
Lokale fiscale beleidsinteractie: apen gemeenten hun burens na?

MAARTEN ALLERS*

Het beleid van (decentrale) overheden wordt mede beïnvloed door het gevoerde beleid in naburige jurisdicties. Dit artikel geeft de resultaten van een ruimtelijk-econometrische analyse van de tarieven van de door Nederlandse gemeenten geheven onroerendezaakbelastingen. Het blijkt dat het tarief 0,4 procent hoger ligt voor elke procent dat het tarief in naburige gemeenten hoger ligt. De uitkomsten zijn robuust en zeer significant. Ook factoren als de politieke kleur, het gemiddelde besteedbare inkomen en de belastingprijs zijn van invloed op de belastingtarieven. De gevonden beleidsinteractie vloeit vermoedelijk voort uit het optreden van maatstafconcurrentie. Hierbij wordt de verhouding tussen de lokale belastingtarieven en de tarieven in naburige gemeenten door kiezers als maatstaf gehanteerd voor het functioneren van het gemeentebestuur. Bestuurders durven met hun tarieven niet te ver af te wijken uit vrees electoraal te worden afgestraft.

Inleiding

Bij het verklaren van de hoogte van de uitgaven of de belastinginkomsten van overheden werd tot voor kort uitsluitend gekeken naar de kenmerken van die overheden zelf. Op basis van onder meer politieke, sociaal-economische en fysieke kenmerken zijn talloze verklaringsmodellen opgezet en geschat. De laatste tien jaar is echter duidelijk geworden dat beleidsinteracties op dit terrein een niet-verwaarloosbare rol spelen.¹ Uitgaven en belastingtarieven van (vooral decentrale) overheden beïnvloeden elkaar in belangrijke mate. Bovendien is vaak sprake van ruimtelijke autocorrelatie in de foutterm van de regressievergelijking. Het is dus van belang ruimtelijke effecten expliciet in dit soort onderzoek mee te nemen.

Het eerste onderzoek waarin dit is gedaan heeft betrekking op de uitgaven van Amerikaanse staten (Case *et al.* 1993). Deze uitgaven bleken 70 cent hoger te liggen voor elke dollar die de aangrenzende staten meer uitgaven. Ladd (1992) is de eerste die onderzocht in hoeverre de belastingdruk samenhangt met die in aangrenzende gebieden: een toename met één dollar van de belastingdruk in aangrenzende *counties* bleek tot ongeveer 50 cent hogere belasting in de eigen *county* te leiden. Soortgelijke conclusies zijn inmiddels

* Dr. M.A. Allers is werkzaam bij het Centrum voor Onderzoek van de Economie van de Lagere Overheden (COELO), Rijksuniversiteit Groningen. Met dank aan Paul Elhorst en Peter Kooreman voor waardevolle methodologische adviezen en aan Paul Elhorst, Eduard Gerritsen, Cees Sterks en twee anonieme referenten voor commentaar op een

TABEL 1

Eerder onderzoek naar fiscale beleidsinteractie tussen decentrale overheden

Referentie	Onderzochte overheden	Onderzochte belastingen	Methode ^a	Gevonden effect (orde van grootte) ^b
Ladd (1992)	Counties, VS	Totale belastingdruk (opbrengst als percentage van inkomen)	IV	0,5-0,8
Case (1993)	Staten, VS	Inkomstenbelasting (effectieve tarieven)	IV	0,6
Besley en Case (1995)	Staten, VS	Omzetbelasting, inkomstenbelasting en vennootschapsbelasting (opbrengst per capita)	IV, ML	0,2
Heyndels en Vuchelen (1998)	Gemeenten, België	Inkomstenbelasting en onroerendezaakbelasting (tarieven)	IV	0,5-0,7
Hettich en Winer (1999)	Staten, VS	Inkomstenbelasting (tarieven)	IV	-0,6
Büttner (1999)	Kreise en Kreisfreie Städte, Duitsland	Bedrijfsbelasting (Gewerbsteuer)	ML	0,2
Brett en Pinkse (2000)	Gemeenten, British Columbia (Canada)	Onroerendezaakbelasting voor bedrijven (tarieven)	IV	Gemengde uitkomsten
Brueckner en Saavedra (2001)	Cities, regio Boston niet-woningen)	Onroerendezaakbelasting (gemiddelde van tarieven voor woningen en niet-woningen)	ML	Gemengde uitkomsten
Revelli (2001)	Niet-stedelijke districten, Engeland	Onroerendezaakbelasting (tarieven)	IV	0,4-0,5
Revelli (2002)	Niet-stedelijke districten, Engeland	Onroerendezaakbelasting (tarieven)	ML en IV	0,3-0,6
Schaltegger en Küttel (2002)	Kantons, Zwitserland	Opbrengst van alle kantonale belastingen samen (per capita)	IV	0,2
Hernández- (2003)	Staten, VS	Vennootschapsbelasting (tarieven)	IV (lag en error)	0,4-0,6 Murillo (model geschat in logs)
Frederiksson <i>et al.</i> (2003)	Staten, VS	Mate van benutting van belastingcapaciteit	IV	Gemengde uitkomsten
Bordignon <i>et al.</i> (2003)	Steden, Lombardije (Italië)	Onroerendezaakbelasting bedrijven (tarieven)	ML (model)	0,3 (spatial error)
Solé Ollé (2003)	Gemeenten rond Barcelona	Onroerendezaakbelasting, motorrijtuigenbelasting, bedrijvenbelasting (tarieven)	IV	0,39 (ozb), 0,33 (motorrijtuigenbelasting)

a ML: maximum likelihood; IV: instrumentele variabelen.

b De coëfficiënt ρ uit vergelijking 2 verderop in dit artikel, tenzij anders aangegeven (bij een spatial error model gaat het om λ uit vergelijking 3). Dit kan worden geïnterpreteerd als de hogere belasting bij een één eenheid hogere belasting in naburige jurisdicties. Wordt het model geschat in logs, dan is ρ te interpreteren als elasticiteit.

getrokken door diverse auteurs (zie tabel 1).²

Dit artikel laat zien dat ook tussen Nederlandse gemeenten sprake is van fiscale beleidsinterdependentie, en bespreekt de beleidsmatige gevolgen hiervan. Paragraaf 2 schetst het theoretische kader, en gaat in op verklaringen voor en consequenties van het optreden van fiscale beleidsinteractie. Paragraaf 3 geeft een beknopte beschrijving van de financiering van gemeenten in Nederland. Daarna wordt het ruimtelijke econometrische model besproken dat in de analyse wordt gehanteerd (paragraaf 4). Na een overzicht van de gebruikte variabelen en gegevensbronnen (paragraaf 5) worden schattingen gepresenteerd van de ruimtelijke fiscale interactie tussen Nederlandse gemeenten (paragraaf 6). Nadat is gebleken dat dergelijke interactie inderdaad bestaat, wordt besproken wat hiervan de achtergrond zou kunnen zijn (paragraaf 7). Ten slotte worden enkele beperkingen van de gevolgde aanpak bediscussieerd (paragraaf 8) en volgt een samenvatting met de conclusies (paragraaf 9).

2 Theorie van de fiscale beleidsinteractie

2.1 Verklaringen

In de literatuur zijn verschillende theorieën te vinden die een verklaring geven voor de interactie tussen belastingniveaus van overheden. Veel van de inmiddels empirisch aangetoonde interactie-effecten kunnen door elk van deze theorieën worden verklaard. De eerste is dat niet belastingniveaus maar uitgavenniveaus samenhangen, en dat als gevolg daarvan een samenhang op belastinggebied kan worden waargenomen. Dit zal vooral het geval zijn bij overheden die een groot deel van hun uitgaven uit hun eigen belastingopbrengst bekostigen. Bestaan de inkomsten grotendeels uit overdrachten van andere overheidslagen, zoals bij de Nederlandse gemeenten, dan zal interactie van uitgaven minder sterk doorwerken naar de belastingsfeer. Uitgavenniveaus kunnen samenhangen door externe effecten. Zo hangen hogere uitgaven aan de politie in Amerikaanse *counties* samen met hogere uitgaven in naburige *counties* (Kelejian en Robinson 1993). Kennelijk kunnen bestuurders niet achterblijven als naburige *counties* hun politieuitgaven verhogen, omdat zij anders criminelen aantrekken.

Twee alternatieve theorieën hangen samen met de reactiemogelijkheden van belastingbetalers op een hoge belastingdruk: zij kunnen wegtrekken ("stemmen met de voeten", Tiebout 1956), of de politici die de belastingen hebben laten oplopen wegstemmen. Op de eerste mogelijkheid is de omvangrijke literatuur over belastingconcurrentie gebaseerd.³ Als overheden moeten concurreren om een mobiele belastinggrondslag, zullen zij hun belastingtarieven niet veel hoger kunnen vaststellen dan concurrerende gebieden. Doen zij dat wel, dan komen huishoudens of bedrijven in de verleiding te verhuizen, of hun vermogen of bestedingen te verplaatsen naar fiscaal aantrekkelijker streken. Daarmee wordt de belastinggrondslag geërodeerd, waardoor nog hogere tarieven nodig zijn om de inkomsten op peil

2 Tabel 1 beperkt zich tot interacties tussen decentrale overheden. Voor onderzoek naar fiscale beleidsinteractie tussen landen zie Altshuler en Goodspeed (2002) en de daar aangehaalde literatuur.

3 Voor een overzicht zie Wilson (1999).

te houden. Zo'n vicieuze cirkel is moeilijk te doorbreken. Theoretische studies op dit gebied waarschuwen vaak voor het gevaar dat belastingconcurrentie leidt tot een 'race to the bottom', te lage belastingen om de wenselijke voorzieningen te bekostigen.

In een democratie hoeven belastingbetalers echter niet meteen met hun voeten te stemmen: zij kunnen lastenverhogende politici straffen via de stembus. Salmon (1987) formuleert een model waarin kiezers een vergelijking van belastingtarieven met die van naburige jurisdicties gebruiken als maatstaf voor de prestaties van hun bestuurders. Zij doen dit omdat het voor hen ondoenlijk is om na te gaan hoeveel voorzieningen kunnen worden aangeboden voor een bepaald belastingpeil. Over deze informatie beschikken alleen de bestuurders zelf. Belastingtarieven of nieuwe voorzieningen in naburige gebieden zijn wel waar te nemen, en kunnen als maatstaf worden gehanteerd. Als kiezers hierop letten is het voor politici rationeel dit ook te doen. Dit wordt maatstafconcurrentie (*yardstick competition*) genoemd.

In veel gevallen is het onduidelijk wat de juiste verklaring is voor fiscale beleidsinteractie. Zolang belastingbetalers via het democratische proces invloed hebben op de belastingdruk en belastinggrondslagen mobiel zijn, kan geen van bovenstaande theorieën op voorhand worden afgewezen. Bij belastingen op bedrijven lijkt maatstafconcurrentie op het eerste gezicht minder voor de hand te liggen dan belastingconcurrentie, omdat bedrijven niet mogen stemmen en eigenaren vaak elders wonen. Als het voornamelijk om kleine bedrijven gaat is het echter goed denkbaar dat eigenaren toch een voldoende grote electorale vuist kunnen maken. Grote bedrijven kunnen als belangrijke werkgever of economische trekker direct invloed uitoefenen op bestuurders van (decentrale) overheden. Ook hoeft de belastinggrondslag niet volledig mobiel te zijn om belastingconcurrentie mogelijk te maken. Zelfs een grondslag als onroerend goed, dat per definitie niet kan worden meegenomen naar andere gebieden, zal in waarde dalen als er meer mensen weg willen dan er binnenkomen.

Verschillende studies hebben een poging gedaan om aannemelijk te maken dat één bepaalde verklaring voor de waargenomen fiscale beleidsinteractie de juiste is. Zij concluderen allemaal dat er sprake is van maatstafconcurrentie. De eerste is Case (1993), die ontdekte dat belastingtarieven van Amerikaanse staten alleen samenhangen met die in naburige staten in staten waar de gouverneur herkiesbaar is. Dit lijkt belastingconcurrentie uit te sluiten, en te wijzen in de richting van de maatstafconcurrentie. Besley en Case (1995) tonen aan dat de kans dat de gouverneur van een Amerikaanse staat wordt weggestemd groter wordt als de belastingen stijgen, en kleiner als de belastingen in naburige staten stijgen. Kiezers accepteren een belastingverhoging kennelijk eerder als naburige staten hun belastingen ook verhogen. Verder bleek ook uit dit onderzoek dat belastingen in naburige staten alleen van invloed zijn op de eigen belastingen in staten waar de gouverneur herkiesbaar is. Revelli (2003) laat zien dat belastingverhogingen de populariteit van de zittende bestuurders van Engelse decentrale overheden verlagen, en dat belastingverhoging in aangrenzende gebieden die populariteit juist verhogen. Dit wijst weer op maatstafconcurrentie. Ook Schaltegger en Küttel (2002) komen tot deze conclusie. Zij laten zien dat fiscale beleidsinteractie alleen voorkomt in (Zwitserse) kantons waar de kiezer relatief weinig invloed heeft

op de politieke agenda. In kantons waar de kiezer direct over beleidsvoorstellen kan meestemmen is het kennelijk niet meer nodig naar buurkantons te kijken. Dit onderzoek was mogelijk doordat Zwitserland grote regionale verschillen kent in de democratische procedures. Bordignon *et al.* (2003) laten zien dat de tarieven van de onroerendezaakbelasting voor ondernemingen in Italiaanse steden alleen met de tarieven in buurgemeenten samenhangen in steden waar de burgemeester herkiesbaar is, en waar bovendien de verkiezingsuitslag onzeker is doordat de burgemeester geen grote meerderheid achter zich weet. Solé Ollé (2003) ten slotte concludeert op basis van een onderzoek naar Spaanse gemeenten dat fiscale beleidsinteractie groter is als de meerderheid van de besturende partijen kleiner is, als rechtse partijen aan de macht zijn en in het jaar dat er verkiezingen zijn.

Maatstafconcurrentie is ook op verwante terreinen aangetroffen. Zo ontdekten Boarnet en Glazer (2002) dat de uitgaven van Amerikaanse staten toenemen met het bedrag aan uitkeringen van de federale overheid, maar afnemen met het bedrag aan uitkeringen aan naburige staten. De auteurs concluderen dat het bedrag dat een staat aan uitkeringen weet binnen te halen door kiezers als maatstaf wordt gebruikt voor de kwaliteit van het bestuur. Hoe meer vertrouwen men hierin heeft, hoe meer middelen men het bestuur toevertrouwt.

2.2 *Beleidsmatige aspecten*

Het al dan niet optreden van fiscale maatstafconcurrentie heeft belangrijke beleidsmatige consequenties. Als maatstafconcurrentie de kiezer meer grip geeft op het gevoerde beleid zou het wenselijk kunnen zijn dit mechanisme te versterken. Ook los van de oorzaak is het al dan niet optreden van fiscale beleidsinteractie van belang. Dit zou bevestigen dat het verhogen van belastingen voor de betrokken bestuurders niet zonder risico is. Dit lijkt wellicht een open deur, maar in Nederland staat op dit moment het gemeentelijke belastinggebied ter discussie. Op de achtergrond speelt hier mee dat bij de rijksoverheid de indruk bestaat dat gemeenten geen goede rem kennen op het verhogen van de belastingen.

De vraag of fiscale beleidsinteractie goed of slecht is kan niet eenvoudig worden beantwoord. Binnen de economische wetenschap bestaan wat deze vraag betreft twee radicaal verschillende wereldbeelden. De ene gaat er van uit dat democratisch gekozen bestuurders hun uiterste best doen om tegemoet te komen aan de wensen van de burgers, en dat zij geen andersgerichte belangen hebben. In dit geval kan een belemmering in het zelfstandig vaststellen van de belastingtarieven tot een lager welzijn leiden, doordat de inkomsten soms te laag zullen zijn om het optimale voorzieningenniveau te bekostigen. Bij dit optimale niveau zijn de marginale kosten (belasting) gelijk aan de marginale baten van de daarmee bekostigde publieke diensten. Tegenover deze traditionele visie, die via de Pigouviaanse welvaarthetheorie is terug te voeren is op Weber's kijk op bureaucratie, staat de Public Choice theorie. Die gaat er van uit dat bestuurders hun eigen doelen najagen, daarbij slechts gehinderd door institutionele randvoorwaarden. Zij zullen meer belasting binnen proberen te halen dan nodig is om het optimale welvaartsniveau te bekostigen. Met dit geld kunnen ze hun eigen doeleinden verwezenlijken, of ze kunnen het verspillen door overheidsdiensten ondoelmatig te laten werken. Bij dit wereldbeeld, dat onder meer is geformuleerd door

Brennan en Buchanan (1980), is elke rem op belastingverhoging meegenomen. Als belastingconcurrentie of maatstafconcurrentie tot lagere belastingen leidt dan verhoogt dit - in deze visie - de welvaart.

Maatstafconcurrentie wordt door sommige auteurs dan ook gezien als een nuttig mechanisme waarmee *rent seeking* wordt ontmoedigd. De term *rent seeking* is afkomstig uit de Public Choice literatuur en betekent zoveel als het najagen van privé-doelen door bestuurders. *Rent seeking* kan de vorm aannemen van ondoelmatig werken, of van het benutten van gemeenschapsgeld voor politieke stokpaardjes in plaats van voor projecten die door het electoraat worden gewaardeerd. Besley en Case (1995) formuleren een model met twee soorten politici: zij die aan *rent seeking* doen, en zij die dat niet doen. De laatste groep, de “goede” politici, zorgen ervoor dat de overheidsvoorzieningen niet meer kosten (in belastinggeld) dan nodig is. De “slechte” politici heffen meer belasting dan nodig is bij het beschikbare voorzieningenniveau. Hoewel de kiezers niet weten hoeveel voorzieningen kosten, weten zij achteraf door een vergelijking met naburige gebieden of hun bestuurders in de goede of de slechte categorie vallen. Slechte politici worden niet herkozen. Wrede (2001) analyseert een soortgelijk model. Bij hem zijn politici niet goed of slecht, maar kiezen zij de handelswijze die de hoogste netto contante waarde oplevert van de te verwachten *rents*. Kiezers kunnen die *rents* niet direct waarnemen. Dat is ook moeilijk, doordat de kosten van het beleid mede worden bepaald door exogene schokken, die buiten het gezichtsveld van het electoraat blijven. Door de hoogte van de belastingen te vergelijken met die in naburige gebieden blijkt het onder de gekozen vooronderstellingen mogelijk politici in te nemen en *rent seeking* te ontmoedigen. Besley en Smart (2002) laten echter zien dat er omstandigheden denkbaar zijn waaronder maatstafconcurrentie (en belastingconcurrentie) averechts werkt en *rent seeking* juist bevordert.

In werkelijkheid zullen veel bestuurders zich gedragen als een tussenvorm van de geschetste uitersten van onbaatzuchtige bureaucraten en zelfzuchtige *rent-seekers*. Het huidige kabinet lijkt zich in zijn kijk op de gemeenten het meest te laten inspireren door de Public Choice school. In officiële publicaties wordt de zorg uitgesproken dat de gemeentelijke belastingen te veel stijgen.⁴ Het kabinet wil dan ook de gebruikersheffing van de OZB voor woningen afschaffen, en de resterende tarieven aan een limiet binden. Aan deze aanpak kleven echter veel bezwaren.⁵ Het zou eerder voor de hand liggen om te bezien of belasting- of maatstafconcurrentie kan worden versterkt. Belastingconcurrentie kan wellicht worden versterkt door het verlagen van de kosten van verhuizing, bijvoorbeeld door afschaffen van de overdrachtsbelasting. Dit zal echter deels neerslaan in hogere prijzen voor onroerende zaken. Maatstafconcurrentie kan wellicht worden versterkt door de transparantie van de gemeentelijke financiën te verhogen. In de praktijk zijn diverse belemmeringen aan te wijzen voor een effectieve *rent*-reductie door maatstafconcurrentie. Deze hangen samen met de vaak gebrekkige transparantie van de overheidsfinanciën. Zo kunnen er naast *rent seeking* tal van redenen zijn waarom de belastingen in de ene plaats hoger zijn dan in de

4 Zie bijvoorbeeld Ministerie van Financiën (2003, paragraaf 1.3).

5 Zie Allers (2003) en de daar aangehaalde literatuur.

andere.

3 Gemeenten in Nederland

De 496 gemeenten geven ongeveer negen procent van het bruto binnenlands product uit.⁶ Deze uitgaven worden bekostigd uit specifieke (37 procent) en algemene (30 procent) uitkeringen van de rijksoverheid, gemeentelijke heffingen (14 procent) en overige eigen middelen (19 procent).⁷ Specifieke uitkeringen zijn geoormerkt, en dekken uitgaven aan taken die de gemeenten in opdracht van het Rijk uitvoeren (medebewind). Met de algemene uitkering bekostigen de gemeenten het leeuwendeel van hun autonome taken. De algemene uitkering wordt over de gemeenten verdeeld volgens een gecompliceerd systeem op basis van meer dan veertig verdeelmaatstaven. Deze verdeelmaatstaven zijn zo gekozen dat kosten- en behoeftenverschillen tussen gemeenten voor een groot deel worden gecompenseerd, terwijl gemeenten zelf de hoogte van hun uitkering niet of nauwelijks kunnen beïnvloeden. De algemene uitkering hangt niet af van de hoogte van de lokale heffingen, en ook niet van de overige eigen inkomsten. Het doel is alle gemeenten in staat te stellen om bij gelijke belastingtarieven een gelijkwaardig voorzieningenniveau aan te bieden. Gemeenten zijn echter vrij de hoogte van hun voorzieningenniveau te kiezen. Zij kunnen desgewenst de belastingtarieven verhogen of verlagen.

De lokale heffingen bestaan uit belastingen (57 procent) en bestemmingsheffingen. De opbrengst van bestemmingsheffingen is geoormerkt, en mag de begrote kosten van de voorziening waarvoor ze worden geheven (bijvoorbeeld de riolering) niet overtreffen. Dit betekent dat een verhoging van het voorzieningenniveau eigenlijk alleen mogelijk is door de belastingen te verhogen. Het leeuwendeel (83 procent) van de belastingopbrengsten bestaat uit onroerendezaakbelastingen (OZB).⁸ Van de overige belastingen hebben alleen de parkeerbelastingen enige omvang, maar omdat de inningskosten hiervan hoog zijn is de netto opbrengst doorgaans gering. Dit betekent dat een gemeente die het voorzieningenniveau wil uitbreiden doorgaans de OZB zal moeten verhogen.

De grondslag van de OZB is in elke gemeente op dezelfde manier gedefinieerd. Gemeenten mogen zelf hun tarieven vaststellen.⁹ Met ingang van 1997 mag het tarief voor woningen afwijken van het tarief voor niet-woningen (voornamelijk bedrijven). Dit werd toegestaan omdat woningen veel sterker in waarde waren gestegen dan niet-woningen. Hierdoor dreigden gebruikers en eigenaren van woningen een aanzienlijk groter deel van de OZB-opbrengst op te moeten brengen. Het tarief voor niet-woningen mag ten hoogste zo worden vastgesteld dat de relatieve aandelen van woningen en niet-woningen in de totale

6 Bron: www.cbs.nl (StatLine). Alle gegevens hebben betrekking op het jaar 2002.

7 Bron: Ministerie van Financiën (2002) en Ministerie van Binnenlandse Zaken en Koninkrijksrelaties (2002). Tegenover de overige eigen middelen staan doorgaans hiermee verbonden lasten, zodat de netto opbrengst gering is.

8 Bron: www.cbs.nl (StatLine).

9 Elke gemeente kent een tarief voor eigenaren van woningen, één voor gebruikers van woningen, één voor eigenaren van niet-woningen en één voor gebruikers van niet-wo-

opbrengst op het niveau blijven van het jaar 2000, het jaar voor de laatste hertaxatie.

In 2002 varieerde het OZB-tarief voor woningen van 2,04 tot 11,70 euro per 2.268 euro (voorheen 5.000 gulden) economische waarde en het tarief voor niet-woningen van 2,04 tot 16,98. Van de totale opbrengst komt ongeveer 64 procent voor rekening van woningen.¹⁰ Niet alleen de tarieven, maar ook de opbrengst per hoofd van de bevolking varieert flink (van 61 tot 451 euro). Het gemiddelde bedraagt 160 euro.

4 Model en methode

Het standaardmodel om de hoogte van de lokale belastingen te verklaren ziet er als volgt uit:

$$(1) \quad y = X\beta + \varepsilon$$

Hierbij is y een vector van de belastingtarieven¹¹ van N gemeenten, X is een $(N \times K)$ matrix van verklarende variabelen, β is de vector van de te schatten parameters en ε is de fout-term. De foutterm wordt geacht voor alle waarnemingen gelijk en onafhankelijk te zijn verdeeld. Dit standaardmodel kan met de methode van de kleinste kwadraten (OLS) worden geschat.

Als gemeenten zich bij hun belastingbeleid door elkaar laten beïnvloeden, dan is het standaardmodel niet van toepassing. Zou het wel worden gebruikt, dan zijn de schattingen van β vertekend. Interactie tussen gemeenten bij de vaststelling van de belastingtarieven kan worden gemodelleerd in de vorm van een zogeheten *spatial lag* model (Anselin 1988):

$$(2) \quad y = \rho W y + X\beta + \varepsilon$$

Hierbij is W een $(N \times N)$ matrix met ruimtelijke gewichten, die de positie van de waarnemingen ten opzichte van elkaar weergeven. Dit kan een matrix zijn die aangeeft welke gemeenten aan elkaar grenzen, of een matrix die aangeeft hoe ver gebieden zich van elkaar af bevinden. De diagonaalelementen van W zijn op nul gesteld. De coëfficiënt ρ geeft aan hoe sterk belastingtarieven op elkaar reageren. W wordt doorgaans over de rijen gestandaardiseerd, zodat $W y$ een gewogen gemiddelde oplevert van de belastingtarieven bij andere gemeenten. Welke andere gemeenten hierbij relevant zijn is een empirische vraag. Dat kunnen alleen de buurgemeenten zijn, of gemeenten met bepaalde gemeenschappelijke kenmerken (omvang, sociaal-economische structuur). Ook is het denkbaar alle gemeenten te nemen, gewogen naar afstand.

Het is mogelijk dat schattingen op basis van model 2 lijken te wijzen op beleidsinteractie, terwijl er in werkelijkheid sprake is van ruimtelijke autocorrelatie in de foutterm van de vergelijking. Als de fouttermen niet onafhankelijk zijn, is een *spatial error* model op zijn plaats:

$$(3) \quad y = X\beta + \varepsilon$$

¹⁰ Bron: Ministerie van Financiën (2003).

¹¹ In sommige studies worden in plaats van de tarieven de per capita opbrengsten onderzocht, bijvoorbeeld in situaties waar geen sprake is van een uniforme belastinggrondslag (zie tabel 1).

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu$$

Hierbij is λ de coëfficiënt die aangeeft hoe sterk de ruimtelijke autocorrelatie is, μ is de foutterm. Ruimtelijke autocorrelatie kan het gevolg zijn van het niet in het model opnemen van relevante verklarende variabelen die een ruimtelijk patroon kennen. Een andere mogelijke oorzaak is het optreden van onvoorspelbare en regionaal bepaalde schokken die van invloed zijn op het belastingbeleid.

Het is dus belangrijk om na te gaan welk model moet worden toegepast. Dit kan met behulp van LM-toetsen op basis van de residuen van de OLS-schatting (Anselin *et al.*, 1996). Model 2 en model 3 kunnen worden geschat met de maximum likelihood-methode (ML) of met behulp van instrumentele variabelen (IV) (Anselin, 1988). IV-methoden worden iets vaker toegepast dan de ML-methode, omdat dit rekentechnisch eenvoudiger is (zie tabel 1).

Hoewel er recent IV-methoden zijn ontwikkeld die wat prestaties betreft in de buurt komen van de ML-methode (Kelejian en Prucha, 1998), is de laatstgenoemde toch nauwkeuriger (Das *et al.*, 2003). Vandaar dat het model bij voorkeur met de ML-methode wordt geschat. Voorwaarde hierbij is wel dat de fouttermen bij benadering normaal zijn verdeeld. Het model wordt geschat voor één jaar.¹² Dat betekent dat de tijdsdimensie van de beleidsinteractie buiten beschouwing blijft.

5 Data en variabelen

We schatten het model voor het jaar 2002 met gegevens op gemeenteniveau. De belastingtarieven voor 2002 zijn vastgesteld in het najaar van 2001. Voor de meeste gemeenten geldt dat de gemeenteraad die deze tarieven vaststelde in 1998 is gekozen, zodat mag worden verwacht dat de raad voldoende tijd heeft gehad om zijn stempel op het belastingbeleid te drukken, terwijl anderzijds een omgekeerd verband (tarieven beïnvloeden samenstelling gemeenteraad) kan worden uitgesloten.¹³ Bovendien is 2002 opnieuw een verkiezingsjaar, zodat de eventuele politieke invloed op het belastingbeleid naar verwachting maximaal is.

De te verklaren variabele is het gewogen gemiddelde OZB-tarief.¹⁴ Het OZB-tarief voor woningen wijkt in 82 procent van de gemeenten af van dat voor niet-woningen. De mate waarin het ene tarief van het andere mag afwijken hangt af van de relatieve waardeontwikkeling van beide categorieën, en die verschilt per gemeente. Kwantitatieve gegevens

- 12 Het gebruik van een bestand met data voor verschillende jaren is lastig doordat er jaarlijks gemeenten worden heringedeeld. Hierop komen we in paragraaf 6.2 terug.
- 13 Bij gemeentelijke herindelingen worden doorgaans tussentijdse verkiezingen georganiseerd. In 1999 hielden 29 gemeenten verkiezingen, in 2000 20 en in 2001 5.
- 14 Zowel bij woningen als bij niet-woningen bedoelen we met het tarief de som van het tarief voor gebruikers en het tarief voor eigenaren. De gebruikte tariefsgegevens zijn afkomstig van het COELO.
- 15 Dat komt doordat de wet die dit regelt spreekt over de waarden van onroerende zaken zoals die bekend waren bij de gemeenten op het moment dat de belastingtarieven voor 2001 werden vastgesteld, dat wil zeggen de herfst van 2000. Op dat moment waren de definitieve uitkomsten van de toen lopende hertaxatieronde nog niet bekend. Gemeenten hebben dus hun eigen schatting gebruikt. Als

vens hierover ontbreken.¹⁵ Het is dus niet mogelijk om de tarieven voor woningen en die voor niet-woningen apart te onderzoeken. We maken daarom gebruik van het gewogen gemiddelde tarief, waarbij de waarden van woningen en niet-woningen als gewichten zijn gebruikt. Gemiddeld bedraagt dit 5,14 euro (zie tabel 2). Als controlevariabelen worden gebruikt de politieke kleur van de gemeenteraad (het aandeel van rechtse partijen in de raad), het gemiddeld besteedbaar huishoudensinkomen, het aandeel huishoudens met een laag inkomen,¹⁶ de “belastingprijs” (het aandeel van de OZB-opbrengst dat wordt opgebracht door eigenaren en gebruikers van woningen) en de waarde van onroerende zaken.¹⁷

De *politieke kleur* is opgenomen om te controleren voor verschillen in de voorkeur voor gemeentelijke voorzieningen. Uit diverse onderzoeken blijkt dat het aandeel van rechtse partijen omgekeerd evenredig is met de hoogte van de belasting.¹⁸

Het *besteedbaar inkomen* is opgenomen omdat aangenomen wordt dat de vraag naar overheidsdiensten stijgt met het inkomen (conform de wet van Wagner).¹⁹

Het *aandeel huishoudens met een laag inkomen* hangt samen met de omvang van het deel van het electoraat dat in aanmerking komt voor kwijtschelding van lokale belastingen.²⁰ Het ligt voor de hand dat mensen die zelf de rekening niet meebetalen een voorkeur zullen hebben voor hogere gemeentelijke voorzieningen. Verder zal meer kwijtschelding leiden tot hogere tarieven om de opbrengst op peil te houden. Hier komt bij dat huishoudens met een laag inkomen in veel gevallen in aanmerking komen voor huursubsidie. Een hoger OZB-tarief voor eigenaren, dat in de huur wordt verrekend, leidt daardoor meestal niet tot hogere woonlasten, doordat de huursubsidie toeneemt. Alleen het tarief voor gebruikers voelt deze groep nog in de eigen portemonnee.

De *belastingprijs* geeft een indicatie van het deel van een belastingverhoging dat door de kiezer wordt betaald. Immers, hoe groter het aandeel van niet-woningen (bedrijven en instellingen) en zomerhuisjes in de OZB-opbrengst, hoe groter de belastingexport, en hoe goedkoper een uitbreiding van het lokale voorzieningenniveau voor de kiezer is.

De *waarde van onroerende zaken* is om twee redenen opgenomen.²¹ In de eerste plaats kan een bepaalde gewenste belastingopbrengst bij een relatief hoge waarde met lagere belastingtarieven worden gerealiseerd dan bij een relatief lage waarde. De belastinggrondslag bepaalt daardoor mede het tarief. In de tweede plaats wordt bij de verdeling van

16 Het aandeel huishoudens in het tweede, derde en vierde deciel van de inkomensverdeling.

17 De gegevens voor de controlevariabelen zijn afkomstig van het CBS, behalve de waarde van onroerende zaken (ministerie van Financiën) en de belastingprijs (berekend op basis van gegevens van het ministerie van Financiën).

18 Zie Allers *et al.* (2001) en de daar aangehaalde literatuur. Rechtse partijen kiezen doorgaans voor een lager voorzieningenniveau, waardoor minder belastinggeld nodig is. Voor Nederland is deze variabele extra van belang omdat uit onderzoek van Wassenaar en Van Soest (2002) blijkt dat gemeenten waar linkse partijen sterk zijn vaak niet-kostendekkende tarieven hanteren voor rioolrecht en reinigingsheffing, waardoor de OZB-tarieven (nog) hoger komen te liggen.

19 Het gaat om gegevens voor 2000, het laatste jaar waarvoor gegevens beschikbaar zijn.

de algemene uitkering over de gemeenten rekening gehouden met de mate waarin gemeenten zelf belasting kunnen innen. Hoe hoger de waarde van onroerende zaken, hoe lager de algemene uitkering. Gemeenten met een hoge waarde aan onroerend goed binnen hun grenzen mogen kiezen of ze relatief veel belasting heffen (om een gemiddeld (of hoog) voorzieningenniveau te bekostigen), of relatief weinig voorzieningen aanbieden. Het is te verwachten dat dergelijke gemeenten hun lagere rijksuitkering ten minste voor een deel door hogere belastingen zullen compenseren.

De waarde van onroerende zaken is in principe een endogene variabele. Immers, OZB-tarieven zullen deels in de prijzen van onroerende zaken worden verwerkt, ofwel doordat hoge belastingtarieven tot een lagere bedrijvigheid leiden, ofwel doordat de belasting deels in de onroerendgoedwaarde wordt verdisconteerd (Ladd en Bradbury, 1988). Bij de OZB werkt dit echter vertraagd door in de belastinggrondslag, omdat slechts eens in de vier jaar wordt getaxeerd. In de jaren 2001 tot en met 2004 bestaat de belastinggrondslag uit de waarde van de onroerende zaken op 1 januari 1999. Waardeveranderingen na deze datum werken pas in 2005 door in de belastinggrondslag. Voor het belastingjaar 2002 beschouwen we de grondslag dan ook als exogeen.

Variabelen die samenhangen met de kosten of behoeften van gemeenten, zoals de bodemgesteldheid en het aantal jongeren, zijn niet opgenomen. Doordat verschillen op dit terrein voor een groot deel worden gecompenseerd via de algemene uitkering, is de invloed van dergelijke variabelen op de hoogte van de gemeentelijke belasting beperkt. Het inwonertal is evenmin opgenomen omdat deze variabele als potentieel endogeen moeten worden beschouwd, terwijl geschikte instrumenten ontbreken. Immers, in geval van belastingconcurrentie zullen hoge belastingen leiden tot een laag inwonertal. Ook de algemene uitkering is mogelijk endogeen, aangezien de verdeling van deze uitkering over de gemeenten is gebaseerd op de gemeentelijke uitgaven in het verleden. Opname van de algemene uitkering kan daardoor tot vertekende uitkomsten leiden (Islam en Choudhury, 1990). Tabel 2 geeft een overzicht van de gebruikte variabelen.

Informatie omtrent lokale belastingtarieven is niet altijd gemakkelijk beschikbaar geweest. Vanaf begin jaren tachtig tot eind jaren negentig van de vorige eeuw publiceerde

TABEL 2**Kenmerken van de gebruikte variabelen**

	Minimum	Maximum	Gemiddelde	Standaarddeviatie
Gemiddeld ozb-tarief (euro per 2.268 euro economische waarde)	2,04	13,23	5,14	1,62
Aandeel rechtse partijen	0,27	1,00	0,71	0,14
Gemiddeld besteedbaar inkomen (euro)	7.578	16.635	10.661	1.056
Aandeel lage inkomens	0,05	0,20	0,11	0,03
Belastingprijs	0,37	0,94	0,73	0,09
Waarde onroerende zaken (euro per capita)	39.268	190.244	72.839	18.119

de Consumentengids jaarlijks een overzicht van gemeentelijke belastingtarieven, maar dit omvatte minder dan de helft van alle gemeenten. Met ingang van 1991 verschijnt jaarlijks het *Belastingoverzicht grote gemeenten*, met gedetailleerde gegevens van ongeveer 35 grote gemeenten. Pas vanaf 1997 verschijnt jaarlijks een overzicht dat alle gemeenten omvat.²² Sinds 1999 bestaat er een website met de belangrijkste tarieven van alle gemeenten.²³ De publicatie van de jaarlijkse overzichten krijgt doorgaans veel aandacht in vooral de regionale en de lokale media.

Om de invloed van andere gemeenten op de eigen gemeente te schatten moet een weegmatrix worden gedefinieerd die aangeeft tussen welke gemeenten interactie plaatsvindt (korthedshalve spreken we van “buurgemeenten”, hoewel ook andere criteria mogelijk zijn). We hanteren hier twee varianten. De eerste is een matrix met (gelijke) positieve getallen voor aangrenzende²⁴ gemeenten en nullen voor niet-aangrenzende gemeenten (W). Als nabijheid de cruciale factor is, ligt het voor de hand dat gemeenten zich het meest laten beïnvloeden door buurgemeenten. Informatie over belastingtarieven is op regionaal niveau het best beschikbaar.

Verder gebruiken we een variant hierop waarbij de 34 gemeenten die deelnemen aan het belastingoverleg grote gemeenten geacht worden aan elkaar te “grenzen” (Wg). Deze grote gemeenten “grenzen” in Wg niet aan de overige gemeenten, en andersom ook niet. De gemeenten die deelnemen aan het belastingoverleg grote gemeenten kennen een structureel overleg op fiscaal gebied, terwijl er bovendien jaarlijks een overzicht wordt gepubliceerd met de tarieven van de deelnemende gemeenten (het al genoemde *Belastingoverzicht grote gemeenten*).²⁵ Het is aannemelijk dat deze gemeenten elkaar als referentiepunten gebruiken. Beide weegmatrices worden genormaliseerd over de rijen.

6 Uitkomsten

6.1 Schattingsresultaten

Het model is geschat op basis van de natuurlijke logaritmen van de variabelen. De coëfficiënten kunnen dan ook worden beschouwd als elasticiteiten. De klassieke maatstaf om na te gaan of er sprake is van ruimtelijke afhankelijkheid is Moran’s I, die wordt berekend op basis van de residuen van een OLS-schatting.²⁶ Tabel 3 laat zien dat de residuen bij gebruik van allebei de weegmatrices regionaal ongelijk zijn verdeeld. Hiermee is het nog niet duidelijk of er sprake is van beleidsinteractie (spatial lag) of ruimtelijke correlatie in de

22 De *Atlas van de lokale lasten*, COELO, Groningen.

23 www.coelo.nl.

24 De waddeneilanden worden verondersteld aan elkaar te grenzen. Gemeenten die door meren van elkaar zijn gescheiden zijn als aangrenzend beschouwd als er een vaste oeververbinding aanwezig is.

25 Allers (2002). Hierin is ook te vinden welke gemeenten tot deze groep behoren.

26 Moran’s I volgt een standaardnormale verdeling.

27 Beide LM-toetsgrootheden zijn chi-kwadraat verdeeld, met één vrijheidsgraad. De tests zijn robuust

TABEL 3**ols-schatting (zonder ruimtelijke interactie) en indicatoren voor ruimtelijke afhankelijkheid**

C	2,08 (1,93)
Rechts	-0,23 (-4,35)
Belastingprijs	-0,84 (-9,28)
Besteedbaar inkomen	0,98 (5,81)
Aandeel lage inkomens	0,19 (3,77)
Belastinggrondslag	-0,85 (-12,13)
R ²	0,48
N	496
Jarque-Bera (normaliteit, p-waarde tussen haakjes)	4,56 (0,10)
Breusch-Pagan (heteroscedasticiteit, p-waarde tussen haakjes)	16,92 (0,005)

Matrix W (aangrenzende gemeenten)

Moran's I	6,51 (0,000000)
LM error	3,03 (0,08)
LM lag	8,05 (0,005)

Matrix Wg (grote gemeenten "grenzen"aan elkaar)

Moran's I	6,91 (0,000000)
LM error	0,05 (0,82)
LM lag	24,92 (0,000001)

Afhankelijke variabele: gemiddeld tarief o.z.b. Alle variabelen zijn uitgedrukt in natuurlijke logaritmen. Tussen haakjes staan de t-waarden (coëfficiënten) of de p-waarden (toets-grootheden). N = 496.

foutterm (spatial error). Anselin *et al.* (1996) geeft een tweetal robuuste LM-toetsen om dit onderscheid te maken.²⁷ Beide varianten wijzen een spatial error af, de een wat sterker dan de ander, en wijzen duidelijk in de richting van een spatial lag model.

De Jarque-Bera toets verwerpt de nulhypothese van normaal verdeelde fouttermen niet. We maken in het vervolg dus gebruik van de maximum-likelihoodmethode. Een punt van zorg is de geconstateerde heteroscedasticiteit (Breusch-Pagan toets).

Tabel 4 geeft de schattingresultaten voor zowel de spatial lag als de spatial error modellen, voor beide weegmatrices. De log likelihood is bij gebruik van weegmatrix Wg (grote gemeenten nemen elkaar als referentiepunt) aanzienlijk groter dan bij gebruik van W (aangrenzende gemeenten als referentie). Kennelijk geeft Wg de ruimtelijke interactie beter weer dan W. Voor beide wegingsmethoden is de log likelihood van het spatial error model

TABEL 4
Maximum likelihood schattingen

	W	W	Wg	Wg
	Spatial lag model	Spatial error model	Spatial lag model	Spatial error model
ρ	0,29 (6,34)		0,37 (8,40)	
λ		0,35 (6,14)		0,40 (7,59)
C	1,43 (1,40)	1,64 (1,34)	0,85 (0,85)	1,69 (1,37)
Rechts	-0,22 (-4,32)	-0,21 (-3,97)	-0,18 (-3,68)	-0,18 (-3,44)
Belastingprijs	-0,73 (-8,35)	-0,79 (-8,63)	-0,65 (-7,62)	-0,72 (-7,90)
Besteedbaar inkomen	0,76 (4,64)	0,97 (5,17)	0,79 (5,04)	0,94 (4,98)
Aandeel lage inkomens	0,19 (4,11)	0,20 (3,89)	0,15 (3,18)	0,16 (3,09)
Belastinggrondslag (per capita)	-0,65 (-8,75)	-0,80 (-9,90)	-0,63 (-9,06)	-0,79 (-9,67)
Log likelihood	92,4	90,0	104,8	94,8
Breusch-Pagan (heteroscedasticiteit)	20,4 ($p = 0,001$)	20,8 ($p = 0,0009$)	20,3 (0,001)	21,2 (0,0007)
LM spatial lag		3,12 ($p = 0,08$)		10,85 ($p = 0,001$)
LM spatial error	0,37 ($p = 0,54$)		0,69 ($p = 0,40$)	

Afhankelijke variabele: gemiddeld tarief ozb. Alle variabelen zijn uitgedrukt in natuurlijke logaritmen. Tussen haakjes staan – tenzij anders aangegeven – de z-waarden. N = 496.

kleiner dan die voor het spatial lag model. Deze resultaten komen overeen met de conclusie die eerder uit tabel 3 is getrokken. Het spatial lag model komt het best overeen met de data. Er is op belastinggebied dus sprake van beleidsinteractie tussen gemeenten. Bovendien blijkt uit de LM-toets (LM spatial error) dat er geen sprake is van resterende ruimtelijke autocorrelatie in de foutterm.

Het meest van belang zijn de schattingen voor ρ en λ , de coëfficiënten voor respectievelijk de spatial lag en de spatial error. In alle gevallen wijken deze coëfficiënten significant af van nul. In ons voorkeursmodel (spatial lag, Wg) is de ruimtelijke coëfficiënt 0,37. Dit betekent dat waar het gemiddelde OZB-tarief in referentiegemeenten tien procent hoger is, het eigen tarief bijna vier procent hoger ligt. Dat is een aanzienlijk effect.

De coëfficiënten van de controlevariabelen zijn significant afwijkend van nul en hebben de verwachte tekens. Een groter aandeel van rechtse partijen in de gemeenteraad gaat samen met een lager belastingtarief. Hoe groter het aandeel van (niet-recreatie) woningen in de totale OZB-opbrengst (en dus hoe groter het aandeel in de opbrengst dat door de doorsnee kiezer wordt betaald), hoe lager het tarief. Een hoger besteedbaar inkomen gaat samen met een hoger tarief. Gemeentelijke voorzieningen worden kennelijk niet als inferieure goederen beschouwd. Hoe meer mensen potentieel in aanmerking komen voor belastingkwijtschelding en huursubsidie omdat zij een laag inkomen hebben, hoe hoger het OZB-tarief. Ten slotte leidt een hogere waarde van onroerende zaken tot een lager OZB-tarief.

6.2 Robuustheid

Uit de Breusch-Pagan toets (tabel 4) blijkt dat er sprake is van heteroscedasticiteit. Bij een nadere inspectie blijkt dit vooral afkomstig te zijn van de variabele 'belastinggrondslag per capita'. Zonder deze variabele is geen significante heteroscedasticiteit aanwezig. Om na te gaan in hoeverre de gevonden heteroscedasticiteit de schattingsresultaten beïnvloedt zijn de modellen uit tabel 4 opnieuw geschat met groepsgewijze heteroscedasticiteit. De waarnemingen zijn op basis van hun belastinggrondslag verdeeld in vijf kwantielgroepen. Binnen deze groepen wordt de variantie constant verondersteld, maar tussen de groepen niet. De resultaten zijn voor het spatial lag model met matrix Wg weergegeven in tabel 5. De uitkomst van de Likelihood ratio-toets bevestigt dat de varianties tussen de groepen significant verschillen. Dit leidt echter nauwelijks tot een verandering in de ruimtelijke coëfficiënt ρ of de significantie hiervan. De gevonden ruimtelijke interactie is robuust.

De schattingen in tabellen 4 en 5 zijn gebaseerd op gegevens voor één jaar (2002). Het nadeel hiervan is dat zo geen rekening kan worden gehouden met niet-waarneembare gemeentespecifieke eigenschappen. Daarvoor zou gebruik moeten worden gemaakt van paneldata.²⁸ Dat is hier niet gedaan omdat de relevante controlevariabelen weinig of niet veranderen van jaar op jaar. Zij zouden daardoor alleen in de schatting kunnen worden meegenomen als de beschouwde tijdspanne zo groot is dat er voldoende variatie is binnen variabelen. Het probleem hierbij is dat er door de jaarlijkse gemeentelijke herindelingen veel

28 Elhorst (2003) geeft een beschrijving van ruimtelijke paneldatamodellen.

TABEL 5

**Schatting met groepswijze heteroscedasticiteit
(spatial lag model, matrix W_g , quantielgroepen
op basis van belastinggrondslag)**

ρ	0,36 (8,25)
C	1,45 (1,31)
Rechts	-0,19 (-4,12)
Belastingprijs	-0,65 (-7,41)
Besteedbaar inkomen	0,76 (4,78)
Aandeel lage inkomens	0,16 (3,42)
Belastinggrondslag (per capita)	-0,65 (-9,03)
Log likelihood	109,9
Likelihood ratio toets op groepswijze heteroscedasticiteit	10,07 ($p = 0,04$)

Afhankelijke variabele: gemiddeld tarief o.z.b. Alle variabelen zijn uitgedrukt in natuurlijke logaritmen. Tussen haakjes staan – tenzij anders aangegeven – de z-waarden. $N = 496$.

gemeenten buiten het onderzoek zouden vallen. Bij onderzoek naar ruimtelijke effecten is dit extra vervelend, omdat niet alleen het aantal waarnemingen wordt beperkt, maar ook het aantal buurgemeenten van gemeenten die wel worden meegenomen.

Om de robuustheid van de gevonden ruimtelijke interactie te toetsen op de aanwezigheid van gemeentespecifieke kenmerken is onderzocht of de *verandering* van de gemiddelde o.z.b.-tarieven van 2001 op 2002 samenhangt met die verandering in naburige gemeenten. Van 2001 op 2002 nam het aantal gemeenten slechts weinig af (met acht gemeenten). Voor de met ingang van 2002 heringedeelde gemeenten zijn voor 2001 de gemiddelde waarden genomen van de gemeenten waaruit ze zijn voortgekomen. De controlevariabelen uit tabel 4 zijn hier weggelaten, omdat deze weinig of niet variëren tussen twee opeenvolgende jaren. Voor beide weegmatrices blijkt er een significant verband te bestaan tussen de

29 Bij matrix W bedraagt de coëfficiënt ρ 0,18 (z-waarde 2,8) en bij matrix W_g 0,20 (z-waarde 3,2). Net als voor de schatting in tabel 4 zijn de tarieven uitgedrukt in natuurlijke logaritmen.

tariefstijging in een gemeente met de tariefstijging in naburige gemeenten.²⁹ De coëfficiënten wijken niet significant af van de coëfficiënten in tabel 4. Het gevonden verband is dus ook wat dit betreft robuust.

7 Mogelijke oorzaken

Hoewel bij Nederlandse gemeenten duidelijk sprake is van beleidsinterdependentie op belastinggebied, is nog niet duidelijk wat hiervan de achtergrond is. Willen bestuurders de belasting niet te veel laten afwijken van die in andere gemeenten omdat ze vrezen anders niet meer aantrekkelijk te zijn als woon- of vestigingsplaats (belastingconcurrentie)? Vrezen zij anders stemmen te verliezen (maatstafconcurrentie)? Of vindt de beleidsinteractie eigenlijk plaats via de uitgaven, en werkt dit door naar de belastingen omdat hiermee de uitgaven worden gefinancierd?

Om met de laatste mogelijkheid te beginnen: in de Nederlandse context is dit onwaarschijnlijk. Zoals we al zagen draagt de eigen belastingopbrengst in betrekkelijk geringe mate bij aan de lokale inkomsten. De kans dat huishoudens of bedrijven om fiscale redenen de gemeente verlaten moet in Nederland ook niet te hoog worden ingeschat.³⁰ Omgerekend naar een percentage van de waarde van het object varieert het tarief van de OZB voor woningen van 0,09 in de goedkoopste gemeente tot 0,52 procent in de duurste, en dat voor niet-woningen van 0,09 tot 0,75 procent. Alleen al het terugverdienen van de overdrachtsbelasting (6 procent) lijkt moeilijk. Bovendien zijn aan verhuizing nog tal van andere kosten verbonden. Hier komt bij dat mag worden verwacht dat de hoogte van de OZB-tarieven ten minste voor een deel in de woningwaarden zit verwerkt. Dit beperkt de mogelijkheid om onder de belasting uit te komen. In het onwaarschijnlijke geval waarin verschillen in belastingtarieven volledig in de prijzen zijn verwerkt heeft verhuizen na een tariefverhoging zelfs helemaal geen zin: de waarde van het object is dan al gedaald met de netto contante waarde van de hogere belastingbetalingen in de toekomst (Yinger *et al.* 1988). Hoewel verhuizen om fiscale redenen binnen Nederland niet snel voordelig zal zijn, is het denkbaar dat de belastingdruk bij de keuze van een vestigingsplaats voor bedrijven wel een rol speelt, met name voor nieuw te bouwen bedrijfspanden. Wellicht dat het OZB-tarief daarbij één van de kenmerken is die de aantrekkelijkheid van een gemeente beïnvloedt.³¹

Dat de hoogte van de belastingen één van de maatstaven is waarop kiezers het gemeentebestuur beoordelen is *a priori* niet onwaarschijnlijk. Hoewel de hoogte van de OZB in het niet valt bij die van andere belastingen, is het wel een belasting die aanzienlijke irritatie oproept. Het is één van de meest zichtbare belastingen, en bovendien één die zich in

30 Uit onderzoek van Pommerehne *et al.* (1996) blijkt dat de hoogte van lokale belastingtarieven in Zwitserland wel van invloed is op de bevolkingsomvang van jurisdicties. In Zwitserland zijn de verschillen in belastingdruk echter veel groter. Zo moest een gezin dat 175.000 frank verdiende in Zug 16.083 frank betalen aan lokale en kantonale inkomstenbelasting, en in Bern, minder dan 100 kilometer verder, 34.475 frank. Pommerehne *et al.* concluderen dat het opvallend is dat dergelijke verschillen (en de nabijheid van belastingparadijs Lichtenstein) niet tot problemen leiden. Dit relativeert de grote bestuurlijke weerstand in Nederland tegen een gemeentelijke inkomstenbelasting.

een grote mate van negatieve publiciteit mag verheugen. In landen waar bestuurders slechts een beperkt aantal termijnen op het pluche mogen zitten is het mogelijk om na te gaan of fiscale beleidsinteractie zich beperkt tot jurisdicties waar de bestuurder nog herkiesbaar is. Uit Amerikaans en Italiaans onderzoek blijkt dit inderdaad zo te zijn (Case, 1993; Besley en Case, 1995; Bordignon *et al.*, 2003). Dit wijst duidelijk op het optreden van maatstafconcurrentie. In Nederland is het lastiger om de hypothese van beleidsconcurrentie te toetsen. Vooral nog lijkt dit wel de meest waarschijnlijke achtergrond van de gevonden beleidsinteractie.

8 Beperkingen en mogelijkheden voor verder onderzoek

Gemeenten blijken bij het vaststellen van hun belastingtarieven inderdaad rekening te houden met omliggende gemeenten of met gemeenten uit dezelfde grootteklasse. De uitkomst van dit onderzoek is wat dit betreft echter een onderschatting. Dat komt doordat beleidsinterdependentie zich niet hoeft te beperken tot één beleidsinstrument. Dit onderzoek beperkt zich tot de OZB. Het ligt echter zeer voor de hand dat gemeenten ook hun andere heffingen (zoals rioolrecht en reinigingsheffing) in de overweging betrekken. Het kan zelfs nog breder: Frederiksson *et al.* (2003) ontdekten dat Amerikaanse staten met verschillende wapens strijden om bedrijfsinvesteringen aan te trekken. Zo kan een staat op een belastingverlaging elders reageren door zelf ook de belasting te verlagen, maar ook door meer te investeren in voor bedrijven belangrijke infrastructuur, of door laksere milieuregelgeving. Door alleen naar de belastingen te kijken, en de voorzieningen die met deze belastingen worden bekostigd buiten beschouwing te laten, wordt het effect van verschillen in belastingdruk op locatiebeslissingen onderschat (Oates en Schwab, 1991).

Welke referentiegroep bij beleidsinteractie een rol speelt is een empirische vraag, die kan worden beantwoord door het model met diverse weegmatrices te schatten. De bij dit onderzoek gebruikte weegmatrices zijn vrij eenvoudig. Het is denkbaar dat gemeenten niet alleen naar omliggende gemeenten kijken, maar ook naar gemeenten die wat verder weg liggen. In plaats van een grens-criterium zou een afstandscriterium kunnen worden uitgetoetst. Ook is het mogelijk te wegen naar bijvoorbeeld het inwonertal van referentiegemeenten.

Ten slotte zou nader onderzoek naar de achtergrond van de gevonden fiscale beleidsinteractie interessant kunnen zijn. Gaat het inderdaad om maatstafconcurrentie, of speelt toch een ander mechanisme een rol?

9 Samenvatting en conclusies

De hoogte van de tarieven van de onroerendezaakbelasting wordt niet alleen beïnvloed door de kenmerken van de gemeente zelf, maar ook door de tarieven in andere gemeenten. De gevonden ruimtelijke interactie is niet alleen zeer significant, het effect is ook kwantitatief van betekenis. Als het tarief in naburige gemeenten tien procent hoger ligt, ligt het eigen tarief ongeveer vier procent hoger. Soortgelijke uitkomsten zijn ook in andere landen gevonden. Ook factoren als de politieke kleur, het gemiddelde besteedbare inkomen en de

belastingprijs blijken van invloed op de belastingtarieven.

Hoewel andere verklaringen niet kunnen worden uitgesloten, is de meest waarschijnlijke achtergrond van de fiscale beleidsinteractie het optreden van maatstafconcurrentie. Hierbij gebruiken kiezers de relatieve hoogte van de OZB-tarieven als maatstaf voor het functioneren van het gemeentebestuur. Bestuurders die herkozen willen worden zijn daarom huiverig om de belastingtarieven te veel te laten stijgen ten opzichte van andere gemeenten. Dit betekent dat er wel degelijk een rem zit op de stijging van de gemeentelijke belastingtarieven. Door een gebrek aan transparantie werkt maatstafconcurrentie vermoedelijk niet optimaal. Hier liggen wellicht mogelijkheden tot verbetering.

Literatuur

- Allers, M.A., J. de Haan, and C.G.M. Sterks (2001), Partisan influence on the local tax burden in the Netherlands, *Public Choice*, 106, 351-363.
- Allers, M.A. (2002), *Belastingoverzicht grote gemeenten 2002*, VNG-Uitgeverij, Den Haag.
- Allers, M.A. (2003), Lokale belasting blijft nodig, *ESB*, 88, 418-419.
- Altshuler, R. en T.J. Goodspeed (2002), *Follow the leader? Evidence on European and U.S. tax competition*, mimeo.
- Anselin, L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer, Dordrecht.
- Anselin, L., K. Bera, R. Florax en M. Yoon (1996), Simple diagnostic tests for spatial dependence, *Regional Science and Urban Economics*, 26, 77-104.
- Besley, T., and A. Case (1995), Incumbent behavior: vote-seeking, tax-setting, and yardstick competition, *American Economic Review*, 85, nr. 1, 25-45.
- Besley, T., en M. Smart (2002), Does tax competition raise voter welfare?, CEPR Discussion Paper 3131, London.
- Boarnet, M.G., and A. Glazer (2002), Federal grants and yardstick competition, *Journal of Urban Economics*, 52, 53-64.
- Bordignon, M., F. Cerniglia, and F. Revelli (2003), In search of yardstick competition: a spatial analysis of Italian municipal property tax setting, *Journal of Urban Economics*, 54, 199-217.
- Brennan, G. en J.M. Buchanan (1980), *The Power to Tax: Analytical Foundations of a Fiscal Constitution*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Brett, C. and J. Pinkse (2000), The determinants of municipal tax rates in British Columbia, *Canadian Journal of Economics*, 33, nr. 3, 695-714.
- Brueckner, J.K. (2003), Strategic interaction among governments: An overview of empirical studies, *International Regional Science Review*, 26, nr. 2, 175-188.
- Brueckner, J.K., and L.A. Saavedra (2001), Do local governments engage in strategic property-tax competition?, *National Tax Journal*, 54, nr. 2, 203-230.
- Büttner, T. (1999), Determinants of tax rates in local capital income taxation: A theoretical model and evidence from Germany, *Finanzarchiv*, 56, 363-388.
- Case, A. (1993), Interstate tax competition after TRA86, *Journal of Policy Analysis and Management*, 12, nr. 1, 136-148.
- Case, A.C., H.S. Rosen, and J.R. Hines (1993), Budget spillovers and fiscal policy interdependence, *Journal of Public Economics*, 52, 285-307.
- Das, D., H.H. Kelejian en I.R. Prucha (2003), Finite sample properties of estimators of spatial autoregressive models with autoregressive disturbances, *Papers in Regional Science*, 82, 1-26.
- Elhorst, J.P. (2003), Specification and estimation of spatial panel data models, *International Regional Science Review*, 26, 244-268.
- Frederiksson, P.G., J.A. List en D.L. Millimet (2003), *Chasing the smokestack: strategic policymaking with multiple instruments*, National Bureau of Economic Research Working Paper 9801, Cambridge, MA.
- Hernández-Murillo, R. (2003), Strategic interaction in tax policies among states, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 85, nr. 3, 47-56.
- Hettich, W. en S.L. Winer (1999), *Democratic Choice and Taxation*, Cambridge University Press, Cambridge (UK).
- Heyndels, B., and J. Vuchelen (1998), Tax mimicking among Belgian municipalities, *National Tax Journal*, 51, nr. 1, 89-101.
- Islam, M.N. en S.A. Choudhury (1990), Testing the exogeneity of grants to local governments, *Canadian Journal of Economics*, 23, 676-692.
- Kelejian, H.H. en I.R. Prucha (1998), A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17, 99-121.
- Kelejian, H.H. en D.P. Robinson (1993), A suggested method of estimation for spatial interdependent models with autocorrelated errors, and an application to a county expenditure model, *Papers in Regional Science*, 72, 297-312.
- Ladd, H.F. (1992), Mimicking of local tax burdens among neighboring counties, *Public Finance Quarterly*, 20, nr. 4, 450-467.
- Ladd, H.F. en K.L. Bradbury (1988), City taxes and property tax bases, *National Tax Journal*, 41, 503-523.
- Ministerie van Binnenlandse Zaken en Koninkrijksrelaties en Ministerie van Financiën (2002), *Vaststelling van de begrotingsstaat van het ge-*

- meentefonds voor het jaar 2003*, Tweede Kamer, 2002-2003, 28600 B, nr. 2.
- Ministerie van Financiën (2002). *Miljoenennota 2003*, Tweede Kamer, 2002-2003, 28600, nr. 2.
- Ministerie van Financiën (2003). *Monitor inkomsten uit lokale heffingen 2003*, Den Haag, p. 16.
- Oates, W.E. en M. Schwab (1991), The allocative and distributive implications of local fiscal competition, in: D.A. Kenyon en J. Kincaid, *Competition Among States and Local Governments*, The Urban Institute Press, Washington, D.C.
- Pen, C.J. (2002). *Wat beweegt bedrijven. Besluitvormingsprocessen bij verplaatste bedrijven*, Koninklijk Nederlands Aardrijkskundig Genootschap/Rijksuniversiteit Groningen, Utrecht/Groningen.
- Pommerehne, W.W., G. Kirchgässner en L.P. Feld (1996), Tax harmonisation and tax competition at state-local levels: lessons from Switzerland, in: G. Pola, G. France en R. Levaggi (red.), *Developments in Local Government Finance*, Edward Elgar, Cheltenham.
- Revelli, F. (2001), Spatial patterns in local taxation: tax mimicking or error mimicking?, *Applied Economics*, 33, nr. 9, 1101-1107.
- Revelli, F. (2002), Testing the tax mimicking versus expenditure spill-over hypothesis using English data, *Applied Economics*, 34, nr. 14, 1723-1731.
- Revelli, F. (2003), Reaction or interaction? Spatial process identification in multi-tiered government structures, *Journal of Urban Economics*, 53, 29-53.
- Salmon, P. (1987), Decentralisation as an incentive scheme, *Oxford Review of Economic Policy*, 3, 24-43.
- Schaltegger, C.A., and D. Küttel (2002), Exit, voice, and mimicking behavior: evidence from Swiss cantons, *Public Choice*, 113, 1-23.
- 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.
- Wassenaar, M.C. en D.P. van Soest (2002), Local fiscal strategies in the Netherlands: an empirical analysis, *Local Government Studies*, 28, 88-100.
- Wilson, J.D. (1999), Theories of tax competition, *National Tax Journal*, 52, nr. 2, 269-304.
- Wrede, M. (2001), Yardstick competition to tame the Leviathan, *European Journal of Political Economy*, 17, 705-721.
- Yinger, J., H.S. Bloom, A. Börsch-Supan en H.F. Ladd (1988), *Property Taxes and House Values. The Theory and Estimation of Intrajurisdictional Property Tax Capitalisation*, Academic Press, Boston etc.