

# 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

(VERSIONE PROVVISORIA DA NON CITARE)

## 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 da 6424 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

## 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 misure 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, i comportamenti imitativi tra enti in merito alla tassazione locale sono dimostrati nel momento in cui 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 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 Ollé, 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 e quindi in proporzione alla distanza, positiva o negativa, dall'aliquota standard. 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 che quindi è improbabile che, almeno nel breve-medio periodo, possano scatenarsi meccanismi di concorrenza fiscale al ribasso tra enti. Inoltre, essendo la rendita anche facilmente verificabile, 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 (%)
Nord:			
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
Centro:			
9 Toscana	394	480	11.4
10 Umbria	299	374	10.6
11 Marche	296	357	9.8
12 Lazio	422	547	14.9
Sud e Isole:			
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

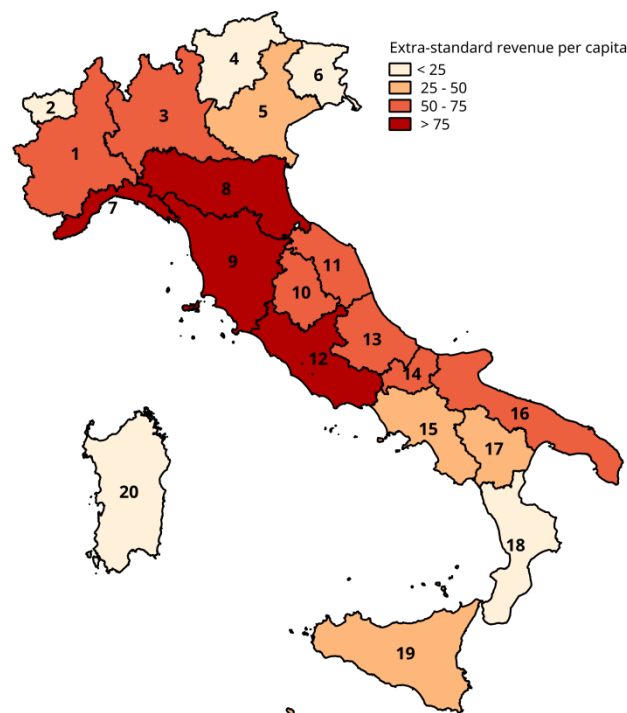
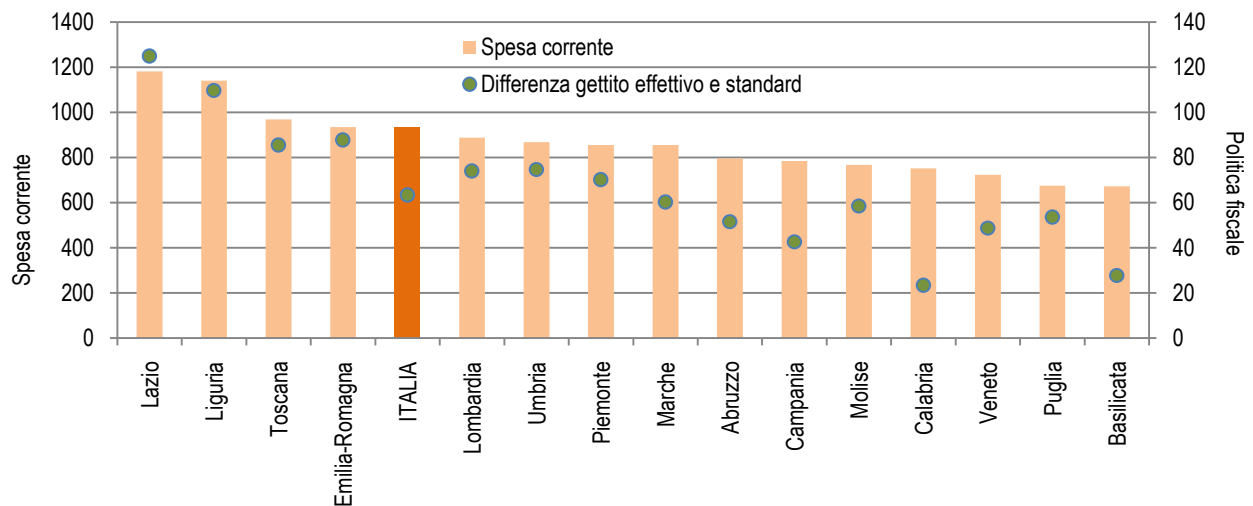


Figura 2. Politica fiscale sull'IMU e spesa corrente dei Comuni italiani. 2014  
Valori pro capite in euro



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

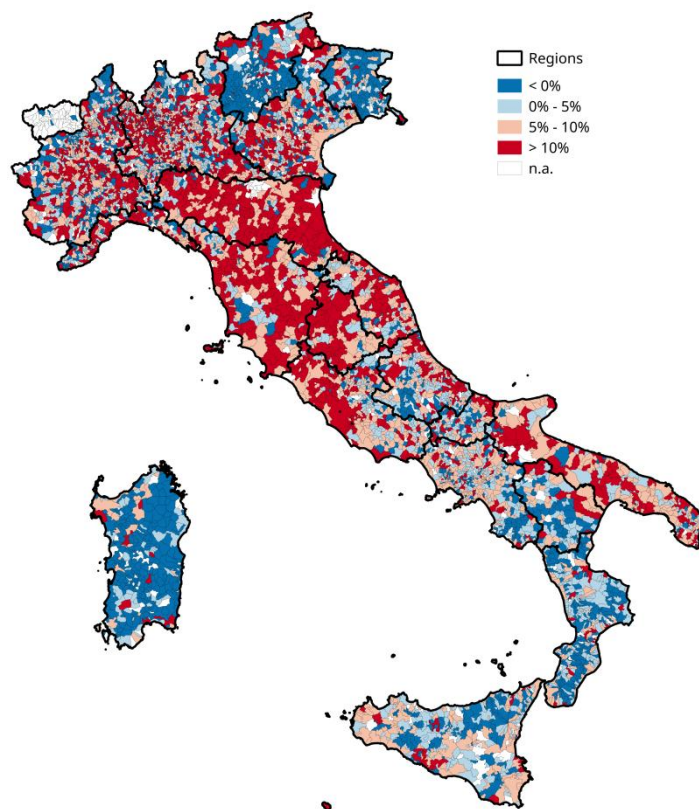
Il primo modello fa corrispondere ad un alto prelievo fiscale anche un alto livello di spesa corrente. Si tratta in questo caso di enti del centro nord (Lazio, Liguria, Toscana e Emilia Romagna, Lombardia, Umbria e Piemonte) che, seppur con alcune differenze, riescono a garantire un maggiore (o più qualificato) numero di servizi locali il cui funzionamento però viene garantito anche dall'extragettito 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. I dati e la metodologia di analisi

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 che misura la percentuale delle entrate municipali dell'ente determinata dalla politica fiscale sull'imposta patrimoniale, 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 %



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

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  $W$ , 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  $w_{ii} = 0$ ).

Il test  $I$  calcolato su tutti i comuni italiani assume il valore di 0.248 (con p-value 0.000): tale risultato, che individua una positiva e significativa struttura di correlazione delle politiche fiscali sul patrimonio immobiliare, conferma pertanto quanto ipotizzato dall'osservazione della Figura 3.

Per quanto riguarda le possibili determinanti delle politiche fiscali, è stato preso in considerazione un set di variabili classificate in tre gruppi: le variabili che riguardano il bilancio dell'ente, le variabili sulla base imponibile, infine, le variabili sul contesto politico e territoriale. 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 quattro 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 una elevata aliquota sull'addizionale comunale all'irpef (maggiore o uguale a 0.07%).

*Variabili sulla base imponibile:*

- Base imponibile Imu/Tasi pro capite;
- Prezzo medio delle abitazioni (in Euro/m<sup>2</sup>) calcolato a partire dagli archivi dell'Osservatorio sul Mercato Immobiliare (OMI) dell'Agenzia delle Entrate;
- Numero di seconde case pro capite;
- Numero di occupati nei settori manifatturiero, alberghiero e dei servizi bancari e assicurativi pro capite. Tale variabile viene utilizzata quale *proxy* della base imponibile riferita alle attività produttive (categoria catastale D).

*Variabili sul contesto politico e territoriale:*

- Dimensione del Comune, misurata dalla somma degli abitanti e dei pendolari in entrata;
- Popolazione dell'ente e densità demografica;
- Percentuale di anziani (+65 anni);
- Percentuale di bambini (0-3 anni);
- Numero dei posti letto pro capite, quale *proxy* dei flussi turistici;
- Vocazione turistica, definita come una dummy che assume valore 1 se il Comune presenta una elevata vocazione turistica;
- Livello di dispersione urbana, misurato dal rapporto tra il numero di insediamenti e l'area del municipio;

- Proporzione di territorio urbanizzato;
- Area meridionale, definita come una dummy che assume valore 1 se il Comune si trova in una regione del Sud;
- Reddito pro capite;
- Mandato del sindaco, definita come una dummy che assume valore 1 se il sindaco è stato in carica per due mandati consecutivi;
- Anno di elezione, definita come una dummy che assume valore 1 se il Comune si trovava in campagna elettorale nel periodo immediatamente precedente rispetto all'anno di riferimento;
- Schieramento politico di riferimento del sindaco (centro-destra, centro-sinistra, lista civica), individuato a partire dagli archivi del Ministero degli Interni.

Le statistiche descrittive di tutte le variabili considerate sono riportate in Tabella 3. La nostra analisi ha riguardato i 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.

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



Data la relazione spaziale della variabile da indagare la scelta del modello di stima ricade su un modello di regressione di tipo *spatial lag* (Anselin, 1998), che ipotizza un processo spaziale auto-regressivo della variabile dipendente. Sia  $y$  il vettore  $n \times 1$  della variabile dipendente,  $X$  la matrice  $n \times k$  delle variabili esplicative e  $\varepsilon$  il vettore  $n \times 1$  del termine di errore, il modello *spatial lag* può essere formulato come:

$$[1] \quad y = \rho W y + X \beta + \varepsilon$$

dove  $\beta$  è il vettore  $k \times 1$  dei coefficienti di regressione,  $\rho$  è il coefficiente di correlazione spaziale,  $W$  rappresenta una matrice dei pesi  $n \times n$  dove il generico elemento  $w_{ij}$  indica la relazione spaziale tra le unità  $i$  and  $j$ . Per determinare la matrice  $W$  possono essere applicati diversi criteri, ma tipicamente  $W$  viene definita come una matrice di contiguità dove  $w_{ij}$  assume valore 1 se le unità  $i$  e  $j$  condividono un confine in comune e 0 altrimenti. Inoltre, la matrice dei pesi è generalmente standardizzata in modo che la somma degli elementi di una riga sia pari a 1. La standardizzazione della matrice rende più semplice l'interpretazione della variabile spazialmente correlata ed inoltre consente il confronto dei parametri spaziali associati a modelli diversi.

L'esistenza di un effetto spaziale determina necessariamente l'inefficacia dello stimatore OLS a causa di un problema di endogeneità ben noto nella letteratura sull'econometria spaziale (Cliff et al. 1975). Per questo motivo i modelli *spatial lag* devono essere stimati utilizzando i metodi di massima verosimiglianza (ML) (Anselin 1988) oppure alternativamente le tecniche dei minimi quadrati a doppio stadio (2SLS) con variabili strumentali. In questo lavoro l'analisi è stata realizzata con il software R attraverso la funzione di stima *spre* del pacchetto *sphed*. Tale funzione implementa un metodo di stima GS2SLS (Kelejian e Prucha 1998) che è anche tra i più diffusi nella letteratura più recente sul tema dei comportamenti imitativi tra enti (Bivand e Piras, 2015). La procedura che sta alla base dell'approccio con variabili strumentali in un modello *spatial lag* è quella di regredire  $WY$  su  $X$  e  $WX$  e utilizzare i valori stimati  $\hat{Y}W$  come strumenti per  $WY$ .

#### 4. I risultati dell'analisi

I risultati del modello di regressione *spatial lag* confermano in primo luogo la relazione spaziale delle scelte fiscali dei Comuni poiché il termine  $\rho$ , che rappresenta appunto la misura di tale legame, è positivo e significativo e i test effettuati ci consentono di scartare l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione. In altre parole, le politiche fiscali dei singoli enti vengono determinati sulla base sia delle esplicative (di bilancio, della base imponibile, di contesto) che in relazione alle scelte fiscali nei comuni contigui (fenomeno del *tax mimicking*). Come già ampiamente discusso, tale risultato conferma quanto verificato anche da altri autori in altri contesti non solo europei.

In particolare, il coefficiente di autocorrelazione spaziale è pari a 0,254 e pertanto esiste una interdipendenza orizzontale positiva nelle politiche fiscali dei comuni italiani tale che ogni punto percentuale di aumento del gettito extrastandard (espresso rispetto alle entrate tributarie) medio nei comuni limitrofi ad  $i$  può generare, *ceteris paribus*, un incremento pari allo 0,25% del gettito nel comune  $i$ .

Anche guardando alle variabili esplicative, i risultati del modello confermano in parte quanto già osservato in letteratura. In questo caso, però, data la struttura di correlazione della variabile di studio, stimata dal parametro  $\rho$ , è necessario interpretare il modello econometrico stimato non osservando direttamente i valori dei parametri di regressione ma piuttosto calcolando delle misure di impatto di ciascuna variabile esplicativa (LeeSage e Pace, 2009). Infatti mentre nel modello di regressione lineare l'impatto di  $x$  viene determinato direttamente dal suo coefficiente di regressione, nei modelli spaziali un qualsiasi cambiamento di una esplicativa in un'area influenzerà la variabile risposta dell'area stessa (impatto diretto) e potenzialmente anche quella di tutte le altre aree indirettamente attraverso il termine  $Wy$  (impatto indiretto). Di conseguenza, l'impatto complessivo di ciascuna variabile sarà dato 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, come sottolineato da Behrens e Thisse (2007).

Tabella 4. Risultati del modello di regressione

	Coefficienti	Pr(> t )	
Log(residenti e pendolari)	0.608	0.000	***
Regione del Sud (dummy)	-1.229	0.000	***
Entrate proprie “nette” pc	-5.577	0.000	***
Base imponibile pc	-0.016	0.000	***
Posti letto pc	0.285	0.008	**
N. seconde case pc	0.428	0.014	*
Spesa corrente 2013 pc	4.443	0.000	***
% Pop in età 65+	0.057	0.001	***
Log(reddito pc)	2.817	0.000	***
Aliquota Add.le Irpef (dummy)	1.574	0.000	***
Trasferimenti correnti pc	-2.798	0.000	***
Soggetto PSI (dummy)	1.760	0.000	***
Continuità sindaco (dummy)	-0.477	0.002	**
% superficie urbanizzata	-1.386	0.048	*
Costante	3.714	0.000	***
$\rho$ (autocorrelazione spaziale)	0.254	0.000	***

Livello di significatività: ‘\*\*\*’ 0.001; ‘\*\*’ 0.01; ‘\*’ 0.05; ‘.’ 0.1

Guardando quindi agli impatti totali sulla variabile di studio (Tabella 5), 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.

Tabella 5. Misure d’impatto delle variabili esplicative sulle politiche fiscali

	Diretto	Indiretto	Totale	
Log(residenti e pendolari)	0.616	0.199	0.815	***
Regione del Sud (dummy)	-1.244	-0.403	-1.647	***
Entrate proprie “nette” pc	-5.647	-1.827	-7.474	***
Base imponibile pc	-0.016	-0.005	-0.021	***
Posti letto pc	0.288	0.093	0.381	**
N. seconde case pc	0.433	0.140	0.573	*
Spesa corrente 2013 pc	4.499	1.455	5.954	***
% Pop in età 65+	0.058	0.019	0.076	***
Log(reddito pc)	2.852	0.923	3.774	***
Aliquota Add.le Irpef (dummy)	1.594	0.515	2.109	***
Trasferimenti correnti pc	-2.833	-0.916	-3.750	***
Soggetto PSI (dummy)	1.782	0.576	2.358	***
Continuità sindaco (dummy)	-0.483	-0.156	-0.640	**
% superficie urbanizzata	-1.403	-0.454	-1.857	*

Livello di significatività: ‘\*\*\*’ 0.001; ‘\*\*’ 0.01; ‘\*’ 0.05; ‘.’ 0.1

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 alla 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.

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 come solo quella relativa alla continuità del sindaco risulti significativa nello spiegare le diverse politiche fiscali sul patrimonio immobiliare. In altre parole, nei Comuni in cui 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.

In definitiva, volendo provare a sintetizzare i risultati dell'analisi, gli enti che applicano aliquote IMU e TASI mediamente più alte sono sia i centri urbani che i piccoli Comuni (con alta percentuale di anziani) del Centro-Nord con basi imponibili relativamente poco redditizie. A queste caratteristiche si aggiunge, come dimostrato, anche il contesto politico che determina un maggior livello di pressione fiscale per i cittadini dei Comuni il cui sindaco non ha governato per due mandati. Al contrario gli enti del Sud e quelli di dimensione intermedia del Centro-Nord applicano generalmente aliquote più basse, i primi a causa della inferiore offerta dei servizi locali, i secondi a causa delle economie di scala sul livello di spesa conseguito.

## **5. 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. Tale conclusione ci porta a individuare le possibili cause di questi comportamenti imitativi. A questo proposito, la letteratura offre tre diverse spiegazioni teoriche al fenomeno del *tax mimicking*: 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 sulla circostanza che le spese effettuate dai Comuni in servizi pubblici possono determinare benefici o svantaggi agli enti contigui. Questo principio può essere facilmente ricondotto anche alle entrate poiché le risorse a disposizione dell'ente

finanziano i propri livelli di spesa e pertanto le due grandezze risultano indissolubilmente congiunte all'interno delle regole di bilancio.

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. L'altra spiegazione al fenomeno del *tax mimicking* attribuisce i comportamenti imitativi alla *yardstick competition* secondo cui gli elettori utilizzano le informazioni circa gli enti contigui per giudicare le *performance* 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).

Per meglio comprendere quali tra i modelli teorici presentati possa costituire una causa dell'interazione spaziale individuata all'interno dell'analisi, vengono testati modelli specifici. In particolare, come primo punto viene verificata l'ipotesi di *yardstick competition*, includendo all'interno del modello tra le variabili esplicative anche l'interazione tra  $Wy$  - l'extragetto medio degli enti limitrofi (in % sulle entrate tributarie) - e l'unica variabile politica risultata significativa e cioè la dummy che indica il secondo mandato del sindaco (*mandato*). Pertanto il modello considerato risulta essere il seguente:

$$[2] \quad y = \rho Wy + \delta(\text{mandato} * Wy) + X\beta + \varepsilon$$

Tabella 6. Stima dei risultati del modello con l'interazione tra extragetto dei vicini e continuità del sindaco

	Coefficienti	Pr(> t )	
Log(residenti e pendolari)	0.565	0.000	***
Regione del Sud (dummy)	-1.011	0.000	***
Entrate proprie "nette" pc	-5.504	0.000	***
Base imponibile pc	-0.016	0.000	***
Posti letto pc	0.279	0.008	**
N. seconde case pc	0.468	0.006	**
Spesa corrente 2013 pc	4.414	0.000	***
% Pop in età 65+	0.054	0.001	**
Log(reddito pc)	2.655	0.001	***
Aliquota Add.le Irpef (dummy)	1.502	0.000	***
Trasferimenti correnti pc	-2.732	0.000	***
Soggetto PSI (dummy)	1.722	0.000	***
Mandato sindaco (dummy)	0.098	0.788	
% superficie urbanizzata	-1.461	0.034	*
WY*continuità sindaco	-0.091	0.126	
Costante	2.873	0.000	***
<hr/>			
$\rho$ (autocorrelazione spaziale)	0.383	0.000	***

Livello di significatività: '\*\*\*' 0.001; '\*\*' 0.01; '\*' 0.05; '.' 0.1

Nel caso in cui fosse presente il fenomeno legato alla *yardstick competition* ci si aspetterebbe una relazione di tipo negativo tra le politiche fiscali adottate dai vicini rispetto alla variabile politica poiché un sindaco con mandato in scadenza non ha alcun motivo di preoccuparsi della propria rielezione. In realtà, secondo i risultati dell'analisi (Tabella 6), il termine di interazione tra la variabile politica e il sistema fiscale dei vicini non risulta statisticamente significativo. 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 quindi irrinunciabile, per i comuni e pertanto le scelte di *policy* su questa imposta sono poco influenzabili dai comportamenti dei enti vicini anche durante il periodo elettorale.

In secondo luogo si è scelto di testare la teoria sugli effetti di *spillover*, misurando la relazione tra la dimensione demografica e l'interdipendenza spaziale. L'ipotesi che sta alla base di questa verifica riguarda il fatto che i piccoli comuni limitrofi tendono a mostrare un più alto livello di interazione mentre, al contrario, i comuni più grandi agiscono in modo più autonomo rispetto alle scelte dei propri vicini. La causa di questo differente comportamento può essere spiegata tenendo in considerazioni che gli enti con popolazione elevata reagiscono più difficilmente ai cambiamenti espressi dai propri "neighbours" -sia in termini di spesa o di entrata- poiché gli effetti di *spillover* sui propri cittadini sarebbero di proporzioni trascurabili (Ferraresi et al 2016). Pertanto, allo scopo di esplorare gli effetti spaziali collegati alla dimensione demografica, è stato inclusa all'interno del modello anche l'interazione tra  $Wy$  -l'extragetto medio degli enti limitrofi (in % sulle entrate tributarie) - e la popolazione espressa in logaritmo.

$$[3] \quad y = \rho Wy + \delta(\log(\text{popolazione}) * Wy) + X\beta + \varepsilon$$

Tabella 7. Stima dei risultati del modello con l'interazione tra extragetto dei vicini e popolazione

	Estimate	Pr(> t )	
Log(residenti e pendolari)	0.813	0.000	***
Regione del Sud (dummy)	-0.872	0.000	***
Entrate proprie "nette" pc	-5.334	0.000	***
Base imponibile pc	-0.018	0.000	***
Posti letto pc	0.265	0.012	*
N. seconde case pc	0.507	0.003	**
Spesa corrente 2013 pc	4.385	0.000	***
% Pop in età 65+	0.059	0.001	***
Log(reddito pc)	2.537	0.001	***
Aliquota Add.le Irpef (dummy)	1.435	0.000	***
Trasferimenti correnti pc	-2.577	0.000	***
Soggetto PSI (dummy)	1.781	0.000	***
Mandato sindaco (dummy)	-0.486	0.002	**
% superficie urbanizzata	-1.434	0.038	*
WY*log pop	-0.044	0.087	.
Costante	2.644	0.000	***
<hr/>			
$\rho$ (autocorrelazione spaziale)	0.426	0.000	***

Livello di significatività: '\*\*\*' 0.001; '\*\*' 0.01; '\*' 0.05; '.' 0.1

Guardando ai risultati (Tabella 7), l'aspetto più rilevante riguarda proprio il coefficiente  $\delta$  dell'interazione tra la popolazione residente e le politiche fiscali dei comuni vicini che risulta significativamente negativo (-

0,044). Ciò dimostra come l'interdipendenza spaziale tra un determinato ente e i suoi vicini diventi via via sempre più debole al crescere della popolazione, confermando quindi la presenza di un effetto di *spillover*. Questo risultato è coerente con quanto individuato dal lato della spesa in Ferraresi et al. (2016).

Leggendo questo risultato al contrario, l'esito dell'analisi implica che i comportamenti imitativi sono più evidenti se i comuni vicini risultano di dimensioni più ridotte. Infatti, se da un lato i Comuni più popolati sono soggetti a diseconomie di scala che derivano dall'esigenza di offrire servizi per una popolazione ben più numerosa rispetto ai propri contribuenti, e per questo risultano meno inclini ad imitare ciò che accade intorno a loro, dall'altro lato 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 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.

Per quanto riguarda il modello di Tiebout sulla competizione fiscale, se nella teoria è ammissibile immaginare un contribuente libero di spostarsi al fine di ridurre il proprio livello di pressione fiscale (si pensi ad esempio all'effetto *dumping* generato dall'addizionale sull'RC auto sulle aziende di noleggio di mezzi di trasporto), tale circostanza risulta meno verosimile nel caso dell'imposta sul patrimonio immobiliare. Per tale motivo si è ritenuto non opportuno fare ulteriori approfondimenti su questo aspetto.

## 6. 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 conferma di tale ipotesi, 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, 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, Nordin 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