> )	1050.89	1034.50	1979.17	450.00	224.79	VVSG & MICE, VUB
Tijd voor verkiezingen (CYCLI <sub>t</sub> )	2.62	3.00	5.00	0.00	1.69	-
Gemeentefonds (p/c) (GFONDS <sub>t</sub> )	95.04	86.78	820.91	56.38	52.58	MICE, VUB
Belastingelasticiteit (ELAST <sub>t</sub> )	0.54	0.56	0.85	0.01	0.11	MICE, VUB
Hirschman-Herfindahl Index (HHI <sub>t</sub> )	0.37	0.37	1.13	0.09	0.06	Eigen bew. op MVG (3)
Percentage huurders (RENT <sub>t</sub> )	25.13	23.67	54.50	7.80	7.50	FOD Economie
Aantal inwoners (INW <sub>t,t-1</sub> )	18999.71	13054.50	473082.00	84.00	31085.73	FOD Economie
Percentage jongeren (JONG <sub>t,t-1</sub> )	0.24	0.24	0.32	0.18	0.02	FOD Economie
Percentage ouderen (OUD <sub>t,t-1</sub> )	0.15	0.15	0.25	0.06	0.03	FOD Economie
Werkloosheidspercentage (WERKLOOS <sub>t,t-1</sub> )	0.03	0.02	0.07	0.00	0.01	CORE, UCL (4)
Belastingbasis APB (BASISAPB <sub>t,t-1</sub> )	21.49	20.66	53.76	1.23	6.55	MVG
Belastingbasis OOV (BASISOOV <sub>t,t-1</sub> )	12.77	11.21	47.38	3.53	5.62	MVG
Afhankelijkheid van APB (AFHANKAPB <sub>t,t-1</sub> )	0.23	0.23	0.58	0.00	0.07	MVG
Afhankelijkheid van OOV (AFHANKOOV <sub>t,t-1</sub> )	0.19	0.19	0.55	0.04	0.06	MVG
Schuld (p/c in 1000€) (SCHULD <sub>t,t-1</sub> )	1.81	0.75	122.50	0.00	7.00	MICE, VUB

(1) Vereniging van Vlaamse Steden & Gemeenten.

(2) MICE (Micro-Economics for Profit and Non Profit Sector) research team van de Faculteit Economische, Sociale en Politieke Wetenschappen & Solvay Business School, Vrije Universiteit Brussel.

(3) Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap.

(4) CORE (Center for Operations Research and Econometrics), Universit  catholique de Louvain.

Tabel 4: Impact van electorale cyclus op de belastingtarieven (CYLCI en CYCLI<sup>2</sup> gecombineerd)

Jaren voor verkiezingen	APB	OOV
5	0.145	60.920
4	0.160	64.336
3	0.153	59.952
2	0.124	47.768
1	0.073	27.784

## 10 Referenties

Allers, M., 2004, Lokale fiscale beleidsinteractie: apen gemeenten hun burenen na?, *Kwartaalschrift Economie* 1(1), 26-45.

Allers, M.A. & Elhorst, J.P., 2005, Tax mimicking and yardstick competition among local governments in the Netherlands, *International Tax and Public Finance* 12(4), 493-513.

Ashworth, J., Geys, B. & Heyndels, B., 2005, Government weakness and local public debt development in Flemish municipalities, *International Tax and Public Finance* 12(4), 395-422.

Ashworth, J., Geys, B. & Heyndels, B., 2006, Determinants of tax innovation : the case of environmental taxes in Flemish municipalities, *European Journal of Political Economy* 22(1), 223-247.

Ashworth, J. & Heyndels, B., 1997, Politicians' preferences on local tax rates: An empirical analysis, *European Journal of Political Economy* 13(3), 479-502.

Ashworth, J. & Heyndels, B., 2005, Government fragmentation and budgetary policy in "good" and "bad" times in Flemish municipalities, *Economics & Politics* 17(2), 245-263.

Bastiaens, E., De Borger, B. & Vanneste, J., 2001, Expenditure and taxation effects of local public debt and unconditional grants: evidence from Flemish municipalities, *Cahiers économiques de Bruxelles* 171, 71-89.

Besley, T. & Case, A., 1995, Incumbent Behavior - Vote-Seeking, Tax-Setting, and Yardstick Competition, *American Economic Review* 85(1), 25-45.

Binet, M.E. & Pentecote, J.S., 2004, Tax degression and the political budget cycle in French municipalities, *Applied Economics Letters* 11(14), 905-908.

Blom-Hansen, J., 2005, Renter illusion: Fact or fiction?, *Urban Studies* 42(1), 127-140.

Brett, C. & Pinkse, J., 2000, The determinants of municipal tax rates in British Columbia, *Canadian Journal of Economics-Revue Canadienne D Economie* 33(3), 695-714.

Brueckner, J.K., 2003, Strategic interaction among governments: An overview of empirical studies, *International Regional Science Review* 26(2), 175-188.

Buchanan, J.M., 1967, *Public finance in democratic process*. Chapel Hill: University of North Carolina Press.

Buettner, T., 2001, Local business taxation and competition for capital: the choice of the tax rate, *Regional Science and Urban Economics* 31(2-3), 215-245.

Cliff, A.D. & Ord, J.K., 1973, *Spatial processes : models and applications*. London: Pion.

- Courant, P. E. G. & Rubinfeld, D., 1979, The stimulative effects of intergovernmental grants : or why money sticks where it hits. In P. Mieszkowski & W. Oakland (Eds.), *Fiscal federalism and grants-in-aids*. Washington DC: The Urban Institute.
- Cusack, T.R. & Beramendi, P., 2006, Taxing work, *European Journal of Political Research* 45(1), 43-73.
- Dollery, B. & Worthington, A., 1999, Fiscal illusion at the local level: An empirical test using Australian municipal data, *Economic Record* 75(228), 37-48.
- Franzese, R.J., 2002, Electoral and partisan cycles in economic policies and outcomes, *Annual Review of Political Science* 5, 369-421.
- Frey, B. & Schneider, F., 1978, An empirical study of politico-economic interaction in the United States, *The Review of Economics and Statistics* 60, 174-183.
- Gemmell, N., Morrissey, O. & Pinar, A., 2002, Fiscal illusion and political accountability: Theory and evidence from two local tax regimes in Britain, *Public Choice* 110(3-4), 199-224.
- Gentry, W.M. & Ladd, H.F., 1994, State-Tax Structure and Multiple Policy Objectives, *National Tax Journal* 47(4), 747-772.
- Geys, B., 2006, Looking across borders: A test of spatial policy interdependence using local government efficiency ratings, *Journal of Urban Economics* 60(3), 443-462.
- Geys, B., 2007, Government weakness and electoral cycles in local public debt: Evidence from Flemish municipalities, *Local Government Studies* 33(2), 237-251.
- Goeminne, S., Geys, B. & Smolders, C., 2008, Political fragmentation and projected tax revenues: evidence from Flemish municipalities, *International Tax and Public Finance* 15(3), 297-315.
- Hettich, W. & Winer, S., 1988, Economic and political foundations of tax structure, *The American Economic Review* 78(4), 701-712.
- Hettich, W. & Winer, S., 1999, *Democratic choice and taxation*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Heyndels, B., 2001, Asymmetries in the flypaper effect: empirical evidence for the Flemish municipalities, *Applied Economics* 33(10), 1329-1334.
- Heyndels, B. & Smolders, C., 1994, Fiscal Illusion at the Local-Level - Empirical-Evidence for the Flemish Municipalities, *Public Choice* 80(3-4), 325-338.
- Heyndels, B. & Smolders, C., 1995, Tax Complexity and Fiscal Illusion, *Public Choice* 85(1-2), 127-141.
- Heyndels, B. & Vuchelen, J., 1996, "Tax mimicking" in de Belgische gemeenten, *Tijdschrift voor Economie en Management* XLI(4), 577-599.

Heyndels, B. & Vuchelen, J., 1998, Tax mimicking among Belgian municipalities, *National Tax Journal* 51(1), 89-101.

Hibbs, D.A., 1977, Political parties and macro-economic policy, *American Political Science Review* 71, 1467-1487.

Imbeau, L.M. & Chenard, K., 2002, The political economy of public deficits: a review essay, *ECPR Working Paper* 2002-01.

Imbeau, L.M., Petry, F. & Lamari, M., 2001, Left-right party ideology and government policies: A meta-analysis, *European Journal of Political Research* 40(1), 1-29.

Kelejian, H.H. & Prucha, I.R., 1998, Generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances, *Journal of Real Estate Finance and Economics* 17(1), 99-121.

Kontopoulos, Y. & Perotti, R., 1999, Government fragmentation and fiscal policy outcomes: Evidence from OECD countries. In J.M. Poterba & J. Von Hagen (Eds.), *Fiscal institutions and fiscal performance*, 81-102. Chicago: University of Chicago Press.

Misiolek, W.S. & Elder, H.W., 1988, Tax Structure and the Size of Government - an Empirical-Analysis of the Fiscal Illusion and Fiscal Stress Arguments, *Public Choice* 57(3), 233-245.

Nordhaus, W.D., 1975, Political Business Cycle, *Review of Economic Studies* 42(2), 169-190.

Oates, W.E., 1975, Automatic increases in tax revenues : the effect on the size of the public budget. In W.E. Oates (Ed.), *Financing the new federalism : revenue sharing, conditional grants and taxation*, 139-160. Baltimore: John Hopkins Press.

Pommerehne, W.W. & Schneider, F., 1978, Fiscal Illusion, Political-Institutions, and Local Public Spending, *Kyklos* 31(3), 381-408.

Puviani, A., 1903, *Teoria della illusione finanziaria*. Milan: Remo Sandon.

Ricciuti, R., 2004, Political fragmentation and fiscal outcomes, *Public Choice* 118(3-4), 365-388.

Richard, J.F., Tulkens, H. & Verdonck, M., 2005, Tax interaction dynamics among Belgian municipalities 1984-1997, *CORE Discussion Paper* 2005/48.

Roubini, N. & Sachs, J.D., 1989a, Government spending and budget deficits in the industrial countries, *Economic Policy* 8, 99-132.

Roubini, N. & Sachs, J.D., 1989b, Political and Economic-Determinants of Budget Deficits in the Industrial Democracies, *European Economic Review* 33(5), 903-933.

Salmon, P., 1987, Decentralisation as an incentive scheme, *Oxford Review of Economic Policy* 3, 24-43.

- Schmidt, M.G., 1996, When parties matter: A review of the possibilities and limits of partisan influence on public policy, *European Journal of Political Research* 30(2), 155-183.
- Smolders, C. & Goeminne, S., 2005, Politieke determinanten van het lokaal fiscaal beleid. In F. De Rynck & E. Wayenberg (Eds.), *Lokale besturen in Vlaanderen : intra- en interbestuurlijk doorgelicht*, 73-87. Leuven: die Keure.
- Solé Ollé, A., 2003, Electoral accountability and tax mimicking : the effects of electoral margins, coalition government and ideology, *European Journal of Political Economy* 19, 685-713.
- Tiebout, C.M., 1956, A Pure Theory of Local Expenditures *Journal of Political Economy* 64, 416-424.
- Tufte, E., 1978, *Political control of the economy*. Princeton: Princeton Univ. Press.
- Van Driessche, F. & Heyndels, B., 1998, De financiering van gemeenten via onvoorwaardelijke dotaties : een onderzoek naar asymmetrische flypaper-effecten in Vlaanderen, *Economische en Sociaal Tijdschrift*(2), 221-240.
- Van Parys, S. & Verbeke, T., 2007, Tax competition among Belgian Municipalities: A multidimensional battle?, *Spatial Econometrics Conference*, Cambridge.
- Veiga, L.G. & Veiga, F.J., 2007, Political business cycles at the municipal level, *Public Choice* 131(1-2), 45-64.
- Vermeir, J. & Heyndels, B., 2006, Tax policy and yardstick voting in Flemish municipal elections, *Applied Economics* 38(19), 2285-2298.
- Volkerink, B. & de Haan, J., 1999, Political and institutional determinants of the tax mix: an empirical investigation for OECD countries.
- Werck, K., Heyndels, B. & Geys, B., 2008, The impact of 'central places' on spatial spending patterns: evidence from Flemish local government cultural expenditures, *Journal of Cultural Economics* 32(1), 35-58.
- Wilensky, H.L., 2002, *Rich democracies : political economy, public policy and performance*. California: University of California.
- Winter, S. & Mouritzen, P.E., 2001, Why people want something for nothing: The role of asymmetrical illusions, *European Journal of Political Research* 39(1), 109-143.
- Zellner, A. & Theil, H., 1962, Three-stage least squares: simultaneous estimation of simultaneous equations, *Econometrica* 30(1), 54-78.
- Zodrow, G.R. & Mieszkowski, P., 1986, Pigou, Tiebout, Property Taxation, and the Underprovision of Local Public-Goods, *Journal of Urban Economics* 19(3), 356-370.

