



## Modello Macroeconomico Previsionale per il PIL delle Regioni Italiane

Simone Lombardini

**Nucleo di Verifica e Controllo - NUVEC**

Area 3 “Sistema dei Conti pubblici territoriali e produzione di statistiche,  
indagini e ricerche sulla conduzione delle politiche pubbliche”

Via Sicilia, 162/c - 00187 Roma

**mail:** [contipubbliciterritoriali@agenziacoessione.gov.it](mailto:contipubbliciterritoriali@agenziacoessione.gov.it)

ISBN 9791280477170

# Modello Macroeconomico Previsionale per il PIL delle Regioni Italiane

Simone Lombardini



**Università  
di Genova**

CPT Ricerca ospita i contributi prodotti nell'ambito dei progetti finanziati dal Sistema Conti Pubblici Territoriali, sotto forma di borse di studio e assegni di ricerca, attraverso l'iniziativa "Programma Borse di Studio CPT".

Il "Modello Macroeconomico Previsionale per il PIL delle Regioni Italiane", è stato predisposto da Simone Lombardini, assegnista dell'Università di Genova.

Hanno collaborato per il Nucleo regionale della Liguria:

Gian Lorenzo Boracchia - Responsabile del Nucleo CPT Liguria

Leonardo Masini - Referente per il Nucleo CPT Liguria per il SISTAN e i rapporti con ISTAT-Contabilità nazionale e per i rapporti con le Università

Alessandro Anfigeno - Referente per il Nucleo CPT Liguria per le attività connesse all'impiego e all'implementazione dei sistemi informativi e statistici correlati all'utilizzo dei dati CPT

Mauro Natali - Referente per il Nucleo CPT Liguria per la diffusione e rappresentazione digitale dei dati CPT di competenza del Nucleo CPT Liguria

CPT Ricerca è disponibile on line, unitamente alle altre pubblicazioni del Sistema CPT, al seguente indirizzo [www.agenziacoesione.gov.it/sistema-conti-pubblici-territoriali/](http://www.agenziacoesione.gov.it/sistema-conti-pubblici-territoriali/) e sul Portale tematico che unisce dati e pubblicazioni [www.contipubbliciterritoriali.it](http://www.contipubbliciterritoriali.it). I dati elaborati dal Sistema CPT sono resi disponibili in formato aperto e la loro consultazione è consentita sia attraverso modalità tradizionali, sia con strumenti di visualizzazione dinamica e interattiva:

- CPT Data Explorer  
[www.contipubbliciterritoriali.it/CPTDE/CPTDE\\_Home.html](http://www.contipubbliciterritoriali.it/CPTDE/CPTDE_Home.html)
- Easy CPT  
[www.contipubbliciterritoriali.it/EASYCPT/EASYCPT\\_Home.html](http://www.contipubbliciterritoriali.it/EASYCPT/EASYCPT_Home.html)

**Agenzia per la Coesione Territoriale**  
**Nucleo di Verifica e Controllo (Nuvec)**  
**Sistema dei Conti pubblici territoriali e produzione di statistiche,**  
**indagini e ricerche sulla conduzione delle politiche pubbliche**

Via Sicilia, 162/c - 00187 Roma

✉ e-mail: [contipubbliciterritoriali@agenziacoesione.gov.it](mailto:contipubbliciterritoriali@agenziacoesione.gov.it)

ISBN 9791280477170

Pubblicato a dicembre 2022

---

# Indice

<b>1</b>	<b>Rassegna della Letteratura</b>	<b>3</b>
1.1	Introduzione . . . . .	3
1.2	MEF: Italian Treasury Econometric Model . . . . .	4
1.3	ISTAT: MEMo-IT Model . . . . .	5
1.4	Banca d'Italia: BIQM model . . . . .	6
1.5	OCSE: NiGEM model . . . . .	6
1.6	Fondo Monetario Internazionale (IMF): MULTIMOD model . . . . .	8
1.7	Banca Mondiale: OGEM model . . . . .	9
1.8	ECB: Global Multicountry Model . . . . .	9
<b>2</b>	<b>Il riferimento teorico</b>	<b>11</b>
2.1	Il lato del consumo delle Famiglie . . . . .	11
2.2	Entrate e uscite della Finanza Pubblica Regionale . . . . .	13
2.3	Lato della Produzione . . . . .	14
2.4	Chiusura del modello . . . . .	17
<b>3</b>	<b>La costruzione del database: i dati ISTAT e CPT</b>	<b>19</b>
3.1	La struttura del dataset . . . . .	19
3.2	Statistiche generali dei CPT . . . . .	20
3.3	Un Filtro proposto sui dati CPT . . . . .	25
<b>4</b>	<b>Stima econometrica delle equazioni del modello</b>	<b>28</b>
4.1	Caratteristiche generali . . . . .	28
4.2	PIL: lato dei Redditi . . . . .	29
4.3	PIL: lato dei Consumi . . . . .	30
4.4	PIL: lato della Produzione . . . . .	31
4.5	Ricchezza delle Famiglie . . . . .	32
4.6	Variabili Demografiche . . . . .	32
4.7	Deflatori . . . . .	34
4.8	Variabili di finanza pubblica Regionale (CPT) e Centrale . . . . .	34
<b>5</b>	<b>Bontà di Stima del modello</b>	<b>35</b>
5.1	Simulazione del Modello sui dati campionari osservati . . . . .	35
5.2	Un confronto tra il modello con e senza i dati CPT . . . . .	45
5.3	Un confronto del modello con le Previsioni Prometeia . . . . .	46
<b>6</b>	<b>Proprietà del Modello e Analisi di Simulazione</b>	<b>50</b>
6.1	Shock sulla Domanda . . . . .	50
6.2	Shock sull'Offerta . . . . .	55
6.3	Shock Permanente . . . . .	60
<b>7</b>	<b>Conclusioni</b>	<b>65</b>
<b>8</b>	<b>Riferimenti Bibliografici</b>	<b>66</b>
<b>9</b>	<b>Appendice 1: Equazioni Stimate</b>	<b>68</b>
9.1	PIL: lato dei Redditi . . . . .	69
9.2	PIL: lato dei Consumi . . . . .	78
9.3	PIL: lato della Produzione . . . . .	82
9.4	Ricchezza delle Famiglie . . . . .	90

---

9.5	Variabili Demografiche . . . . .	94
9.6	Deflatori . . . . .	103
9.7	Variabili di finanza pubblica Regionale (CPT) e Centrale . . . . .	107
<b>10</b>	<b>Appendice 2: Miglioramento stime CPT dopo la Trasformazione</b>	<b>118</b>

---

# 1 Rassegna della Letteratura

## 1.1 Introduzione

Questo report racchiude i risultati della prima annualità di un progetto nato su iniziativa della regione Liguria in partenariato con l'Università degli Studi di Genova; il suo scopo è di costruire un modello macro-econometrico atto a studiare l'andamento del PIL regionale. Le stime proposte riferiscono a un modello che ancora adesso stiamo perfezionando, in una seconda annualità di ricerca, tesa a superare alcune lacune di carattere statistico e teorico.

Un modello macroeconomico di stima del PIL è uno strumento tecnico tipicamente progettato per la valutazione d'impatto delle politiche adottate e per la valutazione della direzione e dell'entità dei diversi shock che possono colpire il tessuto economico. Oltre a valutare quale sia la risposta dell'economia agli shock, un modello econometrico consente di analizzare l'intero meccanismo di propagazione di ogni cambiamento di policy. Lanciando simulazioni, infatti, si può far luce su tutti i canali attraverso i quali un impulso politico trasmette i suoi effetti all'intera economia (Cicinelli et al., 2008). I modelli macroeconomici di stima del PIL possono essere ulteriormente utilizzati per costruire scenari controfattuali, ad esempio, valutare l'impatto economico di eventi passati (come una crisi internazionale) sostituendo artificialmente gli sviluppi effettivi con ipotesi ipotetiche alternative.

Il report si apre con una rassegna della letteratura nazionale e internazionale sul tema dei modelli macroeconomici previsionali del PIL. Attualmente esiste un'ampia rassegna, di cui considereremo i contributi delle istituzioni più significative: ISTAT, MEF, Banca d'Italia, OCSE, IMF, World Bank e BCE. Nel secondo capitolo si propone un breve riferimento teorico che sta alla base del modello econometrico richiamando alcune ipotesi standard in letteratura. Nel terzo capitolo si procederà a descrivere la costruzione del dataset composto appositamente per condurre le stime del modello. Si tratta di un largo panel database che integra dati principalmente ISTAT e CPT con ausilio (3 variabili) di dati da Banca d'Italia. Nel capitolo quarto si descriveranno le stime econometriche utilizzate dal modello. Si distinguono le variabili endogene, spiegate da altrettante equazioni di stima, dalle equazioni esogene, classificate in tre grandi gruppi: variabili afferenti all'area internazionale come l'indice di Dow Jones o il tasso di cambio Euro/Dollaro; variabili fissate dal governo centrale italiano come l'aliquota dei diversi tributi; altre variabili di dimensione regionale come l'aspettativa di vita alla nascita o l'imposta regionale sulle attività produttive. Il modello contiene anche alcune variabili definite dalle identità di contabilità nazionale/regionale come le tre definizioni di PIL. Il quinto paragrafo conduce una *in-sample dynamic simulation* allo scopo di testare la bontà di stima del modello. Al modello verrà fatto stimare il valore del PIL regionale per gli stessi anni su cui è stato costruito (2000-2020) e si confronterà questo risultato con il PIL osservato nel medesimo arco di tempo. Si proverà anche a comparare le previsioni a breve periodo del nostro modello con quelle fornite da Prometeia per testare se si ottengono risultati comparabili. Infine, nel sesto capitolo si implementano nello stato stazionario del modello alcuni shock dal lato della domanda, dell'offerta o su variabili esogeni commentando i risultati su un'ampia serie di variabili economiche endogene al modello. L'ultimo capitolo propone alcune conclusioni del lavoro.

---

## 1.2 MEF: Italian Treasury Econometric Model

Il MEF (Ministero dell'Economia e Finanza) ha prodotto nel 2010 un modello di stima econometrica del PIL italiano (Cicini et al., 2010) noto con l'acronimo ITEM (l'Italian Treasury Econometric Model). Il modello si compone di 371 variabili, 247 endogene, 36 equazioni di comportamento e 211 identità (Cicini et al., 2008). L'ITEM effettua proiezioni di medio periodo condizionate al quadro economico internazionale, sia simulazioni per la valutazione dell'impatto economico di interventi di politica economica o di variazione nelle variabili economiche internazionali. Il MEF fornisce liberamente l'appendice tecnica con tutte le simulazioni condotte.

Il principale riferimento teorico del modello scritto in questo report è l'ITEM. L'ITEM non è un modello della categoria dei Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE); la relazione tra le variabili e l'effetto di propagazione ad ogni impulso non è derivata da un modello di ottimizzazione intertemporale degli agenti. I modelli DSGE peraltro contengono un numero di equazioni molto ristretto rispetto a quelli dell'ITEM che vuole invece essere più analitico. Pertanto, l'ITEM è molto meno theory-dependent e molto più data-driven. Ad esempio, l'ITEM permette di suddividere le variabili fiscali e demografiche in diverse equazioni rendendo il modello più informativo.

L'ITEM impiega i modelli autoregressivi distribuiti (ADL) che costituiscono il cavallo di troia principale dei modelli con regressioni dinamiche a singole equazioni (Wickens and Breusch, 1988; Hassler, Wolters, 2006). Le equazioni del modello sono specificate in termini logaritmici, con variabili dipendenti laggate e altri regressori. Nell'ITEM, il PIL è calcolato attraverso variabili endogene che richiamano i principali aggregati di contabilità nazionale allo scopo di determinarne la grandezza soddisfacendo le identità definitorie di contabilità nazionale. Dal lato dell'offerta, il PIL è calcolato come la somma del valore aggiunto del settore privato, del valore aggiunto del settore pubblico, più le tasse indirette nette. Il valore aggiunto di mercato è stimato da una funzione Cobb-Douglas con ritorni di scala costanti che dipende da lavoro, dal capitale e dalla Total Factor Productivity (TFP). La TFP è modellata come una combinazione di 2 componenti: un trend esogeno che riflette il progresso tecnico e le innovazioni; una componente ciclica. La componente ciclica è modellata da una equazione che la collega alle variazioni di domanda aggregata e al rapporto tra domanda e offerta aggregate attraverso la variazione delle scorte. Sul lato dei consumi invece il PIL è determinato dalla stima dei consumi pubblici, dei consumi privati, dei beni di investimenti e dei beni esteri. Il PIL, infine, è determinato anche dal lato dei redditi come somma dei salari, dei redditi da impresa, dei redditi da capitale e delle imposte indirette nette. I salari sono legati sul lungo termine alla produttività del lavoro, al tasso di disoccupazione e alle tasse sul lavoro. I prezzi rispondono con una elasticità unitaria al costo unitario del lavoro e alla componente ciclica della TFP. Questo collega l'offerta alla domanda.

Per la stima della domanda aggregata l'ITEM include equazioni comportamentali per spiegare il consumo, l'investimento, l'import e l'export. Il consumo privato dipende dal reddito disponibile dei lavoratori e dalla ricchezza finanziaria; la spesa in beni capitali dal livello di output, dal costo del capitale e dal cash-flow aziendale. L'export è funzione del tasso di cambio e dalla domanda straniera mentre l'import dal prezzo relativo della merce importata e dall'assorbimento.

Gli shock che generano effetti permanenti sull'output sono: la variazione del costo del capitale e delle variabili che influenzano le tasse sul lavoro; cambiamenti nell'offerta del lavoro; variazioni delle componenti di trend della TFP; le variabili che invece impattano sulla domanda hanno solo un effetto temporaneo sull'economia e sono: la domanda del mondo, il tasso di cambio e il consumo pubblico.

---

### 1.3 ISTAT: MEMo-IT Model

La nota ISTAT 4 giugno 2021 (ISTAT, 2021) descrive le caratteristiche principali del modello di previsione economica sviluppato dall'ISTAT: il Macro Econometric Model for Italy (MEMo-It). Il modello contiene 66 equazioni stocastiche e 91 identità contabili con frequenza annuale e fornisce una rappresentazione del sistema economico italiano mediante la specificazione di equazioni di comportamento per gli operatori del sistema economico: Famiglie, Imprese, Amministrazioni Pubbliche e Resto del mondo (Bacchini et al., 2013). Le serie storiche delle variabili utilizzate dal modello sono riferite al periodo 1970-2020. Laddove i dati delle serie non erano presenti si è proceduto a ricostruzioni *ad hoc* dei dati mancanti<sup>1</sup>.

Nel lungo periodo, secondo il MEMo-It, il sistema economico converge verso un sentiero di crescita potenziale, determinato esclusivamente dalle forze di offerta, mentre nel breve periodo fluttua intorno ad esso a causa di shock generati dalle forze di domanda. Tali fluttuazioni sono colte dagli scostamenti del PIL effettivo dal suo livello potenziale, sintetizzabili attraverso l'*output gap*. L'*output gap* è in generale una misura di efficienza della produzione di un sistema economico, che misura la distanza tra il PIL che si potrebbe ottenere impiegando pienamente le risorse tecniche, umane e materiali a disposizione, e il livello effettivo della produzione<sup>2</sup>. Il meccanismo di formazione di prezzi e salari spinge la domanda effettiva di beni, servizi e occupazione ad aggiustarsi rispettivamente al livello di offerta (prodotto potenziale) e all'occupazione potenziale, definita a sua volta dall'interazione fra un tasso naturale di disoccupazione<sup>3</sup> e una combinazione di tasso di partecipazione della forza lavoro e una dinamica demografica della popolazione in età da lavoro.

Il mercato del lavoro è rappresentato attraverso tre gruppi di equazioni che definiscono rispettivamente la domanda di lavoro, l'offerta di lavoro e i salari. La specificazione della domanda di lavoro deriva direttamente dalla funzione di produzione. Nel modello si tiene conto dei fattori demografici e della relazione tra fluttuazioni del ciclo economico e dei tassi di partecipazione (Lucas e Rapping, 1969) utilizzando la variabile forza di lavoro nella definizione della funzione di offerta.

Il lato della domanda del modello fa riferimento al comportamento degli operatori economici: Famiglie, Imprese, Amministrazioni Pubbliche e Resto del mondo. Le Famiglie spendono per consumi e investimenti residenziali ed accumulano ricchezza reale e finanziaria; le imprese acquistano tutte le altre tipologie di beni di investimento (macchine ed attrezzature, e altro); la spesa delle Amministrazioni Pubbliche influenza direttamente la domanda finale attraverso i consumi e gli investimenti pubblici; il Resto del mondo determina la componente estera della domanda data dalle esportazioni al netto delle importazioni.

---

<sup>1</sup>Le fasi di specificazione e stima del modello seguono tre momenti successivi:

- (a) analisi per singole equazioni o blocchi di esse delle proprietà di integrazione e cointegrazione delle variabili e valutazione dell'esogeneità debole per blocchi di variabili rilevanti;
- (b) stime uniequazionali a due stadi delle variabili del modello per dare conto di endogeneità e di errori di misura delle variabili esplicative;
- (c) unione delle singole equazioni e blocchi del modello con stima a tre stadi dei loro parametri per tenere conto della covarianza fra termini di disturbo appartenenti a diverse equazioni stocastiche.

<sup>2</sup>Gli *output gap* sono difficili da stimare e sono soggetti a notevoli margini di errore, dato che il prodotto potenziale e il tasso di disoccupazione naturale sono generalmente variabili non osservabili.

<sup>3</sup>Il tasso naturale di disoccupazione, ipotesi sviluppata dagli economisti Milton Friedman e Edmund Phelps negli anni '60-'70 del XX secolo, si determina per differenza dal livello di occupazione massima che l'economia può raggiungere date certe variabili economiche sul lato dell'offerta e date le variabili istituzionali del sistema di riferimento (sussidi di disoccupazione, grado di protezione del posto di lavoro, salario minimo legale ecc.).

---

## 1.4 Banca d'Italia: BIQM model

Il Bank of Italy Quarterly Econometric Model (BIQM) è un modello macroeconomico semi-strutturale di grande scala che contiene 750 variabili endogene di cui 95 sono generate da equazioni stocastiche comportamentali, e le altre sono identità (Bulligan et al., 2017). Come generalmente avviene per i modelli macroeconomici semi-strutturali, nel lungo periodo il BIQM condivide le proprietà teoriche di un modello di crescita neoclassico: la crescita del PIL è determinata dalle dotazioni dei fattori produttivi (lavoro e capitale) e dal progresso tecnico, mentre nel breve periodo si comporta secondo i principi keynesiani, con la produzione guidata principalmente dalle fluttuazioni della domanda aggregata (consumi pubblici, privati, investimenti, settore estero). In equilibrio, quando non si verificano shock e i processi di aggiustamento sono completati, e le aspettative soddisfatte, il modello offre uno scenario di piena occupazione, in cui tutte le variabili reali crescono secondo una combinazione esogena di tassi di crescita della popolazione e del progresso tecnico. In equilibrio, l'inflazione è costante e coerente con il livello di equilibrio dell'occupazione.

Il lato dell'offerta dell'economia è caratterizzato da mercati oligopolistici in cui le imprese prendono come dati i costi di produzione e scelgono il livello appropriato di lavoro e capitale che saranno convertiti in output secondo una tecnologia a ritorni di scala costanti<sup>4</sup>. Per fissare il prezzo della produzione le imprese aggiungono una percentuale (mark-up) al costo marginale. I consumatori formulano i loro piani di spesa secondo l'ipotesi tenendo conto del reddito, della ricchezza netta e dei tassi di interesse reali nel loro ciclo di vita. Il risparmio finanzia l'accumulazione di capitale che a sua volta incrementa la capacità produttiva; i prezzi relativi del lavoro e del capitale assicurano che l'ammontare del risparmio sia esattamente uguale al fabbisogno di capitale e che il mercato del lavoro sia in equilibrio.

Nel breve periodo, una serie di rigidità e processi di aggiustamento influenzano i risultati dell'equilibrio: ritardi di consegna e altri costi di modifica dello stock di capitale; rigidità su prezzi e salari; errori di aspettativa.

Il BIQM descrive separatamente il settore pubblico e quello privato; all'interno del settore privato il modello distingue la produzione di energia e di prodotti agricoli dal resto dei beni che vengono trattati in modo aggregato. Per quanto riguarda i meccanismi di formazione delle aspettative, si fa ampio uso dei dati di indagine.

Nel processo di stima delle equazioni del modello vengono utilizzate solo le informazioni specifiche dell'equazione in esame<sup>5</sup>, per lo più utilizzando lo stimatore dei minimi quadrati ordinari<sup>6</sup>. Un resoconto dettagliato della struttura di base del modello si trova in Banca d'Italia (1986). Le descrizioni delle proprietà delle versioni precedenti del modello sono contenute in Galli et al. (1990), Terlizzese (1994), Siviero (1995), Busetti et al. (2005).

## 1.5 OCSE: NiGEM model

L'OCSE utilizza il National Institute Global Econometric Model (NiGEM) del British National Institute of Economic and Social Research. La struttura del NiGEM è pensata per soddisfare le esigenze previsionali della politica macroeconomica. Il NiGEM si struttura attorno all'identità del

---

<sup>4</sup>Una tecnologia a ritorni di scala costanti è tale che quando raddoppiano i fattori della produzione (lavoro e capitale), raddoppia anche la produzione.

<sup>5</sup>Informazione limitata.

<sup>6</sup>Si tratta dello stimatore più classico e semplice, che determina la retta di regressione operando una minimizzazione delle distanze dei punti osservati dalla retta stessa.

---

reddito nazionale, i consumatori effettuano una ottimizzazione intertemporale delle loro aspettative di consumo future e ha molte caratteristiche in comune con un modello Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE). A differenza di un modello DSGE puro, il NiGEM basa le sue stime utilizzando i dati storici. Attraverso il NiGEM si trova quindi un giusto equilibrio tra la teoria e i dati osservati, consentendo di utilizzare il modello sia per l'analisi d'impatto delle politiche che per le previsioni (OECD, 2016).

Le proiezioni dei consumi privati e dei tassi di risparmio in genere tengono conto del reddito disponibile reale, della ricchezza delle famiglie, delle variazioni del tasso di inflazione, delle condizioni monetarie e finanziarie e degli indicatori anticipatori della fiducia dei consumatori e delle vendite al dettaglio. Gli investimenti fissi delle imprese sono valutati principalmente in relazione a variabili non finanziarie (vendite, produzione e utilizzo degli impianti) e finanziarie (flussi di cassa, condizioni monetarie e tassi di interesse). Le proiezioni per l'edilizia residenziale in genere tengono conto delle tendenze demografiche, del patrimonio immobiliare, del reddito reale e delle condizioni finanziarie.

L'occupazione e le altre tendenze del mercato del lavoro sono generalmente valutate sulla base dei valori correnti e attesi. Importanti considerazioni aggiuntive riguardano le tendenze della produttività, i vincoli di capacità e i costi. Le proiezioni del tasso di disoccupazione derivano dalle proiezioni dell'occupazione e dell'offerta di lavoro, quest'ultima valutata sulla base dell'andamento demografico e delle ipotesi sul tasso di partecipazione della popolazione in età da lavoro. Le stime dei salari e dei guadagni tengono conto di una serie di fattori chiave, come l'andamento dei livelli salariali contrattati come indicatore anticipatore. Anche la disoccupazione, le condizioni del mercato del lavoro, la produttività e le ragioni di scambio influiscono sulla proiezione complessiva dei salari reali e della retribuzione reale per dipendente. La stima dei prezzi interni e dell'andamento dell'inflazione dipende dai costi unitari, dall'eccesso di domanda riflesso nell'output gap e dai prezzi esteri.

La differenza tra il PIL effettivo e il PIL potenziale stimato (output gap) è misurato in termini di volume ed è espresso in percentuale del PIL potenziale. L'OCSE segue generalmente un approccio guidato dalla funzione di produzione del lato dell'offerta, tenendo conto degli stock di capitale, dei cambiamenti nell'offerta di lavoro, della produttività dei fattori e dei "non-accelerating inflation rates of unemployment" (Giorno et al, 1995; Beffy et al., 2006). Le stime NAIRU dell'OCSE sono aggiornate sulla base del lavoro di modellazione dell'inflazione descritto in Richardson et al. (2000) e Gianella et al. (2008), Guichard e Rusticelli (2010).

Nell'effettuare le previsioni sul commercio estero, viene prestata particolare attenzione alla coerenza a livello nazionale e mondiale e al rispetto delle principali identità e relazioni contabili, in particolare per quanto riguarda il commercio internazionale e la bilancia dei pagamenti. Per i volumi e i prezzi del commercio internazionale, il NiGEM è assistito dal modello di commercio internazionale dell'OCSE (Pain et al., 2005; Murata et al., 2000). In generale, le proiezioni dei volumi aggregati di importazioni di beni e servizi tengono conto dei consumi interni (assorbimento) e della relativa competitività dei prezzi. Le proiezioni delle esportazioni aggregate di beni e servizi sono generalmente legate agli sviluppi nei mercati internazionali e alle tendenze di competitività. Le proiezioni dei prezzi all'esportazione tengono conto del costo del lavoro interno e dei prezzi all'importazione, nonché dei prezzi all'esportazione dei concorrenti, mentre i prezzi all'importazione sono ricavati come medie ponderate dei prezzi esteri e interni.

---

## 1.6 Fondo Monetario Internazionale (IMF): MULTIMOD model

A partire dal 1988 l'IMF usa il MULTIMOD model per la previsione del PIL delle nazioni. Il nuovo modello (Masson et al. 1988), differisce dai predecessori per molti aspetti. E' composto di 308 equazioni che coprono 7 paesi o gruppi di paesi (Masson et al., 1988)<sup>7</sup>. Il MULTIMOD (MULTI-region econometric MODel) è stato costruito per migliorare l'analisi degli effetti delle politiche dei paesi industriali sulle principali variabili macroeconomiche, sia nei paesi sviluppati che in quelli in via di sviluppo. È una continuazione del lavoro di modellazione intrapreso presso il Fondo negli ultimi anni, in particolare il lavoro sul World Trade Model (Spencer (1984)) e MINIMOD (Haas e Masson (1986)), e integra i singoli modelli nazionali e settoriali, nonché analisi dettagliate e monitoraggi eseguiti da economisti nazionali. Il focus del modello è sulla trasmissione degli effetti delle politiche su tutti i settori dell'economia; in misura limitata il modello può anche essere utilizzato per valutare quali politiche i paesi dovrebbero adottare per migliorare la loro posizione<sup>8</sup>.

Il comportamento di consumo in ciascun paese o regione è modellato in modo da riflettere una correlazione tra flussi di reddito e consumi correnti e il reddito o ricchezza permanente. L'equazione del consumo riflette l'assunzione che alcuni consumatori sono vincolati nel livello della loro spesa solo dalla loro ricchezza netta, mentre altri sono vincolati anche dalla liquidità. La ricchezza è stata misurata come la ricchezza finanziaria più il valore attualizzato del reddito futuro atteso. Nel calcolo della ricchezza si deve scegliere il tasso di sconto appropriato utilizzato dai consumatori. Nel modello, si assume che sia uguale al tasso di sconto sui titoli obbligazionari del governo.

L'investimento è modellato come un graduale adeguamento ad un livello ottimale di stock di capitale; in presenza di costi di adeguamento, l'adeguamento è scaglionato nel tempo. Come per i consumi, questo processo è modellato da un meccanismo di correzione degli errori. Lo stock ottimale di capitale è derivato dalla tecnologia di produzione: il livello di massimizzazione del profitto eguaglierà il prodotto marginale del capitale al costo d'uso. Nella semplice tecnologia Cobb-Douglas qui assunta, il prodotto marginale del capitale è solo il livello di produzione moltiplicato per la quota di capitale, divisa per lo stock. Il costo d'uso è definito per tenere conto del deprezzamento economico dello stock di capitale nonché del trattamento fiscale degli ammortamenti e della non neutralità del sistema fiscale rispetto all'inflazione.

Le variabili di spesa e produzione dello stato non sono modellizzate con specifiche equazioni comportamentali; tuttavia, oltre alle identità che definiscono il saldo di bilancio e la spesa totale, esistono relazioni tecniche e regole di simulazione. L'equazione di ciascun paese per le imposte mette in relazione le entrate fiscali con un'aliquota e una base imponibile, che sono approssimate dal prodotto nazionale netto (PNN)<sup>9</sup>, più le entrate da interessi sul debito pubblico nazionale. Inoltre, nella simulazione le aliquote fiscali vengono modificate per evitare che lo stock del debito pubblico aumenti senza limiti rispetto al PIL. È stata specificata una regola di feedback per le aliquote fiscali che le fa rispondere al rapporto debito pubblico/PIL e alla variazione del rapporto.

Come nella maggior parte dei modelli macroeconomici teorici, la politica monetaria nel MULTIMOD è definita in termini di offerta di moneta; ricopre dunque un ruolo strategico l'ampiezza della base monetaria. La base monetaria offerta dalla BC, insieme alla domanda monetaria, determina il tasso di interesse di breve periodo che equilibra il mercato monetario. I tassi di interesse

---

<sup>7</sup>Le equazioni di stima utilizzate nel modello del IMF sono liberamente accessibili.

<sup>8</sup>Il modello offre 49 equazioni per ciascuno dei 7 paesi (USA, Japan, UK, Francia, Italia, Canada, Germania); ciascuna equazione si può leggere in una apposita appendice liberamente disponibile.

<sup>9</sup>Il PNN è ottenuto aggiungendo al PIL (v.) i redditi prodotti all'estero e sottraendovi l'ammortamento che misura il logorio dei mezzi produttivi.

---

a breve hanno a loro volta un effetto sui tassi a lungo termine e sul tasso di cambio. L'offerta di moneta non è tuttavia esogena; esiste invece una funzione di reazione per il comportamento della banca centrale. Ciò che è esogeno è l'obiettivo di offerta di moneta; si presume che le banche centrali spostino i tassi di interesse a breve termine per colmare il divario tra l'obiettivo e lo stock effettivo di moneta. Le equazioni della domanda dei saldi monetari reali (deflazionati dal prezzo di assorbimento) sono stimate in funzione del PIL reale e del tasso di interesse nominale a breve termine.

## 1.7 Banca Mondiale: OGEM model

La Banca Mondiale adotta l'Oxford Global Economic Model (un modello di proiezione semistrutturale globale su larga scala) che viene utilizzato per condurre le simulazioni delle politiche pubbliche. Il modello include 81 paesi: 35 economie avanzate e 46 Emerging and Developing Economies (EM-DE), la maggior parte dei quali sono disponibili con frequenza trimestrale, con equazioni comportamentali che governano l'attività economica interna, la politica monetaria e fiscale, il commercio globale e i prezzi delle materie prime.

Il modello avanza alcune assunzioni sulla crescita delle economie avanzate e sulle previsioni dei prezzi delle materie prime. Queste assunzioni sono utilizzate come ipotesi per la prima serie di previsioni di crescita per i paesi EMDE, che sono prodotte utilizzando modelli macroeconomici che garantiscono le identità contabili dei conti nazionali e la stima degli spillovers tra le principali economie del modello. Queste previsioni vengono utilizzate per garantire trattamenti coerenti tra EMDE simili. I team nazionali della Banca Mondiale conducono un monitoraggio macroeconomico continuo e dialogano con le autorità nazionali in modo costante per aggiornare sempre il modello.

Il Long Term Growth Model (LTGM) è uno strumento per analizzare scenari di crescita a lungo termine basato sul modello di crescita di Solow-Swan (Pennings, 2017). Il modello può essere utilizzato anche per valutare le implicazioni sulla crescita (e dei cambiamenti nella disuguaglianza) dei tassi di povertà. L'LTGM fonda la sua filosofia su semplicità, trasparenza e facilità d'uso e può essere applicato in quasi tutti i paesi. Questo modello di stima è utile per documenti di pianificazione/visione e rapporti nazionali, ma non è progettato per previsioni a breve termine. Gli elementi costitutivi della crescita sono il risparmio, gli investimenti e la produttività, ma il modello analizza anche il capitale umano, la demografia, il settore estero e la partecipazione alla forza lavoro suddivisa per genere.

## 1.8 ECB: Global Multicountry Model

Il modello di stima previsionale del PIL della Banca Centrale Europea è stato recentemente aggiornato da un lavoro di Albonico et al. (2019). La BCE utilizza il Global Multicountry Model (GM). Il GM appartiene alla classe dei Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE). Si tratta di un modello macroeconomico strutturale che può essere utilizzato per analisi e proiezioni economiche in un contesto di economia aperta.

Il modello considera l'esistenza di tre regioni: i 19 paesi dell'area euro (UEM), i paesi dell'area euro esclusi Spagna, Italia, Germania e Francia (ReA) e il resto del mondo (RoW). L'economia domestica dell'UEM è composta da famiglie, imprese non finanziarie che operano nel mercato interno o nel settore dell'import-export, un governo e una banca centrale.

Il modello distingue due tipi di famiglie: le famiglie "ricardiane", che hanno accesso ai mercati finanziari, possono regolare i propri consumi nel tempo e possedere le imprese; le famiglie con vin-

coli di liquidità, che consumano il loro salario disponibile e trasferiscono il reddito in ogni periodo e non possiedono alcuna ricchezza finanziaria. Entrambi i tipi di famiglie forniscono servizi di lavoro alle imprese nazionali, al salario fissato da un sindacato con potere di monopolio.

Nel settore della produzione nazionale, le imprese in concorrenza monopolistica producono una varietà di beni intermedi differenziati, che vengono assemblati da imprese perfettamente concorrenziali in un prodotto finale nazionale (valore aggiunto). In una fase finale, imprese perfettamente competitive realizzano la produzione totale combinando il valore aggiunto con l'input energetico.

Nel settore delle importazioni, le imprese perfettamente competitive (importanti al dettaglio) acquistano beni specifici dell'economia degli altri paesi e li assemblano in un bene finale d'importazione.

L'autorità fiscale acquista beni finali nazionali ed effettua trasferimenti forfettari alle famiglie che sono finanziati mediante l'emissione di debito e l'imposizione di imposte distorsive su lavoro, capitale e consumo, nonché imposte forfettarie non distorsive.

Si propone di seguito una tabella riassuntiva delle principali caratteristiche dei modelli presentati.

**Tabella 1: Comparazione Modelli Previsionali del PIL**

<b>Modello</b>	<b>Anno</b>	<b>Autori</b>	<b>Accessibilità</b>	<b>Area Geografica</b>	<b>N. Equazioni</b>
ITEM	2008	Cicinelli et al.	Si	Italia	36
MEMo-it	2013	Bacchini et al.	NO	Italia	66
BIQM	2017	Bulligan et al.	NO	Italia	95
NiGEM	dal 1987	National Institute	NO	Mondo	Na
MULTIMOD	dal 1988	Masson (FMI)	SI	7 Paesi	49
OGEM	dal 2013	Oxford Economics	NO	Mondo	Na
GM	2019	Albonico (BCE)	NO	Mondo	Na

---

## 2 Il riferimento teorico

Il modello presentato in questo Report ha un quadro teorico di riferimento in larga parte derivato dall'ITEM. Le equazioni teoriche di contabilità pubblica (entrate e uscite) sono invece introdotte come novità, nel rispetto delle identità contabili necessarie, allo scopo di inquadrare, sul piano teorico, l'utilizzo dei dati CPT (di livello regionale). Per quanto riguarda il lato della produzione e il lato dei consumi, il modello replica il quadro teorico dell'ITEM, con alcune semplificazioni.

### 2.1 Il lato del consumo delle Famiglie

Il modello proposto, sul lato della domanda, considera i quattro aggregati macroeconomici fondamentali che definiscono il PIL: i consumatori (consumi finali), le imprese (investimenti), il governo (consumi e investimenti pubblici) e il settore estero (import-export). Per tre di questi quattro settori si costruiscono specifiche equazioni comportamentali; il quarto (import-export) si determina per differenza tra equazioni definitorie.

I consumatori massimizzano la loro funzione di utilità  $U_i$  rispetto a un vincolo di bilancio rappresentato dal loro reddito disponibile  $Y_i^d$ . Inoltre, le aspettative di reddito futuro influenzano il consumo presente in quello che l'ISTAT cattura con l'indicatore sulla fiducia dei consumatori. Il reddito disponibile è definito come il reddito da lavoro, d'impresa e da capitale, al netto delle imposte e dei contributi sociali, più le prestazioni sociali e assistenziali. Come proposto dall'ITEM, anche questo modello distingue con diverse equazioni di stima il reddito da lavoro dipendente dal reddito d'impresa (ciascuna categoria di soggetti percepisce anche un reddito da capitale). L'equazione teorica dei redditi, tuttavia, si può rappresentare allo stesso modo per entrambe le categorie di soggetti. Il reddito dei lavoratori dipendenti è soggetto alla tassazione sui redditi da lavoro (prevalentemente contributi sociali e IRPEF), e quello dei lavoratori autonomi alla tassazione sui redditi da impresa (IRPEF, IRES, IRAP) e da capitale (26%). Il reddito disponibile di ciascun agente è dato dalla seguente definizione (che rispecchia l'identità di contabilità nazionale):

$$Y_{i,t}^d = Y_{i,t}(1 - \tau_{i,t})(T_{i,t} - \ell_{i,t}) - CS_{i,t} + PREST_{i,t} + A_{i,t} \quad (1)$$

Dove  $Y_{i,t}^d$  è il reddito disponibile del soggetto  $i$  al tempo  $t$ , sia che il soggetto  $i$  sia un imprenditore sia che si tratti di un lavoratore;  $Y_{i,t}$  è il reddito complessivo percepito prima della redistribuzione operata dal sistema fiscale e assistenziale;  $\tau_{i,t}$  è la pressione fiscale esercitata sul soggetto  $i$  (varia a seconda che il soggetto sia imprenditore (k) o lavoratore dipendente(w));  $CS$  sono i contributi sociali pagati;  $PREST$  sono le prestazioni sociali e assistenziali ricevute.  $T_i$  è la durata oraria della giornata media lavorativa che varia a seconda che il soggetto  $i$  sia un lavoratore dipendente ( $T_w$ ) o un lavoratore autonomo ( $T_k$ );  $\ell_i$  è il tempo libero che i soggetti scelgono per sé, sottraendolo alla giornata lavorativa standard e varia a seconda che  $i$  sia un imprenditore  $\ell_k$  o un lavoratore  $\ell_w$ .

Si assume una funzione di utilità  $U_i$  uguale per ogni consumatore e costante nel tempo che assume forma di una Cobb-Douglas, come nel modello ITEM. La funzione di utilità dipende positivamente dal consumo corrente e positivamente dal tempo libero.

$$U_{i,t} = \ell_{i,t}^\theta C_{i,t}^\gamma \quad (2)$$

Dove  $C_{i,t}$  è il consumo del soggetto  $i$  al tempo  $t$ ;  $\gamma$  è un coefficiente di propensione al consumo che dipende dalle aspettative sui redditi futuri;  $\ell$  è il tempo libero a disposizione in media in una giornata dal lavoratore mentre  $\theta$  è un parametro che misura l'importanza del tempo libero per il soggetto. Il vincolo di bilancio per ciascun soggetto è la differenza tra il reddito disponibile e

i consumi<sup>10</sup>. Il vincolo di bilancio impone che i consumi finali (sia dei lavoratori dipendenti sia degli imprenditori) non possono superare il reddito disponibile, dedotte le imposte più la ricchezza finanziaria netta. Si imposta un problema di massimizzazione dell'utilità vincolata al reddito disponibile dei soggetti attraverso il seguente lagrangiano:

$$\mathcal{L}_{i,t} = \ell_{i,t}^{\theta_i} C_{i,t}^{\gamma_i} + \lambda [Y_{i,t}(1 - \tau_{i,t})(T_{i,t} - \ell_{i,t}) - CS_{i,t} + PREST_{i,t} + A_{i,t} - C_{i,t}] \quad (3)$$

Risolviendo la condizione di prim'ordine del Lagrangiano di equazione (3) rispetto al consumo  $C_{i,t}$ , si ottiene il seguente risultato che corrisponde al consumo ottimo in condizioni standard, ovvero se il soggetto  $i$  si attendesse un livello di reddito disponibile futuro identico a quello corrente anche per gli anni a venire:

$$C_{i,t} = \frac{\gamma_i}{\gamma_i + \theta_i} \left( Y_{i,t}(1 - \tau_{i,t})T_{i,t} - CS_{i,t} + PREST_{i,t} + A_{i,t} \right) \quad (4)$$

L'equazione (4) identifica il livello ottimale di consumo; attraverso il parametro  $\gamma$  si tiene conto dell'effetto sui consumi correnti indotti dalle aspettative sui redditi futuri attesi. Se i consumatori si attendono un sentiero di crescita positivo, consumano di più oggi perché c'è fiducia che domani si consumerà di più; viceversa, un sentiero di crescita attesa negativo induce i consumatori a risparmiare di più oggi per supplire con parte delle risorse di oggi al minor reddito futuro. Infine, un livello atteso di crescita zero porta a consumare un livello di reddito disponibile costante. Il parametro  $\gamma$  misura il peso assegnato da ciascun individuo al proprio consumo corrente; maggiore è  $\gamma$  maggiore sarà il consumo a parità di altre condizioni<sup>11</sup>.

Concludiamo che al crescere di  $\gamma$  cresce anche il consumo e viceversa. Nel caso limite in cui  $\gamma \rightarrow \infty$  le equazioni (7) e (8) indicano che i soggetti consumano per intero tutto il reddito percepito. Nel caso di un peso bassissimo assegnato al consumo corrente, viceversa, i consumi correnti rasenteranno lo zero. Se le aspettative sul reddito futuro sono significativamente maggiori del reddito corrente, il parametro  $\gamma$  assumerà valori molto più alti di 1 e quindi il consumo corrente si avvicinerà al livello di reddito corrente; viceversa, se le aspettative sul reddito futuro sono inferiori al reddito corrente il parametro  $\gamma$  sarà inferiore a 1 e avvicinandosi allo zero ridurrà il livello ottimale di consumo corrente. La domanda aggregata delle famiglie è la somma dei consumi finali individuali di tutti i lavoratori dipendenti e di tutti i lavoratori autonomi, ove  $N$  è la popolazione regionale:

$$C_t = \sum_{i=1}^N \frac{\gamma_i}{\theta_i + \gamma_i} \left( Y_{i,t}(1 - \tau_{i,t})T_{i,t} - CS_{i,t} + PREST_{i,t} \right) \quad (5)$$

Infine, consideriamo brevemente i consumi di beni esteri (importazioni) e il consumo estero di beni regionali (esportazioni)<sup>12</sup>. Siccome si tratta di un modello regionale, le importazioni e le esportazioni non riguardano solo i beni scambiati con paesi diversi dall'Italia, ma anche beni e servizi scambiati con le economie delle altre regioni. Purtroppo, i dati forniti dall'ISTAT riguardano solo le importazioni ed esportazioni di beni (e non di servizi) fuori dall'Italia. Delle importazioni ed esportazioni tra regioni non esistono serie storiche, pertanto è impossibile proporre equazioni di stima. Purtuttavia, l'ISTAT fornisce il livello di importazioni nette totali (Import-Export) che sottratte all'assorbimento forniscono il valore del PIL dal lato dei consumi. La serie storica delle importazioni nette, essendo una variabile trovata per differenza da due variabili (importazioni ed esportazioni) di grandezza confrontabile, presenta molti salti e irregolarità che rendono difficile

<sup>10</sup> $C_{i,t} \leq Y_{i,t}(1 - \tau_{i,t})(T_{i,t} - \ell_{i,t}) - CS_{i,t} + PREST_{i,t} + A_{i,t}$

<sup>11</sup>Infatti vale:  $\lim_{\gamma_i \rightarrow \infty} \frac{\gamma_i}{\gamma_i + \theta_i} = 1$   $\lim_{\gamma_i \rightarrow 0} \frac{\gamma_i}{\gamma_i + \theta_i} = 0$

<sup>12</sup>Con estero qui si intende extra-regionale, il che può implicare l'interscambio con altre regioni ma sempre dentro i confini italiani, oppure l'interscambio con aree al di fuori dell'Italia.

ottenere una stima econometrica soddisfacente. Per tale ragione, questo modello deduce indirettamente le importazioni nette (come fa l'ISTAT) dalla seguente identità di contabilità nazionale:

$$NX_t = ABS_t + SC_t - VA_t - INDN_t \quad (6)$$

Dove  $NX_t$  è il valore delle importazioni nette al tempo  $t$ ;  $ABS$  l'assorbimento (Consumi pubblici, privati più investimenti fissi lordi);  $SC_t$  il valore delle scorte;  $VA_t$  il valore aggiunto dell'economia regionale;  $INDN_t$  il valore delle imposte indirette nette.

## 2.2 Entrate e uscite della Finanza Pubblica Regionale

I modelli macroeconomici previsionali Regionali rintracciabili in letteratura, raramente teorizzano equazioni comportamentali per le entrate e le uscite pubbliche (Masson, 1988; Cicinelli et al., 2008; Bacchini et al., 2013; Bulligan et al., 2017). Il modello proposto in questa sede, invece, provando ad utilizzare la Banca dati CPT, regione per regione, per 20 anni di seguito, endogenizza certi aspetti delle entrate e delle uscite pubbliche, sulla scia di quanto è già stato provato a fare nel modello econometrico previsionale della Regione Lazio (Beqiraj e Tancioni, 2014).

I dati CPT forniscono informazione su tutte le entrate e le uscite pubbliche differenziandole in 5 categorie (Amministrazione Centrale, Regionale, Comunale, Imprese Pubbliche Locali, Imprese Pubbliche Nazionali). Il modello dividerà in due alcune voci di contabilità pubblica per separare entrate e uscite delle amministrazioni locali dalle entrate e uscite che provengono dal governo centrale di Roma. In questo modo è possibile trattare ogni Regione come un piccolo Stato, con le sue entrate e le sue uscite, considerando invece entrate e uscite da e verso Roma come trasferimenti dall'estero o verso l'estero, ove per "estero" si intende fuori Regione, da e verso Roma. I due principali aggregati delle entrate pubbliche Regionali fornite dai CPT provengono dalle imposte indirette (IRAP) e dirette (addizionale regionale IRPEF). Le componenti residuali (molto piccole in valore assoluto rispetto al totale entrate) saranno aggregate in un'unica voce stimata con una semplice equazione autoregressiva. Sul lato delle uscite, invece, le principali voci sono i consumi (quasi tutti destinati alla sanità) e gli investimenti pubblici. Anche qui le parti residuali di spesa sono raccolte in un'unica voce stimata con una equazione autoregressiva. La differenza tra entrate e uscite dell'Ente Regione costituisce il suo deficit/surplus di bilancio.

Il totale delle entrate pubbliche assorbite dal territorio regionale è composto di due quote: una quota delle entrate è destinata ad uscire dal territorio regionale per confluire a Roma che procederà poi a redistribuirla secondo certi rapporti, esogeni al modello; una seconda quota di entrate pubbliche provenienti dal tessuto economico della Regione, è invece più propriamente una forma di "entrata regionale", perché resta spendibile sul territorio. Questa seconda quota di entrate è definita dalla seguente identità di contabilità nazionale:

$$E_{r,t} = I\_PDZ_{r,t} + I\_RED_{r,t} + E\_AL_{r,t} \quad (7)$$

Ove  $E_{r,t}$ , sono le entrate pubbliche della Regione  $r$  al tempo  $t$ ;  $I\_PDZ$  e  $I\_RED$  sono rispettivamente le imposte regionali sulla produzione (soprattutto IRAP) e le imposte regionali sul reddito (addizionale regionale IRPEF) che restano nel territorio;  $EAL_e$  sono le altre entrate minori;. Il policy maker decide le aliquote fiscali delle imposte regionali sulla produzione e sul reddito, nonché il livello di indebitamento netto della Regione; a livello centrale, invece, il Governo decide i trasferimenti da effettuare a favore di ogni Regione (variabile esogena al modello).

La voce delle uscite pubbliche regionali, invece, dipende dalle spese regionali in settori strategici come quello sanitario, da altri consumi per la fornitura di servizi locali come le scuole, sino al pagamento del costo del debito regionale. Una seconda voce importante di uscita, sono gli investimenti della Regione nel tessuto dell'economia locale. Le spese regionali pertanto sono esprimibili dalla seguente identità di contabilità nazionale:

$$U_{r,t} = G_{r,t} + INVR_{r,t} + U\_ALr,t \quad (8)$$

Ove  $U_{r,t}$  è il valore delle uscite pubbliche della Regione;  $G_{r,t}$  sono i consumi dell'Ente regione nel periodo  $t$ , prevalentemente diretti al sistema sanitario locale e all'erogazione di servizi o sussidi;  $INVR_{r,t}$  sono gli investimenti fissi lordi dell'ente Regione nel proprio territorio mentre  $U\_ALr,t$  sono le altre uscite minori. Poichè nell'equazione delle entrate è già compreso il livello di deficit corrente,  $E_t = U_t$ . Le tre variabili sia delle entrate che delle uscite regionali sono tutte endogenizzate nel modello attraverso opportune equazioni di stima. Il deficit regionale è invece una variabile esogena determinata per differenza tra le Uscite e le Entrate<sup>13</sup>.

Se si aggiungono ai consumi pubblici dell'Ente Regione ( $G_{r,t}$ ) i consumi che lo Stato centrale spende sul territorio regionale, si riottiene al valore della spesa pubblica totale erogata sul territorio, così come indicata nel database di ISTAT; se si aggiunge agli investimenti regionali  $INVR_{r,t}$  quelli compiuti nel territorio da enti pubblici e privati si ottiene il valore complessivo degli investimenti fissi lordi così come indicati dall'ISTAT; se si aggiungono alle imposte indirette regionali  $I\_PDZ_{r,t}$  le altre imposte indirette raccolte dallo stato centrale (come l'IVA), si ottiene il valore delle imposte indirette totali così come fornito dall'ISTAT; infine, se si aggiungono alle imposte dirette regionali  $I\_RED_{r,t}$  le imposte dirette che sono raccolte dallo stato centrale come l'IRPEF, si ottiene il valore complessivo delle imposte dirette così come fornito dalla banca dati ISTAT.

Le equazioni di stima per ciascuna di queste quattro variabili (imposte dirette, indirette, consumi pubblici, investimenti) sono pertanto 8: quattro per il livello della sola amministrazione regionale, e 4 per il solo livello dell'amministrazione centrale.

### 2.3 Lato della Produzione

Dal lato della produzione, le equazioni di contabilità nazionale dell'ISTAT definiscono il PIL come valore aggiunto aggregato dell'economia regionale più le imposte indirette al netto dei contributi ai prodotti (IVA, imposte sui prodotti, imposte sulle importazioni). Il modello di questo report riprende le assunzioni sulla funzione di produzione già adottate dall'ITEM: si assume una funzione di produzione identica per tutte le imprese, stimata da una Cobb-Douglas senza vincoli sui ritorni di scala. Il livello di occupazione, salario e investimento ottimali sono ottenuti dalla massimizzazione della funzione di profitto. La funzione è microfondata ed espressa in termini nominali. Le imprese sono *price taker* e si assume un prezzo identico per i prodotti delle imprese dello stesso settore.

$$AV_{j,t} = P_t \Lambda_{j,t} K_{j,t}^\alpha L_{j,t}^\beta (1 - \tau_{IND,t}) \quad (9)$$

Ove  $AV$  è il valore aggiunto prodotto dall'impresa  $j$  al tempo  $t$ ;  $\Lambda$  è la total factor productivity (TFP);  $P$  è il prezzo dei beni venduti dall'impresa  $j$ ;  $K$  è lo stock di capitale al tempo  $t$  dell'impresa  $j$ ;  $L$  è il numero di lavoratori assunti dall'impresa  $j$  al tempo  $t$ ;  $\tau_{IND}$  è l'aliquota media delle

<sup>13</sup>Il deficit regionale si trova per differenza  $D_{r,t} = I\_PDZ_{r,t} + I\_RED_{r,t} + E\_ALr,t - G_{r,t} - INVR_{r,t} - U\_ALr,t$ .

imposte indirette nette decisa dal governo al tempo  $t$ .

In letteratura si ritiene che la TFP sia contenuta nei residui della regressione di capitale e lavoro sul valore aggiunto, secondo la forma funzionale della Cobb-Douglas (Conti, 2009; Rovigatti et al. 2018). Sui residui di questa regressione bisogna regredire un'altra equazione di stima che dipende da alcune variabili cruciali per la crescita nel tempo della produttività totale dei fattori. In letteratura la TFP dipende prevalentemente dalle innovazioni tecniche prodotte dagli investimenti in ricerca e sviluppo e dalle ore lavorate nell'economia (Pieri, 2018). Con una equazione di stima autoregressiva che tiene conto di queste due variabili è possibile endogenizzare la TFP nel modello introducendo anche qui, come nell'ITEM, una componente di trend (R&D) e una ciclica ( $H$ ) attraverso una relazione logaritmica.

$$\Lambda_{j,t} = Z \cdot R\&D_{j,t}^\eta \cdot H_{j,t}^\sigma \Lambda_{j,t-1} \quad (10)$$

Ove  $R\&D_t$  è lo stock di capitale di conoscenza cumulato e  $H_t$  è lo stock di ore lavorate nella Regione. I risultati ottenuti dalla R&D producono effetti durevoli nel tempo che si accumulano con quelli raggiunti nei periodi successivi, e decadono di un fattore di sconto pari a  $\xi$ . Pertanto, in generale, lo stock di conoscenza nell'economia può essere approssimato così:

$$R\&D_t = \frac{R\&D_{t-1}}{1 + \xi} + Ex_{R\&D,t} \quad (11)$$

Ove  $Ex_{R\&D,t}$  è la spesa corrente in R&D al periodo  $t$ .

La funzione dei profitti lordi secondo la definizione standard dell'IREM è la seguente:

$$\Pi_{j,t} = (P_t \Lambda K_{j,t}^\alpha L_{j,t}^\beta - W_{j,t} L_t - K_{j,t} r_t) \quad (12)$$

Dove  $W_{j,t} L_{j,t}$  è il prodotto del salario per il numero di lavoratori dell'impresa  $j$ ;  $I_{j,t}$  è l'investimento dell'impresa  $j$ ;  $r_t$  è il costo del capitale, esogeno al modello e identico per tutte le imprese; l'equazione è scritta nell'ipotesi semplificativa che tutto il capitale sia preso a prestito e che il prestito venga interamente rinnovato ogni anno così che le imprese debbano solo sostenere il costo del debito. L'equazione dinamica del capitale a sua volta è definita come nell'ITEM:

$$K_{j,t} = K_{j,t-1}(1 - \delta) + I_{j,t} \quad (13)$$

Ove  $\delta$  è il tasso di deprezzamento del capitale. Massimizzando la funzione di profitto dell'equazione (12) rispetto a  $I$  e rispetto a  $L$  si ottiene il livello ottimale di impiegati da assumere e di investimenti da effettuare.

$$\max_I \Pi_{j,t} : K_{j,t}^* = \left( \frac{P_t \alpha \Lambda L_{j,t}^\beta}{r_t} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (14)$$

$$\max_L \Pi_{j,t} : L_{j,t}^* = \left( \frac{P_t (1 - \alpha) \Lambda K_{j,t}^\alpha}{W_{j,t}} \right)^{\frac{1}{\alpha}} \quad (15)$$

Il livello aggregato degli investimenti è la somma degli investimenti di tutte le imprese di tutti i settori. Le imprese sono in numero  $J$ . La domanda aggregata di investimenti è pertanto:

$$I_t^D = \sum_{j=1}^J \left( \left( \frac{P_t \alpha \Lambda L_{j,t}^\beta}{r_t} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} - K_{j,t-1}(1-\delta) \right) \quad (16)$$

La domanda aggregata di lavoro è la somma della domanda di ciascuna impresa è:

$$L_t^D = \sum_{j=1}^J \left( \frac{\beta P_t \Lambda K_{j,t}^\alpha}{W_{j,t}} \right)^{\frac{1}{1-\beta}} \quad (17)$$

Il tasso di interesse non viene endogenizzato perché il modello è riferito all'economia regionale e la Regione non ha alcun modo di controllare il tasso di interesse, in quanto esso è modificabile solo dall'autorità monetaria che è sempre a livello centrale (Roma o Bruxelles). Pertanto si assume che la domanda di investimenti  $I^D$  sia sempre soddisfatta per livelli del tasso di interesse che via via le autorità monetarie extra-regionali fissano.

Il salario di equilibrio si trova come incrocio di domanda e offerta di lavoro. La domanda di lavoro è appena stata determinata dalla equazione (17); l'offerta di lavoro è modellata come nell'ITEM stimando un tasso di partecipazione che coincide con il rapporto tra la forza lavoro  $FL$  del sistema e la popolazione attiva  $AL$  che comprende il numero di persone di età compresa tra i 15 e i 65 anni. Inoltre, si assume che una quota della popolazione attiva  $\phi$  preferisce svolgere un lavoro dipendente (alcuni sono effettivamente impiegati altri non lavorano ma se iniziassero preferirebbero un impiego da lavoro dipendente) mentre la restante quota  $(1-\phi)$  preferisce svolgere un'attività da lavoro autonomo. Il parametro  $\phi$  è costante ed esogeno in questo modello.

Assumendo che ogni professione da lavoro dipendente duri un numero di ore giornaliero pari a  $T_w$  (orario massimo legale della giornata lavorativa), mentre ogni professione da lavoro autonomo duri un numero giornaliero di ore pari a  $T_k$ , la forza lavoro è:

$$FL_t = \phi AL_t \left( \frac{T_w - \ell_w}{T_w} \right) + (1-\phi) AL_t \left( \frac{T_k - \ell_k}{T_k} \right) \quad (18)$$

Se nessun lavoratore dipendente e nessun lavoratore autonomo riducesse il proprio orario di lavoro da quello standard giornaliero, ovvero  $\ell_w = 0$  e  $\ell_k = 0$ , allora la forza lavoro coinciderebbe con la popolazione attiva. L'offerta di lavoro corrisponde al primo addendo dell'equazione (18). Per determinare  $\ell_w$  bisogna risolvere lo stesso problema di ottimizzazione dell'utilità sotto il vincolo di bilancio del consumo minore o uguale al reddito di periodo. Risolvendo il Lagrangiano dell'equazione (3) otteniamo il valore ottimale di  $\ell$  sia per i lavoratori dipendenti sia per gli autonomi.

$$\ell_{w,t}^* = \frac{\theta_w}{\theta_w + \gamma_w} \frac{Y_{w,t}(1-\tau_{w,t})T_{w,t} + CS_{w,t} - PREST_{w,t} + A_{w,t}}{Y_{w,t}(1-\tau_w)} \quad (19)$$

$$\ell_{k,t}^* = \frac{\theta_k}{\theta_k + \gamma_k} \frac{Y_{k,t}(1-\tau_{k,t})T_{k,t} + CS_{k,t} - PREST_{k,t} + A_{k,t}}{Y_{k,t}(1-\tau_k)} \quad (20)$$

Il risultato trovato è coerente con la logica economica, infatti all'aumentare del reddito i soggetti preferiscono diminuire il loro tempo libero ( $\frac{\partial \ell}{\partial W} < 0$  e  $\frac{\partial \ell}{\partial \Pi} < 0$ ); all'aumentare delle imposte i soggetti preferiscono lavorare di meno e avere più tempo libero ( $\frac{\partial \ell}{\partial \tau_w} > 0$  e  $\frac{\partial \ell}{\partial \tau_k} > 0$ );  $\theta$  invece misura la sensibilità di preferenza tempo libero-reddito dei soggetti del sistema economico e il suo aumentare incrementa il tempo libero prestato.

Inserendo  $\ell_w^*$  nel primo addendo dell'equazione (18), si ottiene l'offerta di lavoro aggregata.

$$L_t^S = \sum_{w=1}^{AL} \phi AL_t \left( \frac{\gamma_w T_{w,t} Y_{w,t} (1 - \tau_w) + \theta_w CS_{w,t} - \theta_w PREST_{w,t} + A_{w,t}}{T_{w,t} (\theta_w + \gamma_w) Y_{w,t} (1 - \tau_{w,t})} \right) \quad (21)$$

L'offerta di lavoro autonomo, che coincide col numero di imprese del sistema economico, è di conseguenza:

$$J_t = \sum_{k=1}^{AL} (1 - \phi) AL_t \left( \frac{\gamma_k T_{k,t} Y_{k,t} (1 - \tau_k) + \theta_k CS_{k,t} - \theta_k PREST_{k,t} + A_{k,t}}{T_{k,t} (\theta_k + \gamma_k) Y_{k,t} (1 - \tau_{k,t})} \right) \quad (22)$$

Eguagliando l'equazione (17) della domanda di lavoro da parte delle imprese all'equazione (21) dell'offerta di lavoro (forza lavoro) da parte delle famiglie, ricordando che  $Y_w = W$  si ottiene il livello ottimale dei salari:

$$\sum_{j=1}^J \left( \frac{\beta P_t \Lambda_{j,t} K_{j,t}^\alpha}{W_{j,t}} \right)^{\frac{1}{1-\beta}} = \sum_{w=1}^{AL} \phi AL_t \left( \frac{\gamma_w T_{w,t} W_t (1 - \tau_w) + \theta_w CS_{w,t} - \theta_w PREST_{w,t} + A_{w,t}}{(\theta_w + \gamma_w) W_t (1 - \tau_{w,t}) T_{w,t}} \right) \quad (23)$$

L'equazione non ha una soluzione algebrica tuttavia è possibile stabilire la relazione che lega il salario alle altre variabili:

$$W_t = g \left( \underset{(+)}{K_t}, \underset{(-)}{AL_t}, \underset{(+)}{J_t}, \underset{(+)}{\tau_{w,t}}, \underset{(-)}{CS_t}, \underset{(+)}{PREST_t}, \underset{(-)}{T}, \underset{(-)}{A_t} \right) \quad (24)$$

Ove, il salario è dato da  $g(\cdot)$ , una funzione che, rispettivamente: se aumenta il valore del capitale  $K_t$  investito nelle imprese aumenta anche il salario dei lavoratori perché è richiesta maggiore manodopera da mettere alle macchine e quindi un aumento di domanda a parità di offerta smuove in lato i salari; se la popolazione attiva  $AL_t$  cresce (è conseguenza di un generale aumento della popolazione), a parità di altre condizioni, il salario diminuisce perché ci sarebbe un'eccesso di offerta di lavoro rispetto alla domanda; se il numero di imprese  $J_t$  aumenta, aumenta anche la domanda di lavoro e quindi devono aumentare le retribuzioni per ottenere un aumento di offerta di lavoro; se le imposte sul reddito da lavoro  $\tau_{w,t}$  aumentano, questo scoraggia i lavoratori che quindi avranno bisogno di un salario più alto per offrire la loro manodopera sul mercato; se aumentano i contributi sociali dovuti  $CS_t$  si riduce il salario come conseguenza dell'aumentato costo del lavoro che in parte le imprese cercano di scaricare sui salari (riducendoli); se le prestazioni sociali ricevute  $PREST_t$  aumentano, i salari aumentano come conseguenza del migliorato potere contrattuale; se la giornata lavorativa legale  $T_w$  viene aumentata questo conduce a un ragionevole aumento delle retribuzioni.

Infine, anche la popolazione è endogenizzata nel modello ed è utile per determinare la forza lavoro attiva  $AL$ : essa dipende, in accordo al modello BeTa Regional del Lazio (Beqiraj e Tancioni, 2014), dal tasso di sopravvivenza ( $sr$ ), dal tasso di fertilità ( $fr$ ) e dall'immigrazione netta ( $NM$ ).

$$N_t = sr_t N_{t-1} + fr_t N_{t-1} + NM_t \quad (25)$$

Il tasso di sopravvivenza dipende dall'aspettativa di vita alla nascita, il tasso di fertilità dal PIL pro-capite, dall'aspettativa di vita alla nascita e dal tasso di immigrazione netta, mentre l'immigrazione netta dipende dalla crescita del PIL e dal tasso di disoccupazione della Regione, entrambi fattori attrattivi da altre regioni o nazioni.

## 2.4 Chiusura del modello

Il modello teorico base spiega 8 variabili endogene e quindi è risolvibile con altrettante equazioni. L'ottava equazione che chiude il modello è quella che determina il prezzo di equilibrio per eguagliare domanda e offerta. Le otto equazioni del sistema sono le seguenti:

- 
- 1)  $L_t = \sum_{i=1}^{AL} \phi AL_t \left( \frac{\gamma_i T_{i,w,t} Y_{i,w,t} (1-\tau_w) + \theta_i CS_{i,w,t} - \theta_i PREST_{i,w,t}}{T_{i,w,t} (\theta_i + \gamma_i) Y_{i,w,t} (1-\tau_w,t)} \right)$
  - 2)  $I_t = \sum_{i=1}^J \left( \left( \frac{P_t \alpha \Lambda L_{i,t}^\beta}{r_t} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} - K_{i,t-1} (1-\delta) \right)$
  - 3)  $AV_t = J_t P_t \Lambda K_t^\alpha L_t^\beta (1 - \tau_{IND})$
  - 4)  $C_t = \sum_{i=1}^N \frac{\bar{E}(Y_i^d)}{Y_i^d \theta_i + \bar{E}(Y_i^d)} \left( Y_{i,t} (1 - \tau_{i,t}) T_{i,t} - CS_{i,t} + PREST_{i,t} \right)$
  - 5)  $J_t = \sum_{i=1}^{AL} (1 - \phi) AL_t \left( \frac{\gamma_i T_{k,t} Y_{k,t} (1-\tau_k) + \theta_i CS_{k,t} - \theta_i PREST_{k,t}}{T_{k,t} (\theta_i + \gamma_i) Y_{k,t} (1-\tau_{k,t})} \right)$
  - 6)  $\Pi_{i,t} = (P_t \Lambda K_{i,t}^\alpha L_{i,t}^\beta - W_t L_t - K_{i,t} r_t)$
  - 7)  $\sum_{i=1}^J \left( \frac{\beta P_t \Lambda K_{i,t}^\alpha}{W_t} \right)^{\frac{1}{1-\beta}} = \sum_{i=1}^{AL} \phi AL_t \left( \frac{\gamma_i T_{w,t} W_t (1-\tau_w) + \theta_i CS_{w,t} - \theta_i PREST_{w,t}}{(\theta_i + \gamma_i) W_t (1-\tau_w,t) T_{w,t}} \right)$
  - 8)  $C + G + I + X - M + Sc = AV + INDN$

Le variabili endogene sono: il numero di lavoratori dipendenti, gli investimenti, il valore aggiunto prodotto, il consumo aggregato, il numero di lavoratori indipendenti, i profitti, il salario di equilibrio e la definizione di contabilità nazionale fondamentale. Naturalmente, il modello econometrico contiene più equazioni di stima perché spiega molte più variabili intermedie per giungere agli aggregati qui illustrati. Ad esempio, ciascun addendo che definisce le identità di contabilità pubblica regionale delle equazioni (7) e (8) è stimato con una propria equazione di stima; la popolazione è stimata nel suo complesso ma anche disaggregata per tre fasce d'età (0-15/15-65/65+); la disoccupazione ha una sua propria equazione di stima che insieme a quelle del numero di lavoratori autonomi e dipendenti dà la forza lavoro; le variabili di ricchezza finanziaria sono endogeneizzate da altre tre equazioni di stima; infine, anche le imposte, le prestazioni sociali e i contributi sociali sono endogeneizzate da apposite equazioni di stima.

---

## 3 La costruzione del database: i dati ISTAT e CPT

### 3.1 La struttura del dataset

Il dataset di riferimento su cui si sono stimate le equazioni comportamentali del modello è stato costruito appositamente. Si tratta di un panel database che osserva ciascuna variabile dal 2000 al 2020 ( $T=21$ ) per le 20 ( $N=20$ ) Regioni in cui è suddiviso il territorio amministrativo italiano. Si è scelto di utilizzare un largo panel database anche se il report nasce da una iniziativa ligure per aumentare il campione di osservazioni e migliorare i risultati statistici delle stime. In versioni future di questo lavoro, ciascuna Regione potrà aggiungere delle equazioni comportamentali specifiche del proprio territorio che tengano conto delle peculiarità dell'economia locale. Il modello che si va a costruire rappresenta però un quadro di riferimento generale, nonché un comodo punto di partenza comune a tutte le Regioni che potrà successivamente essere sviluppato da ciascuna amministrazione con riferimento alle specifiche della propria economia locale.

Per rendere i dati i più omogenei si è cercato di raccogliarli dalle stesse fonti. La gran parte delle variabili provengono dalle statistiche regionali prodotte dall'ISTAT o dall'EUROSTAT (che recupera i dati da ISTAT); si sono confrontati anche i dati di Prometeia messi a disposizione dalla Regione Liguria per questo studio appurando che i valori storici sono tutti dedotti integralmente da ISTAT. Solo i dati sulla ricchezza finanziaria delle famiglie, che ISTAT non produce, sono stati raccolti da Banca d'Italia. Infine, siccome questo report è partito da una iniziativa non solo della Regione Liguria ma anche dalla banca dati CPT, al database sinora illustrato, si sono aggiunte alcune variabili di contabilità pubblica regionale provenienti dalla banca dati CPT. Siccome i dati CPT sono raccolti per cassa mentre quelli ISTAT e Banca d'Italia per competenza, è necessario trattare i primi per tentare di omogeneizzarli ai secondi, come vedremo nei successivi paragrafi di questo capitolo. Infine, alcune variabili esogene al modello (come il tasso di cambio euro/dollaro o l'indice di borsa italiano e americano) sono state prese da Tradingeconomics.

Il database contiene 96 variabili, alcune delle quali non sono state utilizzate per le regressioni di stima delle equazioni comportamentali ma che sono state lasciate nel database per la comodità di chi volesse produrre versioni successive di questo modello. Ogni variabile del dataset ha 420 osservazioni ad eccezione di tre: la ricchezza finanziaria, le passività finanziarie e la ricchezza non finanziaria delle famiglie concludono la loro ultima osservazione nel 2019. Anche tutte le variabili CPT utilizzate nel modello si fermano al 2019; mano a mano che la Centrale dati CPT aggiorna i suoi dati, si potranno facilmente aggiungere al dataset di questo report. Una volta costruito il dataset si procederà alla stima delle equazioni comportamentali (Appendice 1) e alla loro successiva messa a sistema allo scopo di replicare le interazioni reali che esistono tra le macrovariabili economiche. Si sono impostati due sistemi di equazioni separati che corrispondono a due modelli diversi: il modello con gli aggregati macroeconomici prodotti coi soli dati ISTAT e Banca d'Italia, e un modello in cui vengono integrati questi stessi dati con i CPT. I dati CPT vengono utilizzati per decomporre la spesa pubblica, gli investimenti pubblici, le entrate dirette, indirette, e le altre componenti residuali delle entrate e delle uscite dell'amministrazione regionale. In questo modo è possibile trattare la singola regione come se fosse un micro-stato, con le sue entrate e le sue uscite, mentre le spese pubbliche centrali sono trattate come trasferimenti netti dall'"estero" (Roma).

Il modello senza CPT conta 32 equazioni comportamentali endogene e 10 equazioni definitorie; il modello con i dati CPT conteggia 36 equazioni comportamentali endogene e 17 equazioni definitorie. Le equazioni stimate sono state inserite all'interno di un linguaggio di programmazione costruito appositamente, su software R. Attraverso il metodo numerico, con iterazioni reiterate, si

è potuto risolvere questo sistema di equazioni non lineari, anno per anno, regione per regione.

### 3.2 Statistiche generali dei CPT

I dati raccolti dai Conti Pubblici Territoriali (CPT) costituiscono un largo Panel database che ricomprende al suo interno numerose variabili di contabilità pubblica per le 20 regioni italiane a partire dall'anno 2000. Il panel della banca dati CPT è pertanto perfettamente compatibile con il panel di dati costruito sugli altri dati ISTAT. I dati CPT sono facilmente confrontabili da regione e regione perché sono stati raccolti con lo stesso criterio in accordo tra tutte le regioni e per gli anni più vecchi dove non esisteva ancora una regola uniforme di raccolta, gli uffici statistici regionali hanno armonizzato i loro dati tra di loro. Il grosso limite nell'utilizzo dei dati CPT è che essi sono raccolti per cassa e non per competenza. In generale, gli uffici statistici come l'ISTAT o l'Eurostat, raccolgono i dati per competenza.

Rendere i dati CPT utilizzabili a fianco degli altri dati comunemente raccolti dagli uffici statistici europei permetterebbe di migliorare i modelli macroeconomici regionali perché diverrebbe possibile descrivere il settore pubblico con un molto più dettaglio, sfruttando la ricchezza dei dati CPT. In generale però, prima ancora di applicare qualche trasformazione, i dati CPT macro (ossia che mettono insieme i tre livelli di Amministrazione Centrale, Regionale e Comunale) sembrano seguire comunque, con una certa precisione, l'andamento delle medesime variabili calcolate per competenza dall'ISTAT.

Figura 1: Consumi pubblici, 2000-2020, CPT - ISTAT

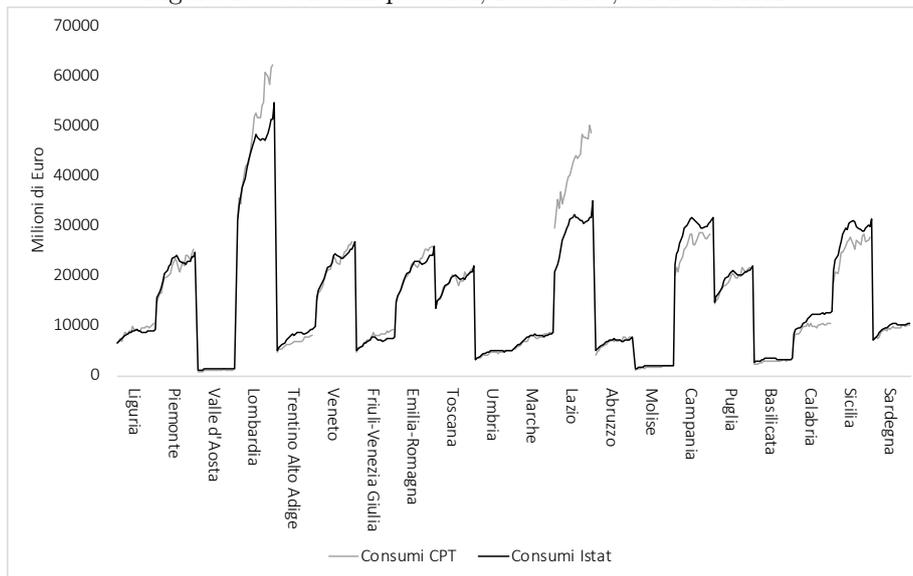


Figura 2: Investimenti Pubblici, 2000-2020, CPT - ISTAT

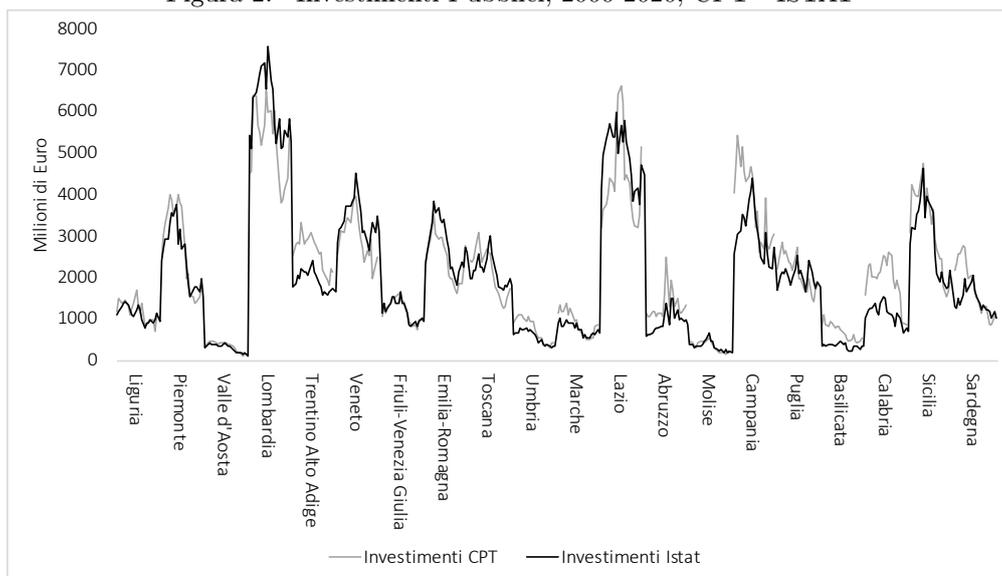


Figura 3: Imposte Dirette, 2000-2020, CPT - ISTAT

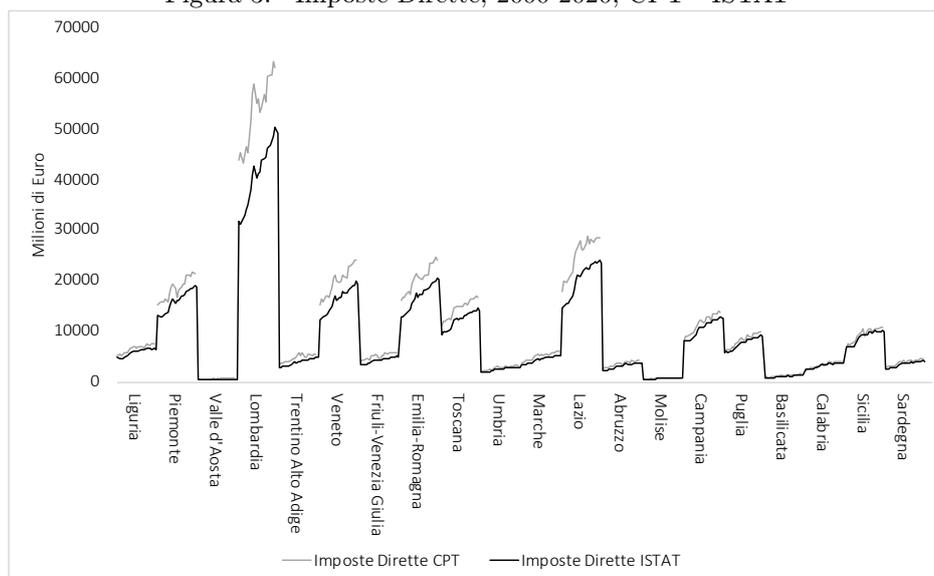
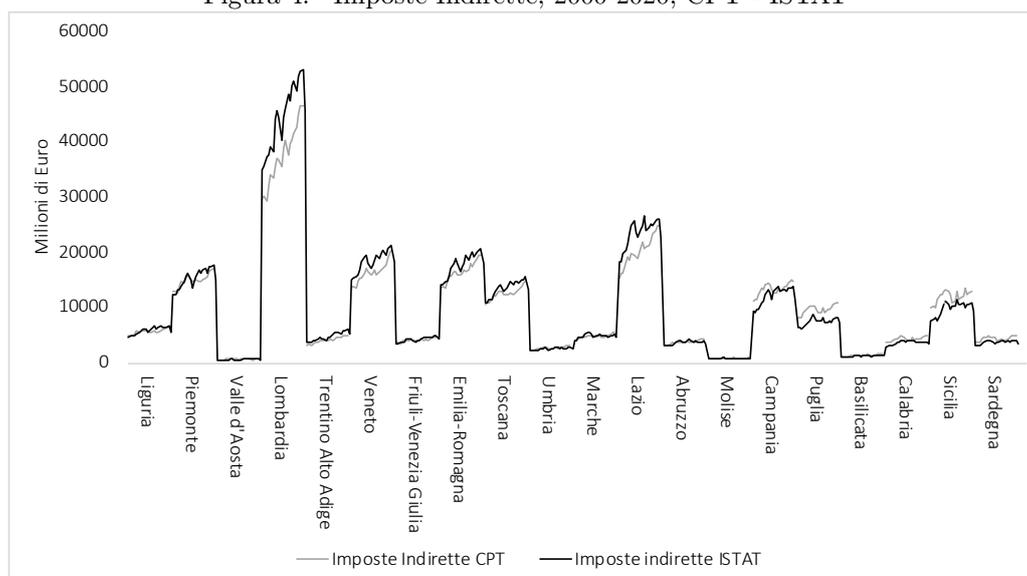


Figura 4: Imposte Indirette, 2000-2020, CPT - ISTAT



Come si osserva nelle figure 1-4, i dati CPT per le quattro variabili macroeconomiche dell'intervento pubblico, pur essendo dati per cassa, replicano in maniera abbastanza fedele i dati sulle medesime variabili calcolate dall'ISTAT per competenza. Qualche eccezione si osserva ad esempio nel caso dei consumi pubblici del Lazio e della Lombardia che appaiono molto più alti rispetto ai rispettivi valori di competenza; lo stesso dicasi per le imposte dirette.

Il modello illustrato in questo report utilizza i dati derivati da ISTAT, Eurostat e Banca d'Italia che sono tutti per competenza economica. Pertanto si dovrà trovare un modo per integrare i dati CPT nel nostro modello in modo da renderli più coerenti coi dati per competenza. Per farlo si rende necessario trasformare i valori per cassa in valori per competenza. In assenza di informazioni a riguardo dei valori effettivi di competenza bisognerà trovare una proxy sufficientemente buona sul piano statistico. L'intuizione alla base della proxy che utilizzeremo parte da una semplice considerazione di base sui valori per cassa: se si confronta l'andamento nel tempo di alcune variabili CPT con le medesime variabili raccolte ad esempio da ISTAT, si nota una volatilità maggiore nelle prime. Molte volte accade che ci siano dei veri e propri salti della variabile CPT che la portano a più che raddoppiare o più che dimezzare il proprio valore da un anno all'altro.

Questo costituisce un grosso limite alle stime econometriche ma è anche il riflesso della tipologia del dato raccolto. Proprio perché i dati sono raccolti per cassa, si intuisce che a volte si possa registrare un "eccesso" di entrate dovuto ad esempio ad un pagamento anticipato delle imposte; viceversa, altre volte, è possibile registrare un "difetto" di entrate dovuto alla posticipazione del pagamento di certe imposte. Lo stesso dicasi per le uscite di cassa. Un secondo fenomeno osservabile è che la volatilità dei dati CPT cambia sensibilmente se passiamo dai macro aggregati alle singole "Amministrazioni" che li compongono. Questo è un ulteriore limite perché i macrodati, che sono statisticamente i migliori e più confrontabili con i valori per competenza (Fig.1-4), riguardano variabili che gli uffici statistici di norma già producono e quindi i CPT non aggiungerebbero molto a ciò che già esiste in altre banche dati. La vera ricchezza della banca dati CPT è invece costituita dai microdati, ovvero le singole voci di spesa e di entrata, identificabili separatamente in "amministrazione Centrale", "Amministrazione Regionale" e "amministrazione Comunale" che

insieme contribuiscono a formare le macrovoci. Questi microdati però hanno una variabilità molto superiore e quindi è ancora più problematico trattarli, dal punto di vista statistico.

Figura 5: Imposte Dirette, 2000-2020, CPT - ISTAT

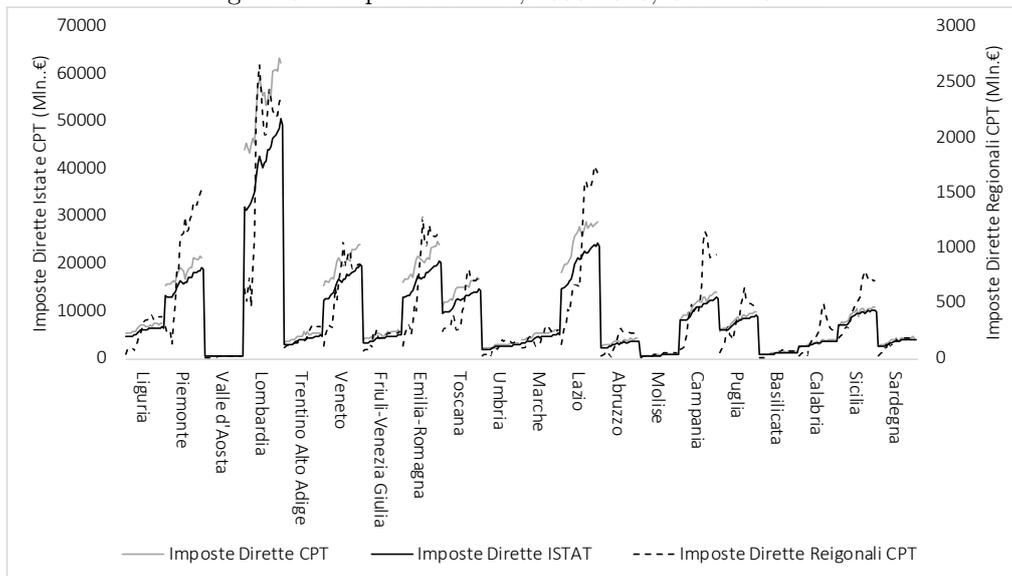


Figura 6: Imposte Indirette, 2000-2020, CPT - ISTAT

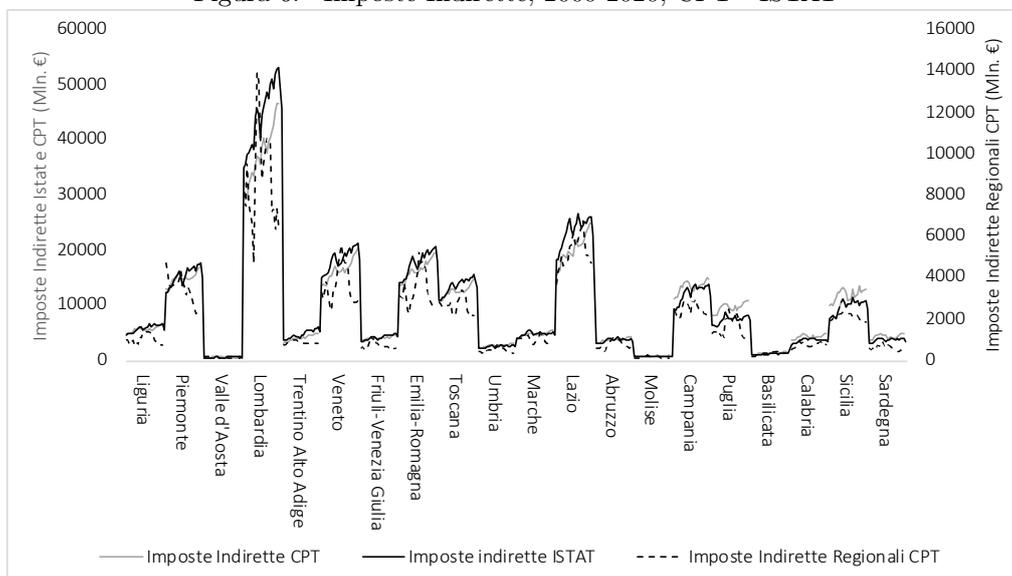


Figura 7: Investimenti, 2000-2020, CPT - ISTAT

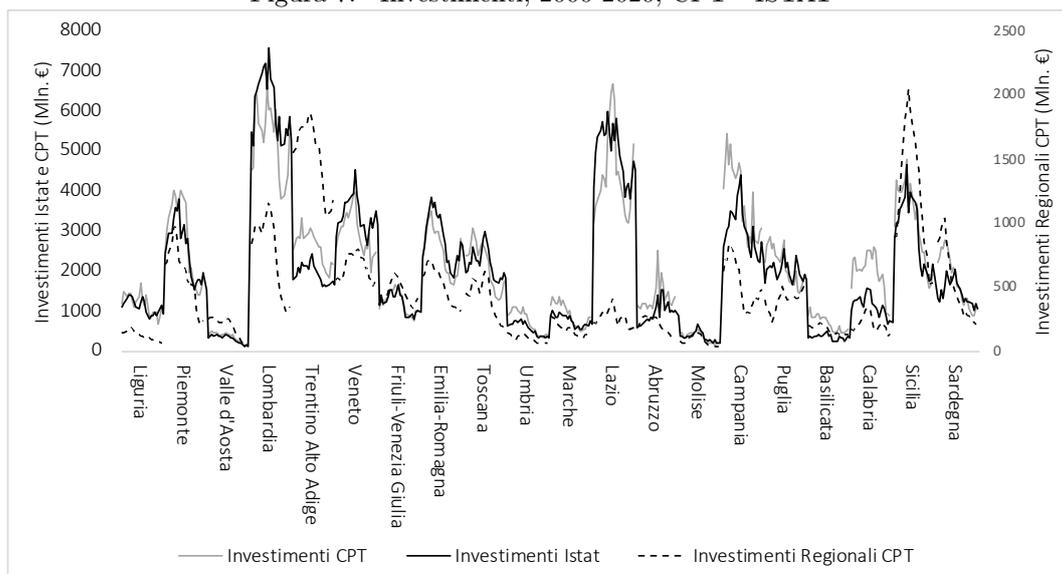


Figura 8: Consumi, 2000-2020, CPT - ISTAT

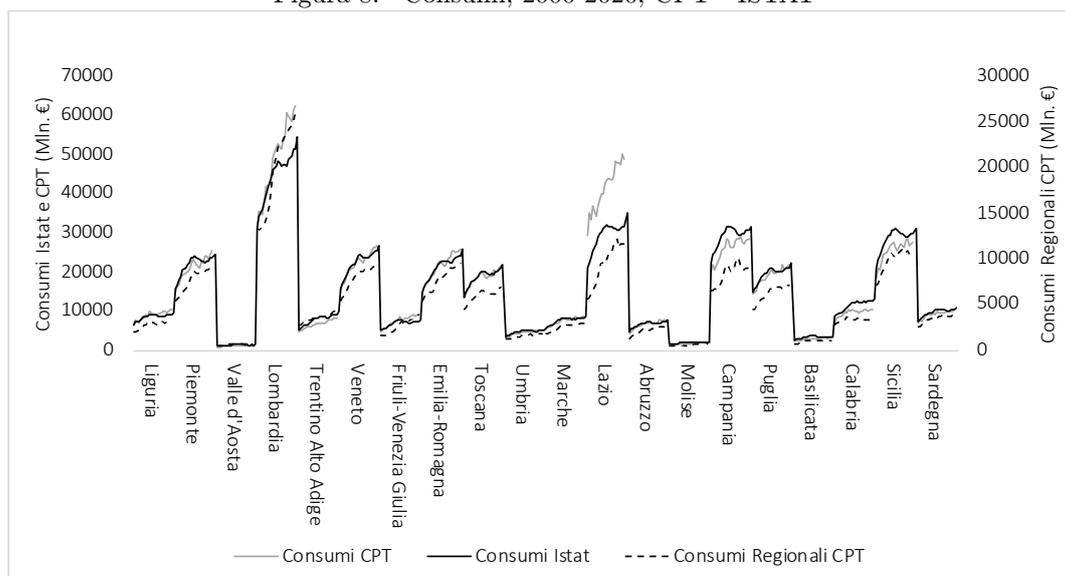


Tabella 2: Coefficiente di Variazione ( $\sigma$ ) tra Aggregato Totale (AT) e Amministrazione Regionale (AR) CPT (400 osservazioni)

$\sigma$	AT	AR
Imposte Dirette	1,1136	1,2499
Imposte Indirette	0,9487	1,1898
Investimenti	0,6858	0,9213
Consumi	0,8445	0,8728

Dalle figure 5-8 si nota visibilmente, sull'asse secondario, quanto maggiormente volatili siano i

medesimi dati presi a livello di Amministrazione Regionale. Nella tabella (2) invece troviamo raccolti i valori del coefficiente di variazione confrontato tra amministrazione regionale e l'aggregato totale. Il coefficiente di variazione, è il rapporto tra lo scarto quadratico medio e la media aritmetica della variabile osservata. Esso permette di confrontare il grado di volatilità attorno alla propria media di variabili con medie anche molto diverse, come nel nostro caso. Come si vede nella tabella 1 la volatilità relativa delle variabili CPT raccolte a livello macro è sempre minore rispetto alle medesime variabili raccolte a livello della singola amministrazione regionale, escludendo cioè l'amministrazione centrale e quelle comunali.

### 3.3 Un Filtro proposto sui dati CPT

Se fosse possibile trasformare con esattezza gli stessi dati raccolti per cassa in dati per competenza, ci dovremmo aspettare una consistente riduzione della volatilità dei dati pur nel rispetto di un medesimo trend generale. Da qui è derivata l'intuizione di questo studio, di applicare un filtro molto semplice che operasse questa sorta di "livellamento" degli "eccessi". L'assunzione per trovare una buona proxy dei dati per competenza è quella di sostituire ogni osservazione CPT con una media mobile su tre valori che va dal dato CPT dell'anno precedente a quello successivo. Si tratta dunque di una media costruita su tre osservazioni consecutive. Questo filtro permette di aggiustare i dati proprio per quegli eccessi di entrate o di uscite dovute, come detto in precedenza, a imposte anticipate o posticipate, o a pagamenti delle amministrazioni pubbliche liquidati in via anticipata o posticipata rispetto al periodo di competenza.

Per verificare sul piano statistico che le variabili CPT trovate dopo l'applicazione di questo filtro siano corrette, dovremmo verificare per ciascuna di esse un elevato grado di correlazione ( $> 0.90$ ) con i valori corrispondenti alla medesima variabile raccolta per competenza.

**Tabella 3: Statistiche descrittive - Imposte Indirette**

Statistica	CPT	ISTAT	Filtro
Media	12303	9921	12348
Mediana	6618	5508	7334
Minimo	624	424	647
Massimo	58183	53801	57032
Dev. Std.	11671	10404	11504
Coeff. di variazione	0,9487	1,0487	0,9316
Asimmetria	1,7602	2,0425	1,7652
Curtosi	3,6010	4,6697	3,5968
5% perc.	883	639	890
95% perc.	36624	34592	39104
Range interquartile	13654	10620	13118
Correlazione con T	0,9885	0,9849	1

Statistiche costruite su 400 Osservazioni.

**Tabella 4: Statistiche descrittive - Imposte Dirette**

<b>Statistica</b>	<b>CPT</b>	<b>ISTAT</b>	<b>Filtro</b>
Media	12087	9067	12093
Mediana	6450	4901	6461
Minimo	419	369	446
Massimo	69426	49968	68834
Dev. Std.	13460	9512	13450
Coeff. di variazione	1,1136	1,0491	1,1122
Asimmetria	2,2032	2,0474	2,1960
Curtosi	5,3744	4,7636	5,3191
5% perc.	683	506	694
95% perc.	44908	30901	45968
Range interquartile	13695	10176	13834
Correlazione con T	0,9995	0,9982	1

Statistiche costruite su 400 Osservazioni.

**Tabella 5: Statistiche descrittive - Consumi Regione**

<b>Statistica</b>	<b>CPT</b>	<b>ISTAT</b>	<b>Filtro</b>
Media	15482	15163	15532
Mediana	9826	10291	10013
Minimo	715	942	741
Massimo	62361	53184	61982
Dev. Std.	13074	11510	12840
Coeff. di variazione	0,8445	0,7591	0,8267
Asimmetria	1,2959	0,8997	1,3104
Curtosi	1,4870	0,3055	1,6108
5% perc.	1200	1416	1182
95% perc.	44056	33903	43946
Range interquartile	16380	16284	15942
Correlazione con T	0,9888	0,9599	1

Statistiche costruite su 400 Osservazioni.

**Tabella 6: Statistiche descrittive - Investimenti Regione**

<b>Statistica</b>	<b>CPT</b>	<b>ISTAT</b>	<b>Filtro</b>
Media	2112	2020	2114
Mediana	1834	1664	1825
Minimo	101	119	7577
Massimo	6650	7577	6447
Dev. Std.	1448	1593	1409
Coeff. di variazione	0,6858	0,7887	0,6669
Asimmetria	0,8756	1,1890	0,8362
Curtosi	0,3035	0,9877	0,1895
5% perc.	362	307	370
95% perc.	5137	5445	4929
Range interquartile	1954	2040	1910
Correlazione con T	0,9851	0,9360	1

Statistiche costruite su 400 Osservazioni.

Dalle tabelle 3-6 di tavole di statistiche descrittive generali sui dati, si possono ricavare tre informazioni. La prima è che le variabili CPT a livello macro possono di per sé stesse essere utilizzate come una proxy delle medesime variabili calcolate per competenza dall'ISTAT. La loro correlazione infatti è sempre tra il 98-99%. Tuttavia, come abbiamo già osservato, l'eccesso di volatilità delle variabili CPT richiede una filtro delle stesse. La seconda informazione che emerge da queste tabelle è che anche la variabile ottenuta applicando il filtro proposto può essere utilizzata come proxy sia

del dato CPT che del dato ISTAT; anche in questo caso la correlazione è compresa tra il 98-99%. Infine, come ci si aspettava, il coefficiente di variazione delle variabili filtrate è sempre inferiore rispetto al dato CPT.

Solo per alcune variabili a livello macro (che mettono dunque insieme amministrazione centrale, regionale, comunale) esistono dei corrispettivi valori prodotti da ISTAT (quindi per competenza) a livello regionale. Ad esempio, si può confrontare la variabile dei consumi pubblici regionali totali CPT con quella prodotta da ISTAT; tuttavia, se si volesse confrontare i consumi regionali della sola "Amministrazione Regionale" offerta dai dati CPT, mancherebbe il corrispettivo ISTAT perché l'istituto italiano di statistica non produce dati regionali così fini. Si deve allora introdurre una seconda assunzione: se la proxy trovata con la media mobile su tre valori risulta essere una buona approssimazione per le variabili a livello macro, si assume che le proxy costruite per le medesime variabili, questa volta a livello di singola "Amministrazione", siano anch'esse corrette.

Applicando questo filtro sulle variabili dell'"Amministrazione Regionale" si possono ricavare i valori delle imposte dirette, indirette, dei consumi, degli investimenti e del deficit della sola Regione, trattandola, sul piano teorico, come uno singolo micro-Stato. Come è possibile vedere nelle statistiche seguenti, l'applicazione della media mobile a tre valori sulle variabili CPT a livello di "amministrazione regionale" ha sensibilmente ridotto il coefficiente di variazione delle variabili oggetto di interesse per il nostro modello, migliorando anche i modelli di stima costruibili su di esse.

**Tabella 7: Confronto  $\sigma$  tra dati CPT-AR e CPT-F**

$\sigma$	AR	F
Imposte Dirette	1,1136	1,1122
Imposte Indirette	0,9487	0,9316
Investimenti	0,6858	0,6669
Consumi	0,8445	0,8267

$\sigma$ : Coefficiente di Variazione;

AR: i dati CPT a livello di Aggregato Regionale;

T: i dati CPT dopo il filtro.

Dopo aver applicato questa trasformazione ai dati CPT a livello di "amministrazione regionale", abbiamo ottenuto andamenti più lineari, compatibili con i valori di competenza approssimati. Si prendano in considerazione a titolo esemplificativo i grafici di Appendice 2 che mostrano per singola regione il risultato della trasformazione.

---

## 4 Stima econometrica delle equazioni del modello

### 4.1 Caratteristiche generali

L'obiettivo di questo lavoro è stato ottenere un modello empirico statisticamente adeguato che soddisfi le assunzioni del Classical Linear Regression Model (CLRM), ovvero che sia parsimonioso<sup>14</sup>, che rispetti le interpretazioni teoriche standard, che tutti i segni dei coefficienti stimati siano "corretti" e tutte le dimensioni dei coefficienti stimati siano "corrette". Un approccio comune alla costruzione di un siffatto modello è la metodologia general-to-specific (GETS) associata a Saragan e Hendry (Hendry e Doornik, 1994; Brooks, 2008). Partendo dal complesso modello dell'ITEM per l'economia nazionale, si è andato semplificandolo progressivamente (laddove statisticamente possibile) sostituendo alcune equazioni, modificando alcuni regressori e aggiungendo alcune equazioni comportamentali assenti nell'ITEM e specifiche per l'utilizzo del dato CPT. Il General Unrestricted Model (GUM) di partenza conteneva anche 4 lag e progressivamente si sono eliminati quelli che risultavano statisticamente non significativi oppure che non miglioravano significativamente il criterio di Akaike<sup>15</sup>. Studi di simulazione hanno mostrato che questa sembra essere una struttura dinamica appropriata dalla quale partire per catturare le proprietà dinamiche del modello (Mazzoli, 1998). Per la chiarezza dell'esposizione, in appendice 2, elenchiamo solo le equazioni di stima finali, così per come sono emerse dal processo di stima GETS.

Le equazioni del modello sono state stimate su un largo database di tipo Panel che considera le 20 le regioni italiane per gli anni che vanno dal 2000 al 2020, estremi compresi, per un totale di 420 osservazioni ( $20 \times 21$ ) per ciascuna variabile. Per tutte le equazioni si è utilizzato il metodo di stima a effetti fissi regionali che cattura da un lato le relazioni generali che valgono per tutte le regioni (raccolte dai regressori di stima), dall'altro le caratteristiche tipiche del sistema economico della singola regione (che, nella stessa equazione di stima, confluiscono in una costante di regressione diversa per ogni Regione). Attraverso l'Hausmann Test su ciascuna equazione stimata si è testato che il metodo di stima Fixed effects, per i dati raccolti in questo studio, è più appropriato del metodo Random Effects.

Il modello stima 36 equazioni comportamentali quando introduce i dati CPT e 32 equazioni comportamentali senza dati CPT. Le 4 equazioni di differenza riguardano le 4 variabili di intervento pubblico (consumi pubblici, investimenti pubblici, imposte dirette e imposte indirette) che nel caso del modello con dati CPT vengono suddivise in due gruppi di equazioni di stima differenti: 4 equazioni per le variabili di intervento pubblico centrale (Roma) e 4 equazioni per le variabili di intervento pubblico solo regionale<sup>16</sup>. Le equazioni definitorie, che ricalcano fedelmente le identità di contabilità nazionale ISTAT sono 10 nel modello senza CPT e 17 in quello che utilizza i dati CPT. Le 7 equazioni di differenza si distribuiscono in questo modo: 4 equazioni sono la somma delle variabili di intervento pubblico centrale (Roma) con quelle di intervento pubblico locale che danno luogo alle variabili di intervento pubblico totali; una equazione è la somma delle voci di entrate pubbliche della Regione (imposte dirette, indirette, altre) mentre una seconda equazione è la somma delle spese pubbliche della Regione (consumi, investimento, altre); un'ultima equazione misura il deficit di bilancio regionale ed è la differenza tra totale spese e totale entrate regionali.

---

<sup>14</sup>Utilizzi un numero di regressori sufficiente ad catturare i principali driver della variabile dipendente ma non siano eccessivi, consumando inutilmente gradi di libertà col rischio di essere ridondanti.

<sup>15</sup>Il criterio di Akaike dà un numero che deve essere confrontato con quello che si ottiene cambiando i regressori per la stima di una medesima variabile indipendente. A seconda del valore assunto dal criterio di Akaike si può stabilire l'equazione di stima migliore tra un gruppo di equazioni stimate.

<sup>16</sup>In tutto vengono quindi stimate 40 equazioni comportamentali:  $28 + 4$  (centrali e regionali assieme) per il modello senza dati CPT;  $28 + 4$  (centrali) +  $4$  (regionali) per il modello con i dati CPT.

Quasi tutte le variabili endogene sono state stimate in termini logaritmici seguendo l'approccio del modello ITEM che farà da principale punto di riferimento anche per la scelta dei regressori nelle stime econometriche delle singole equazioni. Per ciascuna equazione stimata si riportano, sotto i risultati, alcune statistiche descrittive. Si parte dalla media e dallo scarto quadratico medio della variabile dipendente che danno indicazioni minime sulla variabile oggetto di stima; maggiore è lo scarto quadratico medio maggiore è la difficoltà intrinseca a ottenere stime precise. Si indica inoltre, per ogni variabile stimata, la somma dei residui al quadrato e l'indice di  $R^2$ ; la prima statistica è un indicatore assoluto di precisione del modello; tanto più è vicino allo zero tanto più precisa è la stima. L'indice di  $R^2$  invece è una misura relativa di precisione dell'equazione stimata, compreso tra 0 (assenza di spiegazione della variabilità di  $y$ ) e 1 (replicazione perfetta della variabilità di  $y$ ). Si dà anche indicazione dell' $R^2$  intra-gruppi che misura quanto bene i regressori tengono conto dei cambiamenti nella variabile dipendente all'interno di ciascuna regione nel tempo. Sempre come misura di bontà di stima si offre il valore dell'errore standard (E.S.) della regressione che rappresenta lo scostamento medio dei valori stimati da quelli osservati; tanto è minore tanto migliore è la stima. Inoltre, si dà indicazione del valore della funzione di verosomiglianza (Log-likelihood) nel suo punto dove è stata massimizzata attraverso l'identificazione dei parametri stimati. In aggiunta, sono forniti i criteri di Akaike, Hannan-Quinn e Schwarz che possono venire utili a futuri ricercatori che volessero implementare alcune modifiche alle equazioni di stima proposto. Il confronto di questi tre criteri tra due equazioni diverse stimate, permette di stabilire quale delle due è più precisa. Tra due modelli a confronto, quello con i valori più vicini allo zero (per ciascuno dei tre criteri) è quello migliore. Infine, si fornisce il valore del test di Durbin-Watson che testa eventuali problemi di correlazione seriale tra i residui della regressione. Per valori compresi tra 1,5 e 2,5, generalmente, si considera assenza di correlazione seriale. Infine, per le dummy temporali, si sono condotte stime di regressioni in serie per determinare, equazione per equazione, quale combinazione di dummy temporali fosse statisticamente significativa, risparmiando notevoli gradi di libertà<sup>17</sup>.

Per ciascuna equazione di stima si ha avuto cura di controllare per la Normalità della distribuzione dei residui, allo scopo di validare le statistiche costruite sui regressori stimati. I test statistici che indicano la significatività dei regressori sono costruiti sull'ipotesi sottostante di distribuzione Normale dei residui; qualora essa non fosse rispettata, le indicazioni di significatività dei test sarebbero prive di validità e quindi non si potrebbe stabilire se i regressori utilizzati nella stima sono corretti. Per ciascuna equazione stimata, inoltre, è presentata una matrice diagonale superiore di correlazione dei regressori tra loro (per controllare eventuali problemi di multicollinearità che si manifestano per valori superiori a  $\pm 0.8$ ) e di correlazione della variabile dipendente con i regressori (anche se alta, non costituisce problemi) e con i residui. E' indicata anche la correlazione dei regressori con i residui; se elevata, è indice di un problema di endogeneità (ogni equazione stimata è stata controllata affinché non ci siano problemi di endogeneità), ovvero di probabile misspecificazione (mancano uno o più regressori che catturerebbero la residua variabilità della variabile dipendente che altrimenti confluisce nel termine d'errore) del modello.

## 4.2 PIL: lato dei Redditi

L'equazione di contabilità nazionale del PIL dal lato dei redditi è:

$$PIL \equiv W + RLG + I\_IND \quad (26)$$

<sup>17</sup>Un approccio comune, adottato anche dall'ITEM, introduce dummy temporali per tutti gli anni della time series per tutte le equazioni di stima, introducendo così numerosissime dummy statisticamente non significative che possono distorcere i risultati di stima del modello e che sono poco parsimoniosi. Il modello qui presentato invece introduce solo le combinazioni di dummy temporali che risultano effettivamente significative, attribuendo a ciascuna equazione di stima le proprie dummy temporali (se necessarie).

Ove  $W$  è il monte salari;  $RLG$  il reddito lordo di gestione e  $I\_IND$  le imposte indirette nette. L'equazione del monte salari regionale dipende, naturalmente, dal numero di lavoratori dipendenti impiegati, dal numero di ore lavorate e dall'assorbimento (consumi, investimenti e spesa pubblica). Si è aggiunto il saldo migratorio regionale che conteggia l'effetto delle migrazioni sui salari. L'equazione, come ogni altra nel modello, è espressa in termini logaritmici seguendo l'esempio dell'ITEM model che costituisce il principale riferimento teorico del nostro modello. Il Lag ottimale dell'equazione dei salari, ma più in generale delle altre equazioni del modello, è quasi sempre 1, così come per l'ITEM model ma così come suggerito, anche, dall'Akaike's Information Criterion (AIC). Attraverso l'introduzione di ulteriori Lag successivi al primo, si potrà notare, re-stimando le equazioni, che il valore di AIC peggiora, segnalando che il livello ottimale di Lag è 1.

Il reddito lordo di gestione a livello regionale, è disponibile sulle banche dati ISTAT o per tutti i soggetti economici ( $RLG$ ) o solo per le famiglie ( $RLGF$ ). Indirettamente si può quindi dedurre, per differenza, la somma del reddito lordo di gestione delle imprese pubbliche, delle imprese finanziarie e delle imprese non finanziarie ( $RLGIM$ ). Il modello stima solo il valore di  $RLGIM$  perché deduce per differenza  $RLGF$  mentre ottiene  $RLG$  dalla formula inversa della (26). Il reddito lordo di gestione delle imprese dipende dalla produttività oraria, dalla pressione fiscale e dalle attività reali delle famiglie della regione. Questa equazione è una novità perché nell'ITEM non compare una stima dell' $RLG$ ; i regressori sono stati dedotti dal modello del FMI (Symansky et al., 1988). Le imposte indirette nette sono funzione dell'aliquota IVA, dell'aliquota IRAP, del PIL e di se stesse al Lag1.

Sempre dal lato dei redditi, il modello rispetta l'identità di contabilità nazionale del reddito disponibile:

$$YD \equiv W + RLG + RK + PREST - CS - I\_D \quad (27)$$

Ove  $YD$  è il reddito disponibile;  $RK$  il reddito da capitale;  $PREST$  le prestazioni sociali e assistenziali;  $CS$  i contributi sociali;  $I\_D$  imposte dirette. Le prestazioni sociali e assistenziali sono funzione della variazione del PIL (indicatore generale di benessere e della fase del ciclo economico corrente) e dalla quota di popolazione sopra i 65 anni, destinataria della maggior parte delle prestazioni sociali e assistenziali (pensioni, sussidi ecc.). Il reddito da capitali dipende da un indicatore di borsa (FTSEMIB), come nell'ITEM model e dal valore di se stesso al Lag1. Si sono testati altri indicatori di borsa come il DowJones ma sono risultati non significativi statisticamente. I contributi sociali totali dipendono prevalentemente dal numero di lavoratori dipendenti e dal livello di contributi erogati nel periodo precedente. Il modello applica anche una distinzione tra i contributi sociali a carico dei datori di lavoro e quella residuale a carico dei lavoratori. I dati sulle imposte dirette vengono accorpati dall'ISTAT in un'unica variabile che contiene le imposte sia sul reddito che sul patrimonio delle famiglie. Il gettito delle imposte dirette dipende dunque dal valore del PIL corrente, dalla variazione della ricchezza finanziaria intercorsa tra un periodo e quello successivo, e dall'aliquota dell'IRPEF.

### 4.3 PIL: lato dei Consumi

L'equazione di contabilità nazionale per il valore del PIL calcolato dal lato dei consumi, e rispettata nel modello, è:

$$PIL \equiv C + I + G - NX \quad (28)$$

Ove  $C$  sono i consumi privati;  $I$  gli investimenti pubblici e privati;  $G$  i consumi della pubblica amministrazione;  $NX$  le importazioni nette, trovate come differenza tra importazioni ed esportazioni. L'equazione dei consumi privati è stata dedotta dall'ITEM model adattata ai dati opportunamente: i consumi sono funzione del reddito disponibile delle famiglie, del consumo al periodo precedente e della fiducia dei consumatori. La fiducia dei consumatori è misurata dall'ISTAT con un opportuno valore che cattura le aspettative delle famiglie sul futuro atteso dei loro redditi e dunque consumi.

Gli investimenti fissi lordi sono stati stimati con un'equazione costruita appositamente, diversa in parte da quella dell'ITEM, laddove si sono inseriti alcuni utili repressori che tenessero conto della struttura dell'economia locale delle varie regioni. In particolare, il grado di investimenti pubblici e il grado di investimenti in trasporto e magazzinaggio che nelle regioni con porti commerciali rilevanti misurano andamento altamente variabili dipendenti dal numero ed entità di commesse ricevute nell'anno corrente. Variabili standard per la stima degli investimenti usate in questo modello sono invece il livello dei consumi privati generali, che costituisce un forte stimolo all'investimento e la fiducia delle imprese, catturate da un apposito indice Istat. Gli investimenti fissi lordi sono determinati da tre diverse equazioni di stima: una, per il modello senza CPT, che considera gli investimenti aggregati nel loro complesso; due, per il modello con i CPT, che distingue gli investimenti pubblici della regione dal resto degli investimenti effettuati nell'economia regionale.

La spesa pubblica invece è stata stimata con tre equazioni di stima differenziate: una per i consumi totali della pubblica amministrazione nella specifica regione (usata per il modello senza CPT); una per i consumi centrali (da Roma) della pubblica amministrazione nella specifica regione e una per i consumi della pubblica amministrazione locale (queste ultime due usate nel modello con i CPT). La spesa pubblica non è endogeneizzata da una specifica equazione nell'ITEM model, pertanto si è adottata una semplice stima autoregressiva a cui si sono aggiunti due regressori standard: il PIL e l'indice di decentramento della spesa pubblica, ovvero il rapporto tra consumi totali della pubblica amministrazione sul territorio e prelievo fiscale totale. Quest'ultima è una variabile del tutto esogena al modello che dipende dal *policy maker* del governo centrale italiano, il quale definisce il livello di distribuzione della raccolta fiscale tra le regioni.

#### 4.4 PIL: lato della Produzione

L'identità di contabilità nazionale sul PIL dal lato della produzione, rispettata dal modello è:

$$PIL \equiv AV + I\_INDN \quad (29)$$

Ove  $AV$  è il valore aggiunto mentre  $I\_INDN$  sono le imposte indirette al netto dei contributi ai prodotti. Secondo le tavole dati ISTAT non si tratta delle stesse imposte indirette che avevamo già trattate nel paragrafo sul PIL calcolato dal lato dei redditi (allora indicate con la sigla  $I\_IND$ ). Le imposte indirette al netto dei contributi ai prodotti sono funzione del valore aggiunto prodotto dall'economia regionale e dell'aliquota iva, più una componente autoregressiva. Si deve aggiungere che nel modello con i dati CPT si stimano due ulteriori equazioni: una per le imposte indirette raccolte e trattenute dalla Regione (prevalentemente l'IRAP) e una parte residuale (e largamente maggioritaria) di imposte indirette nette (prevalentemente derivate dall'IVA) che confluisce a Roma, al governo centrale.

Il valore aggiunto è stimato, in accordo con l'ITEM model, secondo una funzione di Cobb-Douglas con due soli fattori di produzione (capitale) e (lavoro). I fattori della produzione si inseriscono

al loro costo monetario (valore del capitale e valore del lavoro, ovvero monte salari). La stima ottenuta presenta residui fortemente autoregressivi perchè deve essere integrata con la stima della Total Factor Productivity (TFP) che, secondo la letteratura (Conti, 2009; Rovigatti et al., 2018), è rappresentata dai residui di regressione del valore aggiunto su lavoro e capitale. Secondo l'ITEM model la TFP dipende dalla variazione logaritmica delle ore lavorate, dal capitale in ricerca e sviluppo e da un fattore autoregressivo. La TFP influenza nel modello, l'intera offerta prodotta nonché il PIL finale in maniera determinante. Variazioni dello stock di capitale in ricerca e sviluppo accumulato, generano spostamenti permanenti del punto di equilibrio in stato stazionario del modello. Il capitale in ricerca e sviluppo è lasciato esogeno e costituisce la variabile di trend di lungo periodo della TFP mentre le ore lavorate costituiscono la componente ciclica della TFP. Il monte ore lavorate è una variabile endogena che dipende prevalentemente dalla variazione del numero di impiegati totali nell'economia ad un dato momento, più una componente autoregressiva che assorbe le rigidità del mercato del lavoro, sia in termini di occupazione (leggi a protezione del licenziamento) che di tecnologia (la tecnologia impiegata l'anno precedente influenza pesantemente quella impiegata nell'anno corrente e la tecnologia di sistema determina le ore necessarie a realizzare la produzione corrente).

Un'altra equazione definitoria utilizzata da questo modello, come nell'ITEM è la legge d'evoluzione del capitale:

$$K_t \equiv K_{t-1} + I_t - AMM_t \quad (30)$$

Il capitale corrente è funzione del capitale nel periodo precedente, più gli investimenti effettuati nell'esercizio corrente ( $I_t$ ) meno l'ammortamento dei mezzi di produzione dell'anno in corso ( $AMM_t$ ). La funzione di stima degli ammortamenti è una semplice autoregressione a cui si aggiunge un regressore degli investimenti del periodo precedenti (Lag1).

#### 4.5 Ricchezza delle Famiglie

La ricchezza delle famiglie è determinata dalle attività finanziarie meno le passività finanziarie più le attività reali (immobili, uffici, capanni, abitazioni ecc.). Il modello stima tre equazioni, una per ciascuna delle suddette variabili. La ricchezza finanziaria delle famiglie, in accordo con l'ITEM, dipende da un indice di borsa straniera particolarmente influente sui mercati finanziari (Dow Jones) che cattura l'effetto sulla ricchezza delle famiglie indotto dall'andamento dei mercati internazionali. Altre variabili rilevanti sono i redditi da capitale (interessi, cedole e dividendi) prodotti internamente dalle imprese locali della regione. Le passività finanziarie invece dipendono con segno opposto, dall'indice di borsa di DowJones; le variazioni del PIL impattano a loro volta sulle passività finanziarie in accordo all'ITEM model. Le attività reali residenziali invece derivano dall'acquisto di beni immobili, pertanto sono dipendenti dal livello di reddito disponibile corrente ma anche dal tasso di cambio euro/dollaro, per e transazioni extra-UE, tipiche delle famiglie che svolgono attività di impresa di una certa dimensione.

#### 4.6 Variabili Demografiche

La componente demografica è sempre rilevante in modelli marcoeconometrici (Cicinelli, 2008). Dalla variazione della popolazione dipende la popolazione attiva e quindi la forza lavoro disponibile nel sistema economico; la struttura della popolazione, inoltre, si lega al sistema di sussidi, prestazioni sociali e assistenziali e alla rete di trasferimenti pubblici ad esempio per le pensioni. Il modello stima pertanto numerose equazioni comportamentali demografiche.

Il saldo migratorio è endogeneizzato con una sua specifica equazione di stima, come nel modello econometrico della Regione Lazio (Beqiraj e Tancioni, 2014). Il saldo migratorio, espresso come rapporto tra (persone immigrate - persone emigrate)/popolazione al primo gennaio, dipende dalla variazione del PIL della regione (ovvero dal tasso di crescita) che fa da attrattore (effetto "pool") delle popolazioni regionali confinanti o da popolazioni extra-italiane; dal tasso di disoccupazione, che rappresenta un altro fattore di pooling nonché indicatore di sviluppo o difficoltà economica, e da un termine autoregressivo che esprime una certa rigidità nella migrazione dovuta all'informazione in memoria sullo stato di salute dell'economia regionale degli anni precedenti.

Il tasso di fertilità è il secondo importante indicatore sviluppato di Beqiraj e Tancioni (2014) nel loro modello regionale per il Lazio, che dipende da alcune variabili standard: il saldo migratorio e la crescita del PIL. Il saldo migratorio esprime il fatto che la popolazione in entrata o uscita dalla regione potrebbe avere caratteristiche diverse dalla struttura della popolazione della regione e quindi avere tassi di natalità differenti. La crescita del PIL invece impatta il clima di fiducia delle famiglie e quindi la loro propensione ad avere figli.

La popolazione complessiva della regione è suddivisa in tre componenti, per età, secondo la seguente definizione:

$$POP \equiv POP15 + POP1565 + POP65 \quad (31)$$

Ove, POP misura la popolazione totale; pop15 la popolazione sotto i 15 anni; pop1565 la popolazione attiva, in età da lavoro, di età compresa tra i 15 e i 65 anni; pop65 la popolazione sopra i 65 anni. Vengono stimate con apposite equazioni di stima la popolazione complessiva, la popolazione sotto i 15 anni e la popolazione over 65 mentre la popolazione attiva è trovata per differenza. La popolazione complessiva dipende dal tasso di fertilità, dal saldo migratorio e dalla popolazione dell'anno precedente, così come anche già indicato nel modello economico della regione Lazio (Beqiraj e Tancioni, 2014). La popolazione sopra i 65 anni dipende dalla variazione del PIL (periodi di recessione colpiscono più gravemente le fasce d'età più anziane in termini di mortalità) e dalla variazione generale della popolazione che se cresce fortemente tende ad impattare anche questa fascia di età. Infine, la popolazione sotto i 15 anni, come per la popolazione complessiva, dipende dal tasso di fertilità (dal quale non dipendono direttamente le altre due fasce di popolazione), dal saldo migratorio e dal valore dell'anno precedente.

Tra le variabili demografiche rientrano anche quelle riferite alla forza lavoro, la quale, per definizione è:

$$FL \equiv N_w + N_k + U \quad (32)$$

Ove FL è la forza lavoro;  $N_w$  è il numero di lavoratori dipendenti;  $N_k$  il numero degli imprenditori/lavoratori autonomi; U i disoccupati. I disoccupati sono stimati indirettamente attraverso il tasso di disoccupazione ( $u = U/(N_w + N_k + U)$ ) e quindi  $U = \frac{u}{(1-u)}(N_w + N_k)$ ). La disoccupazione, in accordo con le ipotesi standard in letteratura è funzione negativa del tasso di interesse dell'economia (esogeno in questo modello) e del PIL pro-capite, oltre che da un fattore autoregressivo di Lag1. Il numero di lavoratori dipendenti invece, in accordo con l'ITEM, dipende da un fattore autoregressivo ma anche dal costo del lavoro unitario e dall'assorbimento. Maggiore è l'assorbi-

mento, maggiore sarà la produzione e dunque l'occupazione; maggiore è il costo del lavoro minore sarà l'occupazione, poiché le imprese cercheranno di liberarsi di forza lavoro in funzione del fattore capitale meno costoso in termini relativi. Il numero di lavoratori autonomi invece dipende dal tasso di profitti, che fa da attrattore (effetto "pool") incentivando l'apertura di nuove imprese, dalla pressione fiscale generale nell'economia, che al contrario scoraggia l'apertura di nuove attività, e un fattore autoregressivo che cattura le rigidità nel mercato.

## 4.7 Deflatori

Tutte le variabili del modello misurate in termini monetari sono state stimate al loro valore reale, applicando quindi al valore nominale di ciascuna un opportuno deflatore. Esistono deflatori diversi a seconda della grandezza macroeconomica da stimare. Nel modello si riportano alcuni deflatori comuni all'ITEM: il deflatore del PIL, degli investimenti fissi lordi, del valore aggiunto e della spesa pubblica. Non sono riportati i deflatori sulle importazioni che compaiono nell'ITEM perchè questo modello, come già puntualizzato, non contiene equazioni di stima dirette delle importazioni. Altri deflatori più specifici usati dall'ITEM sono stati tralasciati perchè meno significativi per questo modello e peraltro non presenti nei dati ad aggregazione regionale forniti da ISTAT<sup>18</sup>.

Il Deflatore del PIL, secondo l'approccio dell'ITEM, dipende dal costo della principale fonte di energia (petrolio), dall'eccesso tra domanda e offerta (la variazione delle scorte) dal deflatore del valore aggiunto e dall'indice dei prodotti esteri. L'indice di prodotti esteri è il prodotto del deflatore dei prezzi al consumo europei per il deflatore dei prezzi al consumo mondiale diviso per il tasso di cambio euro/dollaro. L'indice dei prodotti esteri influenza il deflatore locale perchè le importazioni possono "importare" inflazione o deflazione dall'estero. L'indice dei prezzi alla produzione a sua volta influenza l'indice dei prezzi finali al consumo mentre l'eccesso di domanda rispetto all'offerta dovrebbe far aumentare i prezzi e viceversa.

Il deflatore degli investimenti fissi lordi è stato stimato sulla base di un fattore autoregressivo e dell'indice dei prodotti esteri per catturare l'inflazione o deflazione importata sui beni di investimento acquistati dall'estero. Il deflatore del valore aggiunto è stato stimato, invece, seguendo l'approccio dell'ITEM, su più regressori: la variazione dei contributi sociali medi pagati al singolo dipendenti e a carico dei datori di lavoro incide positivamente sul prezzo del valore aggiunto prodotto dalle imprese (che scaricano una quota dei costi del lavoro sui prezzi finali). La crescita del PIL reale pro-capite incide negativamente sul valore aggiunto, perchè l'aumento di merci prodotte, a parità di altre condizioni, fa scendere i prezzi. Infine, il deflatore della spesa pubblica è influenzato dall'indice di prodotti esteri perchè l'amministrazione pubblica acquista anche servizi e prodotti dall'estero, nonché dal prezzo del petrolio.

## 4.8 Variabili di finanza pubblica Regionale (CPT) e Centrale

Il modello con i CPT introduce, come si è già accennato negli scorsi paragrafi, delle ulteriori equazioni di stima che distinguono le entrate e spese pubbliche centrali (da Roma), da quelle locali della Regione. Le identità contabili rispettate dal modello sulle entrate e le spese pubbliche locali della Regione sono:

$$Uscite_r \equiv G_r + INVR_r + U\_AL_r \quad (33)$$

<sup>18</sup>I deflatori che non sono stati importati dall'ITEM sono: deflatore degli investimenti pubblici regionali, deflatore dei sussidi statali regionali, deflatore delle imposte indirette nette sui prodotti.

$$Entrate_r \equiv I\_PDZ_r + I\_RED_r + E\_AL_r \quad (34)$$

$$Deficit_r \equiv Spese_r - Entrate_r \quad (35)$$

La spesa pubblica regionale ( $G_r$ ) è determinata da un fattore autoregressivo a cui è aggiunto un regressore che tiene conto del totale delle uscite della Regione per l'anno corrente (variabile esogena sotto controllo del *policy-maker*) e dall'aspettativa di vita alla nascita. La maggior parte della spesa pubblica regionale è diretta a coprire i costi della sanità pubblica, pertanto più alta è l'aspettativa di vita della popolazione, maggiore sarà la popolazione anziana e maggiore saranno le spese sanitarie regionali. Gli investimenti regionali dipendono dal prezzo dell'energia (petrolio) e dalla variazione di uscite complessive dell'anno corrente decise a monte dal *policy-maker*. Infine, le altre uscite sono stimate con una variabile autoregressiva e con il volume di spese complessive della regione nell'ipotesi che se il *policy-maker* decide di aumentare le spese complessive in modo marcato, anche la voce "altre uscite" in media dovrebbe aumentare e viceversa.

Le imposte sulla produzione regionali sono stimate con una variabile autoregressiva e dal valore reale del PIL e dell'aliquota IRAP che costituisce la principale fonte di entrata delle regioni. Le imposte sul reddito e patrimonio delle famiglie sono costituite prevalentemente dall'addizionale regionale IRPEF. Pertanto l'equazione di stima dipende da un fattore autoregressivo che cattura la rigidità complessiva, dal PIL e dall'aliquota dell'addizionale IRPEF. Si è aggiunta anche la variazione della ricchezza finanziaria netta delle famiglie, che, se positiva, è tassata assieme agli altri redditi. Infine, le altre entrate sono stimate da un semplice fattore autoregressivo.

Nel modello sono poi presenti anche equazioni sulle imposte indirette nette e sulle imposte dirette totali raccolte dall'economia regionale, ma che vanno a confluire al governo centrale di Roma. Le equazioni di stima contengono regressori simili, a cui si aggiunge, per le imposte indirette nette, l'aliquota dell'imposta sul valore aggiunto (IVA) e per le imposte dirette l'aliquota media IRPEF e la ricchezza finanziaria netta delle famiglie.

## 5 Bontà di Stima del modello

### 5.1 Simulazione del Modello sui dati campionari osservati

In questo paragrafo viene simulato l'intero modello. In particolare, si illustrano i risultati ottenuti quando il modello viene simulato per gli anni 2001-2021, escludendo la stima dell'anno 2000 considerando che molte equazioni di stima contengono Lag1<sup>19</sup>. A tutte le variabili esogene vengono assegnati i valori storici osservati come ad esempio le variabili di *policy* quali le aliquote fiscali o altre variabili quali gli indici di borsa, il grado di fiducia delle imprese e dei consumatori. Lo scopo di questo esercizio non è scoprire le regolarità con cui il modello risponde a shock esogeni introdotti (cosa che faremo nel prossimo paragrafo), ma di verificare l'accuratezza delle previsioni del modello. Le simulazioni dinamiche forniscono un vero e proprio set di previsioni consecutive. Le figure seguenti (PIL: 9-13; altre: 14-21) mostrano il confronto tra le serie temporali effettive e quelle stimate per le principali variabili macroeconomiche endogene rispetto a quella delle

<sup>19</sup>Le equazioni di stima utilizzate, come già osservato in precedenza non hanno lag superiori a 1 pertanto nell'*in-sample simulation* che si sta per andare a condurre si deve escludere solo il primo anno di osservazioni (il 2000).

corrispondenti serie simulate. Nonostante la lunghezza considerevole (20 anni) dell'orizzonte di simulazione, l'ispezione visiva delle figure indica una buona accuratezza del modello.

Di seguito mostriamo le stime del PIL regionale usando i dati CPT per le 20 Regioni italiane, dal 2001 al 2020. In questo arco di tempo è intercorsa la crisi finanziaria del 2007-2008 e successivamente la crisi economica indotta dalle chiusure delle attività per la pandemia da Covid-19. Nonostante questi importanti shock macroeconomici, come è possibile vedere, il modello stima con accuratezza il PIL di tutte le Regioni, anche negli anni in cui si sono manifestati gli shock più forti.

Figura 9: PIL osservato (nero) vs PIL stimato dal modello (rosso)

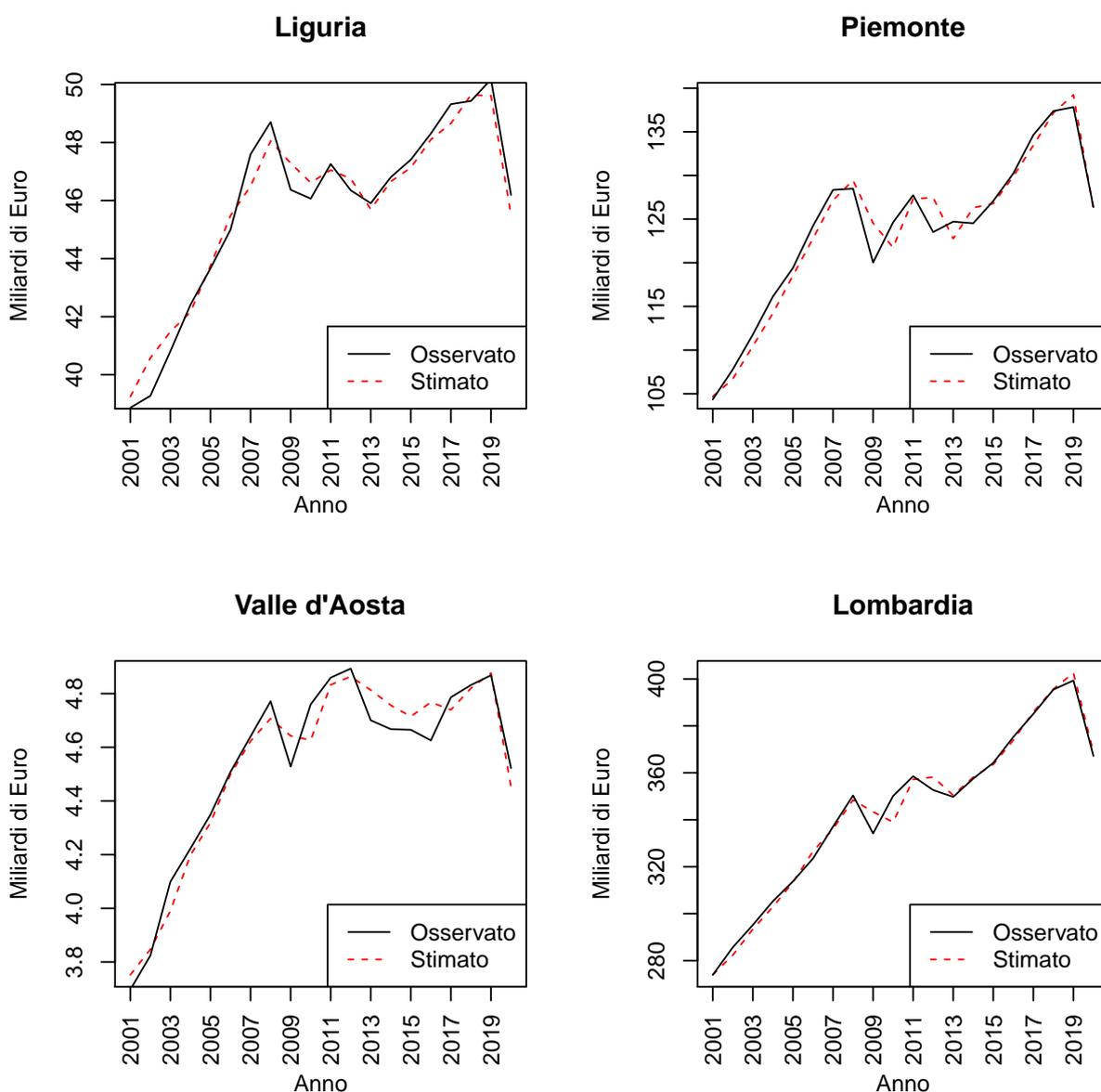


Figura 10: PIL osservato (nero) vs PIL stimato dal modello (rosso)

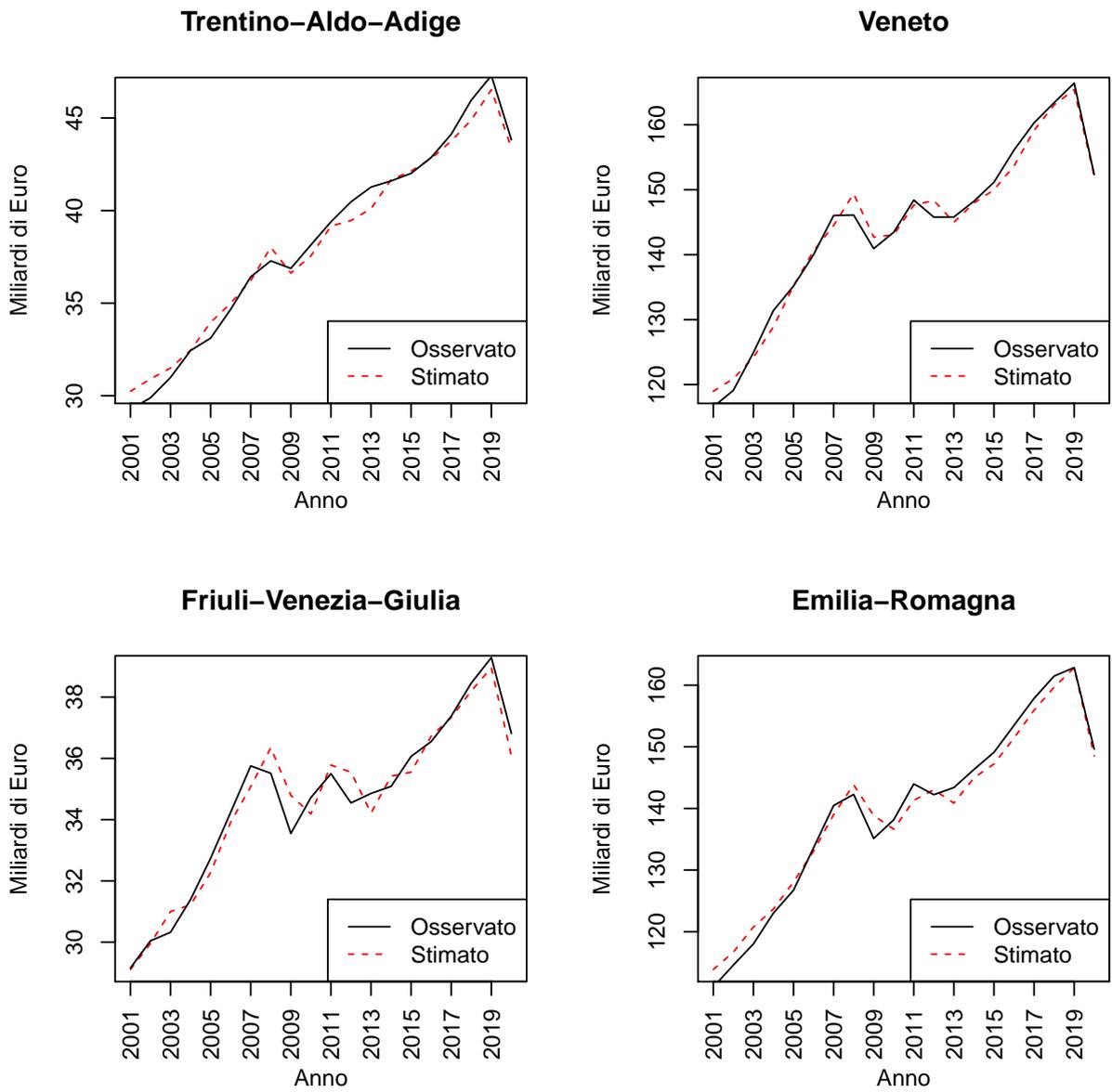


Figura 11: PIL osservato (nero) vs PIL stimato dal modello (rosso)

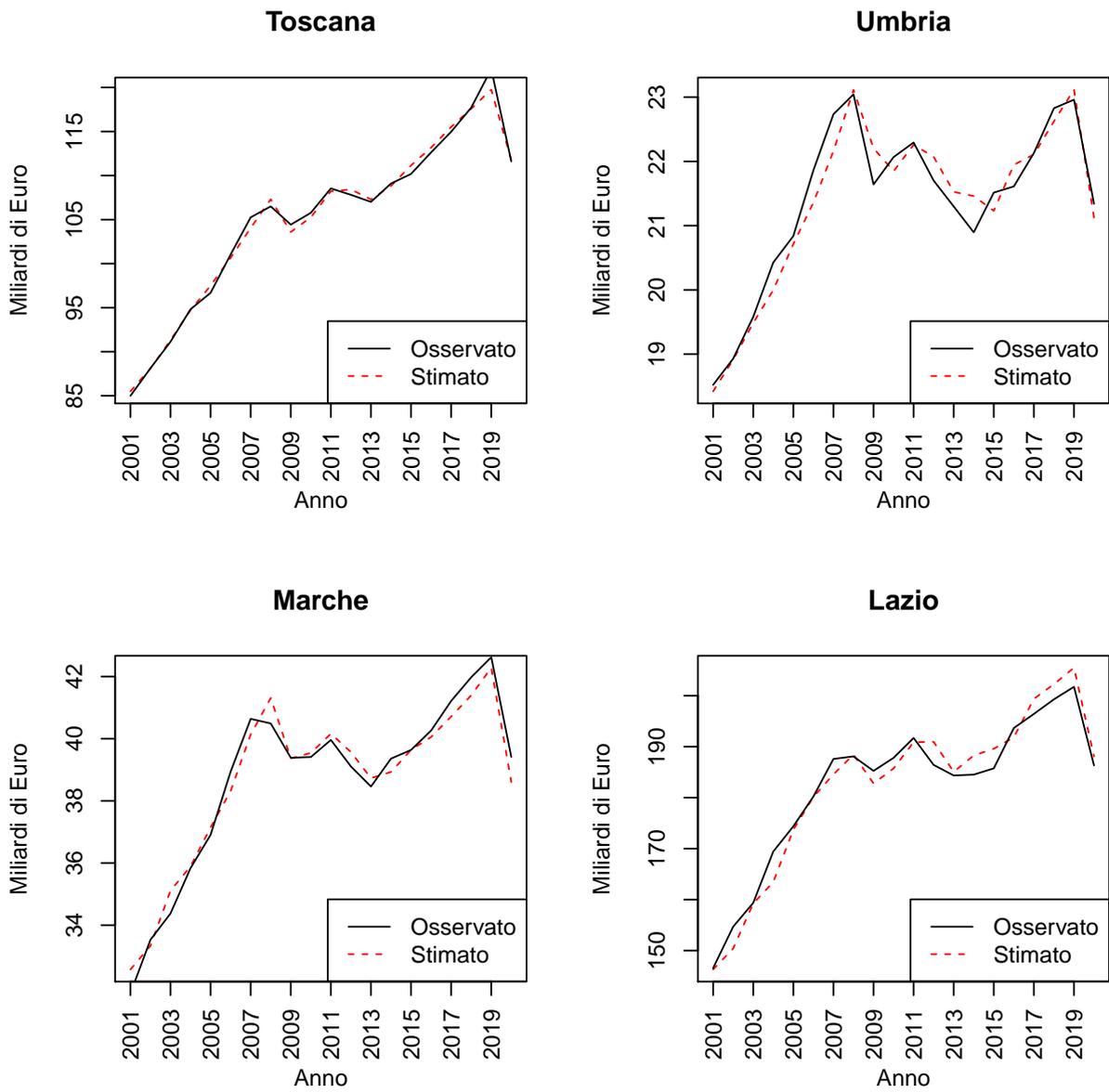


Figura 12: PIL osservato (nero) vs PIL stimato dal modello (rosso)

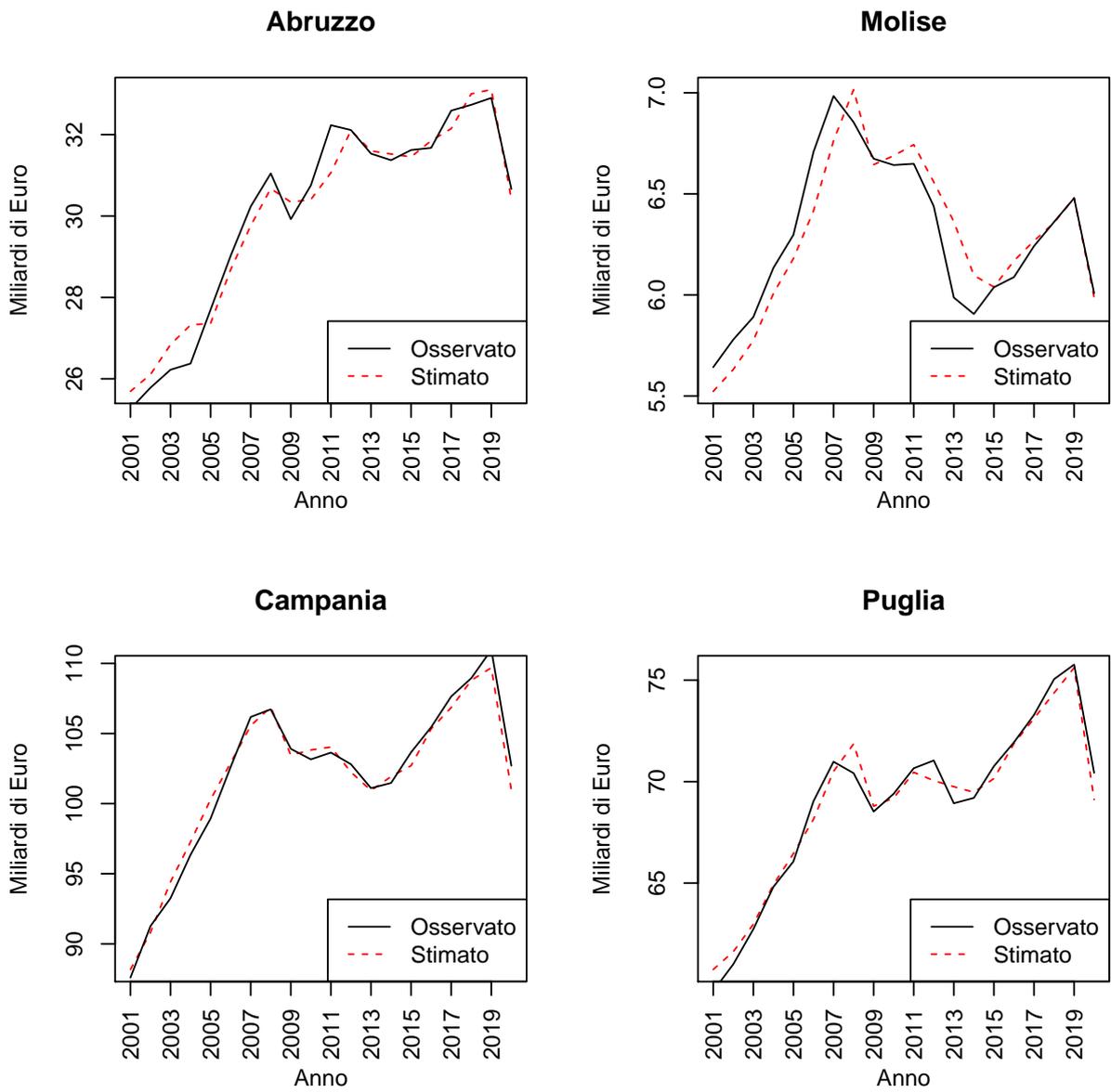
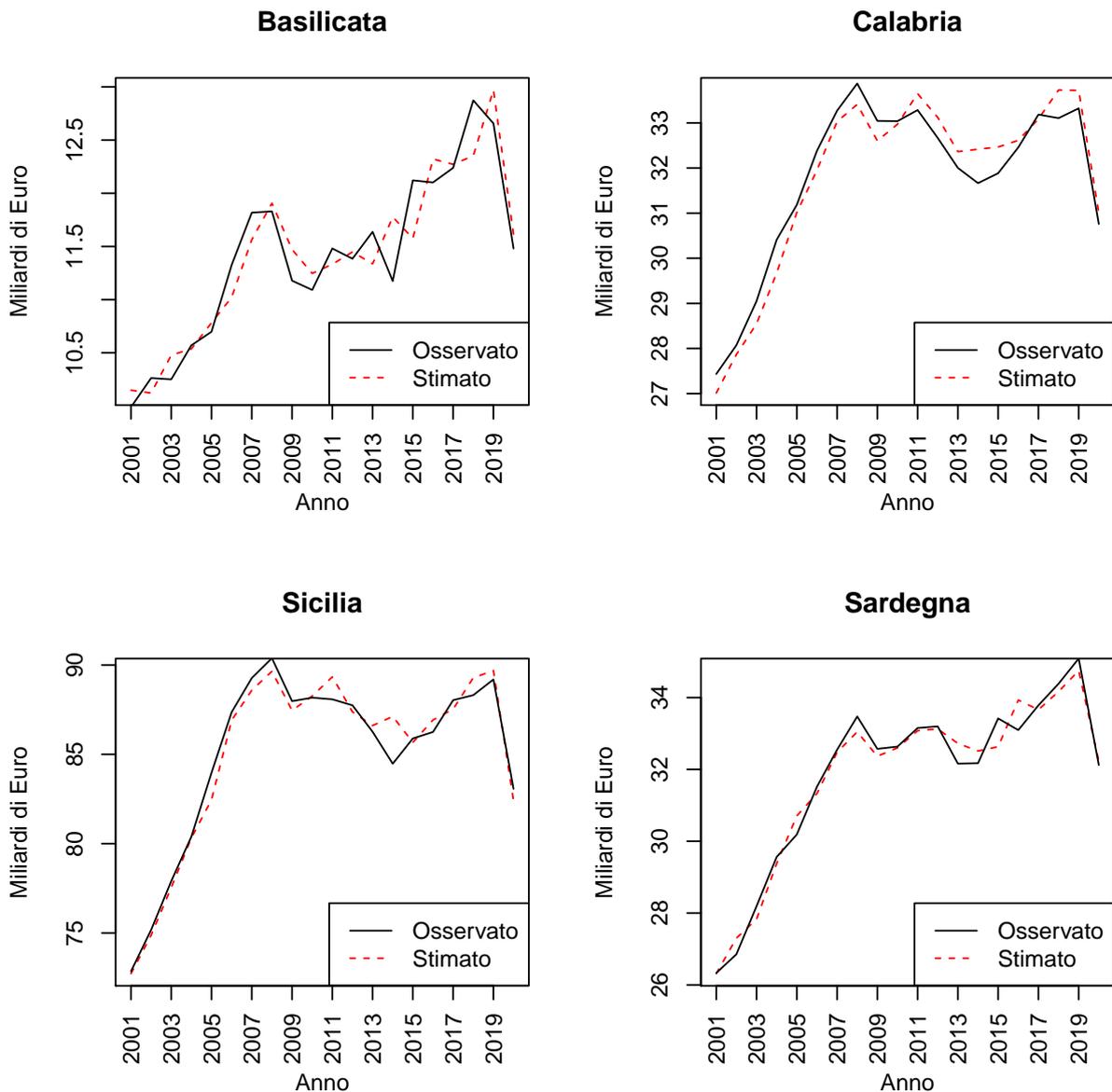


Figura 13: PIL osservato (nero) vs PIL stimato dal modello (rosso)



Il modello replica con buona accuratezza i valori osservati del PIL per le diverse Regioni italiane. Il periodo coperto peraltro è stato molto volatile perché contiene al suo interno la crisi finanziaria indotta dalla bolla dot-com del 2003, la crisi finanziaria del 2008 e la crisi indotta dalle chiusure pandemiche del 2020. La presenza di tre grandi shock sono l'occasione per verificare come performa il modello in fasi instabili del ciclo economico. Si nota che per tutti e tre gli anni di shock il modello replica fedelmente l'andamento osservato, con scostamenti contenuti. Le regioni più piccole, come dimensione economica, quali Valle d'Aosta, Molise, Basilicata, mostrano scostamenti tra valore osservato e valore stimato relativamente più grandi, ma comunque contenuti. La dimensione molto più contenuta di queste tre regioni, comparativamente alle altre, rende le statistiche inevitabilmente meno precise ma comunque adeguate a catturare le fasi essenziali del ciclo. Di seguito invece sono raccolte le stime delle principali variabili macroeconomiche del modello stimate per la Regione Liguria.

Figura 14: Consumi osservati vs Consumi stimati

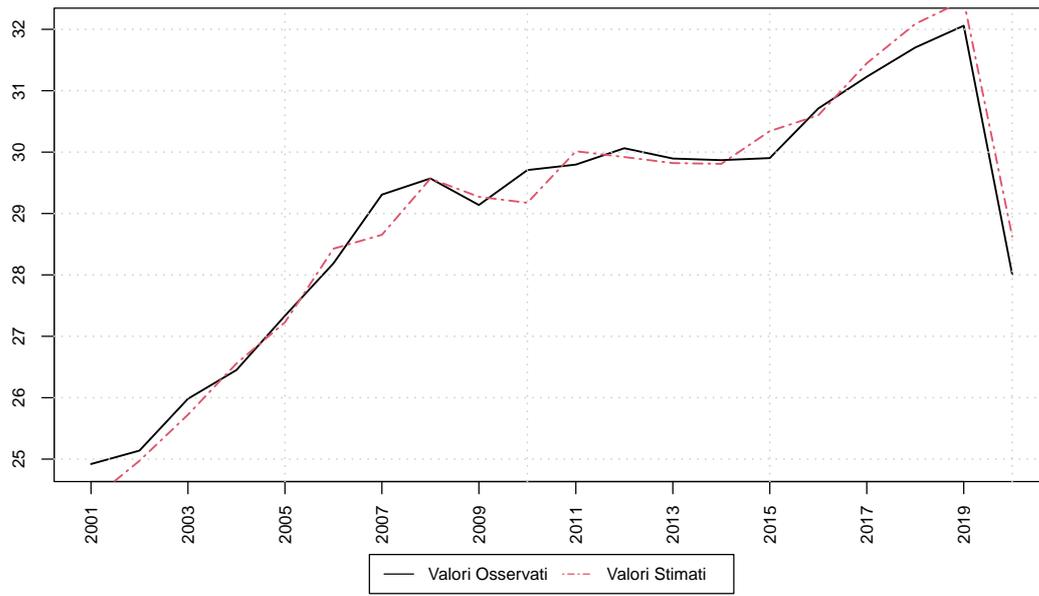


Figura 15: Investimenti Fissi Lordi osservati vs Investimenti Fissi Lordi stimati

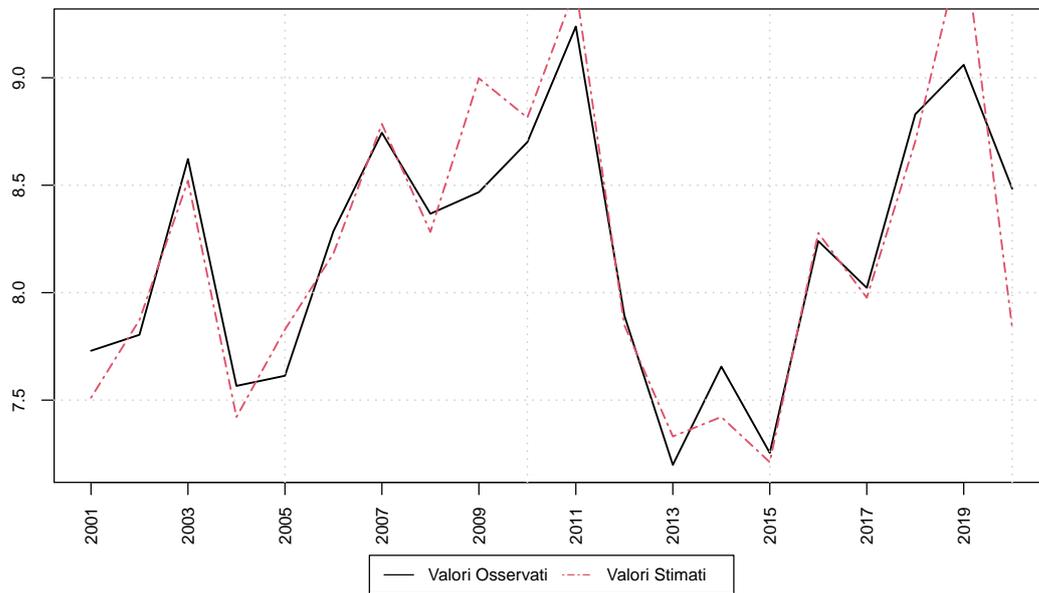


Figura 16: Importazioni Nette osservati vs Importazioni Nette stimati

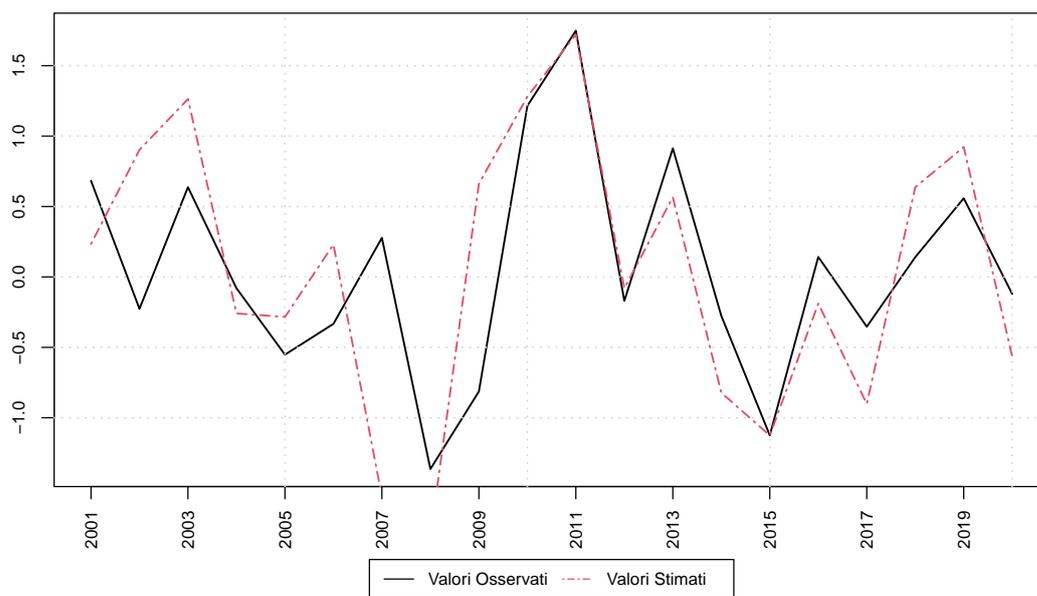
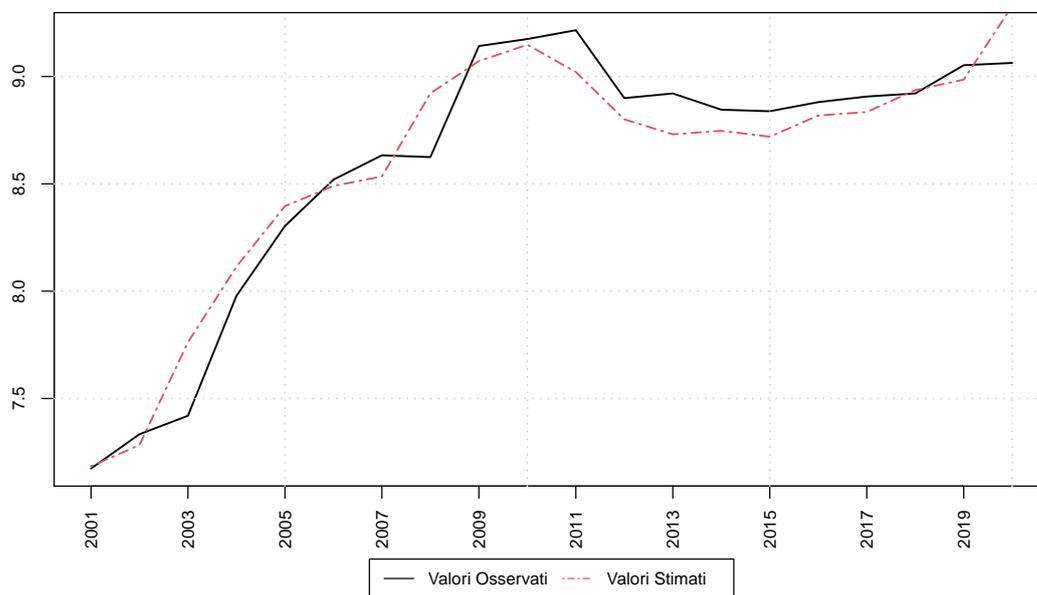


Figura 17: Spesa Pubblica osservata vs Spesa Pubblica stimata



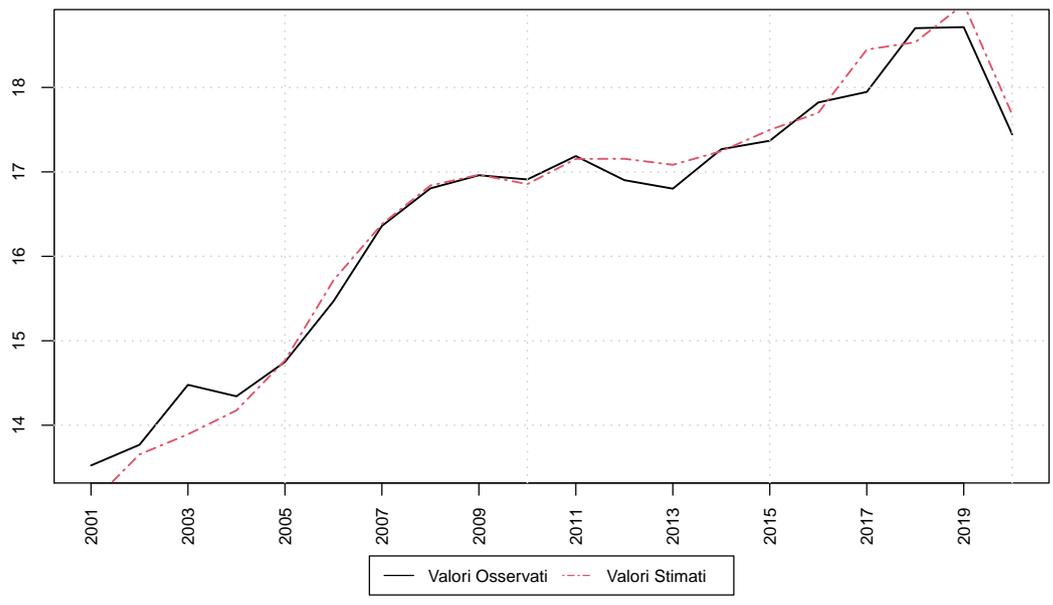


Figura 18: Monte Salari osservato vs Monte Salari stimato

Figura 19: Reddito Lordo di Gestione osservato vs Reddito Lordo di Gestione stimato

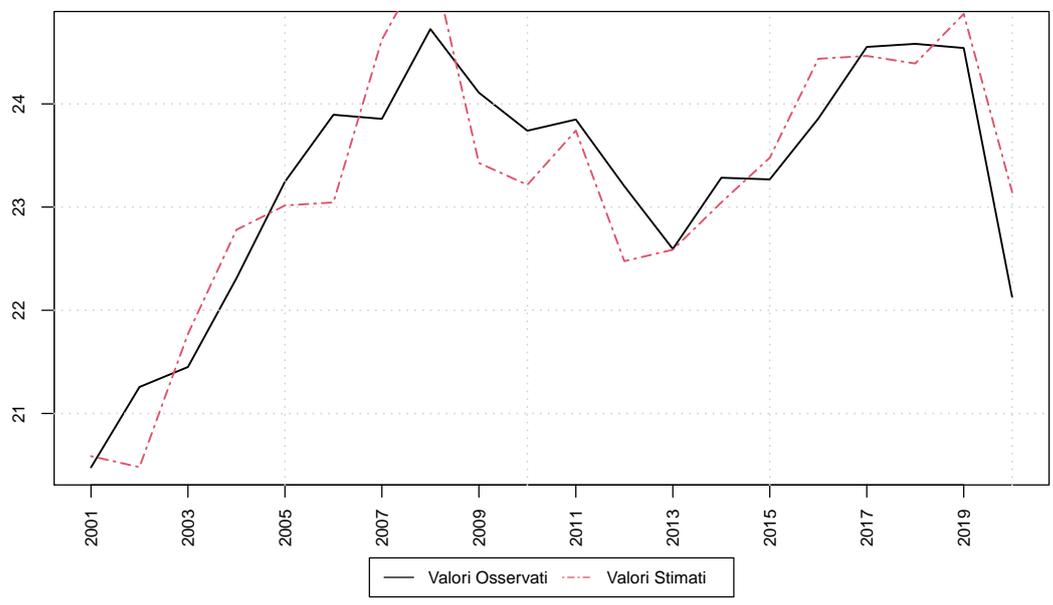


Figura 20: Reddito Disponibile osservato vs Reddito Disponibile stimat

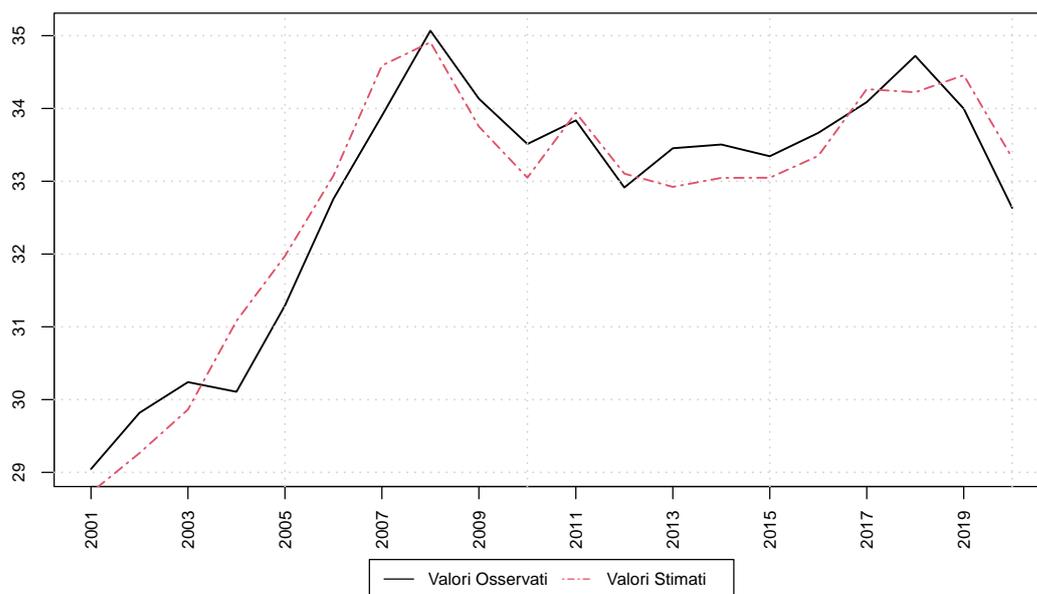
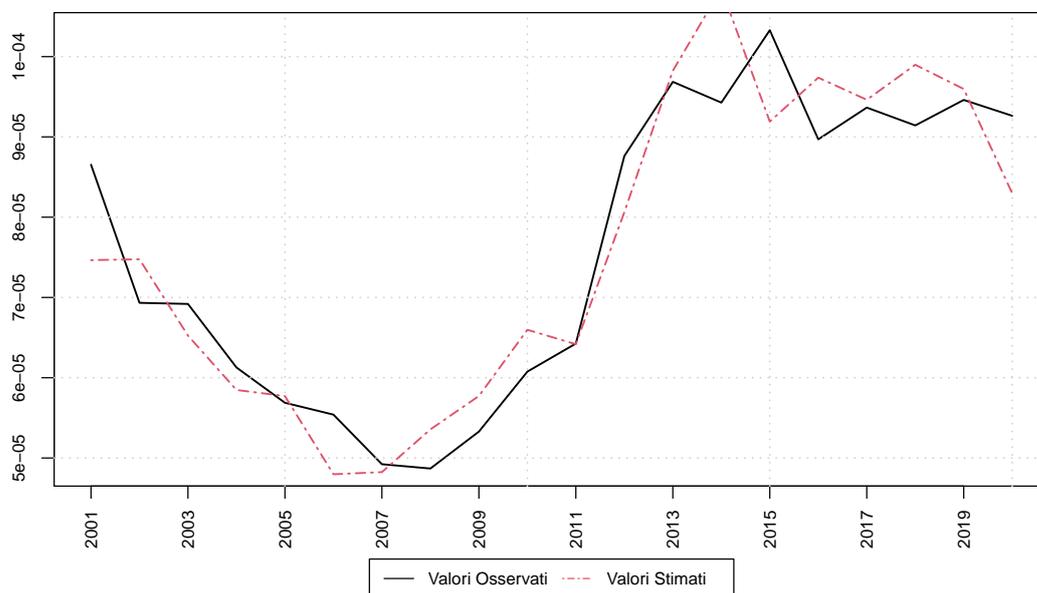


Figura 21: Tasso di Disoccupazione osservato vs Tasso di Disoccupazione stimato



Le figure (14-21) rappresentano solo alcune delle variabili endogene che il modello stima. Il modello in realtà stima 36 equazioni comportamentali che permettono al *policy maker* di studiare l'andamento del ciclo economico da molte prospettive, osservando peraltro le interazioni tra più variabili economiche, demografiche, ecc. Le figure (14-21) mostrano che il modello stima con accuratezza anche le altre variabili macroeconomiche di interesse. I consumi privati, i consumi pubblici e gli

---

investimenti; anche le importazioni nette, pur essendo trovate per differenza sono stimate con un buon grado di precisione, considerando che si tratta di una variabile molto più volatile delle altre perché determinata per differenza. Sul lato dei redditi anche il monte salari nazionale è stimato con alta precisione, mentre il risultato lordo di gestione, derivando dalla somma di due variabili (il reddito lordo di gestione riferito alle famiglie e quello alle imprese finanziarie e non finanziarie) presenta scostamenti poco più alti. Il reddito lordo disponibile delle famiglie liguri replica i valori con buona accuratezza in particolare nei periodi di shock. Anche il tasso di disoccupazione stimato segue un andamento sufficientemente preciso.

## 5.2 Un confronto tra il modello con e senza i dati CPT

I risultati sono molto simili anche considerando il modello senza dati CPT. Il modello coi CPT, contenendo più equazioni endogene che dividono in due alcune variabili prima considerate unitamente (ad esempio la spesa pubblica si divide ora in spesa pubblica centrale e in spesa pubblica solo dell'Ente Regione) rischia di essere meno accurato. In realtà l'accuratezza è molto simile, con la differenza che offre ulteriori strumenti di analisi per *policy maker*. Il modello coi dati CPT, infatti, permette di ispezionare gli shock prodotti dal solo ente Regionale, indipendentemente dalle scelte del governo centrale di Roma che resta una variabile esogena.

Nella seguente tabella si confrontano l'errore percentuale medio e la deviazione standard dell'errore per le principali variabili macroeconomiche del modello con e senza CPT, per il caso ligure.

**Tabella 9: Comparazione media e deviazione standard d'Errore Modelli con e senza CPT**

Variabili	Modello	% Media d'Errore	Dev. SD. d'Errore
PIL	no CPT	1.1504	625.78
	CPT	1.1079	609.86
REDDITO DISPONIBILE	no CPT	1.4501	509.26
	CPT	1.4895	534.75
VALORE AGGIUNTO	no CPT	1.0331	542.04
	CPT	0.9947	531.04
SPESA PUBBLICA	no CPT	0.9711	105.22
	CPT	1.3575	152.81
CAPITALE	no CPT	0.2450	482.33
	CPT	0.2439	486.05
MONTE SALARI	no CPT	1.1869	267.20
	CPT	1.1775	258.67
CONSUMI FAMIGLIE	no CPT	0.9872	358.10
	CPT	1.0074	367.17
INVESTIMENTI FISSI LORDI	no CPT	2.1958	265.35
	CPT	2.2248	264.80
RISULTATO LORDO DI GESTIONE	no CPT	2.0227	579.29
	CPT	2.1952	639.49
POPOLAZIONE	no CPT	0.2028	3959.42
	CPT	0.2029	3960.92
IMPOSTE SUL REDDITO	no CPT	1.0208	78.52
	CPT	1.0227	77.18
IMPOSTE INDIRETTE	no CPT	4.2810	294.72
	CPT	3.7364	268.82
CONTRIBUTI SOCIALI	no CPT	0.8818	66.68
	CPT	0.8771	66.15
PREESTAZIONI SOCIALI	no CPT	1.2361	159.93
	CPT	1.2071	156.77
LAVORATORI DIPENDENTI	no CPT	1.0959	8.48
	CPT	1.0792	8.19
LAVORATORI AUTONOMI	no CPT	2.5957	5.91
	CPT	2.6327	6.00

La tabella (9) evidenzia il fatto che la bontà di stima dei modelli con e senza CPT è relativamente simili, e generalmente buona. Per sette variabili macroeconomiche i due modelli stimano all'incirca con la stessa precisione (capitale, investimenti fissi lordi, reddito lordo di gestione, popolazione, contributi sociali, numero di lavoratori autonomi e consumi delle famiglie). Per sei variabili macroeconomiche il modello che utilizza i dati CPT raggiunge risultati migliori (PIL, Valore Aggiunto, monte salari, lavoratori dipendenti, imposte indirette e prestazioni sociali). Per sole tre variabili macroeconomiche (reddito disponibile, consumi pubblici, imposte dirette), il modello senza CPT ottiene risultati migliori. In particolare, si mette in evidenza che il modello con i dati CPT stima il PIL Ligure con una percentuale d'errore dell'1.1079%, mentre il modello senza CPT dell'1.1504% (un miglioramento considerevole di oltre un decimo).

### 5.3 Un confronto del modello con le Previsioni Prometeia

Si propone un confronto tra la capacità di previsione del nostro modello e quella offerta da Prometeia, spesso ente di riferimento degli uffici statistici Regionali per la fornitura di dati e scenari di previsione. Il miglior modo per confrontare la capacità predittiva di due modelli macroeconomici, sarebbe quello di inserire nelle loro equazioni, anno per anno, i valori delle variabili esogene e quelli delle variabili endogene inserite con Lag1 o superiore, e verificare poi quale dei due modelli replica in modo più fedele i dati osservati per il PIL e altre variabili rilevanti. Servirebbe dunque conoscere il modello di stima adottato da Prometeia tuttavia, non essendo pubblico, possiamo provare a confrontare i due modelli in un altro modo, anche se meno preciso. Prometeia, infatti, mostra, in

---

ogni sua pubblicazione, la previsione degli aggregati macroeconomici per i successivi 10 anni. Si può allora procedere a confrontare i valori predetti dai due modelli utilizzando una pubblicazione di Prometeia di qualche anno precedente il 2021. In questo report è stata scelta la pubblicazione dell'anno 2018 in cui Prometeia offre i valori di previsione per il triennio 2018-2020. Da questa pubblicazione sarebbe possibile confrontare la capacità di previsione *one step, two steps e three steps* del nostro modello con quello di Prometeia.

Tuttavia, a partire dal 23 settembre 2019 le serie storiche dei conti nazionali ISTAT, basate sul Sistema Europeo dei Conti (SEC 2010), sono state oggetto di una revisione generale finalizzata a introdurre miglioramenti dei metodi di misurazione di componenti e variabili specifiche, derivanti anche dall'utilizzo di fonti informative più aggiornate o, in alcuni casi, del tutto nuove. Tale revisione è avvenuta in coordinamento con Eurostat e con gran parte dei paesi UE. Le serie precedentemente diffuse sono disponibili su ISTAT nelle sezioni "Conti territoriali versione 2014" e "Conti territoriali versioni 2011 e 2005". Prometeia basa le sue previsioni e costruisce il suo modello macroeconomico sui dati ISTAT; sino alla pubblicazione del 2019 Prometeia ha quindi costruito le sue stime sui dati precedenti la revisione ISTAT. Questo fatto crea un problema; il modello costruito da Prometeia nella pubblicazione del 2018 risente, inevitabilmente, nei suoi parametri stimati, dei diversi valori macroeconomici che sino ad allora ISTAT aveva prodotto. Pertanto non sarebbe corretto confrontare le stime di Prometeia-2018 costruite sui dati vecchi, con le stime prodotte dal modello di questo report, costruite su dati revisionati (e dunque diversi). Pertanto anche le previsioni di Prometeia 2018 sono affette da questo bias. Rimangono due strade: confrontare lo stesso le nostre previsioni con Prometeia 2018 aggiustando queste ultime opportunamente; re-stimare il modello di questo report sui dati ISTAT precedenti la revisione 2019 e confrontarne le previsioni con quelle di Prometeia2018.

Entrambe le strategie presentano inconvenienti. Nel primo caso il confronto è impreciso perché si devono ritoccare le previsioni di Prometeia stabilendo (arbitrariamente) un criterio costante di conversione dei dati vecchi prodotti da ISTAT con quelli nuovi. Nel secondo caso invece il confronto tra le previsioni di Prometeia2018 e i valori derivati da questo modello è statisticamente corretta ma non sono osservabili i veri valori di PIL per gli anni 2018-19-20 per le diverse regioni italiane, calcolati con la metodologia ISTAT precedente il 2019, per il semplice fatto che a partire dal 2019 l'ISTAT ha smesso di produrre i dati sul PIL col criterio precedente.

Seguendo la prima strategia si deve definire un criterio di conversione dei dati prometeia2018. In generale, si osserva che la revisione ISTAT del 2019 ha modificato i valori storici del PIL e altri aggregati macroeconomici per valori assoluti che in media sono compresi tra l'1-2% (1.8704% considerando tutte e 20 le regioni) con una moderata deviazione standard (0.0175). Preso atto di questa statistica generale, per ciascuna Regione, si è calcolata la variazione media causata dalle correzioni apportate dall'ISTAT ai valori storici del PIL 2000-2017. Fortunatamente, per ogni Regione, la revisione dell'ISTAT è stata o tutta in aumento o tutta in riduzione. In questo modo, ai valori di previsione Prometeia2018, per gli anni 2018-2020, si è potuto sottrarre o aggiungere la percentuale media di correzione dell'ISTAT. I valori così ottenuti sono stati confrontati coi valori osservati per lo stesso triennio e la differenza è stata paragonata a quella di questo modello ( $L - Model$ ) in Tabella (3). Si è anche tenuto conto della deviazione standard della correzione ISTAT che è stata opportunamente aggiunta e sottratta al valore medio dello scarto, regione per regione per trovare gli intervalli di confidenza. Si sono confrontate le stime a uno, due e tre passi per il PIL per ciascuna delle 20 regioni italiane per un totale di 60 valori di previsione su cui costruire opportune statistiche finalizzate a identificare quale modello preveda meglio e con quanto vantaggio.

A seguire la tabella (10) che raccoglie i risultati delle presenti analisi. Nella tabella (10) si trova la differenza percentuale tra valore osservato e valore atteso dal modello. Le prime tre colonne riguardano il confronto dei dati Prometeia2018 per il triennio 2018-2020; le seconde tre colonne il confronto dei dati previsionali di questo modello (IREM) con quelli osservati, per lo stesso triennio.

**Tabella 10: Comparazione media d'Errore di Previsione Prometeia-IREM**

<b>Regione</b>	<b>Prometeia-18</b>	<b>Prometeia-19</b>	<b>Prometeia-20</b>	<b>IREM-18</b>	<b>IREM-19</b>	<b>IREM-20</b>
Liguria	0,0179	0,0184	0,1399	0,0002	0,0155	0,0694
Piemonte	0,0141	0,0010	0,1292	0,0010	0,0085	0,0772
Valle d'Aosta	0,0213	0,0336	0,1521	0,0011	0,0125	0,0560
Lombardia	0,0031	0,0071	0,1341	0,0029	0,0009	0,0912
Trentino-Alto-Adige	0,0089	0,0172	0,0974	0,0168	0,0456	0,0275
Veneto	0,0006	0,0024	0,1343	0,0050	0,0156	0,0737
Friuli-Venezia-Giulia	0,0045	0,0027	0,1074	0,0040	0,0140	0,0628
Emilia-Romagna	0,0018	0,0146	0,1443	0,0071	0,0218	0,0582
Toscana	0,0076	0,0284	0,0961	0,0015	0,0278	0,0716
Umbria	0,0368	0,0254	0,0851	0,0058	0,0071	0,0722
Marche	0,0143	0,0151	0,1000	0,0058	0,0271	0,0486
Lazio	0,0035	0,0003	0,1159	0,0102	0,0090	0,1019
Abruzzo	0,0162	0,0264	0,1350	0,0074	0,0022	0,0760
Molise	0,0119	0,0074	0,1184	0,0019	0,0159	0,0610
Campania	0,0353	0,0316	0,1479	0,0081	0,0225	0,0600
Puglia	0,0046	0,0017	0,1107	0,0150	0,0162	0,0678
Basilicata	0,0351	0,0016	0,1349	0,0421	0,0219	0,0846
Calabria	0,0436	0,0518	0,1738	0,0005	0,0046	0,0847
Sicilia	0,0116	0,0158	0,1229	0,0048	0,0048	0,0906
Sardegna	0,0093	0,0042	0,1303	0,0164	0,0415	0,0440

Il nostro regionale di questo report stima con buona precisione il valore del PIL regionale a un anno, con una media d'errore<sup>20</sup> (in termini assoluti) dello 0.787%; a due step l'errore raddoppia ma resta comunque a livelli contenuti (1.675%). A tre passi invece incontriamo l'anno 2020, in cui si è verificato un grosso shock negativo macroeconomico (dovuto alle restrizioni ai movimenti e alla produzione imposte negli stati industrializzati come forma di contenimento del virus Sars-Covid-2). E' interessante testare la capacità predittiva del modello in una fase di forte turbolenza del sistema economico. Naturalmente, più lontano si parte dall'anno dello shock minore sarà la capacità predittiva di qualsiasi modello. A tre anni di distanza il nostro modello avrebbe predetto il valore del PIL regionale per il 2020 con un errore che in media è stato del 6.896%. Nel modello Prometeia2018, invece, l'errore medio a un passo è dell' 1.510% (+0.069%;-0.022%); l'errore a due passi è dell'1.532% (+0.258%;-0.080%) mentre l'errore nell'anno dello shock macroeconomico del 2020 è del 12.547% (+0.515%;-0.515%).

La seconda strategia invece permette di confrontare in modo statisticamente corretto di quanto si discostano le previsioni del nostro modello rispetto a quelle di Prometeia. Non potendo confrontare queste due variabili con il valore osservato del PIL regionale (perché ISTAT non ha più prodotto il dato con i criteri pre-2019) non si può stabilire quale dei due modelli stimi con più accuratezza ma si può concludere almeno se effettuano previsioni compatibili. Nella seguente tabella si mostra la variazione percentuale tra le previsioni Prometeia-IREM Regione per Regione.

**Tabella 11: Variazione Percentuale tra Previsioni Prometeia-IREM**

<sup>20</sup>I valori seguenti consistono nella media aritmetica degli errori di previsione delle 20 regioni italiane per ogni anno. Facendo la media aritmetica di ciascuna colonna della tabella si ritrovano i valori riassunti nel testo.

<b>Regione</b>	<b>1 Passo</b>	<b>2 Passi</b>	<b>3 Passi</b>
Liguria	0,0094	0,0097	0,0265
Piemonte	-0,0047	-0,0144	-0,0061
Valle d'Aosta	-0,0005	-0,0080	0,0038
Lombardia	-0,0087	-0,0224	-0,0175
Trentino-Alto-Adige	0,0044	0,0047	0,0231
Veneto	0,0007	-0,0055	0,0036
Friuli-Venezia-Giulia	0,0022	-0,0005	0,0143
Emilia-Romagna	0,0118	0,0136	0,0309
Toscana	-0,0034	-0,0104	0,0014
Umbria	-0,0086	-0,0168	-0,0051
Marche	0,0047	0,0013	0,0169
Lazio	-0,0103	-0,0167	-0,0042
Abruzzo	-0,0070	-0,0059	0,0133
Molise	-0,0141	-0,0283	-0,0232
Campania	0,0102	0,0160	0,0387
Puglia	0,0003	-0,0057	0,0043
Basilicata	-0,0031	-0,0080	0,0027
Calabria	-0,0106	-0,0252	-0,0220
Sicilia	-0,0023	-0,0075	0,0044
Sardegna	0,0002	-0,0040	0,0082
Media	$\pm 0,0059$	$\pm 0,0112$	$\pm 0,0135$

Dalla Tabella (11) emerge che le stime del modello di queso report sono molto vicine a quelle di Prometeia; in particolare, la stima al primo passo si discosta tra le regioni in media dello 0,59%; al secondo passo all'1,12% e al terzo passo all'1,35%. Questo risultato va letto abbinato a quello della Tabella (10). La tabella (10) suggerisce che la capacità previsiva del nostro modello è molto buona perchè i valori di PIL stimati sono molto vicini a quelli registrati da ISTAT (media d'errore dello 0.787% al primo passo e 1.675% al secondo); al contempo, la tabella (11) suggerisce che le previsioni del nostro modello si discostano in media da quelle di Prometeia di percentuali molto ridotte. In sintesi si può concludere che questo modello può essere validamente utilizzato alternativamente a quello di Prometeia.

---

## 6 Proprietà del Modello e Analisi di Simulazione

Le caratteristiche distintive del modello possono essere trovate illustrando le risposte del modello a diversi shocks. Per poterlo fare è stato necessario innanzitutto trovare lo stato stazionario del modello. Su software R è stato dunque reiterato migliaia di volte (3500) lo stesso sistema di equazioni che è stato utilizzato nel paragrafo precedente per condurre l'*in-sample-simulation*. Si è utilizzato come valore di partenza di ogni variabile quello del 2020, mentre le variabili esogene del modello sono state lasciate fissate al valore osservato nel 2020. Il modello, dopo numerose iterazioni giunge a un punto stazionario, laddove cioè, ogni variabile endogena, se reinserita nelle altre equazioni del sistema in cui compare, non ne cambia il valore. Una volta trovato il valore di stato stazionario di tutte le variabili endogene, lo si userà come insieme di valori di partenza del modello per studiare l'effetto della variazione di una o più variabili contemporaneamente, a scelta del *policy maker*. Il vantaggio di implementare uno shock su un modello nel suo stato stazionario, è che si possono studiarne gli effetti *ceteris paribus*.

Partendo dal modello nel suo stato stazionario, e implementando volta per volta shock diversi, è possibile commentare gli effetti sul PIL e altri variabili rilevanti rispetto ai valori di base dello stato stazionario, e utilizzare le interconnessioni tra le diverse risposte delle variabili per spiegare come il modello si assesta sul nuovo equilibrio. Le linee mostrate nelle figure seguenti rappresentano la percentuale di variazione delle variabili nello scenario di simulazione, rispetto al loro valore di equilibrio in stato stazionario nei 150 step (trimestri) successivi all'implementazione dello shock<sup>21</sup>.

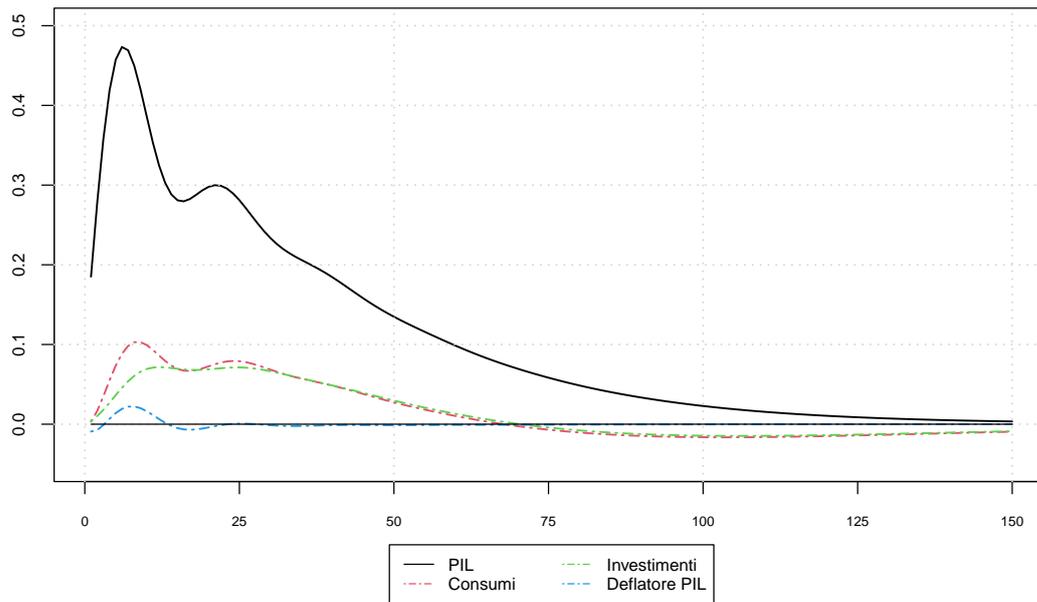
### 6.1 Shock sulla Domanda

Si comincia considerando uno shock positivo intervenuto sui consumi pubblici. Si può ipotizzare che tale shock derivi sia da una politica interna della regione, sia da una scelta del Governo centrale Italiano di destinare maggiori fondi alla regione. Si è applicato uno shock sui consumi pubblici pari al 5%. I principali aggregati macroeconomici di contabilità nazionale (spesa pubblica, investimenti, consumi privati) vengono influenzati da questo shock seguendo l'andamento mostrato in figura (22).

---

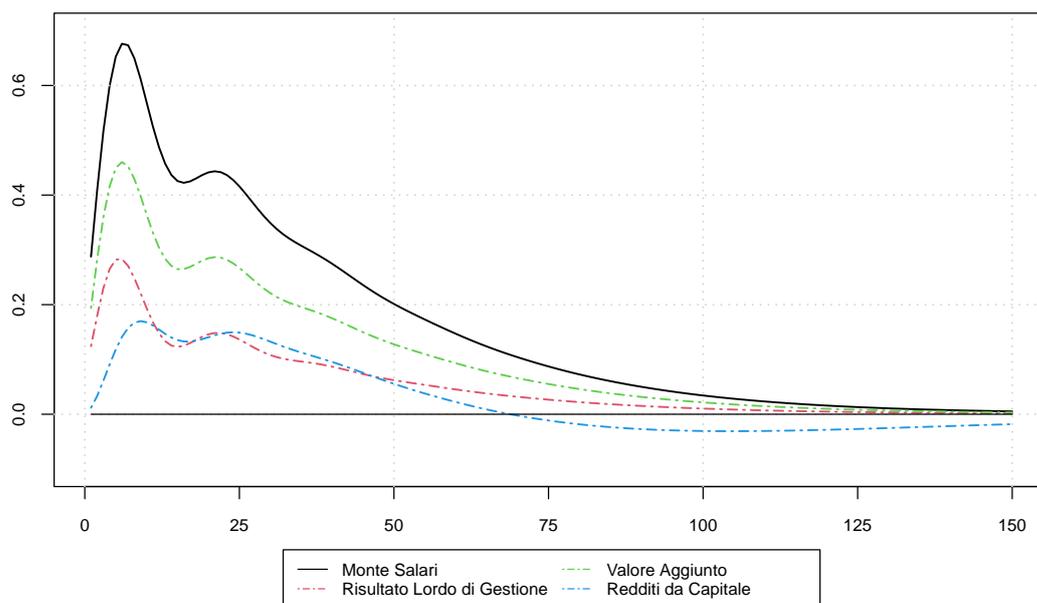
<sup>21</sup>Il database su cui sono state costruite le stime è annuale perché l'ISTAT produce poche variabili di dimensione regionale a frequenza trimestrale o inferiore. Tuttavia, ogni passo della simulazione può essere considerato un semestre se si fa l'assunzione semplificativa che nei dati raccolti su base annua (su cui si sono costruite le equazioni di stima) la crescita infrannuale di ciascuna variabile, da un trimestre all'altro, sia costante. Le stime ottenute dal modello allora si adatterebbero anche a dati trimestrali.

Figura 22: Shock di spesa pubblica: effetti sulle variabili di Consumo



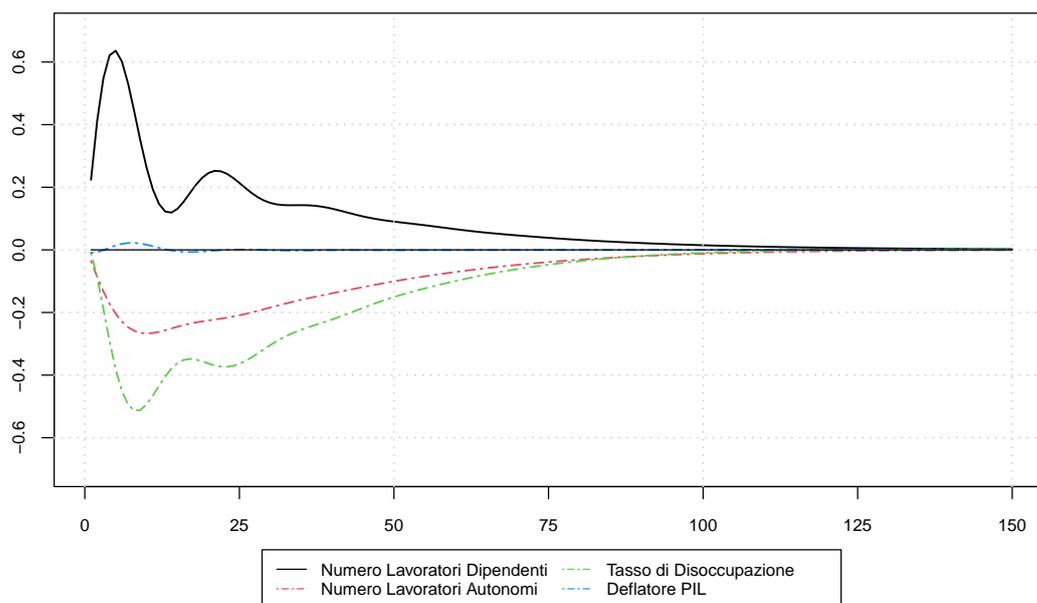
Come si nota in figura (22), lo shock sui consumi pubblici si tramuta in un immediato aumento del PIL che raggiunge il suo apice dopo qualche step ad un tasso di crescita vicino allo 0.5%. Meno consistente ma comunque positiva la crescita dei consumi privati che segue l'andamento del PIL seppur in modo riscalato, e gli investimenti (sia pubblici che privati), che in risposta allo shock sui consumi pubblici aumentano. Si consideri che il grafico mostra solo l'effetto di crescita annua delle variabili; l'effetto cumulato di tutto lo shock invece si ricava sommando la crescita registrata di anno in anno. Su un arco temporale lungo (150 trimestri) una politica fiscale espansiva occasionale produce dunque effetti importanti e duraturi anche se in progressiva riduzione col passare del tempo.

Figura 23: Shock di spesa pubblica: effetti sulle variabili dei redditi



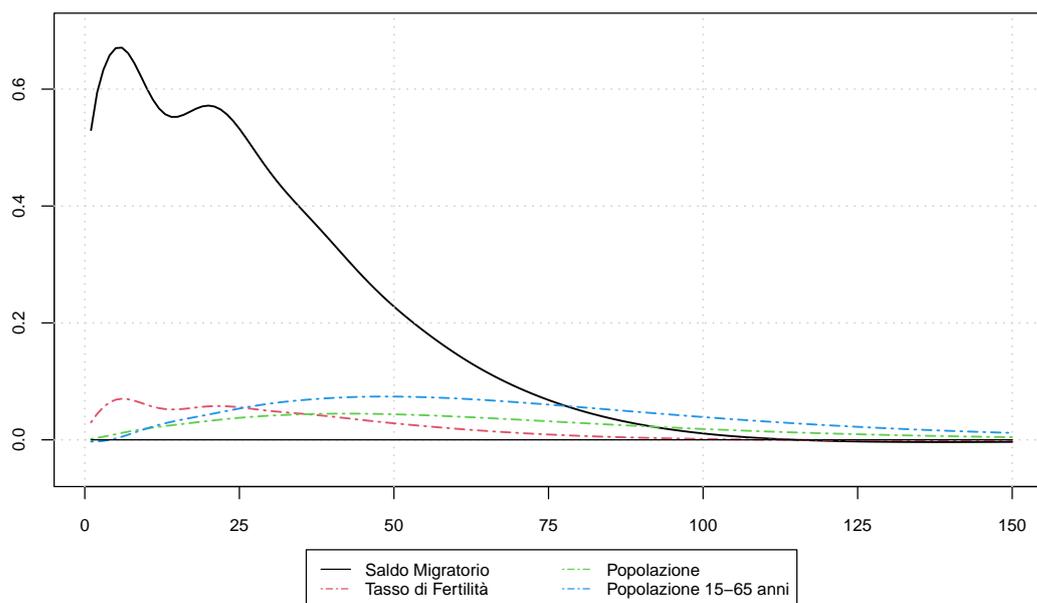
Osservando il lato della produzione, si vede che il monte salari riceve l'impulso di crescita più forte, sfiorando lo 0.7% nel punto di apice con una persistenza che dura almeno 50 trimestri, andando poi a scemare velocemente. Coerentemente anche il valore aggiunto subisce un andamento crescente sino a tornare poi al proprio punto di equilibrio. Questo indica che un aumento di consumi pubblici nell'economia ligure del 5% ne aumenta il valore aggiunto per un lungo periodo. L'indotto generato dal maggior fatturato delle imprese fornitrici di beni e servizi all'amministrazione pubblica produce un effetto moltiplicativo ben al di sopra di 1, in termini di valore aggiunto complessivamente generato. Lo stesso vale per i redditi da capitale che ineriscono al pagamento degli interessi e dei dividendi. Il risultato lordo di gestione invece replica su scala minore l'andamento già seguito dal monte salari e dal valore aggiunto. I profitti delle imprese a seguito della politica fiscale espansiva dunque aumentano, soprattutto nei primi 50 trimestri, anche se in misura proporzionalmente minore rispetto ai salari che si dimostrano dunque essere più sensibili agli shock di politica fiscale.

Figura 24: Shock di spesa pubblica: effetti sul mercato del lavoro



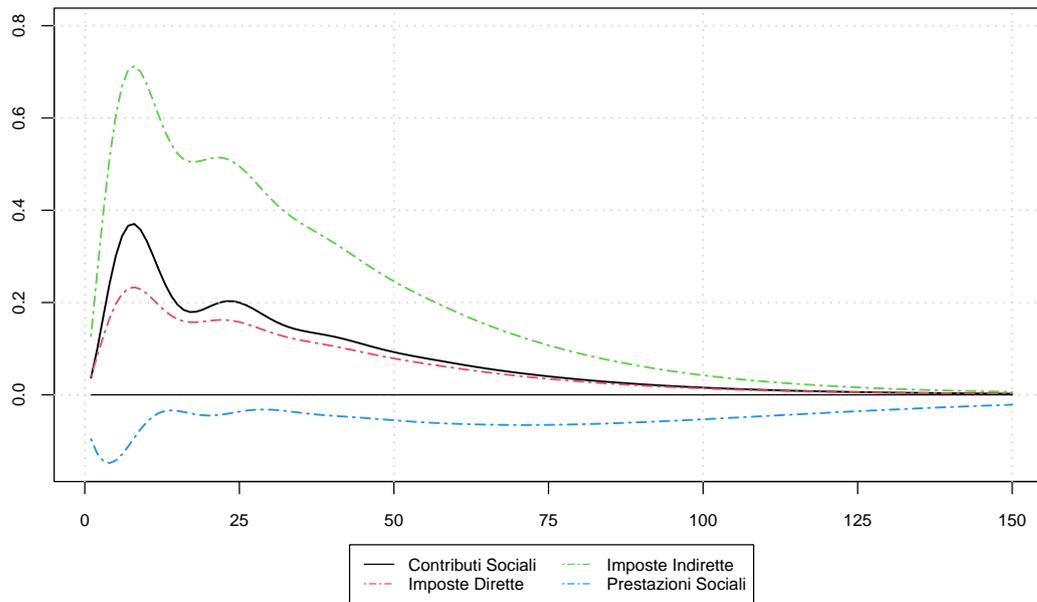
Osservando il lato del lavoro, vediamo che il numero di lavoratori dipendenti aumenta considerevolmente arrivando nel suo massimo oltre lo 0.6% per poi ridiscendere con un andamento comunque complesso che conosce una risalita dopo 20 trimestri a causa della relazione della variabile di interesse con tutte le altre del modello. I prezzi, come avevamo già visto si muovono poco anche relativamente alle variabili osservate. Come conseguenza dell'aumento di occupati, si riduce il tasso di disoccupazione. Controverso invece l'andamento degli imprenditori che subisce una riduzione; probabilmente l'aumentata domanda aggregata indotta dall'impulso di politica fiscale espansiva ha prodotto un effetto di concentrazione del capitale che ha causato un aumento di profitti e salari da un lato (figura 23) ma dall'altro a una riduzione del numero di autonomi (figura 24).

Figura 25: Shock di spesa pubblica: effetti sulle variabili demografiche



Un aumento dei consumi pubblici ha effetti anche demografici. Provoca un aumento del tasso di fertilità perché, secondo le ipotesi sottostanti le stime del modello il tasso di fertilità dipende, tra le altre, anche dal PIL. Le migliorate condizioni di vita indotte dall'aumento del reddito migliorano anche le aspettative e la salute delle persone che in ultimo contribuiscono ad aumentare il tasso di fertilità. Significativo è l'aumento dell'immigrazione, in conseguenza proprio dell'aumento del PIL che fa da attrattore per i lavoratori residenti in altre regioni o paesi. In conseguenza dell'aumentato tasso di fertilità e immigrazione anche la popolazione generale della regione subisce un impulso positivo. La popolazione attiva (15-65 anni) è quella che presenta i tassi di crescita più alti e duraturi rispetto alle altre variabili contribuendo ad aiutare il maggior sforzo produttivo (aumento del PIL, figura 22) con maggiore manodopera.

Figura 26: Shock di spesa pubblica: effetti sulle imposte e prestazioni sociali

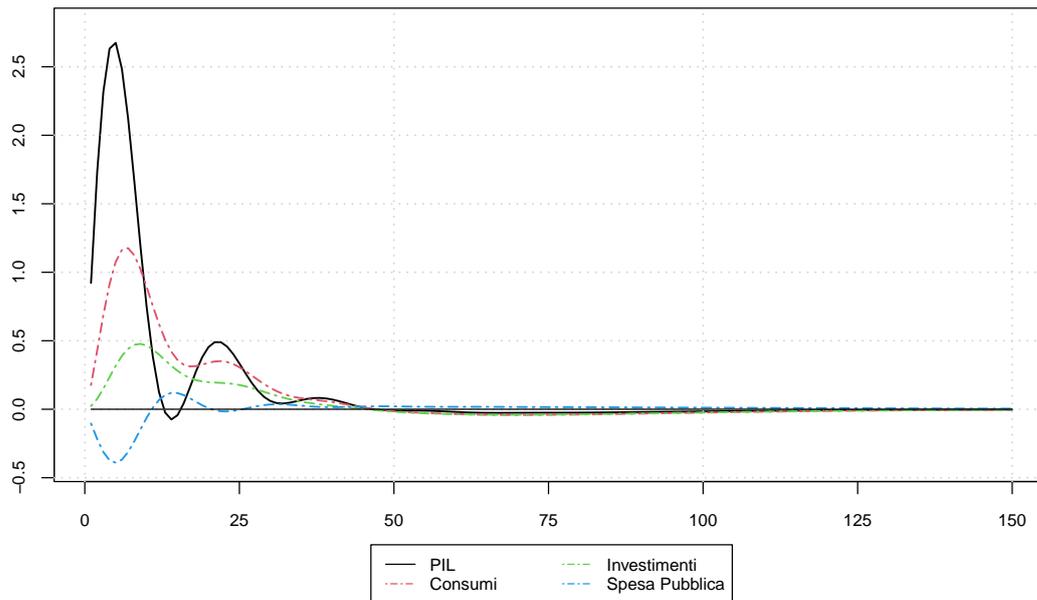


Infine, per quanto riguarda le imposte raccolte e le prestazioni sociali erogate sul territorio ligure, un aumento della spesa pubblica del 5% produce come esito un maggior gettito fiscale che dura approssimativamente 70 trimestri. Il maggiore valore aggiunto già trovato in figura (23) comporta anche un aumento di gettito IVA che va ad incidere sulla variabile "imposte indirette"; il maggior reddito da lavoro, da impresa e capitale di figura (23) comporta un aumento di gettito IRPEF che va a ingrandire la variabile "imposte dirette". Più marcato di tutti è l'effetto sulle imposte indirette che salgono oltre lo 0.7% al momento del loro picco. I contributi sociali dei lavoratori subiscono un impulso positivo sebbene inferiore a quello delle imposte indirette, come conseguenza del fatto che è aumentano il numero di occupati (figura 24) e con esso il monte salari (figura 23). Viceversa, le prestazioni sociali vanno incontro a una leggera flessione dovuta al fatto che una parte del disagio sociale è stato ridotto dalla migliore condizione occupazionale e dai maggiori servizi erogati dall'amministrazione pubblica. Una politica fiscale espansiva in Liguria permette quindi di aumentare il gettito generale e diminuire le uscite (prestazioni sociali); il risultato è un miglioramento del bilancio pubblico.

## 6.2 Shock sull'Offerta

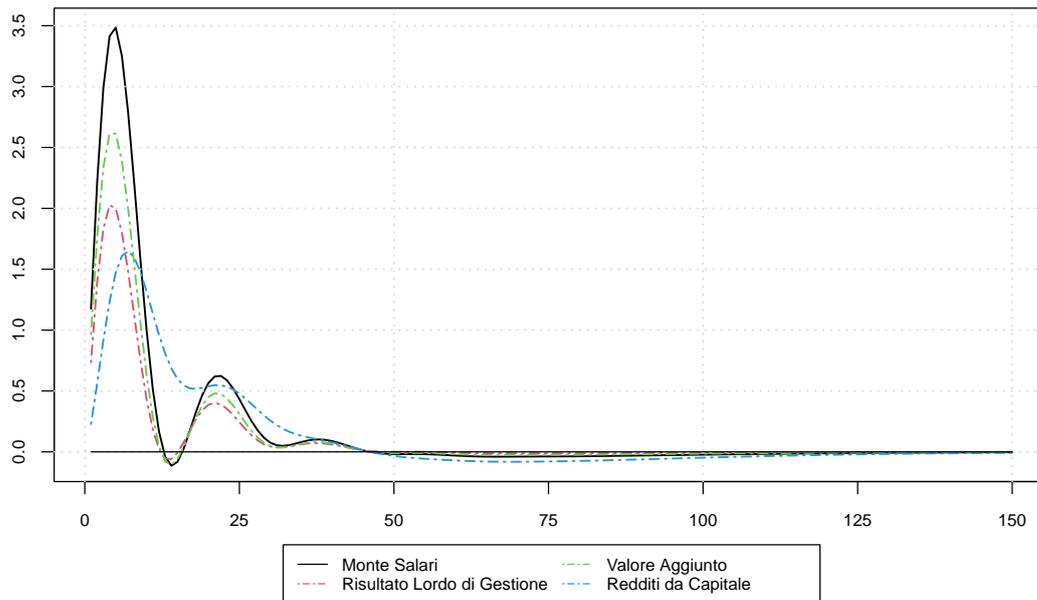
Successivamente allo shock sul lato dei consumi, si è introdotto nel modello al suo stato stazionario, uno shock che va in riduzione dei contributi sociali a carico dei datori di lavoro, nonché il maggiore costituente del cuneo fiscale sul lavoro. Anche in questo caso lo shock vale il 5% del valore di stato stazionario dei contributi sociali. La riduzione del cuneo fiscale sul lavoro è implementata un solo anno, pertanto, anche qui come sul lato della domanda, gli effetti di questa politica sono solo temporanei. Ben diverso sarebbe il risultato se il taglio del cuneo fiscale del lavoro fosse permanente, perché il sistema di sposterebbe su un nuovo equilibrio di stato stazionario.

Figura 27: Shock sui contributi fiscali: effetti sulle variabili di Consumo



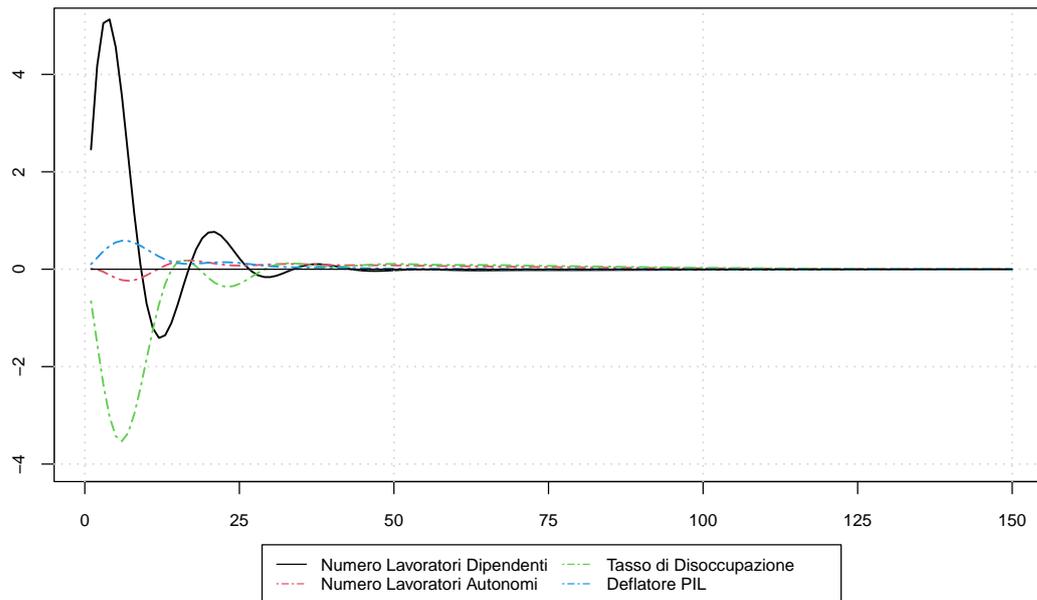
Il PIL subisce l'impulso più forte superando abbondantemente il 2.5% nel suo punto di picco. L'andamento complessivo è complesso presentando una seconda (seppur ridotta) fase di crescita successiva alla prima. A differenza dello shock sui consumi pubblici, gli effetti dello shock sul cuneo fiscale del lavoro durano meno periodi annullandosi attorno al trimestre 25. Lo shock ha effetto positivo anche sulle altre variabili di consumo che connotano il PIL. Anche per loro l'andamento è complesso; a una prima fase di salita e discesa è seguita da una seconda più tenue, per poi andare a stabilizzarsi lentamente. I consumi crescono a tassi all'incirca della metà rispetto a quelli del PIL seguendo il medesimo andamento. Gli investimenti invece crescono ma della metà circa dei consumi privati. La spesa pubblica subisce una variazione in diminuzione che si annulla dopo una ventina di trimestri. Il minor costo del lavoro migliora i redditi da lavoro e da impresa (figura 28), riduce la disoccupazione (figura 29) e quindi si richiede meno intervento pubblico a sostegno delle fasce deboli.

Figura 28: Shock sui contributi fiscali: effetti sulle variabili di Reddito



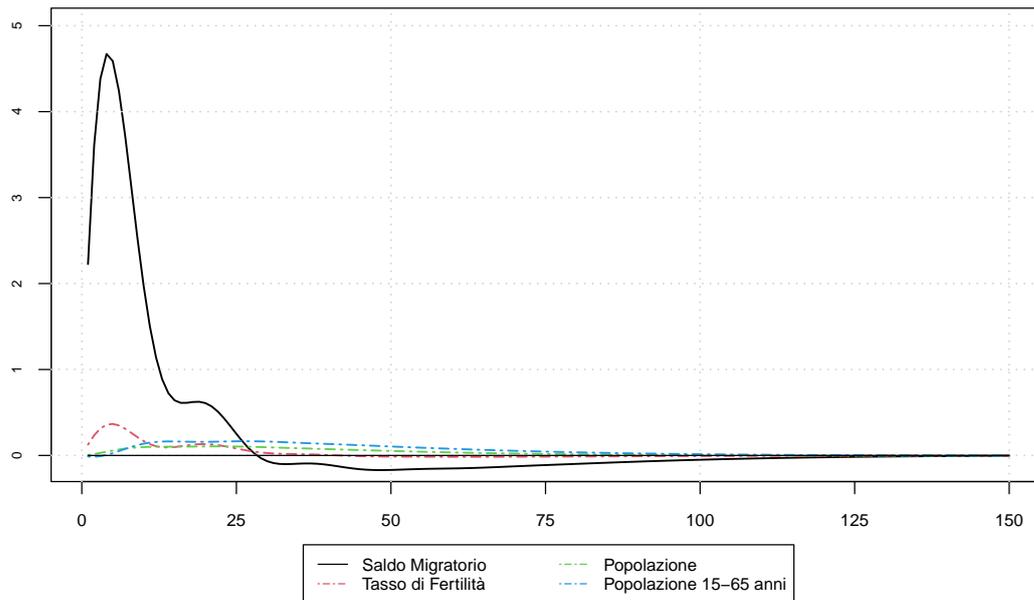
Le variabili macroeconomiche di valore aggiunto e redditi, aumentano in modo ancora più forte rispetto a quelle di figura (27). Nella figura (28) la riduzione dei contributi sociali ha un impatto positivo soprattutto sul Monte Salari che al suo picco raggiunge quasi il 3.5%. Un ridotto costo del lavoro infatti ha un effetto positivo sia sull'occupazione (aumentando il numero di occupati e quindi il monte salari regionale) sia sul salario per lavoratore indotto proprio dall'aumento di domanda di lavoro. Molto positivo è anche l'effetto sul valore aggiunto che al suo picco oltrepassa il 2.5% per poi annullarsi dopo 15 trimestri, risalire leggermente per altri 5 trimestri e poi andando ad annullarsi. La riduzione del cuneo fiscale sul lavoro produce effetti moltiplicativi positivi dunque anche dal lato della produzione che deve soddisfare la maggiore domanda trovata in figura (27). Così come per i salari, anche i profitti delle imprese ricevono un impulso crescente che nel suo picco raggiunge il 2%. Come ci si aspettava dalla teoria economica, anche i redditi da capitale aumentano, come conseguenza dell'aumentato profitto delle imprese (che pagheranno più dividendi, interessi, ecc.). Anche valore aggiunto, profitti e redditi da capitale subiscono impulsi di breve durata che li riportano sui loro valori di stato stazionario in 30 trimestri circa.

Figura 29: Shock sui contributi fiscali: effetti sul mercato del lavoro



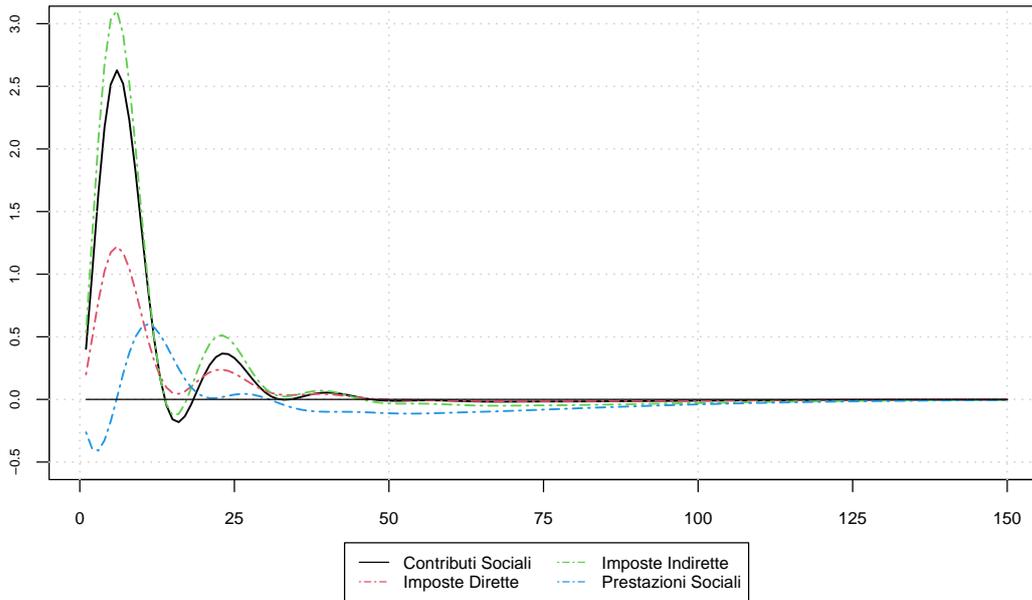
Il numero di lavoratori dipendenti cresce abbondantemente, raggiungendo al suo apice un tasso di crescita del 5% già al quarto trimestre. Successivamente questa crescita frena sino a raggiungere valori negativi per pochi trimestri, per poi tornare a salire e finalmente stabilizzarsi sui propri valori di stato stazionario. Anche in questo caso gli effetti dello shock sono di breve durata e si esauriscono attorno al trimestre 25. Come conseguenza dell'andamento del numero di lavoratori dipendenti, il tasso di disoccupazione scende di quasi 4 punti percentuali per poi tornare a stabilizzarsi. Il numero di lavoratori autonomi invece resta relativamente stabile, con una lievissima flessione che richiama agli effetti di concentrazione di capitale (comunque moto deboli) che si annullano in meno di 20 trimestri. I prezzi in questo scenario di simulazione restano stabili con una lieve flessione positiva nei primi 10 trimestri legata al surriscaldamento dell'economia indotto dall'aumento della domanda e dal conseguente adeguamento ad essa della produzione.

Figura 30: Shock sui contributi fiscali: effetti sulle variabili Demografiche



Gli effetti maggiori dello shock sul cuneo fiscale di lavoro, in ambito demografico, si registrano nell'immigrazione. Il saldo migratorio aumenta quasi al 5% in pochi trimestri per poi ridiscendere velocemente e tornare al suo stato stazionario in circa 25 trimestri. La migliorata condizione economica della Liguria indotta dal taglio del cuneo fiscale sul lavoro fa da effetto "pool" attrattivo delle Regioni limitrofe, sia di lavoratori dipendenti che di imprenditori (e infatti gli investimenti sono in aumento, da figura 27). Le altre tre variabili crescono a tassi molto più ridotti. Il tasso di fertilità aumenta subito in tre trimestri ma torna poi a stabilizzarsi in poco più di dieci trimestri. Anche qui, il tasso di fertilità si lega alla migliorata condizione generale di vita della popolazione. Aumentando il tasso di fertilità, per necessità, aumenta anche la popolazione complessiva. La fascia di popolazione tra i 15-65 anni invece aumenta per effetto dell'incremento dell'immigrazione (prevalentemente di persone in età da lavoro).

Figura 31: Shock sui contributi fiscali: effetti sulle imposte e prestazioni sociali



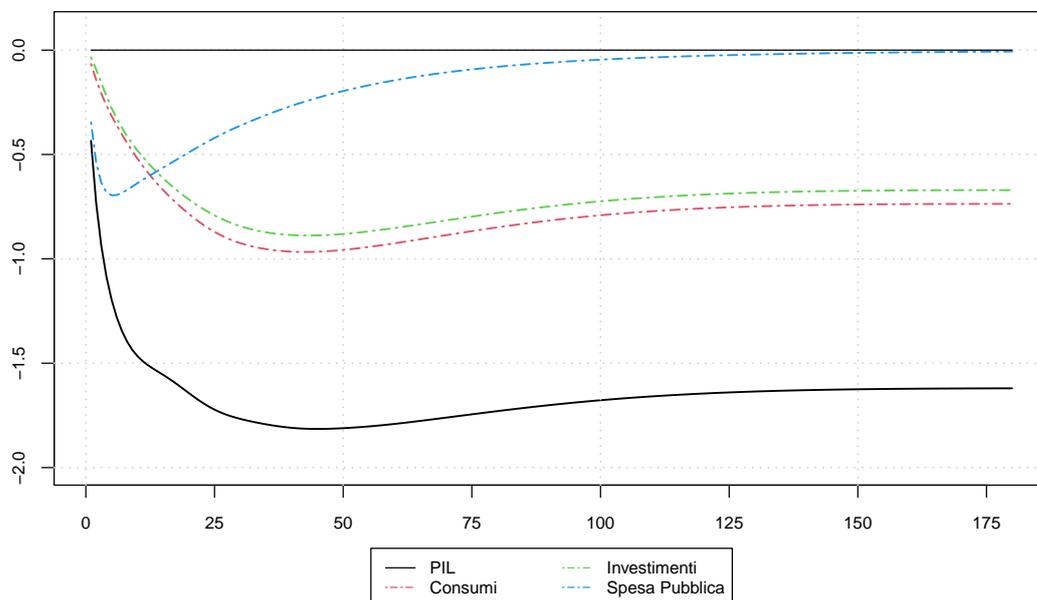
La riduzione dei contributi sociali a carico dei datori di lavoro, causando consistenti aumenti sul lato occupazionale e salariale, già dal trimestre della simulazione successivo al primo (non in figura), ha come effetto un aumento dei contributi stessi. Questo risultato suggerisce che anche se si riducessero le aliquote del costo del lavoro non si ridurrebbe il gettito proveniente da questa fonte perché alle ridotte aliquote si affiancherebbe un'augmentata base su cui applicare le stesse, generando, come effetto finale complessivo, un aumento del gettito. Le imposte indirette, come conseguenza del forte aumento di valore aggiunto, suggeriscono un incremento di oltre il 3% al momento del picco di crescita già dopo pochi trimestri. Il maggior gettito iva indotto dall'aumento di valore aggiunto fa sentire i suoi effetti soprattutto su questa variabile. Anche il gettito ricavato dalle imposte dirette aumenta perché il maggior reddito da impresa e da lavoro aumenta la base imponibile senza che le aliquote varino. Le prestazioni sociali erogate dalle amministrazioni pubbliche, infine, inizialmente si riducono, come conseguenza delle migliorate condizioni generali di vita della popolazione, successivamente aumentano, in conseguenza del calo successivo al picco delle altre variabili quali valore aggiunto e redditi, per poi stabilizzarsi in circa 25 trimestri.

### 6.3 Shock Permanente

Al modello possono essere applicati shock con effetto permanente che cambia il livello di stato stazionario di ogni variabile endogena. Esistono due shock con effetti permanenti sul modello: una variazione dal livello di stato stazionario di una o più delle variabili endogene al modello per la medesima quantità, reiterata ad ogni periodo, oppure una variazione delle variabili esogene. Siccome lo stato stazionario cambia, in presenza di shock permanenti sulle variabili endogene o esogene, le funzioni di reazione non convergeranno più attorno alla linea dello zero proprio perché raggiungono nuovi livelli di equilibrio che saranno in un rapporto fisso rispetto al livello di equilibrio

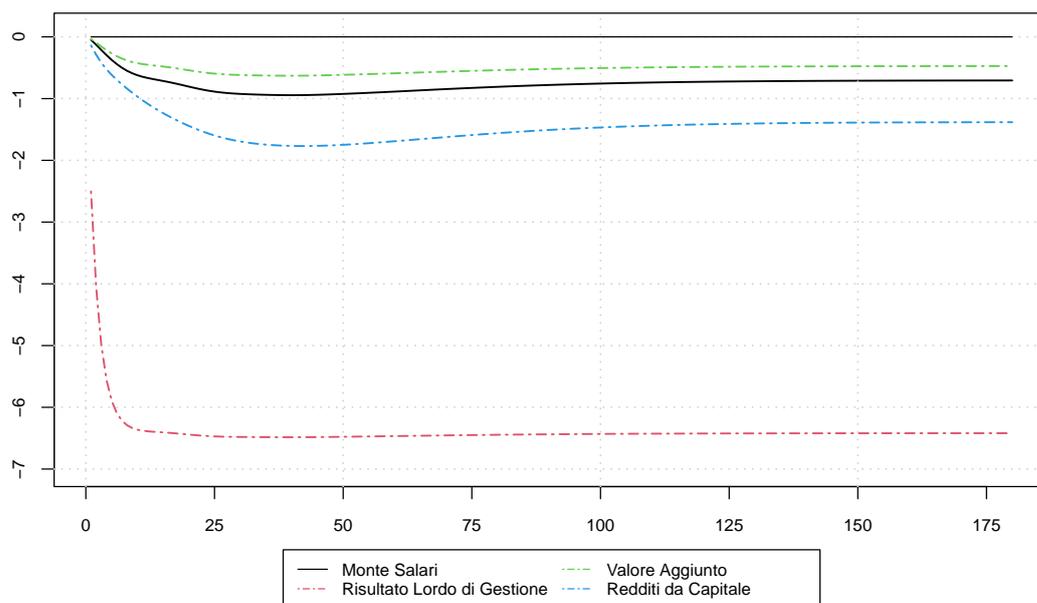
precedente. Nell'esempio che si propone di seguito verrà introdotto uno shock su una variabile esogena: l'aliquota dell'imposta sul valore aggiunto (IVA) viene alzata dal 22% al 25%.

Figura 32: Shock sull'aliquota IVA: effetti sulle variabili di Consumo



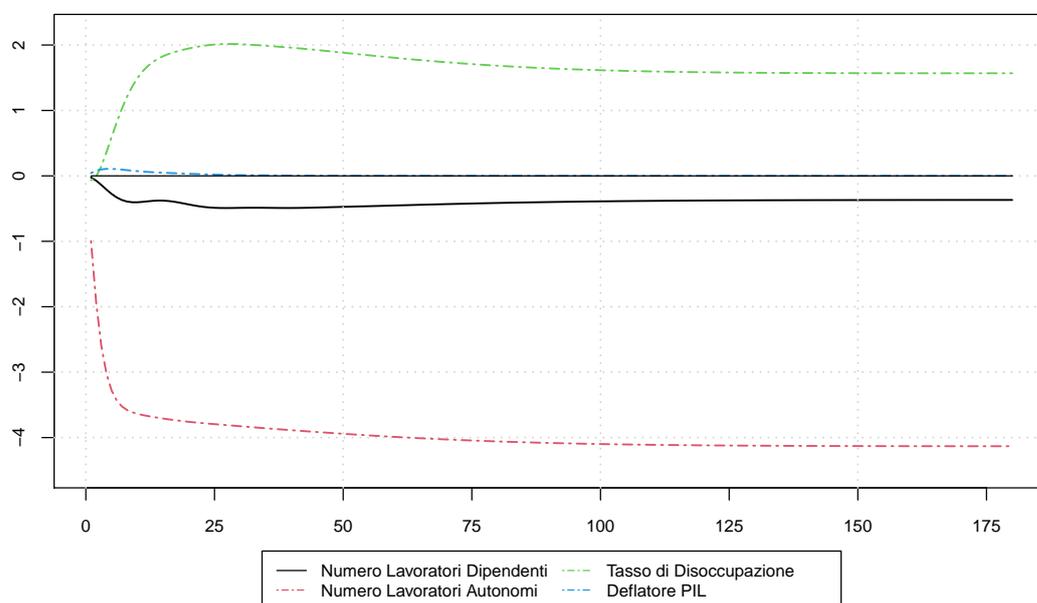
I principali aggregati macroeconomici del consumo si stabilizzano attorno a un nuovo livello di equilibrio più basso. L'aumentata pressione fiscale sul valore aggiunto ha un effetto depressivo permanente per l'economia regionale. I consumi privati si riducono in via permanente di poco meno dello 0.8%; anche gli investimenti, a fronte della minore domanda, si riducono di circa lo 0.7%. La spesa pubblica invece resta su valori stazionari perché non è influenzata dall'imposta sul valore aggiunto (secondo il regime italiano dello split payment). Il PIL è la variabile che accusa la riduzione maggiore perdendo l'1.75% del suo valore in modo permanente.

Figura 33: Shock sull'aliquota IVA: effetti sulle variabili di Reddito



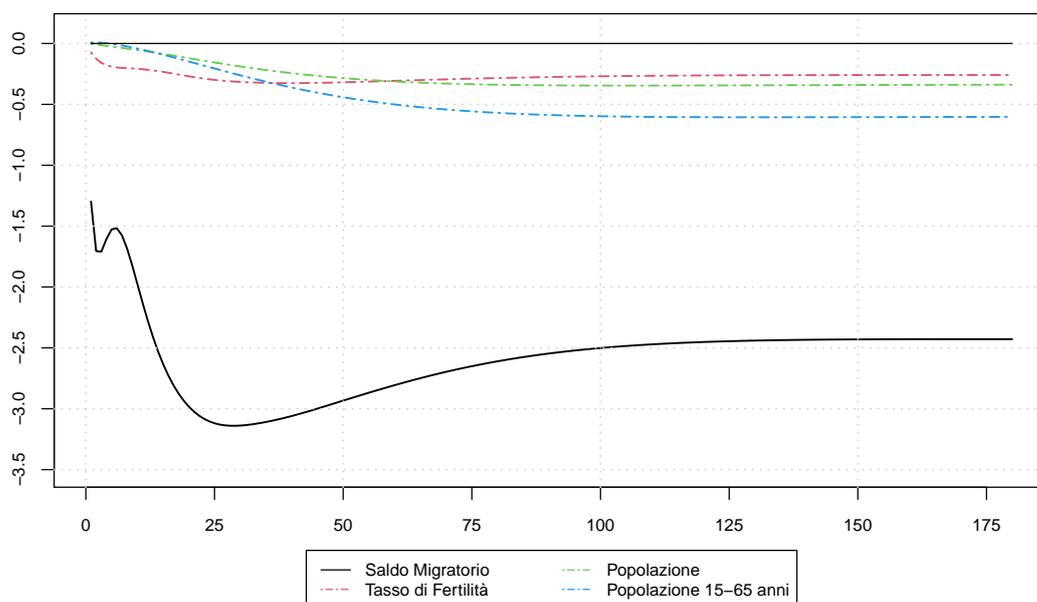
Conseguenza di figura (32) sono gli andamenti di figura (33): la riduzione del PIL calcolato sul lato dei consumi, implica una riduzione dei redditi. Il valore aggiunto prodotto si riduce, essendosi attestata su valori più bassi la domanda aggregata. La perdita fissa di circa lo 0.5% del valore aggiunto comporta una riduzione di occupazione (figura 34) che si accompagna, ridotti i salari per la minore domanda di lavoro, a una riduzione del monte salari regionale che cala in maniera permanente attorno allo 0.8% del suo valore originario di stato stazionario. I profitti delle imprese sono invece quelli che reagiscono in modo più sensibile all'aumento dell'aliquota IVA attestandosi attorno a una riduzione del 6.5%. I ridotti profitti impattano sui redditi da capitale prodotti anch'essi scesi di circa 1.5%.

Figura 34: Shock sull'aliquota IVA: effetti sul mercato del lavoro



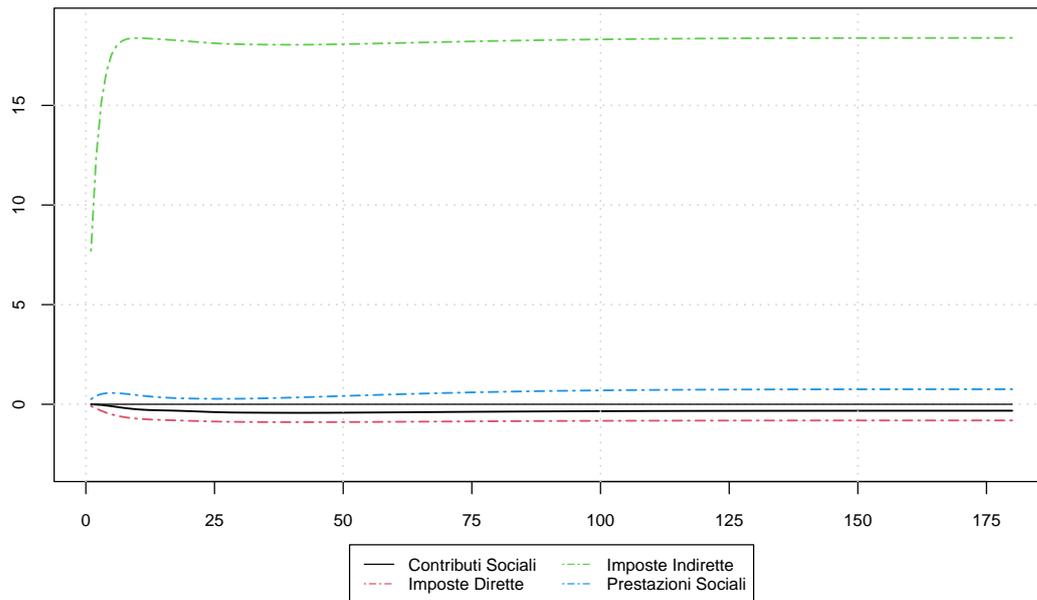
L'aumento dell'IVA comporta una riduzione dell'occupazione generale che si attesta attorno a 4 punti percentuali in meno per i lavoratori autonomi e circa mezzo punto percentuale per i lavoratori dipendenti. Gli effetti depressivi della misura economica hanno ridotto il numero di lavoratori autonomi in questo caso non necessariamente per un effetto di concentrazione di capitale quanto proprio per una serie di fallimenti e chiusure a catena che riducono il numero di imprese a parità di capitale. Di conseguenza il tasso di disoccupazione aumenta in modo permanente di circa 1.5 punti percentuali.

Figura 35: Shock sull'aliquota IVA: effetti sulle variabili Demografiche



Le variabili demografiche accusano riduzioni nei loro indicatori, trascinati dall'andamento generale dell'economia. Il tasso di fertilità si riduce dello 0.25% in modo permanente e di conseguenza anche la popolazione scende a un tasso molto simile. Il saldo migratorio diminuisce di circa il 2.5%: la popolazione ligure tende a spostarsi in altre regioni che, a parità di condizioni, esercitano un effetto di "pool" (nell'ipotesi puramente teoria che l'aumento dell'aliquota IVA si sperimenti solo in Liguria). L'emigrazione di parte della popolazione ligure comporta una riduzione della popolazione in età da lavoro che si riduce a un tasso doppio rispetto alla popolazione per tutte le classi di età.

Figura 36: Shock sull'aliquota IVA: effetti sulle imposte e prestazioni sociali



Infine, l'effetto depressivo dell'aumento dell'IVA sull'economia aumenta le prestazioni sociali (in conseguenza anche dell'aumento di disoccupazione) di circa l'1%. Le imposte dirette e i contributi sociali si riducono perché non essendo cambiate le aliquote di queste forme di imposizione fiscale, ha effetto solo la riduzione della base imponibile. I salari e i profitti diminuiti hanno ridotto le imposte dirette mentre la diminuita occupazione di lavoratori dipendenti e dei loro salari hanno ridotto i contributi sociali. Viceversa, le imposte indirette aumentano del 18% il loro ammontare a causa dell'aumento dell'aliquota, tuttavia, questo aumento si è ottenuto a fronte di importanti sacrifici delle altre variabili economiche illustrate nelle figure precedenti.

---

## 7 Conclusioni

Il modello macroeconomico regionale presentato in questo lavoro è stato pensato per essere utilizzato da enti di ricerca e uffici statistici regionali nell'ambito della programmazione regionale e dell'analisi previsionale del PIL. Le stime econometriche sono state condotte su un ampio panel dataset di variabili economiche a grandezza regionale, coinvolgendo nel processo di stima tutte le regioni italiane. Il modello è stato costruito avendo cura di rispettare le principali identità di contabilità nazionale, così come adottate da ISTAT, affinché sia rispettata una certa coerenza interna e la stessa logica economica.

Il modello fornisce congiuntamente una stima del PIL di ciascuna delle 20 regioni italiane, sia dal lato della domanda, sia dal lato dell'offerta, sia dal lato dei redditi, in accordo con le tre principali definizioni di prodotto interno lordo. Sul lungo termine il PIL è determinato sia da alcune condizioni sul lato della domanda che da quello dell'offerta. In particolare, il progresso tecnico guidato dagli investimenti in R&D è responsabile della crescita della TFP che a sua volta impatta sul sentiero di crescita del PIL. Dal lato della domanda, la crescita di lungo termine è influenzata dal livello di tassazione fissato (sia dal governo centrale sia da quello regionale).

Una caratteristica distintiva del modello è che le principali variabili di entrata e di spesa del bilancio regionale sono state endogeneizzate da apposite equazioni di stima. Il modello, utilizzando i dati CPT dopo un opportuno aggiustamento per renderli compatibili con i dati per competenza prodotti da ISTAT, distingue le entrate e le uscite del governo centrale da quelle del governo regionale. Il report, infine, mostra come il modello risponda a una serie di shock implementati sulle sue variabili. Il modello risponde agli impulsi introdotti in modo relativamente standard rispetto alle proprietà tipicamente riconosciute dalla letteratura internazionale per questa classe di modelli. Ciascuna delle 20 regioni italiane può implementare gli shock che preferisce sulla propria economia; uno per volta o anche più shock congiuntamente.

Alcune limitazioni importanti del modello riguardano le variabili di import ed export che purtroppo non è stato possibile endogeneizzare perché non vengono raccolte da ISTAT a livello regionale. La possibilità di trattare il settore "estero" solo in termini di importazioni nette (ovvero come differenza delle due variabili non osservate di import ed export) rende meno dettagliato il modello impedendo al *policy maker* di conoscere l'effetto isolato sulle importazioni (o esportazioni) di una manovra fiscale. Il secondo limite importante del modello sono i dati di contabilità pubblica regionali, derivati dalla banca dati CPT. Nonostante l'aggiustamento proposto, le variabili CPT sono dati raccolti per cassa pertanto nonostante il filtro proposto, si è solo utilizzata una approssimazione dei valori per competenza (non osservabili). In versioni successive di questo lavoro si potranno indagare metodi più efficaci per cercare di trasformare i dati CPT da dati di cassa a dati per competenza.

Infine, ulteriori estensioni di questo studio potrebbero essere prodotte da ciascuna Regione, allo scopo di ricavare un modello più specifico legato alle peculiarità locali. Il modello proposto in questo report, infatti, lega tutte le regioni attorno ad alcune regolarità statistiche catturate dalle equazioni di stima comuni; tuttavia, per i fattori tipici dell'economia locale di ogni regione (soprattutto per quelle a statuto speciale), è necessario integrare questo modello con nuove e più specifiche equazioni. Il modello si presta dunque per essere usato come valido punto di partenza comune per la costruzione di modelli di previsione economica più specifici, adattati alle peculiarità di ciascuna realtà locale.

---

## 8 Riferimenti Bibliografici

- Albareto, G., Bronzini, R., Caprara, D., Carmignani, A., Venturini, A., (2008). La ricchezza reale e finanziaria delle famiglie italiane per regione dal 1998 al 2005. *Rivista economica del Mezzogiorno*, Fasciolo 1.
- Albonico, A., Cales, L., Cardani, R., Croitorov, O., Ferroni, F., Giovannini, M., ... e Vogel, L. (2017). The global multi-country model (GM): an estimated DSGE model for the euro area countries (No. 2017/10). JRC Working Papers in Economics and Finance.
- Bacchini, F., Brandimarte, C., Crivelli, P., De Santis, R., Fioramanti, M., Girardi, A., ... e Papalardo, C. (2013). Building the core of the ISTAT system of models for forecasting the Italian economy: MeMo-It. Banca d'Italia (1986), -"Modello trimestrale dell'economia italiana", Working papers (Temi di discussione), No. 80, Bank of Italy.
- Beffy, P. O., Ollivaud, P., Richardson, P., e Sédillot, F. (2006). New OECD methods for supply-side and medium-term assessments: a capital services approach.
- Beqiraj, E., e Tancioni, M. (2014). Evaluating labor market targeted fiscal policies in high unemployment EZ countries. Available at SSRN 2409138.
- Brooks, C. *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press. Oxford: 2008.
- Bulligan, G., Busetti, F., Caivano, M., Cova, P., Fantino, D., Locarno, A., e Rodano, M. L. (2017). The Bank of Italy econometric model: an update of the main equations and model elasticities. Bank of Italy Temi di Discussione (Working Paper) No, 1130.
- Busetti, F., A. Locarno, e L. Monteforte (2005), -"The Bank of Italy's quarterly model", in Fagan, G., and J. "econometric model", in Christodoulakis, N.M. (ed.), *Dynamic modelling and control of national economies 1989*, pp. 379-386, Pergamon Press.
- Cicinelli, C., Cossio, A., Nucci, F., Ricchi, O., e Tegami, C. (2010). The Italian treasury econometric model (ITEM). *Economic Modelling*, 27(1), 125-133. With "Technical Appendix Model Documentation"
- Conti, M. (2009). The Italian productivity decline: evidence from regional data. *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, 269-309.
- Galli, G., I. Visco e D. Terlizzese (1990), -"Short and long run properties of the Bank of Italy quarterly Gianella, C., Koske, I., Rusticelli, E., e Chatal, O. (2008). What drives the NAIRU? Evidence from a panel of OECD countries.
- Giorno, C., Richardson, P., Roseveare, D., e Van den Noord, P. (1995). Estimating potential output, output gaps and structural budget balances.
- Guichard, S. e Rusticelli, E. (2010). Assessing the impact of the financial crisis on structural unemployment in OECD countries.
- Haas, R. D., e Masson, P. R. (1986). MINIMOD: specification and simulation results. *Staff Papers*, 33(4), 722-767.
- Hendry, D.F. and Doornik, J. A., (1994). ?Modeling linear dynamic econometric systems?. *Scottish Journal of Political Economy*, 1-33.
- Istat (2021), -"Prospettive per l'economia italiana nel 2021-22", *Previsioni*, 4 giugno 2021.
- Lucas, R. E. Jr. e L. A. Rapping (1969), -"Real Wages, Employment, and Inflation", *Journal of Morgan* (eds.), *Econometric models of the euro area central banks*, pp. 210-227, Edwar Elgar.
- Mazzoli, M. *Credit, Investments and the Macroeconomy: A Few Open Issues*. Cambridge University Press. New York: 1998.
- OECD (2016). Report - "Forecasting methods and analytical tools".  
<https://www.oecd.org/economy/outlook/forecastingmethodsandanalyticaltools.htm>
- Paul, M., Symansky, S. A., Haas, R. D., e Dooley, M. P. II MULTIMOD: A Multi-Region Econometric Model. In *World Economic and Financial Surveys*, 1988. International Monetary Fund.

- 
- Pennings, S. (2017). Long Term Growth Model (LTGM v4. 0)-Model Description.
- Pieri, F., Vecchi, M., e Venturini, F. (2018). Modelling the joint impact of R&D and ICT on productivity: A frontier analysis approach. *Research Policy*, 47(9), 1842-1852. *Political Economy*, Vol. 77, No. 5, 721-54.
- Richardson, P., L. Boone, C. Giorno, M. Meacci, D. Rae e D. Turner (2000), "The concept, policy use and measurement of structural unemployment: estimating a time varying NAIRU across 21 OECD countries", OECD Economics Department Working Papers, No. 250.
- Rovigatti, G., and Mollisi, V. (2018). Theory and practice of total-factor productivity estimation: The control function approach using Stata. *The Stata Journal*, 18(3), 618-662.
- Siviero, S. (1995), Deterministic and stochastic algorithms for stabilisation policies with large-size econometric models, PhD dissertation.
- Spencer, G. H. (1984). The world trade model: revised estimates. *Staff Papers*, 31(3), 469-498.
- Terlizzese, D. (1994), -"Il modello econometrico della Banca d'Italia: una versione in scala 1:15", in *Ricerche quantitative per la politica economica 1993*, pp. 203-262, Bank of Italy.

---

## 9 Appendice 1: Equazioni Stimate

Segue una breve legenda che spiega i simboli usati nelle tabelle che contengono i risultati delle stime.

**Tabella 8: Legenda delle Tabelle di Stima**

Simbolo	Significato
$l\_X$	LOGARITMO DELLA VARIABILE X
$dl\_X$	DIFFERENZA LOGARITMICA DELLA VARIABILE X
$\gamma$	PRESENZA DI VARIABILI <i>DUMMY</i> TEMPORALI
$dt\_N$	VARIABILI <i>DUMMY</i> TEMPORALE PER L'ANNO 2000+N
$\beta_i$	PARAMETRO STIMATO DEL REGRESSORE $i$
$\alpha$	PARAMETRO DELL'EFFETTO FISSO REGIONALE
$X(-1)$	VARIABILE X AL TEMPO $t - 1$
***	SIGNIFICATIVITA' DEL REGRESSORE AL 99%
**	SIGNIFICATIVITA' DEL REGRESSORE AL 95%
*	SIGNIFICATIVITA' DEL REGRESSORE AL 90%

Per ogni equazione stimata si dedica una sezione a sé organizzata nel seguente modo. Un titolo sottolineato che richiama la variabile dipendente oggetto di stima, la metodologia di stima (panel a effetti fissi), il numero di osservazioni utilizzate, e l'equazione di stima scritta per esteso, indicando i parametri stimati genericamente con  $\beta_i$ . Sotto l'equazione di stima si trovano i risultati: i coefficienti stimati sono nella seconda colonna di sinistra, richiamati nella prima colonna dal simbolo assegnato al rispettivo regressore. Si indica, per ogni parametro stimato, anche l'errore standard, il rapporto-T e il p-value. Al di sotto della tabella con i risultati delle stime si trovano alcune statistiche descrittive fondamentali: la media e lo scarto quadratico medio della variabile dipendente, la somma dei residui al quadrato, l'errore standard della regressione, l' $R^2$ , la log-verosimiglianza, il Criterio di Schwarz, Akaike, Hannan-Quinn e il valore del test di Durbin-Watson per l'autocorrelazione dei residui. Al di sotto di questa tabella se ne presenta sempre una seconda che è compilata come una matrice triangolare superiore, che raccoglie la correlazione tra le variabili indipendenti tra loro, la variabile dipendente e i residui. Da questa tabella si possono evidenziare eventuali problemi di endogeneità o multicollinearità. Infine, al di sotto di questa seconda tabella, è sempre indicato l'elenco delle sigle usate per indicare i regressori della stima con il nome completo delle variabili economiche a cui si riferiscono.

## 9.1 PIL: lato dei Redditi

### Monte Salari nazionali

Effetti fissi, usando 400 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 20

Variabile dipendente:  $l_-(W/PVA)$

Errori standard robusti (HAC)

$$l_-(W/PVA) = \beta_1 l_- N_w + \beta_2 l_- N_w(-1) + \beta_3 l_- H + \beta_4 l_- H(-1) + \beta_5 l_-(ABS/PP) + \beta_6 l_-(ABS(-1)/PP(-1)) + \beta_7 l_-(W(-1)/PVA(-1)) + \beta_8 l_-(1+SM) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	-0,342466	0,136497	-2,509	0,0213 **
$l_- N_w$	0,280048	0,0321415	8,713	0,0000 ***
$l_- N_w(-1)$	-0,159022	0,0432268	-3,679	0,0016 ***
$l_- H$	0,402688	0,0604032	6,667	0,0000 ***
$l_- H(-1)$	-0,399143	0,0809341	-4,932	0,0001 ***
$l_-(ABS/PP)$	0,367557	0,0448568	8,194	0,0000 ***
$l_-(ABS(-1)/PP(-1))$	-0,260172	0,0474380	-5,484	0,0000 ***
$l_-(1+SM)$	-0,0465927	0,0211620	-2,202	0,0402 **
$l_-(W(-1)/PVA(-1))$	0,837184	0,0343784	24,35	0,0000 ***
dt_20	-0,0390415	0,00396527	-9,846	0,0000 ***
Media var. dipendente	9,904804	SQM var. dipendente		1,107338
Somma quadr. residui	0,044402	E.S. della regressione		0,010940
LSDV $R^2$	0,999909	$R^2$ intra-gruppi		0,961971
Log-verosimiglianza	1253,614	Criterio di Akaike		-2449,227
Criterio di Schwarz	-2333,475	Hannan-Quinn		-2403,388
$\hat{\rho}$	-0,038467	Durbin-Watson		1,952414

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per n = 419

$l_- N_w$	$l_- N_w(-1)$	$l_- H$	$l_- H(-1)$	$l_- \frac{ABS}{PP}$	$l_- \frac{ABS(-1)}{PP(-1)}$	$l_- \frac{W(-1)}{PVA(-1)}$	$l_-(1+SM)$	$l_- \frac{W}{PVA}$	Residui	
1,0000	0,9998	0,9981	0,9981	0,9948	0,9953	0,9963	0,1653	0,9962	0,0000	$l_- N_w$
	1,0000	0,9980	0,9981	0,9946	0,9952	0,9963	0,1713	0,9958	-0,0000	$l_- N_w(-1)$
		1,0000	0,9998	0,9971	0,9972	0,9949	0,1651	0,9949	0,0000	$l_- H$
			1,0000	0,9968	0,9973	0,9949	0,1727	0,9946	0,0000	$l_- H(-1)$
				1,0000	0,9995	0,9953	0,1866	0,9957	0,0000	$l_- \frac{ABS}{PP}$
					1,0000	0,9958	0,1926	0,9955	0,0000	$l_- \frac{ABS(-1)}{PP(-1)}$
						1,0000	0,2147	0,9997	0,0000	$l_- \frac{W(-1)}{PVA(-1)}$
							1,0000	0,2107	0,0000	$l_-(1+SM)$
								1,0000	0,0095	$l_- \frac{W}{PVA}$
									1,0000	Residui

---

Variabili Esplicative

W	MONTE SALARI	ISTAT
PIL	PRODOTTO INTERNO LORDO	ISTAT
PP	DEFLATORE PIL	ISTAT
$N_w$	NUMERO LAVORATORI DIPENDENTI	ISTAT
PVA	DEFLATORE VALORE AGGIUNTO	ISTAT
H	MONTE ORE LAVORATE	ISTAT
SM	SALDO MIGRATORIO REGIONALE	ISTAT
ABS	ASSORBIMENTO	ISTAT

## Risultato Lordo di Gestione - Imprese e PA

Modello 11: Effetti fissi, usando 380 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 20

Variabile dipendente:  $l\_ (RLGIM/PVA)$

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_ (RLGIM/PVA) = \beta_1 l\_ (1 + \tau) + \beta_2 l\_ (PIL/(PP * H)) + \beta_3 l\_ (AR/PP) + \beta_4 l\_ (RLGIM(-1)/PVA(-1)) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	1,87289	0,755660	2,478	0,0227 **
$l\_ (PIL/(PP*H))$	1,10599	0,142825	7,744	0,0000 ***
$l\_ (1+\tau)$	-3,14446	0,338172	-9,298	0,0000 ***
$l\_ (AR/PP)$	0,0722971	0,0232274	3,113	0,0057 ***
$l\_ (RLGIM(-1)/PVA(-1))$	0,393117	0,0499408	7,872	0,0000 ***
dt_9	-0,0527838	0,00780155	-6,766	0,0000 ***
dt_13	-0,0422087	0,00945470	-4,464	0,0003 ***
dt_19	0,0478141	0,00897816	5,326	0,0000 ***
Media var. dipendente	9,434342	SQM var. dipendente		1,076284
Somma quadr. residui	0,423287	E.S. della regressione		0,034628
LSDV $R^2$	0,999036	$R^2$ intra-gruppi		0,859472
Log-verosimiglianza	752,7800	Criterio di Akaike		-1451,560
Criterio di Schwarz	-1345,175	Hannan-Quinn		-1409,346
$\hat{\rho}$	0,337168	Durbin-Watson		1,236066

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:20

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0959 per n = 418

$l\_ \frac{AR}{PP}$	$l\_ (1+\tau)$	$l\_ (PIL/(PP*H))$	$l\_ \frac{RLGIM(-1)}{PVA(-1)}$	$l\_ \frac{RLGIM}{PVA}$	Residui	
1,0000	0,4454	0,3077	0,9710	0,9681	-0,0000	$l\_ \frac{AR}{PP}$
	1,0000	0,1744	0,3581	0,3535	-0,0000	$l\_ (1+\tau)$
		1,0000	0,3741	0,3787	0,0000	$l\_ (PIL/(PP*H))$
			1,0000	0,9986	-0,0000	$l\_ \frac{RLGIM(-1)}{PVA(-1)}$
				1,0000	0,0311	$l\_ \frac{RLGIM}{PVA}$
					1,0000	Residui

Variabili Esplicative

RLGIM	RISULTATO LORDO DI GESTIONE - IMPRESE E PA	ISTAT
PVA	DEFLATORE VALORE AGGIUNTO	ISTAT
PIL	PIL REGIONALE	ISTAT
PP	DEFLATORE PIL	ISTAT
H	MONTE ORE LAVORATE	ISTAT
$\tau$	PRESSIONE FISCALE GENERALE	ISTAT
AR	ATTIVITA' REALI	BANCA D'ITALIA

Il rapporto  $\frac{PIL}{PP*H}$  indica la produttività oraria totale reale. Più aumenta la produttività oraria più aumentano i profitti, *ceteris paribus*.

## Imposte Indirette Nette

Modello 58: Effetti fissi, usando 398 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche: minimo 18, massimo 20

Variabile dipendente:  $l\_I\_IND$

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_I\_IND = \beta_1(PIL/PP) + \beta_2l\_ (1+IRAP) + \beta_3l\_ (1+IVA) + \beta_4l\_ (1+i)\beta_4l\_ I\_IND(-1) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	-6,29677	0,674223	-9,339	0,0000 ***
$l\_ (1+IVA)$	4,59964	0,539291	8,529	0,0000 ***
$l\_ (1+IRAP)$	2,93662	1,14036	2,575	0,0185 **
$l\_ (PIL/PP)$	0,798103	0,0574377	13,90	0,0000 ***
$l\_ I\_IND(-1)$	0,612778	0,0291028	21,06	0,0000 ***
dt_12	0,0922258	0,00554672	16,63	0,0000 ***
Media var. dipendente	8,677883	SQM var. dipendente	1,124502	
Somma quadr. residui	1,101827	E.S. della regressione	0,054205	
LSDV $R^2$	0,997816	$R^2$ intra-gruppi	0,756412	
Log-verosimiglianza	611,3236	Criterio di Akaike	-1172,647	
Criterio di Schwarz	-1072,861	Hannan-Quinn	-1133,130	
$\hat{\rho}$	0,046806	Durbin-Watson	1,739689	

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per  $n = 419$

$l\_ I\_IND(-1)$	$l\_ (1+IVA)$	$l\_ (1+IRAP)$	$l\_ \frac{PIL}{PP}$	$l\_ I\_IND$	Residui	
1,0000	0,0673	-0,0075	0,9916	0,9981	0,0000	$l\_ I\_IND(-1)$
	1,0000	-0,1159	-0,0255	0,0573	0,0000	$l\_ (1+IVA)$
		1,0000	0,0105	-0,0066	0,0000	$l\_ (1+IRAP)$
			1,0000	0,9929	-0,0000	$l\_ PIL$
				1,0000	0,0467	$l\_ I\_IND$
					1,0000	Residui

Variabili Esplicative

$I\_I\_IND$	IMPOSTE INDIRETTE	ISTAT
PIL	PRODOTTO INTERNO LORDO REGIONALE	ISTAT
IRAP	ALIQUOTA IRAP ORDINARIA	ISTAT
IVA	ALIQUOTA IMPOSTA SUL VALORE AGGIUNTO	ISTAT

## Prestazioni Sociali e Trasferimenti Netti

Effetti fissi, usando 400 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 20

Variabile dipendente:  $l\_ (PREST/PP)$

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_ (PREST/PP) = \beta_1 l\_ POP65 + \beta_2 dl\_ (PIL/PP) + \beta_3 l\_ (PREST(-1)/PP(-1)) + \alpha$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	0,596025	0,210960	2,825	0,0108 **
$dl\_ (PIL/PP)$	-0,450760	0,0279286	-16,14	0,0000 ***
$l\_ (1+POP65/POP)$	0,605512	0,206979	2,925	0,0087 ***
$l\_ (PREST(-1)/PP(-1))$	0,924651	0,0265067	34,88	0,0000 ***
$dt\_ 4$	-0,0172329	0,00417885	-4,124	0,0006 ***
Media var. dipendente	9,266292	SQM var. dipendente		1,064514
Somma quadr. residui	0,132487	E.S. della regressione		0,018771
LSDV $R^2$	0,999707	$R^2$ intra-gruppi		0,962919
Log-verosimiglianza	1034,972	Criterio di Akaike		-2021,944
Criterio di Schwarz	-1926,149	Hannan-Quinn		-1984,008
$\hat{\rho}$	0,020056	Durbin-Watson		1,725323

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per  $n = 419$

$l\_ \frac{PREST(-1)}{PP(-1)}$	$dl\_ \frac{PIL}{PP}$	$l\_ (1 + \frac{POP65}{POP})$	$l\_ \frac{PREST}{PP}$	Residui	
1,0000	0,0305	-0,0882	0,9998	-0,0000	$l\_ \frac{PREST(-1)}{PP(-1)}$
	1,0000	-0,0822	0,0187	0,0000	$dl\_ \frac{PIL}{PP}$
		1,0000	-0,0844	0,0000	$l\_ (1 + \frac{POP65}{POP})$
			1,0000	0,0171	$l\_ \frac{PREST}{PP}$
				1,0000	Residui

Variabili Esplicative

PREST	PRESTAZIONI SOCIALI E ASSISTENZIALI	ISTAT
PIL	PRODOTTO INTERNO LORDO REGIONALE REALE	ISTAT
POP65	QUOTA POPOLAZIONE SOPRA I 65 ANNI	ISTAT
POP	POPOLAZIONE REGIONALE TOTALE	ISTAT
PP	DEFLATORE PIL	ISTAT

Questa equazione di stima è ancora oggetto di revisione perché la si dovrebbe integrare con l'andamento delle ore lavorate nell'economia, per catturare l'aumento delle prestazioni sociali erogate dallo Stato di fronte all'aumento della disoccupazione tecnologica indotta dal progresso tecnico.

## Redditi da Capitale

Effetti fissi, usando 400 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 20

Variabile dipendente:  $l\_ (RK/PVA)$

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_ (RK/PVA) = \beta_1 l\_ FTSEMIB + \beta_2 l\_ (RK(-1)/PVA(-1)) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	-0,275597	0,0751852	-3,666	0,0016 ***
$l\_ FTSEMIB$	0,140282	0,00653238	21,47	0,0000 ***
$l\_ (RK(-1)/PVA(-1))$	0,865752	0,0103723	83,47	0,0000 ***
dt_9	-0,107879	0,00750233	-14,38	0,0000 ***
dt_11	0,0741692	0,00615516	12,05	0,0000 ***
dt_20	-0,129219	0,00257507	-50,18	0,0000 ***
Media var. dipendente	8,633241	SQM var. dipendente		1,197167
Somma quadr. residui	0,246310	E.S. della regressione		0,025629
LSDV $R^2$	0,999569	$R^2$ intra-gruppi		0,985063
Log-verosimiglianza	910,9503	Criterio di Akaike		-1771,901
Criterio di Schwarz	-1672,114	Hannan-Quinn		-1732,384
$\hat{\rho}$	-0,036331	Durbin-Watson		2,016110

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per  $n = 419$

$\frac{RK(-1)}{PVA(-1)}$	$l\_ FTSEMIB$	$\frac{RK}{PVA}$	Residui	
1,0000	0,1074	0,9989	-0,0000	$\frac{RK(-1)}{PVA(-1)}$
	1,0000	0,1339	-0,0000	$l\_ FTSEMIB$
		1,0000	0,0208	$\frac{RK}{PVA}$
			1,0000	Residui

Variabili Esplicative

RK	REDDITI DA CAPITALE	ISTAT
FTSEMIB	INDICE DI BORSA ITALIANO FTSEMIB	Tradingeconomics
PVA	DEFLATORE VALORE AGGIUNTO	ISTAT

## Contributi Sociali Totali

Effetti fissi, usando 400 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 20

Variabile dipendente: l\_CS

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_CS = \beta_1 dl\_N_w + \beta_2 l\_CS(-1) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto <i>t</i>	p-value
const	0,640765	0,163956	3,908	0,0009 ***
l_N <sub>w</sub>	0,165558	0,0300574	5,508	0,0000 ***
l_CS(-1)	0,811457	0,00987814	82,15	0,0000 ***
dt_7	0,0390491	0,00252540	15,46	0,0000 ***
dt_8	0,0358303	0,00219682	16,31	0,0000 ***
dt_15	0,0200263	0,00336593	5,950	0,0000 ***
dt_17	0,0221673	0,00163606	13,55	0,0000 ***
dt_18	0,0385443	0,00233607	16,50	0,0000 ***
dt_19	0,0378715	0,00251224	15,07	0,0000 ***
dt_20	-0,0407002	0,00193726	-21,01	0,0000 ***
Media var. dipendente	8,873552	SQM var. dipendente	1,099884	
Somma quadr. residui	0,060067	E.S. della regressione	0,012724	
LSDV <i>R</i> <sup>2</sup>	0,999876	<i>R</i> <sup>2</sup> intra-gruppi	0,987576	
Log-verosimiglianza	1193,176	Criterio di Akaike	-2328,353	
Criterio di Schwarz	-2212,600	Hannan-Quinn	-2282,513	
$\hat{\rho}$	0,044358	Durbin-Watson	1,839513	

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per n = 419

l_CS(-1)	l_N <sub>w</sub>	l_CS	Residui	
1,0000	0,9932	0,9996	0,0000	l_CS(-1)
	1,0000	0,9937	0,0000	l_N <sub>w</sub>
		1,0000	0,0112	l_CS
			1,0000	Residui

Variabili Esplicative

CS	CONTRIBUTI SOCIALI TOTALI	ISTAT
N <sub>w</sub>	NUMERO LAVORATORI DIPENDENTI	ISTAT

## Contributi Sociali a Carico dei Datori di Lavoro

Effetti fissi, usando 380 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 19

Variabile dipendente:  $l\_CSD$

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_CSD = \beta_1 l\_N_w + \beta_2 l\_CSD(-1) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	-0,206895	0,217908	-0,9495	0,3543
$l\_N_w$	0,315980	0,0395446	7,990	0,0000 ***
$l\_CSD(-1)$	0,793247	0,0117309	67,62	0,0000 ***
dt_7	0,0145628	0,00256111	5,686	0,0000 ***
dt_20	-0,0534255	0,00218479	-24,45	0,0000 ***
Media var. dipendente	8,532444	SQM var. dipendente	1,109749	
Somma quadr. residui	0,112570	E.S. della regressione	0,017303	
LSDV $R^2$	0,999771	$R^2$ intra-gruppi	0,967094	
Log-verosimiglianza	1067,554	Criterio di Akaike	-2087,108	
Criterio di Schwarz	-1991,313	Hannan-Quinn	-2049,172	
$\hat{\rho}$	0,239655	Durbin-Watson	1,456076	

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per  $n = 419$

$l\_N_w$	$l\_CS(-1)$	$l\_CS$	Residui	
1,0000	0,9935	0,9939	0,0000	$l\_N_w$
	1,0000	0,9997	-0,0000	$l\_CS(-1)$
		1,0000	0,0151	$l\_CS$
			1,0000	Residui

Variabili Esplicative

CSD	CONTRIBUTI SOCIALI DATORI DI LAVORO	ISTAT
$N_w$	NUMERO LAVORATORI DIPENDENTI	ISTAT

## Imposte sul Reddito e il Patrimonio delle Famiglie

Effetti fissi, usando 380 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 20

Variabile dipendente:  $l\_I\_D$

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_I\_D = \beta_1 l\_PIL + \beta_2 l\_ (1 + IRPEF) + \beta_3 l\_ (RF - PF) + \beta_4 l\_ I\_D(-1) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	-0,826441	0,186422	-4,433	0,0003 ***
$l\_PIL$	0,178239	0,0236649	7,532	0,0000 ***
$l\_ (1+IRPEF)$	1,43338	0,105002	13,65	0,0000 ***
$l\_ (RF-PF)$	0,164413	0,0161982	10,15	0,0000 ***
$l\_ I\_D(-1)$	0,605738	0,0138266	43,81	0,0000 ***
$dt\_6$	0,0372731	0,00233936	15,93	0,0000 ***
$dt\_9$	-0,0411607	0,00387047	-10,63	0,0000 ***
$dt\_12$	0,0359652	0,00266935	13,47	0,0000 ***
Media var. dipendente	8,581506	SQM var. dipendente	1,144419	
Somma quadr. residui	0,084267	E.S. della regressione	0,015450	
LSDV $R^2$	0,999830	$R^2$ intra-gruppi	0,989269	
Log-verosimiglianza	1059,451	Criterio di Akaike	-2064,902	
Criterio di Schwarz	-1958,517	Hannan-Quinn	-2022,688	
$\hat{\rho}$	0,120088	Durbin-Watson	1,678673	

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:20

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0959 per  $n = 418$

$l\_ (1+IRPEF)$	$l\_ I\_D(-1)$	$l\_PIL$	$l\_ (RF-PF)$	$l\_ I\_D$	Residui	
1,0000	0,1199	0,0662	0,0627	0,1212	0,0000	$l\_ (1+IRPEF)$
	1,0000	0,9945	0,9885	0,9996	0,0000	$l\_ I\_D(-1)$
		1,0000	0,9854	0,9955	0,0000	$l\_PIL$
			1,0000	0,9888	0,0000	$l\_ (RF-PF)$
				1,0000	0,0130	$l\_ I\_D$
					1,0000	Residui

Variabili Esplicative

$I\_D$	IMPOSTE DIRETTE REDDITO FAMIGLIE	ISTAT
$PIL$	PRODOTTO INTERNO LORDO REGIONALE	ISTAT
$IRPEF$	ALIQUOTA IRPEF FASCIA MEDIA	ISTAT
$RF$	RICCHEZZA FINANZIARIA	ISTAT
$PF$	PASSIVITA' FINANZIARIA IRPEF	ISTAT

## 9.2 PIL: lato dei Consumi

### Consumi Famiglie

Effetti fissi, usando 400 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 20

Variabile dipendente:  $l_{-}(C/PP)$

Errori standard robusti (HAC)

$$l_{-}(C/PP) = \beta_1 l_{-}(YD/PP) + \beta_2 l_{-}FC + \beta_3 l_{-}(C(-1)/PP(-1)) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	-0,250469	0,274512	-0,9124	0,3730
$l_{-}(YD/PP)$	0,195677	0,0227940	8,585	0,0000 ***
$l_{-}FC$	0,0668808	0,00430106	15,55	0,0000 ***
$l_{-}(C(-1)/PP(-1))$	0,797550	0,0289975	27,50	0,0000 ***
dt_2	-0,0202056	0,00230713	-8,758	0,0000 ***
dt_9	-0,0347862	0,00248890	-13,98	0,0000 ***
dt_17	0,0120360	0,00101061	11,91	0,0000 ***
dt_20	-0,137917	0,00218440	-63,14	0,0000 ***
Media var. dipendente	10,41195	SQM var. dipendente		1,055980
Somma quadr. residui	0,046616	E.S. della regressione		0,011179
LSDV $R^2$	0,999895	$R^2$ intra-gruppi		0,949278
Log-verosimiglianza	1243,879	Criterio di Akaike		-2433,758
Criterio di Schwarz	-2325,988	Hannan-Quinn		-2391,079
$\hat{\rho}$	0,231898	Durbin-Watson		1,451903

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per  $n = 419$

$l_{-}\frac{C(-1)}{PP(-1)}$	$l_{-}\frac{YD}{PP}$	$l_{-}FC$	$l_{-}fracCPP$	Residui	
1,0000	0,9981	-0,0116	0,9994	0,0000	$l_{-}\frac{C(-1)}{PP(-1)}$
	1,0000	-0,0155	0,9982	0,0000	$l_{-}\frac{YD}{PP}$
		1,0000	-0,0133	0,0000	$l_{-}FC$
			1,0000	0,0102	$l_{-}fracCPP$
				1,0000	Residui

Variabili Esplicative

C	CONSUMI REALI DELLE FAMIGLIE	ISTAT
YD	REDDITO DISPONIBILE REALE	ISTAT
FC	INDICE FIDUCIA CONSUMATORI	ISTAT
PP	DEFLATORE PIL	ISTAT

Tra i consumi delle famiglie sono stati sommati anche i consumi delle istituzioni private senza scopo di lucro.

## Investimenti Fissi Lordi

Effetti fissi, usando 380 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 19

Variabile dipendente:  $l\_ (I/PBI)$

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_ (I/PBI) = \beta_1 dl\_ (ABS/PP) + \beta_2 dl\_ ((I\_ IND + CSD)/PP) + \beta_3 l\_ (1+R-i) + \beta_4 l\_ (I(-1)/PBI(-1)) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	-2,48817	0,470351	-5,290	0,0000 ***
$l\_ (C/PP)$	0,293871	0,0390956	7,517	0,0000 ***
$l\_ FI$	0,231549	0,0282064	8,209	0,0000 ***
$l\_ (INVP/PBI)$	0,210686	0,0180780	11,65	0,0000 ***
$l\_ (INVP(-1)/PBI(-1))$	-0,153522	0,0154900	-9,911	0,0000 ***
$l\_ (IVES/PBI)$	0,389146	0,0382207	10,18	0,0000 ***
$l\_ (IVES(-1)/PBI(-1))$	-0,272929	0,0407846	-6,692	0,0000 ***
$l\_ (INV(-1)/PBI(-1))$	0,672621	0,0459236	14,65	0,0000 ***
Media var. dipendente	9,239986	SQM var. dipendente		1,047982
Somma quadr. residui	0,542256	E.S. della regressione		0,038128
LSDV $R^2$	0,998763	$R^2$ intra-gruppi		0,947432
Log-verosimiglianza	753,1207	Criterio di Akaike		-1452,241
Criterio di Schwarz	-1344,472	Hannan-Quinn		-1409,563
$\hat{\rho}$	-0,117155	Durbin-Watson		2,148422

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per  $n = 419$

$l\_ \frac{INV(-1)}{PBI(-1)}$	$l\_ \frac{C}{PP}$	$l\_ FI$	$l\_ \frac{INVP}{PBI}$	$l\_ \frac{INVP(-1)}{PBI(-1)}$	$l\_ \frac{IVES}{PBI}$	$l\_ \frac{IVES(-1)}{PBI(-1)}$	$l\_ \frac{INV}{PBI}$	Residui	
1,0000	0,9825	-0,0739	0,9406	0,9424	0,9873	0,9877	0,9976	0,0000	$l\_ \frac{INV(-1)}{PBI(-1)}$
	1,0000	-0,0455	0,9175	0,9180	0,9829	0,9827	0,9822	0,0000	$l\_ \frac{C}{PP}$
		1,0000	-0,0245	-0,0446	-0,0489	-0,0804	-0,0384	0,0000	$l\_ FI$
			1,0000	0,9880	0,9320	0,9276	0,9426	-0,0000	$l\_ \frac{INVP}{PBI}$
				1,0000	0,9327	0,9302	0,9390	0,0000	$l\_ \frac{INVP(-1)}{PBI(-1)}$
					1,0000	0,9956	0,9877	0,0000	$l\_ \frac{IVES}{PBI}$
						1,0000	0,9839	0,0000	$l\_ \frac{IVES(-1)}{PBI(-1)}$
							1,0000	0,0352	$l\_ \frac{INV}{PBI}$
								1,0000	Residui

Variabili Esplicative

---

I	INVESTIMENTI FISSI LORDI	ISTAT
FI	INDICE FIDUCIA DELLE IMPRESE	ISTAT
C	CONSUMI DELLE FAMIGLIE	
PP	DEFLATORE PIL	ISTAT
PBI	DEFLATORE INVESTIMENTI	ISTAT
INVP	INVESTIMENTI PUBBLICI	ISTAT
IVES	INVESTIMENTI IN TRASPORTO, MAGAZZINAGGIO E IMMOBILI	ISTAT

La funzione degli investimenti è in fase di revisione nella seconda annualità di ricerca su questo progetto. Infatti, in questa versione del modello manca ancora un meccanismo di feedback che consideri la variazione del costo relativo del lavoro rispetto al capitale. Introdotta questo meccanismo, si potrà catturare l'effetto sul fattore capitale di una riduzione del costo relativo del capitale rispetto al lavoro e viceversa, e come questo impatti sugli investimenti. In una fase di progressiva automazione del processo produttivo ci si aspetterebbe, all'aumentare del costo relativo del lavoro rispetto al capitale, un aumento degli investimenti teso a liberare forza lavoro.

## Spesa Pubblica - Totale Regionale

Effetti fissi, usando 400 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 21

Variabile dipendente:  $l\_ (G/PPA)$

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_ (G/PPA) = \beta_1 l\_ (PIL/PP) + \beta_2 l\_ FED + \beta_3 l\_ (G(-1)/(PPA(-1))) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	-0,545834	0,376287	-1,451	0,1632
$l\_ (PIL/PP)$	0,163651	0,0255602	6,403	0,0000 ***
$l\_ FED$	0,0875442	0,0214961	4,073	0,0006 ***
$l\_ (G(-1)/PPA(-1))$	0,867083	0,0271094	31,98	0,0000 ***
$dt\_ 1$	0,0458757	0,00426033	10,77	0,0000 ***
$dt\_ 8$	0,0112643	0,00296185	3,803	0,0012 ***
$dt\_ 11$	-0,0186735	0,00353781	-5,278	0,0000 ***
$dt\_ 20$	0,0323032	0,00623291	5,183	0,0001 ***
Media var. dipendente	9,333269	SQM var. dipendente		0,954821
Somma quadr. residui	0,064641	E.S. della regressione		0,013164
LSDV $R^2$	0,999822	$R^2$ intra-gruppi		0,912940
Log-verosimiglianza	1178,497	Criterio di Akaike		-2302,995
Criterio di Schwarz	-2195,225	Hannan-Quinn		-2260,317
$\hat{\rho}$	0,123738	Durbin-Watson		1,645395

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per  $n = 419$

$l\_ \frac{G(-1)}{PPA(-1)}$	$l\_ \frac{PIL}{PP}$	$l\_ FED$	$l\_ \frac{G}{PPA}$	Residui	
1,0000	0,9660	-0,3626	0,9997	0,0000	$l\_ \frac{G(-1)}{PPA(-1)}$
	1,0000	-0,5777	0,9668	0,0000	$l\_ \frac{PIL}{PP}$
		1,0000	-0,3597	0,0000	$l\_ FED$
			1,0000	0,0133	$l\_ \frac{G}{PPA}$
				1,0000	Residui

Variabili Esplicative

G	CONSUMI PUBBLICI REGIONALI	ISTAT
PPA	DEFLATORE CONSUMI PUBBLICI	ISTAT
PIL	PIL REGIONALE	ISTAT
PP	DEFLATORE PIL	ISTAT
FED	GRADO DI FEDERALISMO FISCALE	ISTAT

L'indice di decentramento della Spesa pubblica locale (FED), ovvero il rapporto tra le spese pubbliche nell'economia regionale e il prelievo fiscale che proviene dalla Regione (indipendentemente che questo sia trasferito a Roma o rimanga all'amministrazione locale) è calcolato come rapporto tra le uscite di competenza regionali (prestazioni sociali e assistenziali, spesa pubblica) e le entrate (contributi sociali, imposte dirette e indirette)  $(PREST + G)/(CS + I_D + I_{IND})$ .

### 9.3 PIL: lato della Produzione

#### Valore Aggiunto

Effetti fissi, usando 420 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 21

Variabile dipendente:  $l\_ (VA/PVA)$

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_ (VA/PVA) = \beta_1 l\_ (K/PBI) + \beta_2 l\_ (W/PVA) + \alpha$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	2,05987	0,590775	3,487	0,0025 ***
$l\_ (K/PBI)$	0,192230	0,0203863	9,429	0,0000 ***
$l\_ (W/PVA)$	0,639129	0,0564855	11,31	0,0000 ***
Media var. dipendente	10,74511	SQM var. dipendente		1,085335
Somma quadr. residui	0,239069	E.S. della regressione		0,024509
LSDV $R^2$	0,999516	$R^2$ intra-gruppi		0,743085
Log-verosimiglianza	973,0098	Criterio di Akaike		-1902,020
Criterio di Schwarz	-1813,134	Hannan-Quinn		-1866,888
$\hat{\rho}$	0,745585	Durbin-Watson		0,501038

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:01-20:21

Valore critico al 5% (due code) = 0,0957 per  $n = 420$

$l\_ \frac{K}{PBI}$	$l\_ \frac{W}{PVA}$	$l\_ \frac{VA}{PVA}$	Residui	
1,0000	0,9918	0,9929	0,0000	$l\_ \frac{K}{PBI}$
	1,0000	0,9987	-0,0000	$l\_ \frac{W}{PVA}$
		1,0000	0,0220	$l\_ \frac{VA}{PVA}$
			1,0000	Residui

Variabili Esplicative

VA	VALORE AGGIUNTO	ISTAT
PVA	DEFLATORE VALORE AGGIUNTO	ISTAT
K	STOCK DI CAPITALE	ISTAT
W	MONTE SALARI	ISTAT
PBI	DEFLATORE BENI DI INVESTIMENTO	ISTAT

Il capitale non è disponibile dalle tavole ISTAT a livello regionale. Tuttavia l'ISTAT fornisce il valore degli ammortamenti e dello stock annui a livello nazionale. Si è ripartita per ogni regione una quota dello stock di capitale nazionale del 2000 (fornito dall'ISTAT) usando come peso il PIL regionale; inoltre si è calcolato il rapporto tra gli ammortamenti e gli investimenti a livello nazionale assumendo che il tasso di ammortamento sia costante per regioni diverse in uno stesso anno. Trovato il valore dello stock nel 2000 si è ottenuto quello degli anni successivi sottraendo allo stock iniziale il valore degli ammortamenti e sommando quello degli investimenti correnti. Tutti i valori monetari sono stati deflazionati con il deflatore di valore aggiunto.

Nella seconda annualità di ricerca su questo progetto, si sta ristrutturando l'intera funzione di produzione, cercando di regionalizzarla. Così come la presentiamo in questo report sconta il limite

---

che i coefficienti stimati della Cobb-Douglas sono uguali per tutte le regioni, e quindi, implicitamente, questo significa che si ipotizza la stessa struttura dell'economia in tutte le regioni. Di conseguenza un medesimo shock sul lavoro o sul capitale produrrà i medesimi effetti in tutte le regioni. Si tratta di una ipotesi forte che si può scegliere stimando la funzione di valore aggiunto non più su dati panel, ma solo su serie storiche specifiche di ciascuna regione. Inoltre, si sta anche valutando se utilizzare, nelle stime, una funzione di produzione del tipo della Cobb-Douglas che sconta il limite naturale di non assegnare alcun peso alla domanda aggregata nelle variazioni di produzione del sistema economico.

## Produttività Totale dei Fattori

Effetti fissi, usando 400 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 20

Variabile dipendente:  $l\_TFP$

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_TFP = \beta_1 l\_H + \beta_2 l\_H(-1) + \beta_3 l\_KRD/PBI + \beta_4 l\_TFP(-1) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	-0,185370	0,139580	-1,328	0,1999
$l\_H$	0,189524	0,0388190	4,882	0,0001 ***
$l\_H(-1)$	-0,185826	0,0367940	-5,050	0,0000 ***
$l\_KRD/PBI$	0,0205525	0,00397426	5,171	0,0000 ***
$TFP(-1)$	0,749010	0,0324317	23,09	0,0000 ***
$dt\_1$	0,0106207	0,00182983	5,804	0,0000 ***
$dt\_9$	-0,0261204	0,00448850	-5,819	0,0000 ***
$dt\_20$	-0,0292918	0,00177625	-16,49	0,0000 ***
Media var. dipendente	-0,000170	SQM var. dipendente		0,023690
Somma quadr. residui	0,055931	E.S. della regressione		0,012245
LSDV $R^2$	0,750234	$R^2$ intra-gruppi		0,749401
Log-verosimiglianza	1207,447	Criterio di Akaike		-2360,893
Criterio di Schwarz	-2253,124	Hannan-Quinn		-2318,215
$\hat{\rho}$	-0,088901	Durbin-Watson		2,134504

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per  $n = 419$

TFP(-1)	$l\_H$	$l\_H(-1)$	$l\_KRD/PBI$	TFP	Residui	
1,0000	0,0091	0,0072	0,0173	0,7274	0,0000	TFP(-1)
	1,0000	0,9998	0,9638	0,0054	0,0000	$l\_H$
		1,0000	0,9652	-0,0076	0,0000	$l\_H(-1)$
			1,0000	0,0117	0,0000	$l\_KRD/PBI$
				1,0000	0,4998	TFP
					1,0000	Residui

Variabili Esplicative

TFP	PRODUTTIVITA' TOTALE DEI FATTORI	ISTAT
PBI	PREZZO DEI BENI DI INVESTIMENTO	ISTAT
H	MONTE ORE LAVORATE DALLA POPOLAZIONE OCCUPATA	ISTAT
KRD	CAPITALE IN RICERCA & SVILUPPO	ISTAT

Il capitale in ricerca e sviluppo è stato costruito a partire dai dati ISTAT sugli investimenti regionali in "Attività professionali, scientifiche e tecniche" che costituisce una delle voci in cui si suddividono gli investimenti fissi lordi. Partendo da questo dato sugli investimenti si è proceduto ad applicare il "perpetual inventory method" cumulando nel tempo il valore degli investimenti passati e scontandolo per un fattore di sconto del 15%, standard in letteratura (Pieri, 2018). La TFP

---

invece è stata ottenuta come residui della regressione del Valore Aggiunto, nell'ipotesi, comune in letteratura (Conti, 2009; Rovigatti et al. 2018), che la variabilità del valore aggiunto non spiegata dal fattore lavoro e capitale, è costituita dalla produttività totale dei fattori più una componente residui esogena, identicamente distribuita.

Nella versione in aggiornamento durante la seconda annualità di ricerca, si sta ristrutturando la equazione di stima della produttività. Si sta valutando se inserire nel modello una funzione che stimi la produttività definita come valore aggiunto orario; se si dovesse abbandonare la tradizionale funzione di produzione alla Cobb-Douglas anche la TFP dovrebbe essere abbandonata a sostituita da una funzione di stima del valore aggiunto orario. In questa nuova funzione di produttività che si sta studiando si cerca di introdurre, tra i regressori, anche la variazione percentuale del costo del lavoro relativo al costo del capitale. Secondo la teoria economica un aumento del costo del lavoro relativo al costo del capitale induce le imprese ad aumentare gli investimenti in capitale, e un aumento degli investimenti in capitale a sua volta dovrebbe migliorare la produttività oraria.

## Ammortamenti

Effetti fissi, usando 400 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 19

Variabile dipendente:  $l\_ (AMM/PBI)$

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_ (AMM/PBI) = \beta_1 l\_ (I(-1)/PBI(-1)) + \beta_2 l\_ (AMM(-1)/PBI(-1)) + \alpha$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	0,311400	0,201635	1,544	0,1390
$l\_ (INV(-1)/PBI(-1))$	0,0231903	0,00706461	3,283	0,0039
$l\_ (AMM(-1)/PBI(-1))$	0,943714	0,0175968	53,63	0,0000
Media var. dipendente	9,126045	SQM var. dipendente		1,069359
Somma quadr. residui	0,149936	E.S. della regressione		0,019916
LSDV $R^2$	0,999671	$R^2$ intra-gruppi		0,959197
Log-verosimiglianza	1010,227	Criterio di Akaike		-1976,454
Criterio di Schwarz	-1888,642	Hannan-Quinn		-1941,680
$\hat{\rho}$	0,242345	Durbin-Watson		1,475510

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per  $n = 419$

$l\_ \frac{AMM(-1)}{PBI(-1)}$	$l\_ \frac{INV(-1)}{PBI(-1)}$	$l\_ \frac{AMM}{PBI}$	Residui	
1,0000	0,9606	0,9998	0,0000	$l\_ \frac{AMM(-1)}{PBI(-1)}$
	1,0000	0,9616	-0,0000	$l\_ \frac{INV(-1)}{PBI(-1)}$
		1,0000	0,0181	$l\_ \frac{AMM}{PBI}$
			1,0000	Residui

Variabili Esplicative

AMM	AMMORTAMENTI	ISTAT
INV	INVESTIMENTI	ISTAT
PBI	DEFLATORE INVESTIMENTI	ISTAT

## Monte Salari interni

Effetti fissi, usando 400 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 20

Variabile dipendente:  $l\_ (WIN/PVA)$

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_ (W/PVA) = \beta_1 l\_ N_w + \beta_2 l\_ N_w(-1) + \beta_3 l\_ H + \beta_4 l\_ H(-1) + \beta_5 l\_ (ABS/PP) + \beta_6 l\_ (ABS(-1)/PP(-1)) + \beta_7 l\_ (W(-1)/PVA(-1)) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	-0,291140	0,107477	-2,709	0,0139 **
$l\_ N_w$	0,319015	0,0316692	10,07	0,0000 ***
$l\_ N_w(-1)$	-0,196528	0,0445810	-4,408	0,0003 ***
$l\_ H$	0,422637	0,0522224	8,093	0,0000 ***
$l\_ H(-1)$	-0,413191	0,0760261	-5,435	0,0000 ***
$l\_ (ABS/PP)$	0,344275	0,0440463	7,816	0,0000 ***
$l\_ (ABS(-1)/PP(-1))$	-0,246843	0,0453724	-5,440	0,0000 ***
$l\_ (W(-1)/PVA(-1))$	0,837487	0,0346337	24,18	0,0000 ***
dt_20	-0,0421720	0,00417862	-10,09	0,0000 ***
Media var. dipendente	9,901754	SQM var. dipendente		1,102185
Somma quadr. residui	0,044742	E.S. della regressione		0,010967
LSDV $R^2$	0,999908	$R^2$ intra-gruppi		0,962175
Log-verosimiglianza	1252,086	Criterio di Akaike		-2448,172
Criterio di Schwarz	-2336,411	Hannan-Quinn		-2403,913
$\hat{\rho}$	-0,006706	Durbin-Watson		1,887328

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per  $n = 419$

$l\_ \frac{WINT(-1)}{PVA(-1)}$	$l\_ N_w$	$l\_ N_w(-1)$	$l\_ H$	$l\_ H(-1)$	$l\_ \frac{ABS}{PP}$	$l\_ \frac{ABS(-1)}{PP(-1)}$	$l\_ \frac{WINT}{PVA}$	Residui	
1,0000	0,9957	0,9956	0,9944	0,9945	0,9952	0,9956	0,9996	-0,0000	$l\_ \frac{WINT(-1)}{PVA(-1)}$
	1,0000	0,9998	0,9981	0,9981	0,9948	0,9953	0,9954	0,0000	$l\_ N_w$
		1,0000	0,9980	0,9981	0,9946	0,9952	0,9951	0,0000	$l\_ N_w(-1)$
			1,0000	0,9998	0,9971	0,9972	0,9944	0,0000	$l\_ H$
				1,0000	0,9968	0,9973	0,9941	0,0000	$l\_ H(-1)$
					1,0000	0,9995	0,9955	0,0000	$l\_ \frac{ABS}{PP}$
						1,0000	0,9954	0,0000	$l\_ \frac{ABS(-1)}{PP(-1)}$
							1,0000	0,0096	$l\_ \frac{WINT}{PVA}$
								1,0000	Residui

Variabili Esplicative

W	MONTE SALARI	ISTAT
ABS	ASSORBIMENTO	ISTAT
PP	DEFLATORE PIL	ISTAT
$N_w$	NUMERO LAVORATORI DIPENDENTI	ISTAT
PVA	DEFLATORE VALORE AGGIUNTO	ISTAT
H	MONTE ORE LAVORATE	ISTAT

## Monte Ore Lavorate

Effetti fissi, usando 400 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 20

Variabile dipendente:  $l\_H$

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_H = \beta_1 l\_ (N_w + N_k) + \beta_2 l\_ (N_w(-1) + N_k(-1)) + l\_H(-1) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	-0,0150050	0,141399	-0,1061	0,9166
$l\_ (N_w+N_k)$	0,477004	0,0466829	10,22	0,0000 ***
$l\_ (N_w(-1)+N_k(-1))$	-0,398413	0,0578388	-6,888	0,0000 ***
$l\_H(-1)$	0,931100	0,0194482	47,88	0,0000 ***
dt_9	-0,0278662	0,00255660	-10,90	0,0000 ***
dt_12	-0,0309118	0,00311809	-9,914	0,0000 ***
dt_13	-0,0200219	0,00341722	-5,859	0,0000 ***
dt_20	-0,0164288	0,00271479	-6,052	0,0000 ***
Media var. dipendente	7,247345	SQM var. dipendente		1,058434
Somma quadr. residui	0,045337	E.S. della regressione		0,011025
LSDV $R^2$	0,999899	$R^2$ intra-gruppi		0,927373
Log-verosimiglianza	1249,443	Criterio di Akaike		-2444,886
Criterio di Schwarz	-2337,116	Hannan-Quinn		-2402,207
$\hat{\rho}$	0,021858	Durbin-Watson		1,907944

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per  $n = 419$

$l\_H(-1)$	$l\_ (N_w+N_k)$	$l\_ (N_w(-1)+N_k(-1))$	$l\_H$	Residui	
1,0000	0,9988	0,9988	0,9998	-0,0000	$l\_H(-1)$
	1,0000	0,9999	0,9988	-0,0000	$l\_ (N_w+N_k)$
		1,0000	0,9987	0,0000	$l\_ (N_w(-1)+N_k(-1))$
			1,0000	0,0101	$l\_H$
				1,0000	Residui

Variabili Esplicative

H	MONTE ORE LAVORATE	ISTAT
$N_k$	NUMERO LAVORATORI AUTONOMI	ISTAT
$N_w$	NUMERO LAVORATORI DIPENDENTI	ISTAT

## Imposte Indirette al Netto dei Contributi ai Prodotti

Modello 58: Effetti fissi, usando 398 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche: minimo 18, massimo 20

Variabile dipendente: l\_INDN

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_INDN = \beta_1 l\_ (1 + IVA) + \beta_2 l\_ VA + \beta_3 l\_ INDN(-1) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto <i>t</i>	p-value
const	-2,45627	0,337507	-7,278	0,0000 ***
l_(1+IVA)	-1,59858	0,278848	-5,733	0,0000 ***
l_VA	0,569541	0,0632270	9,008	0,0000 ***
l_INDN(-1)	0,609407	0,0520287	11,71	0,0000 ***
dt_3	-0,0307852	0,00439432	-7,006	0,0000 ***
dt_6	0,0517368	0,00391196	13,23	0,0000 ***
dt_8	-0,0647310	0,00445455	-14,53	0,0000 ***
dt_9	-0,0820116	0,00744133	-11,02	0,0000 ***
dt_13	-0,0413770	0,00647613	-6,389	0,0000 ***
dt_20	-0,115057	0,00596310	-19,29	0,0000 ***
Media var. dipendente	8,458771	SQM var. dipendente	1,116927	
Somma quadr. residui	0,164566	E.S. della regressione	0,021061	
LSDV $R^2$	0,999669	$R^2$ intra-gruppi	0,960174	
Log-verosimiglianza	991,6063	Criterio di Akaike	-1925,213	
Criterio di Schwarz	-1809,460	Hannan-Quinn	-1879,373	
$\hat{\rho}$	0,264407	Durbin-Watson	1,400700	

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per n = 419

l_(1+IVA)	l_INDN(-1)	l_VA	l_INDN	Residui	
1,0000	0,0585	0,0507	0,0507	0,0000	l_(1+IVA)
	1,0000	0,9978	0,9988	0,0000	l_INDN(-1)
		1,0000	0,9981	0,0000	l_VA
			1,0000	0,0182	l_INDN
				1,0000	Residui

Variabili Esplicative

I_INDN	IMPOSTE AL NETTO DEI CONTRIBUTI AI PRODOTTI	ISTAT
VA	VALORE AGGIUNTO	ISTAT
IVA	ALIQUTA IMPOSTA SUL VALORE AGGIUNTO	ISTAT

Le imposte indirette al netto dei contributi ai prodotti comprendono: IVA, imposte sulle importazioni e imposte sui prodotti al netto dei contributi ai prodotti. La variabile l\_INDN non comprende dunque l'IRAP, l'IRES, le imposte sull'utilizzazione del lavoro, le imposte sulla proprietà e sull'utilizzo di terreni, fabbricati o altri beni impiegati nell'attività di produzione.

## 9.4 Ricchezza delle Famiglie

### Ricchezza Finanziaria

Effetti fissi, usando 380 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 19

Variabile dipendente:  $l\_ (RF/PP)$

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_ (RF/PP) = \beta_1 l\_ (RK/PVA) + \beta_2 l\_ DowJones + \beta_3 l\_ (RF(-1)/PP(-1)) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	3,09074	0,378035	8,176	0,0000 ***
$l\_ DowJones$	0,0788433	0,00509818	15,46	0,0000 ***
$l\_ (RK/PVA)$	0,0941009	0,00848380	11,09	0,0000 ***
$l\_ (RF(-1)/PP(-1))$	0,600652	0,0325291	18,47	0,0000 ***
$dt\_1$	-0,0362378	0,00982469	-3,688	0,0016 ***
$dt\_2$	-0,0331861	0,00444092	-7,473	0,0000 ***
$dt\_3$	-0,0337628	0,00797713	-4,232	0,0005 ***
$dt\_18$	-0,0407547	0,00279062	-14,60	0,0000 ***
Media var. dipendente	11,63459	SQM var. dipendente		1,150708
Somma quadr. residui	0,177105	E.S. della regressione		0,022399
LSDV $R^2$	0,999647	$R^2$ intra-gruppi		0,778854
Log-verosimiglianza	918,3280	Criterio di Akaike		-1782,656
Criterio di Schwarz	-1676,271	Hannan-Quinn		-1740,442
$\hat{\rho}$	0,098652	Durbin-Watson		1,633512

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:20

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0959 per  $n = 418$

$l\_ \frac{RF(-1)}{PP(-1)}$	$l\_ DowJones$	$l\_ \frac{RK}{PVA}$	$l\_ \frac{RF}{PP}$	Residui	
1,0000	0,0249	0,9770	0,9996	-0,0000	$l\_ \frac{RF(-1)}{PP(-1)}$
	1,0000	-0,1479	0,0246	-0,0000	$l\_ DowJones$
		1,0000	0,9789	-0,0000	$l\_ \frac{RK}{PVA}$
			1,0000	0,0188	$l\_ \frac{RF}{PP}$
				1,0000	Residui

Variabili Esplicative

RF	RICCHEZZA FINANZIARIA	BANCA D'ITALIA
DowJones	INDICE DI BORSA DOWJONES	Tradingeconomics
RK	REDDITI DA CAPITALE	ISTAT
PP	DEFLATORE PIL	ISTAT
PVA	DEFLATORE VALORE AGGIUNTO	ISTAT

I dati sulla variabile dipendente  $Rf$  sono disponibili, regione per regione, su Banca d'Italia dal 2008 al 2020. Prima del 2008 i dati sono disponibili, sempre su Banca d'Italia, solo per macro-aree: Nord-Ovest, Nord-Est, Centro, Meridione, Isole (Albareto et al., 2008). La ricchezza finanziaria di

---

ciascuna macro-area è stata ripartita per ciascuna regione utilizzando il PIL regionale come peso di attribuzione. Per gli anni 2006-2007 non esiste alcuna statistica sulla ricchezza finanziaria delle regioni; si è proceduti al completamento della serie storica applicando il tasso di crescita medio osservato dal 2005 al 2008.

## Passività Finanziarie Reali

Effetti fissi, usando 380 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 19

Variabile dipendente:  $l_{-}(PF/PP)$

Errori standard robusti (HAC)

$$l_{-}(PF/PP) = \beta_1 l_{-}DowJones + \beta_2 dl_{-}(PIL/PP) + \beta_3 l_{-}(PF(-1)/PP(-1)) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	1,13751	0,0436865	26,04	0,0000 ***
$l_{-}DowJones$	-0,0170378	0,00320699	-5,313	0,0000 ***
$dl_{-}(PIL/PP)$	0,390908	0,0280291	13,95	0,0000 ***
$l_{-}(PF(-1)/PP(-1))$	0,905179	0,00488150	185,4	0,0000 ***
$dt_{-1}$	-0,0539228	0,00293355	-18,38	0,0000 ***
$dt_{-6}$	0,0623974	0,00238589	26,15	0,0000 ***
$dt_{-7}$	0,0746343	0,00250603	29,78	0,0000 ***
$dt_{-8}$	0,0471791	0,00188482	25,03	0,0000 ***
Media var. dipendente	10,09393	SQM var. dipendente		1,175908
Somma quadr. residui	0,110581	E.S. della regressione		0,017699
LSDV $R^2$	0,999789	$R^2$ intra-gruppi		0,991098
Log-verosimiglianza	1007,817	Criterio di Akaike		-1961,635
Criterio di Schwarz	-1855,250	Hannan-Quinn		-1919,421
$\hat{\rho}$	0,342023	Durbin-Watson		1,288154

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:20

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0959 per  $n = 418$

$dl_{-} \frac{PIL}{PP}$	$l_{-}DowJones$	$l_{-} \frac{PF(-1)}{PP(-1)}$	$l_{-} \frac{PF}{PP}$	Residui	
1,0000	-0,1806	0,0149	0,0658	0,0000	$dl_{-} \frac{PIL}{PP}$
	1,0000	0,0987	0,0908	-0,0000	$l_{-}DowJones$
		1,0000	0,9994	0,0000	$l_{-} \frac{PF(-1)}{PP(-1)}$
			1,0000	0,0145	$l_{-} \frac{PF}{PP}$
				1,0000	Residui

Variabili Esplicative

PF	PASSIVITA' FINANZIARIE	BANCA D'ITALIA
PIL	PRODOTTO INTERNO LORDO REGIONALE	ISTAT
Dow Jones	INDICE DI DOW JONES SU BASE ANNUA	Tradingeconomcis
PP	DEFLATORE PIL	ISTAT

## Attività Reali Residenziali

Effetti fissi, usando 380 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 19

Variabile dipendente:  $l\_ (AR/PP)$

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_ (AR/PP) = \beta_1 l\_ (YD/PP) + \beta_2 DOLEUR + \beta_3 l\_ (AR(-1)/PP(-1)) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	-1,35291	0,652244	-2,074	0,0519 *
$l\_ (YD/PP)$	0,329438	0,0553744	5,949	0,0000 ***
DOLEUR	0,0700895	0,00959229	7,307	0,0000 ***
$l\_ (AR(-1)/PP(-1))$	0,820473	0,0135828	60,41	0,0000 ***
dt_10	0,0171343	0,00237006	7,229	0,0000 ***
dt_7	0,0262975	0,00754392	3,486	0,0025 ***
dt_6	0,0270758	0,00705298	3,839	0,0011 ***
Media var. dipendente	12,15040	SQM var. dipendente		1,123470
Somma quadr. residui	0,156098	E.S. della regressione		0,020999
LSDV $R^2$	0,999674	$R^2$ intra-gruppi		0,970381
Log-verosimiglianza	942,3173	Criterio di Akaike		-1832,635
Criterio di Schwarz	-1730,190	Hannan-Quinn		-1791,984
$\hat{\rho}$	0,458109	Durbin-Watson		1,013772

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:20

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0959 per  $n = 418$

DOLEUR	$l\_ \frac{AR(-1)}{PP(-1)}$	$l\_ \frac{YD}{PP}$	$l\_ \frac{AR}{PP}$	Residui	
1,0000	0,0763	0,0034	0,0880	-0,0000	DOLEUR
	1,0000	0,9744	0,9995	-0,0000	$l\_ \frac{AR(-1)}{PP(-1)}$
		1,0000	0,9751	0,0000	$l\_ \frac{YD}{PP}$
			1,0000	0,0181	$l\_ \frac{AR}{PP}$
				1,0000	Residui

Variabili Esplicative

AR	ATTIVITA' RESIDENZIALI	BANCA D'ITALIA
YD	REDDITO DISPONIBILE DELLE FAMIGLIE	ISTAT
DOLEUR	TASSO DI CAMBIO DOLLARO/EURO	Tradingeconomics
PP	DEFLATORE PIL	ISTAT

La pressione fiscale è stata calcolata come il rapporto tra la somma di imposte dirette, indirette e contributi e il PIL. I dati sulla variabile dipendente  $AR$  sono disponibili, regione per regione, su Banca d'Italia dal 2008 al 2020. Prima del 2008 i dati sono disponibili solo per macro-aree (Nord-Ovest, Nord-Est, Centro, Meridione, Isole) e sono stati trattati come i dati sulla ricchezza finanziaria.

## 9.5 Variabili Demografiche

### Saldo Migratorio

Effetti fissi, usando 400 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 20

Variabile dipendente: SM

Errori standard robusti (HAC)

$$SM = \beta_1 dl\_ (PIL/PP) + \beta_2 u(-1) + \beta_3 SM(-1) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto <i>t</i>	p-value
const	0,0222570	0,00523792	4,249	0,0004 ***
dl_(PIL/PP)	0,0766412	0,0239610	3,199	0,0047 ***
u(-1)	-0,192538	0,0487675	-3,948	0,0009 ***
SM(-1)	0,647297	0,0243125	26,62	0,0000 ***
dt_2	0,0320691	0,00355881	9,011	0,0000 ***
dt_3	0,0475222	0,00536604	8,856	0,0000 ***
dt_7	0,0521708	0,00636636	8,195	0,0000 ***
Media var. dipendente	0,030235	SQM var. dipendente		0,045936
Somma quadr. residui	0,093085	E.S. della regressione		0,015776
LSDV $R^2$	0,889439	$R^2$ intra-gruppi		0,792479
Log-verosimiglianza	1105,566	Criterio di Akaike		-2159,131
Criterio di Schwarz	-2055,353	Hannan-Quinn		-2118,034
$\hat{\rho}$	-0,072659	Durbin-Watson		2,077743

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per n = 419

SM(-1)	u(-1)	$dl\_ \frac{PIL}{PP}$	SM	Residui	
1,0000	-0,7461	0,0668	0,8498	0,0000	SM(-1)
	1,0000	-0,0390	-0,7444	-0,0000	u(-1)
		1,0000	0,1487	-0,0000	$dl\_ \frac{PIL}{PP}$
			1,0000	0,3325	SM
				1,0000	Residui

Variabili Esplicative

SM	SALDO MIGRATORIO	ISTAT
u	TASSO DI DISOCCUPAZIONE	ISTAT
PIL	PIL REGIONALE	ISTAT
PP	DEFLATORE PIL	ISTAT

## Tasso di Fertilità

Effetti fissi, usando 380 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 19

Variabile dipendente: FR

Errori standard robusti (HAC)

$$FR = \beta_1 SM + \beta_2 dl_{-}(PIL/PP) + FR(-1) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	0,124064	0,0212755	5,831	0,0000 ***
SM	0,505222	0,0319472	15,81	0,0000 ***
dl_(PIL/PP)	0,157739	0,0399521	3,948	0,0009 ***
FR(-1)	0,895852	0,0158378	56,56	0,0000 ***
dt_18	-0,0259113	0,00653998	-3,962	0,0008 ***
Media var. dipendente	1,318125	SQM var. dipendente	0,131339	
Somma quadr. residui	0,340300	E.S. della regressione	0,030084	
LSDV $R^2$	0,950557	$R^2$ intra-gruppi	0,864584	
Log-verosimiglianza	846,3030	Criterio di Akaike	-1644,606	
Criterio di Schwarz	-1548,811	Hannan-Quinn	-1606,670	
$\hat{\rho}$	-0,294481	Durbin-Watson	2,485747	

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per  $n = 419$

FR(-1)	SM	$dl_{-}\frac{PIL}{PP}$	FR	Residui	
1,0000	0,1474	0,0079	0,9606	0,0000	FR(-1)
	1,0000	0,1487	0,2527	0,0000	SM
		1,0000	0,0606	-0,0000	$dl_{-}\frac{PIL}{PP}$
			1,0000	0,2224	FR
				1,0000	Residui

Variabili Esplicative

FR	TASSO DI FERTILITA'	ISTAT
SM	SALDO MIGRATORIO	ISTAT
PIL	PIL REGIONALE	ISTAT
PP	DEFLATORE PIL	ISTAT

## Popolazione

Effetti fissi, usando 379 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 19

Variabile dipendente: l\_POP

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_POP = \beta_1 l\_Fr + \beta_2 l\_ (1 + SM) + \beta_3 l\_POP(-1) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	0,376117	0,110054	3,418	0,0029 ***
l_FR	0,0175265	0,00271310	6,460	0,0000 ***
l_(1+SM)	0,0655496	0,00524009	12,51	0,0000 ***
l_POP(-1)	0,973614	0,00762768	127,6	0,0000 ***
dt_14	0,0147049	0,00224368	6,554	0,0000 ***
dt_19	-0,00850568	0,00141800	-5,998	0,0000 ***
Media var. dipendente	14,46931	SQM var. dipendente	1,064865	
Somma quadr. residui	0,004831	E.S. della regressione	0,003589	
LSDV $R^2$	0,999989	$R^2$ intra-gruppi	0,981367	
Log-verosimiglianza	1697,269	Criterio di Akaike	-3344,539	
Criterio di Schwarz	-3244,752	Hannan-Quinn	-3305,022	
$\hat{\rho}$	0,013023	Durbin-Watson	1,936735	

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per  $n = 419$

l_POP(-1)	l_FR	l_(1+SM)	l_POP	Residui	
1,0000	0,2053	0,0685	1,0000	0,0000	l_POP(-1)
	1,0000	0,2541	0,2032	-0,0000	l_FR
		1,0000	0,0615	0,0000	l_(1+SM)
			1,0000	0,0033	l_POP
				1,0000	Residui

Variabili Esplicative

POP POPOLAZIONE ISTAT  
 SM SALDO MIGRATORIO ISTAT  
 Fr TASSO DI FERTILITA' ISTAT

Esiste un outlier riguardante la popolazione del Lazio nell'anno 2014. Si è registrato un aumento della popolazione laziale di 313175 unità (corrispondente al +5.63% rispetto al 2013) che coi dati a nostra disposizione non sappiamo come spiegare. Siccome il dato peggiora la stima rendendo i residui non Normali abbiamo dovuto eliminare questo outlier e ridurre conseguentemente le osservazioni a 379.

## Popolazione Anziana (>65 anni)

Effetti fissi, usando 400 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 20

Variabile dipendente: l\_POP65

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_POP65 = \beta_1 dl\_ (PIL/PP) + \beta_2 dl(POP) + \beta_3 l\_POP65(-1) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto <i>t</i>	p-value
const	0,333206	0,0540891	6,160	0,0000 ***
dl_(PIL/PP)	0,0327092	0,00927360	3,527	0,0023 ***
dl_POP	0,187533	0,0558799	3,356	0,0033 ***
l_POP65(-1)	0,975187	0,00419115	232,7	0,0000 ***
dt_11	-0,00670880	0,000852875	-7,866	0,0000 ***
dt_12	0,00717459	0,000843034	8,510	0,0000 ***
dt_14	0,00345566	0,00111109	3,110	0,0058 ***
dt_20	-0,0484363	0,00130987	-36,98	0,0000 ***
Media var. dipendente	12,91642	SQM var. dipendente		1,043258
Somma quadr. residui	0,005978	E.S. della regressione		0,004003
LSDV $R^2$	0,999986	$R^2$ intra-gruppi		0,997641
Log-verosimiglianza	1654,649	Criterio di Akaike		-3255,298
Criterio di Schwarz	-3147,529	Hannan-Quinn		-3212,620
$\hat{\rho}$	0,375198	Durbin-Watson		1,191761

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per n = 419

l_POP65(-1)	dl_ $\frac{PIL}{PP}$	dl_POP	l_POP65	Residui	
1,0000	0,0250	0,1223	0,9999	0,0000	l_POP65(-1)
	1,0000	0,0648	0,0331	-0,0000	dl_ $\frac{PIL}{PP}$
		1,0000	0,1268	0,0000	dl_POP
			1,0000	0,0037	l_POP65
				1,0000	Residui

Variabili Esplicative

PIL	PIL REGIONALE	ISTAT
POP	POPOLAZIONE	ISTAT
POP65	POPOLAZIONE OLTRE 65 ANNI	ISTAT
PP	DEFLATORE PIL	ISTAT

## Popolazione sotto i 15 anni

Effetti fissi, usando 375 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche: minimo 14, massimo 19

Variabile dipendente:  $l\_POP15$

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_POP15 = \beta_1 l\_ (1 + SM) + \beta_2 l\_ Fr + \beta_3 l\_ POP15(-1) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	0,681947	0,108951	6,259	0,0000 ***
$l\_FR$	0,0486627	0,00746366	6,520	0,0000 ***
$l\_ (1+SM)$	0,108803	0,0107754	10,10	0,0000 ***
$l\_POP15(-1)$	0,944135	0,00876641	107,7	0,0000 ***
dt_14	0,0120316	0,00259326	4,640	0,0002 ***
dt_16	-0,00665461	0,00102304	-6,505	0,0000 ***
dt_17	-0,00852358	0,00104792	-8,134	0,0000 ***
dt_18	-0,00841888	0,00129816	-6,485	0,0000 ***
dt_19	-0,0178143	0,00124372	-14,32	0,0000 ***
Media var. dipendente	12,53161	SQM var. dipendente	1,093988	
Somma quadr. residui	0,012627	E.S. della regressione	0,005826	
LSDV $R^2$	0,999974	$R^2$ intra-gruppi	0,992258	
Log-verosimiglianza	1505,099	Criterio di Akaike	-2954,199	
Criterio di Schwarz	-2842,438	Hannan-Quinn	-2909,940	
$\hat{\rho}$	0,267403	Durbin-Watson	1,298167	

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per  $n = 419$

$l\_FR$	$l\_ (1+SM)$	$l\_POP15(-1)$	$l\_POP15$	Residui	
1,0000	0,2541	0,2452	0,2467	-0,0000	$l\_FR$
	1,0000	0,0347	0,0294	-0,0000	$l\_ (1+SM)$
		1,0000	0,9999	0,0000	$l\_POP15(-1)$
			1,0000	0,0051	$l\_POP15$
				1,0000	Residui

Variabili Esplicative

POP15 POPOLAZIONE SINO AI 15 ANNI ISTAT  
 FR TASSO DI FERTILITA' ISTAT  
 SM TASSO DI IMMIGRAZIONE ISTAT

I valori laziali dal 2015 in poi sono stati eliminati perchè risultavano outlier. Il problema si ricollega probabilmente a quanto già riscontrato nella stima della popolazione complessiva per l'anno 2015.

## Tasso di Disoccupazione

Effetti fissi, usando 400 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 20

Variabile dipendente: u

Errori standard robusti (HAC)

$$u = \beta_1 i_r + \beta_2 l_{-}(PIL/POP) + \beta_3 u(-1) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto t	p-value
const	-0,0547936	0,0200422	-2,734	0,0132 **
$i_r$	-0,328533	0,0956943	-3,433	0,0028 ***
$l_{-}(PIL/POP)$	-0,0208048	0,00596861	-3,486	0,0025 ***
$u(-1)$	0,808349	0,0249165	32,44	0,0000 ***
dt_12	0,0240899	0,00294199	8,188	0,0000 ***
dt_13	0,0189383	0,00218692	8,660	0,0000 ***
Media var. dipendente	0,096070	SQM var. dipendente		0,050898
Somma quadr. residui	0,028495	E.S. della regressione		0,008717
LSDV $R^2$	0,972433	$R^2$ intra-gruppi		0,866769
Log-verosimiglianza	1342,323	Criterio di Akaike		-2634,646
Criterio di Schwarz	-2534,859	Hannan-Quinn		-2595,129
$\hat{\rho}$	0,043332	Durbin-Watson		1,792007

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per n = 419

u(-1)	$i_r$	$l_{-}\frac{PIL}{POP}$	u	Residui	
1,0000	-0,1789	-0,7903	0,9744	-0,0000	u(-1)
	1,0000	-0,1433	-0,2046	0,0000	$i_r$
		1,0000	-0,7848	-0,0000	$l_{-}\frac{PIL}{POP}$
			1,0000	0,1660	u
				1,0000	Residui

Variabili Esplicative

u	TASSO DI DISOCCUPAZIONE	ISTAT
POP	POPOLAZIONE	ISTAT
PIL	PRODOTTO INTERNO LORDO	ISTAT
$i_r$	TASSO DI INFLAZIONE	ISTAT

Il tasso di disoccupazione è ancora oggetto di revisione, nella seconda annualità di ricerca di questo progetto, per migliorarne la stima ma anche per introdurre un meccanismo di feedback che tenga conto delle variazioni del costo relativo del lavoro rispetto al capitale. Quando il costo del lavoro rispetto al costo del capitale aumenta, le imprese cercano di liberarsi di manodopera per sostituirla con nuovi macchinari, aumentando la disoccupazione.

## Numero lavoratori dipendenti

Effetti fissi, usando 380 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 19

Variabile dipendente:  $l\_N_w$

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_N_w = \beta_1 l\_ (ABS/PP) + \beta_2 l\_ (CSD/(PVA * N_w * 1000)) + \beta_3 l\_ N_w(-1) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	-3,27447	0,408168	-8,022	0,0000 ***
$l\_ (ABS/PP)$	0,293977	0,0316463	9,289	0,0000 ***
$l\_ (CSD/(PVA*N_w*1000))$	-0,413407	0,0451415	-9,158	0,0000 ***
$l\_ N_w(-1)$	0,708584	0,0387211	18,30	0,0000 ***
dt_10	-0,0103582	0,00354039	-2,926	0,0087 ***
dt_13	-0,0200041	0,00434972	-4,599	0,0002 ***
Media var. dipendente	6,285071	SQM var. dipendente	1,073911	
Somma quadr. residui	0,103908	E.S. della regressione	0,016646	
LSDV $R^2$	0,999774	$R^2$ intra-gruppi	0,871445	
Log-verosimiglianza	1083,568	Criterio di Akaike	-2117,137	
Criterio di Schwarz	-2017,350	Hannan-Quinn	-2077,620	
$\hat{\rho}$	0,218776	Durbin-Watson	1,474885	

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per  $n = 419$

$l\_ N_w(-1)$	$l\_ (\frac{ABS}{PP})$	$l\_ (\frac{CSD}{PVA*N_w*1000})$	$l\_ N_w$	Residui	
1,0000	0,9946	0,2447	0,9998	0,0000	$l\_ N_w(-1)$
	1,0000	0,2850	0,9948	-0,0000	$l\_ (\frac{ABS}{PP})$
		1,0000	0,2391	0,0000	$l\_ (\frac{CSD}{PVA*N_w*1000})$
			1,0000	0,0150	$l\_ N_w$
				1,0000	Residui

Variabili Esplicative

$N_w$	NUMERO LAVORATORI DIPENDENTI	ISTAT
PVA	DEFLATORE VALORE AGGIUNTO	ISTAT
CSD	CONTRIBUTI SOCIALI A CARICO DEI LAVORATORI	ISTAT
ABS	ASSORBIMENTO	ISTAT
PP	DEFLATORE PIL	ISTAT

L a variazione del salario pro-capite  $dl\_ (\frac{CSD}{PVA*N_w*1000})$  conteggia la misura del costo del lavoro che quindi impatta negativamente sul lato della domanda riducendo l'occupazione dei lavoratori dipendenti. All'opposto, un aumento del volume di produzione  $dl\_ (\frac{PIL}{PP})$ , richiede un aumento di lavoratori, a parità di altre condizioni.

Questa equazione è in corso di revisione nella seconda annualità di ricerca allo scopo di introdurre il medesimo meccanismo di feedback di cui si è già parlato nella equazione di stima della disoccupazione. Si tratta di un regressore che tenga conto della variazione del costo del lavoro relativo

---

alla variazione del costo del capitale. Il numero di lavoratori occupati, infatti, si abbasserà in presenza di un aumento del costo relativo del lavoro, perché le imprese preferiranno investire in nuovi macchinari che riducano l'occupazione piuttosto che in nuovi dipendenti.

## Numero lavoratori autonomi

Effetti fissi, usando 400 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 20

Variabile dipendente:  $l\_N_k$

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_N_k = \beta_1 l\_ (1 + \tau) + \beta_2 l\_ (1 + (RLG + RK)/VA) + \beta_3 l\_ N_k(-1) + \alpha$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	2,18125	0,199446	10,94	0,0000
$l\_ (1+(RLG+RK)/VA)$	1,10351	0,151138	7,301	0,0000
$l\_ (1+\tau)$	-0,639372	0,182172	-3,510	0,0023
$l\_ N_k(-1)$	0,552357	0,0410136	13,47	0,0000
Media var. dipendente	5,242243	SQM var. dipendente		1,028942
Somma quadr. residui	0,546806	E.S. della regressione		0,038084
LSDV $R^2$	0,998706	$R^2$ intra-gruppi		0,728717
Log-verosimiglianza	751,4496	Criterio di Akaike		-1456,899
Criterio di Schwarz	-1365,095	Hannan-Quinn		-1420,544
$\hat{\rho}$	-0,049735	Durbin-Watson		1,963589

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per  $n = 419$

$l\_ N_k(-1)$	$l\_ (\frac{RLG}{PBC})$	$l\_ (1+\tau)$	$l\_ N_k$	Residui	
1,0000	0,3148	0,3606	0,9991	0,0000	$l\_ N_k(-1)$
	1,0000	-0,0578	0,3213	0,0000	$l\_ (\frac{RLG}{PBC})$
		1,0000	0,3572	-0,0000	$l\_ (1+\tau)$
			1,0000	0,0360	$l\_ N_k$
				1,0000	Residui

Variabili Esplicative

$N_k$	NUMERO LAVORATORI AUTONOMI	ISTAT
RLG	RISULTATO LORDO DI GESTIONE	ISTAT
RK	REDDITI DA CAPITALE	ISTAT
VA	VALORE AGGIUNTO	ISTAT
$\tau$	PRESSIONE FISCALE GENERALE	ISTAT

Il rapporto  $\frac{RGL+RK}{VA}$  esprime il tasso di profitto dell'economia, al netto del costo del lavoro e delle imposte indirette.

## 9.6 Deflatori

### Deflatore Investimenti Fissi Lordi

Effetti fissi, usando 400 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 20

Variabile dipendente: PBI

Errori standard robusti (HAC)

$$PBI = \beta_1 PP\_ROW + \beta_2 PBI(-1) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto <i>t</i>	p-value
const	0,0728875	0,000395823	184,1	0,0000 ***
PP_ROW	-0,0307525	0,000808302	-38,05	0,0000 ***
PBI(-1)	0,963938	0,000569826	1692,	0,0000 ***
dt_3	-0,00942796	0,000122429	-77,01	0,0000 ***
dt_8	0,00386432	0,000129223	29,90	0,0000 ***
dt_9	-0,0109935	0,000326217	-33,70	0,0000 ***
dt_11	0,00362069	0,000364246	9,940	0,0000 ***
dt_13	-0,0168135	0,000110671	-151,9	0,0000 ***
dt_14	-0,0126096	0,000262364	-48,06	0,0000 ***
dt_16	-0,00874117	0,000256298	-34,11	0,0000 ***
Media var. dipendente	0,932439	SQM var. dipendente		0,084435
Somma quadr. residui	0,001906	E.S. della regressione		0,002267
LSDV $R^2$	0,999330	$R^2$ intra-gruppi		0,999330
Log-verosimiglianza	1883,283	Criterio di Akaike		-3708,565
Criterio di Schwarz	-3592,813	Hannan-Quinn		-3662,726
$\hat{\rho}$	-0,211959	Durbin-Watson		1,922300

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per n = 419

PBI(-1)	PP_ROW	PBI	Residui	
1,0000	0,4406	0,9968	-0,0000	PBI(-1)
	1,0000	0,3979	-0,0000	PP_ROW
		1,0000	0,0259	PBI
			1,0000	Residui

Variabili Esplicative

PBI            DEFLATORE INVESTIMENTI FISSI LORDI    ISTAT  
 PP\_ROW      INDICE PRODOTTI ESTERI                    ISTAT

L'indice di prodotti esteri è stato calcolato come prodotto del deflatore dei prezzi al consumo dei beni EU per il deflatore dei prezzi al consumo Mondiale. Il risultato di tale prodotto è stato diviso per il tasso di cambio Euro/dollaro.

## Deflatore Valore Aggiunto

Effetti fissi, usando 374 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche: minimo 13, massimo 19

Variabile dipendente: PVA

Errori standard robusti (HAC)

$$PVA = \beta_1 dl\_((CSD)/N_w) + \beta_2 dl\_ (PIL/(PP * N_w)) + \beta_3 PVA(-1) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto <i>t</i>	p-value
const	0,0754549	0,00365909	20,62	0,0000 ***
dl_(CSD/N <sub>w</sub> )	0,116628	0,0106011	11,00	0,0000 ***
dl_(PIL/(PP*N <sub>w</sub> ))	-0,135811	0,0149498	-9,084	0,0000 ***
PVA(-1)	0,932982	0,00377154	247,4	0,0000 ***
dt_2	-0,00434145	0,000969703	-4,477	0,0003 ***
dt_10	-0,0113920	0,00107375	-10,61	0,0000 ***
Media var. dipendente	0,940414	SQM var. dipendente		0,080700
Somma quadr. residui	0,010667	E.S. della regressione		0,005333
LSDV <i>R</i> <sup>2</sup>	0,995895	<i>R</i> <sup>2</sup> intra-gruppi		0,995870
Log-verosimiglianza	1538,833	Criterio di Akaike		-3027,666
Criterio di Schwarz	-2927,879	Hannan-Quinn		-2988,149
$\hat{\rho}$	0,122856	Durbin-Watson		1,666950

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per n = 419

PVA(-1)	dl_ $\frac{PIL}{(PP*N_w)}$	dl_ $\frac{CSD}{N_w}$	PVA	Residui	
1,0000	-0,1696	-0,4606	0,9965	0,0000	PVA(-1)
	1,0000	0,6389	-0,2004	-0,0000	dl_ $\frac{PIL}{(PP*N_w)}$
		1,0000	-0,4597	0,0000	dl_ $\frac{CSD}{N_w}$
			1,0000	0,0641	PVA
				1,0000	Residui

Variabili Esplicative

PVA	DEFLATORE VALORE AGGIUNTO	ISTAT
PIL	PIL REGIONALE	ISTAT
PP	DEFLATORE PIL	ISTAT
CSD	CONTRIBUTI SOCIALI A CARICO DEL DATORE DI LAVORO	ISTAT
N <sub>w</sub>	NUMERO LAVORATORI DIPENDENTI	ISTAT

Il costo unitario del lavoro è stato trovato come rapporto tra la somma del monte salari più i contributi sociali del lavoro a carico dei datori di lavoro e il numero di lavoratori dipendenti. La produttività del lavoro come rapporto tra valore aggiunto in termini reali e numero di lavoratori dipendenti. La Regione Basilicata presenta valori sballati dal 2015 al 2020 pertanto sono stati rimossi al fine di non distorcere i risultati della stima. Nella versione in aggiornamento nella seconda annualità di ricerca di questo progetto, si sta modificando questa funzione di stima introducendo nuovi e più efficaci regressori.

## Deflatore PIL

Effetti fissi, usando 400 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 20

Variabile dipendente: PP

Errori standard robusti (HAC)

$$PP = \beta_1 l\_Poil + \beta_2 PVA + \beta_3 PP\_ROW + \beta_4 SC/(C+G) + \beta_5 PP(-1) + \alpha$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto <i>t</i>	p-value
const	-0,0353542	0,0101251	-3,492	0,0024 ***
l_Poil	0,00388234	0,000744206	5,217	0,0000 ***
PVA	0,778481	0,0633865	12,28	0,0000 ***
PP_ROW	0,0180458	0,00319516	5,648	0,0000 ***
SC/(C+G)	0,107223	0,0231854	4,625	0,0002 ***
PP(-1)	0,227866	0,0575366	3,960	0,0008 ***
Media var. dipendente	0,935780	SQM var. dipendente	0,085344	
Somma quadr. residui	0,003560	E.S. della regressione	0,003081	
LSDV $R^2$	0,998775	$R^2$ intra-gruppi	0,998768	
Log-verosimiglianza	1758,309	Criterio di Akaike	-3466,619	
Criterio di Schwarz	-3366,832	Hannan-Quinn	-3427,102	
$\hat{\rho}$	0,541324	Durbin-Watson	0,890900	

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per n = 419

PVA	PP(-1)	PP_ROW	l_Poil	$\frac{SC}{(C+G)}$	PP	Residui	
1,0000	0,9962	0,4096	0,5624	-0,0159	0,9984	-0,0000	PVA
	1,0000	0,4361	0,5032	-0,0374	0,9976	-0,0000	PP(-1)
		1,0000	-0,3522	-0,0209	0,4231	-0,0000	PP_ROW
			1,0000	-0,0163	0,5605	0,0000	l_Poil
				1,0000	-0,0107	-0,0000	$\frac{SC}{(C+G)}$
					1,0000	0,0350	PP
						1,0000	Residui

Variabili Esplicative

PP	DEFLATORE PIL	ISTAT
PVA	DEFLATORE VALORE AGGIUNTO	ISTAT
Poil	PREZZO PETROLIO	ISTAT
SC	VARIAZIONE SCORTE	ISTAT
C	CONSUMI FAMIGLIE	ISTAT
G	CONSUMI PUBBLICI	ISTAT
PP_ROW	INDICE PRODOTTI ESTERI	ISTAT

Nella nuova versione di questo progetto, in aggiornamento durante la seconda annualità di ricerca, si sta migliorando la funzione di stima del deflatore del PIL introducendo una variabile che tenga conto del prezzo dei beni energetici e delle materie prime d'importazione.

## Deflatore Spesa Pubblica

Effetti fissi, usando 400 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 20

Variabile dipendente: PPA

Errori standard robusti (HAC)

$$PPA = \beta_2 PP\_ROW + \beta_3 Poil + \beta_4 PPA(-1) + \alpha$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	0,104038	0,00553419	18,80	0,0000 ***
PP_ROW	-0,0270077	0,00741745	-3,641	0,0017 ***
Ppetrolio	-0,000184519	3,18103e-05	-5,801	0,0000 ***
DeflatoreConsumiPPAA_1	0,940027	0,00873788	107,6	0,0000 ***
Media var. dipendente	0,958382	SQM var. dipendente	0,093105	
Somma quadr. residui	0,128998	E.S. della regressione	0,018498	
LSDV $R^2$	0,962704	$R^2$ intra-gruppi	0,960029	
Log-verosimiglianza	1040,310	Criterio di Akaike	-2034,620	
Criterio di Schwarz	-1942,816	Hannan-Quinn	-1998,264	
$\hat{\rho}$	-0,232103	Durbin-Watson	2,301041	

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:21

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0958 per  $n = 419$

Poil	PPA(-1)	PP_ROW	PPA	Residui	
1,0000	0,4616	-0,3603	0,4822	0,0000	Poil
	1,0000	0,2872	0,9800	-0,0000	PPA(-1)
		1,0000	0,2776	-0,0000	PP_ROW
			1,0000	0,1931	PPA
				1,0000	Residui

Variabili Esplicative

PPA	DEFLATORE SPESA PUBBLICA	ISTAT
PP_ROW	INDICE PRODOTTI ESTERI	ISTAT
Poil	PREZZO DEL PETROLIO	ISTAT

## 9.7 Variabili di finanza pubblica Regionale (CPT) e Centrale

### Spesa Pubblica Centrale (CPT)

Effetti fissi, usando 380 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 19

Variabile dipendente:  $l\_ (GR/PPA)$

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_ (GR/PPA) = \beta_1 dl\_ FED + \beta_2 l\_ (GR(-1)/PPA(-1)) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	0,211780	0,174879	1,211	0,2407
dl\_ FED	0,236537	0,0288785	8,191	0,0000 ***
$l\_ (GR(-1)/PPA(-1))$	0,975731	0,0196441	49,67	0,0000 ***
dt\_ 1	0,0797020	0,00579486	13,75	0,0000 ***
dt\_ 11	-0,0209927	0,00447922	-4,687	0,0002 ***
Media var. dipendente	8,899907	SQM var. dipendente		0,962906
Somma quadr. residui	0,237724	E.S. della regressione		0,025841
LSDV $R^2$	0,999324	$R^2$ intra-gruppi		0,904541
Log-verosimiglianza	862,3981	Criterio di Akaike		-1676,796
Criterio di Schwarz	-1582,232	Hannan-Quinn		-1639,273
$\hat{\rho}$	0,162963	Durbin-Watson		1,624323

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:20

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0959 per  $n = 418$

$l\_ \frac{GR(-1)}{PPA(-1)}$	dl\_ FED	$l\_ \frac{GR}{PPA}$	Residui	
1,0000	-0,0179	0,9993	-0,0000	$l\_ \frac{GR(-1)}{PPA(-1)}$
	1,0000	-0,0076	-0,0000	dl\_ FED
		1,0000	0,0260	$l\_ \frac{GR}{PPA}$
			1,0000	Residui

Variabili Esplicative

GR	SPESA PUBBLICA REGIONALE CENTRALE	ISTAT
PPA	DEFLATORE CONSUMI PUBBLICI	ISTAT
FED	GRADO DI FEDERALISMO FISCALE	ISTAT

## Spesa Pubblica Regione - (CPT)

Effetti fissi, usando 380 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 19

Variabile dipendente:  $l\_ (CR/PPA)$

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_ (CR/PPA) = \beta_1 l\_ AN + \beta_2 l\_ (UR/PPA) + \beta_3 l\_ (CR(-1)/PPA(-1)) + \alpha$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	-5,67225	0,940408	-6,032	0,0000 ***
$l\_ AN$	1,28737	0,235862	5,458	0,0000 ***
$l\_ (UR/PPA)$	0,417668	0,0648849	6,437	0,0000 ***
$l\_ (CR(-1)/PPA(-1))$	0,573737	0,0603956	9,500	0,0000 ***
Media var. dipendente	8,265724	SQM var. dipendente		0,965426
Somma quadr. residui	0,301508	E.S. della regressione		0,029061
LSDV $R^2$	0,999146	$R^2$ intra-gruppi		0,910191
Log-verosimiglianza	817,2381	Criterio di Akaike		-1588,476
Criterio di Schwarz	-1497,852	Hannan-Quinn		-1552,516
$\hat{\rho}$	0,407212	Durbin-Watson		1,113065

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:20

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0959 per  $n = 418$

$l\_ \frac{CR(-1)}{PPA(-1)}$	$l\_ AN$	$l\_ \frac{UR}{PPA}$	$l\_ \frac{CR}{PPA}$	Residui	
1,0000	0,0422	0,9893	0,9992	0,0000	$l\_ \frac{CR(-1)}{PPA(-1)}$
	1,0000	-0,0015	0,0417	0,0000	$l\_ AN$
		1,0000	0,9901	0,0000	$l\_ \frac{UR}{PPA}$
			1,0000	0,0292	$l\_ \frac{CR}{PPA}$
				1,0000	Residui

Variabili Esplicative

CR	SPESA REGIONALE REALE PER CONSUMI	CPT
UR	USCITE REGIONALI REALI	CPT
AN	ASPETTATIVA DI VITA ALLA NASCITA	ISTAT
PPA	DEFLATORE CONSUMI PUBBLICI	ISTAT

## Investimenti Centrali - (CPT)

Effetti fissi, usando 380 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 19

Variabile dipendente:  $l\_ (INVC/PBI)$

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_ (INVC/PBI) = \beta_1 l\_ N + \beta_2 dl\_ (PIL/PP) + \beta_3 l\_ (RK/PBI) + \beta_4 l\_ (1 + 10YB) + \beta_5 l\_ (INVC(-1)/PBI(1)) + \alpha$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	-2,59670	0,938777	-2,766	0,0123 **
$l\_ (C/PP)$	0,315132	0,106616	2,956	0,0081 ***
$l\_ FI$	0,243135	0,0371982	6,536	0,0000 ***
$l\_ (INVP/PBI)$	0,202973	0,0145633	13,94	0,0000 ***
$l\_ (INVP(-1)/PBI(-1))$	-0,160908	0,0166838	-9,645	0,0000 ***
$l\_ (IVES/PBI)$	0,402934	0,0365351	11,03	0,0000 ***
$l\_ (IVES(-1)/PBI(-1))$	-0,274724	0,0460758	-5,962	0,0000 ***
$l\_ (INVC(-1)/PBI(-1))$	0,654104	0,0451532	14,49	0,0000 ***
Media var. dipendente	9,198262	SQM var. dipendente		1,071039
Somma quadr. residui	0,571243	E.S. della regressione		0,040228
LSDV $R^2$	0,998686	$R^2$ intra-gruppi		0,932314
Log-verosimiglianza	695,8245	Criterio di Akaike		-1337,649
Criterio di Schwarz	-1231,264	Hannan-Quinn		-1295,435
$\hat{\rho}$	-0,075970	Durbin-Watson		2,051852

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:20

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0959 per n = 418

$l\_ \frac{C}{PP}$	$l\_ FI$	$l\_ \frac{INVP}{PBI}$	$l\_ \frac{INVP(-1)}{PBI(-1)}$	$l\_ \frac{IVES}{PBI}$	$l\_ \frac{IVES(-1)}{PBI(-1)}$	$l\_ \frac{INVC(-1)}{PBI(-1)}$	$l\_ \frac{INVC}{PBI}$	Residui	
1,0000	-0,0451	0,9174	0,9180	0,9829	0,9827	0,9847	0,9847	-0,0000	$l\_ \frac{C}{PP}$
	1,0000	-0,0240	-0,0442	-0,0482	-0,0797	-0,0711	-0,0323	0,0000	$l\_ FI$
		1,0000	0,9880	0,9319	0,9276	0,9293	0,9313	0,0000	$l\_ \frac{INVP}{PBI}$
			1,0000	0,9328	0,9302	0,9313	0,9269	0,0000	$l\_ \frac{INVP(-1)}{PBI(-1)}$
				1,0000	0,9956	0,9876	0,9886	0,0000	$l\_ \frac{IVES}{PBI}$
					1,0000	0,9886	0,9848	0,0000	$l\_ \frac{IVES(-1)}{PBI(-1)}$
						1,0000	0,9976	-0,0000	$l\_ \frac{INVC(-1)}{PBI(-1)}$
							1,0000	0,0362	$l\_ \frac{INVC}{PBI}$
								1,0000	Residui

Variabili Esplicative

---

C	CONSUMI DELLE FAMIGLIE	CPT
PP	DEFLATORE PIL	CPT
FI	INDICE DI FIDUCIA IMPRESE	
PBI	PREZZI DEI BENI DI INVESTIMENTO	ISTAT
INVP	INVESTIMENTI PUBBLICI	ISTAT
IVES	INVESTIMENTI IN TRASPORTO, MAGAZINAGGIO, IMMOBILI	ISTAT
INVC	INVESTIMENTI TOTALI ESCLUSI AMMINISTRAZIONE REGIONALE	ISTAT

## Investimenti Regioni (CPT)

Effetti fissi, usando 380 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 19

Variabile dipendente:  $l\_ (IR/PBI)$

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_ (IR/PBI) = \beta_1 l\_ P_{oil} + \beta_2 dl\_ (UR/PPA) + \beta_3 l\_ (IR(-1)/PBI(-1)) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	0,329895	0,115639	2,853	0,0102 **
$l\_ Poil$	-0,0716727	0,0121808	-5,884	0,0000 ***
$dl\_ (UR/PPA)$	0,759113	0,135019	5,622	0,0000 ***
$\_ (IR(-1)/PBI(-1))$	0,983709	0,0167855	58,60	0,0000 ***
$dt\_ 8$	0,0956694	0,0199626	4,792	0,0001 ***
Media var. dipendente	5,822877	SQM var. dipendente		0,920352
Somma quadr. residui	4,474391	E.S. della regressione		0,112109
LSDV $R^2$	0,986062	$R^2$ intra-gruppi		0,935317
Log-verosimiglianza	304,7456	Criterio di Akaike		-561,4911
Criterio di Schwarz	-466,9270	Hannan-Quinn		-523,9677
$\hat{\rho}$	0,409192	Durbin-Watson		1,143381

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:20

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0959 per  $n = 418$

$l\_ Poil$	$dl\_ \frac{UR}{PPA}$	$l\_ \frac{IR(-1)}{PBI(-1)}$	$l\_ \frac{IR}{PBI}$	Residui	
1,0000	-0,0020	-0,0491	-0,1120	-0,0000	$l\_ Poil$
	1,0000	0,0640	0,0970	0,0000	$dl\_ \frac{UR}{PPA}$
		1,0000	0,9915	0,0000	$l\_ \frac{IR(-1)}{PBI(-1)}$
			1,0000	0,1181	$l\_ \frac{IR}{PBI}$
				1,0000	Residui

Variabili Esplicative

IR	INVESTIMENTI REGIONALE	CPT
UR	USCITE REGIONALI	CPT
PPA	PREZZI DEI BENI DELLA PUBBLICA AMMINISTRAZIONE	ISTAT
PBI	PREZZI DEI BENI DI INVESTIMENTO	ISTAT
$P_{oil}$	PREZZO DEL PETROLIO	ISTAT

### Altre Uscite - (CPT)

Effetti fissi, usando 380 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 19

Variabile dipendente: l\_ALT

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_ALT = \beta_1 dl\_U + \beta_2 l\_ALT(-1) + \alpha$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	0,595899	0,181261	3,288	0,0039 ***
dl_U	1,26998	0,270511	4,695	0,0002 ***
l_ALT(-1)	0,890929	0,0320176	27,83	0,0000 ***
Media var. dipendente	5,701858	SQM var. dipendente		0,930766
Somma quadr. residui	5,384567	E.S. della regressione		0,122640
LSDV $R^2$	0,983601	$R^2$ intra-gruppi		0,812959
Log-verosimiglianza	269,5639	Criterio di Akaike		-495,1278
Criterio di Schwarz	-408,4440	Hannan-Quinn		-460,7313
$\hat{\rho}$	0,389012	Durbin-Watson		1,197010

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:20

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0959 per n = 418

l_ALT(-1)	dl_U	l_ALT	Residui	
1,0000	-0,0026	0,9889	0,0000	l_ALT(-1)
	1,0000	0,0605	-0,0000	dl_U
		1,0000	0,1281	l_ALT
			1,0000	Residui

Variabili Esplicative

l_ALT	ALTRE SPESE REGIONALI REALI	CPT
U	TOTALE USCITE CORRENTI REGIONALI	CPT

## Imposte indirette nette Centrali - (CPT)

Effetti fissi, usando 376 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche: minimo 15, massimo 19

Variabile dipendente:  $l\_INDC$

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_INDC = \beta_1 l\_ (PIL/PP) + \beta_2 l\_ (1 + IVA) + \beta_3 l\_ (1 + 10YB) + \beta_4 l\_ INDC(-1) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	-4,82348	0,653158	-7,385	0,0000 ***
$l\_ (PIL/PP)$	0,701185	0,0588640	11,91	0,0000 ***
$l\_ (1+IVA)$	3,66329	0,688833	5,318	0,0000 ***
$l\_ (1+10YB)$	-2,33215	0,428063	-5,448	0,0000 ***
$l\_ INDC(-1)$	0,598902	0,0470650	12,73	0,0000 ***
dt_1	-0,0535544	0,00903196	-5,929	0,0000 ***
dt_12	0,133299	0,0163734	8,141	0,0000 ***
Media var. dipendente	8,446059	SQM var. dipendente	1,140414	
Somma quadr. residui	1,718722	E.S. della regressione	0,069679	
LSDV $R^2$	0,996513	$R^2$ intra-gruppi	0,782338	
Log-verosimiglianza	486,5355	Criterio di Akaike	-921,0709	
Criterio di Schwarz	-818,6265	Hannan-Quinn	-880,4205	
$\hat{\rho}$	-0,037975	Durbin-Watson	2,040973	

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:20

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0959 per  $n = 418$

$l\_ INDC(-1)$	$l\_ (1+IVA)$	$l\_ (PIL/PP)$	$l\_ (1+10YB)$	$l\_ INDC$	Residui	
1,0000	0,0858	0,9874	-0,0726	0,9973	-0,0000	$l\_ INDC(-1)$
	1,0000	-0,0241	-0,6995	0,0826	0,0000	$l\_ (1+IVA)$
		1,0000	0,0143	0,9887	-0,0000	$l\_ (PIL/PP)$
			1,0000	-0,0739	-0,0000	$l\_ (1+10YB)$
				1,0000	0,0591	$l\_ INDC$
1,0000	Residui					

Variabili Esplicative

$l\_ INDC$	IMPOSTE INDIRETTE NETTE ESCLUSE AMMINISTRAZIONI REGIONALI	CPT
PIL	PRODOTTO INTERNO LORDO REGIONALE	ISTAT
IVA	ALIQUOTA IVA	ISTAT
PP	DEFLATORE PIL	ISTAT
10YB	TASSI BOND DECENNALI	CPT

## Imposte indirette nette - Regionali (CPT)

Effetti fissi, usando 380 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 20

Variabile dipendente: l\_INDR

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_INDR = \beta_1 l\_ (PIL/PP) + \beta_2 l\_ (IRAP) + \beta_3 l\_ INDR(-1) + \alpha$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto <i>t</i>	p-value
const	-1,70058	1,33884	-1,270	0,2194
l_ (PIL/PP)	0,356578	0,143146	2,491	0,0222 **
l_ IRAP	0,145115	0,0809537	1,793	0,0890 *
l_ INDR(-1)	0,757415	0,0260937	29,03	0,0000 ***
Media var. dipendente	7,072439	SQM var. dipendente	1,103339	
Somma quadr. residui	6,340020	E.S. della regressione	0,133263	
LSDV $R^2$	0,986259	$R^2$ intra-gruppi	0,585490	
Log-verosimiglianza	238,5283	Criterio di Akaike	-431,0567	
Criterio di Schwarz	-340,4327	Hannan-Quinn	-395,0967	
$\hat{\rho}$	0,020869	Durbin-Watson	1,937029	

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:20

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0959 per n = 418

l_ $\frac{PIL}{PP}$	l_ INDR(- 1)	l_ IRAP	l_ INDR	Residui	
1,0000	0,9778	0,0132	0,9778	-0,0000	l_ $\frac{PIL}{PP}$
	1,0000	0,0500	0,9920	-0,0000	l_ INDR(- 1)
		1,0000	0,0461	0,0000	l_ IRAP
			1,0000	0,1172	l_ INDR
				1,0000	Residui

Variabili Esplicative

I_INDR	IMPOSTE INDIRETTE REGIONALI (IRAP)	CPT
PIL	PRODOTTO INTERNO LORDO REGIONALE	ISTAT
IRAP	ALIQUTA IRAP ORDINARIA	ISTAT
PP	DEFLATORE PIL	ISTAT

## Imposte su Reddito e Patrimonio delle Famiglie Centrali - (CPT)

Effetti fissi, usando 380 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 19

Variabile dipendente: I\_DC

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_DC = \beta_1 l\_PIL + \beta_2 l\_ (1 + IRPEF) + \beta_3 l\_ (RF - PF) + \beta_4 l\_ DC(-1) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto <i>t</i>	p-value
const	-0,822097	0,221285	-3,715	0,0015 ***
l_PIL	0,203269	0,0266928	7,615	0,0000 ***
l_(1+IRPEF)	1,39074	0,128344	10,84	0,0000 ***
l_(RF-PF)	0,177749	0,0230706	7,705	0,0000 ***
l_DC(-1)	0,554955	0,0219698	25,26	0,0000 ***
dt_6	0,0322475	0,00392020	8,226	0,0000 ***
dt_9	-0,0405732	0,00423566	-9,579	0,0000 ***
dt_12	0,0304025	0,00336914	9,024	0,0000 ***
Media var. dipendente	8,531940	SQM var. dipendente	1,142916	
Somma quadr. residui	0,116252	E.S. della regressione	0,018147	
LSDV $R^2$	0,999765	$R^2$ intra-gruppi	0,982044	
Log-verosimiglianza	998,3141	Criterio di Akaike	-1942,628	
Criterio di Schwarz	-1836,244	Hannan-Quinn	-1900,414	
$\hat{\rho}$	0,128163	Durbin-Watson	1,681458	

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:20

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0959 per n = 418

l_(1+IRPEF)	l_PIL	l_(RF-PF)	l_DC(-1)	l_DC	Residui	
1,0000	0,0662	0,0627	0,1081	0,1087	-0,0000	IRPEF
	1,0000	0,9854	0,9952	0,9962	0,0000	l_PIL
		1,0000	0,9892	0,9895	0,0000	l_(RF-PF)
			1,0000	0,9996	-0,0000	l_DC(-1)
				1,0000	0,0153	l_DC
					1,0000	Residui

Variabili Esplicative

I_DC	IMPOSTE DIRETTE ESCLUSE AMMINISTRAZIONI REGIONALI	CPT
PIL	PRODOTTO INTERNO LORDO REGIONALE	ISTAT
IRPEF	ALiquOTA IRPEF FASCIA MEDIA	ISTAT
RF	RICCHEZZA FINANZIARIA FAMIGLIE	ISTAT
PF	PASSIVITA' FINANZIARIE FAMIGLIE	ISTAT

## Imposte su Reddito e Patrimonio delle Famiglie (CPT)

Effetti fissi, usando 378 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 19

Variabile dipendente: I\_D

Errori standard robusti (HAC)

$$I\_D = \beta_1 l\_ (1 + IRPEF_{AR}) + \beta_2 + l\_PIL \beta_3 I\_D(-1) + \alpha$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	-5,79389	2,14338	-2,703	0,0141 **
l_PIL	0,687716	0,209287	3,286	0,0039 ***
l_(1+IRPEF <sub>AR</sub> )	21,6500	7,22490	2,997	0,0074 **
I_D(-1)	0,660855	0,0409726	16,13	0,0000 ***
Media var. dipendente	5,452513	SQM var. dipendente		1,272481
Somma quadr. residui	19,09112	E.S. della regressione		0,231250
LSDV $R^2$	0,968891	$R^2$ intra-gruppi		0,845043
Log-verosimiglianza	29,08347	Criterio di Akaike		-12,16694
Criterio di Schwarz	78,45700	Hannan-Quinn		23,79301
$\hat{\rho}$	-0,030692	Durbin-Watson		1,992480

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:20

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0959 per n = 418

l_PIL	l_(1+IRPEF <sub>AR</sub> )	I_D(-1)	I_D	Residui	
1,0000	0,1745	0,8892	0,8957	-0,0000	l_PIL
	1,0000	0,4329	0,4399	-0,0000	l_(1+IRPEF <sub>AR</sub> )
		1,0000	0,9788	-0,0000	I_D(-1)
			1,0000	0,1764	I_D
				1,0000	Residui

Variabili Esplicative

I_D	IMPOSTE DIRETTE REGIONALI (IRPEF)	CPT
PIL	PRODOTTO INTERNO LORDO REGIONALE	ISTAT
IRPEF	ADDIZIONALE REGIONALE IRPEF FASCIA MEDIA	ISTAT

E' stata eliminata l'osservazione del 2005 per l'Abruzzo in quanto costituiva un outlier.

## Altre Entrate - (CPT)

Effetti fissi, usando 380 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

Lunghezza serie storiche = 19

Variabile dipendente: l\_ALTE

Errori standard robusti (HAC)

$$l\_ALTE = \beta_1 l\_ (1 + R) + \beta_2 l\_ALTE(-1) + \alpha + \gamma$$

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto <i>t</i>	p-value
const	0,910195	0,252183	3,609	0,0019 ***
l_(1+R)	2,80937	0,889902	3,157	0,0052 ***
l_ALTE(-1)	0,850988	0,0375621	22,66	0,0000 ***
dt_8	-0,113954	0,0392208	-2,905	0,0091 ***
Media var. dipendente	6,454405	SQM var. dipendente		1,046803
Somma quadr. residui	7,412671	E.S. della regressione		0,144096
LSDV $R^2$	0,982151	$R^2$ intra-gruppi		0,796429
Log-verosimiglianza	208,8296	Criterio di Akaike		-371,6592
Criterio di Schwarz	-281,0353	Hannan-Quinn		-335,6993
$\hat{\rho}$	0,277015	Durbin-Watson		1,359763

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1:02-20:20

(i valori mancanti sono stati saltati)

Valore critico al 5% (due code) = 0,0959 per n = 418

l_(1+R)	l_ALTE(-1)	l_ALTE	Residui	
1,0000	-0,1348	-0,1270	0,0000	l_(1+R)
	1,0000	0,9883	0,0000	l_ALTE(-1)
		1,0000	0,1336	l_ALTE
			1,0000	Residui

Variabili Esplicative

I_ALTE	ALTRE ENTRATE	CPT
R	TASSI DI INTERESSE SU PRESTITI A IMPRESE	BANCA D'ITALIA

## 10 Appendice 2: Miglioramento stime CPT dopo la Trasformazione

Figura 37: Imposte Dirette Liguria (Mln €), 2000-2020, CPT - Rielaborazioni

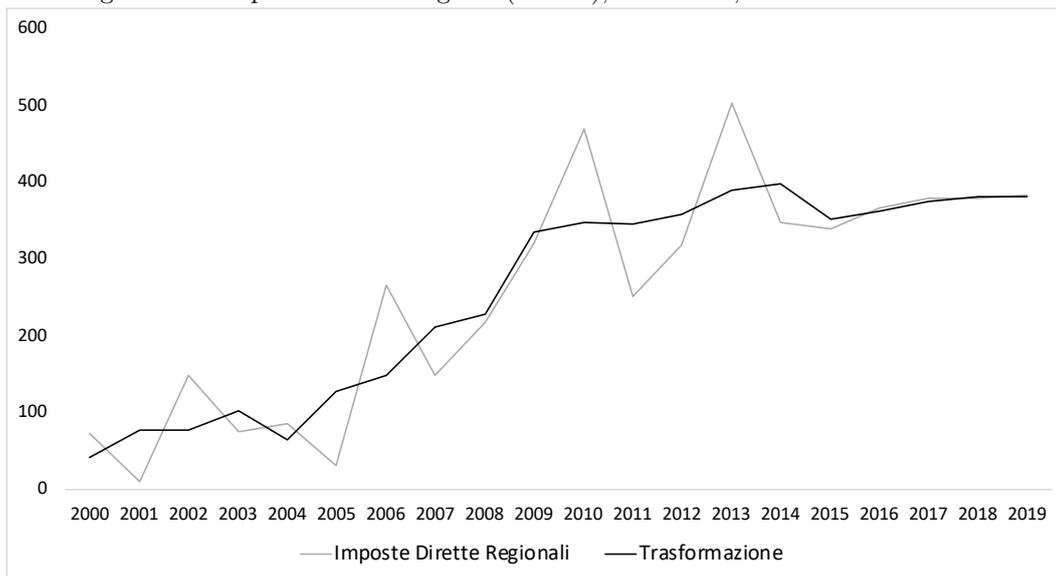
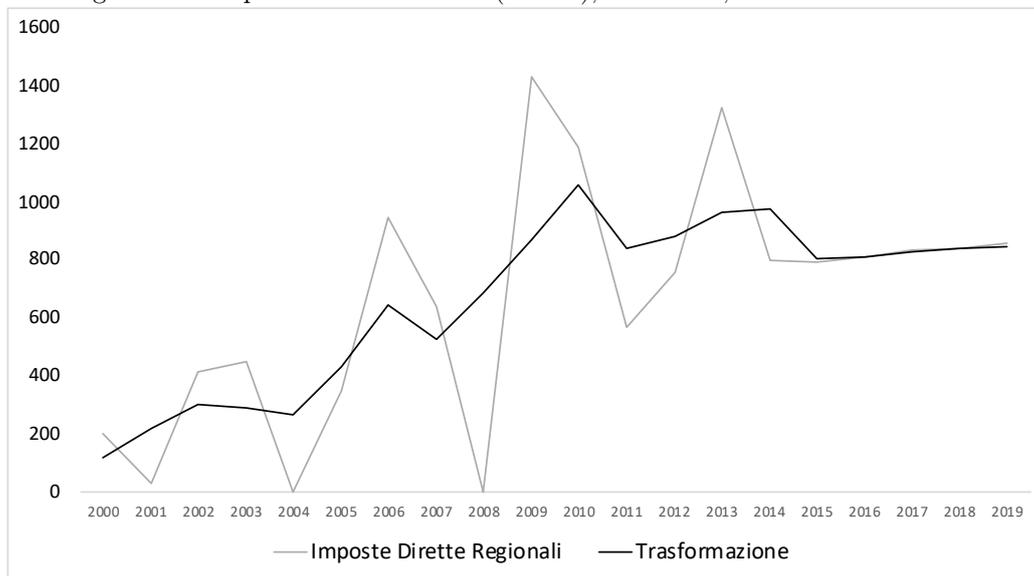


Figura 38: Imposte Dirette Veneto (Mln €), 2000-2020, CPT - Rielaborazioni



Ora si confronteranno le stime econometriche delle equazioni presenti nel nostro modello utilizzando prima i dati CPT originali e successivamente quelli da noi trasformati.

## Consumi Pubblici dati puri CPT

Effetti fissi, usando 380 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

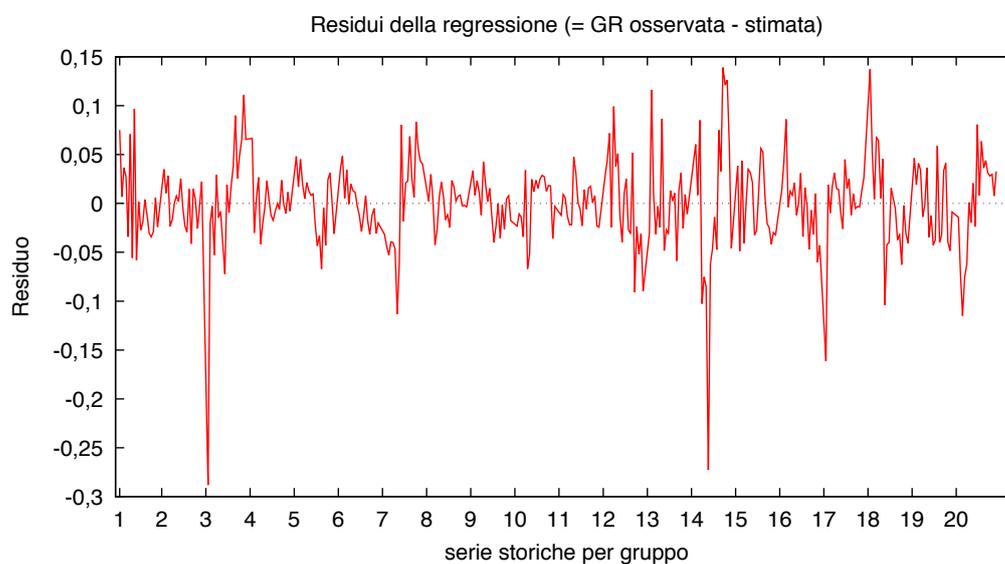
Lunghezza serie storiche = 19

Variabile dipendente:  $l\_ (GR/PPA)$

Errori standard robusti (HAC)

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	-11,4155	1,58331	-7,210	0,0000 ***
$l\_ AN$	2,69421	0,450146	5,985	0,0000 ***
$l\_ (U/PPA)$	0,693576	0,101960	6,802	0,0000 ***
$l\_ (GR(-1)/PPA(-1))$	0,236578	0,0723023	3,272	0,0040 ***
Media var. dipendente	8,266410	SQM var. dipendente		0,967742
Somma quadr. residui	0,771106	E.S. della regressione		0,046475
LSDV $R^2$	0,997828	$R^2$ intra-gruppi		0,816744
Log-verosimiglianza	638,8226	Criterio di Akaike		-1231,645
Criterio di Schwarz	-1141,021	Hannan-Quinn		-1195,685
$\hat{\rho}$	0,279774	Durbin-Watson		1,226999

Figura 39: Residui regressione con dati CPT, 2000-2020, CPT



Variabili Esplicative

GR	SPESA REGIONALE REALE PER CONSUMI	CPT
U	USCITE REGIONALI REALI	CPT
AN	ASPETTATIVA DI VITA ALLA NASCITA	ISTAT
PPA	DEFLATORE CONSUMI PUBBLICI	ISTAT

## Consumi Pubblici dati CPT Trasformati

Effetti fissi, usando 380 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

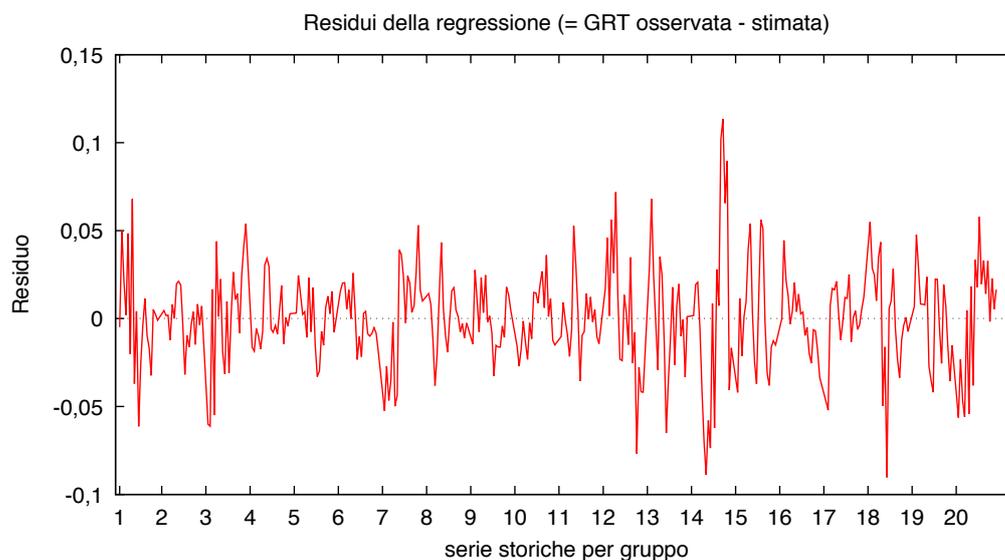
Lunghezza serie storiche = 19

Variabile dipendente:  $l\_ (GRT/PPA)$

Errori standard robusti (HAC)

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	-5,39758	0,940564	-5,739	0,0000 ***
$l\_ (U/PPA)$	0,408319	0,0651954	6,263	0,0000 ***
$l\_ AN$	1,22466	0,233080	5,254	0,0000 ***
$l\_ (GR(-1)/PPA(-1))$	0,583475	0,0639372	9,126	0,0000 ***
Media var. dipendente	8,266169	SQM var. dipendente		0,965669
Somma quadr. residui	0,293664	E.S. della regressione		0,028681
LSDV $R^2$	0,999169	$R^2$ intra-gruppi		0,911991
Log-verosimiglianza	822,2465	Criterio di Akaike		-1598,493
Criterio di Schwarz	-1507,869	Hannan-Quinn		-1562,533
$\hat{\rho}$	0,381743	Durbin-Watson		1,165188

Figura 40: Residui regressione con dati CPT Trasformati, 2000-2020, CPT



Confrontando i risultati delle due stime, si nota un netto miglioramento sul fronte dei residui, con un calo di circa il 70% del valore della somma dei residui al quadrato. Il risultato è anche facilmente visibile dal confronto dei due grafici dei residui. Anche l'indice di  $R^2$  migliora leggermente passando dal 99,78% al 99,91%.

## Investimenti Pubblici dati puri CPT

Effetti fissi, usando 380 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

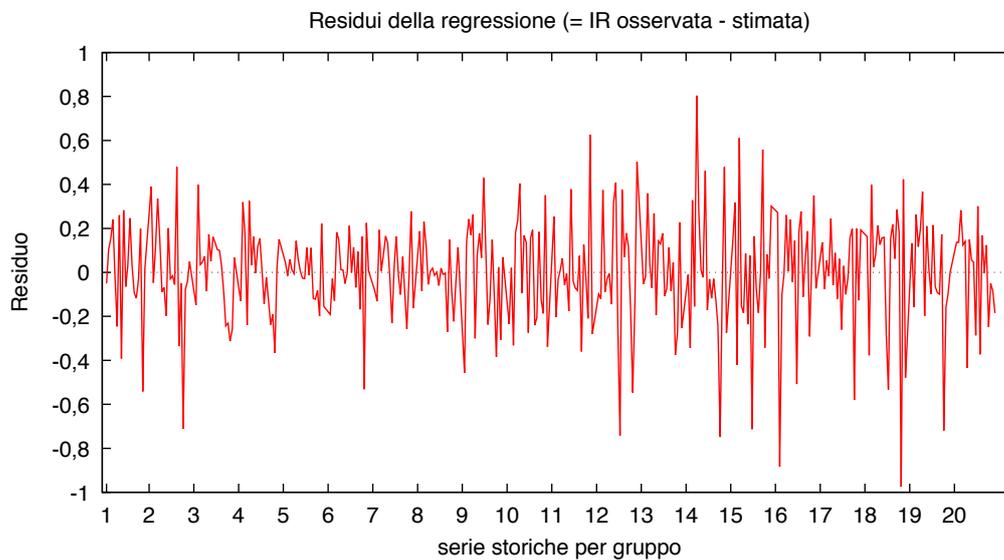
Lunghezza serie storiche = 19

Variabile dipendente:  $l\_ (IR/PBI)$

Errori standard robusti (HAC)

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	1,21018	0,246437	4,911	0,0001 ***
$l\_ Poil$	-0,0979452	0,0236209	-4,147	0,0005 ***
$dl\_ (U/PPA)$	0,691758	0,144519	4,787	0,0001 ***
$l\_ (IR(-1)/PBI(-1))$	0,850852	0,0343713	24,75	0,0000 ***
$dt\_ 8$	0,145386	0,0422728	3,439	0,0027 ***
Media var. dipendente	5,811584	SQM var. dipendente		0,939150
Somma quadr. residui	21,09899	E.S. della regressione		0,243448
LSDV $R^2$	0,936882	$R^2$ intra-gruppi		0,735720
Log-verosimiglianza	10,08307	Criterio di Akaike		27,83386
Criterio di Schwarz	122,3980	Hannan-Quinn		65,35728
$\hat{\rho}$	-0,202219	Durbin-Watson		2,295212

Figura 41: Residui regressione con dati CPT, 2000-2020, CPT



Variabili Esplicative

IR	INVESTIMENTI REGIONALE	CPT
U	USCITE REGIONALI	CPT
PPA	PREZZI DEI BENI DELLA PUBBLICA AMMINISTRAZIONE	ISTAT
PBI	PREZZI DEI BENI DI INVESTIMENTO	ISTAT
Poil	PREZZO DEL PETROLIO	Tradingeconomics

## Investimenti Pubblici dati CPT Trasformati

Effetti fissi, usando 380 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

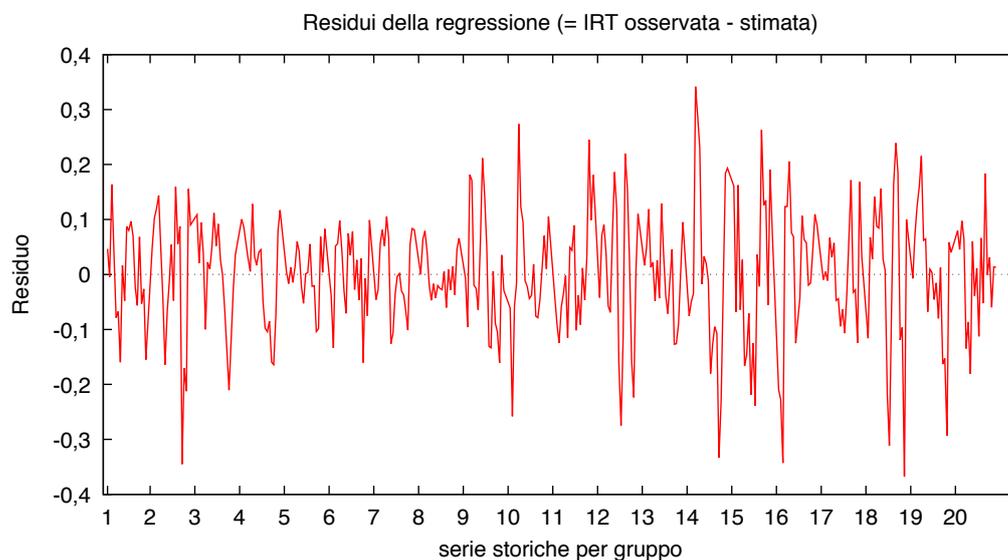
Lunghezza serie storiche = 19

Variabile dipendente:  $l\_ (IRT/PBI)$

Errori standard robusti (HAC)

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	0,334697	0,112693	2,970	0,0079 ***
dl_(U/PPA)	0,782398	0,134262	5,827	0,0000 ***
l_Poil	-0,0714514	0,0121844	-5,864	0,0000 ***
l_(IRT(-1)/PBI(-1))	0,982774	0,0163775	60,01	0,0000 ***
dt_8	0,0951712	0,0198986	4,783	0,0001 ***
Media var. dipendente	5,822949	SQM var. dipendente		0,920318
Somma quadr. residui	4,470392	E.S. della regressione		0,112059
LSDV $R^2$	0,986074	$R^2$ intra-gruppi		0,935339
Log-verosimiglianza	304,9154	Criterio di Akaike		-561,8309
Criterio di Schwarz	-467,2668	Hannan-Quinn		-524,3075
$\hat{\rho}$	0,406805	Durbin-Watson		1,148005

Figura 42: Residui regressione con dati CPT Trasformati, 2000-2020, CPT



Le due equazioni di stima rivelano un netto miglioramento quando si utilizza il dato CPT trasformato secondo la nostra ipotesi, con un calo della somma dei residui al quadrato dell'80% circa e un indice di  $R^2$  che passa da 93.6% a 98.6%.

## Imposte Indirette dati puri CPT

Effetti fissi, usando 380 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

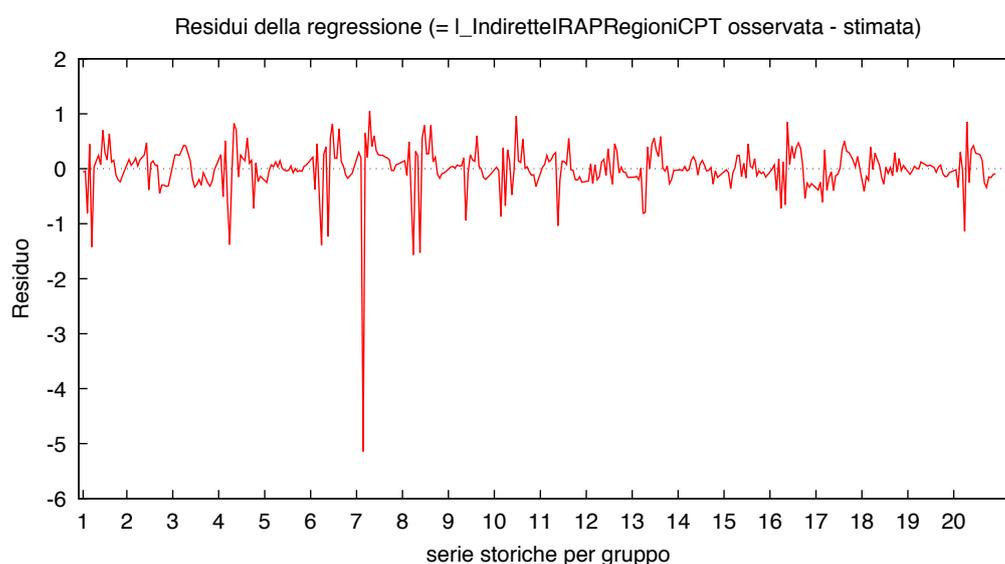
Lunghezza serie storiche = 19

Variabile dipendente: l\_IND

Errori standard robusti (HAC)

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	7,99558	4,40746	1,814	0,0855 *
l_(PIL/PP)	-0,00364412	0,448454	-0,008126	0,9936
l_IRAP	0,224766	0,286571	0,7843	0,4425
l_I_IND(-1)	-0,0310916	0,0496137	-0,6267	0,5383
Media var. dipendente	7,027202	SQM var. dipendente	1,164851	
Somma quadr. residui	74,04504	E.S. della regressione	0,455422	
LSDV $R^2$	0,856015	$R^2$ intra-gruppi	0,002205	
Log-verosimiglianza	-228,4521	Criterio di Akaike	502,9042	
Criterio di Schwarz	593,5281	Hannan-Quinn	538,8641	
$\hat{\rho}$	-0,005095	Durbin-Watson	1,992298	

Figura 43: Residui regressione con dati CPT, 2000-2020, CPT



Variabili Esplicative

I_IND	IMPOSTE INDIRETTE REGIONALI (IRAP)	CPT
PIL	PRODOTTO INTERNO LORDO REGIONALE	ISTAT
IRAP	ALIQUOTA IRAP ORDINARIA	ISTAT
PP	DEFLATORE PIL	ISTAT

## Imposte Indirette dati CPT Trasformati

Effetti fissi, usando 380 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

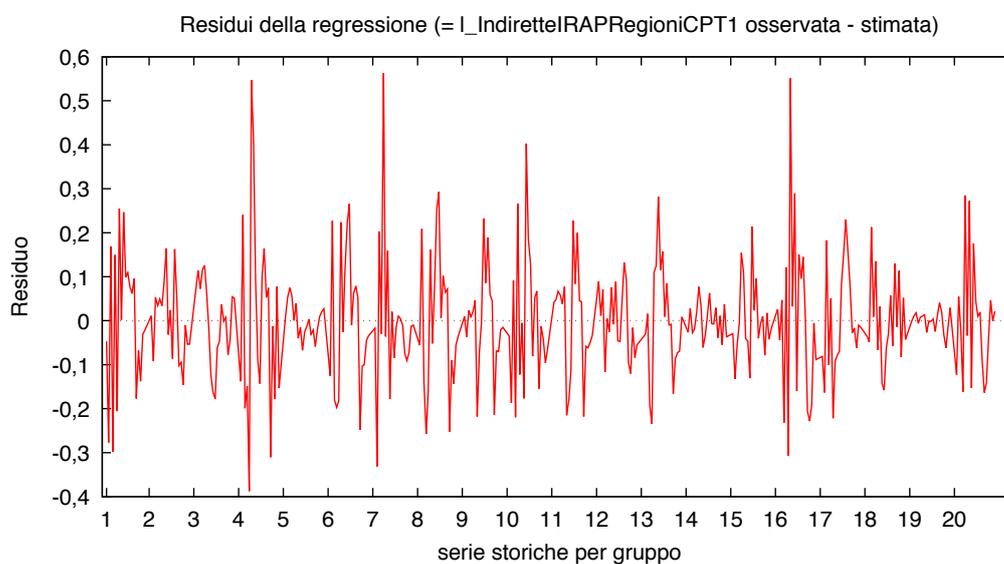
Lunghezza serie storiche = 19

Variabile dipendente: l\_INDT

Errori standard robusti (HAC)

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	-1,71178	1,36064	-1,258	0,2236
l_(PIL/PP)	0,358138	0,145523	2,461	0,0236 **
l_IRAP	0,146877	0,0816951	1,798	0,0881 *
l_I_IND(-1)	0,757386	0,0260860	29,03	0,0000 ***
Media var. dipendente	7,072439	SQM var. dipendente		1,103339
Somma quadr. residui	6,339791	E.S. della regressione		0,133261
LSDV $R^2$	0,986259	$R^2$ intra-gruppi		0,585505
Log-verosimiglianza	238,5352	Criterio di Akaike		-431,0704
Criterio di Schwarz	-340,4464	Hannan-Quinn		-395,1104
$\hat{\rho}$	0,020428	Durbin-Watson		1,937741

Figura 44: Residui regressione con dati CPT Trasformati, 2000-2020, CPT



Il confronto tra le due stime mostra un netto miglioramento nel momento in cui si usano i dati CPT trasformati. La bontà di stima della regressione passa da un indice di  $R^2$  di 85.6% al 98.6%, mentre la somma dei residui al quadrato si riduce di circa il 90%.

## Imposte Dirette dati puri CPT

Effetti fissi, usando 358 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

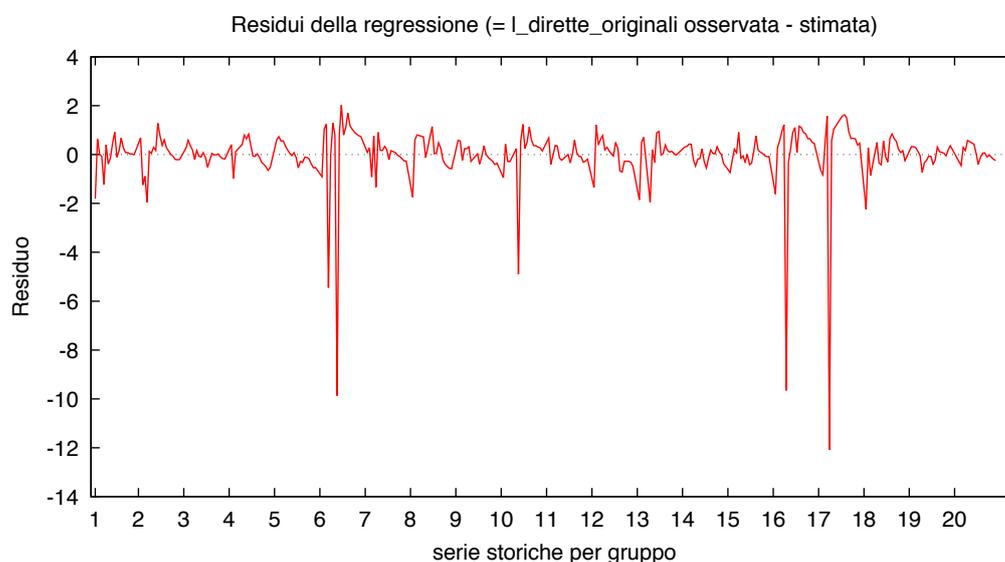
Lunghezza serie storiche: minimo 15, massimo 19

Variabile dipendente:  $l\_ID$

Errori standard robusti (HAC)

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	-40,4201	10,8431	-3,728	0,0014 ***
$l\_ (1+IRPEF)$	99,6918	27,4010	3,638	0,0017 ***
$l\_PIL$	4,15805	1,03100	4,033	0,0007 ***
$l\_I\_D(-1)$	-0,0831791	0,0313318	-2,655	0,0156 **
Media var. dipendente	5,324736	SQM var. dipendente	1,790785	
Somma quadr. residui	518,8201	E.S. della regressione	1,244474	
LSDV $R^2$	0,546830	$R^2$ intra-gruppi	0,184636	
Log-verosimiglianza	-574,3933	Criterio di Akaike	1194,787	
Criterio di Schwarz	1284,039	Hannan-Quinn	1230,282	
$\hat{\rho}$	0,030267	Durbin-Watson	1,880231	

Figura 45: Residui regressione con dati CPT, 2000-2020, CPT



Variabili Esplicative

$I\_D$	IMPOSTE DIRETTE REGIONALI (IRPEF)	CPT
PIL	PRODOTTO INTERNO LORDO REGIONALE	ISTAT
IRPEF	ALIQUOTA ADDIZIONALE REGIONALE IRPEF FASCIA MEDIA	ISTAT

## Imposte Dirette dati CPT Trasformati

Effetti fissi, usando 378 osservazioni

Incluse 20 unità cross section

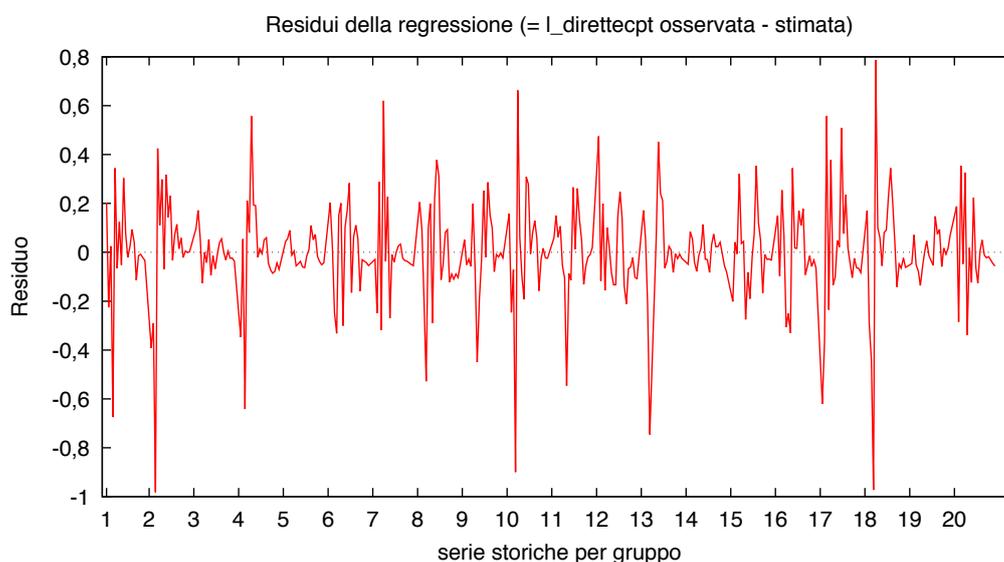
Lunghezza serie storiche: minimo 17, massimo 19

Variabile dipendente:  $l\_IDT$

Errori standard robusti (HAC)

	Coefficiente	Errore Std.	rapporto $t$	p-value
const	-4,68882	1,55429	-3,017	0,0071 ***
$l\_ (1+IRPEF)$	17,3169	4,77763	3,625	0,0018 ***
$l\_PIL$	0,574850	0,148545	3,870	0,0010 ***
$l\_I\_D(-1)$	0,692728	0,0243049	28,50	0,0000 ***
Media var. dipendente	5,464151	SQM var. dipendente	1,263635	
Somma quadr. residui	15,30260	E.S. della regressione	0,207620	
LSDV $R^2$	0,974580	$R^2$ intra-gruppi	0,867571	
Log-verosimiglianza	69,73996	Criterio di Akaike	-93,47992	
Criterio di Schwarz	-2,977358	Hannan-Quinn	-57,56086	
$\hat{\rho}$	-0,049937	Durbin-Watson	2,013730	

Figura 46: Residui regressione con dati CPT, 2000-2020, CPT



Per queste due regressioni è stata eliminata l'osservazione dell'Abruzzo del 2005 perché risultava un outlier. Le stime sono sensibilmente migliorate passando dal dato CPT puro al dato da noi trasformato. La somma dei residui al quadrato si riduce di circa il 97% mentre l'indice di  $R^2$  passa dal 54.6% al 97.5%.



Per maggiori informazioni:

[www.agenziacoesione.gov.it/sistema-conti-pubblici-territoriali](http://www.agenziacoesione.gov.it/sistema-conti-pubblici-territoriali)

ISBN 9791280477170

**EUTALIA**  
studiare sviluppo

Pubblicazione realizzata con il supporto di Eutalia Srl