

LE INTERAZIONI SPAZIALI NELLE POLITICHE FISCALI SUL PATRIMONIO IMMOBILIARE: UNA ANALISI SUI COMUNI ITALIANI

C. Bocci, C. Ferretti, P. Lattarulo – Irpet, Istituto Regionale Programmazione Economica della Toscana

Abstract

Lo studio delle politiche fiscali esercitate a scala locale sul patrimonio immobiliare appare di grande interesse soprattutto in una fase di importanti cambiamenti normativi in ambito di accentramento/decentramento, quale quella attuale. Questo tipo di tassazione rappresenta, inoltre, il più diffuso nei paesi europei ma anche il più discusso prelievo destinato al finanziamento delle amministrazioni locali.

In questo contributo vengono in primo luogo stimate, attraverso l'utilizzo di un modello spaziale, le determinanti delle diverse politiche fiscali sull'imposta sul patrimonio immobiliare adottate dai Comuni italiani. A tale scopo sono state prese a riferimento sia le caratteristiche di bilancio degli enti che quelle più specificatamente connesse al contesto economico e sociale nel quale gli amministratori si trovano a governare. Come primo risultato, il modello mette in evidenza come le scelte in merito alle politiche adottate su IMU e TASI siano influenzate, oltre che dalle caratteristiche socio-economiche dell'ente, anche dai comportamenti dei Comuni limitrofi. Infatti le politiche adottate presentano una distribuzione spaziale ben delineata, con aree territorialmente omogenee in cui le amministrazioni vicine tendono ad assumere comportamenti simili tra loro.

L'esistenza di interazioni strategiche tra enti è, nella teoria, spiegata da alcuni modelli, quali la "yardstick competition" e gli effetti di spillover. Per tale motivo questo contributo focalizza una parte dell'analisi proprio su questi due aspetti. Per quanto riguarda il primo, il modello non mette in evidenza alcun effetto derivante dalla yardstick competition, nonostante alcune variabili sul contesto politico risultino significative nel determinare la politica fiscale di un ente. Tale risultato ci consente di ipotizzare che i comportamenti imitativi tra enti sulle proprie politiche fiscali siano determinati prevalentemente da effetti di spillover. A questo proposito, il modello individua una relazione negativa tra le interazioni spaziali e la dimensione demografica degli enti, mettendo in evidenza come i Comuni più grandi siano meno sensibili alle politiche fiscali dei comuni limitrofi poiché tali politiche producono effetti trascurabili per i residenti in un grande comune. Tali evidenze possono portare interessanti implicazioni anche riguardo al processo di rescaling istituzionale dei Comuni medio-piccoli, con l'obiettivo di una migliore performance dell'azione amministrativa.

Parole chiave: Interazioni sulle politiche fiscali, effetti *spillover*, *yardstick competition*, econometria spaziale

SPATIAL INTERACTIONS IN PROPERTY TAX POLICIES AMONG ITALIAN MUNICIPALITIES

C. Bocci, C. Ferretti, P. Lattarulo – Irpet, Istituto Regionale Programmazione Economica della Toscana

Abstract

The study of policies exercised on property tax is of great interest especially at a time of significant regulatory change, in term of centralization/decentralization, such as at the present. Then, property tax is the most popular tax in European countries but also the most controversial entry for financing local government.

In this paper we firstly estimate, through the use of a spatial model, the determinants of the different fiscal policies adopted by 6424 Italian municipalities. To this end, we considered both variables that measure the budget features of the municipalities and variables that are specifically related to their economic and social context. As a first result, the model shows how the choices on policies are determined by socio-economic features and even by neighboring municipalities behavior. In fact, the policy choices have a well-defined spatial distribution, with homogeneous territorial areas in which neighboring governments tend to adopt similar behavior between them.

The existence of strategic interactions between municipalities is, in literature, explained by some theoretical models, such as the "yardstick competition" and the spillover effects. In its second part, the paper focuses the analysis on these two aspects, in order to find empirical confirmation(or lack of it) to such hypotheses. Regarding the first, the model does not highlight any effect of the yardstick competition, despite some variables on the political context are significant in determining the fiscal policy. This result allows us to assume that the imitative behavior among municipalities on their tax policies are determined mainly from spillover effects. To confirm this hypothesis, the model identifies a negative relationship between the spatial interactions and population size. The intuition is that a most populated municipality is less sensitive to the changes in tax policies by a small neighboring municipality, because there are negligible spillover effects on its residents. These evidences may lead to interesting implications regarding the institutional rescaling of medium-sized municipalities, with the aim of better administrative performances.

Key words: Political tax interactions, *spillover* effects, *yardstick competition*, spatial econometric

1. Introduzione

A partire da metà degli anni Ottanta si è assistito ad un graduale processo di riforma nell'attribuzione delle fonti di entrata tra i diversi livelli di governo. In particolare, dopo una prima fase di decentramento di competenze e di risorse avviata con il cd. Federalismo fiscale (legge delega 42 del 2009), il legislatore si è indirizzato, in tempi più recenti, verso il percorso opposto e quindi verso una ricentralizzazione di alcune fonti di entrata. Tale circostanza è da attribuire principalmente alla crisi finanziaria che ha colpito l'economia mondiale a partire dal 2008, ma anche al diffondersi di una visione delle amministrazioni locali come centri di inefficienza e di corruzione (Revelli, 2016). E' evidente però che, se da un lato vengono poste regole che privilegiano un sistema di finanza derivata, dall'altro il tema dell'autonomia finanziaria degli enti locali acquista necessariamente una maggiore rilevanza in una fase di continui ripensamenti normativi che riguardano sia il contributo degli enti alle manovre di finanza pubblica che il riassetto di specifiche fonti di entrata, prima tra tutti quella sul patrimonio immobiliare.

Uno degli aspetti da tenere in considerazione nell'analisi delle politiche fiscali riguarda i comportamenti imitativi tra enti vicini. La letteratura sulla finanza locale, infatti, chiarisce come le scelte in merito al livello e alla composizione di entrate e spese di un ente siano determinate sia dalle caratteristiche politiche, economiche e demografiche dell'ente stesso (Inman 1987), che da meccanismi di interazione strategica tra governi locali (Brueckner 2003). In linea generale, infatti, i modelli empirici che utilizzano informazioni spaziali spiegano le decisioni di *policy* di una determinata giurisdizione in funzione di preferenze (di contribuenti, consumatori o elettori), necessità di spesa, risorse e scelte politiche degli enti limitrofi. In particolare, si parla di comportamenti imitativi tra enti in merito alla tassazione locale quando esiste una significativa correlazione tra le aliquote fiscali applicate in un ente e quelle negli enti vicini.

E' per questo motivo che nell'ultimo decennio molti studi sono stati finalizzati proprio alla verifica della presenza di interazioni spaziali che influiscono sulle decisioni dell'amministratore locale e alla ricerca delle possibili cause di tale interazioni. Tali studi hanno riguardato paesi anche molto diversi tra cui gli Stati Uniti (Wu e Hendrick, 2009), il Belgio (Heyndels e Vuchelen, 1998), il Canada (Brett e Pinkse, 2000), la Germania (Buettner, 2001), la Svizzera (Feld e Kinchgassner, 2001), il Regno Unito (Revelli, 2001), la Francia (Feld et al., 2003), l'Italia (Bordignon et al., 2003, Ermini e Santolini, 2010) e la Spagna (Solè Ollè, 2003).

Secondo la letteratura più recente (Santolini, 2007), inoltre, le cause di questo fenomeno sono attribuibili alla mobilità o meglio al principio della competizione fiscale (Tiebout, 1956), alla *yardstick competition* (Salmon, 1987) secondo la quale gli elettori utilizzano le informazioni sui comuni limitrofi per giudicare la performance dei propri amministratori, oppure agli effetti di *spillover* della spesa (Case, 1993). Occorre sottolineare che sia la mobilità che la *yardstick competition* consentono al contribuente una via di fuga dall'incremento del prelievo fiscale, nel primo caso attraverso la migrazione in un altro comune, nel secondo attraverso il voto elettorale.

In questo lavoro si prendono a riferimento le politiche fiscali adottate nel 2014 dai Comuni italiani in termini di IMU e TASI. In particolare la politica fiscale di ciascun ente viene misurata sulla base dell'extragetto riscosso sul patrimonio immobiliare in relazione alle entrate tributarie. La scelta di analizzare l'imposta sul patrimonio immobiliare deriva dal fatto che, relativamente alle amministrazioni comunali, la letteratura ha individuato in questo tributo quello che meglio risponde al bisogno di finanziare la spesa di questi enti (Brosio e Piperno, 2009). Le ragioni di questa scelta sono molteplici. In primo luogo l'imposta immobiliare risponde al criterio del beneficio nella misura in cui le politiche messe in atto dagli enti (ad esempio per infrastrutture o verde pubblico) vanno ad incrementare il valore della base imponibile stessa, creando di fatto un beneficio per i contribuenti (Lattarulo e Petretto, 2016). In secondo luogo occorre osservare come la rendita catastale sia nel tempo poco variabile (o addirittura immobile) e quindi meno legata al ciclo economico. Inoltre, essendo la rendita, così come il gettito da versare, entrambe facilmente verificabili, l'imposta sul patrimonio è in genere più difficile da evadere. In ultima analisi, il patrimonio immobiliare,

seppur territorialmente differenziato, tende ad essere meno sperequato rispetto ad altre base imponibili di imposte locali, quali ad esempio i redditi privati o di aziende.

All'interno del lavoro, quindi, vengono individuate le determinanti delle diverse politiche fiscali degli enti testando, attraverso un modello spaziale, anche l'ipotesi di interazioni strategiche espresse in termini di extragettito riscosso su IMU e TASI. In particolare, il paper è organizzato nel seguente modo: nella prima sezione viene fornita una analisi territoriale del gettito sul patrimonio immobiliare, la seconda sezione illustra la struttura metodologica e i dati utilizzati, nella terza si discutono i risultati delle analisi mentre nella quarta si testano alcune possibili cause del *tax mimicking*. Nella sezione 4, infine, vengono riportate alcune conclusioni.

2. Il gettito standard e il gettito effettivo

La definizione del gettito sul patrimonio immobiliare è evidentemente il risultato di due componenti: la base imponibile, da un lato, e le scelte relative alle aliquote e alle detrazioni adottate dai singoli Comuni, dall'altro. Una prima misura di entrambe queste dimensioni può essere ottenuta attraverso il gettito standard, rappresentativo della base imponibile, e il gettito effettivo, che include anche le politiche fiscali degli enti (Tabella 1). Guardando ai dati di IMU e TASI del 2014 calcolati ad aliquota standard, si osserva come la distribuzione territoriale pro capite favorisca gli enti di alcune regioni del centro-nord (Valle d'Aosta, Liguria, Emilia Romagna, Lazio e Trentino Alto Adige), che riportano un gettito superiore a 400 euro per abitante, a svantaggio della maggior parte delle regioni del sud che, al contrario, possono contare su risorse di base inferiori. Differenze analoghe vengono poi ribadite anche dal confronto regionale del gettito standard misurato rispetto alle entrate tributarie.

A fronte di un maggiore o minore valore del patrimonio immobiliare, agli enti è concesso di adottare margini di discrezionalità nell'applicazione delle aliquote. Pertanto, dal punto di vista delle politiche fiscali, misurate dalla differenza tra il gettito riscosso e quello standard, gli enti che presentano un più ampio scarto tra queste due grandezze hanno evidentemente utilizzato più di altri gli spazi di manovra concessi. In particolare, tralasciando le regioni a statuto speciale per le quali la struttura delle entrate è sostanzialmente diversa da quella degli altri enti, i Comuni che maggiormente hanno usufruito della leva fiscale sulle imposte sul patrimonio immobiliare sono quelli della Liguria, del Lazio, dell'Emilia Romagna e della Toscana. Al contrario, nelle regioni del sud il gettito extrastandard pro capite è molto inferiore alla media nazionale (Calabria, Basilicata e Campania).

Naturalmente i margini di autonomia fiscale disponibili sono stati utilizzati in maniera differenziata anche da enti appartenenti alla stessa regione. Guardando alle differenze tra gettito effettivo e standard per classe demografica (Tabella 2), si osserva come in generale nei Comuni più piccoli (fino a 5000 abitanti), le politiche fiscali consentono il recupero di risorse assai modeste: 9 euro per la prima casa e 20 per il resto degli altri immobili. Al contrario, i Comuni più grandi esercitano con una maggiore intensità politiche fiscali al rialzo. Infatti, per gli enti con una popolazione superiore a 50 mila abitanti l'extragettito sull'abitazione principale raggiunge quasi i 50 euro pro capite, mentre ancora più elevato è quello sugli altri immobili.

Più nel dettaglio, analizzando le aliquote deliberate dai capoluoghi di regione, si osserva come questi abbiano scelto prevalentemente di applicare l'aliquota massima sia per l'abitazione principale (2,5 per mille) che per gli altri immobili (10,6 per mille), utilizzando peraltro anche l'ulteriore spazio di manovra dello 0,8 per mille introdotto per il 2014 sulle abitazioni principali.

Tabella 1. Gettito IMU e TASI dei Comuni italiani. 2014
Valori pro capite in euro e percentuali

Regione	Gettito standard	Gettito effettivo	Gettito extrastandard sul gettito totale (%)
1 Piemonte	386	456	10.1
2 Valle d'Aosta	769	706	-7.5
3 Lombardia	392	466	11.9
4 Trentino-Alto Adige	407	411	0.9
5 Veneto	368	417	8.6
6 Friuli-Venezia Giulia	359	368	1.9
7 Liguria	545	655	11.9
8 Emilia-Romagna	445	533	11.8
9 Toscana	394	480	11.4
10 Umbria	299	374	10.6
11 Marche	296	357	9.8
12 Lazio	422	547	14.9
13 Abruzzo	317	369	8.2
14 Molise	280	339	10.4
15 Campania	212	254	6.5
16 Puglia	271	325	9.2
17 Basilicata	195	222	5.7
18 Calabria	184	207	4.0
19 Sicilia	215	247	5.7
20 Sardegna	280	286	1.1
Italia	343	406	9.7

Fonte: elaborazioni su dati Mef e certificati di bilancio consuntivo amministrazioni comunali

Tabella 2. Differenza tra gettito effettivo e standard per classe demografica dei Comuni italiani. IMU e TASI 2014
Valori pro capite in euro

	TASI Abitazione principale	IMU e TASI altri immobili
fino a 5000 abitanti	8.8	19.6
da 5001 a 10000 ab.	18.5	25.5
da 10001 a 20000 ab.	24.2	24.2
da 20001 a 50000 ab.	26.8	28.4
oltre 50000 abitanti	47.7	53.4
ITALIA	29.1	34.2

Fonte: elaborazioni su dati Mef

Come più volte ribadito, il gettito extrastandard viene determinato, oltre che dalle scelte dei singoli amministratori in merito alle aliquote e alle detrazioni applicate, anche dalla base imponibile sulla quale viene calcolata l'imposta. Infatti, in linea teorica, ad un più alto valore immobiliare potrebbe corrispondere anche una minore pressione fiscale sui cittadini. D'altro lato però i Comuni più grandi, che presumibilmente presentano immobili a più alto valore, spesso si trovano nella condizione di dover sostenere anche un maggiore livello di spesa e pertanto a sfruttare la leva fiscale oltre i livelli standard.

Guardando ai valori medi regionali relativi allo sforzo fiscale connesso al gettito IMU e TASI (gettito extrastandard rispetto alle entrate tributarie) e alla spesa corrente pro capite, si mette in evidenza come le scelte dei comuni delineino sostanzialmente due modelli di *policy* (Figura 1).

Figura 1. Il gettito extra standard sul patrimonio immobiliare nelle regioni italiane. 2014
Valori pro capite in euro

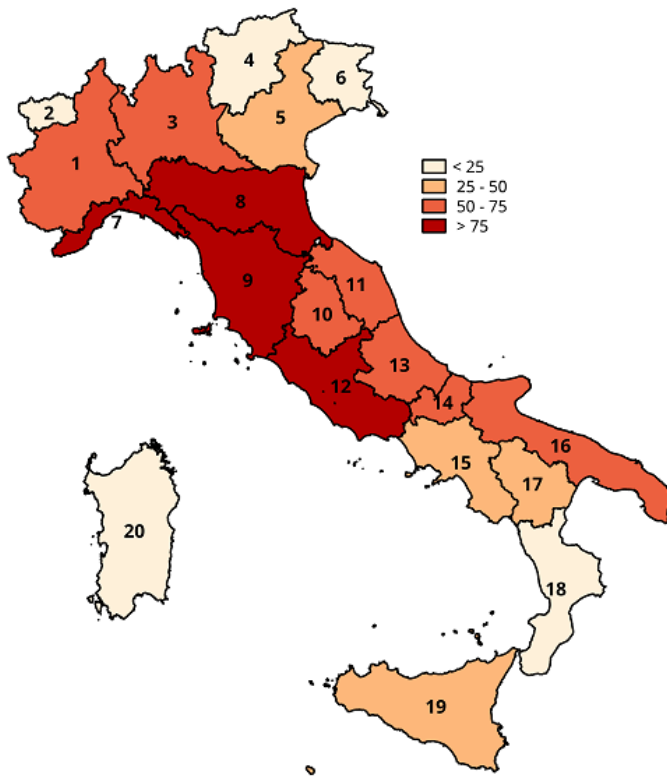
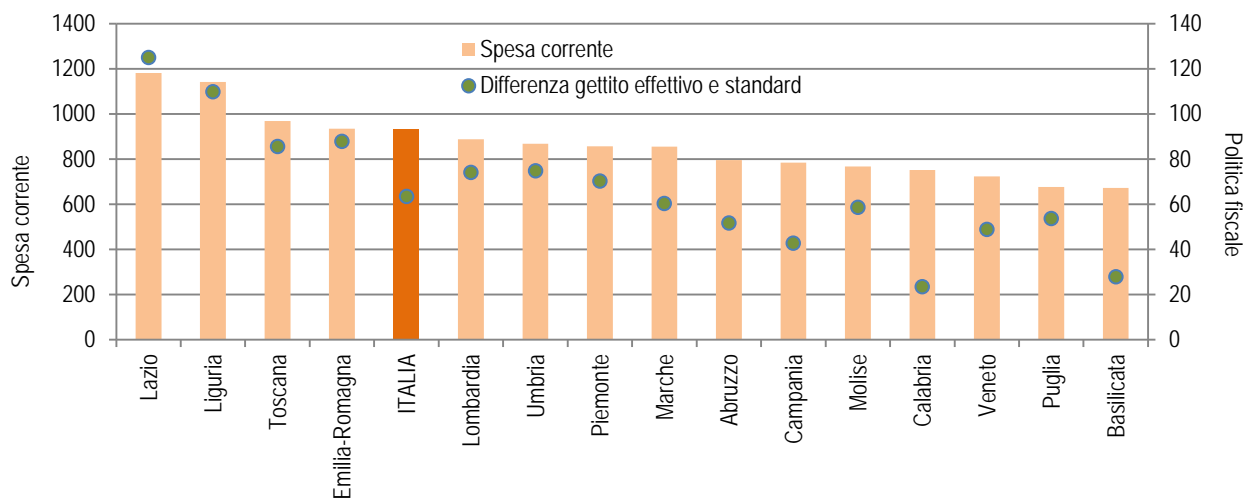


Figura 2. Politica fiscale sull'IMU e spesa corrente dei Comuni italiani. 2014
Valori pro capite in euro



Fonte: elaborazioni su dati Mef e certificati di bilancio consuntivo amministrazioni comunali

Il primo modello fa corrispondere ad un alto prelievo fiscale anche un alto livello di spesa corrente. Si tratta in questo caso di enti del centro nord (Lazio, Liguria, Toscana e Emilia Romagna, Lombardia, Umbria e Piemonte) che, seppur con alcune differenze, riescono a garantire un maggiore (o più qualificato) numero di servizi locali il cui funzionamento però viene garantito anche dall'extragettilo riscosso sul patrimonio immobiliare. Al contrario, il secondo modello di *policy* si orienta verso un livello di spesa inferiore a quella del gruppo precedente a cui corrisponde anche un minore prelievo sul patrimonio immobiliare. In particolare, nei casi in cui il gettito extrastandard risulta particolarmente basso (in media per i Comuni di Calabria e

Basilicata) il livello di spesa corrente viene presumibilmente garantito da risorse provenienti da trasferimenti regionali e statali.

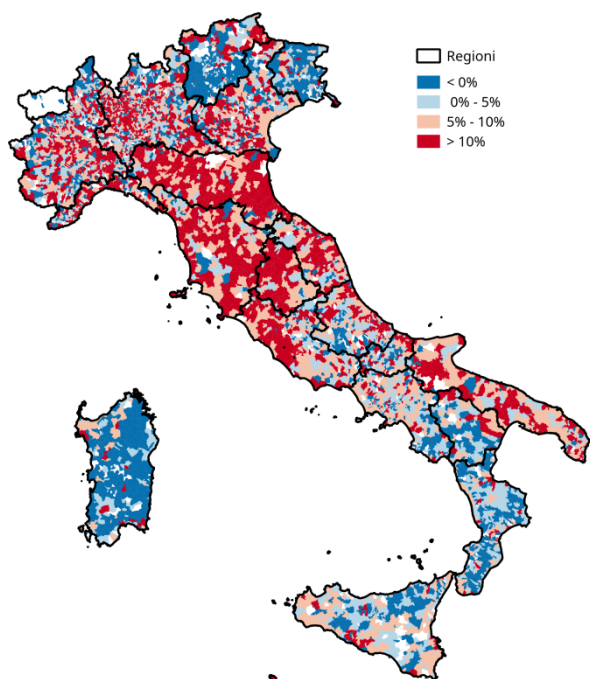
In definitiva gli effetti complessivi delle politiche fiscali su IMU e TASI, espressi in termini di maggiore gettito extrastandard, dipendono inevitabilmente dall'orientamento degli amministratori circa i servizi offerti e quindi dal livello generale di spesa. Al di là di questa singola componente, tuttavia, può essere utile verificare se e in quale misura le scelte fiscali degli enti vengono determinate, oltre che dalla necessità di recuperare risorse, anche da altri fattori che invece riguardano il contesto (politico o economico, ad esempio) nel quale lo stesso amministratore si trova a governare.

3. La descrizione dei dati

Come già sottolineato nel precedente paragrafo, l'analisi ha come oggetto le politiche fiscali adottate dai Comuni italiani in merito all'imposta sul patrimonio immobiliare. Per ogni comune, pertanto la variabile di studio viene definita dal gettito extrastandard dell'imposta sul patrimonio immobiliare, misurato in termini relativi rispetto al totale delle entrate tributarie. Tale variabile indica la percentuale delle entrate municipali dell'ente determinata dalla politica fiscale sull'imposta patrimoniale e misura la pressione fiscale aggiuntiva esercitata su abitanti e imprese prodotta dalle politiche fiscali. La scelta di utilizzare questo indice anziché l'aliquota nominale scaturisce da due considerazioni. In primo luogo, il gettito extrastandard include al suo interno tutte le componenti della politica fiscale adottata su questa imposta, quali le detrazioni sulla prima casa e le diverse aliquote applicate sui differenti tipi di proprietà. In secondo luogo, il fatto di considerare l'extra gettito in valori percentuali rispetto ai tributi fornisce una misura del peso delle politiche fiscali su Imu e Tasi rispetto alla totalità delle risorse destinate a finanziare la spesa corrente.

La variabile di studio, se rappresentata su tutti i Comuni italiani, mostra una distribuzione spaziale ben delineata, con aree territoriali omogenee in cui gli enti vicini tendono ad assumere comportamenti simili tra loro (Figura 3).

Figura 3. Rapporto tra il gettito extrastandard sul patrimonio immobiliare e le entrate tributarie complessive. 2014 - Valori %



Per quanto riguarda le possibili determinanti delle politiche fiscali, è stato preso in considerazione un set di variabili classificate in quattro gruppi: variabili che riguardano il bilancio dell'ente, variabili sulla base imponibile, variabili sul contesto demografico e territoriale ed infine variabili sul contesto politico. In dettaglio:

Variabili di bilancio:

- Spesa corrente nell'anno precedente a quello di osservazione (2013) pro capite;
- Pressione fiscale netta nell'anno precedente a quello di osservazione (2013), definita come il valore pro capite delle entrate proprie calcolate al netto di Imu/Tasi. Tale variabile misura il contributo delle fonti di entrata diverse da quelle sul patrimonio immobiliare (altre tasse, imposte o tariffe);
- Trasferimenti nell'anno precedente a quello di osservazione (2013) pro capite;
- Criticità finanziaria dell'ente nell'anno precedente a quello di osservazione (2013). La costruzione della variabile (dummy) avviene utilizzando il quadro specificatamente dedicato alla deficitarietà strutturale degli enti contenuto all'interno del certificato consuntivo di bilancio (Allegato B del certificato) e assume valore pari a 1 quando il Comune si trova in una condizione di criticità per almeno tre dei dieci indicatori individuati;
- Patto di Stabilità Interno (PSI), definita come una variabile dummy che assume valore 1 se l'ente è soggetto al Patto;
- Alto livello di pressione fiscale sul reddito nell'anno precedente a quello di osservazione, definita come una dummy che assume valore 1 se il comune applica un'aliquota sull'addizionale comunale all'irpef maggiore o uguale a 0.07%.

Variabili sulla base imponibile:

- Base imponibile Imu/Tasi pro capite nel 2014;
- Prezzo medio delle abitazioni (in Euro/m²) calcolato a partire dagli archivi dell'Osservatorio sul Mercato Immobiliare (OMI) dell'Agenzia delle Entrate nel 2012;
- Numero di seconde case pro capite dal Censimento della Popolazione 2011;
- Numero di occupati nei settori manifatturiero, alberghiero e dei servizi bancari e assicurativi pro capite dal censimento dell'Industria e dei Servizi 2011. Tale variabile viene utilizzata quale *proxy* della base imponibile riferita alle attività produttive (categoria catastale D).

Variabili sul contesto demografico e territoriale:

- Dimensione del Comune, misurata dalla somma degli abitanti e dei pendolari in entrata nel 2011. Questa variabile misura la domanda di servizi pubblici;
- Popolazione dell'ente e densità demografica dal Censimento della Popolazione 2011;
- Percentuale di anziani (+65 anni) dal Censimento della Popolazione 2011;
- Numero dei posti letto pro capite nel 2013, quale *proxy* della domanda di servizi turistici espressa dai turisti;
- Proporzioni di territorio urbanizzato misurate dal rapporto tra l'area urbanizzata e l'area totale di un comune;
- Area meridionale, definita come una dummy che assume valore 1 se il Comune si trova in una regione del Sud;
- Reddito pro capite nel 2013;

Variabili sul contesto politico:

- Mandato del sindaco, definita come una dummy che assume valore 1 se il sindaco si trova al suo secondo e ultimo mandato nel 2014;
- Anno di elezione, definita come una dummy che assume valore 1 se il Comune si trovava in campagna elettorale nel 2014;
- Schieramento politico di riferimento del sindaco (centro-destra, centro-sinistra, lista civica), individuato a partire dagli archivi del Ministero degli Interni.

Tabella 3. Statistiche descrittive

Variabili	Media	Deviazione st.	Min	Max
Variabili di bilancio:				
Spesa corrente pro capite (Euro)	865.0	468.6	0.4	8,021.4
Entrate proprie nette pro capite (Euro)	478.2	389.6	11.0	7,026.3
Trasferimenti pro capite (Euro)	98.0	146.7	0.0	5,237.6
Criticità finanziaria (dummy)	0.0	0.2	0.0	1.0
Patto Stabilità Interno (dummy)	0.3	0.5	0.0	1.0
Alto livello di pressione fiscale Irpef (dummy)	0.5	0.5	0.0	1.0
Variabili di base imponibile:				
Base imponibile immobiliare pro capite (Euro)	60,745.9	35,922.7	4,854.5	843,680.4
Prezzi medi delle abitazioni (Euro/m2)	1,005.9	505.5	175.0	10,450.0
Seconde/terze case pro capite	0.3	0.7	0.0	14.3
Addetti pro capite	0.1	0.1	0.0	2.7
Variabili di contesto territoriale e economico:				
Dimensione del comune	11,483.8	70,806.5	42.0	4,214,267.0
Popolazione	7,719.6	43,484.9	34.0	2,638,842.0
Densità di Popolazione (pop/Km2)	327.3	674.7	0.9	12,224.4
Popolazione anziana (%)	23.5	5.8	6.0	64.5
Popolazione infantile (%)	3.2	0.9	0.0	7.2
Posti letto pro capite	114.4	376.6	0.0	6,629.7
Vocazione turistica (dummy)	0.2	0.4	0.0	1.0
Dispersione urbana	0.4	0.3	0.0	8.3
Superficie urbanizzata (%)	0.1	0.1	0.0	1.0
Sud (dummy)	0.3	0.4	0.0	1.0
Reddito pro capite (Euro)	21,276.8	3,214.0	11,114.4	52,279.9
Secondo mandato del sindaco (dummy)	0.4	0.5	0.0	1.0
Anno di elezione (dummy)	0.7	0.5	0.0	1.0
Orientamento politico del sindaco (categorica):				
centro	0.0	0.1	0.0	1.0
centro-destra	0.1	0.2	0.0	1.0
centro-sinistra	0.1	0.3	0.0	1.0
lista civica	0.8	0.4	0.0	1.0

Le statistiche descrittive di tutte le variabili considerate sono riportate in Tabella 3. La nostra analisi ha riguardato 6424 Comuni collocati nelle quindici regioni a statuto ordinario e pertanto ha escluso gli enti appartenenti a Sicilia e Sardegna e alle tre piccole regioni alpine (Valle d'Aosta, Trentino-Alto Adige e Friuli-Venezia Giulia). La scelta di escludere gli enti delle regioni a statuto speciale è motivata dal fatto che per queste cinque regioni le politiche fiscali locali possono differire significativamente rispetto a quelle applicate nelle regioni a statuto ordinario a causa sia delle diverse regole di bilancio che della loro maggiore autonomia nello stabilire gli spazi di manovra sulle imposte locali per gli enti all'interno dei loro confini.

Pertanto, in queste regioni, le politiche fiscali e le loro determinanti possono essere molto diverse rispetto a quelle relative alle regioni a statuto ordinario.

Inoltre i dati vengono analizzati secondo un approccio cross-sectional poiché, come noto, il sistema impositivo sulla proprietà immobiliare è stato completamente riorganizzato nel 2012 e pertanto l'insufficienza di dati in serie storica limita fortemente un approccio di tipo panel.

4. La metodologia

Per l'analisi delle determinanti delle politiche fiscali dei comuni, dal momento che è stata osservata una interdipendenza spaziale nella variabile di studio, viene impostato un modello di regressione spaziale (Anselin 1988) il quale assume che le decisioni di una singola giurisdizione dipendono sia dalle proprie caratteristiche sia dalle scelte e dalle caratteristiche degli enti limitrofi. Come affermato da Manski (1993), la correlazione spaziale di un fenomeno può derivare da tre differenti effetti interattivi: (i) una interazione endogena secondo la quale le decisioni di una unità spaziale dipendono dalle decisioni di altre unità spaziali; (ii) una interazione esogena secondo la quale le decisioni di una unità spaziale dipendono dalle variabili esplicative delle decisioni delle altre unità spaziali; (iii) una interazione tra i termini di errore.

Il modello Manski è quello più generale che contiene raggruppati al suo interno come casi speciali, gli altri modelli più semplici presentati in letteratura: lo Spatial Lag Model (SLM), lo Spatial Durbin Model (SDM) e lo Spatial Error Model (SEM) (LeSage and Pace 2009).

Se y è il vettore $n \times 1$ della variabile dipendente, X la matrice $n \times k$ matrix delle variabili esplicative e ε il vettore $n \times 1$ del termine di errore, il modello Manski può essere formulato:

$$y = \rho W y + X \beta + W X \theta + u, \quad u = \lambda W u + \varepsilon, \quad [1]$$

dove $W y$ indica l'interazione endogena, $W X$ quella esogena and $W u$ l'interazione sul termine di errore. Inoltre ρ è il coefficiente spaziale autoregressivo, λ è il coefficiente di autocorrelazione spaziale, θ e β sono i vettori $k \times 1$ dei coefficienti di regressione e W rappresenta una matrice dei pesi $n \times n$ dove il generico elemento w_{ij} indica la relazione spaziale tra le unità i e j .

Per selezionare il modello che meglio degli altri si adatta al fenomeno di studio, in letteratura sono state presentate due possibili strategie. L'approccio classico ("*specific-to-general*") si basa sul risultato del Lagrange Multiplier (LM) test e sulla sua versione robusta (RLM) (Anselin et al. 1996; Florax et al. 2003) e consiste nella stima di un modello di regressione lineare non spaziale (OLS) per poi testare la necessità di includere un effetto di interazione spaziale. Al contrario, negli ultimi anni, LeSage e Pace (2009) ed Elhorst (2010) hanno affermato che è preferibile applicare un approccio del tipo "*general-to-specific*" iniziando da un modello più generale, quale ad esempio il Durbin Model. Infatti, nell'ottica di evitare problemi di identificazione, LeSage and Pace (2009) suggeriscono¹ di escludere l'iterazione tra gli errori e di considerare, quindi, come punto di partenza proprio lo Spatial Durbin Model e cioè

$$y = \rho W y + X \beta + W X \theta + \varepsilon. \quad [2]$$

A causa della struttura di correlazione della variabile dipendente, è necessario interpretare il modello stimato non sui parametri β ma piuttosto sulle misure di impatto, così come rappresentate da LeSage and Pace (2009). Se x_r è la r^{th} variabile esplicativa della matrice X , l'impatto di x_r viene determinato direttamente dal suo coefficiente di regressione β_r . Ma un cambiamento nel valore della variabile x_r misurata su una singola area modifica non solo la risposta della stessa area (impatto diretto) ma potenzialmente anche la variabile dipendente in tutte le altre aree attraverso i termini $W y$ e $W X$ (impatto indiretto). Come risultato, l'impatto complessivo di ciascuna variabile sarà dato dalla somma delle due componenti. LeSage and Pace (2009) definiscono formalmente la misura degli impatti medi diretti e indiretti di x_r :

$$M(r)_{\text{diretto}} = n^{-1} \text{tr}(\mathbf{S}_r(\mathbf{W}))$$

$$M(r)_{\text{totale}} = n^{-1} \mathbf{1}'_n \mathbf{S}_r(\mathbf{W}) \mathbf{1}_n$$

$$M(r)_{\text{indiretto}} = M(r)_{\text{totale}} - M(r)_{\text{diretto}}$$

¹ Se viene ignorata la dipendenza spaziale di variabili endogene/esogene, lo stimatore dei coefficienti risulta distorto e inconsistente. Al contrario, se viene omissso l'errore spazialmente autocorrelato, lo stimatore è meno efficiente ma rimane non distorto.

dove $S_r(\mathbf{W}) = (\mathbf{I}_n - \rho\mathbf{W})^{-1}(\mathbf{I}_n\beta_r - \mathbf{W}\theta_r)$, \mathbf{I}_n è la matrice identità $n \times n$ e $\mathbf{1}_n$ è un vettore $n \times 1$ di uno. La stima di un modello spaziale invalida l'utilizzo dello stimatore OLS a causa dell'endogeneità di $\mathbf{W}\mathbf{y}$, un problema ben noto nella letteratura sull'econometria spaziale (Cliff and Ord 1973). Per questo motivo la stima viene effettuata con i metodi di massima verosimiglianza (ML) (Anselin 1988) o con tecniche che prevedono l'uso di variabili strumentali (IV) o dei momenti generalizzati (GMM), come lo stimatore spaziale *two least square* (S2SLS). Nel caso in cui sia verificata l'assunzione di normalità dei residui allora l'approccio ML potrebbe essere preferibile, mentre i metodi IV/GMM risultano più robusti poiché non richiedono alcuna assunzione sulla distribuzione. La procedura per il calcolo dello stimatore S2SLS è quella di regredire $\mathbf{W}\mathbf{y}$ su un set di strumenti $\mathbf{H} = [\mathbf{X}, \mathbf{WX}, \dots, \mathbf{W}^q\mathbf{X}]$, generalmente $q \leq 2$, e utilizzare i valori stimati $\widehat{\mathbf{W}\mathbf{y}}$ come strumenti per $\mathbf{W}\mathbf{y}$ in (2). Questa procedura è stata esplicitata da Drukker et al. (2013) per consentire l'inclusione di altri regressori endogeni oltre a quello spaziale $\mathbf{W}\mathbf{y}$.

Dal momento che la seconda parte dell'analisi richiede l'inclusione, all'interno del modello *spatial lag*, di altri regressori endogeni allo scopo di indagare le possibili cause del *tax mimicking*, si applica l'approccio S2SLS². L'analisi, inoltre, viene effettuata utilizzando il pacchetto *sphed package in the R* (Piras 2010).

Un altro aspetto di cui tenere conto riguarda i diversi criteri per definire la matrice spaziale \mathbf{W} , che tipicamente viene definita come una variabile binaria di contiguità dove w_{ij} assume il valore 1 se le unità i e j dividono un confine in comune e 0 altrimenti. Naturalmente in letteratura vengono considerate molte altre specificazioni, tra le quali la matrice di contiguità di ordine superiore a uno, la matrice dei k enti più vicini (con k intero e positivo), la matrice di distanza e quella con la distanza inversa (con o senza un punto di cut-off). Tradizionalmente, le matrici dei pesi vengono standardizzate in modo che gli elementi di ciascuna riga sommino a uno.

Gli studi recenti effettuati da Stackhovich e Bijmolt (2009) mostrano come la procedura di selezione della matrice dovrebbe basarsi sul criterio *goodness-of-fit*, utilizzando ad esempio la funzione di log-verosimiglianza o l'Akaike Information Criterion (AIC). In altre parole, se un modello spaziale viene stimato sulla base di differenti matrici dei pesi, la scelta dovrebbe ricadere sulla matrice associata al più alto valore delle funzione di log-verosimiglianza o al più basso valore del AIC.

5. I risultati

Un primo passo per valutare la presenza di meccanismi imitativi è il calcolo della dipendenza spaziale, misurata con l'indice di Moran I - che varia tra -1 e 1 e presenta valori positivi (autocorrelazione positiva) se nelle coppie di luoghi contigui il fenomeno assume determinazioni simili, valori negativi (autocorrelazione negativa) se nelle coppie di luoghi contigui il fenomeno assume determinazioni divergenti e valore nullo se la distribuzione è casuale nello spazio. L'indice di Moran I è calcolato come

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1, j \neq i}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$$

dove w_{ij} rappresenta il generico elemento della matrice \mathbf{W} , che assume valore 1 se le aree i e j sono adiacenti e zero altrimenti (per convenzione una singola area non è adiacente con se stessa e quindi $w_{ii} = 0$).

Sulla base di quanto riportato nel paragrafo precedente, si definiscono alcune matrici \mathbf{W} matrici secondo i seguenti criteri alternativi: la matrice di contiguità del primo e del secondo ordine, la matrice dei k comuni

²La strategia di specificazione del modello applicata nel paragrafo 5 richiede l'uso della tecnica di stima ML, perciò nella prima parte dell'analisi vengono utilizzati entrambe le tecniche, ML e S2SLS. I risultati della stima risultano molto simili ma, allo scopo di mantenere una certa coerenza con il paragrafo 6, vengono presentati nella sezione 5 solo i risultati ottenuti con la stima S2SLS.

più vicini (con $k = 4,6,8$) e la matrice di distanza con cut-off a 20 Km (Solé-Ollé (2003) e Delgado et al. (2015a)).

La Tabella 4 mostra la statistica Moran I calcolata sulla politica fiscale sul patrimonio immobiliare di tutti i comuni italiani. I risultati evidenziano una positiva e significativa autocorrelazione spaziale della variabile di studio che prescinde dalla matrice spaziale utilizzata (dal valore minimo di 0.18 a quello massimo di 0.27), confermando pertanto quanto ipotizzato dall'osservazione della Figura 3 e giustificando la strategia empirica utilizzata.

Secondo la letteratura più recente (Elhorst 2010), la specificazione più appropriata per rappresentare la struttura spaziale dei dati viene selezionata attraverso la combinazione delle due strategie descritte nella sessione precedente. Inizialmente viene stimato un modello OLS e vengono calcolati i test Lagrange Multiplier. Dai risultati di questa prima operazione (Tabella 5) si osserva come tutti i test LM rifiutino il modello OLS in favore di una alternativa spaziale e che i test RLM indicano una preferenza per la struttura *spatial lag*. Successivamente viene stimato il modello SDM e, attraverso il rapporto di verosimiglianza (LR), vengono testate le $H_0: \theta = 0$ e $H_0: \theta + \rho\beta = 0$ allo scopo di verificare se il SDM possa essere o meno semplificato in SLM o SEM. Se entrambe le ipotesi vengono rifiutate, il SDM si adatta meglio degli altri ai dati. Al contrario, come accade nel nostro caso, se la prima ipotesi non può essere rifiutata e il test RLM indica una preferenza per il modello *spatial lag*, ne deriva che proprio il SLM è il modello che meglio si adatta alla struttura dei dati³.

Tabella 4. Test di Moran I sulle politiche fiscali sul patrimonio immobiliare

Matrice spaziale W	Moran I	Moran I std. deviate	
Contiguità del primo ordine	0.248	32.604	***
Contiguità del primo ordine	0.199	48.224	***
Nearest neighbours $k=4$	0.266	31.773	***
Nearest neighbours $k=6$	0.246	35.711	***
Nearest neighbours $k=8$	0.235	39.137	***
Limitrofi entro 20km	0.176	56.281	***

Livello di significatività: '****' 0.001; '***' 0.01; '**' 0.05; '°' 0.1

Tabella 5. Risultati dei test per la specificazione del modello

Specification tests	Test statistic	
LM - Error	472.00	***
LM - Lag	488.61	***
RLM - Error	9.67	**
RLM - Lag	26.28	***
LR - $H_0: \theta = 0$ (SDM vs SLM)	29.78	
LR - $H_0: \theta + \rho\beta = 0$ (SDM vs SEM)	37.64	***

Livello di significatività: '****' 0.001; '***' 0.01; '**' 0.05; '°' 0.1

Infine verifichiamo come il SLM si modifichi in relazione alle diverse specificazioni della matrice W .

I risultati, rappresentati in Tabella 6, sottolineano come tutte le matrici considerate producano un adattamento simile alla struttura spaziale dei dati ma che la matrice di contiguità del secondo ordine e la matrice degli 8 enti più vicini sono da preferire rispetto alle altre.

Pertanto nel seguito di questo lavoro le analisi si riferiranno a un modello *spatial lag*

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon \quad [3]$$

³Per questioni di spazio, in questo lavoro vengono presentati esclusivamente i risultati ottenuti attraverso l'utilizzo della matrice di contiguità del primo ordine.

stimato a partire dalle due matrici dei pesi: la matrice di contiguità del secondo ordine (2ORD) e la matrice degli 8 enti più vicini (NN8).

Tabella 6. Bontà di adattamento del modello SLM per matrice spaziale W

Matrice spaziale W	AIC	Funzione di Log-verosimiglianza
Contiguità del primo ordine	41380	-20665.2
Contiguità del primo ordine	41339	-20644.4
Nearest neighbours $k=4$	41365	-20657.6
Nearest neighbours $k=6$	41351	-20650.6
Nearest neighbours $k=8$	41337	-20643.6
Limitrofi entro 20km	41368	-20659.1

Tabella 7. Stima dei risultati del modello spatial lag.

	Spatial lag model 2ORD matrix (A)			Spatial lag model NN8 matrix (B)		
Intercetta	2.133	(0.677)	**	2.833	(0.672)	***
Spesa corrente pro capite (x1000)	4.635	(0.438)	***	4.718	(0.438)	***
Entrate nette pro capite (x1000)	-5.511	(0.370)	***	-5.521	(0.370)	***
Trasferimenti pro capite (x1000)	-2.641	(0.620)	***	-2.707	(0.619)	***
Indicatore di deficiarietà (dummy)	-0.051	(0.258)		-0.106	(0.257)	
Patto di Stabilità Interno (dummy)	1.679	(0.259)	***	1.705	(0.259)	***
Alta aliquota add.le Irpef (dummy)	1.443	(0.167)	***	1.499	(0.167)	***
Base imponibile pro capite (x1000)	-0.012	(0.004)	**	-0.012	(0.004)	**
Prezzi medi abitazioni (x1000)	-0.791	(0.224)	***	-0.739	(0.224)	***
Secondo case pro capite	0.507	(0.179)	**	0.432	(0.179)	*
Occupati pro capite	-1.064	(0.734)		-1.074	(0.733)	
Dimensione comune (log)	0.559	(0.117)	***	0.581	(0.117)	***
Densità di popolazione	0.381	(0.157)	*	0.396	(0.157)	*
Popolazione anziana (%)	0.054	(0.018)	**	0.064	(0.018)	***
Posti letto pro capite (log)	0.425	(0.111)	***	0.381	(0.111)	***
Territorio urbanizzato (%)	-2.429	(1.019)	*	-2.503	(1.017)	*
Regioni del Sud (dummy)	-0.947	(0.257)	***	-1.164	(0.257)	***
Reddito pro capite (log)	2.402	(0.774)	**	2.318	(0.774)	**
Mandato del sindaco (dummy)	-0.458	(0.157)	**	-0.449	(0.157)	**
Campagna elettorale (dummy)	-0.313	(0.166)	°	-0.321	(0.166)	°
Partito del sindaco: centro-destra	-0.388	(0.654)		-0.381	(0.653)	
Partito del sindaco: centro-sinistra	0.899	(0.625)		0.950	(0.625)	
Partito del sindaco: lista civica	0.763	(0.590)		0.783	(0.590)	
Spatial parameter, rho	0.460	(0.045)	***	0.364	(0.045)	***
Moran I sui residui	0.007			0.010		
n. di osservazioni	6424			6424		

Livello di significatività: '****' 0.001; '***' 0.01; '**' 0.05; '°' 0.1

Standard errors in parentesi

La Tabella 7 mostra le stime IV del modello *spatial lag* ottenute con la matrice 2ORD (colonna A) e con quella NN8 (colonna B). I risultati sono simili e, così come nelle aspettative, nel momento in cui la interdipendenza spaziale viene correttamente inclusa all'interno del modello, i residui non mostrano alcuna correlazione.

Il valore stimato del parametro spaziale ρ indica la presenza di una interdipendenza spaziale positiva nelle scelte adottate dai comuni sull'imposta immobiliare e conferma quanto precedentemente verificato in molti

altri paesi dalla letteratura. In particolare, il coefficiente di autocorrelazione spaziale è positivo e altamente significativo (pari a 0.46 con la matrice 2ORD e 0.36 con la matrice NN8) e ciò significa che esiste una interdipendenza positiva nelle politiche fiscali tale che l'incremento di un punto percentuale nel valore medio delle entrate extra-standard (relativizzate rispetto alle entrate tributarie) del comuni limitrofi ad i può generare, *ceteris paribus*, un incremento almeno dello 0.36% della stessa variabile nel comune i . In altre parole, le politiche fiscali adottate sul patrimonio immobiliare vengono definite sulla base sia delle variabili esplicative (bilancio, base imponibile, contesto) che dalla scelte politiche adottate dai comuni limitrofi.

Come già discusso in precedenza, nei modelli spaziali un cambiamento della variabile esplicativa in una singola area modifica la risposta nella stessa area (impatto diretto) ma può potenzialmente modificare anche la variabile dipendente in tutti gli altri enti attraverso il termine Wy (impatto indiretto). Come risultato, l'impatto complessivo di ciascuna variabile può essere ottenuto dalla somma delle due componenti. L'abilità dei modelli di regressione spaziale di catturare queste interazioni rappresenta proprio uno degli aspetti più importanti di questa metodologia, così come sottolineato anche da Behrens e Thisse (2007).

Tabella 8. Misure di impatto.

	SLM con matrice 2ORD				SLM con matrice NN8			
	Diretto	Indiretto	Totale		Diretto	Indiretto	Totale	
Spesa corrente pro capite (x1000)	4.706	3.874	8.580	***	4.802	2.613	7.415	***
Entrate nette pro capite (x1000)	-5.597	-4.606	-10.203	***	-5.620	-3.058	-8.678	***
Trasferimenti pro capite (x1000)	-2.682	-2.207	-4.889	***	-2.755	-1.499	-4.254	***
Indicatore di deficitarietà (dummy)	-0.052	-0.043	-0.095		-0.107	-0.058	-0.166	
Patto di Stabilità Interno (dummy)	1.705	1.403	3.108	***	1.735	0.944	2.680	***
Alta aliquota add.le Irpef (dummy)	1.465	1.206	2.671	***	1.525	0.830	2.355	***
Base imponibile pro capite (x1000)	-0.012	-0.010	-0.022	**	-0.012	-0.007	-0.019	**
Prezzi medi abitazioni (x1000)	-0.803	-0.661	-1.464	***	-0.752	-0.409	-1.161	**
Seconde case pro capite	0.515	0.424	0.938	**	0.440	0.239	0.679	*
Occupati pro capite	-1.080	-0.889	-1.969		-1.093	-0.595	-1.688	
Dimensione comune (log)	0.568	0.467	1.035	***	0.591	0.322	0.913	***
Densità di popolazione	0.387	0.318	0.705	*	0.403	0.219	0.622	*
Popolazione anziana (%)	0.055	0.045	0.100	**	0.065	0.035	0.100	***
Posti letto pro capite (log)	0.431	0.355	0.787	***	0.388	0.211	0.598	***
Territorio urbanizzato (%)	-2.467	-2.030	-4.497	*	-2.548	-1.386	-3.934	*
Regioni del Sud (dummy)	-0.962	-0.792	-1.754	***	-1.185	-0.645	-1.830	***
Reddito pro capite (log)	2.439	2.007	4.446	**	2.360	1.284	3.643	**
Mandato del sindaco (dummy)	-0.465	-0.383	-0.848	**	-0.457	-0.249	-0.706	**
Campagna elettorale (dummy)	-0.317	-0.261	-0.579	°	-0.327	-0.178	-0.505	°
Partito del sindaco: centro-destra	-0.394	-0.324	-0.717		-0.388	-0.211	-0.599	
Partito del sindaco: centro-sinistra	0.913	0.752	1.665		0.967	0.526	1.493	
Partito del sindaco: lista civica	0.775	0.638	1.412		0.797	0.434	1.230	

Livello di significatività: '****' 0.001; '***' 0.01; '**' 0.05; '°' 0.1

Guardando quindi agli impatti totali sulla variabile di studio (Tabella 8), appare evidente in primo luogo come le esplicative presentino i segni attesi. Inoltre, poiché la correlazione spaziale è positiva, l'impatto indiretto ha lo stesso segno di quello diretto e pertanto l'effetto complessivo risulta amplificato.

In particolare, gli enti delle regioni del Sud presentano una minore pressione fiscale sul patrimonio immobiliare. Al contrario quelli del Centro-Nord, per i quali è mediamente più elevato il livello di spesa corrente, prevedono un maggior gettito extra-standard che deriva dalla necessità di sostenere le proprie uscite. Occorre comunque notare che, se da un lato il minore incasso da extragettito nelle regioni meridionali può essere dovuto effettivamente ad una diversa scelta di *policy*, cui si aggiunge anche il minor valore della base imponibile, dall'altro questo può essere attribuito almeno in parte anche ad una maggiore evasione fiscale, che erode il gettito teorico previsto in queste regioni.

In secondo luogo, ai Comuni che dispongono di più alte risorse proprie (considerate al netto di IMU e TASI) o di maggiori trasferimenti o, più in generale, di una base imponibile mediamente più cospicua è consentito esercitare una politica fiscale al ribasso. Tuttavia, osservando l'impatto relativo all'aliquota dell'addizionale comunale all'Irpef, si può sottolineare come le politiche fiscali locali sul patrimonio non siano complementari a quelle sul reddito poiché i comuni con un livello elevato di pressione fiscale Irpef applicano anche aliquote elevate sul patrimonio immobiliare.

Anche la variabile che discrimina gli enti soggetti al Patto di Stabilità risulta significativa nello spiegare la politica fiscale di un ente. In particolare, i comuni sottoposti al PSI presentano comportamenti diversi rispetto agli esclusi ed infatti la misura dell'impatto complessivo è positiva e ciò implica che in media gli enti che devono rispondere ai vincoli imposti dalla normativa utilizzano in modo più stringente la leva fiscale.

Il numero di seconde case risulta avere una relazione positiva con le politiche fiscali (e quindi tanto più alto è questo valore e tanto più elevato è l'extragettito) poiché negli enti che presentano un alto numero di abitazioni diverse rispetto alla principale il costo della maggiore pressione fiscale viene riversato in gran parte sui cittadini non residenti.

In alcuni casi, il più alto livello di tassazione dipende evidentemente dalla necessità di assicurare un più alto livello di spesa. Nei centri con più alti costi di gestione rappresentati da un lato dalle aree urbane con un più alto numero di residenti o pendolari (effetto congestione), e dall'altro dai Comuni più piccoli con una elevata quota di popolazione anziana o da quelli con una minore superficie urbanizzata, il ricorso a *policy* di incremento delle aliquote è determinata evidentemente dalle necessità di garantire un maggiore livello di risorse.

Infine, guardando alle variabili sul contesto politico si osserva che gli enti in campagna elettorale tendono a ridurre la pressione fiscale sul patrimonio immobiliare mentre, al contrario di quanto atteso, i comuni nei quali il sindaco è stato eletto due volte consecutive si assiste ad un minor utilizzo degli spazi di manovra su IMU e TASI dovuto probabilmente a una migliore programmazione delle politiche di entrata e spesa. Infine non viene evidenziato alcun impatto significativo del partito di appartenenza del sindaco. Tale risultato può essere attribuito al fatto che, negli ultimi anni, un grande e crescente numero di sindaci si è affiliato a liste civiche non direttamente ascrivibili a un'ideologia politica precisa.

6. Le cause dell'interazione spaziale

Sulla base dei risultati ottenuti sui Comuni italiani, viene verificata l'ipotesi di una correlazione spaziale delle politiche fiscali degli enti. Il passo successivo è quindi quello di individuare le possibili cause di questi comportamenti imitativi. A questo proposito, la letteratura offre tre diverse spiegazioni teoriche al fenomeno: lo *spillover* sulla spesa (Case et al. 1993), il modello Tiebout sulla competizione fiscale (Tiebout, 1956) e la *yardstick competition* (Salmon, 1987). La prima teoria si fonda sull'ipotesi che le spese effettuate dai Comuni in servizi pubblici (si pensi ad esempio alla spesa in infrastrutture, per servizi ambientali o strutture ricreative e culturali) possano determinare benefici o svantaggi anche agli enti contigui, modificando il livello di welfare dei propri cittadini (Kelejian e Robinson 1993; Brueckner 2003; Schaltegger e Zemp 2003; Revelli 2003, 2005; Baicker 2005; Solé-Ollé 2006; Freret 2006; Hui e Liang 2016). Pertanto, secondo questo approccio, un cambiamento della politica di un comune, sia inerente il livello di entrata o di spesa, può produrre un incentivo strategico per i comuni limitrofi a modificare le proprie scelte di policy.

Le altre due teorie corrispondono alle due opzioni che potrebbero aprirsi al contribuente nel caso volesse sfuggire da un eventuale aumento delle imposte: da un lato lo spostamento della residenza, dall'altro lo spostamento del voto. Il primo meccanismo, introdotto da Tiebout (1956), si basa sull'idea che gli enti possono entrare in competizione nel caso di una imposta a base imponibile mobile, quale ad esempio quella sul patrimonio immobiliare. Se le aliquote risultano più elevate rispetto a quelle degli enti limitrofi, le

aziende e le famiglie possono decidere di spostarsi dal proprio comune, in modo da ridurre il livello di pressione fiscale (Allers and Elhorst 2005).

L'altra spiegazione al fenomeno del *tax mimicking* attribuisce i comportamenti imitativi alla *yardstick competition* secondo cui gli elettori utilizzano le informazioni riferite agli enti contigui per giudicare le *performances* dei propri politici. Infatti, secondo questa teoria, essendo le aliquote applicate nei comuni vicini facilmente osservabili e non disponendo di altre informazioni circa lo standard di servizi potenzialmente collegato ad uno specifico livello di tassazione, gli elettori utilizzano ciò che accade intorno a loro come benchmark. Naturalmente, sotto questa ipotesi, il politico razionale tenderà ad imitare il livello di pressione fiscale dei comuni limitrofi nel tentativo di catturare le preferenze degli elettori e quindi di vincere le elezioni (Bordignon et al. 2003; Bartolini and Santolini 2012).

Riguardo la plausibilità del modello Tiebout quale possibile spiegazione del comportamento imitativo tra enti, ci troviamo concordi con quanto affermato da Allers e Elhorst (2005) e cioè che il margine di discrezionalità che può essere applicato alle aliquote (da un minimo di 0.76% al massimo di 1.06%) è relativamente piccolo se confrontato con le imposte erariali applicate ai trasferimenti di proprietà (9%) e ai costi dello spostamento. Pertanto, anche se è possibile immaginare da un punto di vista teorico lo spostamento della residenza o della sede di impresa da parte di un contribuente che vuole ridurre il proprio livello di pressione fiscale, nella realtà italiana questo tipo di comportamento sembra difficile da applicare. In seguito a questa considerazione, decidiamo di non testare, almeno all'interno di questo lavoro, l'ipotesi di *tax competition*.

Per quanto riguarda invece la *yardstick competition*, vengono definiti due nuovi modelli spaziali di tipo *lag* che si ottengono a partire dal formulazione [3] a cui vengono aggiunti due termini di interazione tra la media delle politiche fiscali dei vicini (Wy) e, rispettivamente, i due indicatori politici "mandato del sindaco" e "campagna elettorale". Se il termine di interazione è statisticamente diverso da zero allora i comuni presentano un comportamento fiscale diverso nei due regimi definiti dall'indicatore politico⁴; al contrario, se il termine di interazione è nullo allora non sussiste alcuna evidenza circa la *yardstick competition*.

Indicando con M una matrice diagonale i cui elementi m_{ii} sono uguali a 1 se il sindaco del comune i è al suo secondo mandato e 0 altrimenti; con E una matrice diagonale i cui elementi e_{ii} sono uguali a 1 se il comune i è in campagna elettorale e 0 altrimenti, i due modelli per testare l'ipotesi di *yardstick completion* sono:

$$y = \rho Wy + \delta_M MWy + X\beta + \varepsilon \quad [4]$$

e

$$y = \rho Wy + \delta_E EWy + X\beta + \varepsilon. \quad [5]$$

Se la *yardstick competition* fosse confermata, ci aspetteremo di trovare una interazione positiva tra le politiche fiscali dei comuni limitrofi e la variabile "campagna elettorale" (δ_E). Infatti, durante la campagna elettorale ciascun sindaco, allo scopo di aumentare i propri consensi elettorali, dovrebbe essere ancora più interessato ad imitare i propri vicini. Al contrario ipotizziamo un valore negativo di δ_M poichè un sindaco che non può più essere rieletto dovrebbe porre meno attenzione a ciò che accade nei comuni vicini a causa del suo disinteresse nei confronti delle scelte degli elettori.

In realtà, secondo i risultati dell'analisi i coefficienti δ_E e δ_M non risultano statisticamente significativi (Tabella 9). Tale risultato rivela l'assenza della *yardstick competition* tra le cause dell'interazione: in altre parole gli enti non si imitano vicendevolmente allo scopo di garantirsi voti elettorali e l'interdipendenza spaziale non risulta sensibile al ciclo elettorale. Questo risultato può essere attribuito almeno in parte al fatto che l'imposta sul patrimonio immobiliare è ad oggi la fonte di entrata più significativa e irrinunciabile per i

⁴ Questa specificazione è simile a quella introdotta per la prima volta da Bordignon et al. (2003), i quali definiscono due regimi identificati da una variabile *dummy* D e introducendo all'interno del modello due parametri spaziali $\rho_{D=0}$ e $\rho_{D=1}$ relativi al primo e al secondo regime. Nella specificazione utilizzata nel nostro lavoro, invece, il parametro δ misura la differenza dei due parametri spaziali relativi ai due regimi.

comuni e pertanto le scelte di *policy* su questa imposta sono poco influenzabili dai comportamenti dei enti vicini anche durante il periodo elettorale. Per questo motivo presumiamo che i comportamenti imitativi tra enti siano determinati prevalentemente da effetti di spillover strategici.

Tabella 9. Risultati dei due modelli sulla yardstick competition.

	Yardstick competition Mandato del sindaco			Yardstick competition Campagna elettorale		
Intercetta	1.189	(0.681)	°	0.308	(0.995)	
Spesa corrente pro capite (x1000)	4.594	(0.437)	***	4.616	(0.438)	***
Entrate nette pro capite (x1000)	-5.444	(0.369)	***	-5.448	(0.369)	***
Trasferimenti pro capite (x1000)	-2.582	(0.618)	***	-2.528	(0.618)	***
Indicatore di deficitarietà (dummy)	0.023	(0.257)		0.061	(0.259)	
Patto di Stabilità Interno (dummy)	1.631	(0.258)	***	1.602	(0.259)	***
Alta aliquota add.le Irpef (dummy)	1.363	(0.166)	***	1.348	(0.167)	***
Base imponibile pro capite (x1000)	-0.013	(0.004)	**	-0.013	(0.004)	**
Prezzi medi abitazioni (x1000)	-0.818	(0.224)	***	-0.872	(0.228)	***
Secondo case pro capite	0.556	(0.179)	**	0.542	(0.179)	**
Occupati pro capite	-1.041	(0.731)		-0.956	(0.734)	
Dimensione comune (log)	0.523	(0.117)	***	0.533	(0.117)	***
Densità di popolazione	0.336	(0.156)	*	0.338	(0.156)	*
Popolazione anziana (%)	0.048	(0.018)	**	0.050	(0.018)	**
Posti letto pro capite (log)	0.426	(0.111)	***	0.431	(0.111)	***
Territorio urbanizzato (%)	-2.262	(1.015)	*	-2.346	(1.017)	*
Regioni del Sud (dummy)	-0.665	(0.253)	**	-0.575	(0.262)	*
Reddito pro capite (log)	2.349	(0.772)	**	2.400	(0.775)	**
Mandato del sindaco (dummy)	-0.030	(0.435)		-0.473	(0.157)	**
Campagna elettorale (dummy)	-0.338	(0.166)	*	1.236	(1.128)	
Partito del sindaco: centro-destra	-0.365	(0.652)		-0.400	(0.653)	
Partito del sindaco: centro-sinistra	0.812	(0.623)		0.871	(0.625)	
Partito del sindaco: lista civica	0.760	(0.589)		0.780	(0.589)	
MW_y	-0.070	(0.066)				
EW_y				-0.257	(0.182)	
Spatial parameter, rho	0.609	(0.046)	***	0.753	(0.126)	***

Livello di significatività: '****' 0.001; '***' 0.01; '**' 0.05; '°' 0.1

Stime effettuate con la matrice dei pesi 2ORD

Standard errors in parentesi

Allo scopo di verificare l'esistenza di una relazione tra gli effetti spillover e la dimensione dell'ente, definiamo un modello *spatial lag* includendo, all'interno della formulazione [3], l'interazione tra il termine W_y e la popolazione demografica. L'ipotesi che sta alla base di questa verifica è che i comuni vicini di piccole dimensioni (in termini di abitanti) mostrino una maggiore interazione spaziale rispetto a quelli più grandi. In altre parole, i comuni con maggiore popolazione sarebbero meno influenzati dai cambiamenti relativi alle entrate extra-standard dei comuni limitrofi poiché gli effetti spillover sui propri residenti sarebbero estremamente ridotti (si veda a questa proposito Ferraresi et al. (2016) sulle spese dei comuni). Pertanto, se P è una matrice diagonale i cui elementi rappresentano il logaritmo della popolazione di ciascun comune, $p_{ii} = \log(population_i)$, il modello di regressione è dato da

$$y = \rho W_y + \delta P W_y + X\beta + \varepsilon. \quad [6]$$

Guardando ai risultati (Tabella 10), l'aspetto più rilevante riguarda il coefficiente δ dell'interazione tra la popolazione residente e le politiche fiscali dei comuni vicini che risulta significativamente negativo (-0,058).

Ciò dimostra come l'interdipendenza spaziale tra un determinato ente e i suoi vicini diventi via via sempre più debole al crescere della popolazione. Più nel dettaglio, l'esito dell'analisi implica che i comportamenti imitativi sono più evidenti se i comuni vicini risultano di dimensioni più ridotte. Infatti i Comuni più popolati sono spesso costretti ad offrire servizi per una popolazione ben più numerosa rispetto ai propri contribuenti (pendolari e altri *city users* provenienti dagli enti limitrofi) e per questo motivo risultano meno inclini ad imitare ciò che accade intorno a loro. Dall'altro lato, invece, i comuni più piccoli, avendo esigenze di spesa e di entrata simili, possono risultare più sensibili ai cambiamenti di *policy* dei comuni vicini.

Al di là di considerazioni di carattere più generale, una delle possibili implicazioni di questo ultimo risultato può riguardare il processo riorganizzativo dei comuni più piccoli: per tali enti, infatti, il comportamento imitativo circa il livello di spesa e di entrata dovrebbe favorire la pianificazione in forma aggregata (attraverso vere e proprie fusioni oppure attraverso varie forme di cooperazione) dei servizi resi e conseguentemente della pressione fiscale esercitata, con l'obiettivo di una migliore e più efficace performance amministrativa (Ermini and Santolini 2010). Tale evidenza offre alcuni interessanti spunti di riflessione all'interno dell'attuale dibattito sulla riorganizzazione dei servizi locali.

Tabella 10. Stima dei risultati del modello sullo spillover.

	Population model		
Intercetta	1.069	(0.658)	
Spesa corrente pro capite (x1000)	4.551	(0.436)	***
Entrate nette pro capite (x1000)	-5.316	(0.37)	***
Trasferimenti pro capite (x1000)	-2.440	(0.617)	***
Indicatore di deficitarietà (dummy)	-0.008	(0.257)	
Patto di Stabilità Interno (dummy)	1.699	(0.261)	***
Alta aliquota add.le Irpef (dummy)	1.322	(0.166)	***
Base imponibile pro capite (x1000)	-0.013	(0.004)	**
Prezzi medi abitazioni (x1000)	-0.771	(0.224)	***
Seconde case pro capite	0.591	(0.178)	***
Occupati pro capite	-1.212	(0.735)	°
Dimensione comune (log)	0.866	(0.199)	***
Densità di popolazione	0.284	(0.157)	°
Popolazione anziana (%)	0.051	(0.018)	**
Posti letto pro capite (log)	0.400	(0.111)	***
Territorio urbanizzato (%)	-1.970	(1.02)	°
Regioni del Sud (dummy)	-0.572	(0.251)	*
Reddito pro capite (log)	2.317	(0.77)	**
Mandato del sindaco (dummy)	-0.461	(0.156)	**
Campagna elettorale (dummy)	-0.352	(0.166)	*
Partito del sindaco: centro-destra	-0.275	(0.653)	
Partito del sindaco: centro-sinistra	1.032	(0.631)	
Partito del sindaco: lista civica	0.830	(0.589)	
PW_y	-0.058	(0.026)	*
Spatial parameter, rho	0.629	(0.038)	***

Livello di significatività: '****' 0.001; '***' 0.01; '**' 0.05; '°' 0.1

Stime effettuate con la matrice dei pesi 2ORD

Standard errors in parentesi

7. Conclusioni

L'analisi tenta di fare luce sui fattori che determinano le politiche fiscali degli enti sul patrimonio immobiliare. Le principali evidenze mostrano come la differenza tra gettito effettivo e standard nei comuni

italiani possa essere spiegata tanto dalle caratteristiche di bilancio, della base imponibile e del contesto politico ed economico, quanto dal valore che tale differenza assume nei comuni contigui. Pertanto i risultati dell'analisi confermano in parte quanto già evidente da una prima osservazione dei dati, in particolare per quanto riguarda il livello di spesa e di entrata di ciascun ente. In media, infatti, ad un maggiore livello di spesa corrisponde inevitabilmente un maggior prelievo fiscale, mentre ad una più elevata disponibilità di risorse (entrate al netto di IMU e TASI) corrisponde anche una più bassa pressione sui cittadini. Naturalmente a questa regola generale si devono aggiungere anche i fattori che si riferiscono sia al livello di stabilità del bilancio che al patrimonio immobiliare che rappresenta la base imponibile delle imposte.

Ma al di là dei modelli di *policy* dei singoli enti, i risultati dell'analisi offrono, a nostro avviso, altri spunti di riflessione, in particolare per quanto riguarda le possibili cause del cosiddetto *tax mimicking* le quali, come noto, possono essere ricercate sia nei modelli di *yardstick competition* che in quelli più generali di *spillover*. Per quanto riguarda il primo aspetto, il modello non mette in evidenza alcun effetto derivante dalla *yardstick competition*, nonostante alcune variabili sul contesto politico risultino significative nel determinare la politica fiscale di un ente. Questo risultato ci porta a concludere che i comportamenti imitativi tra enti sulle proprie politiche fiscali siano determinati prevalentemente da effetti di *spillover*. A tale proposito, il modello individua inoltre una relazione negativa tra le interazioni spaziali e la dimensione demografica degli enti, mettendo in evidenza come i Comuni più grandi siano meno sensibili alle politiche fiscali dei comuni limitrofi poiché tali politiche producono effetti trascurabili per i residenti in un grande comune. Tali evidenze, a nostro avviso, possono portare interessanti implicazioni riguardo al processo di *rescaling* istituzionale dei Comuni medio-piccoli.

Riferimenti bibliografici

- Anselin, L (1988) *Spatial econometrics: Methods and models*. Kluwer Academic Publishers, Boston
- Baicker K (2005) The spillover effects of state spending. *Journal of Public Economics*, 89: 529-544
- Besley T, Case AC (1995) Incumbent behaviour: Vote seeking, tax setting, and yardstick competition. *American Economic Review* 85: 25–45
- Behrens K, Thisse JF (2007) Regional economics: a new economic geography perspective. *Regional Science and Urban Economics* 37(4): 457-465
- Bivand RS, Pebesma E, Gómez-Rubio V (2013) *Applied Spatial Data Analysis with R*, second edition. Springer, New York
- Bivand RS, Piras G (2015) Comparing implementations of estimation methods for spatial econometrics. *Journal of Statistical Software* 63 (18)
- Bordignon M, Cerniglia F, Revelli F (2003) In search of yardstick competition: A spatial analysis of Italian municipality property tax setting. *Journal of Urban Economics* 54: 199–217
- Brett C, Pinkse J (2000) The determinants of municipal tax rates in British Columbia. *Canadian Journal of Economics* 33: 695–714
- Brueckner JK (2003) Strategic interaction among governments: An overview of empirical studies. *International Regional Science Review* 26: 175–88
- Brueckner JK, Luz AS (2001) Do local governments engage in strategic property–tax competition? *National Tax Journal* 54: 203–29
- Buettner T (2001) Local business taxation and competition for capital: The choice of the tax rate. *Regional Science and Urban Economics* 31: 215–45
- Case AC, Hines JR, Rosen HS (1993) Budget Spill-over and Fiscal Policy Interdependence - Evidence from the States, *Journal of Public Economics* 52: 258–307
- Cliff AD, Ord JK (1973) *Spatial processes: models and applications*. Pion Ltd, London
- Depalo D, Messina G (2011) *Follow the herd. Spatial interactions in tax setting behaviour of Italian municipalities*. Siecon Working Paper. <http://www.siecon.org/online/wp-content/uploads/2011/04/Depalo-Messina1.pdf>
- Drukker DM, Egger P, Prucha IR (2013) On two-step estimation of a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances and endogenous regressors. *Econometric Reviews*, 32(5–6): 686–733
- Ermini B, Santolini R (2010) Local Expenditure Interaction in Italian Municipalities: Do Local Council Partnerships Make a Difference? *Local Government Studies* 36(5): 655–677
- Feld LP, Kirchgässner G (2001) Income tax competition at the state and local level in Switzerland. *Regional Science and Urban Economics* 31: 181–213
- Feld LP, Josselin JM, Rocaboy Y (2003). Tax mimicking among regional jurisdictions. In: Marciano A, Josselin J-M (eds) *From economic to legal competition: New perspectives on law and institutions in Europe*. Edward Elgar, Cheltenham. 105–119
- Ferraresi M, Migali G, Nordi F, Rizzo L, (2016). *Spatial Interaction in Local Expenditures Among Italian Municipalities: Evidence from Italy 2001-2011*. IEB Working Paper 2016/22

- Freret, S (2006). *Spatial Analysis of Horizontal Fiscal Interactions on Local Public Expenditures: the French Case*. Paper presented at International Workshop on Spatial Econometrics and Statistics, May 2006, Rome
- Hendrick R, Yonghong W, Benoy J (2007) Tax competition among municipal governments: Exit versus voice. *Urban Affairs Review* 43: 221–55
- Heyndels B, Vuchelen J (1998) Tax mimicking among Belgian municipalities. *National Tax Journal* 51: 89–101
- Inman R (1987) Market, government and the “New” political economy. In: Auerbach AJ, Feldstein MS (eds) *Handbook of public economics vol.2*. Elsevier, New York. 647–777
- Kelejian HH, Robinson DP (1993) A Suggested Method of Estimation for Spatial Interdependent Models with Auto-Correlated Errors, and an Application to a County Expenditure Model. *Papers in Regional Science*, 72: 297–312
- Kelejian HH, Prucha IR (1998) A Generalized Spatial Two Stage Least Square Procedure for Estimating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 17: 99–121
- Ladd HF (1992) Mimicking of local tax burdens among neighbouring counties. *Public Finance Quarterly* 20: 450–467
- LeSage J, Pace, RK (2009) *Introduction to spatial econometrics*. CRC Press, New York
- Piras G (2010). Sphet: Spatial Models with Heteroskedastic Innovations in R. *Journal of Statistical Software*, 35(1): 1–21
- Revelli F (2001) Spatial patterns in local taxation: Tax mimicking or error mimicking? *Applied Economics* 33(9): 1101–1107
- Revelli F (2003) Reaction or interaction? Spatial process identification in multi-tiered government structures. *Journal of Urban Economics* 53: 29–53
- Revelli, F (2005) On Spatial Public Finance Empirics. *International Tax and Public Finance* 12: 475–492
- Salmon P, (1987) Decentralisation as an Incentive Scheme, *Oxford Review of Economic Policy* 3(2): 24–43
- Santolini R, (2007) La letteratura empirica sull’interdipendenza e sul comportamento imitativo nelle scelte di politica fiscale. *Studi e Note di Economia* 12(3): 417–433
- Schaltegger C, Zemp S. (2003) Spatial spillovers in metropolitan areas: Evidence from Swiss communes. *Mimeo, CREMA*.
- 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
- Solé-Ollé A (2006) Expenditure spillovers and fiscal interactions: Empirical evidence from local governments in Spain. *Journal of Urban Economics* 59: 32–53
- Tiebout C (1956) A Pure Theory of Local Expenditures. *Journal of Political Economy*, 64(5): 416–424
- Wu Y, Hendrick R (2009) Horizontal and Vertical Tax Competition in Florida Local Governments, *Public Finance Review* 37(3): 289–311