Università degli Studi di Messina

Dipartimento di Economia

DOTTORATO DI RICERCA IN

"SCIENZE ECONOMICHE E METODI QUANTITATIVI"

XXVIII CICLO

Coordinatore Prof E. Otranto

Istituzioni e dinamica dei bilanci pubblici regionali: un'analisi panel

(SECS/P-02)

Relatore

Chiar.mo Prof. Michele LIMOSANI

Correlatore

Chiar.mo Prof. Emanuele MILLEMACI

Dottoranda

Margherita BILLERI

ANNO ACCADEMICO 2015/2016

Sommario

Indice delle tabelle 2

Indice delle figure 3

Introduzione 5

Capitolo 1 10

Rassegna della letteratura 10

1.1 Le determinanti del deficit primario 11

1.2 Il ciclo politico di bilancio e l'orientamento politico 15

1.3 I fondi strutturali 22

1.4 La corruzione e la qualità delle istituzioni 27

Capitolo 2 33

La politica e il bilancio dei governi regionali 33

2.1 I dati e le statistiche descrittive 33

2.1.1 I dati e la descrizione delle variabili 33

2.1.2 I dati sui fondi strutturali 40

2.1.3 Statistiche descrittive 44

2.2 Metodologia 54

2.2.1 Modello generale 54

2.2.2. Modello empirico 57

2.2.3 System GMM 59

2.3. Risultati 63

2.4 Risultati aggiuntivi 69

Appendice A 72

Capitolo 3 81

L'impatto della corruzione sui fondi strutturali europei: un'analisi panel 81

3.1 I fondi strutturali e la corruzione nelle regioni italiane 81

3.1.1 L'ipotesi alla base del lavoro 84

3.2 Analisi empirica: i dati e il modello 87

3.2.1 Il modello 87
3.2.2 Difference GMM 88
3.2.3 I dati e le statistiche descrittive 89
3.3 Risultati 98
3.4 Risultati aggiuntivi 103
Appendice B 105
Conclusioni 115
Bibliografia 118

Indice delle tabelle

Tabella 1. Statistiche riassuntive 34
Tabella 2 Deficit primario e deficit primario meno la quota di fondi strutturali per ogni regione, valori assoluti 51
Tabella 3 Risultati delle stime 65
Tabella 4 Risultati della stima. Controllo per l'orientamento politico dei governi locali 72
Tabella 5 Risultati della stima. Controllo per il deficit primario nazionale 73
Tabella 6 Risultati della stima. Controllo per il Pil nazionale pro capite 74
Tabella 7 Risultati della stima. Controllo per l'orientamento politico del governo nazionale ... 75
Tabella 8 Risultati della stima. Orientamento politico del governo centrale e locale 76
Tabella 9 Risultati delle stime. Metodo "Population Averaged" 77
Tabella 10 Risultati delle stime. Metodo "Random Effects" 78
Tabella 11 Risultati della stima. Sub - periodo senza i cambiamenti legislativi (2002-2011) 79
Tabella 12 Risultati delle stime. Controllo per regioni a statuto speciale 80
Tabella 13 Flussi finanziari tra l'Italia e l'Unione Europea 82
Tabella 14. Statistiche descrittive 90
Tabella 15 Risultati della stima. Fondi strutturali. Modello lineare con una variabile ritardata 101
Tabella 16 Risultati delle stime. Fondi strutturali. Modello non lineare con una variabile ritardata 102
Tabella 17 Risultati della stima. Fondi strutturali. Modello lineare con due variabili ritardate 105
Tabella 18 Risultati della stima. Fondi strutturali. Modello non lineare con due variabili ritardate 106
Tabella 19 Risultati della stima. Fondi FSE. Modello lineare con una variabile ritardata 107
Tabella 20 Risultati della stima. Fondi FSE. Modello lineare con due variabili ritardate 108
Tabella 21 Risultati delle stime. Fondi FSE. Modello non lineare con una variabile ritardata .. 109
Tabella 22 Risultati della stima. Fondi FSE. Modello non lineare con due variabili ritardate ... 110
Tabella 23 Risultati della stima. Fondi FESR. Modello lineare con una variabile ritardata 111
Tabella 24 Risultati della stima. Fondi FESR. Modello lineare con due variabili ritardate 112
Tabella 25 Risultati delle stime. Fondi FESR. Modello non lineare con una variabile ritardata 113
Tabella 26 Risultati della stima. Fondi FESR. Modello non lineare con due variabili ritardate. 114

Indice delle figure

Figura 1. Evoluzione temporale del deficit primario regionale sul PIL regionale..... 45
Figura 2 Spesa per interessi, 2000 e 2013, valori assoluti 48
Figura 3 Spesa per interessi sul PIL regionale, 2000 e 2013 48
Figura 4 Deficit primario regionale, 2000 e 2013, valori assoluti 49
Figure 5 Deficit primario regionale sul Pil regionale, 2000 e 2013 49
Figura 6 Fondi strutturali, periodo di programmazione 2000-2006 e 2007-2013 50
Figura 7 Scatter plot deficit primario regionale e PIL pro capite 52
Figura 8 Scatter plot deficit primario regionale e spese per interessi sul PIL 53
Figura 9 Scatter plot deficit primario regionale e fondi strutturali sul PIL..... 53
Figure 10 Scatterplot tra fondi strutturali e corruzione..... 93
Figure 11 Evoluzione temporale dei fondi strutturali sul PIL regionale..... 95
Figure 12 Evoluzione temporale dei fondi strutturali sul PIL regionale, regioni Sud Italia 96
Figure 13 Evoluzione temporale dei fondi FSE sul PIL regionale, regioni Sud Italia..... 96
Figure 14 Evoluzione temporale dei fondi FESR sul PIL regionale, regioni Sud Italia 97
Figure 15 Corruzione pro-capite, 2000 e 2013..... 97

"Data before analysis.
Analysis before policy
or prescription."
(Simon Kuznets)

Questa tesi è il frutto di studio, lavoro e sacrificio.

Per questo ringrazio il Professore Michele Limosani, mio Maestro che, dal primo giorno da matricola, mi ha trasmesso la bellezza dell'economia.

Ringrazio il Professore Emanuele Millemaci che, con infinita pazienza, mi ha insegnato a "fare ricerca".

I miei colleghi di Dottorato, colleghi ma soprattutto amici fraterni.

Mia sorella Luana, mamma e papà, perché senza di loro non avrei potuto intraprendere questo percorso.

Introduzione

Negli ultimi decenni un numero crescente di paesi si è mosso verso un maggior grado di decentramento amministrativo e di autonomia fiscale, incentivato dal processo di adesione all'Unione europea. Tra le varie motivazioni il decentramento è stato considerato come un fornitore di una migliore qualità istituzionale, una maggiore crescita economica e un controllo più efficace delle finanze pubbliche (Baskaran, 2010; Greco e Iacovoni, 2012; Cuadrado-Ballesteros, 2013; Panizza e Presbitero 2014; Sacchi e Salotti 2016). In particolare, il decentramento fiscale può diminuire l'instabilità politica, aumentare l'efficienza del governo e contribuire alla stabilità economica (deficit più basso e livelli sostenibili di debito). Una teoria a favore del decentramento è che le organizzazioni istituzionali permettono ai cittadini di controllare meglio i politici e, di conseguenza, di ridurre gli sprechi e le inefficienze nella spesa pubblica, la corruzione e migliorare il controllo del bilancio pubblico. Tuttavia, queste teorie raramente trovano sostegno empirico in letteratura (Fisman and Gatti, 2002; Cherif and Hasanov, 2012).

Per offrire un contributo per comprendere le ragioni dell'apparente scarso successo del decentramento nel raggiungimento di un migliore controllo delle finanze pubbliche, in questo lavoro si studiano le determinanti delle finanze pubbliche regionali ed europee. Alcuni studi precedenti si sono concentrati sulle determinanti delle finanze pubbliche delle amministrazioni centrali (Cherif e Hasanov, 2012; Molina-Parra e Martinez-Lopez, 2015). Solo pochi studi si sono concentrati sulle determinanti del bilancio pubblico regionale. Per esempio, alcuni studi si concentrano sul caso dei comuni spagnoli (Balaguer-Coll et al., 2015; González-Fernández e González-Velasco, 2014 e Molina-Parra e Martinez-Lopez, 2015), altri sul caso tedesco dei Lander (Fink e

Stratmann, 2011), altri sui cantoni svizzeri (Feld et al., 2011) e gli Stati americani (Ellis e Schansberg, 1999).

Questo studio si concentra sulle regioni italiane, le quali diventano oggetto di un caso studio di particolare interesse dato l'elevato livello del debito pubblico nazionale al quale si somma il valore del debito pubblico regionale. Bisogna sottolineare che le regioni italiane sono caratterizzate da un ampio grado di eterogeneità nelle variabili di interesse, come il reddito pro capite e il tasso di disoccupazione. Inoltre, le regioni italiane sono tutte soggette alla stessa costituzione e legge ordinaria, anche se vi è una certa eterogeneità e autonomia tra le regioni[1]. In particolare, un gruppo di regioni (a statuto speciale) ha diritto ad un numero maggiore di poteri rispetto alle altre regioni (a statuto ordinario). Tutti questi fattori giocano a favore di una migliore comprensione nella strategia empirica. Tuttavia, ci sono solo pochi precedenti tentativi di studiare i debiti e il deficit dei governi locali italiani (Gregori e Marattin, 2015;. Monacelli et al, 2014; Figari e Gandullia, 2008). Trovare le determinanti principali del debito e del deficit è fondamentale per capire come limitare questo fenomeno nel futuro.

In questo lavoro si utilizza un set di dati panel che contiene variabili economiche ed istituzionali per le regioni italiane nel periodo che va dal 2000 al 2013. Le informazioni principali vengono fornite dall'Istituto Nazionale di Statistica (Istat) e dall'Autorità italiana per il monitoraggio (IGRUE), sito della Ragioneria Generale dello Stato.

Nella prima parte del lavoro si esaminano un certo numero di questioni teoriche riguardanti i fattori determinanti del deficit primario regionale. In primo luogo, questo

[1] In Italia il processo di decentramento ha inizio nel 1970. Da allora si è verificato un graduale trasferimento delle responsabilità e delle funzioni da parte del governo centrale alle regioni. Un passo avanti importante verso la decentralizzazione è dato dalla riforma del Titolo V della Costituzione italiana nel 2001, dove l'autonomia legislativa (art. 117), l'autonomia amministrativa (art. 118) e l'autonomia finanziaria (art. 119) risulta meglio specificata ed ampliata. Dal 1999, i bilanci pubblici centrali e locali sono soggetti al Patto di stabilità e crescita e, rispettivamente, al successivo Patto di stabilità Interno. Dopo l'approvazione del trattato intergovernativo del Fiscal Compact nel 2012, il Parlamento italiano introduce nella Costituzione italiana un impegno esplicito per i governi locali a mantenere il pareggio di bilancio. Inoltre, mentre il Patto di stabilità interno si riferisce al bilancio per competenza e per cassa, a partire dal 2018 il pareggio di bilancio dovrà tenere in considerazione i ricavi attesi dalle imposte, piuttosto che le entrate del governo (conto finanziario e conto di cassa).

studio vuole testare l'esistenza del cosiddetto ciclo politico di bilancio, vale a dire, se il bilancio pubblico regionale è sensibile rispetto all'anno in cui si svolgono le elezioni. In secondo luogo, si vuole capire se l'orientamento politico del governatore (di centro-destra o di centro-sinistra) è importante e rilevante poiché influisce sul deficit di bilancio. Quindi, in questa parte del lavoro sul ciclo politico elettorale si analizza la relazione che intercorre tra i processi elettorali e le fluttuazioni dell'economia. Nell'ipotesi di base, l'elettorato ritiene che il governo in carica sia responsabile delle condizioni macroeconomiche mentre i politici, che agiscono tentando di massimizzare la probabilità di essere rieletti, mettono in atto interventi di politica economica finalizzati a determinare una congiuntura economica favorevole nel momento delle elezioni. In terzo luogo, si esplora il ruolo dei fondi strutturali dell'Unione europea sui bilanci pubblici regionali.

Tradizionalmente, questa teoria si è sviluppata su diversi filoni nella letteratura sui cicli elettorali. Il filone di ricerca che si segue in questo lavoro è quello che spiega il ciclo economico-elettorale in relazione alle politiche di gestione del bilancio pubblico poste in essere dai governi uscenti in periodo pre-elettorale per vincere le elezioni. Ad esempio i governi regionali in periodo pre-elettorale potrebbero indirizzare sistematicamente la politica fiscale verso quelle spese in beni e servizi che hanno un impatto immediato nella creazione di posti di lavoro e di reddito cercando così di influenzare l'esito delle elezioni. La maggior parte degli studi empirici rivolti alla verifica delle implicazioni teoriche dei modelli del ciclo politico di bilancio si è soffermata ad esaminare il comportamento dei governi nazionali trascurando invece l'analisi del ciclo politico a livello regionale, che sarà presa in esame in questo lavoro.

Nella seconda parte del lavoro si analizzano i bilanci europei, concentrando l'analisi su una voce della spesa dell'Unione europea. La variabile fondi strutturali diventa la variabile dipendente studiata in relazione ad indicatori di qualità istituzionale.

Secondo quanto emerge dalla letteratura economica sul tema, la scarsa capacità di attrarre fondi strutturali può considerarsi un fattore rilevante per spiegare i divari

tre le regioni. Non a caso il dibattito sulla politica da seguire per l'aumento del livello delle dotazioni di fondi europei converge verso le azioni che aumentano la capacità di attrarre i fondi provenienti dall'Unione europea. A tal proposito, una qualità istituzionale maggiore è annoverata tra le caratteristiche che condizionano e favoriscono l'attrazione dei fondi nell'ambito regionale. Per valutare la validità di questa ipotesi, il presente studio considera un insieme di variabili che spiegano la qualità istituzionale, tra queste la variabile corruzione, affermando che un tasso maggiore di corruzione all'interno della regione aumenta il livello di trasferimenti dall'Unione europea.

Questo lavoro, quindi, intende studiare la capacità di attrazione dei fondi da parte delle regioni italiane, attraverso la relazione che intercorre tra fondi strutturali europei e qualità istituzionale. In particolare l'analisi si concentra sull'eventuale associazione tra corruzione e livello dei fondi strutturali.

L'analisi empirica condotta con metodologia panel per le venti regioni italiane nel periodo 2000-2013, presenta risultati nuovi per il caso italiano.

Al fine di dare un'interpretazione causale del rapporto tra corruzione e fondi pubblici provenienti dai bilanci comunitari, deve essere presa in considerazione l'endogeneità, che può essere dovuta da variabili omesse, errore di misura e causalità inversa.

L'elemento innovativo dell'analisi è lo studio della relazione tra le dotazioni di fondi indirizzate alle singole regioni e la capacità che deve avere ogni regione nell'attrarre i trasferimenti europei. Si studia se la corruzione devia i trasferimenti dall'Unione Europea alle regioni. Questa questione è particolarmente rilevante perché i fondi strutturali sono stanziati principalmente a quelle regioni in ritardo dove, nello stesso tempo, la corruzione è più diffusa. Inoltre si esamina il ruolo della qualità istituzionale nel plasmare la capacità di attrazione di fondi europei. Non a caso, la gestione della politica di coesione dell'UE 2014-2020 sottolinea il ruolo delle istituzioni e della qualità del governo nell'assegnare i fondi.

Questo studio custodisce due elementi innovativi. In primo luogo, questo è il primo tentativo di stimare il ruolo del ciclo politico economico e dell'orientamento politico nel determinare il deficit e il debito dei governi regionali italiani.

In secondo luogo, per la prima volta si analizza la capacità che hanno le regioni italiane di attrarre fondi strutturali.

Il lavoro è organizzato come segue. Nella prima parte si sviluppa la rassegna della letteratura per i due argomenti analizzati. Nella seconda parte si discutono le dinamiche del deficit primario e del ciclo politico di bilancio. Nella terza si presenta l'analisi panel tra fondi strutturali e qualità delle istituzioni Per entrambe le sezioni si presentano la metodologia e i dati impiegati nell'analisi econometrica, i risultati e i successivi controlli. Nella quarta ed ultima parte, infine, saranno tracciate alcune considerazioni conclusive.

Capitolo 1

Rassegna della letteratura

Negli ultimi due decenni, numerosi studi hanno tentato di spiegare le dinamiche del bilancio del governo regionale e locale. Sul tema esiste una vasta letteratura che studia le determinanti del disavanzo pubblico centrale e del debito pubblico nazionale, mentre non vi è ancora oggi evidenza sul deficit primario delle amministrazioni locali, in particolare sulla quota appartenente alle regioni. Inoltre, la maggior parte degli autori pone particolare attenzione agli aspetti macroeconomici e demografici, quali la popolazione, la densità, il tasso di disoccupazione e il PIL pro capite, mentre altri autori si concentrano sui fattori istituzionali e politici dei governi, sul decentramento fiscale, sulle regole di bilancio e sull'interazione con il governo centrale.

Alcuni studi si concentrano sul rapporto tra governo centrale e locale (Cooper et al., 2008; Argimon e Hernández de Cos, 2011; Feld et al., 2011; Fink e Stratmann, 2011; Molina-Parra e Martinez-Lopez, 2015). Altri studi considerano il ruolo del ciclo politico economico e il ruolo di orientamento del partito politico a capo di un governo regionale (Ellis e Schansberg, 1999; Feld et al., 2011; Fink e Stratmann, 2011; Balaguer-Coll et al., 2015; Wang e Kriz, 2015). Infine, altri studi si concentrano sull'effetto delle attività illegali come la corruzione e dell'economia sommersa come causa del debito pubblico (González-Fernández e González-Velasco, 2014).

Per quanto concerne i bilanci europei, si fa riferimento ad una letteratura in rapida espansione sul tema dei fondi strutturali erogati dall'Unione europea. Beneficiare dei fondi europei è considerato fondamentale per la crescita economica ed è stato uno dei cardini delle strategie di sviluppo regionale tra i paesi appartenenti all'eurozona.

Nei seguenti paragrafi si descrivono gli elementi più importanti che ad oggi ci sono sul tema in letteratura.

1.1 Le determinanti del deficit primario

Nella letteratura recente numerosi studi hanno analizzato la relazione tra il deficit e, quindi, il debito pubblico e le sue determinanti. Argimon e Hernández de Cos (2011), Molina-Parra e Martinez-Lopez (2015) e Balaguer-Coll et al. (2015) hanno esaminato la situazione dei governi locali spagnoli. Utilizzando i dati dei saldi di bilancio regionale per il periodo 1992-1998, Argimon e Hernández de Cos (2011) trovano che le regole fiscali da parte del governo centrale non hanno un effetto significativo sui saldi di bilancio delle regioni autonome, mentre, un maggior grado di autonomia fiscale è associato ad un comportamento più fiscalmente disciplinato da parte dei governi regionali. I risultati dell'analisi empirica sembrano suggerire che un livello superiore di autonomia fiscale è associata con un comportamento più disciplinato della regione. Questo risultato è coerente con la teoria economica, in cui si afferma che una minore dipendenza delle regioni dai trasferimenti statali e una maggiore capacità discrezionale delle regioni per aumentare le entrate dovrebbe avere un effetto positivo sulla disciplina fiscale, perché i cittadini percepiscono una maggiore corrispondenza tra i benefici dell'azione pubblica (spese) ed i suoi costi (tasse necessarie per finanziare le spese). Tuttavia, il trasferimento delle entrate fiscali alle regioni, a seguito della devoluzione del potere nel 2002, ha aumentato la dipendenza della performance fiscale dal ciclo economico delle regioni.

Stimando la funzione di reazione fiscale per le regioni spagnole nel periodo 1995-2010, Molina-Parra e Martinez-Lopez (2015) studiano le interazioni verticali e orizzontali esistenti tra i governi federali e statali in termini di deficit pubblici. Scoprono che più elevati deficit pubblici del governo centrale incoraggiano maggiori

squilibri di bilancio a livello statale. Gli autori interpretano i risultati riferendosi ad un modello di concorrenza tra regioni e Stato.

Balaguer-Coll et al. (2015) analizzano i fattori che influenzano direttamente i livelli di debito dei governi locali spagnoli, attraverso le determinanti di natura socioeconomica, finanziaria e politica. In particolare, il loro obiettivo principale è quello di trovare in che misura l'indebitamento è controllato dai manager pubblici o se dipende da variabili che sfuggono al controllo dei manager stessi. Il risultato più interessante che gli autori trovano riguarda l'effetto variabile di ogni covariata a seconda del livello del debito in una specifica regione, il che suggerisce che controlli da parte della politica economica non sono omogenei in tutti i livelli di governo (8.112 municipalità e 17 regioni).

Inoltre, per quanto riguarda il decentramento, Feld et al. (2011), tramite un'analisi cross-section, la quale copre le 137 città e villaggi della Svizzera nel 2004, trovano che i diritti democratici diretti e un alto grado di autonomia fiscale portano ad un livello più basso del debito locale. Al contrario, non trovano alcun supporto statistico per l'ipotesi che le recenti riforme svizzere (ad esempio, fusioni comunali, maggiore cooperazione intercomunale, riformati meccanismi decisionali politici e l'introduzione di una nuova gestione pubblica) hanno un effetto sui livelli di debito.

In uno studio sui Lander della Germania, Fink e Stratmann (2011) utilizzano la non adeguata ripartizione della Camera superiore del Parlamento tedesco come variazione esogena nel potere contrattuale politico degli Stati, al fine di identificare l'effetto di vincoli di bilancio soffici sulla dimensione del deficit e, di conseguenza, sul debito. Gli autori analizzano i dati annuali dello Stato tedesco per il periodo che va dal 1970 al 2004 e ritengono che gli Stati con i "vincoli di bilancio morbidi"[2] hanno deficit e debiti più elevati, come conseguenza di spese più elevate, e ricevono più fondi da altri Stati e dal governo federale. Inoltre, gli autori affermano che gli stati con "vincoli di bilancio morbidi" si tende a spendere una quota maggiore dei fondi su programmi che

[2] Kornai (1979) definisce "vincolo di bilancio morbido la situazione tipica delle economie socialiste, nelle quali lo Stato interviene a coprire l'eccedenza delle spese sulle entrate delle imprese pubbliche".

beneficiano interessi particolari e utilizzano i fondi stessi in modo meno efficiente. Esempi simili si trovano con i dati relativi agli Stati Uniti, all'Unione europea e all'Argentina; Cooper et al. (2008), analizzando questi tre differenti esempi di federazioni, studiano i bilanci regionali in un'economia con un'autorità centrale.

Come suggerito in letteratura da Fink e Stratmann (2011), i rappresentanti degli stati sovra-rappresentati, come fornitori di voti, possono offrire una quota minore dei rappresentanti degli stati sotto-rappresentati. Analogamente al caso del Bundestrat tedesco descritta da questi autori, il sistema elettorale per la seconda camera in Italia (il Senato) determina una sovra-rappresentazione delle regioni meno popolate. D'altra parte, si include anche il totale della popolazione regionale, perché l'incentivo a gestire il deficit può essere inferiore quando la regione è grande.

Un'altra determinante del bilancio pubblico è data dall'effetto delle attività illegali. Il fenomeno è esaminato da González-Fernández e González-Velasco (2014). Questi autori studiano il rapporto tra l'economia sommersa e la corruzione come determinanti del debito pubblico utilizzando un panel di dati delle Comunità autonome spagnole per il periodo 2000-2012. Stimano i fattori determinanti del debito pubblico regionale e il suo rapporto con la corruzione, tramite un modello ad effetti fissi. La variabile dipendente è il debito pubblico regionale calcolato sui loro bilanci. Le variabili esplicative includono diverse variabili macroeconomiche come la disoccupazione, il tasso di crescita del PIL, la pressione fiscale, l'inflazione, il PIL pro capite, l'economia sommersa, l'indice di percezione della corruzione (indice costruito dagli autori), il numero di reati contro la pubblica amministrazione. Il modello è arricchito da altre due variabili esplicative interessanti, ovvero una variabile dummy che prende valore 1 se la regione è governata da un partito più incline ad un'economia di mercato e, al contrario, valore pari a 0 se il governo è interventista; altra variabile è il debito delle aziende pubbliche in ciascuna regione. Dai risultati del modello, gli autori osservano che l'economia sommersa e la corruzione hanno un impatto significativo e positivo sul debito pubblico regionale. Inoltre scoprono che, minore è l'indice di corruzione percepita e maggiore è la qualità delle istituzioni, minore è il livello di debito.

Per quanto riguarda il caso italiano, ci sono pochi contributi. Buiatti et al. (2012), partendo dal presupposto che l'Italia presenta un grande divario di sviluppo tra le sue economie regionali, ricostruiscono la dinamica del deficit pubblico nazionale come somma ponderata del deficit delle quattro macroregionali italiane (Nord-Est, Nord-Ovest, Centro e Sud). L'analisi è stata elaborata attraverso l'approccio *common-pool*, il quale ha permesso agli autori di spiegare la dimensione e la persistenza dei deficit regionali nelle regioni meridionali. Quindi, gli autori attribuiscono la causa ultima della accumulo del debito pubblico in Italia allo straordinario squilibrio fiscale delle regioni meridionali.

Solo pochi autori si concentrano sugli equilibri dei governi locali italiani. Monacelli et al. (2014) studiano l'effetto delle nuove normative sul bilancio del governo locale legati alle regole fiscali europee sul debito e la spesa per investimenti locali. Essi utilizzano un dataset elaborato sui dati di bilancio dei principali comuni italiani per un periodo di dieci anni. I risultati mostrano che il processo di decentramento in Italia non ha ancora trovato una soluzione adeguata: da un lato, le amministrazioni locali non sono attrezzati per far fronte alla maggiore responsabilità finanziaria e la progressiva sofisticazione dei mercati finanziari; d'altra parte, il governo centrale è stato incoerente nel conferimento di poteri fiscali ai comuni, mentre allo stesso tempo adotta le norme per frenare l'autonomia fiscale locale, al fine di perseguire il controllo generale della finanza pubblica.

Gregori e Marattin (2015) considerano le principali determinanti dei comuni italiani utilizzando un insieme di dati panel per il periodo che va dal 2000 al 2012. Come previsto, scoprono che la probabilità di default è influenzata positivamente dalla quota di rimborso del prestito sulla spesa totale.

L'unico contributo che si concentra sul debito pubblico regionale italiano è quello di Figari e Gandullia (2008). Gli autori si focalizzano sui dati del debito delle regioni a statuto ordinario nel periodo tra il 1996 e il 2003, reperendo i dati dalla Corte dei Conti italiana. Utilizzando una metodologia ad effetti fissi, gli autori trovano un effetto

positivo e significativo della densità di popolazione e il livello di tributi propri, e un effetto negativo della dimensione relativa della regione e PIL pro capite.

1.2 Il ciclo politico di bilancio e l'orientamento politico

L'idea che vi sia una qualche dipendenza tra ciclo economico e ciclo politico costituisce ormai un fatto consolidato e ampiamente documentato, sia nella letteratura teorica che in quella empirica. Nel corso degli anni, l'attenzione degli studiosi si è spostata gradualmente dallo studio del Political Business Cycle (Kalecki, 1943; Nordhaus, 1975; Hibbs, 1977), ovvero delle manipolazioni pre-elettorali messe in atto tramite il ricorso agli strumenti della politica monetaria, all'analisi del Political Budget Cycle (Rogoff, 1990; Drazen e Eslava, 2006; Shi e Svensson, 2006). Con quest'ultima definizione si intende una fluttuazione della politica fiscale attuata dal governo in prossimità delle elezioni al fine di aumentare le probabilità di rielezione. Il Political Budget Cycle può palesarsi così come un aumento della spesa pubblica (totale o solo di alcune sue voci), un incremento del deficit di bilancio o una riduzione del prelievo fiscale in prossimità di una tornata elettorale.

La maggior parte degli studi empirici rivolti alla verifica delle implicazioni teoriche dei modelli del ciclo politico di bilancio si è soffermata ad esaminare il comportamento dei governi nazionali trascurando invece l'analisi del ciclo politico a livello delle amministrazioni regionali. Per quanto si è a conoscenza, infatti, esistono pochi lavori che analizzano la dinamica della spesa pubblica dei governi regionali e locali. In questo ambito può risultare opportuno approfondire un'ipotesi: se i governi regionali in periodo pre-elettorale indirizzino sistematicamente la politica fiscale verso quelle spese in beni e servizi che hanno un impatto immediato nella creazione di posti di lavoro e di reddito cercando così di influenzare l'esito delle elezioni.

Nel datare la nascita di questa branca della politica economica si fa riferimento alla pubblicazione di un articolo e di un libro che in modo significativo hanno tracciato

il solco dello studio del legame tra elezioni ed economia, può indicarsi con certezza l'articolo di Nordhaus uscito in un volume della *Review of Economic Studies* del 1975 intitolato "*The Political Business Cycle*". Da allora la letteratura sui cicli economico-elettorali ha percorso molta strada e sicuramente ancora molta ne resta da compiere.

La prima fase della letteratura sui cicli economico-elettorali comprende quegli studi che analizzano il modo in cui i politici al governo attuano manovre di politica economica con l'obiettivo della loro riconferma alla guida dell'esecutivo. L'assunto di base è che nei momenti elettorali, i cittadini, con la loro espressione di voto, puniranno quei governi che hanno operato male e premieranno quelli che invece hanno svolto bene i loro compiti.

Il giudizio dei cittadini è espresso rispetto alle condizioni dell'economia durante o immediatamente prima la scadenza elettorale. I politici al governo sono consapevoli di ciò ed utilizzeranno le leve della politica economica, sia fiscale che monetaria, per migliorare lo stato dell'economia e favorire il proprio successo elettorale.

In questo contesto le decisioni di politica economica sono intraprese sulla base di motivazioni «opportunistiche» miranti a massimizzare la probabilità della vittoria elettorale. In prossimità di scadenze elettorali quindi, i partiti (o i singoli politici) al governo si comporteranno tutti allo stesso modo: essi agiranno opportunisticamente sugli strumenti della politica economica senza alcun riguardo alle proprie origini e tradizioni politiche ed ideologiche. Tra i principali pionieri di questo filone di studi si possono annoverare i nomi di Nordhaus (1975), Lindbeck (1976) e Tufte (1978).

Alesina (1988), Alesina e Sachs (1988), Alesina e Rosenthal (1995) e Klein (1996) riscontrano temporanei effetti legati al colore politico delle amministrazioni in carica sulle decisioni di politica economica e quindi sulle fluttuazioni delle principali variabili macroeconomiche. In altri lavori si è cercato di misurare gli effetti temporanei delle manovre di politica economica legandoli alla cosiddetta "offerta a sorpresa" come implicherebbe la teoria delle aspettative razionali (Chappel e Keech 1988; Cohen 1993).

Spunti di riflessione interessanti sono quelli offerti da Frey e Schneider (1978; 1989). Essi sostengono che la manipolazione opportunistica pre-elettorale delle condizioni macroeconomiche può non essere incompatibile con gli obiettivi di partigianeria politica specialmente in relazione alle politiche fiscali.

Nella letteratura recente, quindi, un numero maggiore di studi sta affrontando il tema del ciclo politico di bilancio che esamina i cambiamenti della spesa pubblica, delle tasse e il deficit di bilancio nei vari cicli elettorali. Nell'ipotesi di base, l'elettorato ritiene che il governo in carica sia responsabile delle condizioni macroeconomiche mentre i politici, che agiscono tentando di massimizzare la probabilità di essere rieletti, mettono in atto interventi di politica economica finalizzati a determinare una congiuntura economica favorevole nel momento delle elezioni. Questo fenomeno si manifesta perché il desiderio dei politici è quello di essere rieletti. A tal fine la politica fiscale è influenzata dalle elezioni che si terranno a fine mandato e i politici cercano di sincronizzare i tempi del ciclo economico con le elezioni (Petry et al. 1999). La ragione è che gli alti tassi di crescita, la bassa disoccupazione e la dissolutezza del governo aiutano la popolarità del governo in carica e, quindi, la sua possibile rielezione. Questo è importante perché stare in carica si presume sia la preoccupazione principale dei politici (Nordhaus 1975; Tufte 1978; Alesina et al. 1997). Cioè, i politici sono guidati da motivazioni opportunistiche piuttosto che ideologici. Nella legislatura, i governi tendono a seguire le politiche relativamente austere, mentre gli ultimi anni del termine del mandato spesso mostrano una notevole generosità.

I primi modelli teorici spiegano che i cicli politici elettorali posano sul presupposto che gli elettori sono rivolto al passato, miopi ed incapace di imparare (Alesina et al. 1997). Sotto queste ipotesi, i politici possono influenzare il giudizio dell'elettore apportando modifiche popolari nelle politiche vicine alla elezione (Franzese 2002).

A tal proposito, Franzese (2002) redige un'eccellente rassegna della letteratura sul tema. In primo luogo, l'autore afferma che i policy-maker effettuano aggiustamenti delle politiche per influenzare il processo decisionale degli elettori. Questi

aggiustamenti si materializzano in trasferimenti diretti, tagli fiscali o aumenti di spesa. Queste dinamiche sono più frequenti nei paesi in via di sviluppo rispetto ai paesi sviluppati (Block 2003). In secondo luogo, gli incentivi per la propaganda elettorale dipendono dal contesto politico, economico, istituzionale in cui gli operatori fanno politica.

Nella letteratura si trovano opinioni divergenti sul fatto che i cicli politici di bilancio si manifestano con più probabilità nelle democrazie "giovani" rispetto alle democrazie "vecchie" (Persson e Tabellini 2002; Shi e Svensson nel 2006; Brender e Drazen 2005).

Persson e Tabellini (2002) sostengono che i cicli politici di bilancio hanno meno probabilità di verificarsi nei sistemi maggioritari rispetto a sistemi di rappresentazione proporzionale. Brender e Drazen (2005) trovano che il ciclo politico di bilancio si manifesta con più probabilità nelle nuove democrazie in cui gli elettori non hanno esperienza con la politica elettorale o si trovano di fronte a mancanza di informazioni. Brender (2003), Peltzman (1992), e Drazen e Eslava (2010), testando queste ipotesi, utilizzando i dati delle elezioni locali in Israele, Stati Uniti e Colombia, rispettivamente. Gonzales (2002), Alt e Lassen (2003), Akhmedov e Zhuravskaya (2004) e Shi e Svensson (2006) trovano che il ciclo di bilancio politico è inversamente proporzionale alla trasparenza. Veiga e Veiga (2007) mostrano segni di cicli di bilancio politici nei comuni portoghesi[3].

In uno studio incentrato sulle determinanti del finanziamento del debito negli Stati Uniti d'America, Ellis e Schansberg (1999) trovano che l'orientamento politico del partito al potere (repubblicano o democratico) è irrilevante. Al contrario, la proporzione di giovani (vecchi) elettori ha un impatto positivo (negativo) sull'accumulo di debito. Questi autori, utilizzando i dati per gli anni che vanno dal 1966 al 1994, tramite un modello ad una componente di errore ("*one-way error*") che controlla per gli effetti invariati nel tempo e non misurati, analizzano le determinanti del finanziamento del debito nel governo americano. Gli autori si sono basati su un

[3] Vedi anche Alesina e Passalacqua (2015, pp. 13-14).

approccio basato sulle dinamiche politico-istituzionali, in particolare essi analizzano il comportamento dei politici che hanno un peso sui costi e i benefici elettorali che hanno una ripercussione sulla quota del debito. Le loro decisioni possono essere influenzate da fattori politici e dalle decisioni dei loro membri e possono essere vincolate da istituzioni correlate al processo di accumulo di debito. Poiché la spesa pubblica e il modo in cui viene finanziata può trasferirsi da generazione in generazione i costi e i benefici elettorali possono dipendere in parte dagli effetti sulla quota del welfare attraverso le generazioni. Gli autori trovano che il partito (repubblicano o democratico) di *i*) Governo, *ii*) maggioranza al Senato e *iii*) maggioranza alla Camera, è in gran parte irrilevante per l'accumulo del debito a livello statale. Tuttavia, alcuni tipi di restrizioni istituzionali sono efficaci nel limitare la dimensione del debito pubblico come l'obbligo di un bilancio fortemente equilibrato e le rigorose limitazioni di debito. Inoltre, gli autori trovano che la percentuale di votanti più giovani ha un impatto negativo sull'accumulo di debito.

Il punto di cui sopra non implica che i politici siano influenzati dalle pressioni dei gruppi di interesse nel prendere decisioni. Ad esempio, il finanziamento del debito può anche essere influenzato da scelte di investimento ottimali. In particolare l'investimento ottimale implica l'uso di somme monetarie che si ripercuotono sul debito. L'attenzione della letteratura, negli ultimi anni, si è focalizzata su altre variabili, come variabili "politiche" ed "istituzionali", come il grado di competizione dei partiti politici, le variabili di politica fiscale restrittiva e le variabili che portano il bilancio in pareggio. Lo scopo è fare luce sull'importanza delle principali variabili politiche e sulle efficacia delle restrizioni fiscali. Quest'ultimo punto ha assunto particolare importanza negli ultimi anni, complice le maggiori riforme legislative a livello territoriale. Tuttavia le relazioni tra i vari livelli di governo possono essere un'importante componente per spiegare le recenti decisioni di finanziamento statale e il percorso nell'aumento del debito pubblico.

In primo luogo, aggiustamenti di politica per influenzare il processo decisionale dell'elettore sono relativamente ben consolidati. Questo vale più forte per i

trasferimenti diretti, ma anche per i tagli fiscali e aumenti di spesa. Il supporto per questi cicli è leggermente più robusto nello sviluppo di democrazie rispetto ai paesi sviluppati (Block 2003). In secondo luogo, si è sostenuto che gli incentivi alle elezioni dipendono dal contesto politico, economico, istituzionale, strutturale e strategico in cui gli operatori storici rendono la politica (Franzese 2002).

In generale, esiste una opportunistica manipolazione pre-elettorale degli strumenti fiscali che ha il chiaro obiettivo di aumentare la probabilità di un governo ad essere rieletto (Shi e Svensson, 2003). La rielezione tramite mezzi opportunistici non ha sempre le conseguenze che i governi e i policy-makers vorrebbero raggiungere. La letteratura al riguardo riporta esempi di sconfitte e di vittorie per i modelli elettorali come conseguenza di comportamenti manipolativi. Secondo Veiga e Veiga (2007a), gli elettori premiano le azioni fiscali opportunistiche.

Tuttavia, autori come Brender (2003) e Brender e Drazen (2008) trovano che comportamenti come quelli appena elencati sono penalizzati per il politico in carica. Quest'ultimo è l'unico studio che analizza gli effetti delle tecniche alla base delle elezioni da parte dei politici e che hanno una influenza sulla politica fiscale a livello nazionale. Gli autori, utilizzando i dati su un campione di 74 Paesi nel periodo 1960-2003, non trovano prove che attestino che le elezioni hanno delle ripercussioni sul deficit di bilancio e di conseguenza questo aumenta le possibilità di rielezione del politico in carica. Gli autori addirittura sostengono che i deficit riducono le possibilità dei politici in carica di essere rieletti e che gli elettori puniscono i politici che creano deficit.

Shi e Svensson (2006) utilizzano un ampio panel dataset per esaminare la relazione tra le elezioni e la politica fiscale. Loro studiano il ciclo politico di bilancio e sostengono che negli anni in cui si svolgono le elezioni il deficit fiscale del governo aumenta in media del 1%. Gli autori, inoltre, affermano che il ciclo politico di bilancio è significativamente più grande e statisticamente più robusto nei paesi in via di sviluppo anziché nei paesi sviluppati. Nel loro modello, la dimensione dei cicli elettorali di bilancio (*electoral budget cycles*) dipende dalla disponibilità dei politici di rimanere al

potere e dalla quota di elettori informati tra l'elettorato politico. Gli autori, allora, mostrano che queste caratteristiche istituzionali spiegano la maggior parte della differenza nei cicli elettorali di bilancio (*electoral budget cycles*) tra paesi sviluppati e paesi in via di sviluppo.

Klomp e De Haan (2011) nel loro studio verificano se esistono cicli politici di bilancio nel loro campione. Gli autori analizzano circa 70 paesi democratici per il periodo 1970-2007 e trovano che la politica fiscale è influenzata solo dalle prossime elezioni nel breve periodo. I risultati suggeriscono che la presenza di cicli politici di bilancio è subordinata al livello di sviluppo e di democrazia, alla trasparenza del governo, al sistema politico del paese, alla sua appartenenza ad una unione monetaria e al suo grado di polarizzazione politica.

Balaguer Coll et al. (2015) nel loro paper analizzano l'effetto della spesa pubblica sulla probabilità di rielezione dei governi locali spagnoli durante il periodo 2000-2007 utilizzando tecniche bayesiane. Essi mostrano come la spesa pubblica influenza la probabilità di essere rieletto. Scoprono che, in generale, gli aumenti della spesa pubblica locale incidono positivamente sulla probabilità di rielezione dei governi locali. Inoltre, notano come la spesa in conto capitale per l'intero periodo influenza positivamente la probabilità di rielezione, anche se la spesa in conto capitale pre-elettorale ha un effetto più forte sulle possibilità di rielezione. Trovano, inoltre, che l'elettorato premia solo aumenti di spese correnti effettuati nel periodo pre-elettorale.

In questo ambito può risultare opportuno approfondire un'ipotesi: se i governi locali in periodo pre-elettorale indirizzino sistematicamente la politica fiscale verso quelle spese in beni e servizi che hanno un impatto immediato nella creazione di posti di lavoro e di reddito cercando così di influenzare l'esito delle elezioni.

In quest'ottica, il momento elettorale è visto come una fase in cui i politici in competizione tra loro cercano di influenzare le preferenze degli elettori nel tentativo di attrarli, ciascuno il più possibile, verso le proprie posizioni. Poiché sarebbe difficile immaginare un elettorato indifferente o poco sensibile alle condizioni in cui versa l'economia, lo studio del legame tra il momento elettorale e lo stato macroeconomico

generale è stato oggetto di una attenta analisi da quella parte della letteratura che si concentra particolarmente sui cicli economico-elettorali.

Per quanto riguarda il caso italiano si trovano pochi contributi. Secondo Centorrino, Limosani e Navarra, (1999) e Limosani e Navarra (2001), il successo elettorale dei rappresentanti politici è direttamente associato con i benefici netti consegnati ai loro elettori. Essi valutano se i politici eletti a livello locale e i leader di partito in piedi nelle elezioni nazionali tendono a cooperare nel periodo pre-elettorale. Essi sostengono che gli amministratori locali hanno un incentivo a manipolare spese del governo locale in relazione con la data delle elezioni nazionali per migliorare le prospettive di rielezione dei loro leader nazionali di partito. Questo determina inefficiente spesa pubblica locale come risultato del sistema basato di rappresentanza democratica. Nella loro indagine empirica la variabile dipendente è la spesa pubblica. La variabile elezioni è una delle variabili indipendenti, che è statisticamente significativa e, in linea con l'ipotesi teorica, mostra l'esistenza di una relazione strategica tra il policy-maker locale e le elezioni nazionali.

Infine, Alesina e Paradisi (2014) mostrano segni di cicli di bilancio politici nei comuni italiani. Alesina et al. (2015) mostrano come le preoccupazioni di carriera dei politici influenzano la loro scelta di cicli di bilancio.

1.3 I fondi strutturali

Dopo la seconda metà degli anni ’90 in letteratura è apparso un numero crescente di studi che hanno come tema principale l’analisi dei fondi europei. Tramite questi studi, partendo dall’ipotesi che i Fondi strutturali sono efficaci se favoriscono la convergenza tra regioni o paesi, sono stati fatti diversi tentativi per valutare l'efficacia dei fondi strutturali nella realizzazione della coesione tra gli Stati membri e le Regioni.

Gran parte della letteratura ha, quindi, analizzato il tema dei fondi strutturali e la loro influenza sul divario economico regionale, ma si tratta per la maggior parte di

un’analisi teorica e di poche verifiche empiriche dell'impatto dei fondi strutturali sui processi di convergenza. In pratica, vengono utilizzati due approcci. Il primo approccio è destinato a valutare l'impatto dei fondi strutturali utilizzando modelli basati sulla domanda di lavoro e sulla funzione di produzione aggregata (De la Fuente 2002, Percoco 2005). Questi modelli consentono agli analisti di recuperare l’impatto indiretto prodotto dalle politiche regionali europee sul processo di convergenza. Il secondo approccio si propone di analizzare direttamente il contributo dei fondi strutturali sulla convergenza economica attraverso la stima di equazioni di convergenza condizionale (Boldrin e Canova, 2001; Cappelen et al. 2003; Ederveen et al. 2002; Garcia-Solanes e Maria-Dolores, 2002; Puigcerver-Penalver, 2007). Indipendentemente dal metodo, l'evidenza empirica ha fornito risultati contrastanti e contraddittori. Un punto di vista negativo per quanto riguarda l'efficacia dei fondi è espressa nelle opere di Boldrin e Canova (2001), Ederveen et al. (2002), Midelfart-Knarvik e Overman (2002), Mohl e Hagen (2010), Cappelen et al. (2003), le quali sottolineano che in Europa i fondi hanno un effetto di mera ridistribuzione. Altri autori mostrano come i fondi strutturali hanno un impatto positivo sulla crescita economica (ad esempio, De la Fuente 2002, Garcia-Solanes e Maria-Dolores 2002, Lolos 2009).

Nell’analisi dei fondi strutturali ci sono diverse questioni e criticità che richiedono ulteriori indagini. Prima di tutto i risultati delle stime potrebbero essere distorte a causa dell'uso di dati imprecisi. È necessario sottolineare che non vi è alcun insieme di dati dei fondi UE a livello regionale sia da un punto di vista territoriale (a causa dei cambiamenti nei confini amministrativi regionali di alcuni paesi e i vari allargamenti UE) o da un punto di vista finanziario (i dati relativi alla spesa UE sono classificati su base regionale e per tipologia di intervento). Inoltre, la letteratura spesso utilizza i fondi strutturali che sono programmati o impegnate (Coppola & Destefanis, 2007; De la Fuente, 2002; Garcia-Solanes e Maria-Dolores, 2002) invece dei pagamenti effettivi. Altri aspetti critici riguardano la metodologia utilizzata per affrontare i problemi della dimensione limitata del campione, la natura potenzialmente endogena dei regressori, e l'eterogeneità non osservabile tra le regioni, così come quella degli effetti del ciclo

economico. La presenza di questi problemi può avere influenzato la misurazione dell'impatto dei fondi strutturali e può spiegare, almeno in parte, i risultati contrastanti forniti dalle analisi empiriche.

Mentre gli studiosi di diverse discipline hanno esaminato l'efficacia della politica regionale (Beugelsdijk e Eijffinger 2005; Boldrin e Canova 2001), come essa ha facilitato una forma di governance multilivello in Europa (Hooghe e Marks, 2001; Marks 1993) e come diversi attori e istituzioni si sono europeizzati (Bache, 2008), poca attenzione è stata data alle attuali "politiche" della politica regionale - cioè, per usare famosa formulazione di Lasswell, “sappiamo ancora poco del chi ottiene cosa , quando e come” (Lasswell 1950). Mentre Chalmers (2013) si concentra sulla ripartizione dei fondi, come il risultato della contrattazione intergovernativo e la politica di parte. Sostiene l’idea che l'assegnazione dei fondi è soggetta a notevoli “pork-barrel politics”, con le regioni potenti che effettuano pressioni per ricevere i trasferimenti finanziari a proprio favore (Wallace 1977, Blom-Hansen 2005).

Per quanto concerne le regioni italiane, gli studi sull’impatto dei fondi strutturali sono numerosi. All’interno di questa letteratura, alcuni studi descrivono le dinamiche della crescita regionale come effetto della politica di coesione. In particolate questi studi si concentrano sulle dinamiche di convergenza tra le regioni italiane, fenomeno che è stato spesso citato come prova incontrovertibile del fallimento della politica di coesione. Percoco (2005), attraverso il suo lavoro, cerca di fornire un’evidenza empirica dell’impatto dei Fondi strutturali sulle economie delle regioni italiane che appartengono all’area “obiettivo 1”. In particolare, l’autore considera l’effetto in termini di crescita economica dei fondi strutturali per il periodo di programmazione 1994-1999. Egli stima un modello sul lato dell'offerta mediante un panel di dati regionali per il periodo 1970-1994. I risultati confermano una grande volatilità nel livello dei tassi di crescita indotta dalla spesa dei fondi strutturali in sei regioni del Mezzogiorno (vale a dire, Molise, Campania, Puglia, Basilicata, Calabria e Sardegna). Tali differenze sono attribuite a un diverso comportamento delle amministrazioni regionali nella ripartizione delle risorse tra i fattori produttivi: le regioni (Puglia,

Basilicata e Sardegna) che hanno stanziato fondi a favore di fattori di produzione ad alta produttività marginale sono quelle che hanno ottenuto le migliori performance in termini di un aumento della produzione. Qualche anno più tardi, Loddo (2006) nel suo studio riporta un'analisi sulla convergenza tra le regioni italiane. L'autore stima un modello di crescita regionale utilizzando un panel di dati equilibrato nel periodo 1994-2004 e rileva che un impatto positivo e significativo delle politiche di coesione sulla convergenza regionale. Questa tesi va contro la maggiore tendenza in letteratura, che invece è seguita da Coppola e Destefanis (2007). Gli autori prendono in considerazione gli effetti dei Fondi Strutturali sul processo di convergenza delle regioni italiane nei quattro periodi di programmazione dei Fondi concernenti il periodo 1989-2003. Il loro studio contiene una stima dell'impatto dei Fondi utilizzando un approccio parametrico che consente l'identificazione del contributo della produttività e dell'occupazione delle regioni italiane. La metodologia applicata permette di valutare i canali attraverso i quali i Fondi possono incidere sulla produttività totale dei fattori alla crescita del PIL. I risultati mostrano che i fondi strutturali hanno avuto un impatto debole sull'accumulazione di capitale, sulla variazione della produttività totale dei fattori e sull'occupazione.

Ad arricchire questi precedenti studi, un contributo al dibattito sul ruolo della politica di coesione dell'Unione europea in Italia è stato fornito da Aiello e Pupo (2012). Gli autori concentrano la loro attenzione sugli effetti territoriali dei fondi strutturali europei dal 1996 al 2007. La loro analisi empirica considera un modello di crescita neoclassico con alla base l'ammontare di fondi strutturali spesi da ciascuna regione. Attraverso un insieme di dati panel e uno stimatore dinamico dei dati, gli autori trovano che, nonostante i fondi strutturali abbiano avuto un impatto maggiore ad Sud rispetto al Centro-Nord del Paese, questi non hanno contribuito a ridurre il divario di produttività in Italia.

In letteratura gli studi sull'impatto dei Fondi strutturali sono numerosi. Aiello e Pupo (2009) mostrano come da un lato la distribuzione dei fondi è coerente con i criteri di attribuzione di maggiori risorse alle regioni a ritardo di sviluppo, dall'altro lato

mostrano come si rilevano performance diverse nelle capacità di gestione dei fondi tra le regioni italiane. Il risultato più importante a cui giunge l'analisi empirica e che i Fondi Strutturali hanno esercitato un impatto, seppur limitato, sul processo di convergenza del reddito pro capite delle regioni italiane, mentre non hanno influenzato i divari regionali in termini di produttività del lavoro.

Nell'analisi empirica i Fondi strutturali sono una variabile esplicativa del modello. Per studiare l'impatto dei fondi sul deficit primario regionale, si è costruita la variabile "fondi strutturali".

Nella seconda parte del lavoro si fa riferimento ad una letteratura in rapida espansione sul tema dei fondi strutturali erogati dall'Unione europea. Beneficiare dei fondi europei è considerato fondamentale per la crescita economica ed è stato uno dei cardini delle strategie di sviluppo regionale tra i paesi appartenenti all'eurozona.

In letteratura, infatti, si trovano numerosi studi sul rapporto tra fondi europei e crescita e sull'efficacia dei trasferimenti europei. Il punto di vista critico sull'efficacia dei fondi è espresso nei lavori di Boldrin e Canova (2001), Cappellen et al. (2001), Midelfart-Knarvik e Overman (2002), Ederveen et al. (2006), Dall'erba e Le Gallo (2008), Coppier et al. (2013) che evidenziano l'effetto sostanzialmente redistributivo dei fondi in Europa e studiano il tasso di crescita economica regionale e l'influenza dei fondi strutturali. Risultati più ottimistici si ottengono dallo studio di De la Fuente (2002a) e di Garcìa Solanes e Marìa-Dolores (2002).

Nonostante gran parte della letteratura abbia analizzato il rapporto tra fondi strutturali e crescita, ci sono pochi studi empirici che studiano la gestione dei fondi europei da parte delle Istituzioni nazionali (Ciani e De Blasio, 2015; Bachtler e Mendez, 2007; 2016) e, soprattutto, pochi studi che analizzano ex ante la capacità delle istituzioni regionali di attrarre i fondi (Aiello e Pupo, 2009; 2012).

1.4 La corruzione e la qualità delle istituzioni

La letteratura economica definisce la corruzione della pubblica amministrazione come l'insieme dei reati commessi dal pubblico ufficiale per conseguire guadagni personali (Rose-Ackerman 1975; Glaeser e Saks 2006; Benerjee et al. 2011). I pubblici ufficiali usano il potere a loro delegato dai cittadini per perseguire interessi economici personali a danno dell'interesse pubblico (Centorrino et al., 2010). Per corruzione, quindi, si intende uno scambio illecito fra un atto di potere di un membro di un'organizzazione a favore di un altro soggetto e una prestazione di denaro o altro vantaggio personale (Centorrino e Lisciandra, 2010).

Il fenomeno della corruzione preoccupa costantemente i paesi che affrontano problemi di natura economico-sociale. Per questa ragione, una buona parte della letteratura sul tema si è indirizzata verso la comprensione dell'impatto e degli effetti del fenomeno sull'economia. I principali risultati della letteratura empirica sostengono che la corruzione tende a portare ad una minore crescita, ostacolando la spesa per investimenti privati e pubblici, inibendo l'efficacia dei servizi. Da questi studi emerge che la corruzione ha un impatto minore nei paesi in cui le istituzioni sono efficaci e, al contrario, ha un impatto maggiore nei paesi in cui le istituzioni sono estremamente inefficaci. Diversi autori dimostrano che la corruzione: (*i*) influisce negativamente sia sul PIL e sulla crescita del PIL (Mauro, 1995; Brunetti et al., 1998) (*ii*) deteriora il clima degli investimenti e tende a ridurre gli investimenti; (*iii*) distorce le scelte di spesa pubblica (Mauro, 1998); e (*iv*) pregiudica le operazioni di prestito nei paesi percepiti come più corrotti che pagano un premio di rischio più elevato nell'emissione di obbligazioni (Ciocchini et al., 2003). Il lavoro di Mauro (1995) ha rilevato che gran parte degli effetti della corruzione sulla crescita sono influenzati, a loro volta, dall'effetto della corruzione sugli investimenti. Recentemente Aghion et al. (2016) costruiscono un modello per analizzare la relazione tra tassazione, corruzione e, quindi, crescita. Secondo gli autori, i governi corrotti che riescono ad intercettare i ricavi provenienti

dalle tasse, riescono a tradurli in infrastrutture pubbliche. Il modello predice una relazione ad U tra il livello di tassazione e il livello di crescita.

La relazione tra corruzione e crescita, quindi, è stata abbondantemente dimostrata e provata empiricamente. In questo studio l'analisi si sofferma invece sullo studio della corruzione come uno degli indicatori della qualità istituzionale. Il legame che si vuole analizzare è quello tra corruzione e spesa pubblica, un tema che in letteratura ha ricevuto meno attenzioni.

Un altro indicatore economico che è spesso associato con la corruzione è il livello della spesa pubblica. Diversi studi empirici in letteratura hanno provato a individuare una relazione causale tra corruzione e spesa pubblica. La maggior parte delle teorie predice effetti negativi sulla spesa pubblica, generalmente derivati dalle distorsioni causate dalle azioni corruttive. Altri lavori hanno tentato di spiegare la relazione opposta, cercando di studiare la spesa pubblica come variabile che incide sulla corruzione. In questo senso, Del Monte e Papagni (2007) analizzano le determinanti della corruzione in 20 regioni italiane tra il 1963 e il 2001. Per misurare la corruzione gli autori utilizzano il numero di reati contro la pubblica amministrazione. I risultati mostrano che la spesa pubblica e il livello di sviluppo delle regioni influenzano il livello di corruzione, insieme ad altre variabili culturali e politiche.

La corruzione colpisce non solo il livello della spesa pubblica, ma anche la sua composizione, sostenendo che i funzionari governativi corrotti sono suscettibili di modificare le allocazioni di spesa a favore di progetti che permettano loro di raccogliere tangenti (Rose-Ackerman, 1997). Esistono anche prove empiriche che indicano che il fenomeno della corruzione è associato ad una cattiva allocazione e appropriazione indebita della spesa pubblica. Mauro (1997) mostra che la corruzione distorce la spesa pubblica, in particolare la spesa verso l'istruzione e la sanità oppure verso gli investimenti in infrastrutture che innescano il meccanismo di crescita di una economia. In modo simile, Tanzi e Davoodi (1997) trovano che la corruzione porta ad una distrazione di fondi pubblici, per cui le tangenti sono più facili da raccogliere, e questo implica una distorsione nella composizione della spesa pubblica verso progetti

a bassa produttività (ad esempio la costruzione su larga scala) a scapito di investimenti proficui (ad esempio il mantenimento delle infrastrutture esistenti). Più recentemente, Haque e Kneller (2015) studiano il rapporto tra la qualità dei servizi e la spesa pubblica, partendo dall'idea che i burocrati possono falsificare le gare d'appalto, fornendo a prezzi alti prodotti di bassa qualità. Questo meccanismo riduce la qualità dei servizi pubblici, aumentando la spesa pubblica e riducendo la crescita. Gli autori testano i risultati studiando il rapporto tra la crescita, gli investimenti pubblici e la corruzione, giungendo alla conclusione che la corruzione riduce i rendimenti degli investimenti pubblici e rende inefficace la crescita economica.

Tra gli studi in letteratura sull'interazione tra spesa pubblica e corruzione, emerge quello di Bosco (2016), il quale, studiando la relazione tra rischio di povertà e corruzione, dimostra che il disagio sociale aumenta la corruzione ad ogni livello di reddito pro capite. La spesa pubblica ha un effetto negativo sulla corruzione, ma la percezione di un elevato livello di efficacia ed efficacia delle politiche pubbliche controbilancia l'effetto volume negativo della spesa pubblica e riduce l'influenza della povertà sulla corruzione, diminuendo il livello di corruzione. Per condurre l'analisi, l'autore ha utilizzato un panel di dati per 31 paesi europei, per il periodo 2002 – 2011. Per stimare le determinanti della corruzione percepita nel settore pubblico, l'autore utilizza l'indice di corruzione percepita (CPI) sviluppato da Transparency International. Tra le variabili indipendenti utilizzate come regressori del CPI si trovano variabili di natura economico-sociale come il PIL pro capite, la spesa pubblica totale, il progresso tecnologico, la burocrazia, la discrezione nella regolamentazione, la religione, il livello di educazione. I risultati mostrano che la corruzione percepita può essere influenzata sia dalla dimensione che dalla qualità della spesa pubblica.

Per quanto riguarda l'Italia, alcuni studi recenti sulla corruzione nelle regioni italiane confermano l'esistenza di una correlazione negativa tra reddito e corruzione, mentre la relazione tra istruzione e corruzione risulta positiva (Fiorino e Galli, 2010). Qualche anno dopo, Fiorino e Galli (2013) scrivono: "I recenti e frequenti fenomeni di corruzione che infestano la politica, la finanza, l'amministrazione ci suggeriscono che

siamo in presenza di una situazione pericolosa che influisce sulla crescita del paese. In Italia negli anni ottanta e novanta si rubava per conto dei partiti, oggi si ruba per fini personali. Il sistema politico italiano fin dalle origini dello Stato unitario ha manifestato l'esistenza di una forte interazione tra classe politica, amministrazione e cittadini/imprese, fortemente finalizzata al conseguimento di benefici particolaristici attraverso leggi speciali, scambi di favori o tangenti. L'Italia appare come un caso anomalo nel panorama europeo per due ordini di ragioni. Innanzitutto, la distribuzione dei reati di corruzione sul territorio nazionale non risulta essere omogenea. Uno studio condotto dalla Commissione Europea registra per l'Italia la maggiore varianza interna su base regionale in Europa. A questo dato si aggiunge la distanza che intercorre tra l'Italia e buona parte dei paesi membri dell'Unione Europea nelle classifiche internazionali a fronte del fatto che generalmente paesi caratterizzati da livelli di sviluppo economico e strutture politico-istituzionali analoghi presentano livelli di corruzione analoghi".

Sempre per il contesto italiano, Lisciandra e Millemaci (2016) studiano, tramite un analisi panel delle regioni italiane, gli effetti economici della corruzione. In particolare, gli autori vogliono misurare l'impatto della corruzione sulla crescita economica usando un panel di dati che va dal 1968 al 2011 attraverso una misura robusta della corruzione. Questa misura è data dalla media su periodi di 5 anni per ridurre le fluttuazioni di breve periodo e i probabili effetti ritardati. I risultati mostrano un significativo e negativo impatto della corruzione sulla crescita nel lungo periodo in ogni regione italiana.

In letteratura è stata analizzata un'altra questione sempre più importante per lo studio del fenomeno della corruzione nelle regioni italiane. Alcuni autori hanno analizzato la relazione tra corruzione e trasferimenti pubblici, in particolare la quantità delle risorse mobilitate dalla politica regionale dell'Unione europea. Questi studi hanno prestato attenzione alla capacità delle amministrazioni regionali di utilizzare i fondi strutturali e di rispettare i tempi degli interventi. Questi argomenti segnalano una debolezza della capacità istituzionale regionale nell'attrarre e gestire in modo efficace i

fondi europei. Questo si manifesta particolarmente nelle regioni meridionali in cui la pubblica amministrazione soffre di molti vincoli (si veda, per esempio Arpaia et al., 2009), i quali hanno impedito ai fondi strutturali di avere un pieno successo. Un'ulteriore conferma a questa tesi proviene dall'analisi fornita da Milio (2007), secondo cui, in Sicilia, "gestione, programmazione, controllo e capacità di valutazione per attuare interventi strutturali sembra essere, dopo 15 anni, ancora a un livello iniziale". Inoltre, diversi autori sostengono che le regioni utilizzano i trasferimenti provenienti dall'Unione europea in maniera sempre più inefficiente, soprattutto in quelle regioni in cui si ha la possibilità di accedere ad una maggiore quantità di fondi. Da questi studi emerge che la causa è attribuibile alla mancanza di capacità amministrativa, che fa in modo che una parte dei fondi non viene spesa come previsto ma utilizzata per scopi di consumo o soggetti a corruzione.

Per quanto concerne lo studio dei trasferimenti pubblici, un'analisi particolarmente interessante a livello nazionale è stata affrontata da Barone e Narciso, 2011. Questo studio per certi versi richiama quello riportato in questa analisi. Gli autori affermano con decisione che sarebbe proprio un tasso di corruzione elevato ad impedire un regolare svolgimento delle attività imprenditoriali. In particolare i due autori analizzano il ruolo della criminalità organizzata quando si verifica la ripartizione delle sovvenzioni pubbliche alle imprese, per capire se il crimine organizzato devia trasferimenti pubblici alle imprese. Gli autori, attraverso i dati sui comuni italiani, studiano l'impatto della mafia nell'influenzare l'assegnazione di sovvenzioni pubbliche alle imprese tramite i fondi concessi con la legge 488/92. Verificano se i comuni guidati dalla mafia ricevono una maggiore quantità di fondi e mostrano che la presenza della criminalità organizzata influenza positivamente la probabilità di ottenere il finanziamento e l'ammontare dei fondi pubblici. Questo filone di analisi è particolarmente importante perché pone l'attenzione a un altro aspetto che caratterizza la qualità istituzionale.

Infine, in questo studi si prende in considerazione la relazione tra fondi strutturali e qualità istituzionale. Bähr (2008), Katsaitis e Doulos (2009), Dall'Erba e

Fang (2015) esaminano l'impatto della qualità istituzionale sui fondi strutturali, inserendo nei loro modelli una proxy della corruzione. Beugelsdijk e Eijffinger (2005), studiano gli effetti dei fondi strutturali in 15 Paesi del'Unione europea (UE 15), tramite lo stimatore GMM, inserendo nel modello la variabile "tasso di corruzione". Gli autori mostrano come i fondi posso essere utilizzati in modo inefficiente. I loro risultati indicano che i paesi più "corrotti" crescono a tassi minori e non gestiscono in maniera efficiente i fondi provenienti dall'Europa. Qualche anno dopo, Dellmuth e Stoffel (2012), partendo dal presupposto che i fondi dell'Unione europea sono distribuiti principalmente sotto forma di sovvenzioni intergovernative ai governi sub-statali, analizzano i nessi causali tra gli incentivi elettorali, gli obiettivi di finanziamento europei e l'allocazione a livello locale in Germania. Tramite il modello Tobit per il periodo 2000 – 2006, mostrano che le elezioni nei governi sub-statali sono elementi distorsivi dell'allocazione dei fondi strutturali a livello locale.

Fazekas et al. (2013) analizzano il rischio di corruzione dei fondi dell'Unione europea in Ungheria, in materia di appalti pubblici. Gli autori scoprono che, nonostante esistano norme rigide in materia di appalti, i fondi comunitari rischiano di alimentare manovre di abuso della spesa pubblica e maggiori rischi di corruzione. La corruzione si manifesta attraverso rapporti contrattuali di cui beneficiano le più alte sfere dell'élite politica e degli affari istituzionali. Più tardi Fazekas et al. (2014) analizzano tre paesi del centro Europa (Repubblica Ceca, Ungheria e Slovacchia) sviluppando un indicatore di rischio di corruzione basato sugli appalti pubblici. I risultati indicano che i fondi dell'Unione europea hanno un impatto sulla corruzione, fornendo ulteriori risorse pubbliche a corruttori e corrotti.

Tosun (2014) analizza le determinanti della capacità di assorbimento degli Stati membri dell'Unione europea per quanto riguarda il periodo di programmazione 2000-2006 del FESR. I risultati dimostrano una relazione positiva tra assorbimento dei fondi e capacità di governo. I risultati dimostrano che gli Stati membri dove si registra un maggiore livello di reddito hanno meno probabilità di massimizzare l'assorbimento dei fondi FESR.

Capitolo 2

La politica e il bilancio dei governi regionali

2.1 I dati e le statistiche descrittive

2.1.1 I dati e la descrizione delle variabili

In questa sezione si descrivono le variabili utilizzate per lo studio del deficit primario regionale. L'analisi empirica viene effettuata utilizzando un panel[4] di dati (un insieme di dati longitudinali) annuali delle 20 regioni italiane per il periodo tra il 2000 e il 2013.

L'analisi econometrica si basa sui dati provenienti da diverse banche dati. Nel dettaglio, la base dei dati impiegati per costruire il dataset comprende:

- la serie storica del deficit primario regionale, che è stata ricostruita sulla base dei dati forniti dall'Istat, sezione finanza locale, bilanci consuntivi[5] regionali (anni 2000 – 2013),

[4] Il termine dati panel (o dati longitudinali) si riferisce a dati relativi a N entità o unità decisionali diverse (individui, famiglie, imprese, paesi) osservati in T periodi temporali diversi. Utilizzo dati panel perché contengono più informazioni, più variabilità e dunque meno collinearità tra le variabili e producono stime più efficienti, più precise dei parametri.

[5] *Bilancio consuntivo*: Il rendiconto finanziario che comprende i risultati della gestione di bilancio, per le entrate (accertate, riscosse e residui attivi) e per le spese (impegnate, pagate e residui passivi).
Competenza: Le entrate che l'ente ha diritto a riscuotere e le spese che si è impegnato a erogare durante l'esercizio finanziario, a prescindere dal fatto che verranno effettivamente riscosse o pagate.
Entrate tributarie: Le entrate prelevate dagli individui e dalle imprese in virtù della potestà di imposizione diretta o derivata. *Spese correnti:* Costituiscono il titolo I del bilancio di spesa e si articolano sia in categorie (secondo il decreto del Presidente della Repubblica n. 421 del 9 luglio 1979) sia in funzioni, servizi e interventi (secondo il decreto del Presidente della Repubblica n. 194 del 31 gennaio 1996). Esse rappresentano le spese destinate alla produzione e al funzionamento dei vari servizi prestati

- i dati per i fondi strutturali dell'Unione europea, che sono stati forniti dalla Ragioneria Generale dello Stato, Ministero dell'Economia e delle Finanze,
- le variabili politiche sono di propria elaborazione.

La tabella 1 riporta una breve descrizione delle variabili utilizzate nell'analisi empirica e nelle statistiche descrittive.

Tabella 1. Statistiche riassuntive

Variable name	*Description*	*Obs.*	*Mean*	*Std. dev.*	*Min*	*Max*
Descriptive variables						
Regional primary deficit	*Real regional primary deficit*	260	-216.27	616.24	-4129.75	1247.17
Regional GDP	*Real regional GDP*	260	88051.04	82844.47	4590.31	379456.00
Regional GDP per capita	*Real regional GDP per person*	260	28613.19	7184.60	16265.54	40822.13
National GDP	*Real GDP in Italy*	260	1724462.39	58880.88	1611715.38	1829139.13
National GDP per capita	*Real GDP per person in Italy*	260	29513.67	1231.50	26757.59	31300.34
EU structural funds	*Financing from ERDF and ESF funds*	280	2114.36	2060.80	131.09	8638.84
Interest payments on debt	*Interest payments on debt*	280	84.13	87.58	0.00	561.94
Density of population	*Population per square kilometre*	280	178.00	106.22	37	426
Population	*Number of population in each region*	280	2.97	2.30	0.12	9.88
Unemployment rate	*Unemployment rate*	280	8.69	4.82	2.50	24.10
Transformed variables used in the regression						
deficit	*Ratio of regional primary deficit to GDP*	280	-0.00	0.01	-0.07	0.05
gdppc	*Logarithm of real GDP per capita*	260	10.23	0.26	9.70	10.62
intpay	*Ratio of interest expenditure to GDP*	280	0.001	0.001	0	0.008
pop	*Logarithm of population*	280	0.68	1.05	-2.13	2.29
fund	*Ratio of total EU structural funds to GDP*	280	0.04	0.04	0.00	0.14
right	*Dummy for party affiliation of president in regional government*	280	0.48	0.50	0	1
yearinof	*Year of legislature*	268	2.63	1.37	1	5

Nota: La popolazione è espressa in milioni di individui. Tutte le variabili monetarie sono espresse in milioni di Euro (a prezzi costanti sul 2014).

dall'Ente, nonché alla ridistribuzione dei redditi per fini non direttamente produttivi. *Trasferimenti*: Le partite finanziarie che un ente trasferisce a un altro ente o soggetto economico per il raggiungimento di scopi istituzionali (Fonte: Glossario Finanza degli Enti Locali, Istat).

La sezione inizia con la ricerca dell'evidenza statistica sui saldi di bilancio pubblico regionali. L'obiettivo è quello di analizzare le variabili economiche regionali le quali, in funzione delle loro caratteristiche, sono state identificate come variabili determinanti del bilancio pubblico regionale. Si cerca di stabilire la rilevanza delle diverse determinanti suggerite dalla letteratura sulla finanza pubblica, precedentemente analizzata.

Pur sottostando alla difficoltà nel reperire i dati, alle limitazioni dovute alla scarsità di dati e alla limitata serie storica degli stessi, il dataset è stato costruito al fine di diventare il mezzo per valutare in che misura le differenze di incidenza del deficit primario regionale possano essere spiegate da variabili relative al bilancio pubblico regionale, da variabili relative al ciclo politico di bilancio e dai dati sui fondi strutturali.

La scelta del periodo iniziale è stata vincolata dalla disponibilità dei dati sul deficit primario regionale, si scegli il 2013 come periodo ultimo per mancanza dei dati sui bilanci consuntivi delle regioni forniti dall'Istat e, in secondo luogo, perché coincide con l'ultimo anno del ciclo di programmazione europea 2007-2013 (si rimanda al prossimo paragrafo).

La variabile dipendente del modello è il deficit primario regionale (*deficit*), ottenuto dal totale delle spese meno il totale delle entrate escludendo i pagamenti dei tassi di interesse dalla spesa totale.

Nella struttura del modello si sono presi in considerazione numerosi aspetti di natura politica economica, che sono rappresentati nelle variabili esplicative del modello, le quali rappresentano le possibili determinanti del deficit primario. Le variabili esplicative sono raggruppate in tre categorie.

La prima categoria, *macroeconomica,* include il Pil regionale e nazionale (*gdp* e *gdp_fe*), il reddito annuale pro capite (*gdppc*) e il reddito annuale reale pro capite (*rgdppc*) per ogni Regione, la spesa per interessi (*intpay*), il totale delle entrate per ogni Regione, il totale delle spese per ogni Regione, la spesa corrente per ogni Regione, i tributi propri e devoluti e i trasferimenti dallo Stato per ogni Regione, i fondi strutturali dell'Unione europea e il tasso di disoccupazione. Il PIL pro capite è citato in

letteratura come un importante determinante del deficit primario; le variabili *gdppc* e *rgdppc* servono a spiegare come, con l'aumento del reddito, aumenti la capacità di gestire il deficit. Dal PIL regionale e nazionale (*gdp* e *gdp_fe*) e dal reddito annuo regionale e nazionale pro capite (*gdppc* e *gdppc_fe*), si catturano informazioni circa il livello di sviluppo economico (Figura 1). Di fatti, queste variabili vengono utilizzati per spiegare come un aumento del reddito causa dei cambiamenti sul bilancio regionale. Si assume che, a causa di un aumento della capacità della ricchezza, il deficit tenda a diminuire e ci si aspetta che il reddito pro capite sia correlato positivamente con il deficit pro capite e con il debito regionale. Un maggiore sviluppo economico può essere associato ad un sistema fiscale più efficiente e, quindi, può essere associato ad un deficit più piccolo. Dalle ricerche condotte in letteratura a livello regionale, si nota che un livello di qualità della vita più elevato è connesso ad un livello più basso della pressione fiscale, e, pertanto, che l'amministrazione dovrebbe ricorrere al debito come una forma di finanziamento. Nel caso delle regioni, questa relazione è complicata dall'esistenza di alcuni trasferimenti che provengono dal Governo centrale e dall'Unione europea, che sono inversamente proporzionali al livello del loro reddito pro-capite (la variabile che rappresenta il livello di reddito, misurata come PIL pro capite, riflette il tenore di vita della popolazione nelle regioni considerate). Per questo motivo, nelle regressioni, il livello di sviluppo economico è catturato attraverso la misura del reddito pro capite (*gdppc*) PIL regionale diviso per la popolazione, calcolato anche come logaritmo della variabile (*log rgdppc*), come un indicatore che cattura il livello dello sviluppo regionale in relazione alle risorse di capitale. L'inclusione del PIL pro capite in logaritmo (*log rgdppc*) come variabile di controllo ha lo scopo di acquisire le disparità regionali in materia di sviluppo economico. In linea con Barrios e Martinez-Lopez (2014), il rapporto tra il PIL pro capite e deficit pubblico regionale è lontano dall'essere semplice. In effetti, il legame tra le due variabili è fortemente condizionato dalla apparentemente semplice ragionamento che più alti livelli di PIL pro capite portano a più bassi livelli di squilibri di bilancio.

La variabile spesa per interessi (*intpay*) raccoglie i dati del “prezzo”, o meglio del “costo”, associato all'uso crescente di danaro pubblico finanziato a debito. Il pagamento degli interessi è coperto in parte con nuove emissioni, con un debito che cresce alimentato da interessi passivi composti. Poiché una quota del nuovo debito alimenta le spese correnti (ma anche in conto capitale) non coperte da tasse, questo provoca un aumento del deficit. Di conseguenza, esiste una relazione tra deficit e tasso di interesse che sta alla base del tema della stabilità del debito. Il fatto che il tasso di interesse reale superi il tasso di crescita del reddito reale determina un crescente onere del debito. In un contesto in cui il debito pubblico è in continua crescita, individuare quale dimensione deve avere la riduzione del disavanzo primario e se tali riduzioni possono essere ritenute sufficienti per risolvere il problema del debito costituisce quindi un aspetto di particolare rilevanza e urgenza. Secondo un’altra linea interpretativa, il nesso di causalità andrebbe sostanzialmente capovolto, ovvero sono gli alti tassi di interesse reali (fissati in funzione di obiettivi di politica monetaria) a causare la crescita del fabbisogno e quindi del debito, per cui la manovra appropriata dovrebbe consistere essenzialmente in una riduzione dei tassi. In questa analisi il costo del servizio del debito (pagamento degli interessi sul debito) può essere considerato una proxy del debito accumulato. Più alto è il debito e più alto sarebbe il costo del servizio del debito. L'ipotesi è quella che il vincolo di bilancio primario è più “rigido” per le regioni con più accumulazione di debito e questo, quindi, porterebbe a maggiori pagamenti di interessi sul debito. Così, ci si aspetta una relazione negativa tra il pagamento degli interessi sul debito e deficit primario.

La variabile tasso di disoccupazione (*unempl*) si riferisce al livello di disoccupazione in ogni Regione per ogni determinato anno. Un aumento della disoccupazione riduce -ceteris paribus- le entrate fiscali e prevede ulteriori ripercussioni sulle finanze pubbliche. Questo può portare a un livello di debito più elevato e, nel tempo, ad una aumento anche del deficit. Le differenze nei tassi di disoccupazione delle regioni riflettono, nel lungo periodo, differenze strutturali nel mercato del lavoro. Quindi, un più alto tasso di disoccupazione, un maggior numero di

contribuenti e un maggiore divario tra indebitamento medio e mediano porta ad un aumento del debito. Una riduzione del tasso di disoccupazione e una crescita del PIL dovrebbero limitare il verificarsi di picchi del rapporto debito/PIL. Infatti, il rapporto tra tasso di disoccupazione e la finanza pubblica è mediato dal PIL; ovvero il tasso di disoccupazione colpisce il PIL e il PIL colpisce il debito, il deficit e, soprattutto, il rapporto debito-PIL. In Italia, la disoccupazione è prevista ancora in rialzo, anche se con una progressione meno accentuata di quella del recente passato e, in particolare, con una variazione percentuale dei disoccupati tra il 2013 ed il 2017 pari al 4,3% e di un aumento di 0,5 punti percentuali del tasso di disoccupazione (Figura 2).

La seconda categoria, *demografica,* include il numero della popolazione per ogni Regione, la dimensione relativa della Regione e la densità abitativa. La variabile popolazione (*pop*) indica il livello di abitanti in una determinata regione. Questa variabile influenza positivamente la domanda di servizi pubblici, i quali per essere garantiti inducono i governi regionali a indebitarsi. Tuttavia, se il peso del debito è misurato in termini pro capite, il segno del rapporto tra popolazione e onere del debito potrebbe essere negativo a causa delle economie di scala. Un'altra variabile demografica che viene considerata spesso in letteratura è la densità della regione, *density*, misurata come abitanti per chilometro quadrato. Si introduce questa variabile per valutare l'impatto dell'espansione regionale sulle spese, trovando che maggiore è la densità della popolazione, minore è il totale delle spese, che in linea di principio porterebbe ad abbassare i livelli di indebitamento (relazione negativa tra le due variabili). Diversi contributi recenti hanno considerato la relazione tra questa variabile e il debito pubblico. Ad esempio, secondo Hortas-Rico e Solé-Ollé (2010), la struttura dello spazio urbano di molte città spagnole, misurata come terreno edificabile a persona, non solo ha un impatto ambientale, ma anche un notevole impatto sulle finanze comunali. In particolare, essi valutano l'impatto dell'espansione urbana sulle spese, trovando che maggiore è la densità della popolazione minore è il totale delle spese e delle spese correnti pro capite che, in linea di principio, porterebbe a livelli più bassi di indebitamento (rapporto negativo). Includendo, quindi, la variabile densità

come una covariata ci si aspetta che la densità della popolazione sia statisticamente significativa e abbia un effetto positivo sul deficit primario, suggerendo che le regioni con alta densità di popolazione hanno un alto deficit primario.

La terza categoria, *politica - istituzionale*, include due variabili binarie, costruite come dummy (0-1), che descrivono l'orientamento politico del governo (*right*) e l'anno di legislatura del presidente della regione (*yearinof*). Queste variabili servono per studiare il ciclo politico di bilancio, vale a dire, analizzare se il bilancio del governo regionale è sensibile rispetto all'anno in carica considerato e alla coalizione di partito.

I fenomeni economici non sono sufficienti per spiegare pienamente il fenomeno del deficit primario a livello regionale, così si è deciso di utilizzare delle variabili politiche come regressori, dato il grande impatto che i fattori politici hanno sul deficit. In letteratura numerosi studi hanno associato aspetti di natura politica con il debito, quali la frammentazione politica, l'ideologia (progressiva o conservativa) o il periodo di tempo al potere. Come indicato da Benito e Bastida (2004), la teoria politica ha sempre sostenuto che i governi di sinistra sono più permissivi in materia di disciplina finanziaria governativa. Al contrario altri studi, seppur in numero minore, sostengono che i governi di destra accumulano più debito quando si trovano di fronte a una maggiore probabilità di sconfitta; un esempio è il paper di Pettersson-Lidbom (2001), che prende in esame l'accumulo del debito tra i governi locali in Svezia.

L'introduzione di fattori politici come determinanti del deficit di bilancio è stata studiata in varie dimensioni (livello regionale e nazionale). La prima variabile binaria (*right*) indica l'appartenenza politica, misurando il partito di appartenenza del presidente della regione in carica (0 centro-sinistra, 1 centro-destra). Con questa variabile si intende monitorare il cambiamento nella composizione politica del presidente della giunta regionale per vedere l'influenza che questo fenomeno produce sul debito pubblico. Lo scopo è studiare quanto tempo i partiti rimangono al potere, poiché il loro continuo alternarsi al governo genera maggiori livelli di debito e di deficit pubblico. Ci si aspetta che i partiti appartenenti alla coalizione di centro destra preferiscano fare scelte di politica economica restrittiva, spesa pubblica minore e

maggiori livelli di tassazione, per generare un livello di deficit minore, al contrario i partiti appartenenti alla coalizione di centro sinistra preferiscono prendere decisioni di politica fiscale espansiva, scegliendo di aumentare la spesa pubblica, e, di conseguenza, tali governi sono associati a deficit più grandi e più alti livelli di debito pubblico.

La seconda variabile (*yearinof*) anno di legislatura, calcola l'anno in cui si sono verificate le elezioni. Permette di analizzare se il deficit è influenzato dall'anno di legislatura, ovvero dalla vicinanza di una campagna per la rielezione, dato che un governatore è in grado di ridurre le tasse e decidere di far aumentare le spese, per aumentare le possibilità di rielezione. Presumibilmente chi non può affrontare la prospettiva di una campagna di rielezione sarà meno motivato a finanziare il debito riducendo le tasse e aumentando le spese, come mezzo per incrementare la probabilità di rielezione. La variabile, quindi, misurando l'anno in cui si sono verificati alle elezioni, ha lo scopo di studiare, perché i partiti restano al potere, perché l'alternanza dei partiti al governo porta a più alti livelli di debito e deficit pubblico. L'instabilità politica può essere un fattore determinante del debito pubblico. Nella variabile *yearinof*, tuttavia, il ciclo politico di bilancio è stato incluso per valutare se nel periodo precedente o successivo alle elezioni c'è stato un cambiamento nella variabile debito. Di conseguenza ci si aspetta che la variabile sia correlata negativamente con le misure di debito.

2.1.2 I dati sui fondi strutturali

La tesi indaga sulle conseguenze della disciplina fiscale tra i fondi strutturali europei e i governi regionali. Per questa ragione, i fondi strutturali sono inclusi come covariate aggiuntive. Si vuole valutare se i fondi strutturali dell'Unione europea hanno l'effetto di migliorare l'equilibrio del governo regionale, fornendo ulteriori risorse rispetto alle imposte e ai trasferimenti del governo centrale.

La Commissione Europea ha affermato che negli ultimi anni le disparità di reddito pro capite tra i paesi dell'Unione europea si sono ridotte, ma a tali dinamiche si contrappone il mantenimento di significativi divari tra le regioni. L'Italia presenta un caso emblematico a causa della consistenza di un'area del paese, il Centro-Nord, molto ricca e un'area, il Mezzogiorno d'Italia, in cui i ritardi di crescita sono rilevanti. Il persistere di tali divari, in presenza di ingenti risorse finanziarie dedicate alla politica di coesione, pone l'interrogativo sull'efficacia di questi interventi.

I dati dei fondi strutturali dell'UE sono stati forniti dalla Ragioneria Generale dello Stato (Ministero italiano dell'Economia e delle Finanze).

La variabile dei fondi strutturali è costruita sull'importo dei fondi UE stanziati ogni anno per regione. Nell'analisi, i dati si riferiscono ai due periodi di programmazione (2000-2006 e 2007-2013) e agli importi previsti per i due principali strumenti finanziari, il Fondo europeo di sviluppo regionale (FESR) e il Fondo sociale europeo (FSE). Per quanto riguarda gli altri progetti (Fondo europeo agricolo di garanzia, FEAGA; Strumento finanziario di orientamento della pesca, SFOP) non è possibile individuare l'importo destinato a ciascuna regione, per questo motivo non sono considerati nell'analisi. I valori sono riportati in valore assoluto e sono espressi in euro, rappresentano la somma della "dotazione totale di programma" per ogni anno e per ogni singola regione.

Le regioni più povere d'Europa ricevono la maggior parte del sostegno finanziario, ma tutte le regioni europee possono beneficiare dei fondi. Mentre la maggior parte del sostegno è assegnato alle regioni in ritardo di sviluppo, le altre regioni sono anche eleggibili per un finanziamento. Le regioni sono raggruppate sulla base di obiettivi, che sono definiti ogni volta per ogni periodo di programmazione. La Sardegna è l'unica regione che cambia gruppo di intervento tra i due periodi di programmazione, passando da regione obiettivo 1 per entrare a far parte delle regioni che fanno parte dell'obiettivo competitività.

Nel dettaglio, il periodo di programmazione 2000-2006 prevedeva tre obiettivi, sui quali si concentrava l'azione dei Fondi:

1. Obiettivo 1: promuovere lo sviluppo e l'adeguamento strutturale delle regioni in ritardo di sviluppo. I fondi di finanziamento per interventi rientranti in questo obiettivo erano il FESR, il FSE, il FEAOG, lo SFOP. A questo obiettivo era destinato il 69,7% dei Fondi strutturali. Gli interventi dell'obiettivo 1 erano pianificati attraverso il QCS[6].

2. Obiettivo 2: favorire la riconversione economica e sociale delle zone in difficoltà strutturale; Il fondo di finanziamento per interventi rientranti in questo obiettivo era il FESR. A questo obiettivo era destinato l'11,5% dei Fondi strutturali. Gli interventi dell'obiettivo 2 erano pianificati attraverso il Documento unico di programmazione (Docup)[7].

3. Obiettivo 3: favorire l'adeguamento e l'ammodernamento delle politiche di istruzione, formazione e occupazione. Il fondo di finanziamento per interventi rientranti in questo obiettivo era il FSE. Era destinato a questo obiettivo il 12% dei Fondi strutturali. Gli interventi dell'obiettivo 3 erano pianificati attraverso il QCS.

Il periodo di programmazione 2007-2013 è stato sottoposto alla revisione per controllare l'utilizzo dei contributi dei Fondi strutturali. Il periodo di programmazione fu, quindi, oggetto di una riorganizzazione che si è incentrato su tre nuovi obiettivi:

---

[6] Il QCS o Quadro Comunitario di Sostegno contiene la strategia generale, le priorità d'azione e la partecipazione finanziaria dei Fondi. È articolato in assi prioritari di intervento e viene attuato tramite singoli programmi operativi regionali (POR), presentati alla Commissione dalle Amministrazioni regionali per il tramite dello Stato membro. I POR ricevono poi un'ulteriore specificazione con l'adozione a livello regionale di un nuovo documento, il complemento di programmazione, contenente informazioni dettagliate sui beneficiari, le tipologie di intervento da realizzare, le modalità di attuazione e l'assegnazione finanziaria delle singole misure.

[7] Il DOCUP o Documento unico di programmazione: è il documento presentato alla Commissione europea dalle regioni che rientrano nell'obiettivo 2. E' un piano di sviluppo finalizzato ad assicurare il coordinamento dell'insieme degli aiuti strutturali comunitari in uno specifico territorio e raggruppa la strategia di sviluppo e i programmi ai fini di un accordo unico. Vi sono indicati gli assi prioritari strategici di intervento, la loro articolazione in misure, nonché la partecipazione finanziaria a livello di assi. La riforma del 1999 ha stabilito che, a seguito dell'adozione del DOCUP con decisione comunitaria, ciascuna Regione responsabile elabora e un documento detto complemento di programmazione, contenente informazioni dettagliate sui beneficiari, le tipologie di intervento da realizzare, le modalità di attuazione e le ripartizioni delle risorse per assi prioritari e misure.

1. Convergenza (ex Obiettivo 1): volto ad accelerare la convergenza degli Stati membri e delle Regioni in ritardo di sviluppo, migliorando le condizioni di crescita e d'occupazione. I settori d'intervento erano la qualità degli investimenti in capitale fisico e umano, lo sviluppo dell'innovazione e della società basata sulla conoscenza, l'adattabilità ai cambiamenti economici e sociali, la tutela dell'ambiente nonché efficienza amministrativa. Il finanziamento era effettuato tramite FESR, FSE e Fondo di coesione.

2. Competitività regionale e occupazione (ex Obiettivi 2 e 3): mirava, al di fuori delle regioni in ritardo di sviluppo, a rafforzare la competitività, l'occupazione e le attrattive delle regioni. Esso consentiva di anticipare i cambiamenti socio-economici, promuovere l'innovazione, l'imprenditorialità, la tutela dell'ambiente, l'accessibilità, l'adattabilità dei lavoratori e lo sviluppo di mercati di lavoro che favoriscano l'inserimento. Il finanziamento era effettuato tramite FESR e FSE.

3. Cooperazione territoriale europea (ex iniziativa comunitaria Interreg).

Il Fondo europeo agricolo di orientamento e garanzia (FEAOG) è stato sostituiti nel periodo 2007-2013 dal Fondo europeo agricolo per lo sviluppo rurale (FEASR), mentre lo Strumento finanziario di orientamento della pesca (SFOP) è diventato il Fondo europeo per la pesca (FEP). Il FEASR e il FEP possono ormai contare su basi giuridiche proprie e non rientrano più nell'ambito della politica di coesione e non sono più annoverati tra i fondi strutturali. Per questo motivo non si inserisce nella analisi i dati che concernono il FEAOG E lo SFOP, appartenenti al periodo di programmazione 2000-2006.

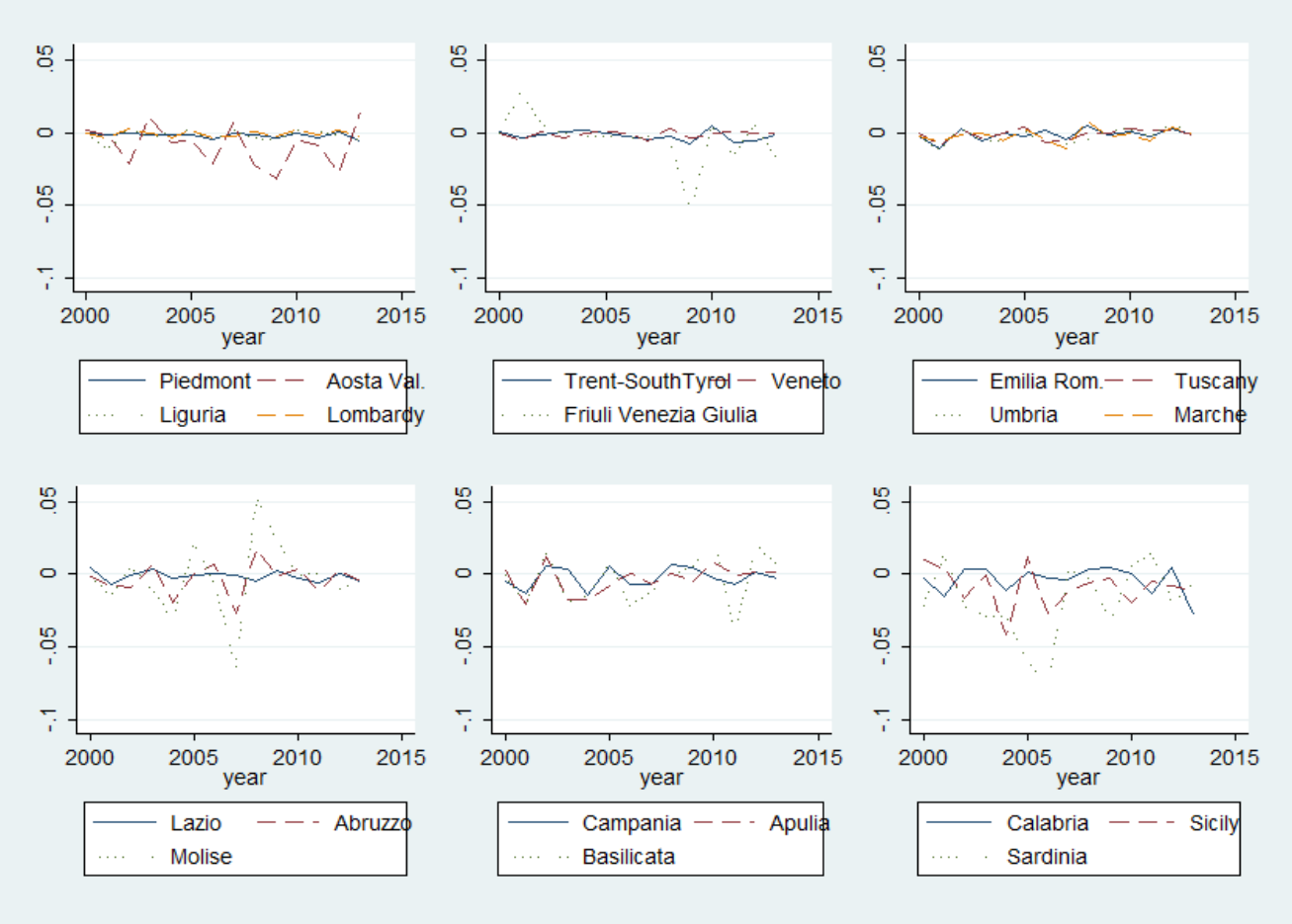
2.1.3 Statistiche descrittive

L'idea è quella di ottenere un supporto preliminare circa l'esistenza di una certa dipendenza tra le variabili chiave e rappresentarle graficamente.

La Figura 3 mostra l'evoluzione temporale del deficit primario regionale sul PIL regionale. L'immagine contiene sei quadranti, ognuno dei quali rappresenta un sottoinsieme delle regioni italiane. Tutte le regioni non sembrano divergere sistematicamente dal livello zero. Come previsto, le regioni più piccole hanno i valori più volatili (Valle d'Aosta, Friuli Venezia Giulia, Molise, Basilicata e Sardegna).

In particolare, nel primo grafico, Piemonte, Lombardia e Liguria seguono la stessa tendenza, ad eccezione della Valle d'Aosta che mostra dei picchi negativi a causa del basso livello del PIL. Si nota la stessa tendenza nel secondo grafico, dove Trentino Alto Adige e Veneto sono stabili intorno allo zero; al contrario il Friuli Venezia Giulia segue un andamento non lineare, con due picchi importanti (+0,3 nel 2001 e -0.5 nel 2009). Nel terzo grafico, Emilia Romagna, Toscana, Umbria e Marche seguono la stessa tendenza, convergendo intorno allo zero.

Figura 1. Evoluzione temporale del deficit primario regionale sul PIL regionale



Fonte: Propria elaborazioni su dati Istat

Gli altri tre grafici mostrano i risultati per le regioni centro-sud. Si nota che queste regioni non seguono lo stesso andamento lineare della regione nord. In particolare il Molise, la Basilicata e la Sardegna (influenzate dal numero minore della popolazione) mostrano picchi che oscillano attorno al -0.7 e 0.5. Ciò significa che nelle regione meridionali il livello del PIL controlla il livello di disavanzo primario.

Il fatto che la maggior parte delle osservazioni appaiono sotto il livello zero del saldo primario suggerisce che nel periodo considerato i governi regionali sono riusciti nella loro politica di bilancio. Le regole di bilancio sono state introdotte con l'adozione del Patto di stabilità interno (PSI). Il patto mira ad assicurare la stabilità dei conti pubblici tra i diversi livelli di governo, sollecitando un rafforzamento del controllo sui

conti pubblici locali. Il PSI prevede che le voci di bilancio attuali e passati devono essere presi in considerazione e considerati sia per competenza che per cassa.

Le seguenti figure rappresentano la distribuzione geografica dei valori delle principali variabili esplicative del modello; ogni figura mette a confronto i valori per ogni singola variabile per l'anno 2000 e per l'anno 2013, attraverso la scala di colori che va dal rosso al blu, rispettivamente regioni più virtuose a quelle meno virtuose.

Nella Figura 2, la distribuzione geografica della spesa per interessi, espressa in valori assoluti, denota una marcata localizzazione della quota maggiore in corrispondenza delle regioni del Centro-Nord (Lombardia, Emilia Romagna, Toscana e Lazio). La situazione muta, nel 2013, per l'Emilia Romagna e la Toscana che diventano due delle cinque regioni a pagare la quota minore di spesa per gli interessi, mentre rimane immutata la situazione per la Lombardia, il Lazio e la Sicilia. Nella Figura 3, si analizza la stessa variabile, spesa per interessi, in rapporto al PIL regionale. La distribuzione geografica dell'indicatore denota una localizzazione costante nel tempo in corrispondenza della Calabria e della Sicilia, rientrando tra le cinque regioni che pagano la quota più alta di spesa per interessi, sia all'inizio che alla fine della serie temporale in esame.

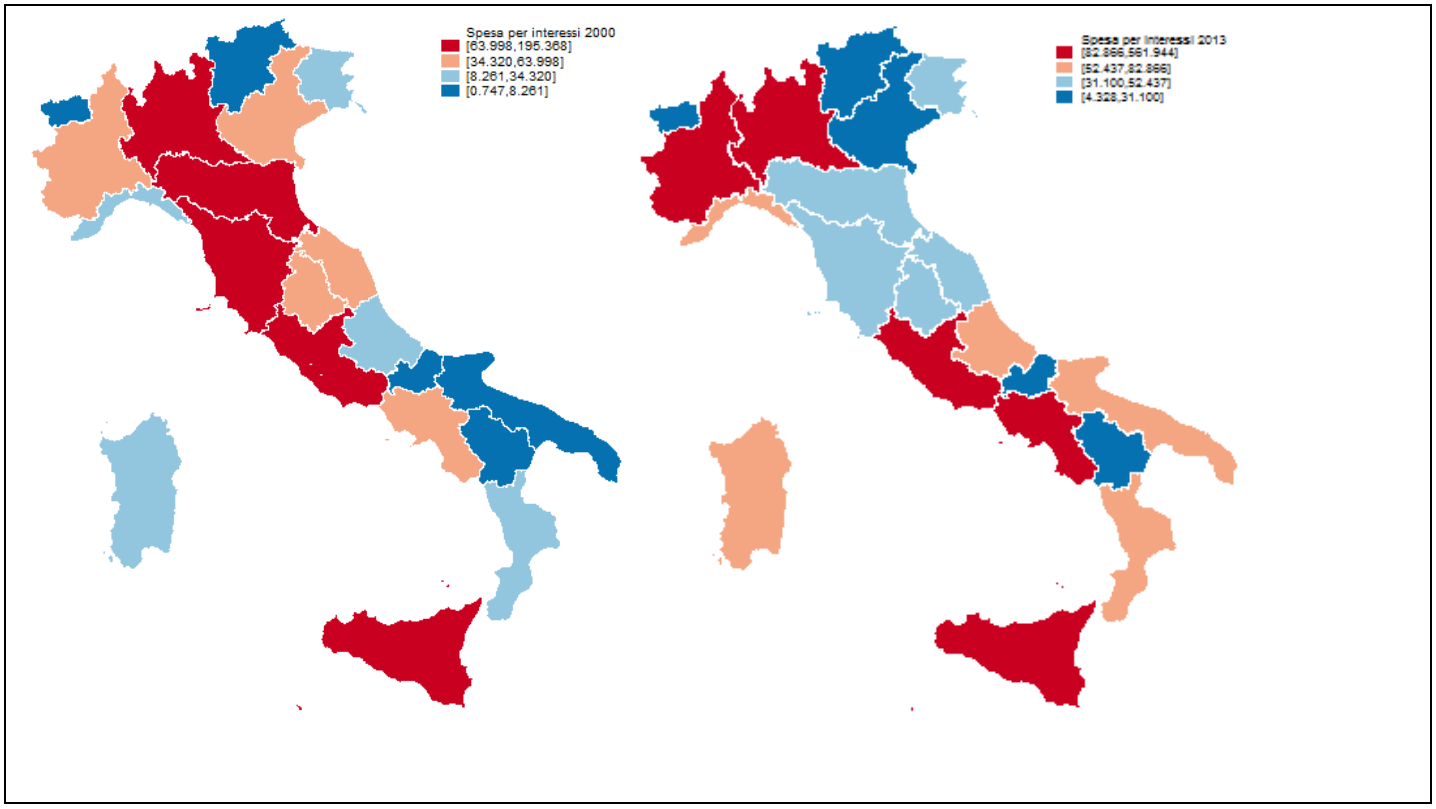
In Figura 4 si fa riferimento alla variabile dipendente del modello, il deficit primario regionale, espresso in valori assoluti, nel 2000 le regioni che si caratterizzano per un più elevato livello dell'indicatore sono la Lombardia, il Veneto, l'Emilia Romagna, la Sardegna e la Campania; mentre un avanzo primario appartiene alle regioni Valle D'Aosta, Trentino Alto - Adige, Lazio, Puglia e Sicilia. Il quadro grafico cambia nel 2013, quando il Piemonte, la Lombardia Il Lazio, la Calabria e la Sicilia sono le regioni che si caratterizzano per un più elevato livello di disavanzo primario; invece, il un più basso livello di deficit primario sono la Valle D'Aosta, il Veneto, la Toscana, la Puglia e la Basilicata.

Nella Figura 5, viene rappresentata la distribuzione territoriale della capacità di generare un avanzo o un disavanzo economico e vedere graficamente la "virtuosità" delle regioni. L'analisi denota sensibile difficoltà nella capacità di gestire il deficit

primario per le regioni del centro (Molise, Umbria, Campania) e per la Calabria e la Sardegna. Sostanzialmente contenuto, invece, è l'indicatore per le regioni del Nord (Valle D'Aosta e Trentino Alto – Adige), per il Lazio e per le regioni del Mezzogiorno (Puglia e Sicilia) che per il 2000 hanno registrato un avanzo primario in bilancio. La situazione graficamente cambia nel 2013, quando a registrare avanzi primari in bilancio sono la Valle D'Aosta, il Veneto la Toscana, la Puglia e la Basilicata. Sebbene nel 2013 quasi tutte le regioni hanno avuto entrate inferiori alle proprie uscite (disavanzo), per molte altre regioni l'entità del disavanzo è stata minima.

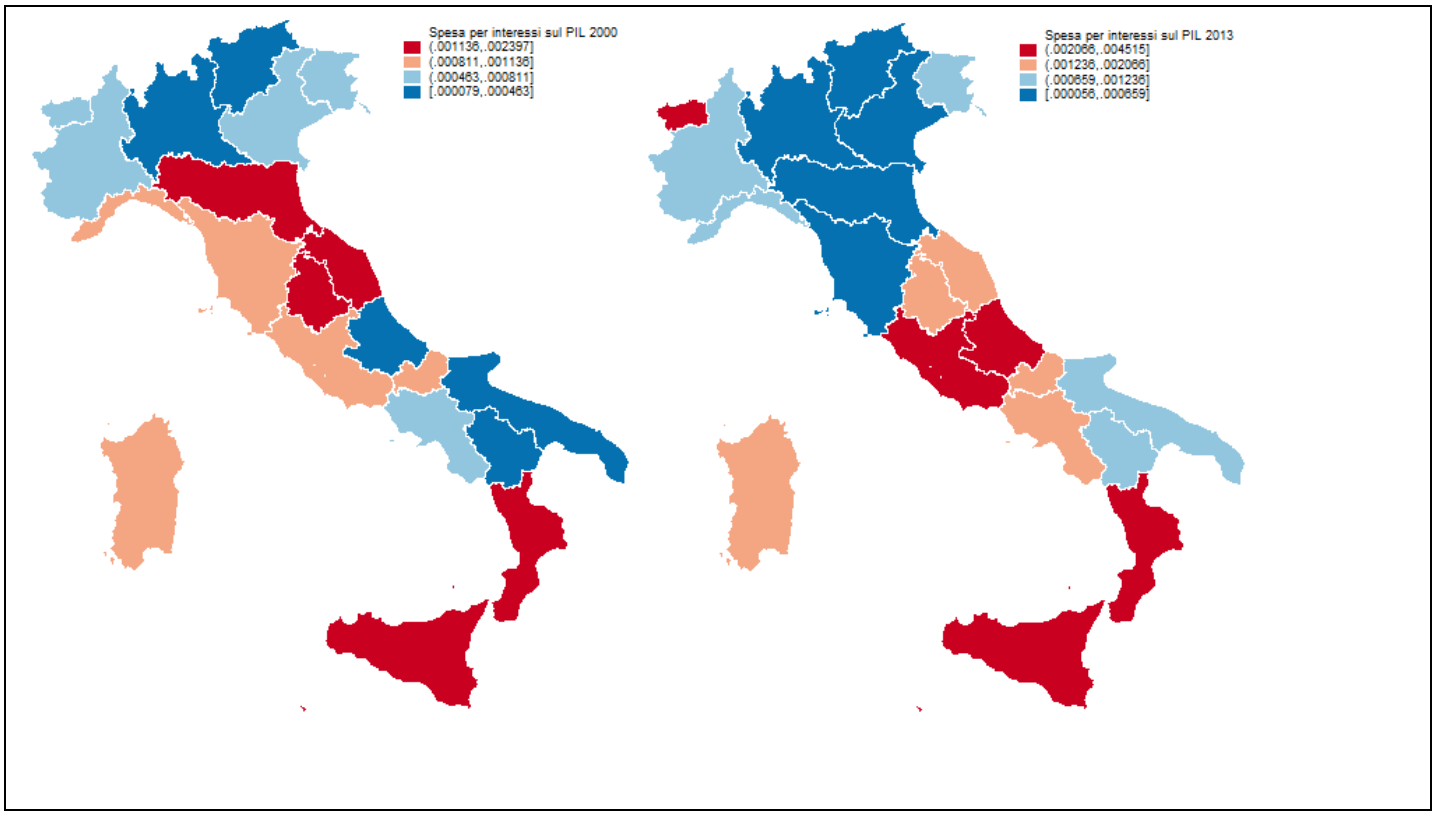
La Figura 6 mostra la distribuzione dei fondi strutturali nel periodo di programmazione 2000-2006 e nel periodo di programmazione 2007-2013. La scomposizione grafica per macroaree della variabile fondi strutturali conferma la ripartizione degli strumenti finanziari europei in base alla classificazione europea in obiettivi. Come previsto dalle politiche europee, le regioni con un PIL minore sono quelle che beneficiano maggiormente del sostegno comunitario.

Figura 2 Spesa per interessi, 2000 e 2013, valori assoluti



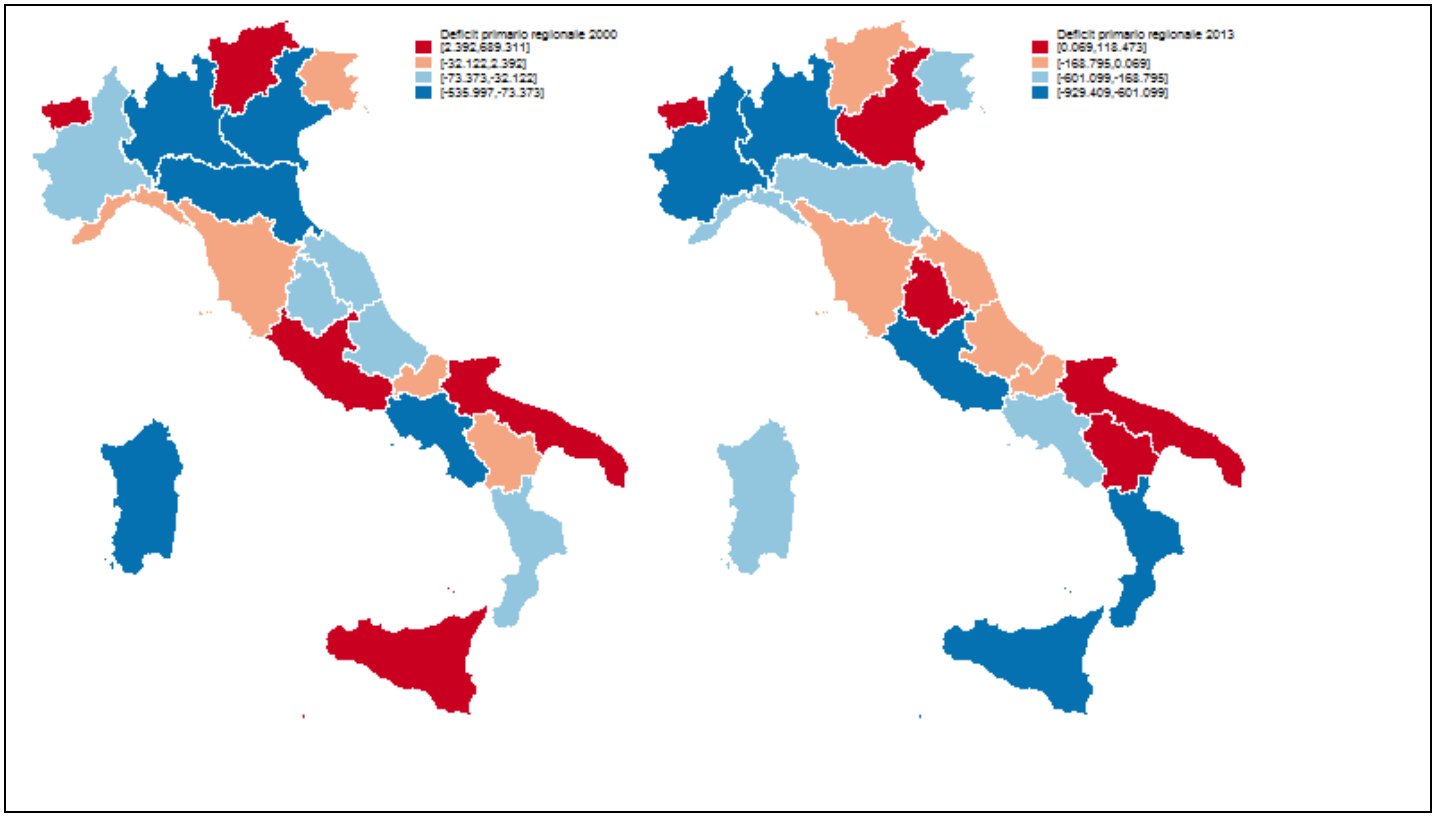
Fonte: Propria elaborazioni su dati Istat

Figura 3 Spesa per interessi sul PIL regionale, 2000 e 2013



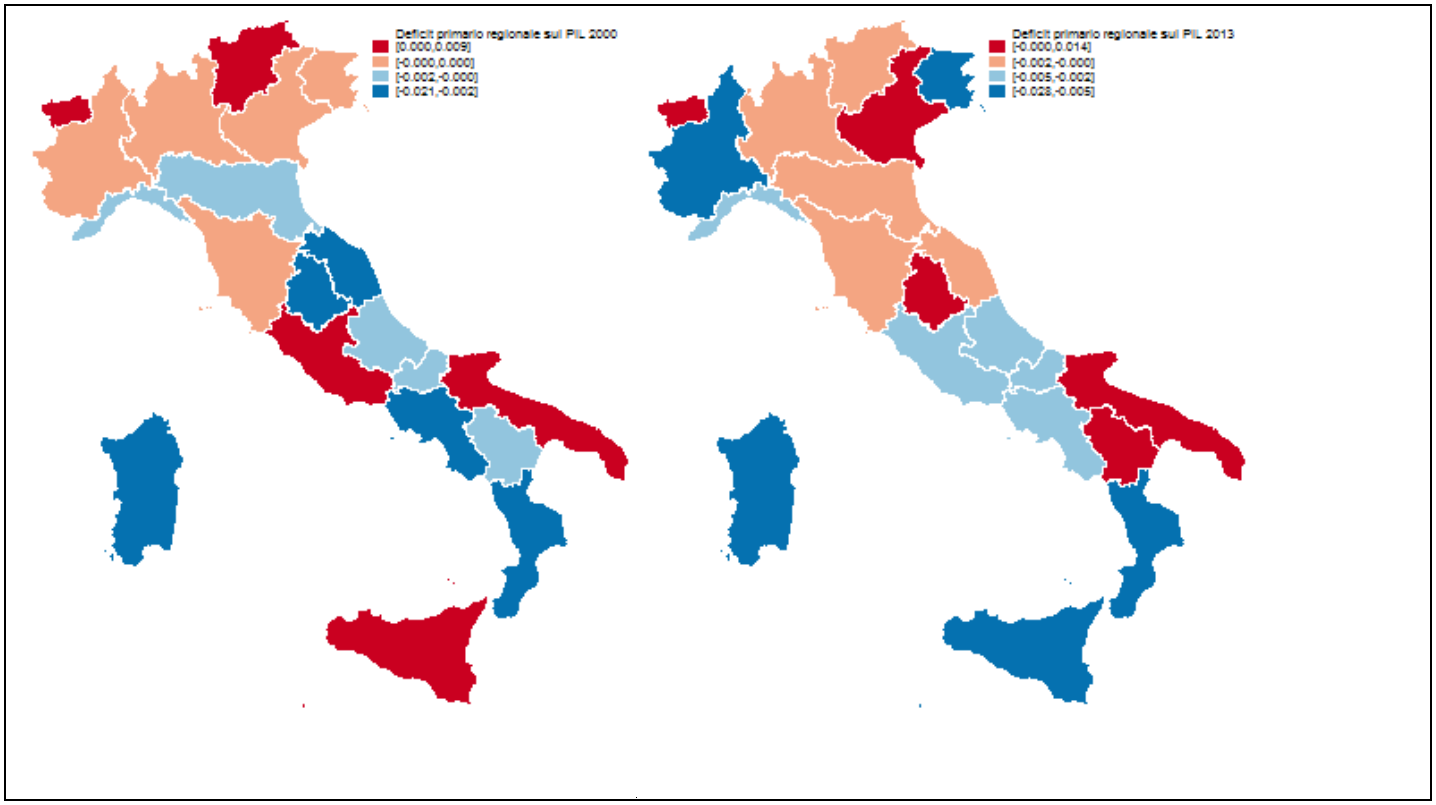
Fonte: Propria elaborazioni su dati Istat

Figura 4 Deficit primario regionale, 2000 e 2013, valori assoluti



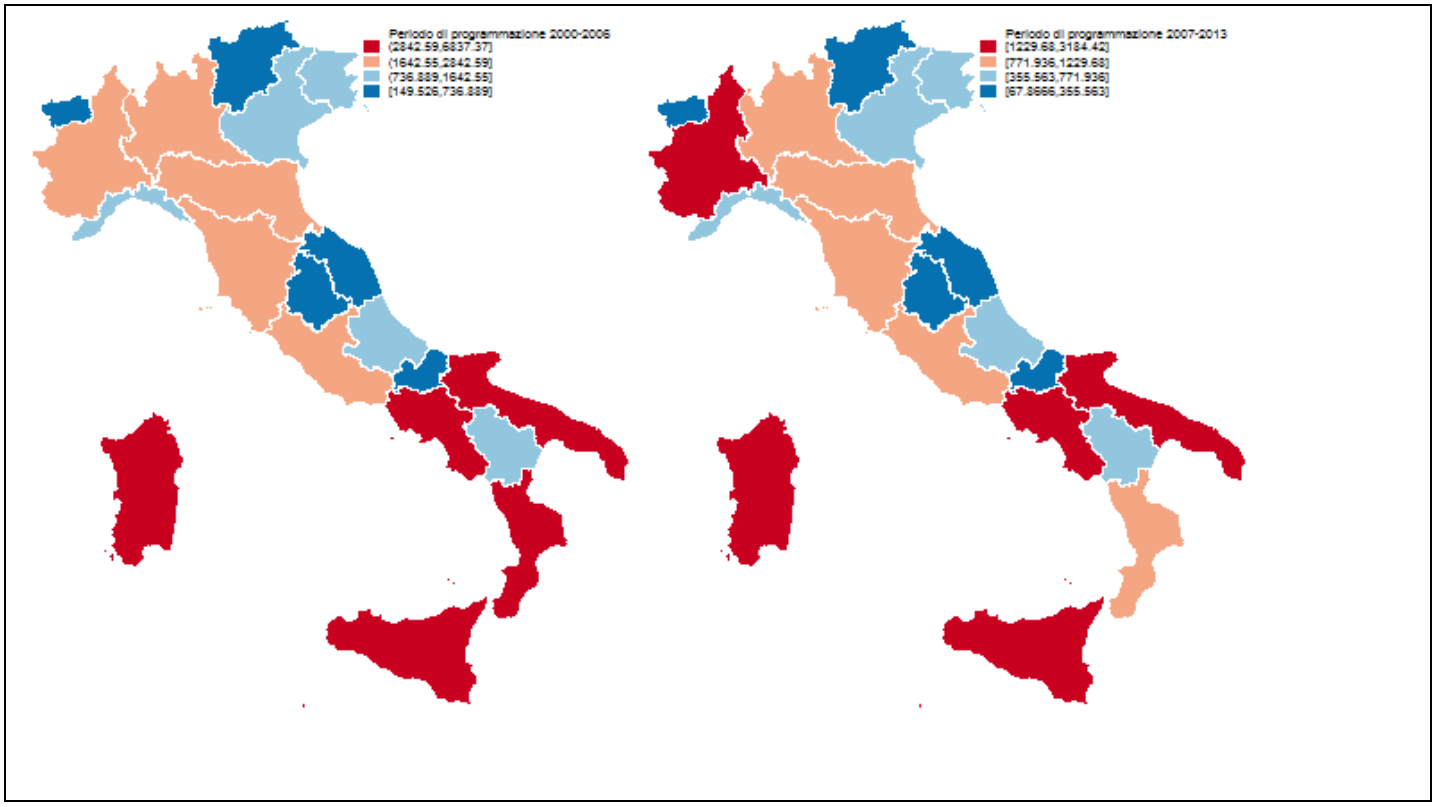
Fonte: Propria elaborazioni su dati Istat

Figure 5 Deficit primario regionale sul Pil regionale, 2000 e 2013



Fonte: Propria elaborazioni su dati Istat

Figura 6 Fondi strutturali, periodo di programmazione 2000-2006 e 2007-2013



Fonte: Propria elaborazioni su dati Istat

La Tabella 2 riporta i dati espressi in valori assoluti del deficit primario regionale registrato nell'anno 2013 (Y osservato) e del deficit primario regionale al quale è stato sottratto la quota di fondi strutturali (Y previsto), che l'Unione europea invia alle regioni italiane.

Il quesito al quale si vuole rispondere, si interroga su quanto peggiorerebbe il deficit primario se non ci fossero i fondi strutturali. Questo breve esercizio matematico ci permette di valutare l'impatto della politica di coesione sul deficit primario regionale.

Tabella 2 Deficit primario e deficit primario meno la quota di fondi strutturali per ogni regione, valori assoluti

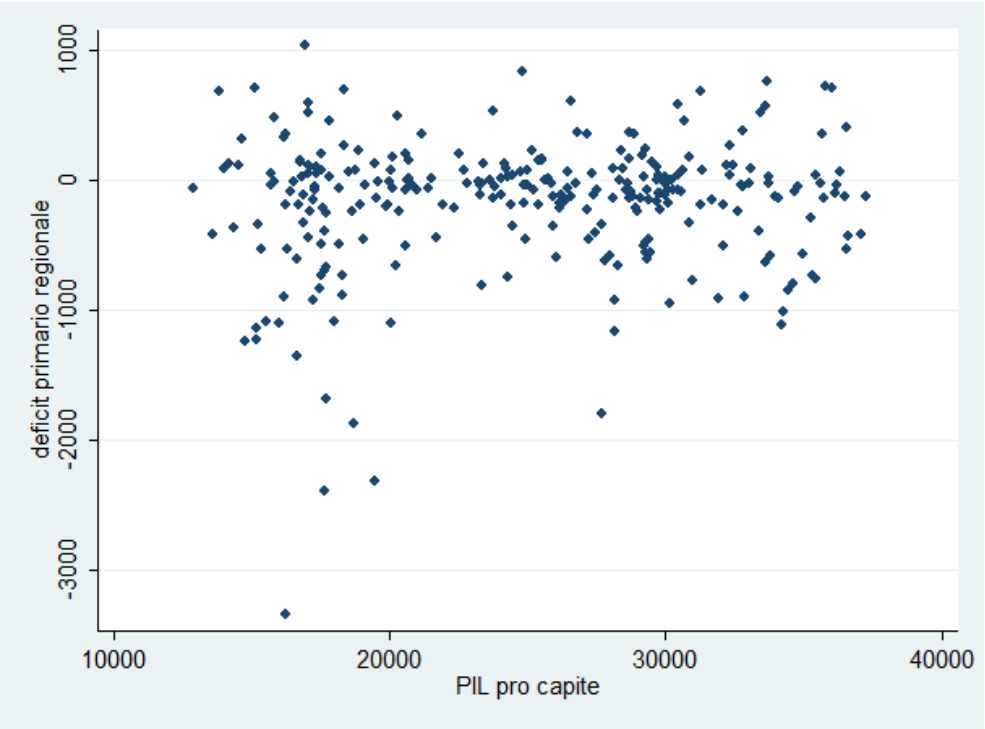
	Y osservato	Y previsto	
Piemonte	-618.478	-618.475	↓
Valle d'Aosta	66.008	66.014	↑
Liguria	-212.463	-212.459	↓
Lombardia	-732.833	-732.832	↓
Trentino Alto Adige	-126.523	-126.521	↓
Veneto	35.796	35.798	↑
Friuli-Venezia Giulia	-583.721	-583.717	↓
Emilia-Romagna	-244.083	-244.081	↓
Toscana	-138.625	-138.622	↓
Umbria	15.444	15.450	↑
Marche	-42.360	-42.357	↓
Lazio	-915.660	-915.658	↓
Abruzzo	-137.682	-137.677	↓
Molise	-15.306	-15.295	↓
Campania	-243.445	-243.428	↓
Puglia	118.473	118.493	↑
Basilicata	74.216	74.237	↑
Calabria	-900.971	-900.945	↓
Sicilia	-929.409	-929.387	↓
Sardegna	-198.966	-198.950	↓

Fonte: Dati di propria elaborazione

Sottraendo la quota dei fondi strutturali al deficit primario, emerge che alcune regioni come la Valle d'Aosta, il Veneto, l'Umbria, la Puglia e la Basilicata, si troverebbero con un deficit maggiore. Nella maggior parte dei casi, invece, sottraendo la quota dei fondi strutturali, le regioni si troverebbero con un deficit primario inferiore.

In Figura 7 si rappresenta la correlazione tra la variabile dipendente, deficit primario, e il PIL pro capite.

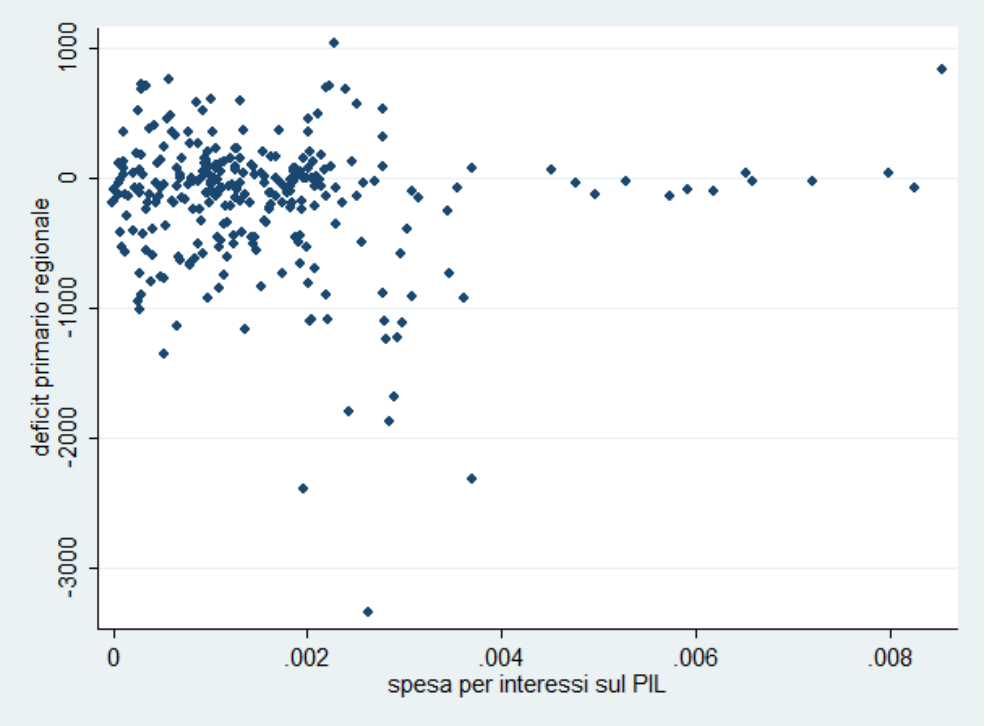
Figura 7 Scatter plot deficit primario regionale e PIL pro capite



Fonte: Propria elaborazioni su dati Istat

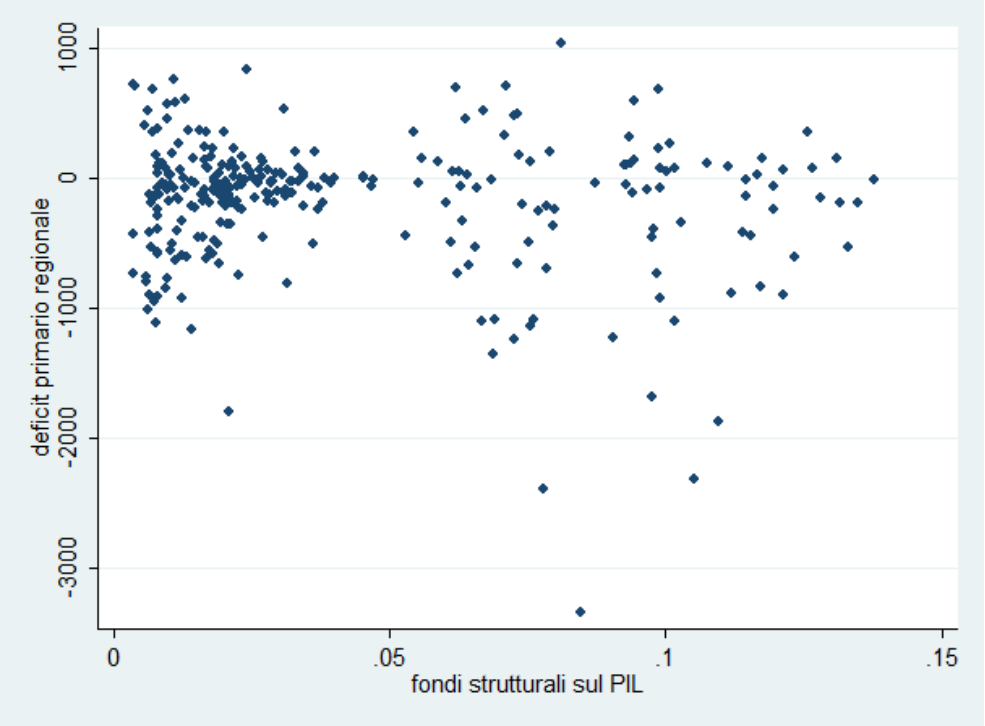
In Figura 8 si rappresenta la correlazione tra la variabile dipendente, deficit primario, e le spese per interessi sul PIL. In Figura 9 si rappresenta la correlazione tra la variabile dipendente, deficit primario, e i fondi strutturali sul PIL.

Figura 8 Scatter plot deficit primario regionale e spese per interessi sul PIL



Fonte: Propria elaborazioni su dati Istat

Figura 9 Scatter plot deficit primario regionale e fondi strutturali sul PIL



Fonte: Propria elaborazioni su dati Istat

2.2 Metodologia

2.2.1 Modello generale

I metodi standard che gli economisti usano da decenni (come i modelli lineari e i modelli VAR) non sono adeguati nei lavori di macroeconomia applicata, poiché nella nuova letteratura si sta sempre di più diffondendo l'idea che servono strategie esplicite per evitare la distorsione da endogeneità. In gergo econometrico, servono buone "variabili strumentali", per identificare variazioni esogene nelle variabili di cui si vuole valutare l'impatto.

Si condurranno una serie di regressioni che utilizzano il modello rappresentato in equazione (5) per analizzare le relazioni tra il deficit primario regionale e le variabili esplicative. Si conducono, poi, alcuni test di robustezza.

Per realizzare il modello econometrico, si studia il modello generale dell'equazione dinamica del debito pubblico, in termini nominali, considerando che il tasso di interesse reale r sia positivo e costante nel tempo. L'equazione è data da:

$$D_t = (1 + r - g)D_{t-1} - (G_t - T_t) \qquad (i)$$

dove D_t rappresenta il debito pubblico alla fine dell'anno t, $G_t - T_t$ è il bilancio primario del settore pubblico dato dalla differenza tra entrate ed uscite al netto degli interessi corrisposti sul debito.

Per esprimere tutte le variabili dell'equazione (*i*) in rapporto al prodotto interno lordo Y_t, basta effettuare dei semplici calcoli:

$$\frac{D_t}{Y_t} = (1 + r - g)\frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}} - \frac{G_t - T_t}{Y_t} \qquad (ii)$$

Assumendo che:

α > 0

$$\frac{D_t}{Y_t} - \frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}} = -\alpha \frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}}$$

$$\frac{D_t}{Y_t} = (1-\alpha)\frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}}$$

(3) in (1) e metto in evidenza la spesa per interessi:

$$\frac{D_t}{Y_t} = (1-g)\frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}} + r\frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}} + (1-\alpha)\frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}} - \frac{G_t - T_t}{Y_t} \qquad (iii)$$

$$\frac{D_t}{Y_t} = (1-g-\alpha)\frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}} + r\frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}} - \frac{G_t - T_t}{Y_t}$$

Si pone $(1-g-\alpha)$ pari a b_1

$$\frac{G_t - T_t}{Y_t} = f\ (pop, density, unempl, gdppc, right, election, corruption, k, hk, struct.fund)$$

Sostituendo, avremo che:

$$\frac{D_t}{Y_t} = f\ (pop, density, unempl, gdppc) + b_1 \frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}} - (right, election, corruption, k, hk, struct.found)$$

dove:

$b_{1=}(1 - g - \alpha);\ \alpha = (1 - g - b_1)$

2.2.2. Modello empirico

Per affrontare il compito di individuare le determinanti del debito pubblico e del deficit, si inizia dalla seguente formula di base che collega debito e deficit:

$$\frac{\boldsymbol{D_t}}{\boldsymbol{Y_t}} = \frac{\boldsymbol{B_t}}{\boldsymbol{Y_t}} - \frac{\boldsymbol{B_{t-1}}}{\boldsymbol{Y_{t-1}}} = (\boldsymbol{r} - \boldsymbol{g})\frac{\boldsymbol{B_{t-1}}}{\boldsymbol{Y_{t-1}}} - \frac{\boldsymbol{G_t} - \boldsymbol{T_t}}{\boldsymbol{Y_t}} \tag{1}$$

dove D_t rappresenta il deficit pubblico alla fine dell'anno t, B_t rappresenta il debito pubblico alla fine dell'anno t, (G_t - T_t) è il saldo primario del settore pubblico (la differenza tra entrate e spese eccetto gli interessi pagati sul debito), Y_t è l'output, r è il tasso di interesse e g è il tasso di crescita economica. Tutte le variabili sono espresse in termini reali.

L'ultima componente dell'equazione (1), il bilancio primario o deficit che si indica con PD_t, è l'oggetto dell'indagine e la variabile dipendente del modello empirico. Il modello che si vuole stimare assume la seguente forma:

$$\frac{\boldsymbol{G_{it}} - \boldsymbol{T_{it}}}{\boldsymbol{Y_{it}}} = \boldsymbol{PD^*_{i,t}} = \boldsymbol{X_{i,t}\theta} \tag{2}$$

dove $\boldsymbol{X_{it}}$ è una matrice che contiene le determinati del rapporto tra deficit primario e output ($\boldsymbol{PD^*_{i,t}}$), nella regione i al tempo t.

Il deficit primario è il risultato di un processo che, coinvolgendo spesa pubblica e imposte, è probabile sia sottoposto ad una certa inerzia. Questo suggerisce di prendere in considerazione un *partial adjustment model*, in cui il

valore effettivo della variabile dipendente $\boldsymbol{PD_{it}}$ è una media ponderata del rapporto tra deficit primario e output $\boldsymbol{PD^*_{i,t}}$ e della sua variabile ritardata $\boldsymbol{PD_{i,t-1}}$:

$$\boldsymbol{PD_{i,t} - PD_{i,t-1} = \lambda(PD^*_{i,t} - PD_{i,t-1})} \qquad (3)$$

dove λ rappresenta il parametro agiustato. Riordinando i termini, l'equazione (3) diventa:

$$\boldsymbol{PD_{i,t} = (1-\lambda)PD_{i,t-1} + \lambda PD^*_{i,t}} \qquad (4)$$

Unendo le equazioni (2) e (4), e aggiungendo un *time invariant* per la componente regione $\boldsymbol{\alpha_i}$ e un termine d'errore $\boldsymbol{u_{i,t}}$, che sarà identicamente distribuito *i.i.d.,* si ottiene:

$$\boldsymbol{PD_{i,t} = \alpha_i + \rho PD_{i,t-1} + X_{i,t}\beta + u_{i,t}} \qquad (5)$$

dove ρ=$(1-\lambda)$ e $\beta = \theta\lambda$. La presenza della variabile dipendente ritardata $PD_{i,t-1}$ ci permette di catturare il processo di aggiustamento della variabile dipendente verso $PD^*_{i,t}$.

Questo modello si basa sull'ipotesi che i termini della variabile dipendente ritardata più di una volta nel tempo e i termini ritardati delle variabili esplicative non sono importanti. Questa ipotesi sembra plausibile come suggerito in letteratura dal test Arellano-Bond.

Come si costruisce il modello di equazione (5)? Si considera $\rho = 0$, un modello senza inerzia. Un'opzione per procedere con le stimare potrebbe essere quella di utilizzare il modello ad effetti fissi "fixed effects" (Nickell, S., 1981) oppure un modello OLS pooled con uno stimatore "pooled OLS". Tuttavia, il modello OLS pooled presenta una serie di limitazioni. Innanzitutto, è imposto che le intercette

siano uguali per tutte le regioni. In secondo luogo, lo stimatore "OLS pooled" non affronta la questione della causalità inversa (*reverse causality*). Al contrario, il metodo ad effetti fissi controlla per caratteristiche regionali non osservabili. Tuttavia, l'approccio a effetti fissi non risolve la possibile endogeneità dovuta dall'impatto inverso del deficit primario (PD) sulle variabili di interesse e non consente il controllo dell'endogeneità dovuta ai fattori variabili nel tempo.

Nel caso in cui, invece, le restrizioni per inerzia sono differenti da zero, ovvero un modello con inerzia ($\rho \neq 0$), sia lo stimatore "OLS pooled" che quello ad effetti fissi darebbero risultati inconsistenti perché i ritardi della variabile dipendente sono correlati con la componente d'errore. Pertanto, il modello richiede una stima per dati panel dinamici come il modello GMM (Anderson and Hsiao, 1981; Holtz-Eakin, 1988; Arellano and Bond, 1991; Blundell and Bond,1998). Con questo metodo, la variabile dipendente ritardata di un tempo nel modello è trattata con stimatori IV che usano ritardi della variabile $PD_{i,t}$, come strumenti che permettono di raggiungere stime consistenti dei parametri. Inoltre, le componenti endogene della matrice $X_{i,t}$ sono strumentati con i loro corrispondenti termini ritardati. Questa specificazione consente di spiegare la possibile esistenza di qualsiasi casualità inversa.

Nella specificazione di base del modello, la matrice $\boldsymbol{X_{it}}$ include una serie di variabili di controllo sia demografiche che macroeconomiche, come la popolazione, la densità di popolazione, il reddito pro capite e il tasso di disoccupazione (Tabella 1).

2.2.3 System GMM

Al fine di correggere la distorsione all'interno dei modelli econometrici, Arellano e Bond (1991), Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) hanno sviluppato degli stimatori basati sul metodo generalizzato dei momenti, per

regressioni con dati panel dinamici. Sebbene lo stimatore GMM (basato sull'equazione in differenze prime) fornisce delle stime consistenti, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) mostrano come, sulla base di simulazioni statistiche, questo stimatore presenta una scarsa precisione in campione finiti. L'intuizione dietro è che quando le variabili esplicative sono persistenti nel tempo, i valori ritardati di queste variabili sono debolmente correlati con le differenze di queste variabili nell'equazione di regressione differenziata. In modo da aumentare la precisione delle stime, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) propongono di combinare la regressione differenziata con la regressione originale. Gli strumenti per la regressione in livello sono i valori ritardati delle variabili dipendenti differenziate. Lo svantaggio di quest'ultimo stimatore è che esso riduce la dimensione del campione a causa della sensibilità degli strumenti interni (le variabili esplicative ritardate), inoltre, le sue proprietà in campioni di piccola dimensione sono generalmente sconosciute. Lo stimatore di Arellano e Bond (1991), come primo passo, trasforma tutti i regressori tramite differenziazione e usa il metodo generalizzato dei momenti, viene perciò chiamato "Difference GMM". Lo stimatore di Arellano-Bover (1995)/Blundell-Bond (1998) costruisce un sistema di due equazioni, l'equazione originale e quella trasformata, viene perciò denominato "System GMM". Entrambi gli stimatori GMM forniscono stime consistenti in panel in cui T è piccolo e N è ampio. Si ritiene, così, che il ricorso a questi due stimatori per dati panel dinamici sia coerente con le caratteristiche dei dati e molto più appropriato rispetto allo stimatore ad effetti fissi. Le stime presentate nel capitolo incorporano alcune delle principali innovazioni tecniche suggerite dalla recente letteratura econometrica relativa all'analisi panel applicata a modelli dinamici. Si deve sottolineare che introdurre la dinamica in un modello di analisi panel comporta alcuni problemi econometrici. Per processi statici, infatti, lo stimatore a effetti fissi è consistente per una dimensione temporale T finita e per un numero infinito di coppie paese N. Ma se il modello viene studiato come un processo dinamico, si genera una correlazione tra la variabile dipendente ritardata e il

termine di errore trasformato. Per evitare il problema dell'inconsistenza, Arellano e Bond (1991), hanno suggerito di trasformare il modello in differenze prime e di stimarlo utilizzando lo stimatore "GMM" a due stadi di Hansen. Arellano e Bover (1995), migliorano questa tecnica di analisi, dimostrando come se si aggiunge l'equazione originaria al sistema di equazioni in differenza si può aumentare l'efficienza dello stimatore,"System GMM". Questo stimatore è stato in seguito perfezionato da Blundell e Bond (1998). Lo stimatore System GMM presenta una serie di vantaggi rispetto a quello proposto da Arellano e Bond. Utilizzare un'equazione in differenze prime, infatti, elimina la possibilità di mantenere in stima tutti i regressori invarianti nel tempo, con una perdita di informazioni. Nell'approccio dinamico, dove la distanza (variabile tipicamente invariante al tempo) è parte integrante del modello, tale perdita di informazioni risulta rilevante. Per queste ragioni l'utilizzo di uno stimatore "System GMM" sembra una scelta appropriata e abbastanza innovativa rispetto alla recente letteratura sui modelli dinamici. Per stimare il modello econometrico sopra descritto, si utilizza lo stimatore one step system-GMM, con il supporto di variabili strumentali.

Queste ultime sono necessarie per ovviare il problema di causalità simultanea che potrebbe nascere includendo nella matrice $\boldsymbol{X_{it}}$ delle variabili che a loro volta dipendono dalla variabile dipendente. La scelta dello stimatore System-GMM, nonostante l'analisi coinvolga un periodo temporale relativamente breve (13 anni) e un numero di unità statistiche ridotto (20 regioni), è stata preferita rispetto allo stimatore IV di Anderson-Hsiao perché avendo un numero abbastanza elevato di regressori non strettamente esogeni ed endogeni sarebbe stato molto complesso trovare al di fuori del modello gli strumenti validi per tutte le variabili esplicative non esogene.

Nelle specificazioni econometriche si introducono tra i regressori la variabile dipendente ritardata di un periodo, il tasso di disoccupazione, i fondi strutturali sul PIL, la spesa per gli interessi sul PIL e il PIL procapite.

L'efficienza e l'affidabilità delle stime sono controllate mediante i test diagnostici (test F e test Arellano-Bond). Tutte le specifiche passano il test F che verifica la bontà di adattamento. Il test di Hansen ci consente di affermare che le variabili strumentali sono sufficienti e conferma la validità degli stimatori[8]. Infatti, questo test verifica l'ipotesi che le restrizioni in sovra-identificazione siano tutte valide; l'ipotesi testata è che le variabili strumentali siano specificate correttamente, e quindi siano strumenti accettabili ed efficientemente utilizzabili nel modello. Sulla base del test di Hansen gli strumenti utilizzati risultano validi, l'alto valore del *p-value* può indicare che si stanno utilizzando troppi strumenti.

In tutte le regressioni presentate nella Tabella 3, il test di Arellano-Bond sull'autocorrelazione dei residui del secondo ordine ci conferma che non si può rifiutare l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione; il test suggerisce che i residui di primo ordine sono serialmente correlati, mentre gli errori di secondo ordine sono serialmente non correlati in tutte le specificazioni (non si hanno, perciò, problemi di correlazione).

[8] Quando si stima il modello con errori standard robusti, il test di Sargan e Bassman, così come il test di Hansen, misurano le sovra identificazioni del modello. L'ipotesi nulla è che gli strumenti siano validi e quindi non siano correlati con gli errori, e gli strumenti esclusi siano correttamente esclusi. Un rifiuto dell'ipotesi indica che gli strumenti non sono validi.

2.3. Risultati

Nelle sezioni precedenti sono stati mostrati i dati e il modello empirico, adesso si vogliono argomentare i risultati partendo da alcune assunzioni di base.

Innanzitutto, la variabile popolazione è inclusa per controllare gli effetti dimensionali della regione, che studiata insieme alle variabili politiche, spiega che le regioni meno popolate sono soggette a una maggiore influenza da parte degli esponenti della politica, e suggerisce che la popolazione regionale totale può essere negativamente correlata al deficit primario $PD_{i,t}$ (Fink e Stratman, 2011). Un'altra variabile demografica che viene inclusa è la densità di popolazione, misurata come abitanti per chilometro quadrato. In letteratura in materia di economica urbana, le città ad alta densità sono associate al maggior costo del bene fornito pubblicamente (Fenge e Meier, 2002). Tuttavia, non è chiaro se eventuali costi più elevati deteriorano l'equilibrio pubblico.

Il reddito pro capite, invece, potrebbe incidere positivamente sulle entrate pubbliche. D'altra parte, si sostiene che le regioni più ricche hanno un più facile accesso al credito e a loro può essere consentito di accumulare più debito. Quale di questi due effetti domina è una questione empirica. Il tasso di disoccupazione, invece, penalizza il bilancio del governo regionale, perché riduce il gettito fiscale e aumenta la spesa per i servizi pubblici e della protezione sociale. Inoltre, il tasso di disoccupazione è negativamente correlato al PIL. Per queste ragioni, ci si aspetta di trovare una relazione positiva tra la disoccupazione e il deficit primario $PD_{i,t}$.

Tra le assunzioni più importanti in questo lavoro, vi è quella di valutare l'esistenza di un ciclo politico di bilancio, ovvero, verificare se il bilancio primario è influenzata dall'anno di legislatura. In prossimità delle elezioni, il governatore è in grado di ridurre le tasse e aumentare le spese per massimizzare le possibilità di rielezione. Quindi, per esempio, ci si aspetta di trovare relativamente più deficit l'anno prima e l'anno delle elezioni rispetto agli altri anni della legislatura.

In alcune specificazioni, si vuole concentrare l'attenzione sulla valutazione dell'effetto dei fondi strutturali dell'Unione europea sul bilancio del governo regionale. L'ipotesi, come annunciato precedentemente, si basa sull'idea che i fondi strutturali aiutano i governi regionali a soddisfare le loro politiche, preservando il proprio equilibrio. In altre specificazioni, si considera il costo del servizio del debito come proxy di accumulazione del debito stesso. L'ipotesi è che il vincolo di bilancio primario costringe in misura maggiore le regioni più indebitate, le quali devono far fronte a pagamenti di interesse più elevati. Così, ci si aspetta una relazione negativa tra il pagamento degli interessi sul debito e il deficit primario.

I risultati dell'analisi empirica sono riportati nella Tabella 3. In tutte le specificazioni, la variabile dipendente è il rapporto tra il deficit primario regionale e PIL regionale (*deficit*). Le tabelle riportano i risultati ottenuti utilizzando il "one-step system metodo generale dei momenti" (SYS-GMM), con residui standard robusti, che, come è stato ampiamente descritto nel paragarafo precedente, tiene conto dell'autocorrelazione seriale e dell'eteroschedasticità.

La variabile dipendente ritardata di un periodo ($deficitf_{(t-1)}$) è negativa e significativa in tutte le specificazioni, questo suggerisce che non vi è inerzia.

Le prime quattro colonne riportano i risultati per le quattro specificazioni di base. La specificazione (I) include le seguenti variabili di controllo: densità della popolazione (*density*), tasso di disoccupazione (*unempl*), il logaritmo della popolazione (*pop*), il logaritmo del PIL reale pro capite (*gdppc*). Le specificazioni (II) e (III) aggiungono la variabile data dal rapporto tra i fondi strutturali e il PIL (*fund*) e la variabile data da pagamenti degli interessi e il PIL (*intpay*), rispettivamente. La specificazione (IV) aggiunge sia la variabile fondi strutturali che la variabile pagamenti per interessi nel set di covariate.

Le restanti quattro colonne riportano i risultati delle specificazioni di base aggiungendo una serie di variabili dummy per l'anno di legislatura del presiedente del governo regionale, al fine di studiare l'esistenza del ciclo politico di bilancio regionale.

Tabella 3 Risultati delle stime

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	beta/t-stat	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*
deficit(-1)	-.206**	-.225**	-.236***	-.251***	-.155	-.177	-.19**	-.213**
	-2.49	-2.85	-4.11	-4.27	-1.14	-1.44	-2.10	-2.84
density	.00025**	.00019**	.00019**	.00013	.00022*	.00018*	.00016*	.00011
	2.86	2.19	2.61	1.62	2.04	1.79	1.81	1.18
unempl	-.00089	-.00014	-.0004	.00053	-.0016	-.00087	-.0010*	-.00004
	-0.77	-0.13	-0.74	0.69	-1.32	-0.76	-2.01	-0.06
pop	-.0257**	-.0225**	-.0212***	-.0191***	-.0223*	-.0202*	-.0171*	-.0162*
	-2.71	-2.46	-3.14	-3.00	-1.82	-1.87	-1.76	-1.80
gdppc	-.017	-.0285	-.00753	-.0161	-.0259	-.0357	-.0159	-.0215
	-0.53	-0.87	-0.43	-0.91	-0.88	-1.12	-1.27	-1.52
fund		-.216**		-.217**		-.189*		-.197**
		-2.27		-2.69		-1.93		-2.34
intpay			-4.63*	-4.67**			-4.44	-4.85*
			-1.76	-2.32			-1.52	-1.99
yearinof_2					-.022**	-.0209**	-.0196**	-.0178**
					-2.41	-2.55	-2.54	-2.58
yearinof_3					-.00479	-.00503	-.00518	-.00543
					-0.87	-0.90	-1.00	-1.01
yearinof_4					-.00177	-.00113	-.00192	-.00129
					-0.31	-0.22	-0.41	-0.31
yearinof_5					-.0111*	-.0124**	-.0108*	-.0127**
					-1.95	-2.29	-1.79	-2.20
F test	9,062	9,195	21,047	13,868	16,046	13,458	42,138	31,004
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
N	260	260	260	260	252	252	252	252
A-B test(1)	-2,721	-2,678	-2,612	-2,541	-2,456	-2,548	-2,600	-2,659
P-value	0.007	0.007	0.009	0.011	0.014	0.011	0.009	0.008
A-B test(2)	-1,156	-1,249	-1,288	-1,372	-0.277	-0.341	-0.508	-0.633
P-value	0.248	0.212	0.198	0.170	0.781	0.733	0.612	0.527

Nota: Tutti i risultati sono ottenuti usando il metodo *one-step SYS-GMM.* La variabile *right* è una dummy che indica se il presidente della ragione appartiene alla coalizione di centro-destra. ***, ** e * indica che i coefficienti sono significativi all'1%, 5% e 10%, rispettivamente.

La variabile *density* è sempre positiva e statisticamente significativa al 5 per cento nelle colonne I, II e III e al 10 per cento nelle colonne V, VI e VII; i risultati suggeriscono che maggiore densità di popolazione in una regione, provoca un maggiore deficit primario. La variabile perde significatività quando si aggiungono

altre variabili nel modello (colonna IV e VIII). Il coefficiente stimato è in linea con i risultati riportati in altri studi in letteratura. Come, per esempio, nello studio di Figari e Gandullia (2008), i quali ottengono un coefficiente positivo. Al contrario per lo studio di Fink e Stratmann (2011), analizzando il saldo di bilancio tedesco, gli autori trovano che la densità di popolazione è statisticamente significativa, ma assume un valore negativo.

La variabile logaritmo della popolazione (*pop*) mostra un coefficiente statisticamente significativo e negativo in tutte le specificazioni, suggerendo che l'aumento della popolazione all'interno di una regione può influire negativamente sul deficit primario. Questo risultato è in linea con i risultati ottenuti in studi precedenti utilizzando i dati provenienti da Italia e da altri Paesi europei (Figari e Gandullia, 2008; Fink e Stratmann, 2011).

La variabile tasso di disoccupazione (*unempl*) è inclusa nel modello come variabile di controllo, ma essa non appare come una determinante significativa del deficit primario dei governi regionali in Italia. Il segno negativo della variabile è alquanto sorprendente. Questo risultato è simile a quello riportato in letteratura da Feld et al. (2011), mentre Fink e Stratmann (2011), Fernandez Gonzalez e Gonzalez Velasco (2014) trovano un effetto positivo della disoccupazione sull'accumulazione di debito.

Nei modelli si include come determinante de deficit primario la variabile logaritmo del PIL pro capite reale (*log of real gdppc*), la quale non risulta essere significativa in nessuna delle specificazioni. Quindi, l'ipotesi che le regioni più povere detengano un deficit primario più alto non trova un supporto scientifico. Si trova un impatto debole e negativo del PIL pro capite sul deficit primario, con valori molto bassi dei coefficienti. Il risultato sembra affermare che bassi livelli di PIL pro capite implicano minori capacità fiscali nelle regioni e, di conseguenza, livelli più elevati di squilibrio fiscale. Questo risultato è simile a quello ottenuto in alcuni studi precedenti (Figari e Gandullia, 2008; Gonzalez Fernandez e Gonzalez Velasco, 2014; e Wang e King, 2015).

Nelle restanti colonne di questa tabella, si presentano i risultati delle stime ottenute sotto le stesse specificazioni di base, ma aggiungendo gradualmente ulteriori variabili.

Come discusso sopra, si considera l'ipotesi che i fondi strutturali dell'Unione europea permettano al governo regionale di risparmiare denaro (per esempio, sugli investimenti infrastrutturali) e per migliorare i loro bilanci. L'effetto dei fondi strutturali europei sul deficit primario è analizzato dal modello (colonne II, IV, VI e VIII). I risultati supportano l'ipotesi testata, confermando un significativo e negativo effetto della variabile "*fund*" sulla variabile "deficit primario" con valori dei parametri che oscillano tra -0.18 e -0.21. Un aumento della deviazione standard in "*fund*" determina una riduzione della variabile dipendente del 80%.

Il coefficiente sui pagamenti al servizio del debito in termini di PIL (*intpay*) è significativo e negativamente correlato il con deficit primario. In linea con la previsione teorica, maggiore è il livello di debito, più rigoroso è il margine del governatore per ammorbidire il vincolo di bilancio. Nella colonna III, IV, VII e VIII come previsto, il coefficiente di spesa per interessi sul debito (*intpay*) è significativo e negativamente correlato con il deficit primario. In linea con la previsione teorica, la variabile spesa per interessi mostra come una diminuzione della spesa per interessi aumenti il deficit primario. Più grande è il livello di debito, più difficile sarà per un governatore gestire il vincolo di bilancio.

Si considerano ora le variabili binarie per gli anni in carica del presidente del governo regionale. Si nota che nell'anno delle elezioni – che solitamente si svolgono nei mesi di intermezzo dell'anno- il dato annuale non permette di identificare il contributo di ciascun presidente della regione. Per questo motivo, il primo anno in carica non viene preso in considerazione per la regola del limite di esclusione e si omette dalle regressioni; il secondo anno del mandato è il primo anno in cui ogni comportamento del ciclo politico di bilancio può essere testato. Dai risultati emerge che il secondo anno in carica è associato ad un significativo deficit primario inferiore rispetto agli atri anni in carica. Come previsto, dal momento che richiede molto

tempo dal successivo anno di elezioni, nel secondo anno in carica il governatore ha meno incentivi a deviare dalla disciplina fiscale. Si concentra l'attenzione sulle variabili che "catturano" il comportamento politico, nella colonna V, VI, VII E VIII. Il modello incorpora le variabili "*yearinof*", ovvero la variabile che descrive dal secondo al quinto anno di elezione. Si trova che nel secondo anno in carica vi è una riduzione del deficit primario. Il primo anno di legislatura, corrisponde in parte all'ultimo anno della legislatura precedente, il secondo anno è invece il primo sotto la responsabilità del nuovo governatore. Quando si è lontano dall'anno elettorale, il governatore ha più incentivi ad osservare rigorosamente il vincolo di bilancio.

2.4 Risultati aggiuntivi

In questa sezione, si forniscono ulteriori risultati e controlli, le tabelle vengono riportate nell'Allegato A.

Prima di tutto, si esplora l'influenza di altri fattori politici e istituzionali su disavanzi primari. In primo luogo, si vuole capire se l'orientamento politico (o il partito) del presidente della regione è un importante determinante del livello del deficit primario. Nel periodo in esame, il sistema partitico italiano è caratterizzato dalla concorrenza tra le due coalizioni di partiti, vale a dire il centro-destra e centro-sinistra. Ci si aspetta che la coalizione di centro-destra preferisca spenderei di meno e, allo stesso tempo, diminuire le tasse, ma il livello preferito di deficit e debito non può facilmente essere valutato. Si include nel modello una variabile dummy che afferma se la coalizione del presidente della regione è di centro-destra. Si trova che il coefficiente di centro-destra non è significativo e che l'inclusione di questa variabile non influenza le stime degli altri coefficienti. Si considera anche l'interazione tra la variabile dummy e la variabile "*yearinof*" (anno di legislatura) per capire se le due coalizioni si riferiscono al ciclo politico-economico in un modo diverso (Tabella 4). A questo proposito, Pettersson e Lidbom (2001) trovano che i governi di destra accumulano più deficit quando si trovano ad affrontare una maggiore probabilità di sconfitta. Non si trova evidenza di eterogeneità nel ciclo di bilancio politico tra le due coalizioni.

Un altro aspetto importante è rappresentato dal rapporto tra amministrazioni centrali e locali. Si consideri, ad esempio, come i trasferimenti dei governi centrali possono essere influenzate dalle condizioni delle finanze pubbliche nazionali. Per tenere conto di questo problema, si include nel set di covariate il rapporto tra deficit primario del governo centrale e PIL nazionale (Tabella 5 e Tabella 6). Si trova che queste variabili non sono statisticamente significative. L'inclusione di altre variabili macroeconomiche nazionali come il tasso di disoccupazione e il PIL pro capite dà lo stesso risultato. Per verificare la presenza di eterogeneità a seconda

dell'orientamento politico della coalizione di governo a livello nazionale, si includono due variabili dummy per il centro-destra e della coalizione di centro-sinistra che porta al governo centrale (Tabella 7). Entrambe le variabili dummies prendono il valore di zero in un determinato anno se entrambe le coalizioni guidare il governo, sia contemporaneamente (grande coalizione) o in tempi diversi. Nessuna delle due variabili dummies è statisticamente significativa. Inoltre, ci si può attendere che, se sia il primo ministro e il presidente della regione appartengono alla stessa coalizione, quest'ultimo potrebbe trovarsi a impegni più miti sul saldo di bilancio regionale. Per controllare questa ipotesi, si creano due variabili dummies sul fatto che la stessa coalizione (di centro-destra o di centro-sinistra) sia alla guida del governo centrale e del governo regionali (Tabella 8). Si trova che i coefficienti sulle due dummies non sono significativi. Questi risultati dimostrano la complessità di catturare influenze politiche sulle decisioni di politica fiscale (Brender e Drazen, 2008).

Per controllare come i risultati variano a seconda del stimatore adottato, si stima il modello utilizzando i metodi alternativi di "population averaged" (PA) e "random effects" (RE). I risultati sono sostanzialmente in linea con quelli riportati nella sezione precedente. Le uniche eccezioni sorgono per la variabile popolazione (*pop*) che diventa non significativo, mentre i coefficienti di *gdppc* e *unempl* diventano in alcuni casi significativamente negativi. Mentre il segno negativo sulla variabile *gdppc* è in linea con le previsioni teoriche e con le stime precedenti, l'inaspettato segno negativo *unempl* può essere dovuto alle debolezze di questi stimatori rispetto allo stimatore GMM (Tabella 9 e Tabella 10).

In Italia, si sono verificate due riforme importanti durante il periodo in esame: la modifica del Titolo V della Costituzione italiana nel 2001, dove legislativo (art.117), amministrative (art.118) e finanziarie (art.119) autonomia delle regioni italiane sono state meglio specificati ed estese; e il Fiscal Compact nel 2012. Per verificare se i risultati sono influenzati da queste riforme si stimano tutte le specifiche per il periodo limitato 2002-2011 in cui non si verifica alcun cambiamento

istituzionale. I risultati sono simili a quelli riportati nel paragrafo precedente (Tabella 11).

Infine, si analizzano eventuali differenze tra le regioni a statuto ordinario e regioni a statuto speciale. In primo luogo, si include nel set di covariate una variabile dummy se si sta analizzando una regione a statuto speciale. In secondo luogo, si include l'interazione fra questa variabile dummy e le variabili *fund*, *intpay* o *yearinof*. I risultati suggeriscono che il deficit primario non è influenzata dallo stato della regione. Inoltre, l'effetto della variabile *fund* sul deficit primario non è diversa tra le regioni con status diverso. Si osserva una debole evidenza che le regioni con lo status speciale sono quelli in cui la variabile *intpay* ha il maggior effetto negativo sul deficit. Inoltre, si trova una debole evidenza che nel quarto e quinto anno di legislature le regioni a statuto speciale aumentano il deficit più delle altre regioni (Tabella 12).

Appendice A

Tabella 4 Risultati della stima. Controllo per l'orientamento politico dei governi locali

	1 *b/t*	2 *b/t*	3 *b/t*	4 *b/t*	5 *b/t*	6 *b/t*
deficit(-1)	-.204**	-.222**	-.238***	-.251***	-.152	-.173
	-2.37	-2.66	-4.25	-4.26	-1.09	-1.13
density	.000263***	.000204**	.00019**	.000132	.000233**	.000205*
	3.43	2.60	2.71	1.67	2.29	2.07
unempl	-.000667	.000236	-.0005	.000527	-.0013	-.00162
	-0.69	0.23	-0.88	0.65	-1.13	-1.65
gdppc	-.0138	-.0243	-.00901	-.0161	-.0219	-.0255
	-0.43	-0.75	-0.47	-0.85	-0.71	-0.98
pop	-.0271***	-.0242***	-.0208***	-.0191***	-.0238**	-.0201**
	-3.98	-3.53	-3.40	-3.28	-2.24	-2.33
right	-.0037	-.00557	.00207	-.0000136	-.00412	-.017**
	-0.40	-0.67	0.37	-0.00	-0.48	-2.43
fund		-.229**		-.217**		
		-2.22		-2.69		
intpay			-4.72*	-4.67**		
			-1.77	-2.25		
yearinof_2					-.0221**	-.0215**
					-2.38	-2.47
yearinof_3					-.00485	-.0262
					-0.85	-1.51
yearinof_4					-.00148	-.0121
					-0.26	-1.33
yearinof_5					-.0105*	-.012
					-1.90	-1.21
*yearinof_2*right*						.00843
						0.62
*yearinof_3*right*						.0453
						1.69
*yearinof_4*right*						.0213
						1.46
*yearinof_5*right*						.00945
						0.78
F test	11.654	10.516	17.293	17.807	13.292	8.256
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
N	260	260	260	260	252	252
A-B test(1)	-2.694	-2.634	-2.610	-2.543	-2.439	-1.850
P-value	0.007	0.008	0.009	0.011	0.015	0.064
A-B test(2)	-1.097	-1.194	-1.300	-1.370	-0.273	-0.681
P-value	0.273	0.232	0.194	0.171	0.785	0.496

Nota: Tutti i risultati sono ottenuti usando il metodo *one-step SYS-GMM.* La variabile *right* è una dummy che indica se il presidente della ragione appartiene alla coalizione di centro-destra. ***, ** e * indica che i coefficienti sono significativi all'1%, 5% e 10%, rispettivamente.

Tabella 5 Risultati della stima. Controllo per il deficit primario nazionale

	1	2	3	4	5
	b/t	*b/t*	*b/t*	*b/t*	*b/t*
deficit(-1)	-.202**	-.222**	-.231***	-.249***	-.162*
	-2.23	-2.55	-3.55	-3.66	-1.90
density	.000253**	.000194**	.00019**	.000129	.000237**
	2.80	2.18	2.56	1.64	2.50
unempl	-.000861	-.000124	-.000353	.000558	-.000971
	-0.72	-0.11	-0.64	0.72	-0.82
gdppc	-.0166	-.0286	-.00681	-.0161	-.0177
	-0.50	-0.85	-0.38	-0.87	-0.55
pop	-.0258**	-.0224**	-.0211***	-.019***	-.024**
	-2.68	-2.44	-3.08	-2.96	-2.34
fund		-.219**		-.221***	
		-2.31		-2.96	
intpay			-4.66*	-4.68**	
			-1.79	-2.35	
yearinof_2					-.00716***
					-2.94
yearinof_3					.000686
					0.18
yearinof_4					-.00227
					-0.76
yearinof_5					-.00334
					-1.43
deficit_cg	-.00215	-.0118	.00911	.000169	.0296
	-0.02	-0.09	0.07	0.00	0.17
F test	7.287	8.807	17.538	14.761	42.769
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
N	260	260	260	260	252
A-B test(1)	-2.736	-2.683	-2.617	-2.536	-2.871
P-value	0.006	0.007	0.009	0.011	0.004
A-B test(2)	-1.145	-1.246	-1.257	-1.351	-1.068
P-value	0.252	0.213	0.209	0.177	0.285

Nota: Tutti i risultati sono ottenuti usando il metodo *one-step SYS-GMM.* La variabile *deficit_cg* è data dal rapporto tra il deficit primario e il PIL nazionale. ***, ** e * indica che i coefficienti sono significativi all'1%, 5% e 10%, rispettivamente.

Tabella 6 Risultati della stima. Controllo per il Pil nazionale pro capite

	1 *b/t*	2 *b/t*	3 *b/t*	4 *b/t*	5 *b/t*
deficit(-1)	-.252***	-.278***	-.318***	-.281***	-.256***
	-3.04	-3.53	-3.71	-4.37	-3.00
density	.000268***	.000244***	.000216***	.000162**	.000251***
	3.39	2.95	3.58	2.18	3.39
unempl	-.00161	-.00166	-.00194**	-.000472	-.00235*
	-1.27	-0.93	-2.16	-0.41	-1.80
gdppc	-.0273	-.0317	-.0286	-.0187	-.0366
	-0.92	-0.95	-1.55	-1.13	-1.33
pop	-.0247***	-.0234**	-.019***	-.0193***	-.0216**
	-2.88	-2.72	-3.70	-3.27	-2.65
fund		-.0517		-.112	
		-0.29		-0.74	
intpay			-3.47	-4.36*	
			-1.46	-2.07	
yearinof_2					-.00725***
					-3.42
yearinof_3					-.000536
					-0.25
yearinof_4					-.0033
					-1.49
yearinof_5					-.00469*
					-1.82
gdppc_cg	-.0574	-.0965	-.122*	-.06	-.119*
	-1.60	-1.10	-1.91	-0.78	-1.95
F test	8.429	8.705	19.113	14.175	25.652
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
N	260	260	260	260	252
A-B test(1)	-2.630	-2.735	-2.519	-2.655	-2.763
P-value	0.009	0.006	0.012	0.008	0.006
A-B test(2)	-1.260	-1.242	-1.401	-1.337	-1.205
P-value	0.208	0.214	0.161	0.181	0.228

Nota: Tutti i risultati sono ottenuti usando il metodo *one-step SYS-GMM.* La variabile *gdppc_cg* è la media del PIL nazionale procapite. ***, ** e * indica che i coefficienti sono significativi all'1%, 5% e 10%, rispettivamente.

Tabella 7 Risultati della stima. Controllo per l'orientamento politico del governo nazionale

	1 b/t	2 b/t	3 b/t	4 b/t	5 b/t
deficit (-1)	-.281***	-.286***	-.294***	-.293***	-.219
	-3.08	-3.22	-4.00	-4.16	-1.67
density	.000272***	.000229***	.000209***	.000155**	.000243**
	3.30	2.94	3.18	2.27	2.39
unempl	-.00153	-.000917	-.00111	-.000168	-.00198
	-1.22	-0.75	-1.56	-0.20	-1.37
gdppc	-.0256	-.0319	-.0175	-.0194	-.0315
	-0.80	-0.93	-1.06	-1.17	-1.01
pop	-.0262**	-.024**	-.0207***	-.0195***	-.0234*
	-2.85	-2.76	-3.22	-3.24	-2.00
fund		-.147		-.157	
		-1.26		-1.44	
intpay			-4.04	-4.33*	
			-1.45	-1.97	
yearinof_2					-.0181**
					-2.24
yearinof_3					-.00247
					-0.36
yearinof_4					.000227
					0.04
yearinof_5					-.0107**
					-2.18
right_cg	-.00135	-.000934	-.00209	-.00108	-.00126
	-0.45	-0.33	-0.79	-0.40	-0.27
left_cg	-.0192	-.0169	-.017	-.0135	-.0167
	-1.43	-1.24	-1.23	-0.96	-1.15
F test	11.989	10.966	26.699	20.325	19.652
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
N	260	260	260	260	252
A-B test(1)	-2.630	-2.522	-2.521	-2.374	-2.456
P-value	0.009	0.012	0.012	0.018	0.014
A-B test(2)	-1.448	-1.645	-1.355	-1.551	-0.339
P-value	0.148	0.100	0.175	0.121	0.735

Nota: Tutti i risultati sono ottenuti usando il metodo *one-step SYS-GMM.* La variabile *right_cg (left_cg)* è una dummy che indica se la coalizione di centro-destra (centro-sinistra) è alla guida del governo centrale. ***, ** e * indica che i coefficienti sono significativi all'1%, 5% e 10%, rispettivamente.

Tabella 8 Risultati della stima. Orientamento politico del governo centrale e locale

	1 b/t	2 b/t	3 b/t	4 b/t	5 b/t
deficit (-1)	-.216**	-.228**	-.259***	-.266***	-.159
	-2.46	-2.73	-3.77	-3.92	-1.14
density	.000261**	.000209**	.000207**	.00016*	.000231**
	2.85	2.22	2.55	1.80	2.21
unempl	-.00154*	-.000712	-.00127**	-.00043	-.00201
	-1.78	-0.86	-2.53	-0.68	-1.72
gdppc	-.0272	-.034	-.0212	-.0255	-.0332
	-0.89	-1.08	-1.11	-1.32	-1.11
pop	-.0249**	-.0224**	-.0218***	-.0201**	-.0217*
	-2.84	-2.52	-3.08	-2.85	-1.97
fund		-.184		-.163*	
		-1.62		-1.97	
intpay			-5.56*	-5.39**	
			-1.93	-2.32	
yearinof_2					-.0206**
					-2.24
yearinof_3					-.0036
					-0.64
yearinof_4					-.00187
					-0.33
yearinof_5					-.0105**
					-2.10
both_right	.0106	.00747	.0175*	.0142*	.00801
	1.14	0.82	1.99	1.82	1.08
both_left	.00616	.00462	.0109	.00907	.00462
	1.07	0.82	1.51	1.26	0.95
F test	9.881	16.025	9.516	14.944	14.098
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
N	260	260	260	260	252
A-B test(1)	-2.755	-2.646	-2.733	-2.599	-2.501
P-value	0.006	0.008	0.006	0.009	0.012
A-B test(2)	-1.433	-1.453	-1.768	-1.747	-0.332
P-value	0.152	0.146	0.077	0.081	0.740

Nota: Tutti i risultati sono ottenuti usando il metodo *one-step SYS-GMM.* La variabile *both_right (both_left)* è una dummy che indica se la coalizione di centro-destra (centro-sinistra) è, nello stesso anno, sia al governo centrale che al governo regionale. ***, ** e * indica che i coefficienti sono significativi all'1%, 5% e 10%, rispettivamente.

Tabella 9 Risultati delle stime. Metodo "Population Averaged"

	1 *b/t*	2 *b/t*	3 *b/t*	4 *b/t*	5 *b/t*	6 *b/t*	7 *b/t*	8 *b/t*
density	.0000202**	.0000132	.0000231***	.0000166**	.0000191*	.0000123	.0000222**	.0000157*
	2.02	1.31	2.75	2.04	1.82	1.17	2.53	1.86
unempl	-.000757**	-.000341	-.000617*	-.000145	-.000791**	-.000421	-.000648*	-.000223
	-2.16	-0.91	-1.87	-0.41	-2.18	-1.10	-1.90	-0.62
gdppc	-.00765	-.0149**	-.00547	-.0108*	-.00828	-.0167**	-.00599	-.0124**
	-1.23	-2.26	-0.97	-1.92	-1.28	-2.39	-1.01	-2.06
pop	-3.61e-06	-.000393	-.00132	-.00178*	.000197	-.000177	-.00118	-.00161*
	-0.00	-0.40	-1.36	-1.94	0.19	-0.17	-1.18	-1.71
fund		-.118***		-.107***		-.121***		-.11***
		-2.78		-2.94		-2.75		-2.90
intpay			-1.47***	-1.57***			-1.52***	-1.61***
			-2.59	-2.93			-2.64	-2.95
yearinof_2					-.00832***	-.00825***	-.0085***	-.0084***
					-3.70	-3.73	-3.77	-3.77
yearinof_3					.000761	.000569	.000663	.000573
					0.32	0.25	0.28	0.25
yearinof_4					-.00292	-.00346	-.00308	-.00355
					-1.20	-1.44	-1.27	-1.48
yearinof_5					-.002	-.00238	-.00228	-.00254
					-0.74	-0.89	-0.84	-0.95
N	260	260	260	260	252	252	252	252

Nota: ***, ** e * indica che i coefficienti sono significativi all'1%, 5% e 10%, rispettivamente.

Tabella 10 Risultati delle stime. Metodo "Random Effects"

	1 *b/t*	2 *b/t*	3 *b/t*	4 *b/t*	5 *b/t*	6 *b/t*	7 *b/t*	8 *b/t*
density	.0000198* 1.74	.0000126 1.09	.0000221* 1.94	.0000149 1.29	.0000189* 1.67	.0000119 1.04	.0000215* 1.90	.0000145 1.27
unempl	-.000665* -1.76	-.000282 -0.71	-.000521 -1.35	-.000148 -0.37	-.000749** -1.97	-.00039 -0.98	-.000591 -1.53	-.000245 -0.61
gdppc	-.00644 -0.95	-.0151** -2.04	-.00436 -0.64	-.013* -1.73	-.00774 -1.14	-.0168** -2.23	-.00543 -0.79	-.0144* -1.89
pop	-.0000237 -0.02	-.000427 -0.38	-.0011 -0.86	-.00146 -1.15	.000199 0.18	-.000181 -0.16	-.00101 -0.79	-.00133 -1.05
fund		-.126*** -2.73		-.124*** -2.70		-.125*** -2.68		-.123*** -2.64
intpay			-1.19* -1.75	-1.15* -1.71			-1.32* -1.94	-1.27* -1.89
yearinof_2					-.00837*** -3.68	-.00832*** -3.70	-.00871*** -3.84	-.00864*** -3.85
yearinof_3					.000678 0.28	.000466 0.20	.000352 0.15	.000157 0.07
yearinof_4					-.003 -1.22	-.00355 -1.45	-.00337 -1.37	-.00389 -1.59
yearinof_5					-.00208 -0.76	-.00248 -0.92	-.00255 -0.93	-.00293 -1.08
N	260	260	260	260	252	252	252	252

Nota: ***, ** e * indica che i coefficienti sono significativi all'1%, 5% e 10%, rispettivamente.

Tabella 11 Risultati della stima. Sub - periodo senza i cambiamenti legislativi (2002-2011)

	1 *b/t*	2 *b/t*	3 *b/t*	4 *b/t*	5 *b/t*	6 *b/t*	7 *b/t*	8 *b/t*
deficit(-1)	-.179*	-.197**	-.203**	-.21***	-.192	-.232	-.233*	-.253**
	-1.91	-2.42	-2.62	-2.90	-1.28	-1.72	-1.90	-2.29
density	.000288***	.000186	.000216**	.000124	.000301***	.000204*	.000224***	.000135
	3.19	1.56	2.74	1.29	3.15	1.79	3.10	1.34
unempl	-.00171	.000444	-.00101	.000917	-.00254	-.00057	-.00186	.0000292
	-0.99	0.25	-0.85	0.67	-0.94	-0.19	-0.90	0.01
pop	-.0261**	-.0224**	-.0201***	-.0171***	-.0287*	-.0246**	-.0221**	-.0192***
	-2.34	-2.16	-4.27	-3.29	-2.01	-2.47	-2.53	-3.02
gdppc	-.0275	-.0308	-.0153	-.013	-.0376	-.0457	-.0263	-.0274
	-0.81	-1.05	-0.63	-1.07	-0.82	-1.18	-0.86	-1.40
fund		-.322		-.243		-.339		-.268
		-1.38		-1.53		-1.05		-1.00
intpay			-5.27**	-5.64***			-6.11	-6.34**
			-2.23	-5.43			-1.63	-2.76
yearinof_2					-.0319***	-.0299***	-.0298***	-.0281***
					-3.65	-3.65	-3.83	-3.81
yearinof_3					-.0219**	-.0236**	-.0231**	-.0234**
					-2.55	-2.54	-2.40	-2.18
yearinof_4					.000712	.00284	.00239	.0049
					0.04	0.15	0.14	0.28
yearinof_5					-.0107	-.0119	-.0158	-.0163
					-0.75	-0.82	-0.92	-0.91
F test	8.322	6.218	14.009	11.931	7.180	7.604	8.268	7.497
Prob>F	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
N	180	180	180	180	175	175	175	175
A-B test(1)	-2.513	-2.478	-2.412	-2.358	-2.771	-2.708	-2.598	-2.510
P-value	0.012	0.013	0.016	0.018	0.006	0.007	0.009	0.012
A-B test(2)	-1.310	-1.328	-1.367	-1.366	0.019	-0.059	0.398	0.356
P-value	0.190	0.184	0.171	0.172	0.985	0.953	0.690	0.722

Nota: Tutti i risultati sono ottenuti usando il metodo *one-step SYS-GMM*. ***, ** e * indica che i coefficienti sono significativi all'1%, 5% e 10%, rispettivamente.

Tabella 12 Risultati delle stime. Controllo per regioni a statuto speciale

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	b/t	*b/t*	*b/t*	*b/t*	*b/t*	*b/t*	*b/t*	*b/t*
deficit (-1)	-0.223**	-0.245***	-0.236***	-0.253***	-0.193	-0.244***	-0.252***	-0.164
	-2.74	-2.96	-3.89	-4.07	-1.59	-2.99	-4.11	-1.61
special	-0.009	-0.009	-0.001	-0.002	-0.007	-0.012	0.019*	-0.024
	-0.62	-0.78	-0.08	-0.18	-0.56	-0.47	1.76	-1.31
density	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	1.19	0.80	1.30	0.83	1.14	0.85	0.91	0.84
unempl	-0.000	0.001	-0.000	0.001	-0.001	0.001	0.000	-0.000
	-0.08	0.87	-0.43	0.77	-1.41	0.85	0.16	-0.34
gdppc	-0.000	-0.011	-0.006	-0.013	-0.013	-0.011	0.011	-0.001
	-0.00	-0.44	-0.24	-0.60	-0.55	-0.42	0.35	-0.05
pop	-0.023*	-0.019	-0.021*	-0.018	-0.021	-0.020*	-0.016	-0.021
	-1.78	-1.56	-1.82	-1.68	-1.48	-1.80	-1.32	-1.31
fund		-0.232**		-0.218**		-0.245		
		-2.73		-2.83		-1.64		
intpay			-4.479	-4.361			7.727	
			-1.39	-1.58			0.83	
yearinof_2					-0.021**			-0.026*
					-2.61			-1.84
yearinof_3					-0.007			-0.013
					-1.11			-1.37
yearinof_4					-0.002			-0.014*
					-0.34			-1.87
yearinof_5					-0.013*			-0.023**
					-1.80			-2.16
*special*fund*						0.042		
						0.16		
*special*intpay*							-14.402*	
							-1.78	
*spec*yearinof_2*								0.015
								0.93
*spec*yearinof_3*								0.006
								0.51
*spec*yearinof_4*								0.031*
								1.91
*spec*yearinof_5*								0.021*
								1.76
F test	10.615	11.048	18.967	17.623	17.671	9.623	36.306	50.324
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
N	260	260	260	260	252	260	260	252
A-B test(1)	-2.560	-2.465	-2.544	-2.466	-2.472	-2.491	-2.476	-2.357
P-value	0.010	0.014	0.011	0.014	0.013	0.013	0.013	0.018
A-B test(2)	-1.274	-1.379	-1.301	-1.390	-0.379	-1.396	-1.477	-0.189
P-value	0.203	0.168	0.193	0.165	0.704	0.163	0.140	0.850

Nota: Tutti i risultati sono ottenuti usando il metodo *one-step SYS-GMM.* La variabile *special* è una dummy che indica se la regione è a statuto speciale. ***, ** e * indica che i coefficienti sono significativi all'1%, 5% e 10%, rispettivamente.

Capitolo 3

L'impatto della corruzione sui fondi strutturali europei: un'analisi panel

3.1 I fondi strutturali e la corruzione nelle regioni italiane

In tutti i paesi sviluppati e industrializzati la lotta alla corruzione è diventata una delle principali sfide della politica interna. Da qualche anno gli effetti del fenomeno corruttivo hanno costituito oggetto di numerosi studi. Aldilà delle motivazioni a carattere etico, la consapevolezza dei rilevanti effetti che la corruzione riversa sul sistema economico ha fatto assurgere il tema ad un rilievo sovranazionale (tra i grandi organismi sovranazionali si trova il "Trasparency International"). Le serie di dati sono inequivocabili: dove la corruzione è più bassa, lo sviluppo è più vigoroso, e viceversa.

Dal punto di vista economico la corruzione non è un male in sé, in quanto determina solo uno spostamento di ricchezze fra due soggetti ed al limite una diversa allocazione di risorse pubbliche, che non è detto sia meno efficiente. Bisogna infatti distinguere le cause e le conseguenze della corruzione: se chi corrompe lo fa per sveltire un iter che comunque si dovrebbe compiere, la corruzione ha addirittura un effetto positivo sul sistema. Questo è ad esempio il caso di un Paese in via di sviluppo con procedure decisionali poco efficienti, le quali vengono sveltite dalla c.d. mazzetta, che permette il raggiungimento dello scopo

(che si sarebbe raggiunto ugualmente, come una commessa di acquisto di beni esteri) in un tempo minore.

In generale comunque la corruzione ha un effetto distorsivo sulla spesa pubblica, perché può favorire un fornitore di beni o un appaltatore non ottimale, sia per la qualità oggettiva del prodotto offerto, sia per il rapporto qualità/prezzo dello stesso, con il risultato di avere un bene pubblico di minore qualità o comunque troppo costoso per il suo valore. Con i limiti alla spesa derivanti da vincolo esterno poi, ciò si traduce in minor possibilità di spesa per ulteriori beni o servizi. A ciò si aggiunga che, di solito, un bene di minor qualità ha una vita più breve o necessita più frequentemente di riparazioni e sostituzioni, con un aggravio della spesa ad esso relativa.

In Italia un significativo sostegno allo sviluppo è stato offerto dalle risorse comunitarie provenienti dai fondi strutturali e dal cofinanziamento nazionale, che forniscono un sostegno soprattutto per lo sviluppo del Mezzogiorno d'Italia. Infatti, anche se non è possibile separare il finanziamento per fonte, sappiamo che i fondi comunitari rappresentano una gran parte della spesa pubblica in conto capitale complessivo ricevuto dal Sud (Tabella 1).

Tabella 13 Flussi finanziari tra l'Italia e l'Unione Europea

	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Spesa Totale UE in Italia	11,3	10	9,4	9,5	9,6	11
di cui: Fondi Strutturali (FSE E FESR)	4,5	3,7	2,4	2,6	2,3	2,9
Contributi Totali Italia a UE	14	15,1	15,4	15,3	16,1	16,5
Disavanzo Italia verso UE	-2,0	-4,1	-5,1	-4,5	-5,9	-5,1
Disavanzo Italia verso UE (% del Reddito Nazionale Lordo)	-0.13%	-0,26%	-0,33%	-0,29%	-0,38%	-0,33%

Fonte: Commissione Europea. Dati in miliardi di Euro.

Affinché la politica comunitaria possa avere effetti, è necessario che la spesa programmata sia pienamente assorbita e che i programmi siano attuati in maniera efficiente. Questo problema rimanda alla capacità di gestione delle singole regioni che nelle analisi empiriche per essere adeguatamente affrontata richiede l'utilizzo delle somme effettivamente spese e non quelle programmate o impegnate (Coppola e Destefanis 2007; Garcìa Solanes e Marìa-Dolores 2002; De la Fuente 2003).

Mentre nel capitolo precedente abbiamo esaminato l'impatto dei fondi strutturali sul deficit primario regionale, in questo capitolo l'analisi si concentra sulla capacità di attrazione di fondi da parte delle regioni, utilizzando come variabile dipendente del modello la variabile fondi strutturali. Questa capacità di attrazione dipende, a sua volta, dalla la qualità istituzioni, analizzata attraverso il livello di corruzione nelle venti regioni italiane.

In questi ultimi anni, numerosi studi hanno provato a dimostrare quanto e come l'esistenza in un territorio del fenomeno della corruzione[9] condizioni lo sviluppo del territorio stesso. La corruzione è, quindi, vista come un fenomeno sociale, politico ed economico diffuso e multiforme – si va dal pagamento delle tangenti all'estorsione e al nepotismo – che indebolisce i fondamenti della democrazia in quanto mina la fiducia dei cittadini nelle istituzioni e nella classe politica, svilisce i principi di buon governo e di etica pubblica, distorce il processo elettorale, falsa il principio di legalità.

[9] Una definizione ufficiale di "corruzione" possiamo trarla dalla Convenzione di diritto civile sulla corruzione del Consiglio d'Europa (Strasburgo 4.11.1999; *European Treaty Services*, n.174). Si parla di corruzione di fronte al "sollecitare, offrire, dare o accettare, direttamente o indirettamente, una somma di denaro o altro vantaggio indebito o la promessa di tale vantaggio indebito, che distorce il corretto adempimento di una funzione/compito o comportamento richiesto dal beneficiario dell'illecito pagamento, del vantaggio non dovuto o della promessa di tale vantaggio. In senso più ristretto si parla di corruzione di fronte a reati la cui connessione implica un danno anzitutto rivolto all'integrità del patrimonio della Pa, dei suoi beni e dei suoi mezzi aventi valore economico, a prescindere dalla circostanza che la commissione di questi reati determini costi sociali che si propagano ben al di là della sola dimensione economica. Si parla di corruzione anche in riferimento a una serie di altri reati (concussione, abuso d'ufficio, peculato, falso in atto pubblico, truffa ai danni dello Stato o alla Comunità europea, turbata libertà degli appalti). Per un approfondimento può essere utile la lettura del rapporto della Commissione per lo studio e l'elaborazione di proposte in tema di trasparenza e prevenzione della corruzione della Pa, presentato il 22 ottobre 2012.

In una prospettiva più strettamente economica, la corruzione altera il funzionamento del mercato, crea disordini nell'offerta di lavoro, penalizza le imprese sane e soprattutto le piccole imprese che risultano maggiormente esposte al pagamento di tangenti rispetto a quelle di grandi dimensioni, inibisce nuove iniziative imprenditoriali, riduce i flussi di investimento esteri, distorce l'allocazione delle risorse pubbliche che vengono distribuite in base a meccanismi non efficienti. Quindi, la corruzione rallenta lo sviluppo economico di una nazione o di un'area geografica. Il fenomeno della corruzione è diffuso, in particolare, nei progetti che coinvolgono il settore pubblico. I rapporti di corruzione del settore pubblico contengono due elementi: l'aumento del costo dei progetti di investimento pubblici oppure l'uso di materiali scadenti, e spesso entrambi.

Questa analisi, invece, propone una prospettiva complementare del fenomeno, che parte dall'ipotesi che sarà mostrata nel prossimo paragrafo.

3.1.1 L'ipotesi alla base del lavoro

La valutazione degli effetti della politica di coesione è una questione particolarmente rilevante se si pensa che i fondi strutturali rappresentano una quota significativa dei trasferimenti pubblici effettuati a favore delle regioni degli stati membri appartenenti all'Unione europea.

Partendo da questa tesi, si ipotizza che la corruzione aumenta il livello dei fondi attratti tramite un maggiore numero di progetti messi in programma e tende ad aumentare la capacità di attrarre fondi. Un'importante conseguenza di questi risultati è la capacità che hanno le regioni di attrarre i fondi strutturali. È evidente che una condizione necessaria, anche se non sufficiente, di questa ipotesi si basa sull'idea che la politica che prevede la dinamica dell'attrazione dei fondi deve essere pienamente efficace e che la spesa prevista, a sua volta, sia utilizzata. Alcune analisi indicano che non tutte le risorse sono state impiegate e che vi è una concentrazione

della spesa nel triennio finale del ciclo di programmazione, un periodo in cui la spesa manifesta tutti i suoi effetti (Pellegrini et al., 2013).

Per questo è utile capire quello che accade, *ex ante,* al momento della spesa, ovvero analizzare la capacità che hanno le regioni di attrarre i fondi europei, e vedere, di conseguenza, come incide la qualità istituzionale delle singole regioni. Questo tipo di valutazione è di fondamentale importanza per l'Italia, dove una inefficiente qualità delle istituzioni, come la presenza di corruzione, è un fenomeno che ha caratterizzato il modello economico del paese per decenni.

Il punto di partenza è l'idea che la capacità di attrazione dei fondi è soggetta alla qualità istituzionale e che nelle regioni in cui si registra un indice di qualità istituzionale più debole si potrebbe verificare che i trasferimenti europei siano distribuiti a favore di "qualcuno" e non in modo equo ed efficace (Wallace, 1977; Blom-Hansen, 2005). Seguendo questo filone in letteratura, si analizza come i fattori istituzionali influenzano la capacità di attrarre i fondi europei. In particolare, si vuole capire quanto sono capaci di attrarre le regioni più corrotte e se riescono da attrarre maggiori fondi a causa di un alto livello di corruzione, le quali, tramite metodi e iter "illeciti", riescono a ricevere più fondi.

Inoltre, per individuare ulteriori determinati della capacità di attrarre i fondi strutturali, si inseriscono alcune variabili che misurano l'indice di partecipazione politica e l'indice di partecipazione sociale, create tramite il metodo dell'analisi delle componenti principali (PCA).

Per studiare l'idea teorizzata in questo paragrafo, si costruisce un modello endogeno molto semplice che permette di analizzare il rapporto tra i fondi strutturali[10] e la qualità istituzionale, tramite un metodo di stima che affronta i

[10] Il programma dei fondi strutturali è regolata attraverso tre livelli gerarchici: UE, nazionale e quelli regionali. A livello comunitario, il quadro strategico principale è determinata da orientamenti strategici comunitari (CSG), che sono convertite al livello nazionale nel quadro di riferimento strategico nazionale (QSN) e poi più in basso nei programmi operativi, che può essere definito in girare alla nazionale (PON), nazionale interregionale (POIN), e regionale (POR). È al livello di PO che l'azione politica attuale prende forma finale e impatti sul territorio.

problemi di eterogeneità non osservata tra le regioni d'Italia e di endogeneità dei regressori.

3.2 Analisi empirica: i dati e il modello

3.2.1 Il modello

In questo paragrafo si presenta l'analisi empirica delle determinanti dei fondi strutturali europei, al fine di analizzare il ruolo che hanno alcuni aspetti "istituzionali" nel determinare la capacità di attrazione dei trasferimenti dall'Unione europea da parte delle singole regioni. L'analisi empirica è realizzata utilizzando un modello dinamico con dati panel, che rappresentano le determinanti dei fondi europei. La variabile dipendente del modello è l'ammontare annuale dei fondi strutturali e la corruzione è utilizzata come una delle variabili esplicative del modello.

Il modello econometrico utilizzato per l'analisi è il seguente:

$$SF_{i,t} = \alpha SF_{i,t-1} + \beta Corr_{i,t} + \delta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \qquad (6)$$

dove la variabile dipendente $SF_{i,t}$ misura l'importo totale dei fondi strutturali sul PIL per ogni regione (*i*) al tempo (*t*). β e δ sono i parametri da stimare. Sulla base delle ipotesi, ci si aspetta che β sia positivo e maggiore di zero. Questo significa che in presenza di un alto livello del fenomeno corruzione, corrisponde una migliore qualità istituzionale e una maggiore partecipazione politica e sociale, quindi una maggiore capacità di attrazione dei fondi e più alto livello di trasferimenti dall'Europa.

Nell'ipotesi in cui β sia negativo, invece, si ipotizza che nelle regioni in cui c'è un alto livello del fenomeno corruzione, si registra un basso livello di qualità istituzionale, di

capitale sociale, di partecipazione politica e di capitale umano che non si trasforma in maggiore capacità di attrazione dei fondi strutturali.

Inoltre, $\varepsilon_{i,t}$ è il termine di errore. La variabile ($Corr_{it}$) è la misura della corruzione, la proxy della corruzione usata in questo studio è data dal numero dei crimini denunciati dalle regioni, come i reati penali, diviso per la popolazione (100.000).

$\boldsymbol{X}_{it}$ è la matrice di controlli che rappresenta l'insieme delle variabili esplicative incluse nel modello, sia le variabili di natura politica che misurano la partecipazione dei cittadini alla vita politica, che le variabili che misurano l'impegno sociale dei cittadini nelle singole regioni.

Si testa l'ipotesi sulle 20 regioni italiane per il periodo 2000 – 2013, tramite un panel di dati annuali. La scelta del periodo in esame è stata vincolata alla disponibilità dei dati sulla corruzione e dei dati sui fondi strutturali.

Per stimare il modello si utilizza lo stimatore *Difference* GMM, in particolare per affrontare i problemi di endogeneità e per controllare i fattori specifici inosservati.

3.2.2 Difference GMM

L'inclusione delle variabili ritardate nell'equazioni stimate introduce una distorsione nel modello che non può essere eliminata tramite una regressione ad effetti fissi. Lo stimatore OLS, per essere non distorto, richiede che ogni variabile esplicativa sia incorrelata con il vettore degli errori. Nell'equazione (6) l'inclusione della variabile dipendente ritardata tra i regressori elimina spesso il problema della correlazione seriale con il termine di errore, ma questa introduce però nel modello di regressione una potenziale distorsione a causa del venir meno del'ipotesi di esogeneità forte del termine d'errore $\varepsilon_{i,t}$. Al fine di correggere tale distorsione, Arellano e Bond (1991), Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) hanno

sviluppato degli stimatori basati sul metodo generalizzato dei momenti, per regressioni con dati panel dinamici. L'idea è di trovare una variabile strumentale (IV) che sia correlata con la variabile dipendente ma non con il termine d'errore. Arellano e Bond (1991) evidenziano come, sotto l'ipotesi che il termine di errore non sia serialmente correlato, il valore della variabile dipendente, ritardata di uno o più periodi, soddisfa questi requisiti e potrebbe essere usato come strumento. Lo stimatore utilizzato per stimare questa equazione è lo stimatore GMM. Lo stimatore di Arellano e Bond (1991), come primo passo, trasforma tutti i regressori tramite differenziazione e usa il metodo generalizzato dei momenti, viene perciò chiamato Difference GMM. Lo stimatore di Arellano-Bover (1995) / Blundell-Bond (1998) costruisce un sistema di due equazioni, l'equazione originale e quella trasformata, viene perciò denominato System GMM. Entrambi gli stimatori GMM forniscono stime consistenti in panel in cui T è piccolo e N è ampio. Si ritiene così che il ricorso a questi due stimatori per dati panel dinamici sia coerente con le caratteristiche dei nostri dati e molto più appropriato rispetto allo stimatore ad effetti fissi.

3.2.3 I dati e le statistiche descrittive

In questo paragrafo si presentano le variabili scelte per la costruzione del dataset, costituito da un panel di dati (2000 – 2013) provenienti dai saldi pubblici delle regioni italiane e dai trasferimenti derivanti dall'Unione europea

La tabella 14 riporta le statistiche descrittive di tutte le variabili che vengono prese in considerazione per spiegare il modello. Si nota che tutte le variabili hanno una media positiva.

I dati sulla corruzione e sulla qualità istituzionale sono stati reperiti dalle serie storiche disponibili nella banca dati dell'Istituto nazionale di Statistica (ISTAT). I dati relativi ai fondi strutturali sono stati forniti dall'Autorità italiana per il monitoraggio

(IGRUE), sito della Ragioneria Generale dello Stato, e dalle relazioni annuali del Ministero dell'Economia e delle Finanze (2000 - 2013). Tali dati si riferiscono al totale delle risorse investite senza effettuare alcuna distinzione tra la quota erogata dell'Unione europea o dallo Stato.

Tabella 14. Statistiche descrittive

	Variabile name	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
funds	Totale dei fondi strutturali UE sul PIL	280	4.28	3.70	0.38	13.77
gdppc	PIL pro capite reale	247	10.24	0.26	9.70	10.62
pop	Logaritmo della popolazione	280	14.50	1.05	11.69	16.11
density	Popolazione per kilometro quadrato	280	178.00	106.22	37.00	426.00
unempl	Tasso di disoccupazione	280	8.69	4.82	2.50	24.10
corruptionpc	Corruzione pro capite	280	4.31	3.11	0.79	20.77
northwest	Nord-Ovest Italia	280	0.20	0.40	0.00	1.00
northeast	Nord-Est Italia	280	0.20	0.40	0.00	1.00
centre	Centro Italia	280	0.20	0.40	0.00	1.00
social	Indice di attività sociali	260	19.03	3.76	10.56	31.19
politic	Indice di attività politiche	260	6.71	2.60	-0.19	15.03
regobj	Regione obiettivo UE	280	0.32	0.47	0.00	1.00
voluntary	Volontariato	280	290.84	283.58	14.00	1427.00
hospday	Giorni in ospedale	280	2328683.98	1825387.66	106499.00	8908615.00

Nota: Popolazione è espressa in milioni di persone. hospday è espressa in numero di giornate di degenza di persone ospedalizzate residenti nella regione. voluntary, social e politic sono espresse in numero di persone. gdppc e funds sono espresse in milioni di euro.

La prima variabile esplicativa ($Corr_{it}$) misura la corruzione sul totale della popolazione, si utilizza il valore procapite per studiare meglio il fenomeno in rapporto alla popolazione. La proxy della corruzione usata in questo studio è data dal numero dei crimini denunciati dalle regioni come reati penali diviso per la popolazione (100.000). Questa proxy comprende tutti i reati connessi alla corruzione segnalati dalle regioni pubblicati nelle statistiche criminali dall'ISTAT. Questa variabile raccoglie il numero di tutti i crimini stabiliti dal codice penale italiano all'art. 314 e all'art. 322 bis, i quali regolano la corruzione da parte di funzionari pubblici, corruzione giudiziaria, istigazione alla corruzione, ma anche

appropriazione indebita, abuso di fondi pubblici, indebita percezione di benefici economici a danno dello Stato e l'estorsione d'ufficio.

La matrice $\boldsymbol{X}_{it}$ raccoglie quel gruppo di variabili esplicative che hanno lo scopo di misurare la qualità delle istituzioni, attraverso l'inclusione delle variabili *voluntary*, *hospday*, *politic* e *social*. Diverse proxies sono, così, state incluse nel modello per catturare la complessità del fenomeno e valutare al meglio la qualità istituzionale. La variabile volontariato (*voluntary*) raccoglie i dati per le persone che hanno partecipato ad associazioni di volontariato per ogni anno e serve per monitorare l'i*mpegno civile* in ogni singola regione.

La variabile *hospday*, invece, riporta i dati a livello regionale delle giornate di degenza ricoveri superiori a 3 giorni per ogni anno. Essa funge come proxy della *qualità istituzionale*. Questi dati sono stati estratti dal documento dell'Istat "Obiettivo tematico 11- rafforzare la capacità istituzionale delle Autorità pubbliche e delle parti interessate e un'amministrazione pubblica efficiente". Per la costruzione di questa variabile, l'Istat ha considerato solo le degenze superiori a 3 giorni, per escludere i ricoveri brevi, non ha considerato i ricoveri effettuati all'estero perché non sono oggetto di rilevazione, mentre ha compreso i ricoveri di cittadini stranieri residenti in Italia.

Per dare una maggiore robustezza al modello, vengono costruiti due indicatori di natura politico-sociale, ovvero l'indicatore di partecipazione sociale e l'indicatore di partecipazione politica (*politic* e *social*). Si assume che questi due indicatori abbiano una forte correlazione con la variabile dipendente. Gli autovalori delle due variabili sono ottenuti effettuando l'*analisi delle componenti principali* (PCA)[11] della matrice dei prodotti scalari tra le variabili indipendenti prese in considerazione. In questo caso, per costruire l'indice di partecipazione politica (*politic*) si sono prese in

[11] L'analisi delle componenti principali (PCA). Al fine di esplorare a fondo tutte le variazioni fornite dalle variabili categoriali senza imporre specifiche ipotesi di codifica, abbiamo usato analisi delle componenti principali per analizzare le risposte fornite, e ha generato un terzo indice di corruzione sulla base della prima componente principale. Poiché i valori numerici risultanti non sono semplici da interpretare, abbiamo normalizzato il primo componente ad una variabile normale standard (z-score).

considerazione le variabili “partecipazione ad un comizio”, “partecipazione ad un corteo”, “ascolto di un dibattito politico”, “attività gratuita per un partito politico”, “ha dato soldi ad un partito”. Allo stesso modo, per costruire l’indice di partecipazione sociale (*social*) si sono prese in considerazione le variabili “teatro”, “cinema”, “musica e mostre”, “concerti di musica classica e opera”, “altri concerti di musica”, “spettacoli sportivi”, “discoteche e balere”, “siti archeologici e monumenti”. Questi dati sono stati esportati dalle tavole presenti nella banca dati Istat, sezione “Aspetti della vita quotidiana”[12], per tutte e venti le regioni italiane.

Sia la variabile *voluntary* che la variabile *politic* è importante per studiare l’*impegno civile* dei residenti delle singole regioni verso le attività di volontariato e le manifestazioni politiche. Mentre la variabile *social* serve per monitorare le attività ricreative - culturali che impegnano i cittadini in ogni regione[13].

Nel modello vengono introdotte anche delle variabili di controllo di natura economica. In primo luogo, si inserisce nel modello la variabile *gdppc*. Inoltre, come proxy per il controllo dell’andamento economico, si utilizzano i dati sulla disoccupazione, raccolti nella variabile *unempl*. Inoltre, tra le variabili di controllo si inseriscono il logaritmo della popolazione e il livello di densità[14].

Prima di procedere all’analisi multivariata, si mostra graficamente la relazione bivariata tra i fondi strutturali e la corruzione. La Figura 10 mette in relazione il livello dei fondi strutturali sul PIL con il livello di corruzione tramite un grafico a dispersione per illustrare la relazione tra le due variabili. Si presenta la “nuvola” di

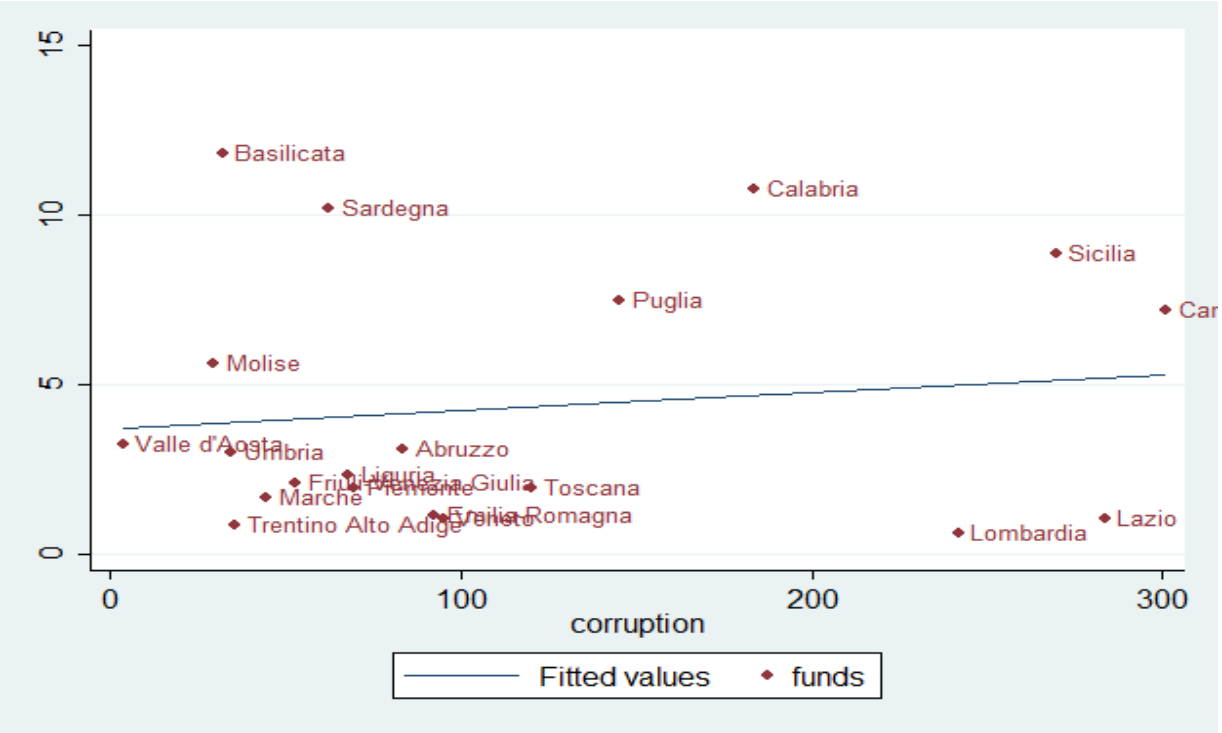
[12] L’indagine campionaria “Aspetti della vita quotidiana”, che fa parte di un sistema integrato di indagini sociali – le Indagini Multiscopo sulle famiglie – rileva le informazioni fondamentali relative alla vita quotidiana degli individui e delle famiglie. A partire dal 1993, l’indagine viene svolta ogni anno e le informazioni raccolte consentono di conoscere le abitudini dei cittadini e i problemi che essi affrontano ogni giorno. Aree tematiche variegate si susseguono nei questionari, permettendo di capire come vivono gli individui e se sono soddisfatti del funzionamento di quei servizi di pubblica utilità che devono contribuire al miglioramento della qualità della vita. Scuola, lavoro, vita familiare e di relazione, abitazione e zona in cui si vive, tempo libero, partecipazione politica e sociale, salute, stili di vita e rapporto con i servizi sono indagati in un’ottica in cui oggettività dei comportamenti e soggettività delle aspettative, delle motivazioni, dei giudizi contribuiscono a definire l’informazione sociale.

[13] Istat, Rapporto BES 2015: il benessere equo e sostenibile in Italia, 2015.

[14] Concentrazione di individui espressa dal rapporto tra il numero di abitanti e la superficie del territorio (numero di abitanti per chilometro quadrato).

punti relativi alle due misure maggiormente prese in considerazione per lo studio dell'ipotesi che si vuole testare.

Figure 10 Scatterplot tra fondi strutturali e corruzione



Fonte: Propria elaborazioni su dati Istat e IGURE
Nota: La variabile dipendente è *funds*, costruita sul totale dei fondi strutturali in rapporto al PIL regionale.

Il grafico non mostra una tendenza assolutamente marcata, ma guardando le osservazioni si intravede una relazione positiva tra le due variabili. L'indice di correlazione fra fondi strutturali e corruzione, infatti, risulta pari a +0.10.

Il grafico conferma le teorie sul fenomeno, soprattutto sulla base della presenza di "outliers", come la Sicilia, la Calabria, la Puglia e la Campania, che si posizionano al di sopra delle altre regioni, probabilmente sia perché sono regioni appartenenti all'Obiettivo 1 sia perché sono le regioni dove si registra un alto livello del fenomeno della corruzione.

Le Figure 11 - 14 illustrano la distribuzione nel tempo dei fondi strutturali nelle regioni italiane. Si analizza graficamente come il livello di fondi strutturali europei sia influenzato dall'area geografica dove i fondi sono destinati, sulla *ratio* della divisione territoriali prevista dalla politica di coesione. Tutte le regioni europee, infatti, possono beneficiare del sostegno dei fondi strutturali, tenendo conto del livello del PIL procapite[15]. La Figura 11 mostra il trend della variabile dipendente, *funds,* fondi strutturali sul PIL nel tempo in tutte le regioni italiane. Si notano sostanziali differenze tre le macro-aree nell'andamento della variabile. Per quanto riguarda le regioni del Nord Italia, analizzando i dati longitudinali, si evidenzia una minima e costante distribuzione negli anni di fondi europei. Il dato, infatti, oscilla intorno al 2,1 per cento. Spostando l'attenzione sulle regioni del Sud Italia (riquadro 5 e 6) e, quindi, alle regioni che fanno parte dell'area obiettivo 1, si evidenzia una ingente distribuzione di fondi, in media attorno al 9,3 per cento (Figura 2). Si nota, inoltre, un importante shock nell'anno 2009 dovuto, molto probabilmente, al completamento del finanziamento dei programmi del ciclo 2000-2006 nell'anno 2009. La Figura 12 mostra l'andamento nel tempo della variabile *funds* soltanto per le regioni del Sud Italia (Campania, Puglia, Basilicata, Calabria, Sicilia e Sardegna), dove si nota la distribuzione costante dei fondi per le regioni che sono rimaste nell'area obiettivo 1 in entrambi i cicli di programmazione in analisi, mentre si nota un cambio di policy per le due regioni in transizione, Basilicata e Sardegna. Le Figure 13 e 14 mostrano le stesse regioni del Sud Italia nel tempo, dividendo la variabile analizzata in fondi FSE sul PIL e fondi FESR sul PIL.

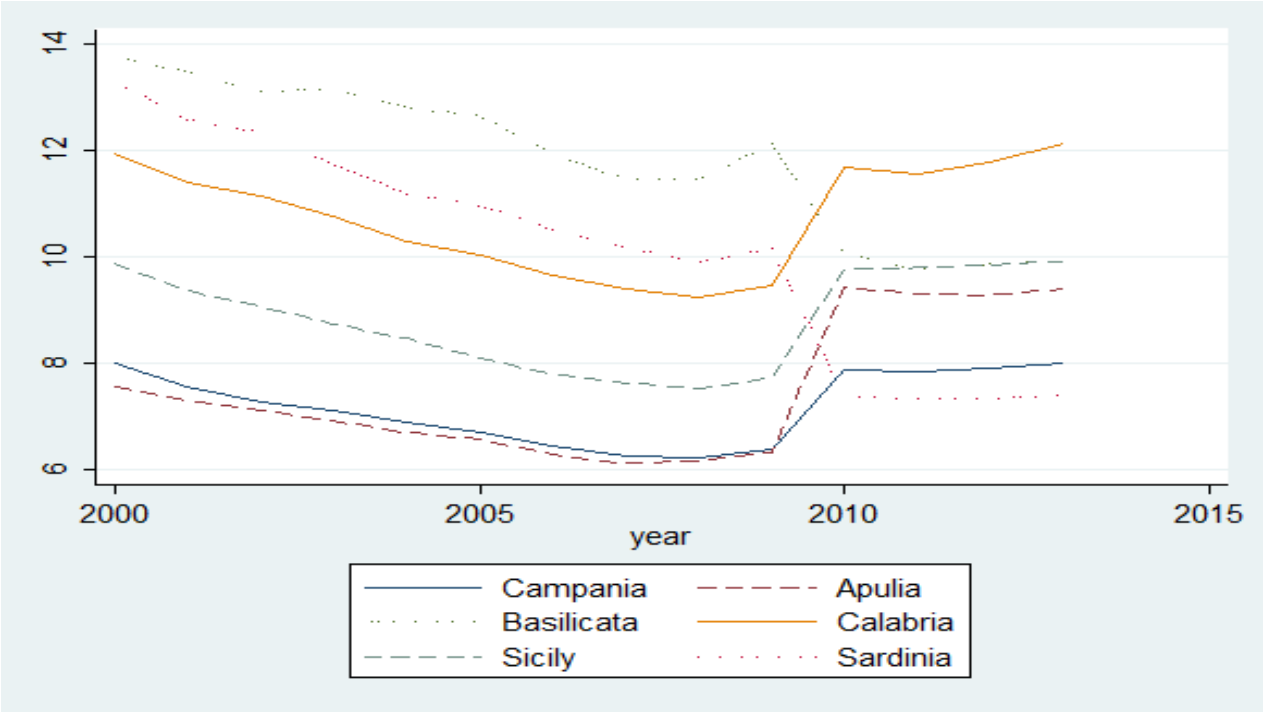
La Figura 15 mostra graficamente la mappa del livello di corruzione procapite nelle singole regioni italiane, confrontando il primo e l'ultimo anno della serie dei dati analizzati (2000 e 2013).

[15] Regioni meno sviluppate: PIL pro-capite inferiore al 75% della media del PIL UE27;
Regioni in transizione: PIL pro-capite compreso tra il 75% e il 90% della media del PIL UE27;
Regioni più sviluppate: PIL pro-capite superiore al 90% della media.

Figure 11 Evoluzione temporale dei fondi strutturali sul PIL regionale

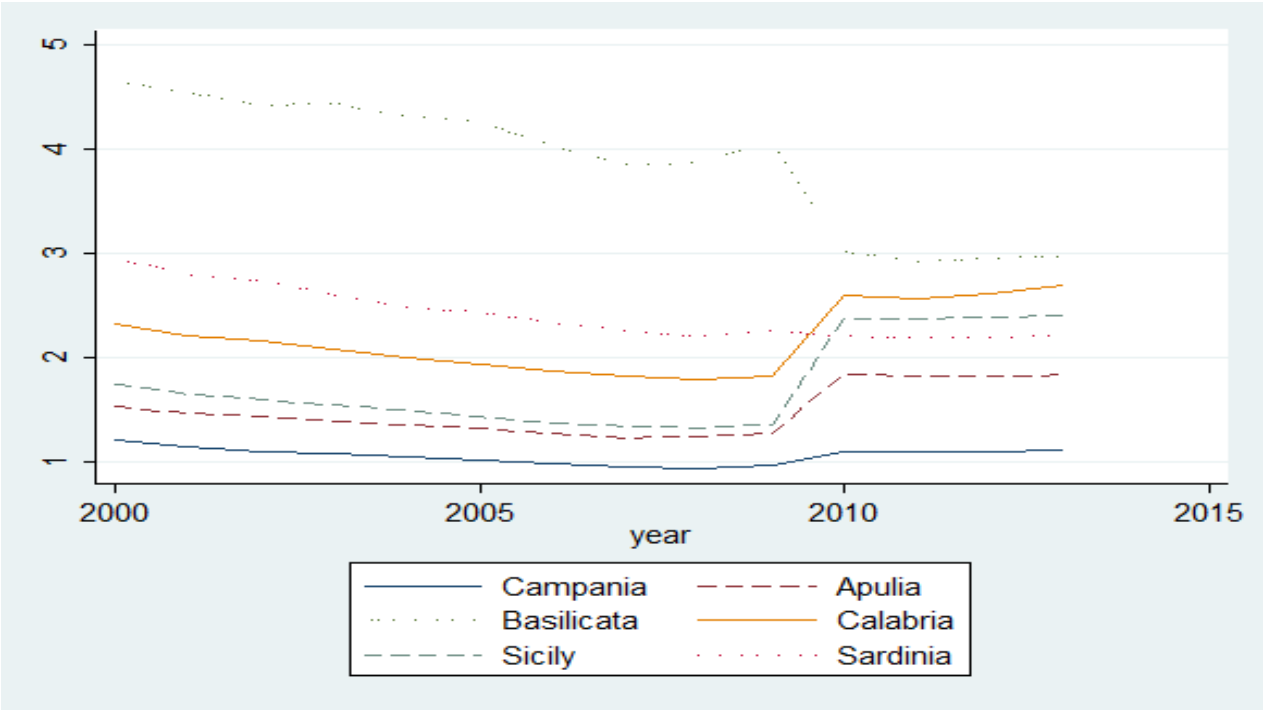
Fonte: Propria elaborazioni su dati IGRUE.
Nota: La variabile dipendente è *funds*, costruita sul totale dei fondi strutturali in rapporto al PIL regionale.

Figure 12 Evoluzione temporale dei fondi strutturali sul PIL regionale, regioni Sud Italia



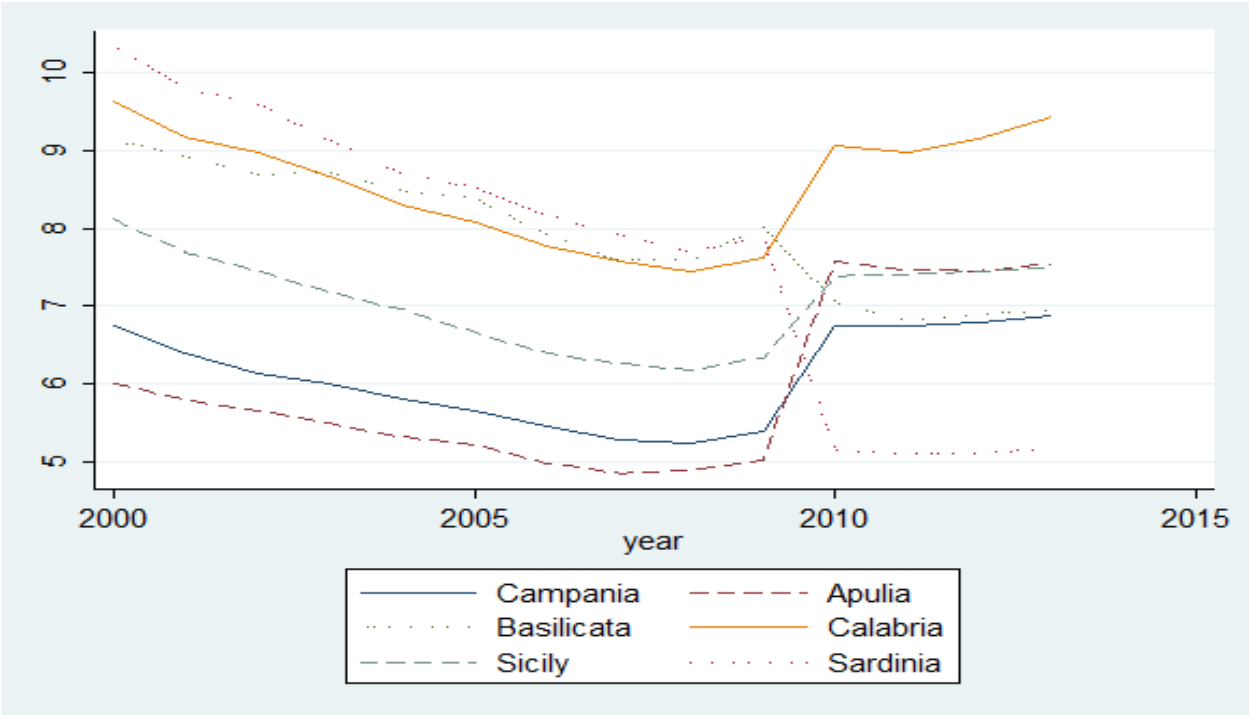
Fonte: Propria elaborazioni su dati IGRUE.
Nota: La variabile dipendente è *funds*, costruita sul totale dei fondi strutturali in rapporto al PIL regionale.

Figure 13 Evoluzione temporale dei fondi FSE sul PIL regionale, regioni Sud Italia



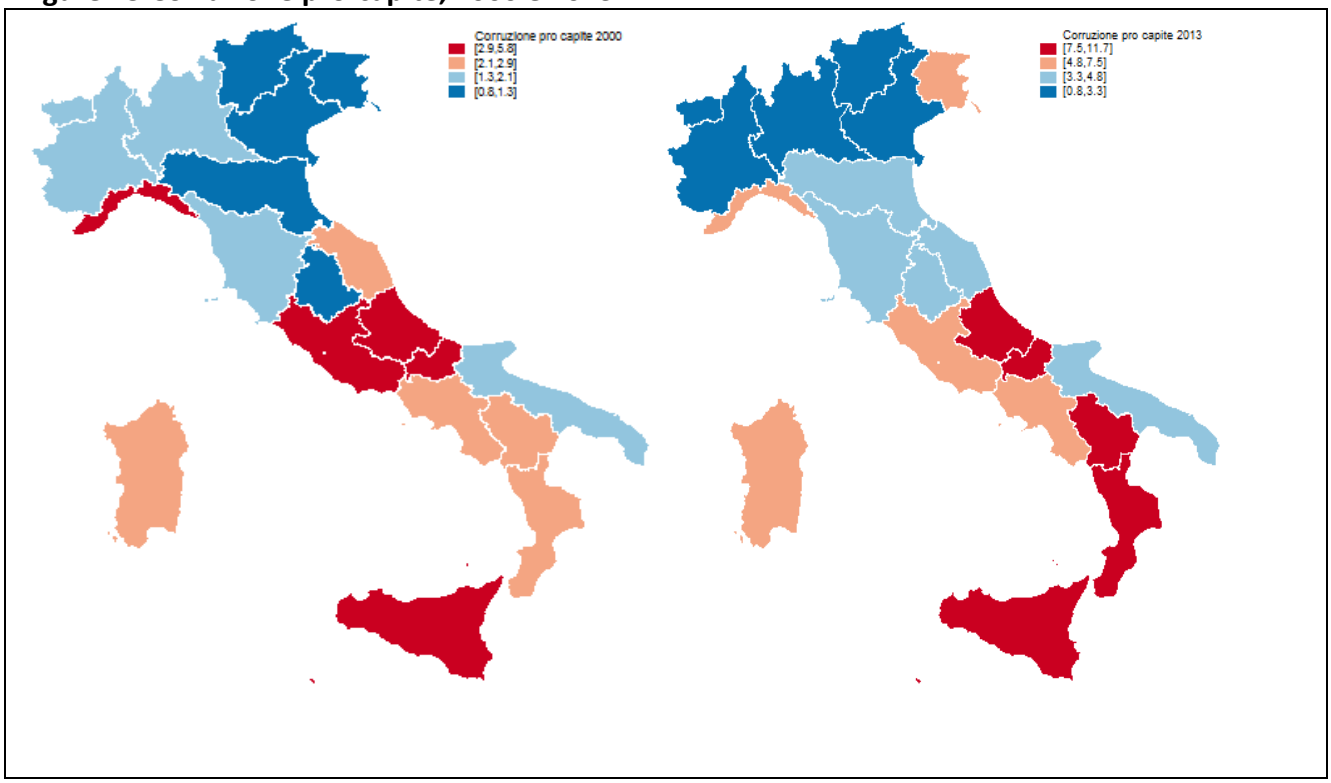
Fonte: Propria elaborazioni su dati IGRUE *Nota*: La variabile dipendente è *fsegdp*, costruita sul totale dei fondi FSE in rapporto al PIL regionale.

Figure 14 Evoluzione temporale dei fondi FESR sul PIL regionale, regioni Sud Italia



Fonte: Propria elaborazioni su dati IGRUE.
Nota: La variabile dipendente è *fesrgdp*, costruita sul totale dei fondi FESR in rapporto al PIL regionale.

Figure 15 Corruzione pro-capite, 2000 e 2013



Fonte: Propria elaborazioni su dati Istat.
Nota: La variabile dipendente è *corruptionpc*, costruita sul livello di corruzione regionale sulla popolazione regionale.

3.3 Risultati

Mentre i grafici sopra riportati permettono di anticipare alcune conclusioni, bisogna procedere con una rigorosa analisi econometrica per avere indicazioni più solide.

La stima del modello in equazione (6) ha prodotto i risultati delle regressioni presentati, rispettivamente, nelle Tabelle 15 e 16, confermando le ipotesi iniziali secondo cui la corruzione ha un impatto positivo sulla capacità di attrazione dei fondi strutturali. Si forniscono, dunque, informazioni importanti sul modo complesso in cui la qualità delle istituzioni, in particolare la corruzione, può influenzare la capacità di attrarre i fondi strutturali europei. I risultati suggeriscono che una maggiore qualità istituzionale contribuisce ad aumentare il livello dei trasferimenti europei, migliorando la capacità di attrazione dei fondi.

Si osserva che le variabili istituzionali di controllo confermano gli effetti ipotizzati. La Tabella 15 mostra l'effetto stimato della capacità di attrazione dei fondi strutturali da parte delle regioni italiane, misurata in termini di spesa effettiva dei fondi europei sul PIL regionale. Le specificazioni mostrate in tabella riportano i risultati per l'equazione di base in cui si analizzano le variabili di controllo (*corruptionpc*, *gdppc*, *population*, *unemployment*, *density*, *region objective*). Nelle successive specificazioni si prendono in considerazione le variabili nord-est, nord-ovest, centro per dare una dimensione del fenomeno. Nelle ultime specificazioni si aggiungono le variabili che spiegano l'impegno sociale e culturale (*politic*, *social*, *voluntary* e *hospital*).

La variabile *corruptionpc* è sempre positiva e significativa, confermando che nelle regioni dove la corruzione è più alta vi è una maggiore possibilità di attrarre fondi. Questo risultato è confermato dalla variabile *politic* e dalla variabile *voluntary* inserite nel modello, le quali risultano significative e positive. In maniera sorprendente, invece, la variabile *social* presenta un coefficiente negativo e significativo, suggerendo che un

maggior numero di attività culturali e ricreative hanno un effetto negativo sulla capacità di attrarre fondi. Allo stesso modo, la variabili *hospday* risulta negativa e statisticamente significative in tutte le specificazioni.

Le regioni con una minore crescita hanno una maggiore possibilità di attrarre e ricevere i fondi strutturali. La variabile *gdppc* è significativa nelle prime due specificazioni, mentre perde di significatività man mano si aggiungono le variabili di controllo. Questo potrebbe essere causato dall'introduzione di alcune variabili di controllo come la divisione per macroaree.

Per testare l'ipotesi alternativa che la relazione tra le variabili sia non lineare, si ripetono le stime aggiungendo la variabile *corruptionpc* al quadrato e rendendo l'equazione non lineare. La Tabella 16 riposta i risultati del modello con l'inclusione della variabile $corruptionpc^2$ in tutte le specificazioni. Si trova che il coefficiente della variabile corruptionpc è sempre positivo e statisticamente significativo all'1 per cento (il coefficiente varia tra +0,28 e +0,36). Mentre la forma quadratica in $corruptionpc^2$ è sempre significativa, ma negativa con un coefficiente che va da -0,19 a -0,13.

I risultati, quindi, preferiscono una relazione non lineare e, più specificatamente, una relazione crescente a tassi decrescenti. Pertanto, all'aumentare del coefficiente della variabile corruzione, aumenta anche la capacità di attrarre fondi per la singola regione. Questa capacità è maggiore per bassi livelli di corruzione per quanto non lo sia per alti livelli di corruzione.

Diversi test di robustezza aumentano la fiducia nei risultati. Per ognuna delle regressioni, infatti, sono stati eseguiti alcuni test necessari per poter desumere la consistenza delle stime ottenute. Il test Arellano-Bond è fondamentale affinché si possa accettare la regressione nel suo insieme, verifica l'ipotesi nulla che non vi sia autocorrelazione di secondo ordine tra i residui di regressione. L'importanza di questo test dipende dal fatto che l'ipotesi verificata corrisponde ad una delle condizioni sulle quali si basa la costruzione degli stimatori GMM. Il venir meno di questa condizione

comporta evidenza a favore della presenza di correlazione tra i regressori utilizzati nella matrice degli strumenti e la componente dell'errore, così da rendere le stime ottenute inconsistenti. In tutte le regressioni presentate nelle Tabelle, il test A-B sull'autocorrelazione dei residui del secondo ordine ci conferma che non possiamo rifiutare l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione.

Tabella 15 Risultati della stima. Fondi strutturali. Modello lineare con una variabile ritardata

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	beta/t-stat	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*
L.funds	.119***	.0818*	.0834**	0.0677	.0709*	.122***	.12***	.104***	.103***
	7.7	1.9	2.18	1.67	1.94	3.18	3.29	3.06	3.23
corruptionpc	.0538**	.0542**	.045*	.0544**	.0453*	.0492**	.0453**	.0491**	.0455**
	2.98	2.21	1.9	2.21	1.92	2.45	2.19	2.44	2.22
gdppc	-.943***	-0.837	-1.41*	-0.145	-0.792	0.956	0.497	2.05	1.55
	-3.55	-1.22	-2.07	-0.16	-0.82	0.93	0.51	1.44	1.09
pop	-.62***	-.413***	-.47***	-.388***	-.447***	-.65***	-.682***	-.593***	-.626***
	-14.94	-3.06	-3.28	-3.12	-3.34	-3.76	-3.64	-3.88	-3.72
unempl	0.0295	-0.0142	0.0149	-0.0196	0.00973	.169***	.172***	.164**	.167***
	1.31	-0.26	0.32	-0.34	0.19	3.05	3.31	2.86	3.08
density	-.00378***	-.00537***	-.00439***	-.00581***	-.0048***	-0.00184	-0.00166	-.00234*	-0.00213
	-12.01	-4.93	-4.03	-5.84	-4.63	-1.25	-1.13	-1.78	-1.61
regobj	3.07***	3.2***	3.16***	3.12***	3.09***	3.52***	3.47***	3.42***	3.38***
	48.2	23.57	15.8	21.55	17.99	19.04	14.55	22.5	18.13
northwest		-0.0792	0.336	-0.179	0.242	-0.999	-0.73	-1.16	-0.906
		-0.1	0.5	-0.22	0.33	-1.16	-0.9	-1.25	-1.01
northeast		-0.829	-0.481	-0.824	-0.482	-1.28*	-1.05*	-1.31*	-1.1
		-1.53	-1	-1.46	-0.96	-2.13	-1.84	-2.04	-1.75
centre		-0.398	-0.164	-0.427	-0.192	-0.535	-0.4	-0.591	-0.465
		-0.99	-0.47	-1	-0.51	-1.32	-1.05	-1.33	-1.08
politic			.096**		.0946**		0.0471		0.043
			2.88		2.79		1.61		1.4
social				-.0464*	-0.0409			-.0659**	-.0614*
				-1.9	-1.51			-2.23	-1.98
voluntary						.00438***	.0041***	.00444***	.00418***
						5.33	5.62	5.27	5.5
hospday						-.000722***	-.00066***	-.000753***	-.000695***
						-6.08	-6.65	-5.87	-6.12
F test	1240.889	3321.702	13873.203	1072.888	20757.22	33423.171	23233.299	6113.748	10212.114
Prob>F	0	0	0	0	0	0	0	0	0
N	208	208	208	208	208	208	208	208	208
A-B test(1)	-3.524	-3.477	-3.437	-3.506	-3.49	-3.48	-3.439	-3.511	-3.486
P-value	0	0.001	0.001	0	0	0.001	0.001	0	0
A-B test(2)	-2.804	-2.934	-3.156	-2.936	-3.085	-1.937	-2.238	-1.882	-2.153
P-value	0.005	0.003	0.002	0.003	0.002	0.053	0.025	0.06	0.031

Nota: Tutti i risultati sono ottenuti utilizzando il metodo DIFF GMM. La variabile dipendente *funds* è data dal totale della spesa per i fondi strutturali sul PIL, la variabile è moltiplicata per 100 per una migliore visualizzazione. La variabile *gdppd* è il logaritmo del PIL pro capite. La variabile *pop* è il logaritmo della popolazione. La variabile *hospday* è divisa per 1000 per una migliore visualizzazione. La variabile *unempl* è il tasso di disoccupazione. ***, ** e * denota che i coefficienti sono significativi all'1%, 5% and 10%, rispettivamente.

Tabella 16 Risultati delle stime. Fondi strutturali. Modello non lineare con una variabile ritardata

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	beta/t-stat	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*
L.funds	.132***	.0869*	.0893*	0.0759	.0803*	.129**	.127**	.114**	.113**
	7.08	1.82	2.11	1.65	1.91	2.68	2.78	2.5	2.6
corruptionpc	.294***	.287***	.297***	.282***	.292***	.36***	.362***	.35***	.353***
	4.43	4.86	4.76	4.67	4.63	5.87	5.61	5.53	5.35
corruptionpc2	-.0148***	-.0142***	-.0154***	-.0138***	-.0151***	-.0189***	-.0193***	-.0183***	-.0188***
	-3.82	-4.24	-4.41	-3.99	-4.2	-4.96	-4.86	-4.56	-4.52
gdppc	-.797**	-0.825	-1.42**	-0.302	-0.984	0.891	0.376	1.77	1.19
	-2.47	-1.31	-2.34	-0.39	-1.29	0.96	0.43	1.51	1.03
pop	-.599***	-.377**	-.435***	-.359**	-.419**	-.671***	-.708***	-.625***	-.664***
	-16.73	-2.83	-3.06	-2.8	-3.01	-3.86	-3.71	-3.76	-3.6
unempl	-0.015	-0.0478	-0.0207	-0.051	-0.0237	.137**	.14**	.134**	.137**
	-0.44	-0.73	-0.35	-0.76	-0.39	2.28	2.5	2.18	2.38
density	-.00399***	-.00577***	-.00476***	-.0061***	-.00505***	-0.0024	-0.00218	-.00279*	-0.00254
	-9.92	-5.04	-4.31	-5.5	-4.51	-1.55	-1.42	-1.91	-1.74
regobj	3.06***	3.17***	3.13***	3.12***	3.08***	3.48***	3.42***	3.4***	3.36***
	27.08	21.34	19.65	17.74	19.17	23.2	18.66	21.41	20.07
northwest		0.0576	0.499	-0.0205	0.43	-0.844	-0.541	-0.979	-0.68
		0.07	0.71	-0.02	0.59	-0.94	-0.64	-1.04	-0.76
northeast		-0.719	-0.349	-0.717	-0.351	-1.08*	-0.827	-1.11	-0.868
		-1.3	-0.72	-1.26	-0.7	-1.77	-1.44	-1.73	-1.41
centre		-0.343	-0.0943	-0.366	-0.116	-0.434	-0.28	-0.481	-0.332
		-0.84	-0.27	-0.85	-0.31	-1.04	-0.73	-1.09	-0.8
politic			.101***		.0998***		.0538*		0.0506
			3.17		3.08		1.89		1.7
social				-0.0352	-0.0291			-.0528**	-.0474*
				-1.74	-1.32			-2.34	-1.96
voluntary						.0046***	.0043***	.00465***	.00436***
						5.61	5.88	5.59	5.84
hospday						-.000715***	-.000648***	-.00074***	-.000675***
						-6.05	-6.44	-5.86	-6.01
F test	216.4	2305.057	2.38E+05	1249.36	7215.569	1461.021	534.767	315.192	716.263
Prob>F	0	0	0	0	0	0	0	0	0
N	208	208	208	208	208	208	208	208	208
A-B test(1)	-3.521	-3.485	-3.455	-3.499	-3.484	-3.442	-3.395	-3.469	-3.433
P-value	0	0	0.001	0	0	0.001	0.001	0.001	0.001
A-B test(2)	-2.322	-2.273	-2.367	-2.386	-2.416	0.215	-0.404	-0.322	-0.831
P-value	0.02	0.023	0.018	0.017	0.016	0.83	0.687	0.748	0.406

Nota: Tutti i risultati sono ottenuti utilizzando il metodo DIFF GMM. La variabile dipendente *funds* è data dal totale della spesa per i fondi strutturali sul PIL, la variabile è moltiplicata per 100 per una migliore visualizzazione. La variabile *gdppd* è il logaritmo del PIL pro capite. La variabile *pop* è il logaritmo della popolazione. La variabile *hospday* è divisa per 1000 per una migliore visualizzazione. La variabile *unempl* è il tasso di disoccupazione. ***, ** e * denota che i coefficienti sono significativi all'1%, 5% and 10%, rispettivamente.

3.4 Risultati aggiuntivi

In questa sezione, si forniscono ulteriori risultati e controlli, le tabelle vengono riportate nell'Allegato B.

Nella Tabella 17 si aggiunge un ritardo alla variabile dipendente. Si nota che, a differenza delle stime dove la variabile dipendente ritardata di un tempo era statisticamente significativa in tutte le specificazioni, adesso perde significatività con l'introduzione della variabile dipendente ritardata di due tempi. Quest'ultima, invece, è altamente significativa. Inoltre, la variabile *corruptionpc* ha meno significatività ma ha coefficienti più alti rispetto alla tabella precedente.

La Tabella 18 illustra i risultati delle stime aggiungendo la variabile dipendente ritardata di due tempi. Quest'ultima risulta significativa in tutte le specificazioni, mentre perde di significatività la variabile dipendente ritardata di un tempo. Le variabili *corruptionpc* e *corruptiopc*^{2} diventano sempre più significative e il loro coefficiente è maggiore quando si aggiungono le altre variabili di controllo. Mentre la variabile *politic* non è significativa, la variabile *social* è estremamente significativa e il suo coefficiente aumenta aggiungendo le variabili di controllo.

Le Tabelle 19 - 22 hanno come variabile dipendente i fondi FSE sul PIL regionale. Anche per questo modello i risultati sono ottenuti utilizzando lo stimatore DIFF-GMM. Si presentano le stime con il termine lineare e con il termine non lineare della variabile *corruptionpc*. Nel primo caso la stima della corruzione non è significativa, mentre risultano altamente significative le altre variabili di controllo, soprattutto le variabili *politic*, *social*, *voluntary* e *hospday*. Introducendo il termine non lineare *corruptionpc*^{2}, invece, la stima della corruzione risulta significativamente correlata con i fondi FSE e con i due coefficienti che crescono sempre di più quando si inseriscono le variabili di controllo (0,16 per corruptionpc e -0.009 per corruptionpc^2). I coefficienti delle variabili *politic* e *social* confermano i risultati precedenti.

Le Tabelle 23 – 26 hanno come variabile dipendente i fondi FESR sul PIL regionale. Così come per le precedenti stima, si presentano i risultati per le stime con il termine lineare e con l'introduzione del termine non lineare della variabile corruptionpc. In entrambi i casi la stima della corruzione è altamente significativa, con un coefficiente che aumenta quando si inseriscono le variabili di controllo tra le varie specificazioni. Il coefficiente di corruptionpc è pari a 0.05 con il 10 per cento di significatività. Il coefficiente di $corruptionpc^2$ è pari a -0.008.

Appendice B

Tabella 17 Risultati della stima. Fondi strutturali. Modello lineare con due variabili ritardate

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	beta/t-stat	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*
L.funds	0.0328	0.041	0.0298	-0.00723	-0.0163	0.0678	0.0647	0.0185	0.0167
	1.27	0.75	0.55	-0.14	-0.31	1.3	1.27	0.37	0.34
L2.funds	.173***	.0823***	.122***	.116***	.152***	.0758**	.0852***	.116**	.122***
	6.15	3.12	5.25	3.1	5.25	2.51	3.32	2.78	3.67
corruptionpc	.0649**	.0523*	0.0489	.0569*	.0536*	.0504*	.0497*	.0559**	.0554*
	2.7	1.98	1.72	2.15	1.88	1.95	1.84	2.21	2.1
gdppc	-0.238	0.763	-0.123	2.37	1.5	1.35	1.14	3.09*	2.94*
	-0.42	0.65	-0.1	1.57	0.94	1.13	1.01	1.98	1.84
pop	-1.24***	-1.02***	-1.05***	-1.04***	-1.07***	-1.58***	-1.57***	-1.54***	-1.54***
	-6.39	-3.56	-3.44	-3.77	-3.65	-3.35	-3.31	-3.52	-3.48
unempl	-0.00948	-0.00226	-0.00458	-0.0271	-0.0285	.168*	.165**	0.142	0.139
	-0.23	-0.03	-0.07	-0.32	-0.36	2.15	2.28	1.64	1.73
density	-0.000413	-.0032*	-0.00189	-.00362**	-0.0024	-0.00143	-0.00116	-0.00154	-0.00136
	-0.79	-1.85	-1	-2.31	-1.41	-0.8	-0.61	-0.88	-0.77
regobj	3.8***	3.77***	3.78***	3.68***	3.7***	3.91***	3.92***	3.85***	3.85***
	23.63	15.44	14.02	13.6	14.07	14.5	14.08	14.91	14.83
northwest		-0.00664	0.175	-0.281	-0.104	-0.663	-0.612	-0.999	-0.962
		-0.01	0.21	-0.29	-0.11	-0.74	-0.68	-0.99	-0.94
northeast		-0.896	-0.604	-0.854	-0.583	-0.886	-0.821	-0.897	-0.853
		-1.42	-0.98	-1.25	-0.86	-1.58	-1.44	-1.43	-1.3
centre		-0.475	-0.299	-0.536	-0.371	-0.41	-0.372	-0.496	-0.47
		-0.99	-0.65	-1	-0.71	-0.93	-0.85	-0.99	-0.92
politic			0.0631		0.0588		0.0144		0.00981
			1.72		1.52		0.44		0.27
social				-.112***	-.109***			-.115***	-.115***
				-3.38	-3.1			-3.62	-3.49
voluntary						.00369***	.00363***	.00381***	.00377***
						5.95	6.42	5.78	6.11
hospday						-.000343***	-.000339***	-.0004***	-.000397***
						-5.05	-5.13	-6.14	-6.07
F test	889.981	4013.428	8.94E+05	582.532	16379.804	3061.625	8598.958	4808.784	31365.834
Prob>F	0	0	0	0	0	0	0	0	0
N	195	195	195	195	195	195	195	195	195
A-B test(1)	-3.575	-3.57	-3.517	-3.478	-3.499	-3.212	-3.145	-3.1	-3.068
P-value	0	0	0	0.001	0	0.001	0.002	0.002	0.002
A-B test(2)	-1.29	0.361	-0.943	-1.386	-2.131	-1.632	-1.409	-1.775	-1.691
P-value	0.197	0.718	0.346	0.166	0.033	0.103	0.159	0.076	0.091

Nota: Tutti i risultati sono ottenuti utilizzando il metodo DIFF GMM. La variabile dipendente *funds* è data dal totale della spesa per i fondi strutturali sul PIL, la variabile è moltiplicata per 100 per una migliore visualizzazione. La variabile *gdppd* è il logaritmo del PIL pro capite. La variabile *pop* è il logaritmo della popolazione. La variabile *hospday* è divisa per 1000 per una migliore visualizzazione. La variabile *unempl* è il tasso di disoccupazione. ***, ** e * denota che i coefficienti sono significativi all'1%, 5% and 10%, rispettivamente.

Tabella 18 Risultati della stima. Fondi strutturali. Modello non lineare con due variabili ritardate

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	beta/t-stat	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*
L.funds	.0424**	0.0457	0.035	-0.00234	-0.00994	0.0799	0.0765	0.0342	0.0322
	2.27	0.89	0.7	-0.05	-0.2	1.76	1.7	0.8	0.77
L2.funds	.16***	.0665***	.105***	.106**	.14***	0.0447	0.0555	.0864*	.0938**
	7.25	3.05	4.08	2.86	4.39	1.41	1.73	2.08	2.6
corruptionpc	.155*	.151*	.164*	0.102	0.116	.276***	.277***	.232**	.233**
	2	1.95	2.03	1.24	1.35	3.23	3.23	2.61	2.62
corruptionpc2	-0.00535	-0.00575	-.00672*	-0.00264	-0.00366	-.013***	-.0132***	-.0102**	-.0103**
	-1.51	-1.65	-1.85	-0.66	-0.87	-3.13	-3.16	-2.25	-2.27
gdppc	-0.215	0.724	-0.195	2.26	1.35	1.35	1.11	2.86*	2.67
	-0.41	0.64	-0.17	1.5	0.84	1.24	1.03	1.93	1.73
pop	-1.19***	-.941***	-.967***	-1***	-1.02***	-1.4**	-1.4**	-1.41***	-1.41***
	-6.46	-3.2	-3.01	-3.44	-3.24	-2.94	-2.89	-3.1	-3.06
unempl	-0.0248	-0.0138	-0.0187	-0.0303	-0.0341	.151*	.146*	0.132	0.129
	-0.5	-0.18	-0.27	-0.36	-0.43	1.92	2.04	1.55	1.64
density	-0.000733	-.00375*	-0.00249	-.00387**	-0.0027	-0.00232	-0.002	-0.00223	-0.002
	-1.63	-2.11	-1.25	-2.36	-1.5	-1.11	-0.92	-1.11	-0.99
regobj	3.74***	3.69***	3.69***	3.65***	3.66***	3.76***	3.76***	3.73***	3.73***
	21.9	14.15	13.17	12.12	12.48	13.52	13.17	13.01	12.97
northwest		0.0904	0.29	-0.216	-0.02	-0.527	-0.466	-0.846	-0.8
		0.1	0.34	-0.22	-0.02	-0.56	-0.49	-0.81	-0.76
northeast		-0.843	-0.536	-0.83	-0.55	-0.806	-0.729	-0.83	-0.775
		-1.33	-0.86	-1.22	-0.8	-1.38	-1.22	-1.3	-1.15
centre		-0.434	-0.248	-0.513	-0.339	-0.33	-0.284	-0.421	-0.387
		-0.9	-0.53	-0.96	-0.64	-0.72	-0.62	-0.83	-0.74
politic			.0649*		0.0594		0.017		0.0122
			1.82		1.57		0.54		0.36
social				-.106***	-.101**			-.101***	-.0997***
				-3.12	-2.81			-3.27	-3.13
voluntary						.004***	.00394***	.00404***	.00399***
						6.56	7.05	6.37	6.76
hospday						-.000407***	-.000402***	-.000442***	-.000439***
						-6.06	-6.22	-7.04	-7.09
F test	515.829	25872.268	74889.583	11435.812	13401.111	1560.07	729.27	560.897	1764.845
Prob>F	0	0	0	0	0	0	0	0	0
N	195	195	195	195	195	195	195	195	195
A-B test(1)	-3.575	-3.571	-3.513	-3.473	-3.489	-3.251	-3.191	-3.129	-3.101
P-value	0	0	0	0.001	0	0.001	0.001	0.002	0.002
A-B test(2)	-0.654	1.11	-0.139	-0.803	-1.482	0.403	0.133	-0.538	-0.621
P-value	0.513	0.267	0.889	0.422	0.138	0.687	0.895	0.59	0.535

Nota: Tutti i risultati sono ottenuti utilizzando il metodo DIFF GMM. La variabile dipendente *funds* è data dal totale della spesa per i fondi strutturali sul PIL, la variabile è moltiplicata per 100 per una migliore visualizzazione. La variabile *gdppd* è il logaritmo del PIL pro capite. La variabile *pop* è il logaritmo della popolazione. La variabile *hospday* è divisa per 1000 per una migliore visualizzazione. La variabile *unempl* è il tasso di disoccupazione. ***, ** e * denota che i coefficienti sono significativi all'1%, 5% and 10%, rispettivamente.

Tabella 19 Risultati della stima. Fondi FSE. Modello lineare con una variabile ritardata

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	beta/t-stat	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*
L.fsegdp	-0.0256	0.0344	-0.00641	-0.0186	-.0615*	.0818**	.0558*	0.0174	-0.00686
	-0.84	1.13	-0.2	-0.55	-1.78	2.73	1.94	0.54	-0.23
corruptionpc	.02**	0.00794	0.00839	0.0106	0.0112	0.00473	0.00444	0.00872	0.00837
	2.23	0.67	0.77	0.86	1	0.37	0.37	0.7	0.72
gdppc	.53***	1.01***	.63*	1.93***	1.56**	.956**	.581*	1.95***	1.57**
	5.28	3.33	2.1	3.45	2.86	2.84	1.91	3.13	2.64
pop	-.405***	-.39***	-.401***	-.362***	-.372***	-.716***	-.726***	-.644***	-.654***
	-13.6	-7.1	-6.74	-8.78	-8.32	-7.79	-7.39	-9.54	-9.12
unempl	-.0263***	-.0605***	-.0409**	-.068**	-.0481**	0.00696	0.0125	0.00558	0.0109
	-3.12	-3.23	-2.72	-2.95	-2.46	0.34	0.72	0.26	0.59
density	-.00138***	-.00121**	-.000933*	-.00175***	-.00148***	-0.000697	-0.00061	-.00108**	-.000987**
	-14.49	-2.97	-2.15	-6.08	-4.9	-1.26	-1.08	-2.49	-2.24
regobj	.405***	.519***	.471***	.398***	.347***	.558***	.509***	.458***	.412***
	17.38	9.24	6.49	3.55	5.53	11.56	5.94	6.77	7.81
northwest		-.611**	-0.281	-.724**	-0.388	-.95***	-.683**	-1.03**	-.772**
		-2.19	-1.16	-2.18	-1.34	-3.02	-2.47	-2.87	-2.4
northeast		-.703***	-.457**	-.667**	-.414*	-.635***	-.434**	-.629**	-.434*
		-3.46	-2.59	-2.88	-2.06	-3.12	-2.41	-2.65	-2
centre		-.544***	-.37**	-.569**	-.392**	-.503***	-.373**	-.527**	-.401**
		-3.34	-2.64	-2.89	-2.24	-3.17	-2.69	-2.77	-2.31
politic			.0467***		.0478**		.0357**		.0347**
			3.01		2.95		2.51		2.29
social				-.0642***	-.0655***			-.0605***	-.0594***
				-3.45	-3.67			-3.6	-3.62
voluntary						.00151***	.00131***	.00162***	.00142***
						4.81	5.19	4.82	5.14
hospday						-0.0000643	-0.000026	-.000115**	-.0000774*
						-1.6	-0.91	-2.38	-2.01
F test	640.419	5518.601	1950.052	671.865	6.57E+05	89172.286	391.57	9549.037	457.24
Prob>F	0	0	0	0	0	0	0	0	0
N	208	208	208	208	208	208	208	208	208
A-B test(1)	-3.419	-3.322	-3.312	-3.428	-3.453	-3.33	-3.34	-3.462	-3.48
P-value	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
A-B test(2)	1.827	1.398	1.241	-0.91	-1	-1.039	-1.177	-2.542	-2.448
P-value	0.068	0.162	0.215	0.363	0.317	0.299	0.239	0.011	0.014

Nota: Tutti i risultati sono ottenuti utilizzando il metodo DIFF GMM. La variabile dipendente *fsegdp* è data dal totale della spesa per i fondi Fse sul PIL, la variabile è moltiplicata per 100 per una migliore visualizzazione. La variabile *gdppd* è il logaritmo del PIL pro capite. La variabile *pop* è il logaritmo della popolazione. La variabile *hospday* è divisa per 1000 per una migliore visualizzazione. La variabile *unempl* è il tasso di disoccupazione. ***, ** e * denota che i coefficienti sono significativi all'1%, 5% and 10%, rispettivamente.

Tabella 20 Risultati della stima. Fondi FSE. Modello lineare con due variabili ritardate

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	beta/t-stat	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*
L.fsegdp	-0.0368	0.0123	-0.000802	-0.0647	-.0756*	.105***	.101**	0.0291	0.0261
	-1.18	0.37	-0.02	-1.68	-1.95	3.12	2.94	0.86	0.74
L2.fsegdp	.0499***	0.0115	.0529*	0.0356	.0736***	-.04**	-0.0289	-0.0129	-0.00415
	3.1	0.45	2.1	1.01	3.5	-2.19	-1.44	-0.49	-0.28
corruptionpc	.0187**	0.00371	0.00255	0.00931	0.00815	-0.0124	-0.0126	-0.00513	-0.00535
	2.37	0.36	0.24	0.92	0.79	-1.08	-1.1	-0.5	-0.52
gdppc	1.11***	1.68***	1.3***	3.08***	2.7***	1.48***	1.38***	2.7***	2.61***
	5.96	4.09	3.05	4.15	3.48	4.33	4.37	4.44	4.34
pop	-.592***	-.558***	-.577***	-.573***	-.59***	-1.19***	-1.19***	-1.14***	-1.14***
	-9.78	-5.85	-5.77	-7.14	-7.27	-6.5	-6.46	-7.72	-7.69
unempl	-0.0191	-0.0421	-.0397*	-0.0545	-.0521*	0.0309	0.0296	0.0228	0.0218
	-1.72	-1.66	-1.83	-1.73	-1.83	1.08	1.11	0.69	0.71
density	-.000826***	-0.000983	-0.000491	-.00153***	-.00106**	-.00126**	-.00114*	-.00153***	-.00143***
	-4.64	-1.73	-0.81	-4.26	-3.01	-2.42	-1.93	-4.1	-3.57
regobj	.536***	.651***	.629***	.526***	.507***	.691***	.684***	.594***	.588***
	19.05	8.6	7.28	4.16	5.38	9.56	8.72	7.02	7.92
northwest		-0.521	-0.4	-.692*	-0.576	-.805**	-.766**	-.944**	-.913**
		-1.72	-1.43	-1.95	-1.69	-2.73	-2.67	-2.88	-2.74
northeast		-.731***	-.575**	-.694**	-.55*	-.524**	-.484**	-.526**	-.494*
		-3.27	-2.74	-2.68	-2.16	-2.94	-2.67	-2.43	-2.13
centre		-.565***	-.465**	-.61**	-.517**	-.507***	-.483***	-.546**	-.526**
		-3.16	-2.81	-2.77	-2.39	-3.21	-3.12	-2.86	-2.67
politic			.0352*		.0326*		0.00919		0.00727
			2.09		1.82		0.54		0.41
social				-.0874***	-.086***			-.0715***	-.0712***
				-3.96	-3.98			-4.58	-4.58
voluntary						.00112***	.00108***	.00124***	.00121***
						4.61	5.47	4.77	5.58
hospday						.000167***	.00017***	.00011***	.000112***
						4.41	4.54	3.6	3.88
F test	761.847	2759.451	3901.017	3333.461	2.34E+05	1776.515	2434.861	360.908	2667.581
Prob>F	0	0	0	0	0	0	0	0	0
N	195	195	195	195	195	195	195	195	195
A-B test(1)	-3.475	-3.432	-3.42	-3.521	-3.538	-3.512	-3.506	-3.532	-3.512
P-value	0.001	0.001	0.001	0	0	0	0	0	0
A-B test(2)	2.535	2.33	1.82	1.185	0.087	-0.345	-0.55	-1.305	-1.444
P-value	0.011	0.02	0.069	0.236	0.93	0.73	0.582	0.192	0.149

Nota: Tutti i risultati sono ottenuti utilizzando il metodo DIFF GMM. La variabile dipendente *fsegdp* è data dal totale della spesa per i fondi Fse sul PIL, la variabile è moltiplicata per 100 per una migliore visualizzazione. La variabile *gdppd* è il logaritmo del PIL pro capite. La variabile *pop* è il logaritmo della popolazione. La variabile *hospday* è divisa per 1000 per una migliore visualizzazione. La variabile *unempl* è il tasso di disoccupazione. ***, ** e * denota che i coefficienti sono significativi all'1%, 5% and 10%, rispettivamente.

Tabella 21 Risultati delle stime. Fondi FSE. Modello non lineare con una variabile ritardata

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	beta/t-stat	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*
L.fsegdp	-0.0123	0.0367	-0.00562	-0.012	-0.056	.091*	0.064	0.0347	0.00961
	-0.35	0.93	-0.15	-0.3	-1.45	1.85	1.44	0.73	0.22
corruptionpc	.14***	.123***	.133***	.116***	.125***	.163***	.166***	.156***	.16***
	4.83	4.6	4.94	3.89	4.2	4.96	4.9	4.44	4.46
corruptionpc2	-.00739***	-.007***	-.00753***	-.00641***	-.00693***	-.00961***	-.00986***	-.009***	-.00925***
	-4.41	-4.89	-5.27	-3.94	-4.29	-4.74	-4.74	-4.15	-4.23
gdppc	.611***	1.01***	.612**	1.84***	1.45***	.951***	.558*	1.81***	1.41**
	4.53	3.73	2.26	3.75	3.12	3.28	2.15	3.57	3.01
pop	-.393***	-.37***	-.38***	-.346***	-.355***	-.728***	-.738***	-.664***	-.675***
	-14.91	-6.98	-6.59	-8.09	-7.62	-8.19	-7.7	-9.45	-8.85
unempl	-.0476***	-.0763***	-.0573**	-.0817***	-.0625**	-0.00704	-0.00179	-0.00713	-0.00201
	-3.54	-3.33	-2.86	-3.21	-2.75	-0.31	-0.09	-0.3	-0.1
density	-.00151***	-.00144***	-.00116**	-.00192***	-.00164***	-0.000956	-0.000866	-.00127**	-.00117**
	-11.99	-3.31	-2.58	-5.39	-4.61	-1.63	-1.46	-2.51	-2.3
regobj	.402***	.505***	.454***	.396**	.342***	.544***	.492***	.458***	.41***
	6.33	6.52	8.11	2.95	4.45	9.76	7.97	4.76	6.39
northwest		-.532*	-0.182	-.639*	-0.285	-.883**	-.603*	-.957**	-.682*
		-1.8	-0.72	-1.86	-0.95	-2.66	-2.11	-2.6	-2.1
northeast		-.643***	-.382*	-.614**	-0.348	-.545**	-.333*	-.544**	-0.338
		-3.04	-2.09	-2.54	-1.63	-2.57	-1.79	-2.22	-1.51
centre		-.512***	-.328**	-.537**	-.35*	-.454**	-.317**	-.477**	-.343*
		-3.09	-2.36	-2.71	-2.02	-2.84	-2.33	-2.53	-2.03
politic			.049***		.0498***		.0375**		.0366**
			3.3		3.19		2.69		2.46
social				-.0582***	-.0595***			-.052***	-.0508***
				-3.66	-4.1			-4.19	-4.31
voluntary						.00168***	.00148***	.00177***	.00157***
						5.3	5.64	5.41	5.8
hospday						-0.0000709	-0.0000314	-.000115**	-.0000754*
						-1.7	-1.06	-2.34	-1.97
F test	221.766	1497.935	4124.911	1946.556	477.77	63452.306	5292.448	407.141	1270.197
Prob>F	0	0	0	0	0	0	0	0	0
N	208	208	208	208	208	208	208	208	208
A-B test(1)	-3.432	-3.36	-3.378	-3.412	-3.441	-3.31	-3.335	-3.392	-3.402
P-value	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
A-B test(2)	2.887	2.327	2.252	1.15	1.02	0.378	-0.044	-0.965	-1.173
P-value	0.004	0.02	0.024	0.25	0.308	0.705	0.965	0.335	0.241

Nota: Tutti i risultati sono ottenuti utilizzando il metodo DIFF GMM. La variabile dipendente *fsegdp* è data dal totale della spesa per i fondi Fse sul PIL, la variabile è moltiplicata per 100 per una migliore visualizzazione. La variabile *gdppd* è il logaritmo del PIL pro capite. La variabile *pop* è il logaritmo della popolazione. La variabile *hospday* è divisa per 1000 per una migliore visualizzazione. La variabile *unempl* è il tasso di disoccupazione. ***, ** e * denota che i coefficienti sono significativi all'1%, 5% and 10%, rispettivamente.

Tabella 22 Risultati della stima. Fondi FSE. Modello non lineare con due variabili ritardate

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	beta/t-stat	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*
L.fsegdp	-0.029	0.00396	-0.0117	-0.066	-.0781*	.0892**	.0832*	0.0215	0.0172
	-0.86	0.11	-0.32	-1.67	-1.96	2.27	2.11	0.58	0.45
L2.fsegdp	.0348**	-0.0096	0.0334	0.0199	.058**	-.061**	-0.0465	-0.0323	-0.0208
	2.85	-0.34	1.12	0.57	2.44	-2.34	-1.7	-1.16	-1.07
corruptionpc	.125***	.094**	.109**	0.0675	.0815*	.0963*	.0998*	0.0825	0.0855
	3.13	2.54	2.89	1.71	1.99	1.79	1.86	1.48	1.53
corruptionpc2	-.00619**	-.00512**	-.00602***	-0.00332	-.00419*	-.00607*	-.00629*	-0.00493	-0.00511
	-2.86	-2.73	-3.24	-1.58	-1.96	-2.03	-2.11	-1.58	-1.64
gdppc	1.05***	1.54***	1.08**	2.9***	2.45***	1.37***	1.22***	2.52***	2.4***
	6.24	3.81	2.58	3.87	3.11	3.99	3.7	4.15	3.93
pop	-.53***	-.491***	-.501***	-.528***	-.536***	-1.09***	-1.09***	-1.06***	-1.06***
	-8.57	-4.61	-4.45	-5.5	-5.37	-5.58	-5.53	-6.32	-6.26
unempl	-.0411**	-.0538*	-.0536**	-.0609*	-.0605*	0.023	0.0207	0.0173	0.0155
	-2.53	-1.95	-2.3	-1.9	-2.14	0.78	0.78	0.52	0.51
density	-.00108***	-.00137*	-0.00088	-.00175***	-.0013**	-.00157**	-.00142*	-.00177***	-.00165***
	-5.11	-2.09	-1.27	-3.75	-2.73	-2.45	-2.07	-3.47	-3.15
regobj	.488***	.591***	.556***	.494***	.465***	.627***	.615***	.548***	.539***
	8.59	6.76	6.43	3.53	4.36	8.25	7.79	5.51	6.17
northwest		-0.404	-0.251	-0.601	-0.457	-.685*	-.629*	-.834**	-.788*
		-1.22	-0.81	-1.57	-1.23	-2.06	-1.92	-2.29	-2.11
northeast		-.65**	-.463*	-.641**	-0.472	-.444**	-.388*	-.459*	-0.414
		-2.74	-2.06	-2.34	-1.71	-2.2	-1.87	-1.91	-1.6
centre		-.507**	-.387**	-.568**	-.458*	-.437**	-.401**	-.485**	-.456*
		-2.71	-2.22	-2.47	-2.01	-2.51	-2.32	-2.34	-2.12
politic			.0393**		.0356*		0.0125		0.0101
			2.57		2.11		0.8		0.59
social				-.0822***	-.0797***			-.0664***	-.0659***
				-3.83	-3.84			-4.44	-4.44
voluntary						.00129***	.00124***	.00137***	.00133***
						5.15	5.84	5.56	6.44
hospday						.000126***	.000128***	.0000809**	.0000832**
						3.25	3.34	2.63	2.81
F test	255.843	8.55E+05	38061.545	1218.106	3970.601	730.688	2625.701	1968.585	511.287
Prob>F	0	0	0	0	0	0	0	0	0
N	195	195	195	195	195	195	195	195	195
A-B test(1)	-3.468	-3.453	-3.449	-3.533	-3.54	-3.523	-3.524	-3.55	-3.531
P-value	0.001	0.001	0.001	0	0	0	0	0	0
A-B test(2)	2.864	2.742	2.397	2.19	1.241	0.43	0.171	-0.895	-1.081
P-value	0.004	0.006	0.017	0.029	0.215	0.667	0.864	0.371	0.28

Nota: Tutti i risultati sono ottenuti utilizzando il metodo DIFF GMM. La variabile dipendente *fsegdp* è data dal totale della spesa per i fondi Fse sul PIL, la variabile è moltiplicata per 100 per una migliore visualizzazione. La variabile *gdppd* è il logaritmo del PIL pro capite. La variabile *pop* è il logaritmo della popolazione. La variabile *hospday* è divisa per 1000 per una migliore visualizzazione. La variabile *unempl* è il tasso di disoccupazione. ***, ** e * denota che i coefficienti sono significativi all'1%, 5% and 10%, rispettivamente.

Tabella 23 Risultati della stima. Fondi FESR. Modello lineare con una variabile ritardata

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	beta/t-stat	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*
L.fesrgdp	.104***	-0.0528	-0.0322	-0.0519	-0.0304	0.0608	0.0636	0.059	0.0617
	4.19	-0.94	-0.52	-0.93	-0.49	0.89	0.91	0.88	0.89
corruptionpc	.0497***	.062***	.056***	.0621***	.0563***	.054***	.0526***	.0532***	.052***
	4.41	4.47	3.76	4.43	3.74	4.91	4.35	4.82	4.32
gdppc	-1.41***	-2.27***	-2.51***	-2.34***	-2.64***	-0.306	-0.411	-0.00937	-0.126
	-7.17	-6.89	-7.65	-5.35	-5.5	-0.4	-0.55	-0.01	-0.12
pop	-.213***	0.129	0.0821	0.128	0.0792	0.136	0.125	.145*	0.135
	-10.4	1.39	0.77	1.38	0.74	1.58	1.31	1.77	1.45
unempl	.0613***	.0811**	.0913***	.0819**	.0928***	.177***	.177***	.174***	.175***
	3.15	2.61	3.14	2.57	3.13	5.03	5.13	4.89	4.96
density	-.00247***	-.00595***	-.00524***	-.00592***	-.00518***	-0.00214	-0.00204	-0.00221	-0.00211
	-9.37	-7.38	-5.5	-7.54	-5.37	-1.61	-1.48	-1.71	-1.57
regobj	2.59***	2.61***	2.59***	2.62***	2.6***	2.9***	2.89***	2.88***	2.88***
	43.13	30.78	19.32	31.48	18.78	19.2	17.23	21.2	19.09
northwest		1.2**	1.33***	1.21**	1.36***	0.325	0.379	0.257	0.31
		2.64	3.16	2.6	3.14	0.54	0.65	0.4	0.49
northeast		0.18	0.32	0.183	0.326	-0.449	-0.4	-0.471	-0.425
		0.61	1.18	0.62	1.21	-1.06	-0.96	-1.06	-0.97
centre		.441*	.524**	.446*	.534**	0.135	0.163	0.109	0.136
		2.04	2.69	2.04	2.72	0.49	0.62	0.37	0.47
politic			.0472*		.0476*		0.0122		0.0111
			2.15		2.13		0.68		0.58
social				0.00436	0.00799			-0.0167	-0.0154
				0.33	0.51			-0.83	-0.73
voluntary						.00278***	.00271***	.0028***	.00274***
						4.83	5.06	4.79	4.98
hospday						-.000635***	-.00062***	-.000643***	-.00063***
						-5.72	-6.06	-5.57	-5.79
F test	1237.742	872.278	1045.056	734.485	11135.088	2032.229	20545.85	2115.578	2172.664
Prob>F	0	0	0	0	0	0	0	0	0
N	208	208	208	208	208	208	208	208	208
A-B test(1)	-3.559	-3.505	-3.473	-3.506	-3.479	-3.441	-3.408	-3.432	-3.407
P-value	0	0	0.001	0	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
A-B test(2)	-2.399	-2.394	-2.564	-2.372	-2.537	-0.584	-0.666	-0.604	-0.677
P-value	0.016	0.017	0.01	0.018	0.011	0.559	0.505	0.546	0.498

Nota: Tutti i risultati sono ottenuti utilizzando il metodo DIFF GMM. La variabile dipendente *fesrgdp* è data dal totale della spesa per i fondi Fesr sul PIL, la variabile è moltiplicata per 100 per una migliore visualizzazione. La variabile *gdppd* è il logaritmo del PIL pro capite. La variabile *pop* è il logaritmo della popolazione. La variabile *hospday* è divisa per 1000 per una migliore visualizzazione. La variabile *unempl* è il tasso di disoccupazione. ***, ** e * denota che i coefficienti sono significativi all'1%, 5% and 10%, rispettivamente.

Tabella 24 Risultati della stima. Fondi FESR. Modello lineare con due variabili ritardate

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	beta/t-stat	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*
L.fesrgdp	-0.0133	-0.106	-0.105	-0.117	-0.115	-0.0492	-0.0494	-0.0608	-0.0616
	-0.33	-1.36	-1.35	-1.52	-1.5	-0.73	-0.73	-0.94	-0.93
L2.fesrgdp	.215***	.129***	.14***	.139***	.147***	.145***	.142***	.157***	.152***
	7.76	4.87	7.86	4.59	7.06	3.54	3.9	3.35	3.68
corruptionpc	.0563**	.0643***	.0624***	.0633***	.0617***	.065***	.0655***	.0637***	.0647***
	2.82	3.43	3.05	3.49	3.11	3.66	3.43	3.74	3.52
gdppc	-1.4***	-1.57*	-1.79**	-1.07	-1.28	-0.805	-0.738	-0.143	-0.00569
	-3.5	-2.14	-2.64	-1.26	-1.48	-1.02	-1.01	-0.14	-0.01
pop	-.588***	-0.281	-0.288	-0.286	-0.292	-0.337	-0.338	-0.334	-0.336
	-4.13	-1.35	-1.35	-1.39	-1.38	-1.26	-1.27	-1.28	-1.31
unempl	0.0224	0.0704	0.0708	0.0632	0.0639	.152***	.153***	.143***	.145***
	0.74	1.69	1.73	1.38	1.41	3.59	3.69	3.15	3.19
density	0.000363	-.00367**	-.00332**	-.00377**	-.00346**	-0.00112	-0.00121	-0.00115	-0.00132
	0.74	-2.82	-2.38	-2.98	-2.56	-0.63	-0.67	-0.65	-0.74
regobj	3.2***	3.09***	3.09***	3.07***	3.07***	3.24***	3.25***	3.22***	3.22***
	25.44	21.56	19.95	22.1	21.29	15.39	15.54	16.26	16.51
northwest		1.17**	1.21**	1.06*	1.1*	0.535	0.519	0.372	0.34
		2.28	2.39	1.9	1.98	0.89	0.87	0.56	0.5
northeast		0.16	0.229	0.144	0.204	-0.121	-0.141	-0.156	-0.193
		0.45	0.66	0.39	0.55	-0.34	-0.4	-0.41	-0.48
centre		0.39	0.43	0.351	0.387	0.28	0.269	0.224	0.203
		1.44	1.65	1.21	1.36	1.09	1.05	0.78	0.69
politic			0.0173		0.0147		-0.00509		-0.009
			0.75		0.61		-0.26		-0.42
social				-.032*	-0.0302			-.0404*	-.0415*
				-2.06	-1.72			-1.98	-1.93
voluntary						.00241***	.00243***	.00245***	.00249***
						4.68	4.94	4.56	4.77
hospday						-.000432***	-.000434***	-.000447***	-.00045***
						-6.76	-6.97	-6.19	-6.24
F test	925.283	1127.405	2.53E+05	21889.888	7765.646	1.06E+05	9470.222	1047.776	3332.808
Prob>F	0	0	0	0	0	0	0	0	0
N	195	195	195	195	195	195	195	195	195
A-B test(1)	-3.419	-3.515	-3.485	-3.466	-3.466	-3.199	-3.175	-3.135	-3.128
P-value	0.001	0	0	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002	0.002
A-B test(2)	-0.98	-0.695	-0.829	-0.936	-1.043	0.65	0.647	0.553	0.608
P-value	0.327	0.487	0.407	0.349	0.297	0.516	0.518	0.58	0.543

Nota: Tutti i risultati sono ottenuti utilizzando il metodo DIFF GMM. La variabile dipendente *fesrgdp* è data dal totale della spesa per i fondi Fesr sul PIL, la variabile è moltiplicata per 100 per una migliore visualizzazione. La variabile *gdppd* è il logaritmo del PIL pro capite. La variabile *pop* è il logaritmo della popolazione. La variabile *hospday* è divisa per 1000 per una migliore visualizzazione. La variabile *unempl* è il tasso di disoccupazione. ***, ** e * denota che i coefficienti sono significativi all'1%, 5% and 10%, rispettivamente.

Tabella 25 Risultati delle stime. Fondi FESR. Modello non lineare con una variabile ritardata

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	beta/t-stat	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*
L.fesrgdp	.111***	-0.0493	-0.0269	-0.0474	-0.0239	0.0604	0.0647	0.0592	0.0635
	3.86	-0.82	-0.41	-0.78	-0.35	0.83	0.86	0.82	0.85
corruptionpc	.155**	.174***	.178***	.176***	.18***	.201***	.201***	.198***	.199***
	2.86	3.79	3.82	3.76	3.81	4.76	4.7	4.64	4.58
corruptionpc2	-.00643*	-.00682**	-.00743**	-.00691**	-.00756**	-.00891***	-.00905***	-.00879***	-.00894***
	-2.05	-2.45	-2.67	-2.44	-2.67	-3.46	-3.44	-3.36	-3.33
gdppc	-1.34***	-2.27***	-2.52***	-2.41***	-2.72***	-0.373	-0.514	-0.174	-0.342
	-6.17	-7.43	-8.77	-7.23	-7.55	-0.51	-0.73	-0.2	-0.39
pop	-.205***	0.146	0.0974	0.143	0.093	0.13	0.115	0.137	0.121
	-10.55	1.6	0.92	1.55	0.85	1.49	1.16	1.56	1.2
unempl	0.0422	0.0651	.0741*	0.0664	.0761*	.161***	.161***	.16***	.16***
	1.53	1.68	2.02	1.72	2.1	4.5	4.62	4.41	4.54
density	-.00255***	-.00614***	-.0054***	-.00608***	-.00531***	-.0025*	-0.00236	-.00255*	-0.0024
	-8.57	-7.53	-5.63	-7.37	-5.26	-1.84	-1.68	-1.9	-1.72
regobj	2.58***	2.6***	2.58***	2.61***	2.6***	2.88***	2.87***	2.87***	2.85***
	40.63	34.73	23.39	34.03	21.25	22.96	20.35	23.62	21.17
northwest		1.27**	1.41***	1.29**	1.45***	0.43	0.503	0.384	0.461
		2.76	3.34	2.83	3.53	0.71	0.86	0.61	0.75
northeast		0.235	0.386	0.24	0.396	-0.339	-0.271	-0.354	-0.287
		0.8	1.48	0.84	1.57	-0.81	-0.67	-0.83	-0.69
centre		.468**	.558**	.479**	.574***	0.195	0.233	0.177	0.216
		2.17	2.94	2.25	3.15	0.71	0.9	0.62	0.8
politic			.05**		.0506**		0.0169		0.0162
			2.26		2.25		0.91		0.84
social				0.00853	0.0125			-0.0112	-0.00934
				0.78	0.91			-0.69	-0.54
voluntary						.00283***	.00275***	.00284***	.00276***
						4.83	5.05	4.82	5.02
hospday						-.000622***	-.000603***	-.000627***	-.000608***
						-5.53	-5.76	-5.43	-5.59
F test	766.046	765.378	6025.659	773.805	42342.926	2224.167	13102.565	644.735	2107.485
Prob>F	0	0	0	0	0	0	0	0	0
N	208	208	208	208	208	208	208	208	208
A-B test(1)	-3.537	-3.51	-3.465	-3.509	-3.466	-3.405	-3.359	-3.402	-3.362
P-value	0	0	0.001	0	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
A-B test(2)	-2.236	-2.134	-2.314	-2.116	-2.302	0.47	0.308	0.399	0.264
P-value	0.025	0.033	0.021	0.034	0.021	0.638	0.758	0.69	0.792

Nota: Tutti i risultati sono ottenuti utilizzando il metodo DIFF GMM. La variabile dipendente *fesrgdp* è data dal totale della spesa per i fondi Fesr sul PIL, la variabile è moltiplicata per 100 per una migliore visualizzazione. La variabile *gdppd* è il logaritmo del PIL pro capite. La variabile *pop* è il logaritmo della popolazione. La variabile *hospday* è divisa per 1000 per una migliore visualizzazione. La variabile *unempl* è il tasso di disoccupazione. ***, ** e * denota che i coefficienti sono significativi all'1%, 5% and 10%, rispettivamente.

Tabella 26 Risultati della stima. Fondi FESR. Modello non lineare con due variabili ritardate

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	beta/t-stat	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*	*beta/t-stat*
L.fesrgdp	-0.0183	-0.105	-0.103	-0.119	-0.116	-0.0333	-0.0336	-0.0463	-0.0473
	-0.39	-1.32	-1.3	-1.49	-1.45	-0.5	-0.5	-0.71	-0.7
L2.fesrgdp	.222***	.129***	.138***	.142***	.149***	.123**	.122***	.138**	.134**
	6.84	4.07	5.8	3.67	4.9	2.92	3.16	2.75	2.97
corruptionpc	0.0269	0.0659	0.0699	0.049	0.0533	.161**	.16**	.144**	.142**
	0.37	1.01	1.06	0.72	0.77	3.01	3	2.54	2.49
corruptionpc2	0.0017	-0.00011	-0.00045	0.000809	0.000474	-.00554*	-.00549*	-0.0046	-0.00448
	0.45	-0.03	-0.13	0.23	0.13	-2	-1.93	-1.54	-1.43
gdppc	-1.41***	-1.57*	-1.79**	-1.06	-1.27	-0.741	-0.7	-0.185	-0.0821
	-3.28	-2.13	-2.65	-1.25	-1.46	-0.98	-0.98	-0.2	-0.08
pop	-.604***	-0.281	-0.284	-0.296	-0.298	-0.266	-0.267	-0.275	-0.278
	-4.48	-1.36	-1.32	-1.43	-1.39	-1.01	-1.02	-1.06	-1.09
unempl	0.0274	0.07	0.0695	0.0648	0.0647	.143***	.144***	.137***	.138***
	0.76	1.57	1.6	1.36	1.39	3.39	3.52	3.05	3.14
density	0.000477	-.00368**	-.00336**	-.00369**	-.00343**	-0.00145	-0.0015	-0.00143	-0.00155
	1.05	-2.89	-2.45	-2.95	-2.57	-0.81	-0.83	-0.79	-0.86
regobj	3.22***	3.09***	3.08***	3.08***	3.07***	3.17***	3.17***	3.16***	3.17***
	25.83	20.35	18.95	19.48	18.88	15.55	15.52	15.57	15.61
northwest		1.17**	1.22**	1.04*	1.09*	0.566	0.556	0.423	0.399
		2.3	2.42	1.9	1.97	0.93	0.92	0.64	0.59
northeast		0.159	0.23	0.136	0.196	-0.106	-0.118	-0.137	-0.164
		0.45	0.66	0.37	0.53	-0.3	-0.33	-0.36	-0.41
centre		0.389	0.43	0.345	0.381	0.3	0.293	0.249	0.233
		1.44	1.66	1.2	1.34	1.14	1.13	0.87	0.79
politic			0.0171		0.014		-0.00308		-0.00671
			0.73		0.56		-0.16		-0.31
social				-.0329*	-0.0309			-.0348*	-0.0357
				-2.01	-1.65			-1.8	-1.71
voluntary						.00254***	.00255***	.00255***	.00257***
						4.88	5.1	4.75	4.94
hospday						-.000464***	-.000465***	-.00047***	-.000472***
						-6.5	-6.63	-6.23	-6.28
F test	2110.464	18055.548	19382.901	4115.167	1810.835	2121	22033.938	1597.165	2880.688
Prob>F	0	0	0	0	0	0	0	0	0
N	195	195	195	195	195	195	195	195	195
A-B test(1)	-3.429	-3.515	-3.486	-3.45	-3.458	-3.227	-3.203	-3.158	-3.152
P-value	0.001	0	0	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002	0.002
A-B test(2)	-1.114	-0.662	-0.778	-0.934	-1.023	1.174	1.134	0.946	0.974
P-value	0.265	0.508	0.437	0.351	0.306	0.24	0.257	0.344	0.33

Nota: Tutti i risultati sono ottenuti utilizzando il metodo DIFF GMM. La variabile dipendente *fesrgdp* è data dal totale della spesa per i fondi Fesr sul PIL, la variabile è moltiplicata per 100 per una migliore visualizzazione. La variabile *gdppd* è il logaritmo del PIL pro capite. La variabile *pop* è il logaritmo della popolazione. La variabile *hospday* è divisa per 1000 per una migliore visualizzazione. La variabile *unempl* è il tasso di disoccupazione. ***, ** e * denota che i coefficienti sono significativi all'1%, 5% and 10%, rispettivamente.

Conclusioni

Questo studio si inserisce nel dibattito che cerca di spiegare in che modo la politica e gli atri fattori istituzionali -che vanno dal ruolo dei politici eletti ai governi, al ruolo della qualità istituzionale, soprattutto la corruzione- incidono sui bilanci pubblici.

Nella prima parte della tesi si esaminano i diversi fattori demografici, economici e istituzionali che determinano il deficit primario nelle venti regioni italiane nel periodo 2000-2013.

In linea con le previsioni della teoria del *political budget cycle*, un risultato interessante è l'evidenza in favore dell'esistenza del cosiddetto ciclo politico del bilancio, vale a dire, il bilancio pubblico regionale appare sensibile rispetto all'anno di legislatura. In modo specifico, il deficit primario è più basso nel secondo anno di legislatura che negli anni seguenti. Dal momento che ci vuole molto tempo dal successivo anno di elezioni, il presidente ha meno incentivi a deviare dalla disciplina fiscale nel secondo anno in carica per quanto riguarda gli anni successivi. Inoltre, le due coalizioni politiche non sembrano mettere un peso diverso sul ciclo di bilancio politica.

L'ipotesi che i fondi strutturali dell'UE consentono al governo regionale di migliorare la sua disciplina fiscale riducendo le proprie spese trova sostegno e appare di grandi entità, a causa di una deviazione standard che indica che i fondi strutturali hanno un effetto di circa l'80% sul deficit primario. Allo stesso modo, trova sostegno l'ipotesi sui pagamenti per il servizio del debito, che risultano negativamente correlati con il deficit primario. Più grande è il livello dei pagamenti (e possibilmente del debito), più severo e limitato è il margine del Presidente della Regione per ammorbidire il vincolo di bilancio corrente.

L'orientamento politico del presidente della regione non sembra influenzare il livello del deficit primario. Il budget, il tasso di disoccupazione e il PIL pro capite del governo centrale non sono determinanti del deficit primario, nonché l'omogeneità

politica tra il primo ministro e il presidente della regione. Infine, il deficit primario non dipende dallo status regione a statuto ordinario o regione a statuto speciale.

Nella seconda parte della tesi, si studiano i bilanci dell'Unione Europea. Si sposta l'attenzione, cosi, dall'analisi dei bilanci regionali all'analisi dei bilanci europei, concentrando lo studio su una voce della spesa affrontata dall'UE, che incide in maniera rilevante.

L'idea che sottende questo studio è quella di migliorare la qualità istituzionale per creare un ambiente favorevole all'attrazione dei fondi strutturali.

La variabile "fondi strutturali" è la variabile dipendente ed osservata in relazione ad indicatori di qualità istituzionale, con particolare riferimento alla corruzione. I risultati suggeriscono in modo originale e in parte sorprendente che esiste un trade-off tra rispetto rigoroso delle regole e la capacità di attrarre fondi europei. Questo si evince soprattutto dal fatto che la variabile corruzione appare collegata in modo positivamente significativo con la dotazione di fondi strutturali.

Controllando per diverse variabili, soprattutto per la qualità istituzionale in generale, si nota come tutti i risultati confermano che la capacità di attrazione di fondi europei appare sensibile rispetto al livello di partecipazione politica e partecipazione sociale, affermando quindi che nelle regioni in cui vi è una maggiore partecipazione politica e sociale vi è una maggiore possibilità di attirare fondi europei. Inoltre, in linea con le ipotesi di base, la propensione al volontariato da parte dei cittadini delle singole regioni risulta positiva e significativa, vale a dire, una maggiore coscienza sociale all'interno della regione rispecchia una maggiore qualità delle istituzioni nelle regioni più capaci di attrarre i fondi europei.

I risultati preferiscono una relazione non lineare e, più specificatamente, una relazione crescente a tassi decrescenti. Pertanto, all'aumentare del coefficiente della variabile corruzione, aumenta anche la capacità di attrarre fondi per la singola regione. Questa capacità è maggiore per bassi livelli di corruzione per quanto non lo sia per alti livelli di corruzione.

In entrambi i lavori si utilizza lo stesso periodo di riferimento e i dati sono stati, per entrambi i dataset, per la maggior parte estrapolati dalla banca dati Istat. Avendo a che fare con processi che presentano inerzia, si è fatto riferimento a metodologie di panel statico e dinamico.

Bibliografia

Aghion, P., Akcigit, U., Cagé, J., & Kerr, W. R. (2016). Taxation, corruption, and growth. *European Economic Review*, *86*, 24-51.

Aiello, F., & Pupo, V. (2009). L'Impatto della politica regionale dell'Unione Europea. Uno studio sulle regioni italiane. Rivista italiana degli economisti, 14(3), 421-454.

Aiello, F., & Pupo, V. (2009). The Impact of Structural Funds in Italy.

Aiello, F., & Pupo, V. (2012). Structural funds and the economic divide in Italy. *Journal of Policy Modeling*, *34*(3), 403-418.

Albo, F. La tutela "rinforzata" degli equilibri di bilancio negli enti locali dopo l'entrata in vigore del D.L. n. 174/2012. Azienditalia 20, 745 – 751 (2013)

Alesina, A., Roubini, N., & Cohen, G. D. (1997). *Political cycles and the macroeconomy*. MIT press.

Alesina, A., & Paradisi, M. (2014). Political budget cycles: Evidence from Italian cities. Working paper No. 20570, National Bureau of Economic Research.

Alesina, A. F., Troiano, U., & Cassidy, T. (2015). Old and young politicians. Working paper No. 20977, National Bureau of Economic Research.

Akhmedov, A., & Zhuravskaya, E. (2004). Opportunistic political cycles: test in a young democracy setting. *The Quarterly Journal of Economics*, 1301-1338.

Alt, J. E., & Lassen, D. D. (2003). The political economy of institutions and corruption in American states. *Journal of Theoretical Politics*, *15*(3), 341-365.

Anderson, T. W., & Hsiao, C. (1981). Estimation of dynamic models with error components. *Journal of the American statistical Association*, *76*(375), 598-606.

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, *58*(2), 277-297.

Argimón, I., & de Cos, P. H. (2012). Fiscal Rules and Federalism as Determinants of Budget Performance An Empirical Investigation for the Spanish Case. *Public Finance Review*, *40*(1), 30-65.

Arpaia, C. M., Doronzo, R., & Ferro, P. (2009). *Informatizzazione, trasparenza contabile e competitività della Pubblica amministrazione: un'analisi a livello regionale*. Banca d'Italia.

Bachtler, J., & Mendez, C. (2007). Who governs EU cohesion policy? Deconstructing the reforms of the structural funds. *JCMS: Journal of Common Market Studies*, *45*(3), 535-564.

Bachtler, J., & Mendez, C. (2016). *EU cohesion policy and european integration: The dynamics of EU budget and regional policy reform*. Routledge.

Bähr, C. (2008). How does Sub-National Autonomy Affect the Effectiveness of Structural Funds?. *Kyklos*, *61*(1), 3-18.

Balaguer-Coll, M. T., Prior, D., & Tortosa-Ausina, E. (2007). On the determinants of local government performance: A two-stage nonparametric approach. *European Economic Review*, *51*(2), 425-451.

Balaguer-Coll, M. T., Prior, D., & Tortosa-Ausina, E. (2015). On the determinants of local government debt: Does one size fit all?. *International Public Management Journal*.

Banca D'Italia (2013), Il calo degli investimenti nei Comuni tra Patto di Stabilità interno e carenza di risorse, Questioni di Economia e Finanza, n.210, Novembre 2013, Roma.

Banca D'Italia (2015), Debito delle Amministrazioni locali, Indicatori monetari e finanziari, Supplementi al Bollettino Statistico, Anno XXV, (n. 12), 27 Febbraio 2015, Roma.

Banca D'Italia (2015), Le dinamiche del debito pubblico, Prospettive per l'Italia e l'Eurozona Banca D'Italia, Supplemento al Bollettino Statistico, Indicatori monetari e finanziari, Finanza pubblica, fabbisogno e debito, Anno XXV (n.48), 14 Settembre 2015, Roma.

Barbero, M. Le prospettive del Patto di stabilità interno alla luce del decreto "sblocca debiti". *La finanza locale* 27 – 29 (2013).

Baskaran, T. (2010). On the link between fiscal decentralization and public debt in OECD countries. *Public Choice*, *145*(3-4), 351-378.

Beugelsdijk, M., & Eijffinger, S. C. (2005). The Effectiveness of Structural Policy in the European Union: An Empirical Analysis for the EU-15 in 1995–2001. *JCMS: Journal of Common Market Studies*, *43*(1), 37-51.

Blom-Hansen, J. (2005). Principals, agents, and the implementation of EU cohesion policy. *Journal of European Public Policy*, *12*(4), 624-648.

Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, *87*(1), 115-143.

Bosco, B. (2016). Old and new factors affecting corruption in Europe: Evidence from panel data. *Economic Analysis and Policy*, *51*, 66-85.

Brender, A. (2003). The effect of fiscal performance on local government election results in Israel: 1989–1998. *Journal of Public Economics*, *87*(9), 2187-2205.

Brender, A., & Drazen, A. (2005). Political budget cycles in new versus established democracies. *Journal of Monetary Economics*, *52*(7), 1271-1295.

Brosio G., Piperno S. (2009), Governo e finanza locale. Un'introduzione alla teoria e alle istituzioni del federalismo fiscale, Giappichelli, Torino.

Bröthaler, J., Getzner, M., & Haber, G. (2015). Sustainability of local government debt: a case study of Austrian municipalities. *Empirica*, *42*(3), 521-546

Bruno, F. Il Patto di stabilità interno per il triennio 2013-2015. *Azienditalia* 20, 303 – 315 (2013).

Buiatti, C., Carmeci, G., & Mauro, L. (2014). The origins of the public debt of Italy: Geographically dispersed interests?. *Journal of Policy Modeling*, *36*(1), 43-62.

Camera dei Deputati - Commissione V (2010), Indagine conoscitiva sulla finanza locale, documento finale approvato, 28 settembre.

Cassa Depositi e Prestiti, Relazione Finanziaria Annuale 2014.

Centorrino, M., Limosani, M., & Navarra, P. (1999). Analisi del ciclo politico di bilancio nelle elezioni politiche locali. *Stato e mercato*, *19*(3), 483-506.

Centorrino, M., Lisciandra, M., Parisi, N., & Rinoldi, D. (2010). La corruzione fra teoria economica, normativa internazionale, modelli d'organizzazione d'impresa. *Centro di documentazione europea-Università di Catania-Online Working Paper*, (18).

Centorrino, M., & Ofria, F. (2003). Corruzione e spesa pubblica nel Mezzogiorno. *Questione agraria: QA*, (2), 47-70.

Cascone, G. & Cacchione, G. I nuovi limiti dell'anticipazione di tesoreria. *Azienditalia* 20, 833 – 837 (2013).

Chalmers, A. W. (2013). Regional authority, transnational lobbying and the allocation of structural funds in the European Union. *JCMS: Journal of Common Market Studies*, *51*(5), 815-831.

Checherita, C. (2010). THE IMPACT OF HIGH AND GROWING GOVERNMENT DEBT ON ECONOMIC GROWTH AN EMPIRICAL INVESTIGATION FOR THE EURO AREA 1

Cherif, R., & Hasanov, F. (2012). Public debt dynamics: The effects of austerity, inflation, and growth shocks

Chiades P. e Mengotto V., Il calo degli investimenti nei comuni tra Patto di stabilità interno e carenza di risorse, Questioni di Economia e Finanza, Occasional Paper, vol.210, Novembre 2013

Choudhury, S. (2015). Governmental decentralization and corruption revisited: Accounting for potential endogeneity. Economics Letters, 136, 218-222

Ciani, E., and De Blasio, G. (2015). European structural funds during the crisis: evidence from Southern Italy. IZA Journal of Labor Policy, 4(1), 1-31

Cimbolini, L. Pareggio di bilancio ed enti locali. Il contenuto delle norme attuative e le prime riflessioni sul tema. *Azienditalia* 20, 533 – 538 (2013)

Cline, W. R. (2014) Sustainability of Public Debt in the United States and Japan. *Peterson Institute for International Economics Working Paper*, (14-9)

Coppier, R., Costantini, M., & Piga, G. (2013). The Role of Monitoring of Corruption in a Simple Endogenous Growth Model. *Economic Inquiry*, *51*(4), 1972-1985.

Coppola, G., & Destefanis, S. (2007). Fondi strutturali, produttività e occupazione. Uno studio sulle regioni italiane. Rivista di economia e statistica del territorio.

Corte dei Conti (anni vari), Sezione delle Autonomie, Relazione sulla Gestione Finanziaria degli Enti Locali, Esercizi (vari), Deliberazione n. (vari).

Corte dei Conti (anni vari), Sezione delle Autonomie, Relazione sulla Gestione Finanziaria delle Regioni, Esercizi (vari), Deliberazione n. (vari).

Corte dei Conti (2010), Indagine conoscitiva sulla finanza locale, V Commissione Bilancio, Roma.

Corte dei Conti (2010), Rapporto sul coordinamento della finanza pubblica, Roma.

Corte dei Conti (2015), Sezione delle Autonomie, Relazione sugli andamenti di finanza territoriale, Analisi dei flussi di cassa, Esercizio 2014, Vol.I e II, Deliberazione n. 25/SEZAUT/2015/FRG.

Corte dei Conti (2015), Sezioni Riunite in Sede di Controllo, Rapporto 2015 sul coordinamento della finanza pubblica.

Cooper, R., Kempf, H., & Peled, D. (2008). Is it is or is it ain't my obligation? regional debt in a fiscal federation. *International Economic Review*, *49*(4), 1469-1504.

Cuadrado-Ballesteros, B., García-Sánchez, I. M., & Prado-Lorenzo, J. M. (2013). Determinants of functional decentralization and their relation to debt: empirical evidence based on the analysis of Spanish municipalities. *International Review of Administrative Sciences*, *79*(4), 701-723.

D'Agostino, G., Dunne, J. P., & Pieroni, L. (2016). Government Spending, Corruption and Economic Growth. *World Development*, *84*, 190-205.

Dall'Erba, S., & Le Gallo, J. (2008). Regional convergence and the impact of European structural funds over 1989–1999: A spatial econometric analysis. *Papers in Regional Science*, *87*(2), 219-244.

Dall'Erba, S., & Fang, F. (2015). Meta-Analysis of the Impact of European Union Structural Funds on Regional Growth. *Regional Studies*, 1-12.

Dellmuth, L. M., & Stoffel, M. F. (2012). Distributive politics and intergovernmental transfers: The local allocation of European Union structural funds. *European Union Politics*, *13*(3), 413-433.

Del Monte, A., & Papagni, E. (2007). The determinants of corruption in Italy: Regional panel data analysis. *European Journal of Political Economy*, *23*(2), 379-396

Drazen, A., & Eslava, M. (2006). "Pork Barrel Cycles", NBER Working Paper Series, No. 12190, pp. 1-34.

Drazen, A., & Eslava, M. (2010). Electoral manipulation via voter-friendly spending: Theory and evidence. *Journal of Development Economics*, *92*(1), 39-52.

Ellis, M. A., & Schansberg, D. E. (1999). The determinants of state government debt financing. *Public Finance Review*, *27*(6), 571-587.

Fazekas, M., King, L. P., & Tóth, I. J. (2013). Hidden depths: the case of Hungary. *Controlling Corruption in Europe*, *1*, 74-82.

Feld, L. P., Kirchgässner, G., & Schaltegger, C. A. (2011). Municipal debt in Switzerland: new empirical results. *Public Choice*, *149*(1-2), 49-64.

Fenge, R., & Meier, V. (2002). Why cities should not be subsidized. *Journal of Urban Economics*, *52*(3), 433-447.

Figari, F., & Gandullia, L. (2008). Il debito delle regioni a statuto ordinario: un'analisi delle determinanti. *Rivista di diritto finanziario*, (2), 200.

Fink, A., & Stratmann, T. (2011). Institutionalized bailouts and fiscal policy: consequences of soft budget constraints. *Kyklos*, *64*(3), 366-395.

Fiorino, N., & Galli, E. (2013). *La corruzione in Italia*. Il mulino.

Fisman, R., & Gatti, R. (2002). Decentralization and corruption: evidence across countries. *Journal of Public Economics*, 83(3), 325-345.

Franzese Jr, R. J. (2002). Electoral and partisan cycles in economic policies and outcomes. *Annual Review of Political Science*, *5*(1), 369-421.

Gonzalez, M. D. L. A. (2002). Do changes in democracy affect the political budget cycle? Evidence from Mexico. *Review of Development Economics*, *6*(2), 204-224.

González-Fernández, M., & González-Velasco, C. (2014). Shadow economy, corruption and public debt in Spain. *Journal of Policy Modeling*, *36*(6), 1101-1117.

Gregori, W. D., & Marattin, L. (2015). Determinants of Fiscal Distress in Italian Municipalities.

Greco, L., & Iacovoni, D. (2012) Decentramento e mercato del debito pubblico locale (Fiscal Decentralization and the Market for Local Governments' Debt). *Moneta e Credito*, *57*(228).

Guiducci, A. & Cimbolini, L. La corretta rappresentazione dei vincoli nella gestione di tesoreria dell'ente locale. *Azienditalia* 20, 759 – 766 (2013).

Haque, M. E., & Kneller, R. (2015). Why does public investment fail to raise economic growth? The role of corruption. *The Manchester School*, *83*(6), 623-651.

Herndon, T., Ash, M., & Pollin, R. (2014) Does high public debt consistently stifle economic growth? A critique of Reinhart and Rogoff. *Cambridge Journal of Economics*, *38*(2), 257-279.

Hibbs, D. A. (1977), "Political Parties and Macroeconomic Policy", American Political Science Review, vol. 71, pp. 1467 – 1487.

Holtz-Eakin, D. (1988). Testing for individual effects in autoregressive models. *Journal of Econometrics*, *39*(3), 297-307.

Istat, "I nuovi conti economici nazionali secondo il Sec 2010 – Anni 2009-2013", Report Istat, 22 settembre 2014.

Istat, "Conti Economici Regionali, Anni 2010 - 2012" Report Istat, 27 Novembre 2013.

Istat, "Conti Economici Territoriali, Anni 2011 - 2013" Report Istat, 9 Febbraio 2015.

Kalecki, M. (1943), "Political Aspects of Full Employment", Political Quarterly, pp. 322 – 331.

Katsaitis, O., & Doulos, D. (2009). The impact of EU structural funds on FDI. *Kyklos*, *62*(4), 563-578.

Kenny, Charles. 2006. “Measuring and Reducing the Impact of Corruption in Infrastructure,” World Bank Policy Research Working Paper No. 4099, World Bank, Washington, D.C.

Limosani, M., & Navarra, P. (2001). Local pork-barrel politics in national pre-election dates: The case of Italy. *Public Choice*, 106(3-4), 317-326.

Liu, C., & Mikesell, J. L. (2014). The impact of public officials’ corruption on the size and allocation of US state spending. *Public Administration Review*, *74*(3), 346-359.

Loddo, S. (2006). Structural funds and regional convergence in Italy.

Mariani, P. Il principio contabile applicato della programmazione di bilancio. *La finanza locale* 22, 63-68 (2013).

Mauro, L., Buiatti, C., & Carmeci, G. (2012). *The Origins of the Sovereign Debt of Italy: a Common Pool Issue?* (No. 201212). Centre for North South Economic Research, University of Cagliari and Sassari, Sardinia.

Milio, S. (2007). Can administrative capacity explain differences in regional performances? Evidence from structural funds implementation in southern Italy. *Regional Studies*, *41*(4), 429-442.

Molina-Parra, A., & Martínez-López, D. (2015). *Do federal deficits motivate regional fiscal (im)balances? Evidence from the Spanish case* (No. 1503). Universidade de Vigo, GEN-Governance and Economics research Network.

Monacelli, D., Pazienza, M. G., & Rapallini, C. (2014). *Municipality Budget Rules and Debt: is the Italian regulation effective?* (No. wp2014_24. rdf). Universita'degli Studi di Firenze, Dipartimento di Scienze per l'Economia e l'Impresa.

Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1417-1426.

Nigro, M. (2001). Le fonti di finanziamento degli enti locali italiani. Libero Istituto Universitario Carlo Cattaneo.

Nordhaus, W. D. (1975). The political business cycle. The R*eview of Economic Studies, 42*(2), 169-190.

Panizza, U. (2014) "Public Debt Risks in Italy: Myths, Facts, and Policies," Unpublished, Graduate Institute, Geneva

Panizza, Ugo and Andrea F. Presbitero (2013). "Public Debt and Economic Growth in Advanced Economies: A Survey," *Swiss Journal of Economics and Statistics* 149(II), pp. 175-204

Panizza, U. and Presbitero, A. F. (2014). "Public Debt and Economic Growth: Is There a Causal Effect?" *Journal of Macroeconomics,* 41, pp. 21-41

Peltzman, S. (1992). Voters as fiscal conservatives. *The Quarterly Journal of Economics*, 327-361.

Pellegrini, G., Terribile, F., Tarola, O., Muccigrosso, T., & Busillo, F. (2013). Measuring the effects of European Regional Policy on economic growth: A regression discontinuity approach. *Papers in Regional Science*, *92*(1), 217-233

Pennisi, A.: "Aprire i dati del bilancio dello Stato", 2010 http://fammisapere.info/2010/aline-pennisi-aprire-i-dati-del-bilancio-dello-statoslidecast/

Percoco, M. (2005). The impact of structural funds on the Italian Mezzogiorno, 1994-1999. *Région et Développement*, *21*, 141-152.

Persson, T., & Tabellini, G. E. (2002). *Political economics: explaining economic policy*. MIT press.

Pettersson-Lidbom, P. (2001). An empirical investigation of the strategic use of debt. *Journal of Political Economy*, *109*(3), 570-583.

Pica, F. (2011). La finanza dei Comuni: sostenibilità finanziaria e questioni di struttura. *Rivista economica del Mezzogiorno*, (4), 831-862

Piscino, E. La gestione del Patto di stabilità interno per l'anno 2013. *Comuni d'Italia* 50, 53 – 69 (2013).

Rebecchi, N., (2013) *"Obbligo di gestioni associata dei servizi tra vincoli di spesa ed estensione del patto di stabilità*". *Azienditalia* 20, 767 – 773.

Ricci, C. A., Biagetti, M., & Reggi, L. (2015). Data publication on the beneficiaries of EU Structural Funds: what strategies for the European regions?.

Rodriguez-Pose, A., & Fratesi, U. (2004). Between development and social policies: the impact of European Structural Funds in Objective 1 regions. Regional Studies, 38(1), 97-113.

Rogoff, K. (1990), "Equilibrium Political Budget Cycles", American Economic Review, vol. 80, pp. 21 – 36.

Romer, Christina and David H. Romer [1989]: "Does Monetary Policy Matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz" in Blanchard, O. and S. Fischer, (eds.), NBER Macroeconomics Annual, Cambridge, MIT Press, 4, 121-170

Romer, Christina and David H. Romer [2007]: The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks", mimeo, March.21

Roodman, D. (2006). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *Center for Global Development working paper*, (103).

Roodman, D. (2009). A note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, *71*(1), 135-158.

Sacchi, A., & Salotti, S. (2016). A comprehensive analysis of expenditure decentralization and of the composition of local public spending. *Regional Studies*, *50*(1), 93-109.

Siniscalco D., Effetti e tecniche di controllo dei flussi di finanza pubblica in ordine all'andamento del debito con particolare riferimento alla componente non statale, Senato della Repubblica, Commissione Programmazione Economica, Bilancio, Roma, 24 Marzo 2004

Shi, M., & Svensson, J. (2006). Political Budget Cycles: A Review of Recent Developments, *Nordic Journal of Political Economy*, vol. 29, pp. 67 – 76.

Shi, M., & Svensson, J. (2006). Political budget cycles: Do they differ across countries and why?. *Journal of Public Economics*, *90*(8), 1367-1389.

Tanaka, T. (2014) Corporate governance and the cost of public debt financing: Evidence from Japan. *Journal of the Japanese and International Economies*, *34*, 315-335.

Tanzi, Vito and Hamid Reza Davoodi. 1997. "Corruption, Public Investment and Growth," IMF Working Paper No. 97/139, Washington, D.C.

Tanzi, Vito and Hamid Reza Davoodi. 1998. “Roads to Nowhere: How Corruption in Public Investment Hurts Growth,” IMF Economic Issues, No. 12. IMF, Washington, D.C.

Tóth, C. G. (2014). The Forecasting Capacity of Indicators Measuring Budget Sustainability. *Public Finance Quarterly*, *59*(4), 511-528.

Tufte, E. (1978). *Political control of the economy*. Princeton. NJ.

Vitale M.e Garzonio M. (2010), *Corruzione. Malattia sociale che distrugge competitività, civiltà, Costituzione e carità*. Studio Domenicano.

Veiga, L. G., & Veiga, F. J. (2007). Political business cycles at the municipal level. *Public Choice*, *131*(1-2), 45-64.

Wang, J. Q. and Kriz, K. A. (2015). Determinants of debt burdens: evidence from California counties. *Public Finance & Management*, *15*(2).