

Interazione spaziale nella spesa dei comuni italiani: un'analisi empirica

Massimiliano Ferraresi, Giuseppe Migali, Francesca Nordi, Leonzio Rizzo, Riccardo Secomandi

Abstract

In questo lavoro utilizziamo un modello dinamico autoregressivo spaziale applicato su un campione di 5.564 comuni italiani per il periodo 2001-2011. Sfruttiamo la contiguità spaziale dei comuni utilizzando la distanza tra i confini come misura di vicinanza. L'analisi evidenzia un effetto spaziale positivo e significativo della spesa dei comuni limitrofi sulla spesa di un determinato comune (totale e nella sua suddivisione tra spesa corrente e in conto capitale). Tale effetto non è riconducibile ai modelli di *yardstick competition*, ossia la relazione strategica nel determinare la propria spesa in relazione a quella dei confinanti non dipende da fattori politici, mentre si dimostra l'esistenza di una relazione negativa tra interazione spaziale e dimensione del comune, evidenziando così l'importanza dell'effetto *spillover* nell'influenzare le interazioni strategiche dei governi locali.

Parole chiave: Interazioni nella spesa pubblica locale, effetto spillover, yardstick competition, econometria spaziale, system GMM.

Codici JEL: C23, H72.

Massimiliano Ferraresi: Commissione Europea, Centro Comune di Ricerca (JRC), Dipartimento I Via E.Fermi 2749, TP 361 Ispra (VA), I-21027, Italy, e-mail: massimiliano.ferraresi@ec.europa.eu, *corresponding author*.

Giuseppe Migali: Università di Lancaster & Università Magna Graecia, Dipartimento di Economia, Bailrigg Lancaster LA1 4YX, UK, e-mail: g.migali@lancaster.ac.uk.

Francesca Nordi: Università di Ferrara., Dipartimento di Economia e Management, Via Voltapaletto 11, 44100 Ferrara, Italy, e-mail: francesca.nordi@unife.it.

Leonzio Rizzo: Università di Ferrara & IEB, Dipartimento di Economia e Management, Via Voltapaletto 11, 44100 Ferrara, Italy, e-mail: leonzio.rizzo@unife.it.

Riccardo Secomandi: Università di Ferrara, Dipartimento di Economia e Management, Via Voltapaletto 11, 44100 Ferrara, Italy, e-mail: riccardo.secomandi@unife.it.

Introduzione

Negli ultimi due decenni numerosi studi si sono focalizzati sulla ricerca dell'esistenza di effetti spaziali che influenzano le decisioni di spesa dei governi, sia a livello nazionale che locale. In particolare, vi è un filone di ricerca empirica (Case et al., 1993; Breton, 1996; Revelli, 2002; Revelli, 2003; Baicker, 2005; Solé-Ollé, 2006; Werck et al., 2008; Costa et al., 2015) che ha indagato sulla relazione tra le scelte dei governi in materia di spesa e il comportamento dei loro vicini. In tale quadro, le decisioni di spesa dipendono non solo dalle tradizionali caratteristiche socio-demografiche ed economiche del territorio, ma anche dalle decisioni di spesa dei governi locali limitrofi. Infatti, qualora il *policy maker* stabilisca il livello della propria spesa o delle proprie imposte inseguendo solo la massimizzazione del benessere dei propri cittadini, non tenendo conto del benessere dei cittadini appartenenti ai territori confinanti, finirà con il definire livelli inefficienti di spesa e/o di imposta, considerato che le sue scelte influenzano anche il benessere dei cittadini appartenenti ai territori confinanti (Gordon, 1983).

L'esistenza di interazione strategica tra i comuni è teoricamente spiegata da diversi modelli, quali quelli di *yardstick competition*, *tax competition* e quelli che considerano l'effetto *spillover* (Brueckner, 2003; Revelli, 2005). Nel modello di *yardstick competition*, gli elettori, in presenza di informazioni incomplete sul costo dei beni e servizi pubblici loro forniti, confrontano il livello della spesa e delle imposte praticato nella loro giurisdizione con il livello praticato dai vicini (Salomon, 1987). Pertanto, i *policy maker* locali sono incentivati ad imitare il comportamento dei confinanti. La seconda fonte di interdipendenza spaziale deriva dai modelli di *tax competition* in cui si assume che le basi imponibili siano mobili. Tale assunzione genera il fenomeno della competizione fiscale e, pertanto, le scelte fiscali del *policy maker* locale dipendono non solo dalle proprie aliquote fiscali, ma anche dalle aliquote fiscali imposte ai loro vicini (Kanbur e Keen, 1993; Devereux et al., 2008; Rizzo, 2010). Infine, nel modello tradizionale di *spillover*, la spesa pubblica di un comune può avere effetti positivi o negativi che "traboccano" dal confine, influenzando così il benessere dei residenti dei comuni vicini (Case et al., 1993; Revelli, 2002; Revelli, 2003; Baicker, 2005; Solé-Ollé, 2006; Werck et al., 2008; Costa et al., 2015). Se questo è vero, è ragionevole attendersi che i comuni decidano il livello della propria spesa, tenendo strategicamente in considerazione le spese dei loro vicini. Gli effetti di *spillover* possono essere internalizzati attraverso la revisione dell'organizzazione territoriale (Feld e Reulier, 2009) tramite particolari forme associative intercomunali. Come hanno mostrato Ermini e Santolini (2010) questa cooperazione può essere facilitata in Italia all'interno di unioni comunità montane.

Il nostro lavoro si concentra, in prima analisi, sulla verifica dell'esistenza di effetti spaziali tra i comuni italiani, che possano influenzare le decisioni di spesa. Successivamente, identifichiamo le cause di questa interdipendenza utilizzando un ampio dataset relativo ai comuni italiani (ad eccezione di quelli appartenenti alle regioni e province autonome) nel periodo 2001-2011. Al fine di stimare l'interdipendenza spaziale nelle scelte di spesa dei comuni italiani, utilizziamo lo stimatore Arellano-Bond, per stimare un modello empirico in cui la spesa pubblica di un determinato comune dipende dalla spesa dei comuni limitrofi e da una serie di altre caratteristiche tipiche comunali come, ad esempio, la struttura della popolazione e il reddito.

Questo studio si inserisce all'interno della letteratura che indaga il ruolo delle interazioni spaziali nelle scelte di spesa locali, sfruttando l'informazione relativa ad un campione molto ampio di comuni italiani. Bordignon et al. (2003) nella loro analisi spaziale sulla base imponibile Ici utilizzano solamente i comuni appartenenti alla regione Lombardia. Essi dimostrano che nelle scelte per la definizione dell'aliquota di imposta sulla prima casa i comuni incorrono in *yardstick competition*, ma solo quando il sindaco corre per la rielezione e il risultato elettorale è incerto. Ermini e Santolini (2010) trovano un effetto positivo di *spillover* per le spese correnti dei comuni, basandosi sul solo campione degli enti appartenente alla regione Marche. Bocci, Ferretti e Lattarulo (2019) mostrano che la scelta dell'imposta patrimoniale introdotta in Italia nel 2014 è determinata sia da fattori politici e socio-economici che dai comportamenti dei comuni confinanti e che questo effetto imitativo è più forte nei piccoli comuni. Infine, Santolini e Bartolini (2012), utilizzando ancora una volta un campione di comuni appartenenti alla regione Marche, mettono in evidenza la presenza di *yardstick competition* quando si controlla sia per il Patto di stabilità interno che per gli anni precedenti alle elezioni.

Il paper è strutturato come segue: il paragrafo 1 illustra il quadro istituzionale. Il paragrafo 2 discute la strategia econometrica e il paragrafo 3 descrive i dati. Infine i paragrafi 4, 5 e 6 illustrano i risultati dell'analisi empirica. Il paragrafo 7 conclude.

1. Il quadro istituzionale: una breve analisi della spesa dei comuni italiani

La Costituzione italiana definisce quattro livelli di governo amministrativo: il governo centrale, le regioni, le province e i comuni. Tra le regioni italiane è necessario distinguere l'esistenza di regioni a statuto ordinario e regioni a statuto speciale¹, la cui attività è regolata da leggi speciali dalle stesse definite. Inoltre, l'Italia conta 110 province, che sono state recentemente oggetto di riforma a seguito della legge 56/2014 (c.d. Legge Delrio), la quale ha ridotto le competenze istituzionali loro affidate ed ha eliminato la possibilità di elezione diretta dei propri rappresentanti. La stessa legge Delrio ha inoltre introdotto effettivamente l'istituzione delle Città Metropolitane². Infine, i comuni rappresentano la più piccola istituzione territoriale, sono circa 8.000, anche se questo numero è in calo a seguito degli incentivi alla fusione promossi dalla legge 56/2014. La taglia demografica dei comuni è piccola, infatti la dimensione media è pari a circa 6.400 abitanti e circa il 70% dei comuni italiani conta meno di 5.000 residenti.

In Italia è prevista l'elezione diretta del sindaco che rimane in carica per massimo due mandati che durano 5 anni ciascuno ed insieme alla Giunta amministra il comune. I consigli comunali vengono eletti contestualmente alla carica di Sindaco. Se il comune, alla data dell'ultimo censimento, conta una popolazione superiore ai 15.000 abitanti è previsto il ballottaggio tra i due candidati sindaco maggiormente votati se nessuno dei due supera il 50% più uno dei voti. In generale, le elezioni locali sono dominate da liste civiche, anche se nei comuni più grandi i partiti nazionali hanno una grande influenza.

Durante gli anni '90 l'Italia ha subito una profonda trasformazione nelle relazioni istituzionali e finanziarie tra livelli di governo. In questo periodo anche se si sono stabiliti organi permanenti di raccordo tra i diversi organi di governo (come la Conferenza Stato-città-autonomie locali e la Conferenza Stato-regioni) le relazioni intergovernative sono diventate più complesse, come anche nel resto dei paesi occidentali (Wright, 1988).

I comuni sono responsabili di diverse funzioni pubbliche, quali i servizi di assistenza sociale, lo sviluppo territoriale, il trasporto locale, l'istruzione scolastica primaria, la gestione di strutture sportive e culturali, i servizi di polizia locale, l'erogazione di servizi idrici e di smaltimento rifiuti, così come la manutenzione ordinaria e straordinaria delle infrastrutture sul territorio di competenza. Nel nostro dataset, il totale della spesa comunale, in media, pesa per circa l'8,7% sul totale della spesa pubblica nel periodo 2001-2011. Le spese correnti comunali, mediamente, rappresentano il 71% della spesa totale e corrispondono in termini assoluti a circa 63 miliardi di euro l'anno durante il periodo 2001-2011. Come si osserva nella tabella 1 (colonna 1), tra le spese correnti, circa il 75% è relativo a quattro funzioni principali così come classificate negli schemi di bilancio comunale: funzione generale di amministrazione di gestione e di controllo, viabilità e trasporti, la gestione del territorio e ambiente e il settore sociale. Il restante 25% della spesa corrente è assegnato alla polizia municipale, all'istruzione, cultura, sport e al turismo. Infine, una quantità molto bassa di risorse va a tre funzioni, lo sviluppo economico, i servizi produttivi e la giustizia; queste funzioni residuali sono difficilmente gestite da comuni di medie e piccole dimensioni, i quali in genere optano per una gestione associata con altri comuni.

¹ Le regioni a statuto speciale sono Sicilia e Sardegna, in quanto territori insulari, Valle d'Aosta, Trentino Alto Adige e Friuli Venezia Giulia, regioni di confine. Rientrano in questo elenco anche le province autonome di Trento e Bolzano.

² La Legge Delrio indicava come metropolitane le aree di Roma, Milano, Genova, Napoli, Torino, Bologna, Firenze, Venezia, Bari. A queste, le Regioni a Statuto Speciale hanno proposto di aggiungere Trieste, Cagliari, Palermo, Messina, Catania. A distanza di anni, la L. n. 42 del 2009 ha aggiunto alla lista anche Reggio Calabria, per un totale di 15 Città Metropolitane.

I comuni sono anche responsabili della spesa in investimenti nelle medesime funzioni, che è in media pari al 29% della spesa comunale nel periodo 2001-2011. Tuttavia, è importante notare che la quota di spesa in conto capitale è nettamente diminuita nel periodo 2006-2011, passando dal 34% al 21% della spesa totale, facendo allo stesso tempo aumentare la quota di spesa corrente. Guardando le funzioni specifiche (tabella 1 – colonna 2), i comuni allocano le risorse per gli investimenti soprattutto per la funzione generale di amministrazione di gestione e di controllo (16,7% della spesa in conto capitale), viabilità e trasporti (26%), gestione del territorio e ambiente (27,5%) e istruzione (9%).

Tabella 1: Ripartizione delle spese correnti e in conto capitale, per funzione in valori percentuali sul totale.

| Funzione di spesa | Spesa in conto corrente | Spesa in conto capitale |
|--|-------------------------|-------------------------|
| <i>Funzioni generali di amministrazione e controllo</i> | 44,38 | 16,73 |
| <i>Funzioni relative alla giustizia</i> | 0,10 | 0,14 |
| <i>Funzioni di polizia locale</i> | 4,90 | 0,37 |
| <i>Funzioni di istruzione pubblica</i> | 10,96 | 9,05 |
| <i>Funzioni relative alla cultura e ai beni culturali</i> | 2,16 | 2,85 |
| <i>Funzioni nel settore sportivo e ricreativo</i> | 1,74 | 5,46 |
| <i>Funzioni nel campo turistico</i> | 0,75 | 1,40 |
| <i>Funzioni nel campo della viabilità e dei trasporti</i> | 10,40 | 26,00 |
| <i>Funzioni riguardanti la gestione del territorio e dell'ambiente</i> | 12,29 | 27,55 |
| <i>Funzioni nel settore sociale</i> | 10,58 | 7,01 |
| <i>Funzioni nel campo dello sviluppo economico</i> | 0,57 | 2,13 |
| <i>Funzioni relative a servizi produttivi</i> | 1,16 | 1,31 |
| <i>Totale</i> | 100 | 100 |

2. Strategia empirica

La nostra strategia econometrica si basa sulla stima di un modello *panel* dinamico autoregressivo spaziale (Anselin et al., 2008):

$$G_{it} = \alpha + \beta G_{(it-1)} + \gamma WG_{-it} + \rho X_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

dove G_{it} è la spesa pro-capite del comune i nell'anno t , e $G_{(it-1)}$ è il valore della spesa dell'anno precedente (ritardata). $WG_{-i,t} = \sum_{j \neq i} \omega_{ij} G_{jt}$ è la spesa media pro-capite ponderata dei comuni limitrofi j al tempo t ; ω_{ij} sono i pesi esogeni utilizzati per ponderare la spesa dei comuni limitrofi; essi aggregano la spesa pro-capite dei comuni in una singola variabile $WG_{-i,t}$. I pesi ω_{ij} sono normalizzati in modo che $\sum_{j \neq i} \omega_{ij} = 1$. X_{it} è la matrice contenente le caratteristiche demografiche, socio-economiche e politiche del comune i al tempo t , e comprende anche i trasferimenti pro-capite (correnti, in conto capitale o totali, a seconda della variabile dipendente adottata nella stima) dagli altri livelli di governo, quali provincia, regione e Stato (*trasferimenti_{it}*)³. μ_i è un effetto specifico municipale non osservabile, τ_t è l'effetto anno e ε_{it} è il termine di errore casuale, con distribuzione normale e media uguale zero.

Nell'equazione (1), il coefficiente β misura il grado di inerzia della spesa comunale, mentre il coefficiente γ cattura l'interdipendenza orizzontale nella spesa comunale, cioè la reazione della spesa di un determinato comune ad un

³ Negli anni 2008-2011 sottraiamo il trasferimento compensativo da parte dello Stato centrale, che è stato introdotto per sostituire il gettito mancante dalla tassa di proprietà sull'abitazione principale (Ici) causato dalla sua abolizione.

aumento di un euro della spesa media dei suoi vicini (Costa et al., 2015). Il coefficiente si presta a diverse interpretazioni a seconda del segno:

1. $\gamma = 0$: nessuna interdipendenza orizzontale.
2. $\gamma < 0$: interdipendenza orizzontale negativa. Un aumento di un euro nella spesa media dei comuni limitrofi porta ad una riduzione della spesa comunale. Si tratta del classico caso di beni e/o servizi che sono sostituiti tra loro.
3. $\gamma > 0$: l'interdipendenza orizzontale positiva. Un aumento di un euro nella spesa media dei comuni limitrofi porta ad un aumento della spesa comunale. Si tratta del classico caso di beni e/o servizi che sono complementari tra loro.

L'equazione (1) include variabili endogene e pertanto la stima utilizzando il classico modello OLS produrrebbe stime distorte. In particolare, tra le variabili endogene troviamo la spesa media dei comuni limitrofi, WG_{-it} , in quanto le interazioni tra la spesa dei comuni sono simmetriche e simultanee: le scelte di ciascuno dei comuni analizzati colpisce le scelte dei suoi vicini, le quali a loro volta sono influenzate allo stesso modo. La variabile dipendente ritardata, $G_{(it-1)}$, che è un importante determinante della spesa comunale (Veiga e Veiga, 2007; Larcinese et al., 2013), risulta endogena poiché correlata con l'effetto fisso comunale incluso nel termine di errore; ciò conduce a stime distorte (Nickell, 1981). La variabile *trasferimenti*_{it} è anch'essa endogena, in quanto viene determinata simultaneamente alla spesa comunale.

Per le ragioni appena descritte, al fine di stimare l'effetto desiderato in maniera consistente ed efficiente, utilizziamo lo stimatore System-GMM (SYS-GMM) (Arellano e Bover, 1995; Blundell e Bond, 1998). Questo stimatore è una versione aumentata del modello difference-GMM (Arellano e Bond, 1991) ma è considerato più efficiente di quest'ultimo (Blundell e Bond, 1998). Il SYS-GMM, diversamente dal difference-GMM, che impiega solo le equazioni in differenze, costruisce un dataset in livelli e uno in differenze. Le equazioni in differenze sono strumentate con le variabili espresse in livelli, mentre le equazioni in livelli sono strumentate con le variabili espresse in differenze.⁴

La consistenza dello stimatore GMM dipende dal presupposto che il termine di errore sia serialmente non correlato, altrimenti gli strumenti non sono validi. Quindi, per verificare l'assenza di autocorrelazione di primo ordine in livelli dobbiamo verificare l'assenza di correlazione di second'ordine in differenze. Infatti, siamo in grado di rilevare autocorrelazione di prim'ordine in livelli tra ε_{it-1} e ε_{it-2} osservando la correlazione tra $\Delta\varepsilon_{it}$ ($\Delta\varepsilon_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$) e $\Delta\varepsilon_{it-2}$ ($\Delta\varepsilon_{it-2} = \varepsilon_{it-2} - \varepsilon_{it-3}$). Per questo motivo testiamo, usando le equazioni in differenze, la presenza di correlazione seriale del primo ordine (AR (1)) nei residui. Ci aspettiamo che tale correlazione sia negativa e significativa⁵, mentre la correlazione seriale di secondo ordine (AR (2)) nei residui, dovrebbe essere non significativa (Arellano e Bond, 1991)⁶.

Al fine di verificare la validità degli strumenti utilizziamo il test di Hansen la cui ipotesi nulla è l'esogeneità dello strumento corrispondente (o gruppo di strumenti). Tuttavia, come Roodman (2009) fa notare, l'affidabilità del test di Hansen potrebbe essere indebolita se il numero di strumenti è elevato. Di conseguenza, testiamo la validità di

⁴ Per l'equazione (1) utilizziamo la prima differenza, così il termine G_{it-1} in ΔG_{it-1} ($\Delta G_{it-1} = G_{it-1} - G_{it-2}$) è correlato con il termine ε_{it-1} in $\Delta\varepsilon_{it}$ ($\Delta\varepsilon_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$), perciò la scelta di G_{it-1} come strumento potrebbe falsare le stime. Come risultato, per l'equazione in differenze, possiamo usare i ritardi della variabile G_{it} di due o più periodi ($G_{it-2}, G_{it-3}, \dots$). Perciò che concerne le equazioni in livelli, le variabili endogene (G_{it-1}) possono essere strumentate con ΔG_{it-1} che non è correlato con ε_{it} . Lo stesso approccio è seguito per le altre due variabili endogene, in particolare ΔWG_{-it} è strumentato con due o più ritardi ($WG_{-it-2}, WG_{-it-3}, \dots$) e per $\Delta \text{trasferimenti}_{it}$ vale lo stesso approccio (*trasferimenti*_{it-2}, *trasferimenti*_{it-3}, ...).

⁵ Dato che $\Delta\varepsilon_{it}$ è analiticamente legata a $\Delta\varepsilon_{it-1}$ per via del termine ε_{it-1} , ci si attende sempre una correlazione seriale negativa di prim'ordine in differenze. Infatti, $E(\Delta\varepsilon_{it}, \Delta\varepsilon_{it-1}) = E(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) E(\varepsilon_{it-1} - \varepsilon_{it-2}) = -\text{Var}\varepsilon_{it-1}$.

⁶ In entrambi i test l'ipotesi nulla è l'assenza di autocorrelazione nei residui. Infatti $E(\Delta\varepsilon_{it}, \Delta\varepsilon_{it-2}) = E(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) E(\varepsilon_{it-2} - \varepsilon_{it-3}) = 0$.

un sottoinsieme di strumenti utilizzando il C-test (Baum, 2006). Il C-test stima il SYS-GMM con tutti gli strumenti e senza un gruppo di essi. La differenza tra i due test di Hansen, che si distribuisce seguendo una distribuzione *chi2*, ci permette di testare l'ipotesi nulla che il gruppo di strumenti escluso dalla regressione sia valido, ossia esogeno.

Il SYS-GMM richiede un'assunzione aggiuntiva rispetto al modello difference-GMM: la differenza prima tra gli strumenti utilizzati per le equazioni in livelli non deve essere correlata con gli effetti fissi. Per questo motivo applichiamo il C-test per l'equazione in livelli e confrontiamo l'Hansen test di quest'ultima equazione con quella del SYS-GMM. L'ipotesi nulla è che gli strumenti (che sono presi in differenze) per le equazioni in livelli siano validi: solo in questo modo è possibile affermare che il SYS-GMM è preferibile al difference-GMM.

Infine, usiamo il SYS-GMM a due fasi, che rende la matrice di covarianza più robusta all'autocorrelazione specifica del *panel* e all'eteroschedasticità, consentendo di avere uno stimatore più efficiente (Arellano e Bond, 1991; Blundell e Bond 1998). Tuttavia, utilizzando questa procedura gli errori standard possono essere fortemente sottostimati (Roodman, 2009); al fine di correggere tale distorsione, si applica la correzione effettuata da Windmeijer (2005).

3. Dati

I dati utilizzati nel nostro lavoro sono il risultato di una combinazione di diversi archivi, forniti dal Ministero degli Interni, dal Ministero dell'Economia e dall'Istituto nazionale di statistica. I dati ottenuti comprendono una gamma completa di informazioni sui comuni italiani per il periodo 2001-2011 e sono organizzati in due sezioni: 1) dati finanziari e 2) dati demografici, socio-economici ed elettorali, quali il numero di abitanti residenti nel territorio, la struttura per età della popolazione residente, la media del reddito degli abitanti e gli anni di elezione.

Il dataset che utilizzeremo viene limitato ai comuni situati in regioni a statuto ordinario. Escludiamo, inoltre, i comuni che hanno uno status specifico, come le aree metropolitane, così come individuate dalla legge 56/2014⁷, in quanto generalmente forniscono una gamma più ampia di servizi rispetto alla media degli altri comuni, hanno un sistema di infrastrutture molto più articolato e hanno a disposizione diverse risorse aggiuntive. Il nostro dataset è un *panel* bilanciato di 61.204 osservazioni, comprendente 5.564 comuni⁸, osservati dal 2001 al 2011. Tutte le variabili finanziarie sono espresse in termini reali all'anno 2011 e sono divise per la popolazione residente (valore pro-capite).

Si ricorda che per il periodo 2001-2011 i bilanci dei comuni italiani registrano la spesa sia in termini di competenza che di cassa. La registrazione secondo la competenza implica che si possa verificare un salto temporale (superiore, a volte, all'esercizio finanziario) tra il pagamento (registrato in termini di cassa) e l'impegno ad esso collegato (registrato secondo il principio della competenza). Per tale ragione decidiamo di utilizzare i dati finanziari contabilizzati seguendo il principio di cassa, in quanto il valore viene registrato solo se il pagamento è stato effettivamente realizzato.

3.1 Le variabili dipendenti e le variabili di interesse

Stimiamo l'equazione (1) utilizzando tre diverse variabili dipendenti: la spesa totale pro-capite (*spesa totale*), la spesa corrente pro capite (*spesa corrente*) e la spesa in conto capitale pro capite (*spesa in conto capitale*). Usiamo queste misure aggregate di spesa e non le disaggregazioni per funzione, poiché in molti comuni (soprattutto quelli più piccoli) le spese relative a particolari funzioni sono contabilizzate in una sola di esse generalmente quella generale di amministrazione di gestione e di controllo.

⁷ Milano, Roma, Napoli, Torino, Bari, Firenze, Bologna, Genova, Venezia e Reggio Calabria.

⁸ Abbiamo rimosso tutti i comuni con valori mancanti nelle variabili dipendenti definite nel paragrafo 3.1.

Per isolare l'impatto delle spese dei comuni limitrofi sulla spesa di un determinato comune, usiamo la variabile *spesa dei confinanti*, che è la media della spesa dei confinanti. Per ottenere questa variabile, come indicato nel paragrafo 2, utilizziamo una matrice di contiguità, la quale implica che $\omega_{ij} = 1/m_i$, dove m_i è il numero di comuni contigui al comune i e $\omega_{ij} = 0$ nel caso in cui i comuni non siano contigui. Quindi, per ogni comune i nel periodo t , il valore medio della spesa pro-capite dei propri confinanti è data da $WG_{-i,t} = \sum_{j \neq i} \omega_{ij} G_{jt}$.

3.2 Variabili di controllo

La spesa dei comuni può essere influenzata da diversi fattori, dipendenti da caratteristiche demografiche, socio-economiche ed elettorali. Per questa ragione includiamo un insieme di variabili che variano nel tempo, e che caratterizzano la situazione demografica ed economica del comune considerato. Includiamo la popolazione del comune (*popolazione/100*) e la superficie pro capite (*area*) data dai chilometri quadrati divisi per la popolazione: queste variabili, infatti, consentono di catturare la presenza di economie di scala e/o effetti di congestione. La percentuale di cittadini di età compresa tra 0 e 5 anni (*bambini*) e la percentuale di cittadini di età superiore ai 65 anni (*anziani*), consentono di controllare per specifici bisogni della cittadinanza (ad esempio, la scuola materna o le case di cura per anziani). In termini di controlli economici e finanziari, includiamo la base imponibile pro-capite comunale relativa dell'Irpef (*reddito/100*) che approssima il reddito medio pro capite, e i trasferimenti pro capite (correnti, in conto capitale o totali) provenienti dai livelli superiori di governo (*trasferimenti*), che variano a seconda della variabile dipendente adottata nella stima. Per quanto riguarda le variabili politiche individuiamo una variabile dummy (*elezione*), che è uguale a 1 se il comune i nel periodo t è nell'anno elettorale e misuriamo il potere politico del sindaco utilizzando la percentuale di voti che sono stati necessari per vincere le elezioni (*percentuale di voto*). Inoltre, poiché l'ordinamento italiano stabilisce un limite di non più di due mandati consecutivi per la carica di sindaco, inseriamo una variabile dummy (*non rieleggibile*) che è uguale a 1 per tutti gli anni in cui il sindaco è al suo secondo mandato (e quindi non può più essere rieletto), ed è uguale a 0 quando il sindaco è al suo primo mandato.

Dal 2001⁹ il governo centrale, al fine di rispettare gli obblighi imposti dal Patto di stabilità europeo, ha imposto ad ogni comune al di sopra di 5.000 abitanti il rispetto del Patto di stabilità interno. A seconda degli anni, tale vincolo è variato, implicando per i comuni diversi adempimenti come il rispetto di un determinato livello massimo di deficit o a una soglia massima di spesa. Includiamo così un'altra variabile dummy (*patto di stabilità*) pari a 1 se il comune deve soddisfare il patto di stabilità nazionale (vale a dire che ha più di 5.000 abitanti) e 0 nel caso opposto.

Come discusso nel paragrafo 2, il modello dinamico che stimiamo comprende la variabile ritardata endogena dipendente, $G_{(it-1)}$ e due ulteriori variabili endogene, quali la spesa media dei comuni vicini, WG_{-it} , e i trasferimenti pro capite (correnti, in conto capitale e totale) dai livelli superiori di governo (*trasferimenti_{it}*). Tutte le variabili endogene sono strumentate utilizzando i loro ritardi (*lags*)¹⁰. Le statistiche descrittive delle variabili utilizzate nel modello sono riportate in tabella 2.

Tabella 2: Statistiche riassuntive.

| Variabile | Numero di osservazioni | Media | Deviazione standard | Min | Max |
|---------------------|------------------------|----------|---------------------|-------|-----------|
| <i>Spesa totale</i> | 61.204 | 1.251,95 | 1.101,98 | 30,17 | 43.906,23 |

⁹ Vedi legge n./2000, articolo 53.

¹⁰ Informazioni su ritardi utilizzati per la strumentazione delle variabili endogene sono fornite per ogni specificazione stimata.

| | | | | | |
|--|--------|--------|--------|------|-----------|
| <i>Spesa corrente</i> | 61.204 | 742,04 | 390,06 | 5,63 | 13.023,92 |
| <i>Spesa in conto capitale</i> | 61.204 | 509,91 | 851,44 | 0 | 42.127,01 |
| <i>Trasferimenti totali</i> | 61.204 | 620,43 | 834,36 | 7,14 | 33.814,22 |
| <i>Trasferimenti correnti</i> | 61.204 | 277,61 | 234,39 | 1,10 | 14.177,54 |
| <i>Trasferimenti in conto capitale</i> | 61.204 | 342,82 | 714,18 | 0,00 | 32.906,61 |
| <i>Popolazione/100</i> | 61.204 | 64,75 | 13,97 | 0,04 | 2.653,68 |
| <i>Bambini (0-5 anni)</i> | 61.204 | 0,05 | 0,01 | 0 | 0,13 |
| <i>Anziani (>65 anni)</i> | 61.204 | 0,22 | 0,06 | 0,04 | 0,63 |
| <i>Area</i> | 61.204 | 0,02 | 0,04 | 0 | 1,15 |
| <i>Reddito/100</i> | 61.204 | 109,34 | 36,79 | 2,13 | 1.965,78 |
| <i>Patto di stabilità</i> | 61.204 | 0,31 | 0,46 | 0 | 1 |
| <i>Elezione</i> | 61.204 | 0,20 | 0,40 | 0 | 1 |
| <i>Non rieleggibile</i> | 61.204 | 0,38 | 0,49 | 0 | 1 |
| <i>Percentuale di voto</i> | 61.204 | 0,59 | 0,16 | 0,16 | 1 |

Nota: tutte le variabili sono espresse come media per il periodo 2001-2011. Le variabili finanziarie sono espresse in termini reali, pro capite e di cassa. *Bambini, anziani, area e reddito/100* sono divise per la popolazione.

4. Risultati

In primo luogo stimiamo l'equazione (1) utilizzando lo stimatore OLS, includendo ed escludendo dalla specificazione la variabile della spesa dei comuni confinanti (col. 1 e 2, tabella 3). Successivamente, replichiamo la stima precedente applicando lo stimatore FE (col. 3 e 4, tabella 3) e, infine, adottiamo lo stimatore SYS-GMM (col. 5 e 6, tabella 3).

Il coefficiente della variabile dipendente ritardata nella stima OLS, nella specificazione in cui escludiamo la spesa dei comuni confinanti (col. 1, tabella 3), è positivo (0,52) e statisticamente significativo all'1%, il che implica che la spesa comunale presenti un certo grado di inerzia. Ciò è confermato anche quando si introduce la spesa dei confinanti (*spesa dei confinanti*), il cui coefficiente, che rappresenta l'interdipendenza spaziale tra le spese comunali, è positivo (0,08) e statisticamente significativo all'1% (col. 2, tabella 3). Questi risultati rimangono gli stessi anche quando includiamo gli effetti fissi comunali (stimatore FE). In particolare, se escludiamo la spesa dei comuni confinanti, il coefficiente stimato della variabile dipendente ritardata è positivo (0,26) e statisticamente significativo all'1% (col. 3, tabella 3). Quando includiamo la spesa dei comuni confinanti, il suo coefficiente continua ad essere positivo (0,11), statisticamente significativo all'1% (col. 4, tabella 3) e superiore a quello ottenuto con la stima che utilizzava l'OLS.

Come precedentemente discusso, la stima dell'equazione (1) sia OLS che con lo stimatore FE porta a stime distorte, per tale motivo dobbiamo utilizzare lo stimatore SYS-GMM. In questo caso il coefficiente della variabile dipendente ritardata è positivo e statisticamente significativo all'1%, sia nella specificazione senza spesa dei comuni confinanti (0,32; col. 5, tabella 3) che nel caso in cui quest'ultima è inclusa nella specificazione (0,31; col. 6, tabella 3). Ciò conferma l'inerzia della spesa comunale. Il coefficiente di spesa dei comuni confinanti è positivo (0,16) e statisticamente significativo al 10%. Tali risultati indicano che esiste un'interdipendenza orizzontale positiva tra la spesa dei comuni italiani. Le spese dei comuni italiani risultano quindi tra loro complementari. Nello specifico, un aumento di un euro nella spesa media dei confinanti genera, a parità di condizioni, un aumento della spesa del comune i di 0,16 euro.

Analizzando le altre variabili di controllo, troviamo che il coefficiente relativo alla variabile dei trasferimenti totali è sempre positivo in tutte le specificazioni. In particolare, nel SYS-GMM (colonna 6, tabella 3), il coefficiente stimato dei trasferimenti totali è positivo (0,38) e statisticamente significativo all'1%, che significa che le sovvenzioni da altri livelli di governo hanno un impatto significativo sulle decisioni di spesa a livello

municipale¹¹. Inoltre, anche le caratteristiche geografiche e demografiche dei comuni hanno un effetto sulla spesa totale: il coefficiente della superficie pro capite (*area*) è positivo e statisticamente significativo all'1% (colonna 6, tabella 3), suggerendo così che un aumento del 50% della superficie pro capite aumenterebbe la spesa pro capite di 43.09 euro. La variabile superficie pro capita cattura l'effetto di congestione nella fornitura del servizio pubblico. Il coefficiente della variabile popolazione (*popolazione/100*) è positivo (0,12) e statisticamente significativo all'1% (colonna 6, tabella 3) e cattura la presenza di economie di scala. Il reddito pro capite dei residenti (*reddito/100*) ha un coefficiente di 1,79, statisticamente significativo all'1% (col. 6, tabella 3). Il coefficiente della variabile *bambini* è negativo e altamente significativo.

Per quanto riguarda le variabili politiche, limitatamente all'analisi condotta con lo stimatore SYS-GMM, si nota che la variabile *elezione* ha un coefficiente positivo (20,24), lo stesso si verifica per la variabile *percentuale di voto* (75,86) ed entrambe sono significative all'1% (col. 6, tabella 3). Ancora, la variabile *patto di stabilità* mostra un coefficiente negativo (-38,08) e statisticamente significativo all'1% (col. 6, tabella 3). Questo risultato conferma l'importanza del Patto di stabilità interno nel vincolare le spese locali, in linea con altri recenti studi (Grembi et al., 2016)¹².

¹¹ I trasferimenti da livelli superiori di governo rappresentano una parte significativa, approssimativamente circa il 25%, del sistema di finanziamento dei comuni italiani.

¹² Questo risultato deve essere letto con un po' di attenzione. La variabile Patto di stabilità interno (che è 0 se la popolazione è inferiore a 5.000 abitanti e 1 nel caso opposto) può catturare anche altre regole comunali applicate a quella soglia. Per esempio lo stipendio del sindaco e la quantità dei trasferimenti ricevuti dal governo centrale.

Tabella 3: Risultati delle stime per la spesa totale con OLS, stimatore FE e SYS-GMM.

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-----------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| Variabile dipendente | Spesa totale |
| Modello | OLS | OLS | FE | FE | SYS-GMM | SYS-GMM |
| <i>Spesa (-1)</i> | 0,52*** (0,03) | 0,50*** (0,03) | 0,26*** (0,03) | 0,25*** (0,03) | 0,32*** (0,06) | 0,31*** (0,06) |
| <i>Spesa dei confinanti</i> | | 0,08*** (0,01) | | 0,11*** (0,02) | | 0,16* (0,10) |
| <i>Trasferimenti</i> | 0,55*** (0,03) | 0,54*** (0,03) | 0,61*** (0,04) | 0,60*** (0,04) | 0,41*** (0,09) | 0,38*** (0,10) |
| <i>Popolazione/100</i> | 0,10*** (0,01) | 0,06*** (0,01) | -2,15*** (0,40) | -1,90*** (0,38) | 0,10*** (0,02) | 0,12*** (0,02) |
| <i>Bambini</i> | -1.406,81*** (416,62) | -1.410,96*** (414,55) | -1.115,82 (774,43) | -1.068,08 (766,87) | -2.055,45*** (551,51) | -2.023,64*** (517,72) |
| <i>Anziani</i> | -200,26* (120,79) | -311,72*** (112,81) | 74,93 (307,60) | 98,73 (302,87) | 478,51*** (181,54) | 228,99 (243,16) |
| <i>Area</i> | 1.793,84*** (310,08) | 1.469,89*** (308,65) | 9.070,05*** (3405,03) | 8.637,67*** (3280,87) | 5.351,47*** (641,12) | 4.309,18*** (949,25) |
| <i>Reddito/100</i> | 2,16*** (0,13) | 2,15*** (0,13) | 3,46*** (0,83) | 3,33*** (0,82) | 1,90*** (0,33) | 1,79*** (0,39) |
| <i>Patto di stabilità</i> | -9,99** (4,40) | -6,23 (4,08) | -77,19*** (28,96) | -73,39** (29,09) | -49,52*** (9,82) | -38,08*** (11,04) |
| <i>Elezione</i> | 11,59** (4,89) | 11,66** (4,85) | 22,54*** (3,93) | 22,13*** (3,92) | 20,86*** (4,52) | 20,24*** (4,87) |
| <i>Non rieleggibile</i> | 1,98 (4,01) | 3,11 (3,10) | 7,30* (4,15) | 7,15* (4,14) | 1,52 (3,95) | 3,03 (3,96) |
| <i>Percentuale di voto</i> | 4,69 (15,87) | 4,32 (15,82) | 20,18 (20,69) | 21,43 (20,73) | 88,70*** (27,91) | 75,86*** (28,11) |
| <i>Costante</i> | 149,47*** (35,38) | 104,7*** (36,37) | 189,42 (155,31) | 69,40 (155,64) | 287,19*** (49,79) | 181,99** (73,11) |
| Numero di osservazioni | 55.640 | 55.640 | 55.640 | 55.640 | 55.640 | 55.640 |
| R ² | 0,83 | 0,84 | 0,45 | 0,46 | | |
| Numero di comuni | | | | | 5.564 | 5.564 |
| AR1 (p-value) | | | | | 0,00 | 0,00 |
| Hansen (p-value) | | | | | 0,78 | 0,50 |
| AR2 (p-value) | | | | | 0,86 | 0,73 |

Nota: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1 Standard error robusti in parentesi. In tutte le regressioni controlliamo per gli effetti fissi anno. Nelle regressioni (3), (4), (5) e (6) controlliamo per gli effetti fissi comunali. Nelle regressioni (5) e (6) *Spesa (-1)*, *Spesa dei confinanti* and *trasferimenti totali* sono strumentate utilizzando il SYS-GMM. In col. (5) la variabile *Spesa (-1)* è strumentata utilizzando il difference-GMM, con i ritardi 1, 2 e 3; la variabile *trasferimenti* (trasferimenti totali) è strumentata con il SYS-GMM utilizzando il terzo e quarto ritardo. In col. (6) la variabile *Spesa (-1)* è strumentata applicando il difference-GMM con il ritardo 1, 2 e 3; la variabile *spesa dei confinanti* utilizzando il SYS-GMM con il ritardo 3 e 4; la variabile *trasferimenti* (trasferimenti totali) è strumentata applicando il SYS-GMM con il ritardo 3 e 4. La validità degli strumenti è verificata con l'Hansen test e il C test (i risultati sono disponibili su richiesta).

Nella tabella 4 sono riportati i risultati delle stime utilizzando come variabile dipendente le due componenti di spesa: la spesa corrente (colonna 1) e gli investimenti (colonna 2). In questo caso applichiamo solamente lo stimatore SYS-GMM, con la specificazione che include la spesa dei comuni confinanti. Anche in questo caso strumentiamo la variabile dipendente ritardata e le altre variabili endogene (rispettivamente *spesa dei confinanti* e *trasferimenti*).

Per quanto riguarda la spesa corrente (col. 1, tabella 4), il coefficiente del ritardo della variabile dipendente è positivo (0,11), statisticamente significativo al 10% e inferiore a quello stimato per la spesa totale (col. 6, tabella 3). Il coefficiente stimato associato alla spesa corrente dei comuni confinanti (*spesa dei confinanti*) è positivo (0,65), statisticamente significativo all'1% e aumenta notevolmente rispetto a quello stimato per la spesa totale.

Analizzando gli investimenti (col. 2, tabella 4), il coefficiente stimato della variabile dipendente ritardata è positivo (0,31), statisticamente significativo all'1% e identico a quello stimato per la spesa totale (col. 6, tabella 3). Il coefficiente di spesa in conto capitale dei comuni confinanti è inferiore a quello stimato per la spesa totale (0,10), e statisticamente significativo al 5%.

Questi risultati indicano che siamo in presenza di interdipendenza orizzontale positiva – e quindi siamo in presenza di beni e/o servizi che tra loro sono complementari - nelle scelte di spesa corrente e in conto capitale dei comuni italiani e tale effetto è più pronunciato per le prime. Infatti, un aumento di un euro nella spesa corrente media dei vicini genera, a parità di condizioni, un aumento di 0,65 euro nelle spese correnti del comune di riferimento. Per le spese in conto capitale un aumento di un euro nella spesa media dei comuni confinanti, a parità di condizioni, genera un incremento di 0,10 euro nelle spese in conto capitale del comune di riferimento.

L'analisi dei risultati ottenuti per i coefficienti delle variabili di controllo ci fornisce informazioni importanti sulle determinanti della spesa comunale corrente e in conto capitale. In particolare, il coefficiente associato alla variabile *popolazione/100* è positivo e statisticamente significativo, il che mostra la presenza di economie di scala, mentre il coefficiente relativo alla variabile *superficie pro capite (area)* è positivo e statisticamente significativo, implicando la presenza di effetti di congestione. Il coefficiente associato alla variabile *percentuale di voto* è positivo e statisticamente significativo e la variabile dummy *patto di stabilità* mostra un coefficiente negativo e significativo (al 1%). Le altre variabili di controllo, come i trasferimenti correnti, *reddito/100* ed *elezione* non sono statisticamente significative quando utilizziamo come variabile dipendente la spesa corrente (col. 1, tabella 4). Quando usiamo la spesa in conto capitale (col. 2, tabella 4), i coefficienti di *trasferimenti in conto capitale* (0,47), *reddito/100* (0,26) ed *elezione* (17,57) sono tutti positivi e significativi all'1%.

In conclusione, i risultati descritti mostrano la presenza di un'interdipendenza orizzontale positiva nelle decisioni di spesa dei comuni italiani, in particolare per le spese correnti. Troviamo anche un certo grado di inerzia della spesa; inoltre, le variabili politiche sono importanti fattori della spesa comunale. La percentuale di voti (*percentuale di voto*) ottenuta dal sindaco nell'elezione ha sempre un impatto statisticamente significativo e positivo sulle spese. Ciò significa che un sindaco con una forte maggioranza in un consiglio comunale spende più di un sindaco con una leadership debole. Infine, durante l'anno di elezione, troviamo un aumento della spesa totale, guidato dalla spesa in conto capitale.

Tabella 4: Risultati delle stime per la spesa corrente e in conto capitale con SYS-GMM.

| | (1) | (2) |
|-----------------------------|--------------------------|-------------------------|
| Varabile dipendente | Spesa corrente | Spesa in conto capitale |
| Modello | SYS-GMM | SYS-GMM |
| <i>Spesa (-1)</i> | 0,11* (0,06) | 0,31*** (0,05) |
| <i>Spesa dei confinanti</i> | 0,65*** (0,18) | 0,10** (0,04) |
| <i>Trasferimenti</i> | -0,31 (0,22) | 0,47*** (0,09) |
| <i>Popolazione/100</i> | 0,23*** (0,03) | 0,02*** (0,01) |
| <i>Bambini</i> | -1.307,33*** (457,12) | -674,73* (372,17) |
| <i>Anziani</i> | 619,33** (292,07) | 73,29 (87,15) |
| <i>Area</i> | 2.491,60*** (688,68) | 2.089,33*** (359,32) |
| <i>Reddito/100</i> | -0,12 (0,55) | 0,26*** (0,07) |
| <i>Patto di stabilità</i> | -43,26*** (15,38) | -34,20*** (4,70) |

| | | |
|----------------------------|---------------------|---------------------|
| <i>Elezione</i> | -0,52 (1,90) | 17,57*** (4,08) |
| <i>Non rieleggibile</i> | -2,63 (2,60) | 3,69 (3,21) |
| <i>Percentuale di voto</i> | 56,46*** (19,54) | 47,64** (18,50) |
| <i>Costante</i> | 120,06 (109,93) | 77,22*** (29,65) |
| Numero di osservazioni | 55.640 | 55.640 |
| Numero di comuni | 5.564 | 5.564 |
| AR1 (p-value) | 0,00 | 0,00 |
| Hansen (p-value) | 0,26 | 0,80 |
| AR2 (p-value) | 0,58 | 0,77 |

Nota: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1 Standard error robusti, clusterizzati a livello municipale, sono indicati tra parentesi. Controlliamo per gli effetti fissi anno e comunali. In col. (1) la variabile *Spesa (-1)* è strumentata applicando il difference-GMM con ritardi 1, 2, 3 e 4; la variabile *spesa dei confinanti* è strumentata applicando il SYS-GMM utilizzando i ritardi 7 e 8; la variabile *trasferimenti* (trasferimenti correnti) è strumentata applicando il SYS-GMM utilizzando il quarto ritardo. Nella colonna. (2) la variabile *spesa (-1)* è strumentata con il difference-GMM usando i ritardi 1 e 2; la variabile *spesa dei confinanti* è strumentata applicando il SYS-GMM utilizzando i ritardi 2 e 3; la variabile *trasferimenti* (trasferimenti in conto capitale) è strumentata applicando il SYS-GMM utilizzando il terzo e quarto ritardo. La validità degli strumenti è verificata in base all'Hansen test standard e i C-test (i risultati sono disponibili su richiesta).

4.1 Test di robustezza

Per testare la robustezza dei nostri risultati, abbiamo nuovamente stimato i modelli descritti nei paragrafi precedenti utilizzando matrici diverse per definire i comuni che possono essere considerati limitrofi, allargando il perimetro di distanza. In particolare, costruiamo la nuova variabile di spesa dei comuni "vicini" (*spesa dei confinanti*) utilizzando due diversi tipi di ponderazione della matrice delle distanze. La prima matrice è costruita considerando limitrofi tutti i comuni distanti fino ad un massimo di 25 km da un determinato comune e pesando la spesa corrispondente ad un comune con l'inverso della distanza ad esso relativa; al di sopra di 25 km il peso dato è pari a 0. Successivamente, utilizzando la stessa procedura, classifichiamo come limitrofi tutti i comuni la cui distanza da un determinato comune non è superiore a 50 km.

Replichiamo le stime per la spesa totale e per le sue due componenti (la spesa corrente e la spesa in conto capitale) nei due casi utilizzando le due matrici spaziali costruite. Le stime ottenute utilizzando la distanza di un comune limitrofo a meno di 25 km confermano i risultati che abbiamo ottenuto nella precedente analisi (col. 1, 2 e 3, tabella 5). L'interazione strategica tra le spese persiste per ogni tipologia. Il coefficiente della variabile di spesa dei comuni limitrofi (*spesa dei confinanti*) è pari a 0,22 e significativo al 10% quando si utilizza la spesa totale, ed è molto simile (0,20) per la spesa in conto capitale; tuttavia, il coefficiente è significativo all'1% e aumenta a 0,77 utilizzando come variabile dipendente la spesa corrente. Anche le stime effettuate utilizzando la matrice spaziale fino ad una distanza massima di 50 km, confermano ancora una volta i risultati precedenti, per tutte le tipologie di spesa (col. 4, 5 e 6, tabella 5). Precisamente, quando la variabile dipendente è la spesa totale (col. 4, tabella 5) il coefficiente della variabile della spesa dei comuni limitrofi (*spesa dei confinanti*) è 0,34 e statisticamente significativo all'1%. Negli altri due casi, le spese dei comuni limitrofi hanno un impatto di 0,88 (all'1% significatività) e 0,21 (al 10% significatività), per le spese correnti e in conto capitale, rispettivamente.

Tabella 5: Risultati delle stime per la spesa totale, corrente e in conto capitale con il SYS-GMM utilizzando due diverse matrici spaziali per i comuni limitrofi.

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-----------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|---------------------------|-------------------------|
| Matrici pesate | | W_{25km} | | | W_{50km} | |
| Variabile dipendente | Spesa totale | Spesa corrente | Spesa in conto capitale | Spesa totale | Spesa corrente | Spesa in conto capitale |
| Modello | SYS-GMM | SYS-GMM | SYS-GMM | SYS-GMM | SYS-GMM | SYS-GMM |
| <i>Spesa (-1)</i> | 0,35*** (0,06) | 0,10* (0,06) | 0,34*** (0,07) | 0,31*** (0,06) | 0,15 (0,22) | 0,33*** (0,06) |
| <i>Spesa dei confinanti</i> | 0,22* (0,12) | 0,77*** (0,20) | 0,20* (0,11) | 0,34*** (0,12) | 0,88*** (0,29) | 0,21** (0,10) |
| <i>Trasferimenti</i> | 0,31*** (0,10) | -0,22 (0,23) | 0,40*** (0,11) | 0,36*** (0,09) | -0,21 (0,37) | 0,47*** (0,09) |
| <i>Popolazione/100</i> | 0,12*** (0,02) | 0,22*** (0,03) | 0,03*** (0,01) | 0,11*** (0,02) | 0,19*** (0,07) | 0,02* (0,01) |
| <i>Bambini</i> | -2.270,74*** (566,61) | -1.317,45*** (440,09) | -611,47 (393,31) | -1.946,55*** (525,01) | -1.244,68* (684,46) | -842,77** (393,44) |
| <i>Anziani</i> | 154,45 (249,82) | 454,63 (298,53) | 45,03 (120,89) | 30,08 (231,42) | 334,33 (405,33) | -44,46 (120,55) |
| <i>Area</i> | 4.650,75*** (833,76) | 2.632,93*** (614,97) | 2.221,82*** (440,93) | 4.916,38*** (774,87) | 3.069,51*** (1.153,48) | 2.041,17*** (406,78) |
| <i>Reddito/100</i> | 1,72*** (0,36) | 0,21 (0,57) | 0,32*** (0,10) | 1,91*** (0,31) | 0,14 (0,84) | 0,38*** (0,10) |
| <i>Patto di stabilità</i> | -33,69** (13,66) | -28,14* (15,90) | -26,63*** (8,11) | -28,33** (12,37) | -27,12 (22,48) | -26,93*** (7,25) |
| <i>Elezione</i> | 19,36*** (4,71) | -0,96 (2,15) | 17,17*** (4,28) | 20,51*** (4,67) | -0,84 (2,75) | 18,15*** (4,09) |
| <i>Non rieleggibile</i> | 4,13 (3,91) | -2,63 (2,56) | 3,67 (3,25) | 3,59 (3,91) | -3,71 (4,28) | 3,10 (3,25) |
| <i>Percentuale di voto</i> | 94,28*** (26,43) | 45,12** (20,30) | 50,91*** (17,23) | 80,98*** (27,31) | 37,47 (32,73) | 50,38*** (18,33) |
| <i>Costante</i> | 124,69 (117,91) | 19,46 (118,79) | 39,36 (51,86) | -19,18 (121,60) | -68,83 (106,10) | 41,52 (55,89) |
| Numero di osservazioni | 55.640 | 55.640 | 55.640 | 55.640 | 55.640 | 55.640 |
| Numero di comuni | 5.564 | 5.564 | 5.564 | 5.564 | 5.564 | 5.564 |
| AR1 (p-value) | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,04 | 0,00 |
| Hansen (p-value) | 0,83 | 0,18 | 0,50 | 0,38 | 0,23 | 0,58 |
| AR2 (p-value) | 0,76 | 0,89 | 0,72 | 0,70 | 0,89 | 0,84 |

Nota: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1 Standard error robusti, clusterizzati a livello comunale, sono mostrati in parentesi. Controlliamo per gli effetti fissi anno e municipali. Le variabili *spesa dei confinanti* e *trasferimenti* sono sempre strumentati utilizzando il SYS-GMM, mentre *spesa (-1)* in tutte le regressioni è strumentata usando il difference-GMM. Strumenti: (1) i ritardi 1 e 2 per la variabile *spesa (-1)*, ritardi 4 e 5 per le variabili *spesa dei confinanti* e *trasferimenti* (trasferimenti totali); (2) ritardi 1, 2, 3 e per la variabile *spesa (-1)*, ritardi 7 e 8 per la variabile *spesa dei confinanti*, ritardi 4 e 5 per la variabile *trasferimenti* (trasferimenti correnti); (3) ritardi 1, 2, 3 e 4 per la variabile *spesa (-1)*, ritardi 4 e 5 per la variabile *spesa dei confinanti* e ritardo 4 per la variabile *trasferimenti* (trasferimenti in conto capitale); (4) ritardi 1 e 2 per la variabile *spesa (-1)*, ritardi 3 e 4 per la variabile *spesa dei confinanti* e per la variabile *trasferimenti* (trasferimenti totali); (5) ritardi 1 per la variabile *spesa (-1)*, ritardi 4, 5 e 6 per la variabile *spesa dei confinanti* e ritardo 5 per la variabile *trasferimenti* (trasferimenti correnti); (6) ritardi 1, 2 e 3 per la variabile *spesa (-1)*, 4 e 5 per la variabile *spesa dei confinanti* e ritardi 3 e 4 per la variabile *trasferimenti* (trasferimenti in conto capitale). La validità degli strumenti viene controllata utilizzando lo standard Hansen test e i C-test (i risultati sono disponibili su richiesta).

5. Interdipendenza nelle spese comunali: cause politiche

I risultati presentati finora dimostrano che esiste un'interazione strategica tra le decisioni di spesa a livello locale e che tale interazione vale sia per la spesa corrente, che per quella in conto capitale. La presenza di interazioni strategiche a livello comunale potrebbe essere ragionevolmente dovuta al fatto che i cittadini residenti nei comuni limitrofi possono godere della fornitura di beni pubblici locali di un comune limitrofo. Questo implica la presenza di effetti di *spillover* (Case et al., 1993). Tuttavia, l'interazione strategica può anche essere giustificata dalla presenza di *yardstick competition* (Besley e Case, 1995): gli elettori valutano il livello di spesa del proprio comune e il livello di fornitura di beni pubblici confrontandoli con le spese e i livelli di fornitura dei comuni loro comparabili. Gli studi empirici sulla *yardstick competition* collegano l'interazione nelle decisioni di spesa con il processo politico ed elettorale dei comuni. In particolare, l'interdipendenza può essere presente negli anni pre-elettorali ed elettorali (Bordignon et al., 2003; Solé-Ollé, 2003), quando i politici imitano il comportamento dei loro vicini per catturare le preferenze degli elettori al fine di vincere le elezioni. Questo comportamento risulta più evidente quando i politici possono essere rieletti e non sono al loro ultimo mandato, il che implica che sono ancora interessati ad ottenere la fiducia degli elettori (Bordignon et al., 2003). Gli elettori senza informazioni complete sull'*incumbent*, infatti, confrontano le spese del proprio comune con quelle dei comuni limitrofi (Salmon, 1987). Il fattore chiave per il funzionamento della *yardstick competition* è la trasparenza: le capacità fiscali (Kotsogiannis e Schwager, 2008) e fabbisogni di spesa (Maarten, 2012) devono essere chiaramente identificabili altrimenti il funzionamento della *yardstick competition* può risultare distorto. Non sempre le formule che identificano la capacità fiscale sono chiare ed univoche come allo stesso modo sulla definizione di fabbisogno non c'è sempre pieno accordo tra gli enti locali interessati.

Al fine di verificare se l'interazione stimata nelle regressioni del paragrafo precedente è dovuta a *yardstick competition*, inseriamo nella specificazione (1) una nuova variabile: l'interazione tra le spese dei comuni limitrofi e alcune variabili *dummy* relative a caratteristiche politiche del comune. Consideriamo il seguente modello:

$$G_{it} = \alpha + \beta G_{(it-1)} + \gamma WG_{-it} + \delta(dummy_politiche_{it} * WG_{-it}) + \rho X_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Stimiamo l'equazione (2) utilizzando il SYS-GMM e strumentando la variabile dipendente ritardata e le altre variabili endogene (la spesa dei comuni limitrofi, la spesa dei comuni limitrofi interagita con le variabili politiche e i trasferimenti). Stimiamo separatamente l'equazione (2) utilizzando due differenti specificazioni in cui in un caso usiamo la variabile *non rieleggibile* e nell'altro caso usiamo la variabile *elezione*. Le stime sono effettuate utilizzando sia la spesa totale che le sue due componenti (la spesa corrente e la spesa in conto capitale).

In caso di *yardstick competition* ci aspettiamo che, nella prima specificazione (tabella 6), l'interazione tra *non rieleggibile* e la spesa dei comuni limitrofi sia negativa, in quanto un sindaco, se è al suo ultimo mandato e quindi non più rieleggibile nell'anno successivo, non dovrebbe avere alcuna preoccupazione elettorale e quindi non legare (o legare meno) la sua spesa a quella dei suoi vicini. Tuttavia, il termine di interazione (*spesa dei confinanti * non rieleggibile*) non è statisticamente significativo per la spesa totale (col. 1), né per quella corrente (col. 2) e né per quella in conto capitale (col. 3).

Tabella 6: Risultati delle stime per la presenza di *yardstick competition* con l'interazione tra la spesa dei confinanti e la variabile non rieleggibile.

| | (1) | (2) | (3) |
|-----------------------------|---------------------|-----------------------|--------------------------------|
| Variabile dipendente | <i>Spesa totale</i> | <i>Spesa corrente</i> | <i>Spesa in conto capitale</i> |
| Modello | SYS-GMM | SYS-GMM | SYS-GMM |
| <i>Spesa (-1)</i> | 0,30*** (0,06) | 0,11* (0,06) | 0,31*** (0,05) |
| <i>Spesa dei confinanti</i> | 0,16* (0,09) | 0,70*** (0,17) | 0,08** (0,04) |

| | | | |
|--|-------------------|-----------------|-------------------|
| <i>Spesa dei confinanti * non rieleleggibile</i> | 0,03 (0,04) | -0,01 (0,05) | 0,06 (0,05) |
| <i>Trasferimenti</i> | 0,38*** (0,09) | -0,30 (0,21) | 0,48*** (0,09) |
| Numero di osservazioni | 55.640 | 55.640 | 55.640 |
| Numero di comuni | 5.564 | 5.564 | 5.564 |
| AR1 (p-value) | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Hansen (p-value) | 0,59 | 0,38 | 0,76 |
| AR2 (p-value) | 0,68 | 0,67 | 0,75 |

Nota: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1 Standard error robusti, clusterizzati a livello comunale, sono mostrati in parentesi. Controlliamo per gli effetti fissi anno e municipali e per le variabili *popolazione/100*, *bambini*, *anziani*, *area*, *reddito/100*, *patto di stabilità*, *elezione*, *non rieleleggibile*, *percentuale di voto*. Le variabili *Spesa (-1)*, *spesa dei confinanti*, *l'interazione spesa dei confinanti * non rieleleggibile* e *trasferimenti* sono sempre strumentate utilizzando il SYS-GMM, ad esclusione della variabile *Spesa (-1)* nella regressione (2) strumentata utilizzando il difference-GMM. Strumenti: (1) ritardi 1 e 2 per la variabile *Spesa (-1)*, ritardi 3 e 4 per la variabile *spesa dei confinanti*, *trasferimenti* (trasferimenti totali) e *spesa dei confinanti * non rieleleggibile*; (2) ritardi 1, 2, 3 e 4 per la variabile *Spesa (-1)*, ritardi 7 e 8 per la variabile *spesa dei confinanti*, ritardi 3 e 4 per *spesa dei confinanti * non rieleleggibile* e ritardo 4 per la variabile *trasferimenti* (trasferimenti correnti); (3) ritardi 1 e 2 per la variabile *Spesa (-1)*, ritardi 2 e 3 per la variabile *spesa dei confinanti*, ritardi 3, 4 e 5 per le variabili *spesa dei confinanti * non rieleleggibile* e *trasferimenti* (trasferimenti in conto capitale). La validità degli strumenti viene controllata utilizzando lo standard Hansen test e i C-test (i risultati sono disponibili su richiesta).

Nella seconda specificazione (tabella 7), ci aspettiamo che l'interazione tra la variabile *dummy* che cattura l'effetto dell'anno elettorale e la spesa dei comuni limitrofi sia positiva (Costa et al., 2015): il legame con la spesa dei vicini, a cui gli elettori guardano per giudicare la performance del proprio sindaco, è più forte nell'anno prima delle elezioni. Anche in questo caso, però, il termine di interazione (*spesa dei confinanti*elezione*) non è mai statisticamente significativo.

Questi risultati rivelano l'assenza di *yardstick competition* quale fonte di interazione spaziale tra le spese dei comuni: l'interdipendenza spaziale non è sensibile al ciclo elettorale. Questo risultato può derivare dal fatto che i comuni italiani delle regioni a statuto ordinario oltre a risultare eterogenei in termini di capacità fiscali e fabbisogni di spesa, hanno pochi spazi di differenziazione per via della bassa autonomia tributaria, ad esempio nella determinazione delle aliquote comunali, e dei vincoli di bilancio che hanno reso la spesa, specialmente quella in conto capitale, rigida. Questo risultato può dipendere anche dall'esclusione dall'analisi delle Città Metropolitane, infatti all'interno di queste aree urbane è più facile che i comuni, che forniscono un insieme di servizi simili, tendano più facilmente a confrontarsi indipendentemente dalla vicinanza geografica (Taylor, 2014). Inoltre l'assenza di *yardstick competition* potrebbe derivare anche da forme di cooperazione volontaria tra comuni (Di Liddo e Giuranno, 2016). Possiamo perciò ritenere che l'interazione strategica trovata nella specificazione di base sia dovuta ad un effetto di *spillover* nella fornitura di beni pubblici.

Tabella 7: Risultati delle stime per la presenza di *yardstick competition* con l'interazione tra la spesa dei confinanti e la variabile elezione.

| | (1) | (2) | (3) |
|-----------------------------|-------------------|-------------------|-------------------------|
| Variabile dipendente | Spesa totale | Spesa corrente | Spesa in conto capitale |
| Modello | SYS-GMM | SYS-GMM | SYS-GMM |
| <i>Spesa (-1)</i> | 0,34*** (0,05) | 0,10* (0,06) | 0,31*** (0,05) |
| <i>Spesa dei confinanti</i> | 0,12* (0,07) | 0,62*** (0,16) | 0,11*** (0,04) |

| | | | |
|--|-------------------|-----------------|-------------------|
| <i>Spesa dei confinanti * elezione</i> | 0,10 (0,06) | 0,02 (0,02) | -0,03 (0,04) |
| <i>Trasferimenti</i> | 0,34*** (0,08) | -0,27 (0,20) | 0,46*** (0,09) |
| Numero di osservazioni | 55.640 | 55.640 | 55.640 |
| Numero di comuni | 5.564 | 5.564 | 5.564 |
| AR1 (p-value) | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Hansen (p-value) | 0,34 | 0,32 | 0,92 |
| AR2 (p-value) | 0,78 | 0,65 | 0,76 |

Nota: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1 Standard error robusti, clusterizzati a livello comunale, sono mostrati in parentesi. Controlliamo per gli effetti fissi anno e municipali e per le variabili *popolazione/100, bambini, anziani, area, reddito/100, patto di stabilità, elezione, non rieleggibile, percentuale di voto*. Le variabili *Spesa (-1), spesa dei confinanti, l'interazione spesa dei confinanti * elezione e trasferimenti* sono sempre strumentate utilizzando il SYS-GMM, ad esclusione della variabile *Spesa (-1)* nella regressione (2) strumentata utilizzando il difference-GMM. Strumenti: (1) ritardi 1 e 2 per la variabile *Spesa (-1)*, ritardi 3 e 4 per la variabile *spesa dei confinanti, trasferimenti* (trasferimenti totali) e *spesa dei confinanti * elezione*; (2) ritardi 1, 2 e 3 per la variabile *Spesa (-1)*, ritardi 7 e 8 per la variabile *spesa dei confinanti*, ritardi 5 e 6 per *spesa dei confinanti * elezione* e ritardo 4 per la variabile *trasferimenti* (trasferimenti correnti); (3) ritardi 1 e 2 per la variabile *Spesa (-1)*, ritardi 2 e 3 per la variabile *spesa dei confinanti*, ritardi 6 e 7 per le variabili *spesa dei confinanti * elezione* e ritardi 3 e 4 per la variabili *trasferimenti* (trasferimenti in conto capitale). La validità degli strumenti viene controllata utilizzando il test standard di Hansen e i C-test (i risultati sono disponibili su richiesta).

6. L'interazione spaziale e la dimensione del comune

Eseguiamo un ulteriore test per verificare se la dimensione del comune influenza l'interdipendenza spaziale. L'ipotesi è che i comuni tendano a reagire in maniera diversa all'incremento della spesa dei comuni limitrofi e che tale diversità dipenda dal livello della popolazione del comune. L'intuizione è che un comune molto popoloso nel decidere il proprio livello di spesa darà poco peso alla spesa di un piccolo comune ad esso confinante, in quanto gli effetti *spillover* sui cittadini residenti dovrebbero essere trascurabili (Ferraresi e al., 2018).

Per verificare quanto appena espresso includiamo nel modello l'interazione tra le spese dei comuni confinanti e la popolazione. Stimiamo il seguente modello:

$$G_{it} = \alpha + \beta G_{(it-1)} + \gamma WG_{-it} + \lambda(\text{popolazione}_{it} * WG_{-it}) + \rho X_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

La stima dell'interdipendenza spaziale è data da $\gamma + \lambda * \text{popolazione}$, che a sua volta dipende dalla popolazione. Le variabili endogene quali la spesa dei comuni limitrofi, la spesa dei comuni limitrofi interagita con la variabile *popolazione/100* e i trasferimenti sono strumentate utilizzando il modello SYS-GMM. Le variabili dipendenti utilizzate sono la spesa totale (col.1, tabella 8), la spesa corrente (col.2, tabella 8) e la spesa in conto capitale (col. 3, tabella 8). Il coefficiente stimato della variabile dipendente ritardata è positivo e statisticamente significativo sia nel caso della spesa totale (0,45, 1% significativo) che degli investimenti (0,43, 1% significativo), mentre è positivo (0,08), ma non significativo per la spesa corrente. Il coefficiente della variabile di spesa dei comuni confinanti è positivo e statisticamente significativo per la spesa totale (0,45, 1% significativo), mentre il coefficiente interagito con la popolazione è negativo, ma non statisticamente significativo. L'effetto spaziale, come detto, è dato dalla combinazione dei due coefficienti, che risulta in un coefficiente positivo e statisticamente significativo per un livello di popolazione inferiore a 90.000 abitanti. Per quanto riguarda la spesa corrente, il coefficiente relativo ai comuni limitrofi è positivo (0,66) è significativo mentre il coefficiente di interazione tra popolazione e spesa dei comuni limitrofi (*spesa dei confinanti*popolazione/100*) è -0,62 e significativo al 10%. Anche in questo caso, l'interdipendenza spaziale tra un determinato comune e le spese dei suoi vicini diventa

sempre più debole, quanto maggiore è la sua popolazione e si annulla per valori della popolazione superiori a 50.000 abitanti. Infine, per quanto riguarda la spesa per investimenti, il coefficiente associato ai comuni confinanti è positivo (0,47) e significativo all'1% e il termine interagito è negativo, ma non significativo. In questo caso, la relazione positiva tra la spesa di un comune e quella dei propri comuni limitrofi si annulla quando la popolazione è superiore a 85.000 abitanti.

Tabella 8: Risultati delle stime relative all'interdipendenza e alla grandezza del comune.

| | (1) | (2) | (3) |
|---|---------------------|-----------------------|--------------------------------|
| Variabile dipendente | <i>Spesa totale</i> | <i>Spesa corrente</i> | <i>Spesa in conto capitale</i> |
| Modello | SYS-GMM | SYS-GMM | SYS-GMM |
| <i>Spesa (-1)</i> | 0,45*** (0,07) | 0,08 (0,07) | 0,43*** (0,11) |
| <i>Spesa dei confinanti</i> | 0,45*** (0,14) | 0,66*** (0,07) | 0,47*** (0,14) |
| <i>Spesa dei confinanti * popolazione/100</i> | -0,25 (0,24) | -0,62* (0,33) | -0,21 (0,32) |
| <i>Trasferimenti</i> | 0,12 (0,09) | -0,17 (0,22) | 0,10 (0,17) |
| Numero di osservazioni | 55.640 | 55.640 | 55.640 |
| Numero di comuni | 5.564 | 5.564 | 5.564 |
| AR1 (p-value) | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Hansen (p-value) | 0,21 | 0,53 | 0,48 |
| AR2 (p-value) | 0,64 | 0,83 | 0,49 |

Nota: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1 Standard error robusti, clusterizzati a livello comunale, sono mostrati in parentesi. Controlliamo per gli effetti fissi anno e municipali e per le variabili *popolazione/100*, *bambini*, *anziani*, *area*, *reddito/100*, *patto di stabilità*, *elezione*, *non rieleggibile*, *percentuale di voto*. Le variabili *Spesa (-1)*, *spesa dei confinanti*, l'interazione *spesa dei confinanti * popolazione /100* e *trasferimenti* sono sempre strumentate utilizzando il SYS-GMM, ad esclusione della variabile *Spesa (-1)* nella regressione (2) strumentata utilizzando il difference-GMM. Strumenti: (1) ritardi 1 e 2 per la variabile *Spesa (-1)*, ritardi 5 e 6 per la variabile *spesa dei confinanti* e i ritardi 6 e 7 per le variabili *trasferimenti* (trasferimenti totali) e *spesa dei confinanti * popolazione /100*; (2) ritardi 1, 2 e 3 per la variabile *Spesa (-1)*, ritardi 5 e 6 per la variabile *spesa dei confinanti* e *spesa dei confinanti * popolazione /100* e ritardo 4 e 5 per la variabile *trasferimenti* (trasferimenti correnti); (3) ritardi 1, 2 e 3 per la variabile *Spesa (-1)*, ritardo 5 per la variabile *spesa dei confinanti*, ritardi 6 e 7 per le variabili *spesa dei confinanti * popolazione /100* e per la variabile *trasferimenti* (trasferimenti in conto capitale). La validità degli strumenti viene controllata utilizzando lo standard Hansen test e i C-test (i risultati sono disponibili su richiesta).

Questo risultato è coerente con l'analisi da noi condotta secondo cui l'interdipendenza spaziale non è dovuta a fattori politici; pertanto, possiamo concludere che l'interdipendenza spaziale nella spesa dei comuni italiani è causata dall'effetto *spillover*. Una relazione negativa tra l'interazione spaziale e la dimensione del comune in termini di popolazione implica che un comune altamente popolato difficilmente reagisce alle variazioni di spesa pro capite di un piccolo comune ad esso limitrofo. Infatti, in termini di effetto *spillover* nella fornitura di beni pubblici, tali variazioni hanno un impatto trascurabile pro-capite per i residenti di un comune di grandi dimensioni.

7. Conclusioni

Il nostro lavoro ha esplorato l'esistenza di interazioni spaziali nelle decisioni di spesa dei comuni italiani. Abbiamo stimato un modello dinamico autoregressivo utilizzando i dati su 5.564 comuni italiani per il periodo 2001-2011, e sfruttando la loro contiguità territoriale.

Dall'analisi empirica emerge l'esistenza di una relazione positiva tra le decisioni di spesa di un dato comune e quelle dei comuni confinanti. Investigando ulteriormente emerge che tale interazione strategica è dovuta principalmente all'effetto *spillover* e non alla *yardstick competition*. Tuttavia, alcune variabili politiche si rivelano importanti determinanti della spesa locale: l'anno delle elezioni influisce positivamente sia sulle spese totali che su quelle correnti, suggerendo così che le scelte di spesa dei comuni italiani sono influenzate dal ciclo elettorale; inoltre, i comuni dove il sindaco vince le elezioni con una forte maggioranza, mostrano un livello più elevato di spesa. Infine, la dimensione del comune gioca un ruolo importante nel determinare la relazione che lega la spesa di un comune a quella dei comuni limitrofi. Infatti, i nostri risultati indicano che i comuni determinano la propria spesa in relazione a quella dei vicini solo fino ad una certa dimensione, oltre tale dimensione l'interazione strategica svanisce. Questa conclusione è confermata dalla relazione negativa tra interazione spaziale e dimensione del comune per le spese correnti. Otteniamo infatti che un comune quanto più è popolato tanto meno reagisce alle variazioni di spesa di un comune limitrofo, in quanto l'effetto *spillover* nella fornitura dei beni pubblici è trascurabile per i residenti di un comune di grandi dimensioni.

Bibliografia

- Anselin, L., Le Gallo, J., Jayet, H. (2008), Spatial panel econometrics. In: Mátyás L., Sevestre P. (eds) *The Econometrics of Panel Data. Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics*, 46. Berlin: Springer, Heidelberg, 625-660. DOI: 10.1007/978-3-540-75892-1_19.
- Arellano, M., Bond S. (1991), Some Test Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, 58, 2: 577-297. DOI: 10.2307/2297968.
- Arellano, M., Bover, O. (1995), Another look at the instrumental variable estimation of error-components models, *Journal of Econometrics*, 68, 1: 29-51. DOI: 10.1016/0304-4076(94)01642-D.
- Baicker, K. (2005), The spillover effects of state spending. *Journal of public economics*, 89, 2: 529-544. DOI: 10.1016/j.jpubeco.2003.11.003.
- Bartolini, D., Santolini, R. (2012), Political yardstick competition among Italian municipalities on spending decisions. *Annals of Regional Science*, 49:213-235. DOI: 10.1007/s00168-011-0437-5.
- Baum, C. F. (2006), *An introduction to modern econometrics using Stata*. StataCorp LP.
- Besley, T., Case A. (1995), Does electoral accountability affect economic policy choices? Evidence from gubernatorial term limits. *The Quarterly Journal of Economics*, 769-798. DOI: 10.2307/2946699.
- Blundell, R., Bond, S. (1998), Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87: 115-143. DOI: 10.1016/S0304-4076(98)00009-8.
- Bocci, C., Ferretti, C., Lattarulo, P. (2019), Spatial interactions in property tax policies among Italian municipalities. *Papers in Regional Science*, 98, 371– 391. DOI: 10.1111/pirs.12341.
- 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. DOI: 10.1016/S0094-1190(03)00062-7.
- Breton, A. (1996), *Competitive Governments: An Economic Theory of Politics and Public Finance*. Cambridge University Press.
- Brueckner, J. K. (2003), Strategic interaction among governments: An overview of empirical studies. *International regional science review*, 26, 2: 175-188. DOI: 10.1177/0160017602250974.
- Case, A. C., Hines, J. R. J., Rosen H. S. (1993), Budget spillovers and fiscal policy interdependence. Evidence from the states. *Journal of Public Economics*, 52: 285-307. DOI: 10.1016/0047-2727(93)90036-S.
- Costa, H., Veiga, G., Portela, M. (2015), Interactions in Local Governments' Spending Decisions: Evidence from Portugal, *Regional Studies*, 49, 9: 1441-1456. DOI: DOI: 10.1080/00343404.2013.835798.
- Devereux, M. P., Lockwood, B., Redoano, M. (2008), Do countries compete over corporate tax rates?. *Journal of Public Economics*, 92, 5-6: 1210-1235. DOI: 10.1016/j.jpubeco.2007.09.005.
- Di Liddo, G., Giuranno, M. (2016), Asymmetric yardstick competition and municipal cooperation. *Economics Letters*, 141:64–66. DOI: 10.1016/j.econlet.2016.01.015.
- Ermini, B., Santolini, R. (2010), Local Expenditure interaction in Italian municipalities: do local partnership make a difference?. *Local Government Studies*, 36, 5: 655-677. DOI: 10.1080/03003930.2010.506979.

- Feld, L.P., Reulier, E. (2009), Strategic Tax Competition in Switzerland: Evidence from a Panel of the Swiss Cantons. *German Economic Review*, 10, 1: 91-114. DOI: 10.1111/j.1468-0475.2008.00443.x.
- Ferraresi, M., Galmarini, U., Rizzo L. (2018), Infrastructure spillovers and strategic interactions: does the size matter?. *International Tax and Public Finance*, 25, 1: 240-272. DOI: 10.1007/s10797-017-9449-0.
- Gordon, R. H. (1983), An optimal taxation approach to fiscal federalism. *Quarterly Journal of Economics*, 98, 567-587. DOI: 10.2307/1881778.
- Grembi, V., Nannicini, T., Troiano, U. (2016), Do Fiscal Rules Matter?. *American Economic Journal: Applied Economics*, 8, 3: 1-30. DOI: 10.1257/app.20150076.
- Kanbur, R., Keen, M. (1993), Jeux Sans Frontieres: Tax Competition and Tax Coordination When Countries Differ in Size. *American Economic Review*, 83, 4: 877-892. JSTOR, www.jstor.org/stable/2117583.
- Kotsogiannis, C., Schwager, R. (2008). Accountability and fiscal equalization. *Journal of Public Economics*, 92: 2336–2349. DOI: 10.1016/j.jpubeco.2007.12.013.
- Larcinese, V., Rizzo, L., Testa, C. (2013), Why Do Small States Receive More Federal Money? U.S. Senate Representation and the Allocation of Federal Budget. *Economics and Politics*, 25, 3: 257-282. DOI: 10.1111/ecpo.12012.
- Maarten, A., (2012), Yardstick competition, fiscal disparities, and equalization. *Economics Letters*, 117, 1: 4-6. DOI: 10.1016/j.econlet.2012.04.076.
- Nickell, S. (1981), Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica*, 49, 6:1417-1426. DOI: 10.2307/1911408.
- Revelli, F. (2002), Testing the tax mimicking versus expenditure spillover hypotheses using English data. *Applied Economics*, 34, 14: 1723-1731. DOI: 10.1080/00036840210122353.
- Revelli, F. (2003), Reaction or interaction? Spatial process identification in multi-tiered government structures. *Journal of Urban Economics*, 53: 29-53. DOI: 10.1016/S0094-1190(02)00512-0.
- Revelli, F. (2005), On Spatial Public Finance Empirics. *International Tax and Public Finance*, 12: 4751-1492. DOI: 10.1007/s10797-005-4199-9.
- Rizzo, L. (2010), Interaction between federal taxation and horizontal tax competition: theory and evidence from Canada. *Public Choice*, 144, 1-2: 369-387. DOI: 10.1007/s11127-009-9524-x.
- Roodman, D. (2009), A note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 71, 1: 135-158. DOI: 10.1111/j.1468-0084.2008.00542.x.
- Salmon, P. (1987), Decentralisation as an Incentive Scheme. *Oxford Review of Economic Policy*, 3, 2: 24-43. DOI: 10.1093/oxrep/3.2.24
- Solé-Ollé, A. (2003), Electoral accountability and tax mimicking: the effects of electoral margins, coalition government, and ideology. *European Journal of Political Economy*, 19, 4: 685-713. DOI: 10.1016/S0176-2680(03)00023-5.
- Solé-Ollé, A. (2006), Expenditure spillovers and fiscal interactions: Empirical evidence from local governments in Spain. *Journal of Urban Economics*, 59, 1: 32-53. DOI: 10.1016/j.jue.2005.08.007.
- Taylor, P.J. (2014), Competition and cooperation between cities in globalization, in: Pengfei Ni & Zheng Qionggie (ed.), *Urban Competitiveness and Innovation*, 9: 139-156, Edward Elgar Publishing.

Veiga, L., Veiga, F. (2007), Political business cycles at the municipal level. *Public Choice*, 131, 1: 45-64. DOI: 10.1007/s11127-006-9104-2.

Werck, K., Heyndels, B., Geys, B. (2008), The impact of 'central places' on spatial spending patterns: evidence from Flemish local government cultural expenditures. *Journal of Cultural Economics*, 32, 1: 35-58. JSTOR, www.jstor.org/stable/41810974.

Wright, D.S. (1988), *Understanding Intergovernmental Relations*. 3rd Edition, Brooks/Cole, Pacific Grove.

Windmeijer, F. (2005), A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126, 1: 25-51. DOI: 10.1016/j.jeconom.2004.02.005.