

**Università degli Studi di Padova**  
**Dipartimento di Scienze Statistiche**  
**Corso di Laurea Triennale in Statistica, Economia e Finanza**



RELAZIONE FINALE

**“Stima del moltiplicatore fiscale statunitense:  
l’importanza delle mosse fiscali annunciate”**

Relatore Prof. Efrem Castelnuovo  
Dipartimento di Scienze Economiche e Aziendali ‘Marco Fanno’

Laureanda: Giulia Tuan  
Matricola N. 1031211

Anno Accademico 2013/2014



*A mamma e alle nostre discussioni*  
*A papà e ai nostri sguardi*

*L'economia dipende dagli economisti quanto il tempo dipende dai meteorologi.*

Jean-Paul Kauffmann

## Indice

<b>INTRODUZIONE</b> .....	7
<b>SEZIONE 1: ANALISI DELLE VARIABILI</b> .....	<b>10</b>
<b>1.1 Reddito reale</b> .....	10
<b>1.1.1 Altre possibili misure di reddito</b> .....	
<b>1.2 Spesa pubblica</b> .....	15
<b>1.3 Tassazione</b> .....	18
<b>1.4 News13cum</b> .....	19
<b>1.5 Roz13aer</b> .....	21
<b>1.6 Confronto tra news13cum e roz13aer</b> .....	24
<b>SEZIONE 2: ANALISI PERSONALE</b> .....	<b>26</b>
<b>2.1 Analisi descrittiva preliminare</b> .....	28
<b>2.1.1 Grafici</b> .....	
<b>2.1.2 Statistiche descrittive</b> .....	
<b>2.1.3 Correlazione</b> .....	
<b>2.2 Stima dei modelli con variabile dipendente spesa pubblica</b> .....	30
<b>2.2.1 Modello 1</b> .....	
<b>2.2.2 Modello 2</b> .....	
<b>2.2.3 Modello 3</b> .....	
<b>2.3 Modelli con variabile dipendente PIL</b> .....	37
<b>2.3.1 Modello 1</b> .....	
<b>2.3.2 Modello 2</b> .....	

2.3.3 Modello 3 .....	
<b>SEZIONE 3: I RISULTATI.....</b>	<b>45</b>
<b>SEZIONE 4: I MOLTIPLICATORI FISCALI .....</b>	<b>46</b>
4.1 Risultati .....	49
<b>SEZIONE 5: CONCLUSIONI .....</b>	<b>50</b>
<b>6. APPENDICE.....</b>	<b>52</b>
<b>7. BIBLIOGRAFIA.....</b>	<b>67</b>

## INTRODUZIONE

Moltiplicatori fiscali. Tassazione. Previsioni fiscali. Spesa pubblica. Reddito reale. Queste sono le parole chiave che ci guideranno in questo lavoro.

Oggi, gli U.S.A. sono un intenso sistema economico costituito prevalentemente da grandi imprese, organizzazioni manageriali, attività terziarie avanzate, produzioni d'avanguardia e anche tradizionali, che impiegano molta forza lavoro; a ciò si affianca però uno Stato che sostiene indirettamente l'economia, chiamato ad affrontare un ciclo economico stagnante, iniziato nel 2008. Paradossalmente, così come avvenne ottant'anni fa, gli U.S.A. sono stati l'epicentro della crisi finanziaria mondiale del 2008 e continuano a svolgere un ruolo centrale nell'instabilità dei cambi e nella gestione internazionale delle tensioni mediorientali nel 2011.

Ciò che noi andremo ad analizzare in questo lavoro sono, infatti, le manovre fiscali anticipate condotte in questo Paese.

Economicamente, una politica fiscale espansiva, condotta dalla manipolazione della spesa pubblica porterebbe a un aumento del reddito disponibile e conseguentemente a un aumento del consumo. Uno shock di spesa pubblica può essere causato principalmente in due modi: dal sistema economico che lo impone oppure discrezionalmente da chi desidera farlo, come dal Governo, per esempio. Ciò che a noi interessa è il secondo caso, cioè cosa accade se uno shock di politica fiscale viene attuato dal Governo anticipatamente. Questo elaborato si prefigge perciò di verificare se annunci di spesa fiscale anticipata aiutano a prevedere il reddito e di valutare cosa accade con un effetto anticipato già programmato precedentemente.

Uno strumento utile per studiare il PIL di una nazione è sicuramente il moltiplicatore della spesa fiscale, perché può essere utile per spiegare il ruolo che gioca la spesa pubblica nel nostro sistema economico.

Le ricerche precedenti hanno dimostrato che ancora molti problemi sono aperti. Studiosi come Blanchard e Perotti (2002) avevano già provato a condurre un'analisi per quantificare i moltiplicatori fiscali e in particolare, avevano catturato gli effetti di shock di spesa governativa e di tassazione in U.S.A. nel periodo postbellico. Il loro approccio faceva affidamento alle informazioni istituzionali sulle tasse, sui sistemi di trasferimento e sui tempi di riscossione di queste. Avevano costruito così una risposta della politica fiscale all'attività economica e implicitamente, identificarono gli shocks fiscali. I loro risultati consistevano nell'appurare che shock positivi di spesa pubblica avevano un effetto positivo sull'output, al contrario di uno shock negativo di tassazione, che invece comportava un effetto negativo. Ma, entrambi gli incrementi (tassazione e spesa pubblica) provocavano un forte impatto negativo sugli investimenti privati.

Allo stesso tempo, Barro e Redlick (2001) scoprirono che i moltiplicatori fiscali stimati erano tipicamente minori di uno (Ramey-2011).

Quantificare questi moltiplicatori con modelli VAR lineari è oggetto di discussione per due motivi principali: innanzitutto shock di politica fiscale possono essere anticongiunturali, come già citato da Parker (2011), e poi perché gli effetti anticipati sono di grande rilievo nella trasmissione di shock di politica fiscale, un fenomeno spesso riferito alle *previsioni fiscali*. È riferito al fatto che gli agenti ricevono segnali sulle variazioni di spesa pubblica e tassazione prima ancora che questi cambiamenti effettivamente avvengano (e.g. Yang -2007, Leeper, Walker e Yang -2008, Martens e Ravn -2010).



Per tali motivi, i modelli VAR, non riescono a catturare gli effetti di shock futuri a livello fiscale (shock futuri in generale). Sono infatti stimati condizionatamente ad informazioni correnti e passate, i.e., non coinvolgono direttamente informazioni future. Per questo limite dei VAR standard, l'econometrico può però effettuare un'analisi considerando opportunamente previsioni sul futuro andamento del sistema economico che provengono da inchieste (survey).

In questa analisi useremo un set di variabili statunitensi che parte dal quarto trimestre del 1981 fino al quarto trimestre del 2010. La limitatezza del tempo di questo dataset è causata dalla disponibilità dei dati ottenuti. Le informazioni che ci servono per poter poi costruire la nostra misura di shock fiscale anticipato, sono state raccolte dal Survey of Professional Forecasters a partire dal terzo trimestre del 1981. Questo dataset non contiene le grosse variazioni di public spending dovute alla Seconda Guerra Mondiale e alla Guerra di Corea perché il campione usato in questo lavoro è successivo alle date in cui sono avvenute queste guerre. Va però detto che queste variazioni sono state usate in altri studi per isolare gli shock di spesa fiscale usando un approccio narrativo (Ramey e Shapiro -1998, Barro e Redlick -2011, Ramey -2011).

Inizialmente andrò a costruire e stimare una serie di modelli lineari con diverse variabili dipendenti, ma stesse variabili esplicative. Il dataset sopra citato è composto da cinque variabili: PIL, spesa pubblica, tassazione, news13cum e roz13aer. Queste ultime due variabili sono d'aiuto per l'elaborato, perché interpretando i risultati, potremo capire se sono significative, se sono importanti per il modello in questione e se effettivamente aiutano a prevedere il reddito.

Secondariamente andremo a stimare i moltiplicatori fiscali per il nostro campione grazie all'aiuto di due regressioni, che ci serviranno per stimare il parametro di interesse per una delle misure di informazione.

## **Sezione 1: ANALISI DELLE VARIABILI**

Il dataset in nostro possesso ha frequenza trimestrale ed è composto dalle seguenti variabili U.S.A.:

1. Reddito reale (in logaritmi)
2. Spesa pubblica (in logaritmi)
3. Tassazione (in logaritmi)
4. News13cum
5. Roz13aer

### ***1.1 Reddito reale***

Il reddito si può definire come l'entrata netta che un soggetto realizza in un determinato periodo di tempo. Il reddito reale è il reale potere d'acquisto del consumatore e dipende da due fattori: il reddito monetario e il tasso di inflazione. Il primo è il valore nominale dei redditi percepiti dal consumatore mentre il tasso di inflazione è quel tasso che indica le variazioni relative del livello generale dei prezzi. Perciò, il reddito reale è il reddito monetario depurato dall'inflazione, cioè il cosiddetto PIL.

Il PIL può essere computato anche come la sommatoria di tutti i redditi da lavoro (salari) e da capitale (rendite, profitti) guadagnati all'interno della nazione in un determinato periodo temporale. Perciò, il PIL è una somma di flussi, cioè di quantità che sono misurate in una certa unità di tempo (i.e. numero di disoccupati che vengono licenziati); si differenziano dagli stock, che sono invece quantità misurate in un dato istante di tempo (i.e. il capitale).

Il PIL può essere misurato in due maniere: il PIL nominale e quello reale.

$$PIL_{\gamma}^{nom} = P_{\gamma}^{bene x} * Q_{\gamma}^{bene x} + P_{\gamma}^{bene y} * Q_{\gamma}^{bene y} \quad (1)$$

Questa prima formula (1) definisce il PIL nominale, cioè misurato a prezzi costanti. Di fatto, il PIL misurato in questo modo non è una valida misura del benessere perché non riflette accuratamente la capacità dell'economia di soddisfare la domanda degli agenti del sistema economico. Infatti se uno shock sui prezzi avesse portato un aumento dei prezzi nell'anno  $\gamma+1$  a parità di quantità prodotta, risulterebbe un PIL anno  $\gamma+1$  ovviamente maggiore ma il benessere della società non sarebbe realmente aumentato.

Per questo, una misura più efficace del benessere economico è data dal PIL reale, cioè che misura il valore dei beni e servizi a prezzi costanti.

Per calcolarlo, è necessario definire un anno base, cioè l'anno di riferimento per la determinazione dei prezzi (i.e. gamma). In seguito, la definizione di PIL reale è la seguente:

$$PIL_{\gamma+1}^{reale} = P_{\gamma}^{bene x} * Q_{\gamma+1}^{bene x} + P_{\gamma}^{bene y} * Q_{\gamma+1}^{bene y} \quad (2)$$

Ora, conoscendo queste due misure, si può calcolare il deflatore del PIL, che è un indice dell'andamento del livello generale dei prezzi in un sistema economico. È un indice di prezzo calcolato considerando il rapporto tra PIL nominale e reale, i.e.:

$$DeflatorePIL_{\gamma+1} = \frac{PIL_{\gamma+1}^{nom}}{PIL_{\gamma+1}^{reale}} \quad (3)$$

Detto ciò, possiamo dire che il PIL nominale misura il valore monetario corrente della produzione aggregata dell'economia; il PIL reale misura la produzione

aggregata a prezzi costanti mentre il deflatore del PIL misura il prezzo della produzione aggregata in rapporto ai prezzi dell'anno base.

Il PIL trova la sua allocazione tra le varie componenti della spesa: il consumo C, che si riferisce all'acquisto e all'utilizzo dei beni durevoli, non durevoli e servizi; gli investimenti I, i quali possono essere fissi, residenziali e le scorte; la spesa pubblica G (infrastrutture ed esercito, per esempio) ed esportazioni nette NX date dalla differenza tra le esportazioni di beni e servizi X e le importazioni M.

L'equazione di contabilità nazionale è la seguente:

$$Y = C + I + G + NX \quad (4)$$

Tutte le componenti di spesa nell'equazione (4) si riferiscono ad unità fisiche, dunque l'espressione è in termini di reddito reale.

### 1.1.1 Altre possibili misure di reddito

La contabilità del reddito nazionale prevede in effetti misure alternative al PIL. Innanzitutto il PIL misura quanto prodotto all'interno di una nazione in un dato anno, mentre il Prodotto Nazionale Lordo (PNL) misura quanto prodotto dai residenti di quella nazione. La differenza deriva dai redditi conseguiti all'estero da parte di italiani e dai redditi conseguiti sul territorio nazionale ma da stranieri. Perciò la formula per trovare il PNL è la seguente:

$$PNL = PIL - \text{redditi guadagnati domesticamente da non residenti} \\ + \text{redditi guadagnati all'estero da residenti in Italia} \quad (5)$$

Un'altra misura è quella del Prodotto Nazionale Netto (PNN), che non è altro che il PNL al netto degli ammortamenti del capitale fisico, e cioè la stima della perdita di valore di macchinari o impianti per via di obsolescenza. Quindi la definizione è questa:

$$PNN = PNL - \text{ammortamenti} \quad (6)$$

È possibile anche trovare il Prodotto Interno netto, i.e.  $PIN = PIL - \text{ammortamenti}$  (7).

Una volta che abbiamo calcolato il PNN, possiamo procedere al calcolo del reddito nazionale che si trova semplicemente sottraendo al PNN le imposte indirette. Imposte però, che non colpiscono il reddito in quanto tale, ma il consumo.

$$\text{Reddito Nazionale} = PNN - \text{Imposte indirette} \quad (8)$$

Quando si parla di PIL è bene conoscere anche una misura dell'andamento del livello generale dei prezzi perché non tutti i beni hanno lo stesso impatto sul benessere di una società, dunque non possiamo "accontentarci" di una media semplice dei prezzi di tutti i beni presenti sul mercato perché non tutti i beni hanno lo stesso peso nella vita degli individui. L'indicatore più usato in questo caso è l'indice dei prezzi al consumo, detto CPI, che è una media ponderata dei prezzi presenti sul mercato dei beni finali i cui pesi sono le quantità acquistate di questi beni (9).

Dato che questo indice serve per misurare le variazioni dei prezzi nell'arco del tempo, la media ponderata è calcolata tenendo fissi i pesi nel tempo, in modo tale da non mescolare le variazioni dei prezzi con le variazioni delle quantità.

$$CPI_{\gamma+1} = \frac{P_{\gamma+1}^{bene x} * Q_{\gamma+1}^{bene x} + P_{\gamma+1}^{bene y} * Q_{\gamma}^{bene y}}{P_{\gamma}^{bene x} * Q_{\gamma}^{bene x} + P_{\gamma}^{bene y} * Q_{\gamma}^{bene y}} \quad (9)$$

La crescita dei prezzi può anche essere misurata tramite il deflatore del PIL, oltre al CPI. Possiamo quindi riscontrare delle differenze tra queste misure. Innanzitutto il CPI considera solo i beni acquistati da consumatori privati, e quindi non considera quelli prodotti e venduti dallo Stato; seconda differenza, il deflatore del PIL non considera i beni acquistati dall'estero e infine, il CPI assegna pesi fissi al prezzo di beni differenti mentre il deflatore del PIL assegna pesi variabili. Ciò significa che l'indice dei prezzi al consumo tende a sovrastimare l'aumento del livello dei prezzi perché non tiene in considerazione la possibilità del consumatore di sostituire i beni con altri meno costosi mentre il deflatore del PIL tende a sottostimare quell'aumento, perché sopravvaluta l'effetto sostituzione mancando di tenere in considerazione l'effettivo aumento dei prezzi venduti nel sistema economico.

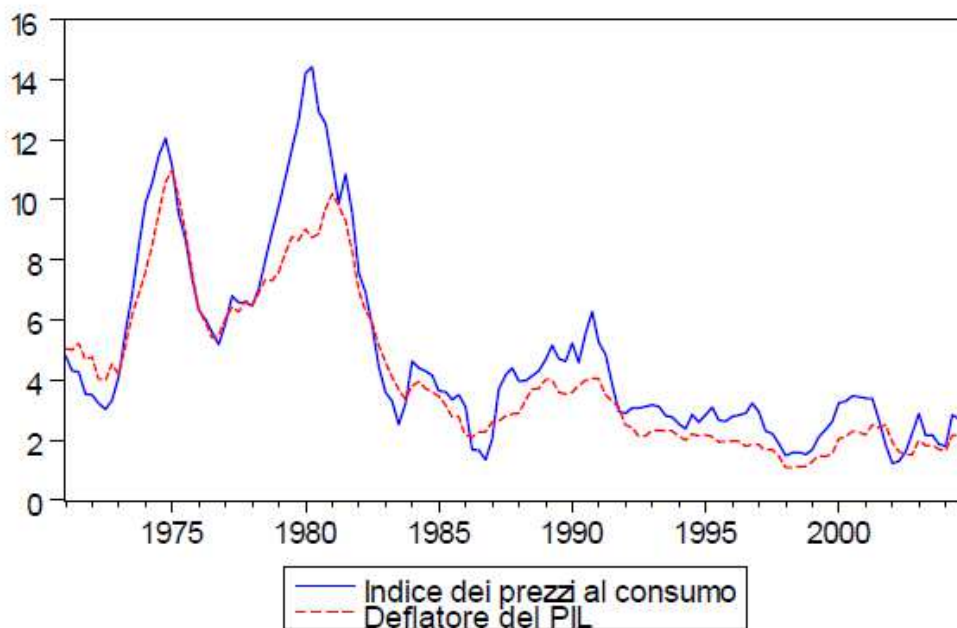


Figura 1: confronto tra tassi di inflazione per gli Stati Uniti calcolati con diversi indici di prezzo. Dati OCSE, campione: 1971:I-2004:IV

## *1.2 Spesa pubblica*

La spesa pubblica indica la somma di denaro spesa da un governo per la difesa, per lo sviluppo di determinati progetti, per l'educazione, per la sanità, per le infrastrutture, per il mantenimento dell'ordine pubblico e per il rispetto delle leggi. È supportata principalmente dalla tassazione, ed è, come quest'ultima, una variabile esogena perché determinata dalle decisioni di politica fiscale.

I nostri dati si riferiscono agli Stati Uniti d'America e quindi la spesa pubblica è composta da tre livelli di spesa: la spesa federale, statale e locale.

Nel 1936 John M. Keynes pubblicò il libro "The General Theory of Employment, Interest and Money" in cui prospettava un nuovo modo di analizzare l'economia, presentato come un'alternativa alla teoria classica. Secondo Keynes, il basso livello della domanda aggregata è responsabile del basso reddito e dell'elevata disoccupazione che caratterizzano le recessioni economiche. Egli criticava della teoria classica l'ipotesi che fosse la sola offerta aggregata a determinare il reddito nazionale. Gli economisti di oggi hanno riconciliato le due visioni nel modello di offerta aggregata e di domanda aggregata: nel lungo periodo i prezzi sono flessibili e l'offerta aggregata determina il livello di reddito mentre nel breve periodo i prezzi sono vischiosi e le variazioni della domanda aggregata influenzano il livello di reddito.

La curva di domanda aggregata (DA) è la curva che esprime la relazione tra la quantità domandata di prodotto in termini aggregati e il livello aggregato dei prezzi.

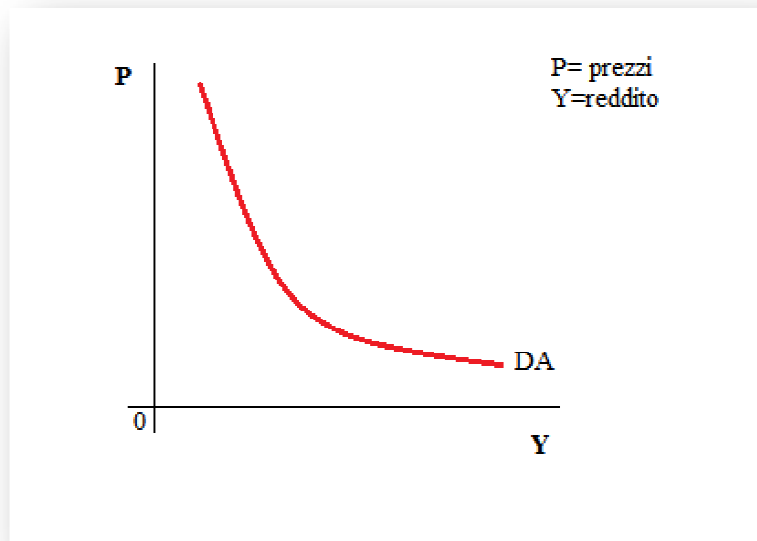


Figura 2: curva di domanda aggregata

Siccome il ciclo economico dà luogo a incertezza e periodi di recessione, i governi tentano di stabilizzarlo riducendo le fluttuazioni. Per fare questo bisogna capire le cause del ciclo economico e quindi abbiamo bisogno delle teorie del breve periodo. Questo perché nel lungo periodo i fattori di offerta dominano; infatti il capitale, il lavoro e la tecnologia determinano il prodotto offerto  $Y=F(K,L)$  e la domanda si adegua all'offerta. Nel breve periodo è la domanda invece che determina il prodotto  $Y$ , ma essa è anche influenzata dalla politica economica, in particolare dalla politica monetaria (dettata dalla Banca Centrale) e dalla politica fiscale (dettata dal Governo).

La sua teoria economica attribuisce alle componenti della domanda aggregata le cause del ciclo economico e vennero formalizzate nel 1937 da John R. Hicks che offrì un modello capace di studiare le fluttuazioni del ciclo economico: il modello IS-LM.

Questo modello di breve periodo, che si fonda sull'assunzione di prezzi vischiosi, ci permette di fatto di studiare il lato della domanda aggregata di una nazione.



La curva IS identifica gli equilibri sul mercato dei beni e servizi e la curva LM che coglie gli equilibri sul mercato della liquidità e della moneta.

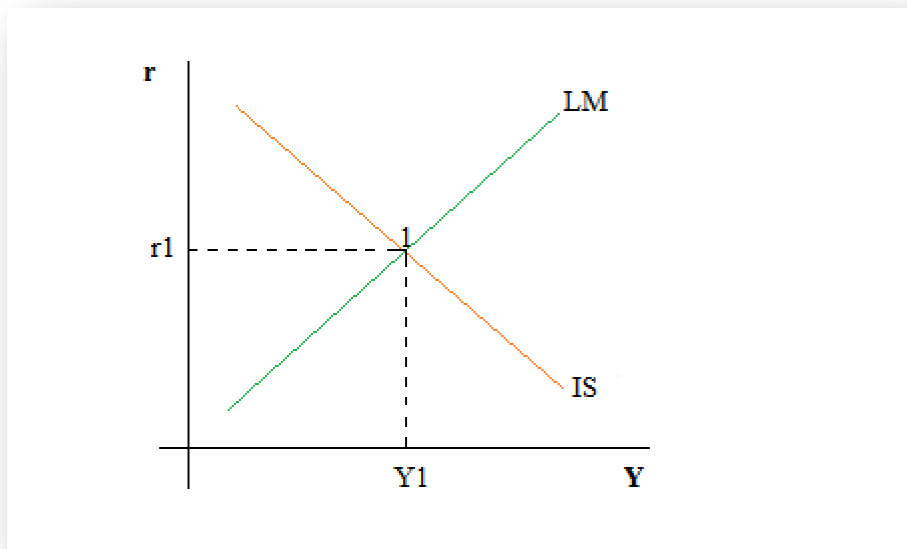


Figura 3:grafico modello IS-LM

Supponiamo ora di voler vedere l'impatto che uno shock di spesa fiscale ha sul reddito di equilibrio dato un determinato tasso di interesse.

Per esempio, studiamo l'impatto di una variazione di spesa pubblica pari a  $\Delta G$ . Tale variazione esercita un impatto positivo ed immediato sul reddito  $Y$ , che varia di un quantitativo pari a  $\Delta Y = \Delta G$ . L'impatto di questa componente di domanda ha importanti conseguenze per il livello del consumo e conseguentemente del reddito. Infatti, una variazione del reddito  $\Delta Y$  influenza il reddito disponibile dei consumatori e dunque anche dei consumi, che aumentano di  $PMC \cdot \Delta G$ , dove  $PMC$  è la propensione marginale al consumo, ossia di quanto varia il consumo all'aumentare di un'unità di reddito. Ma l'aumento dei consumi porta ad una nuova variazione del reddito  $Y$ , i.e.  $\Delta Y = PMC \cdot \Delta G$ , e di conseguenza porta a una nuova variazione del reddito disponibile. Così procedendo, si dimostra che il moltiplicatore della spesa pubblica è  $\frac{\Delta Y}{\Delta G} = \frac{1}{1-PMC}$ .

Un tale shock provoca uno spostamento della curva IS verso destra, determinando un nuovo punto di equilibrio (punto 2 in figura 4) dove il tasso di interesse reale  $r$  sale, così come il reddito  $Y$ . Il tasso di interesse reale sale perché, con un aumento della spesa pubblica, la domanda  $L^d$  eccede l'offerta di moneta  $\frac{M}{P}$  che provoca un aumento del tasso  $r$  e conseguentemente un calo degli investimenti  $I$ .

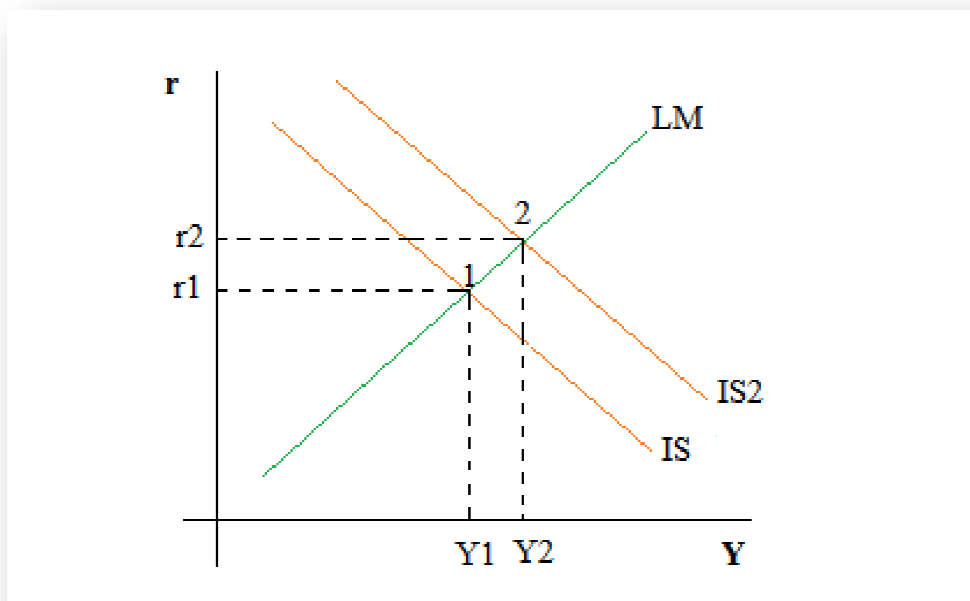


Figura 4: grafico del modello IS-LM dopo uno shock di politica fiscale

### 1.3 Tassazione

Il regime fiscale degli Stati Uniti è imperniato sull'imposizione a livello federale, statale e locale. Alle imposte federali vanno quindi aggiunte le imposte statali e quelle di alcuni comuni quale, ad esempio, quello della città di New York. In generale è assoggettata alla giurisdizione fiscale degli Stati Uniti ciascuna

persona fisica o giuridica che produca, venda beni o servizi o che sia membro di una Partnership o Limited Liability Company.

Le principali imposte sono le seguenti:

- L'imposta sul reddito delle persone fisiche

Le persone fisiche che sono residenti fisicamente negli Stati Uniti sono soggette a tassazione qualunque ne sia la fonte e in qualunque parte del mondo.

- L'imposta sul reddito delle persone giuridiche (corporate tax)

Per quanto riguarda l'imposta sul reddito delle corporations a livello federale (corporate tax) essa varia dal 15% al 39% in base al totale degli utili generati, più una quota fissa che varia anch'essa in base al predetto totale.

- Imposizione statale

L'imposta sui redditi d'impresa è generalmente calcolata come una percentuale degli utili ma può basarsi anche sul valore della proprietà e su altre forme di reddito generate dalla società.

## ***1.4 News13cum***

È una delle variabili di maggiore interesse nel nostro dataset ed è una misura di informazione fiscale. È costituita dalla somma cumulata di revisioni delle previsioni sull'andamento futuro di public spending fatte dal settore privato e raccolte dal Survey of Professional Forecasters.

In particolare, la variabile news è definita come la differenza tra le previsioni della crescita della spesa governativa sui prossimi tre trimestri fatta dagli agenti al tempo  $t$  e le previsioni di questa stessa variabile al tempo  $t-1$ . Rappresenta

perciò la correzione delle previsioni della spesa governativa attribuibile alle informazioni disponibili al tempo  $t$ .

Supponendo che si verifichi uno shock al tempo  $t$ , la spesa governativa non cambia a causa delle decisioni già prese o a causa del lag di attuazione, ma gli agenti si aspettano un aumento nel futuro e quindi rivedono le loro previsioni. Queste ultime sono informative per gli shock presenti e risolvono il problema delle anticipazioni.

La variabile in questione è stata elaborata da Gambetti, il quale ha mostrato che contiene informazioni importanti per determinare l'andamento futuro della spesa pubblica, perché se prendiamo in considerazione anticipazioni fiscali, news contiene informazioni aggiuntive rispetto a quelle contenute nella spesa governativa. Questo perché in news sono inclusi shock fiscali anticipati, al contrario della variabile fiscale. Detto ciò, la nostra variabile dovrebbe aiutare a predire la spesa pubblica e a identificare shock anticipati di tale spesa.

Gambetti, inoltre, suppone che il tasso di crescita della spesa pubblica segua il seguente processo MA:

$$g_t = \phi_h \varepsilon_{t-h} + \phi_{h-1} \varepsilon_{t-h-1} + \dots + \phi_q \varepsilon_{t-q} \quad (10)$$

dove:

$q > h$ ;

$\varepsilon_t$  processo white noise;

$h$  periodi di previsione con  $\phi_h = 1$  e  $\phi_i = 0$ ,  $i > h$ .

Se uno shock si verifica al tempo  $t$ , questo avrà un effetto sulla spesa solo dopo  $h$  periodi, a causa delle decisioni già prese in precedenza o dovute al lag di attuazione.

In questo caso valori presenti e passati di  $g_t$  non sono informativi su  $\varepsilon_t$ , perciò anticipazioni sulla spesa pubblica implicano una perdita, in termini di contenuto informativo, nella variabile fiscale.

Ciò che davvero aiuta in questa situazione sono le revisioni delle aspettative. Le revisioni delle aspettative di  $g_{t+j}$  sono la differenza tra le aspettative di  $g_{t+j}$  al tempo  $t$  e al tempo  $t-1$ , cioè  $E_t g_{t+j} - E_{t-1} g_{t+j}$ .

Se fosse noto le revisioni sulle aspettative sono proporzionali allo shock, ossia:

$$E_t g_{t+h} - E_{t-1} g_{t+h} = \phi_h \varepsilon_t \quad (11)$$

La variabile in questione è definita come la somma cumulata di revisioni delle previsioni, quindi, seguendo Gambetti, a noi è utile sapere che è costruita in questo modo:

$$News_{13} = \sum_{j=1}^3 (E_t g_{t+j} - E_{t-1} g_{t+j}) \quad (12)$$

$E_t g_{t+j}$  è la previsione del tasso di crescita della vera spesa governativa dal periodo  $t+j-1$  al periodo  $t+j$  basata sulle informazioni disponibili al tempo  $t$ , quindi  $E_t g_{t+j} - E_{t-1} g_{t+j}$  rappresenta la “news” che diventa disponibile agli agenti privati tra il tempo  $t-1$  e  $t$ .

### ***1.5 Roz13aer***

In questa variabile sono contenuti i valori relativi all’andamento futuro di public spending previsto dal settore privato elaborata da Ramey (2011) e basata sulla spesa militare in U.S.A.. Ramey ingaggiò dei quotidiani famosi americani, tra cui Business Week, affinché la aiutassero alla costruzione di una variabile contenente episodi esogeni della spesa governativa. Tale variabile, detta roz13aer non è altro

che una stima dei valori previsti della spesa governativa, calcolata dividendo la spesa nominale con il PIL nominale ma di un periodo prima. Come nel nostro campione, invece, questa misura venne aggiornata ed estesa fino al quarto trimestre del 2010 da Owyang, Ramey and Zubairy (2013).

Anche se il nostro dataset non include queste variazioni della spesa pubblica dovute alle guerre è giusto puntualizzare come Ramey e Shapiro (1998) costruirono la nostra variabile usando un approccio narrativo per isolare gli shock di spesa pubblica. Dato che credevano che gran parte degli shock identificati con modelli VAR non fossero altro che semplici anticipazioni dei cambiamenti della spesa pubblica, loro si focalizzarono solo su degli episodi per i quali il quotidiano sopra citato pubblicò articoli atti a prevedere i numerosi aumenti della spesa militare americana indotta dai maggiori eventi politici.

I tre episodi di grande interesse individuati da Ramey e Shapiro erano i seguenti:

#### 1) *La Guerra di Corea*

Nel giugno 1950 l'esercito della Corea del Nord invase il Sud Corea e, pochi giorni dopo, il presidente degli Stati Uniti ordinò alla marina e all'aviazione di intervenire in aiuto della Corea del Sud.

Venne pubblicato quasi immediatamente un articolo del Business Week dove prevede lo stanziamento di un'ingente quantità di denaro per la difesa.

#### 2) *La Guerra del Vietnam*

Sebbene il colpo di Stato rovesciò Diem nel 1963, Business Week stava ancora parlando dei possibili tagli della difesa previsti per l'anno seguente. Anche l'incidente del Tonchino (una messinscena per giustificare il casus belli dell'attacco statunitense al Vietnam del Nord senza ricorrere a una vera

dichiarazione di guerra) non apportò previsioni per un possibile aumento della spesa militare. Ma, dopo l'attacco alle caserme americane nel 1965, il presidente americano Johnson ordinò un attacco aereo al Vietnam del Nord. Subito dopo venne pubblicato un articolo del quotidiano di riferimento che commentava l'ultima azione degli U.S.A. come un punto di non ritorno in quella guerra, un modo mascherato per far capire l'effettiva entrata in guerra da parte degli Stati Uniti, e come vedremo nella figura 5, un inevitabile aumento della spesa militare.

### 3) *Il Trattato Carter-Reagan*

L'invasione russa dell'Afghanistan nel 1979 portò a un'inversione di rotta della spesa militare americana: si credeva fosse un monito per probabili provvedimenti verso i paesi del Golfo Persico. Nel 1980 Business week pubblicò un articolo dove captò un significativo e prolungato incremento della spesa militare. Poco dopo Reagan venne eletto e propose un anno dopo un sostanziale aumento della spesa militare per i 5 anni successivi.

Questi tre episodi sono basati su dati disponibili fino al 1998. Dati gli ultimi eventi, Ramey (2011) aggiunse una quarta data:

### 4) *9/11*

Il 9 settembre 2011 un attacco terroristico colpì il World Trade Center e il Pentagono. Meno di un mese dopo il Business Week ha predetto che il bilancio tra i settori privati e pubblici sarebbe cambiato .

Per richiamare il tempismo della sequenza degli eventi, gli U.S.A. invasero l'Afghanistan poco dopo l'attentato.

Di seguito il grafico che mostra i notevoli cambiamenti della spesa militare nelle date dei quattro episodi citati. Le linee rappresentano infatti le date dei quattro episodi e come si può notare, la spesa militare ha avuto un aumento soprattutto dopo questi quattro episodi militari.

La variabile *roz13aer* ha quindi un significativo potere di predire la crescita della spesa militare.

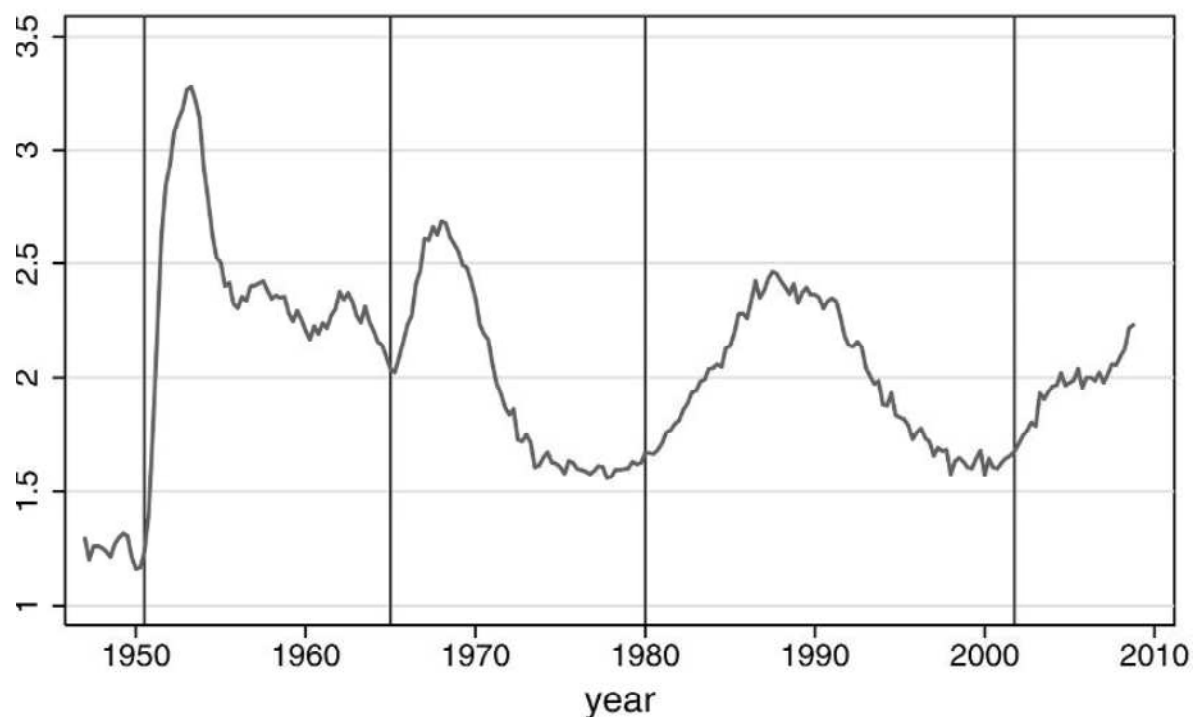


Figura 5: grafico della spesa militare americana secondo i dati di Ramey e Shapiro

### ***1.6 Confronto tra news13cum e roz13aer***

Il grafico in figura 6 mette in relazione le due variabili *news13cum* e *roz13aer* a cui siamo fortemente interessati. Come prima impressione la serie mostra che la variabile *news13* dà molte informazioni sugli shock di politica fiscale in U.S.A., come mostrano, i picchi positivi e negativi. Il primo picco negativo è associato al



quarto trimestre del 1989, periodo storico in cui il Muro di Berlino è caduto. Il secondo e il terzo picco, positivi entrambi, sono associati alla seconda Guerra del Golfo e a una manovra fiscale approvata dall'amministrazione di Obama.

Questi primi dati mostrano che le due misure si seguono quasi di pari passo ma news13 anticipa i cambiamenti di roz13, o per lo meno non è anticipata da quest'ultima.

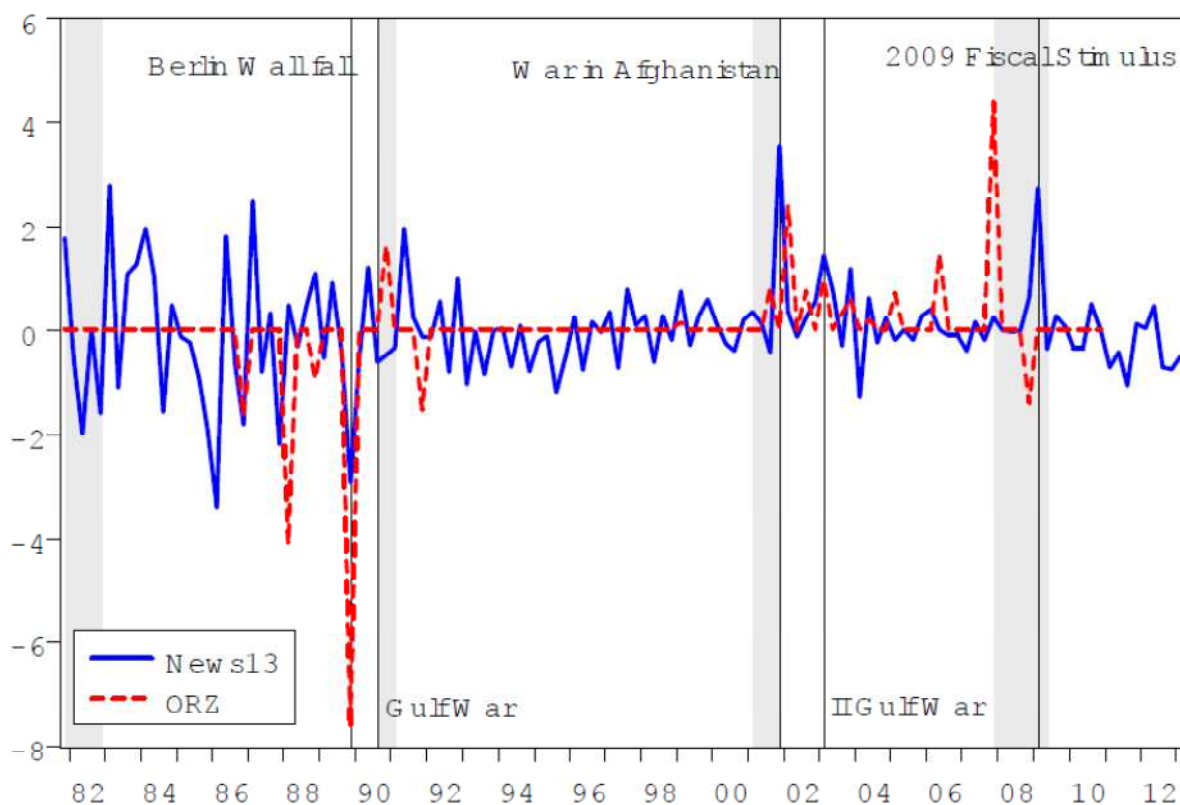


Figura 6: relazione tra news13 e roz13. Entrambe le misure in questa serie sono standardizzate

## Sezione 2: ANALISI PERSONALE

In questa sezione si è svolta un' analisi per verificare se le misure di informazione roz13aer e news13cum sono statisticamente rilevanti al fine di spiegare il PIL e la spesa pubblica.

Per prima cosa si sono rinominate le variabili del mio dataset come segue:

- 1.Reddito reale = **y**
- 2.Spesa pubblica = **g**
- 3.Tassazione = **t**
- 4.**News13cum**
- 5.**Roz13aer**

Di fronte a un caso in cui si è voluto analizzare la relazione che intercorre tra la una variabile dipendente (reddito reale e spesa pubblica) e un insieme di  $k < n$  variabili esplicative  $x_i$ , si è utilizzato un modello di regressione lineare che per una generica osservazione risulta essere:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i,1} + \beta_2 x_{i,2} + \dots + \beta_p x_{i,p} + \varepsilon_t \quad (13)$$

dove:

$y_i$  è la variabile dipendente (spiegata);

$x_{i,1}, x_{i,2}, \dots, x_{i,p}$  è la variabile esplicativa;

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$  sono i coefficienti che vanno stimati;

$\varepsilon_t$  è l'errore;

I coefficienti  $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$  sono quei coefficienti che andremo a stimare per capire di quanto varia  $\varphi_i$  in corrispondenza delle variabili esplicative.

Servendoci di Gretl, useremo il metodo OLS (Ordinary Least Squares) dei minimi quadrati ordinari per minimizzare la somma degli errori al quadrato, trovando così i valori di  $\beta$  che avvicinano il più possibile la previsione di  $y$  al suo vero valore.

Affinché le stime ottenute siano affidabili devono rispettare 5 ipotesi, tre delle quali riguardano nello specifico i termini di errore  $\epsilon_i$ :

- Linearità nei parametri;
- Identificazione: nessuna variabile  $x$  è funzione lineare delle altre variabili del modello;
- Esogeneità:  $E[\epsilon|X] = \mathbf{0}$  i termini di errore hanno media condizionata pari a 0;
- Errori sferici: tutti i termini d'errore hanno la stessa varianza (omoschedasticità),  $V(\epsilon_i) = \sigma^2$ , e sono incorrelati tra loro,  $C(\epsilon_i, \epsilon_j) = \mathbf{0}$  con  $i \neq j$ .
- Indipendenza: tutti i termini d'errore sono indipendenti da tutte le variabili esplicative

Quando valgono queste ipotesi lo stimatore OLS gode delle proprietà di consistenza, efficienza, correttezza e normalità.

Nei modelli che andremo a stimare dovremo porre attenzione all'eteroschedasticità e all'autocorrelazione degli errori.

L'eteroschedasticità si presenta quando i termini d'errore hanno varianza diversa (dunque gli stimatori OLS non saranno più efficienti e gli standard error non saranno consistenti) mentre l'autocorrelazione si verifica quando i termini d'errore sono correlati tra loro (coefficienti OLS non efficienti e non corretti, standard error non consistenti).

In presenza di queste due caratteristiche le stime del modello di regressione risultano non affidabili, soprattutto gli standard error su cui poi si possono fare molti test, come per esempio il test t per la significatività dei singoli coefficienti oppure il test F per la significatività congiunta dei coefficienti.

Per contrastare questa possibilità aggiungeremo dei ritardi della variabile dipendente fra le variabili esplicative nei diversi modelli e nel momento in cui i modelli verranno stimati, verrà aggiunta la correzione Newey-West, grazie alla quale otterremo standard error robusti sia all'eteroschedasticità che all'autocorrelazione.

Per valutare la bontà di ogni modello ci avvaleremo del valore dell'R quadro corretto, della statistica F, mentre per confrontarli ci baseremo sui criteri di Akaike e Schwarz, i quali più sono bassi, migliore è il modello.

## 2.1. Analisi descrittiva preliminare

### 2.1.1 Grafici

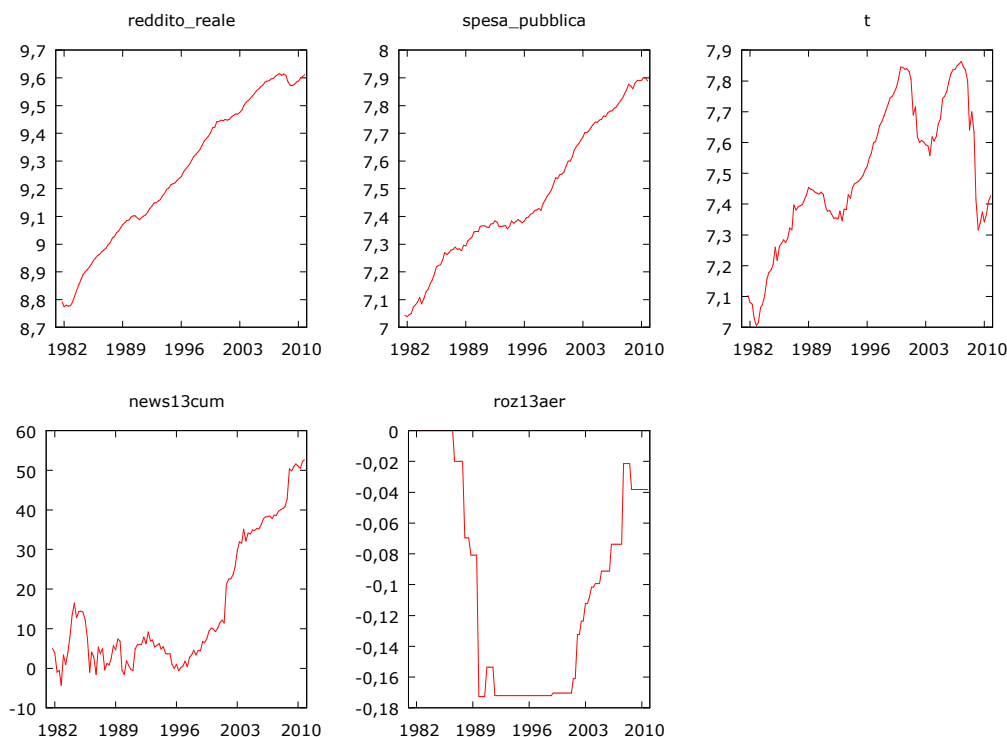


Figura 7: grafici delle variabili

I grafici delle serie storiche ci aiutano, a livello intuitivo, a capire se le serie sono stazionarie. Come mostrano i grafici, le serie hanno un andamento crescente, sintomo di non stazionarietà.

### 2.1.2 Statistiche descrittive

Statistiche descrittive, usando le osservazioni 1981:4 - 2010:4

	Reddito reale	Spesa pubblica	Tassazione	News13cum	Roz13aer
Media	9,26066	7,47253	7,49959	15,4115	-0,0993761
Mediana	9,26080	7,39540	7,45490	7,19785	-0,0993000
Minimo	8,77460	7,03910	7,00510	-4,31127	-0,172600
Massimo	9,61550	7,90080	7,86290	52,6431	0,000000
Dev. Standard	0,260072	0,245647	0,226321	16,5229	0,0684587
Coeff. Di variazione	0,0280836	0,0328734	0,0301778	1,07212	0,688885
Asimmetria	-0,207989	0,198364	-0,161958	0,910895	0,236891
Curtosi	-1,20323	-1,01320	-0,750984	-0,614119	-1,54497

Tabella 1: statistiche descrittive

### 2.1.3 Correlazione

La correlazione indica la tendenza che hanno due variabili a variare insieme, ossia a covariare.

Per esprimere la relazione esistente tra le due variabili, in termini entità e direzione, si utilizza il coefficiente di correlazione. Tale coefficiente, è

standardizzato e può assumere valori che vanno da -1.00 (correlazione perfetta negativa) a +1.00 (correlazione perfetta positiva). Una correlazione uguale a 0 indica che tra le due variabili non vi è alcuna relazione.

Guardiamo quindi la tabella  $\underline{x}$  con le variabili del nostro dataset.

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1981:4 – 2010:4

Valore critico al 5% (per due code) = 0,1816 per n = 117

	reddito_reale	spesa_publica	tassazio	news13cum	roz13aer
		a	ne		
Reddito reale	1,0000	<b>0,9729</b>	<b>0,8171</b>	0,7640	-0,2833
Spesa pubblica		1,0000	<b>0,6957</b>	<b>0,8645</b>	-0,1231
tassazione			1,0000	0,3514	-0,5022
News13cum				1,0000	0,3089
Roz13aer					1,0000

Tabella 2: correlazione tra le variabili

C'è correlazione positiva tra il reddito reale e la spesa pubblica, così come con la tassazione. Anche tra la spesa pubblica e la tassazione troviamo alta correlazione positiva, così come anche con news13cum.

## ***2.2 Stima dei modelli con variabile dipendente spesa pubblica***

In questa sezione presenterò gli output di una serie di modelli lineari, necessari per stimare la significatività della misura di shock anticipato news13cum sviluppata da Gambetti e per spiegare i movimenti futuri di spesa pubblica.

I modelli costruiti hanno come variabile dipendente la spesa pubblica e come regressori tutte le variabili già citate e alcuni ritardi della variabile risposta. Tutti i modelli sono stati stimati comunque con gli standard error robusti.

### 2.2.1 Modello 1

In questo primo modello prendiamo in considerazione tutte le variabili viste in precedenza con i loro ritardi e aggiungiamo alla regressione anche la variabile dipendente ritardata per così correggere eventuali errori di correlazione seriale dei residui.

Modello 1: OLS, usando le osservazioni 1982:4-2010:4 (T = 113)

Variabile dipendente: g

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	0,203018	0,0501828	4,0456	0,00010	***
Y	0,416029	0,169282	2,4576	0,01564	**
y_1	-0,833512	0,199865	-4,1704	0,00006	***
y_2	0,449737	0,177125	2,5391	0,01259	**
t_3	0,0302147	0,0115124	2,6245	0,00998	***
<u>news13cum</u>	<u>0,000657476</u>	<u>0,000117849</u>	<u>5,5790</u>	<u>&lt;0,0001</u>	<u>***</u>
g_1	0,880139	0,0526475	16,7176	<0,00001	***
g_3	0,168687	0,0821296	2,0539	0,04249	**
g_4	-0,146736	0,0620613	-2,3644	0,01992	**
Media var. dipendente	7,487679	SQM var. dipendente	0,236053		
Somma quadr. Residui	0,007434	E.S. della regressione	0,008454		

R-quadro	0,998809	R-quadro corretto	0,998717
F(8, 104)	12614,73	P-value(F)	1,2e-151
Log-verosimiglianza	383,7066	Criterio di Akaike	-749,4131
Criterio di Schwarz	-724,8666	Hannan-Quinn	-739,4524
Rho	-0,027053	Valore h di Durbin	-0,344775

Dall'output di questo modello possiamo notare come tutte le variabili esplicative siano significative per la regressione, in particolare per news13cum, che è significativa all'1%.

Il valore dell'R-quadro corretto è 0,998717, ciò significa che il 99,87% della variabilità della variabile dipendente è spiegata dal modello stesso; per quanto riguarda le nostre variabili possiamo affermare che sono congiuntamente significative in base al valore del test F(8,104) e del relativo p-value (1,2e-151).

Ma verifichiamo cosa accade ai coefficienti del modello appena stimato se si elimina la variabile PIL.

Modello 2: OLS, usando le osservazioni 1982:4-2010:4 (T = 113)

Variabile dipendente: g

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	0,237836	0,0450454	5,2799	<0,00001	***
y_1	-0,284097	0,203714	-1,3946	0,16608	
y_2	0,3376	0,219817	1,5358	0,12759	
t_3	0,0236978	0,010619	2,2316	0,02776	**
news13cum	0,000713644	0,000109327	6,5276	<0,00001	***
g_1	0,853077	0,0484065	17,6232	<0,00001	***



g_3	0,139366	0,08536	1,6327	0,10553
g_4	-0,114583	0,067591	-1,6952	0,09299 *
Media var. dipendente	7,487679	SQM var. dipendente	0,236053	
Somma quadr. Residui	0,007920	E.S. della regressione	0,008685	
R-quadro	0,998731	R-quadro corretto	0,998646	
F(7, 105)	15027,75	P-value(F)	1,8e-154	
Log-verosimiglianza	380,1282	Criterio di Akaike	-744,2564	
Criterio di Schwarz	-722,4373	Hannan-Quinn	-735,4024	
rho	-0,017656	Valore h di Durbin	-0,217569	

Eliminando il reddito reale dal modello, ne conseguirà che anche i ritardi di questa variabile non siano più rilevanti al fine della regressione.

I valori dei coefficienti si sono leggermente modificati, ma non sono cambiati di segno producendo così un effetto inverso. Anche l'R quadro corretto rimane molto alto e le variabili sono congiuntamente significative dato il p-value.

Proseguo ora rendendo più parsimoniosa la mia regressione.

Modello 3: OLS, usando le osservazioni 1982:3-2010:4 (T = 114)

Variabile dipendente: g

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	0,223635	0,0454634	4,9190	<0,00001	***
t_3	0,03878	0,00743967	5,2126	<0,00001	***
news13cum	0,000639634	0,000112894	5,6658	<0,00001	***
g_1	0,930817	0,0116778	79,7084	<0,00001	***

Media var. dipendente	7,483842	SQM var. dipendente	0,238550
Somma quadr. Residui	0,008590	E.S. della regressione	0,008837
R-quadro	0,998664	R-quadro corretto	0,998628
F(3, 110)	32659,79	P-value(F)	4,6e-162
Log-verosimiglianza	379,3650	Criterio di Akaike	-750,7299
Criterio di Schwarz	-739,7851	Hannan-Quinn	-746,2881
rho	-0,096505	Valore h di Durbin	-1,033860

Questo è il modello finale, senza la variabile reddito reale. Tutte le variabili sono significative all'1% e la mia prima variabile di interesse rimane sempre fondamentale al fine della regressione.

### 2.2.2 Modello 2

Questo secondo modello si differenzia dal primo principalmente per la sostituzione di news13cum con roz13aer.

Modello 4: OLS, usando le osservazioni 1982:4-2010:4 (T = 113)

Variabile dipendente: g

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,113362	0,0414014	-2,7381	0,00728	***
y	0,420822	0,165486	2,5429	0,01248	**
y_1	-0,702054	0,202668	-3,4641	0,00078	***
y_2	0,373382	0,16896	2,2099	0,02933	**
t_1	-0,043672	0,0105888	-4,1244	0,00008	***
t_3	0,0517575	0,0147954	3,4982	0,00069	***

<u>roz13aer</u>	<u>0,0835229</u>	<u>0,0191288</u>	<u>4,3663</u>	<u>0,00003</u>	<u>***</u>
g_1	0,829058	0,0681085	12,1726	<0,00001	***
g_3	0,194542	0,0821272	2,3688	0,01971	**
g_4	-0,128634	0,0615391	-2,0903	0,03905	**
Media var. dipendente	7,487679	SQM var. dipendente	0,236053		
Somma quadr. Residui	0,007101	E.S. della regressione	0,008303		
R-quadro	0,998862	R-quadro corretto	0,998763		
F(9, 103)	14217,48	P-value(F)	4,2e-155		
Log-verosimiglianza	386,2949	Criterio di Akaike	-752,5898		
Criterio di Schwarz	-725,3159	Hannan-Quinn	-741,5223		
rho	0,034382	Valore h di Durbin	0,524943		

In questo output, dove è stata inserita roz13aer al posto di news13cum, si può vedere come tutte le variabili del modello sono significative. Anche in questo caso, la nostra misura di informazione è significativa all'1% e possiamo dedurre che serve a spiegare la nostra variabile risposta.

Faccio lo stesso controllo precedente per verificare cosa succede con l'eliminazione della variabile y.

Modello 5: OLS, usando le osservazioni 1982:3-2010:4 (T = 114)

Variabile dipendente: g

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
t_1	-0,0231942	0,00811606	-2,8578	0,00510	***
t_3	0,0485862	0,010069	4,8253	<0,00001	***
roz13aer	0,0491732	0,0138969	3,5384	0,00059	***
g_1	0,976199	0,00543474	179,6220	<0,00001	***

Media var. dipendente	7,483842	SQM var. dipendente	0,238550
Somma quadr. Residui	0,009018	E.S. della regressione	0,009054
R-quadro	0,999999	R-quadro corretto	0,999999
F(4, 110)	25228545	P-value(F)	0,000000
Log-verosimiglianza	376,5935	Criterio di Akaike	-745,1869
Criterio di Schwarz	-734,2421	Hannan-Quinn	-740,7450
rho	-0,071439	Valore h di Durbin	-0,760683

Questo è il modello finale computato con l'eliminazione della variabile reddito e di tutte quelle variabili che non sono statisticamente significative per prevedere la spesa pubblica. I valori del modello sono diversi da quello iniziale, anche se non è stata persa significatività.

### 2.2.3 Modello 3

Questo terzo modello, ha sempre la spesa pubblica come variabile dipendente ma abbiamo inserito entrambe le misure di informazione per verificare la loro significatività.

Modello 6: OLS, usando le osservazioni 1982:3-2010:4 (T = 114)

Variabile dipendente: g

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
t_1	-0,0162995	0,00851234	-1,9148	0,05814	*
t_3	0,0486563	0,00929727	5,2334	<0,00001	***
<u>News13cum</u>	<u>0,000116399</u>	<u>6,72079e-05</u>	<u>1,7319</u>	<u>0,08612</u>	<u>*</u>

<u>Roz13aer</u>	<u>0,0470362</u>	<u>0,0135853</u>	<u>3,4623</u>	<u>0,00077</u>	<u>***</u>
g_1	0,968927	0,00633119	153,0403	<0,00001	***
Media var. dipendente	7,483842	SQM var. dipendente	0,238550		
Somma quadr. Residui	0,008821	E.S. della regressione	0,008996		
R-quadro	0,999999	R-quadro corretto	0,999999		
F(5, 109)	22742513	P-value(F)	0,000000		
Log-verosimiglianza	377,8475	Criterio di Akaike	-745,6951		
Criterio di Schwarz	-732,0141	Hannan-Quinn	-740,1427		
rho	-0,088447	Valore h di Durbin	-0,942345		

Dall'output possiamo vedere come entrambe le variabili di interesse sono significative ma come roz13aer, a fianco di news, perde significatività; infatti è significativa solo al 10%.

Il valore dell'R-quadro corretto mostra come la variabilità della variabile dipendente è spiegata al 99,99% da questo modello.

Gli indicatori stimati in questi tre modelli sono influenti nelle regressioni e come sono d'aiuto a spiegare la variabile dipendente. Si può dunque constatare come ci sia una relazione tra le misure di informazione, in particolare per la misura elaborata da Gambetti (2012), e la spesa pubblica.

### ***2.3 Modelli con variabile dipendente PIL***

Questa seconda parte si propone di analizzare i modelli che hanno come variabile dipendente il reddito reale e, come nella sezione precedente, di verificare la significatività delle misure di informazione per spiegare il PIL.

### 2.3.1 Modello 1

In questo primo modello, abbiamo regredito la variabile risposta su tutte le altre variabili inserendo anche news13cum. L'output sottostante è il risultato di diversi modelli, riducendo le variabili affinché quasi tutte risultassero significative.

Modello 7: OLS, usando le osservazioni 1982:3-2010:4 (T = 114)

Variabile dipendente: y

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
g	0,159726	0,0625593	2,5532	0,01207	**
g_1	-0,185844	0,0602162	-3,0863	0,00258	***
t	0,0303871	0,00866572	3,5066	0,00066	***
t_3	-0,0507233	0,00796874	-6,3653	<0,00001	***
<u>news13cum</u>	<u>-7,11074e-05</u>	<u>6,35558e-05</u>	<u>-1,1188</u>	<u>0,26570</u>	
y_1	1,03829	0,0191489	54,2219	<0,00001	***

Media var. dipendente	9,273253	SQM var. dipendente	0,251378
Somma quadr. Residui	0,002916	E.S. della regressione	0,005196
R-quadro	1,000000	R-quadro corretto	1,000000
F(6, 108)	88803919	P-value(F)	0,000000
Log-verosimiglianza	440,9440	Criterio di Akaike	-869,8880
Criterio di Schwarz	-853,4708	Hannan-Quinn	-863,2252
rho	0,228633	Valore h di Durbin	2,482375

Da questo output possiamo vedere come la nostra principale variabile di interesse non è rilevante ai fini della regressione. News13cum infatti, non è per

nulla significativa, motivo per il quale verrà eliminata dalla regressione perché non aiuta a spiegarla.

Il valore dell'R-quadro corretto mostra come il 100% della variabilità della variabile risposta PIL venga spiegata dal modello in questione. Anche il test F(6,108) e il relativo p-value mostra come le variabili esplicative sono congiuntamente significative.

Procediamo ora alla modifica del modello per renderlo più parsimonioso.

Modello 8: OLS, usando le osservazioni 1982:3-2010:4 (T = 114)

Variabile dipendente: y

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
g	0,141077	0,0576044	2,4491	0,01592	**
g_1	-0,182302	0,0609553	-2,9908	0,00344	***
t	0,0297372	0,00848541	3,5045	0,00066	***
t_3	-0,0495683	0,00788079	-6,2898	<0,00001	***
y_1	1,04997	0,0160454	65,4373	<0,00001	***

Media var. dipendente	9,273253	SQM var. dipendente	0,251378
Somma quadr. Residui	0,002965	E.S. della regressione	0,005216
R-quadro	1,000000	R-quadro corretto	1,000000
F(5, 109)	71643204	P-value(F)	0,000000
Log-verosimiglianza	439,9916	Criterio di Akaike	-869,9832
Criterio di Schwarz	-856,3022	Hannan-Quinn	-864,4308
rho	0,235083	Valore h di Durbin	2,536133

Il modello è il più parsimonioso possibile e si può notare come la variabile spesa pubblica influisce positivamente, così come la tassazione. In questo modello, la variabile news13cum non è significativa, e quindi è stata eliminata dalla regressione. Questo mostra che news13 non aiuta a spiegare il reddito reale.

Ora si proverà ad eliminare la variabile spesa pubblica con i suoi ritardi per comprendere l'influenza che ha sul PIL.

Modello 9: OLS, usando le osservazioni 1982:3-2010:4 (T = 114)

Variabile dipendente: y

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
t	0,045544	0,00934435	4,8740	<0,00001	***
t_3	-0,0487168	0,0106096	-4,5918	0,00001	***
y_1	1,00331	0,00379953	264,0617	<0,00001	***
Media var. dipendente	9,273253	SQM var. dipendente	0,251378		
Somma quadr. Residui	0,003533	E.S. della regressione	0,005642		
R-quadro	1,000000	R-quadro corretto	1,000000		
F(3, 111)	78495454	P-value(F)	0,000000		
Log-verosimiglianza	430,0022	Criterio di Akaike	-854,0043		
Criterio di Schwarz	-845,7957	Hannan-Quinn	-850,6729		
rho	0,293986	Valore h di Durbin	3,127662		

I valori delle variabili rimaste non si sono modificati di molto con questa eliminazione e l'R-quadro corretto è comunque alto. Questo perciò ci fa credere all'influenza che ha la spesa pubblica sul PIL.



### 2.3.2 Modello 2

In questo modello, come nel paragrafo 2.2.2, sostituisco nella regressione roz13aer a news13cum.

Modello 10: OLS, usando le osservazioni 1982:3-2010:4 (T = 114)

Variabile dipendente: y

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
t	0,0255667	0,00937327	2,7276	0,00744	***
t_3	-0,0434164	0,00796549	-5,4506	<0,00001	***
<u>roz13aer</u>	<u>0,0149522</u>	<u>0,0104709</u>	<u>1,4280</u>	<u>0,15616</u>	
g_1	-0,0534805	0,0167316	-3,1964	0,00182	***
y_1	1,05853	0,0177464	59,6476	<0,00001	***

Media var. dipendente	9,273253	SQM var. dipendente	0,251378
Somma quadr. Residui	0,003085	E.S. della regressione	0,005320
R-quadro	1,000000	R-quadro corretto	1,000000
F(5, 109)	81834312	P-value(F)	0,000000
Log-verosimiglianza	437,7324	Criterio di Akaike	-865,4648
Criterio di Schwarz	-851,7838	Hannan-Quinn	-859,9124
rho	0,192672	Valore h di Durbin	2,085579

Questo modello è il risultato di diversi output, riportati in appendice, con la presenza di roz13aer sebbene la sua non significatività.

Sia la spesa pubblica che la tassazione hanno un'influenza positiva sul PIL, mentre i loro ritardi riportati hanno un effetto contrario.

Il valore dell'R-quadro corretto mostra come tutta la variabilità della variabile risposta sia spiegata dal modello e il p-value del test F mostra come le variabili esplicative siano congiuntamente significative.

Il modello sottostante invece mostra il modello computabile migliore.

Modello 11: OLS, usando le osservazioni 1982:3-2010:4 (T = 114)

Variabile dipendente: y

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
g	0,141077	0,0576044	2,4491	0,01592	**
g_1	-0,182302	0,0609553	-2,9908	0,00344	***
t	0,0297372	0,00848541	3,5045	0,00066	***
t_3	-0,0495683	0,00788079	-6,2898	<0,00001	***
y_1	1,04997	0,0160454	65,4373	<0,00001	***
Media var. dipendente	9,273253	SQM var. dipendente	0,251378		
Somma quadr. Residui	0,002965	E.S. della regressione	0,005216		
R-quadro	1,000000	R-quadro corretto	1,000000		
F(5, 109)	71643204	P-value(F)	0,000000		
Log-verosimiglianza	439,9916	Criterio di Akaike	-869,9832		
Criterio di Schwarz	-856,3022	Hannan-Quinn	-864,4308		
rho	0,235083	Valore h di Durbin	2,536133		

Questo ultimo modello mostra, come già detto in precedenza, che la spesa pubblica e la tassazione hanno un'influenza positiva sul PIL, a differenza invece

dei loro ritardi. Quindi il modello finale è un modello dove, con variabile risposta reddito reale, la variabile roz13aer non è influente.

### 2.3.3 Modello 3

In questo paragrafo ci si propone di costruire un modello dove sia l'inserimento di news13cum che quello di roz13aer comporterà la loro esclusione, poichè non sono significativi.

Di seguito verranno riportati i due output dove si constata la loro non significatività.

Modello 12: OLS, usando le osservazioni 1982:3-2010:4 (T = 114)

Variabile dipendente: y

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	0,0660856	0,0542824	1,2174	0,22630	
g	0,133276	0,0669799	1,9898	0,04934	**
g_1	-0,140517	0,0780881	-1,7995	0,07496	*
g_2	0,00870878	0,0557878	0,1561	0,87626	
g_3	-0,0242606	0,0475355	-0,5104	0,61092	
t	0,0407745	0,017105	2,3838	0,01902	**
t_1	-0,0444204	0,0248839	-1,7851	0,07728	*
t_2	0,0248082	0,0246311	1,0072	0,31627	
t_3	-0,0351849	0,0196582	-1,7898	0,07651	*
<u>news13cum</u>	<u>6,10852e-05</u>	<u>0,000120644</u>	<u>0,5063</u>	<u>0,61374</u>	
<u>roz13aer</u>	<u>-0,011751</u>	<u>0,0158386</u>	<u>-0,7419</u>	<u>0,45987</u>	
y_1	1,22999	0,111036	11,0774	<0,00001	***

y_2	-0,148242	0,175309	-0,8456	0,39979
y_3	-0,0589469	0,102006	-0,5779	0,56465
Media var. dipendente	9,273253	SQM var. dipendente	0,251378	
Somma quadr. residui	0,002580	E.S. della regressione	0,005079	
R-quadro	0,999639	R-quadro corretto	0,999592	
F(13, 100)	27478,15	P-value(F)	2,4e-171	
Log-verosimiglianza	447,9243	Criterio di Akaike	-867,8486	
Criterio di Schwarz	-829,5418	Hannan-Quinn	-852,3020	
rho	0,036579	Durbin-Watson	1,900398	

Infine, questo è il modello finale che ha come variabile dipendente il reddito reale ma non ha nessuno dei due indicatori inseriti perché non influenti.

Modello 13: OLS, usando le osservazioni 1982:3-2010:4 (T = 114)

Variabile dipendente: y

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
g	0,12213	0,0520732	2,3454	0,02084	**
g_1	-0,164927	0,0551423	-2,9909	0,00345	***
t	0,0559261	0,0154297	3,6246	0,00044	***
t_1	-0,0402744	0,02117	-1,9024	0,05978	*
t_3	-0,0348901	0,0104834	-3,3281	0,00120	***
y_1	1,05077	0,0162786	64,5490	<0,00001	***

Media var. dipendente	9,273253	SQM var. dipendente	0,251378
Somma quadr. residui	0,002810	E.S. della regressione	0,005100
R-quadro	1,000000	R-quadro corretto	1,000000

F(6, 108)	61966181	P-value(F)	0,000000
Log-verosimiglianza	443,0645	Criterio di Akaike	-874,1290
Criterio di Schwarz	-857,7119	Hannan-Quinn	-867,4662
rho	0,177314	Valore h di Durbin	1,913745

I modelli che risultano migliori con la variabile risposta reddito reale sono quelli senza i due indicatori fiscali e perciò le due misure non sono influenti per spiegare il reddito.

### **Sezione 3: I RISULTATI**

Dall'analisi condotta si è appurato che quando gli indicatori vengono inseriti in regressioni dove la variabile dipendente è la spesa pubblica, ossia  $g$ , questi risultano essere statisticamente rilevanti ai fini dell'analisi. Contrariamente, quando inseriamo  $news$  e  $roz$  in modelli che hanno come variabile dipendente il reddito reale, si può notare che non sono statisticamente rilevanti e quindi vengono sempre esclusi dalla regressione.

A questo punto, viene spontaneo pensare che queste due misure di informazione siano rilevanti solo al fine di aiutare a prevedere la spesa pubblica ma, facendo più attenzione, si può capire che, anche se  $news$  e  $roz$  non sono significativi per le regressioni con il reddito reale, la variabile  $g$ , invece, è significativa nelle regressioni con il PIL come variabile dipendente, dunque anche gli indicatori ( $news13cum$  e  $roz13aer$ ) sono indirettamente significativi per la variabile  $y$ .

## Sezione 4: I MOLTIPLICATORI FISCALI

In questa sezione del mio elaborato si andrà a quantificare i moltiplicatori fiscali della spesa pubblica, utili per il campione di osservazioni preso in esame.

Possiamo innanzitutto dire che il “*moltiplicatore fiscale*” misura l’intensità con cui il reddito (o prodotto interno lordo) di un Paese reagisce alla politica fiscale e rappresenta uno degli architravi della teoria keynesiana. Si tratta di uno strumento davvero importante per l’indirizzamento delle politiche fiscali di una nazione.

L’economista John Maynard Keynes sosteneva che il moltiplicatore fiscale fosse tipicamente superiore a 1 e che quindi a ogni aumento delle tasse o riduzione delle imposte di 1 euro dovesse corrispondere un calo del Prodotto interno lordo complessivamente superiore a 1 euro. Nel corso dei decenni altri economisti si sono opposti a queste ipotesi e hanno affermato che in determinate condizioni un “alleggerimento” della spesa pubblica poteva dare spazio ai privati e aiutare il rilancio dell’economia. Alcuni autori (Barro e Redlick-2001) hanno però ipotizzato che il moltiplicatore fiscale potesse essere in determinate condizioni inferiore a uno e variare notevolmente quando si è in presenza di fasi estreme del ciclo economico, come severe recessioni o forti espansioni (Caggiano et al -2014).

I moltiplicatori fiscali, possono essere principalmente di due tipi: il moltiplicatore della spesa pubblica e quello della tassazione.

La spesa pubblica ha un effetto moltiplicativo sul reddito per due ragioni:

- Effetto diretto: la domanda programmata aumenta istantaneamente di  $\Delta Y$  e questo porta a un aumento di produzione e reddito equivalente

- Effetto indiretto: il reddito disponibile aumenta. Una frazione del nuovo reddito, pari a PMC, aumenta i consumi. Quindi la domanda e il reddito aumentano ulteriormente. Di questo ulteriore aumento, una frazione PMC viene destinata ai consumi.

La spesa pubblica G

Variazione iniziale:	$\Delta G$
Prima variazione del consumo:	$PMC * \Delta G$
Seconda variazione del consumo:	$PMC^2 * \Delta G$
Terza variazione del consumo:	$PMC^3 * \Delta G$

$$\Delta Y = \Delta G(1 + PMC + PMC^2 + PMC^3 + \dots)$$

usando le regole matematiche della serie:  $\frac{\Delta Y}{\Delta G} = \frac{1}{1 - PMC}$ .

Per costruire il nostro moltiplicatore invece userò questa formula:

$$\frac{\Delta Y}{\Delta G} = \frac{\widehat{\theta}_{y_h}}{\widehat{\theta}_{g_h}} * \frac{Y}{G} \quad (14)$$

Per calcolarli nel mio elaborato si utilizzano due modelli di regressione con variabile dipendente spesa pubblica e PIL.

$$g_{t+h} = c + \sum_t \beta_l y_{t-l} + \sum_t \gamma_l t_{t-l} + \theta_{g_h} news13_t + \varepsilon_{t+h} \quad (15)$$

$$y_{t+h} = c + \sum_t \beta_l g_{t-l} + \sum_t \gamma_l t_{t-l} + \theta_{y_h} news13_t + \varepsilon_{t+h} \quad (16)$$

dove

h sono i diversi tempi con h=0,...,4;

l sono i ritardi con l=1,2,3;

e  $\varepsilon_{t+h}$  sono gli errori.

In primo luogo si procede stimando il valore di  $\theta$  al tempo  $h$  come coefficiente della variabile news13cum.

Qui di seguito riportiamo in tabella 3 solo i valori stimati nelle regressioni, riportate invece in appendice.

	$\hat{\theta}_{y_h}$	$\hat{\theta}_{g_h}$	$\theta_{y_h}/\theta_{g_h}$
h=0	-0,00122700	0,00337113	-0,363972911
h=1	-0,00121868	0,00302481	-0,402894727
h=2	-0,00134721	0,00277707	-0,485119208
h=3	-0,00143248	0,00260197	-0,550536709
h=4	-0,00179628	0,00237833	-0,755269454

Tabella 3: valori stimati per news13cum

Dopo aver stimato i vari parametri, passiamo ora a calcolare la media della serie del PIL e della spesa pubblica e poi, dato che entrambe sono in forma logaritmica, alla conversione al loro vero valore. Questa trasformazione viene eseguita per passare dalle percentuali ai dollari.

<b>Media della serie log y</b>	<b>y</b>
9,26065812	10516,05
<b>Media della serie log g</b>	<b>g</b>
7,472525641	1759,043793

Tabella 4

A questo punto il moltiplicatore fiscale della spesa pubblica viene così calcolato come nella (14) con  $Y/G$  che vale 5,978277474.



<b>tempi</b>	<b><math>\Delta Y/\Delta G</math></b>
h=0	-3,34649
h=1	-3,54495
h=2	-3,77266
h=3	-3,79262
h=4	-4,20066

Tabella 5: moltiplicatori fiscali

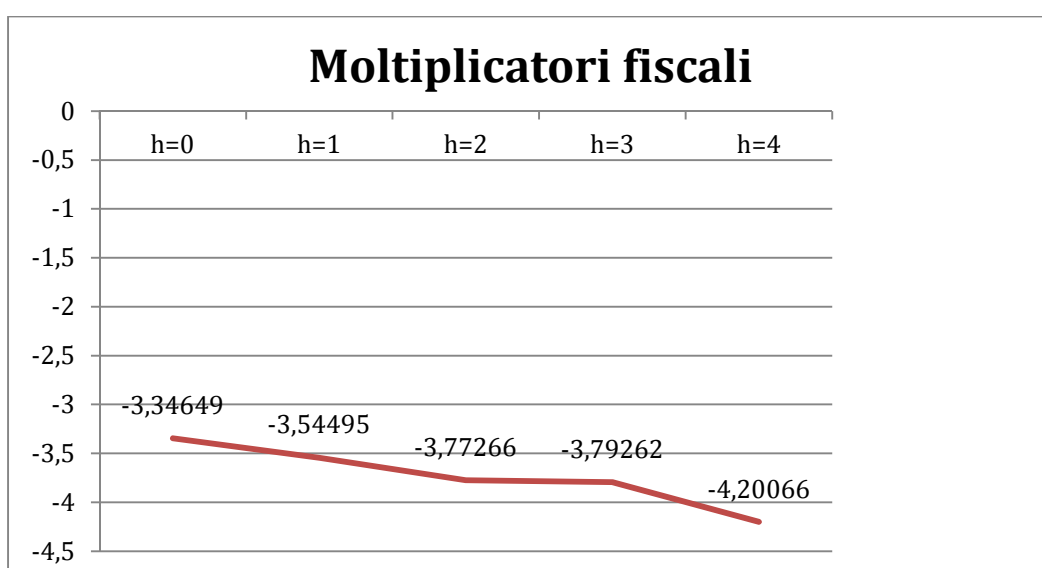


Figura 8: grafico dei moltiplicatori fiscali

#### **4.1 Risultati**

I valori stimati nelle regressioni propongono dei risultati particolari: quando si stima il coefficiente per news13cum nelle regressioni con variabile risposta la spesa pubblica, ciò che ne risulta sono coefficienti positivi e significativi, mentre quando la regressione stimata ha il PIL come variabile dipendente, i valori stimati sono tutti estremamente negativi e non significativi. Ciò che ne consegue è che i moltiplicatori fiscali risultano essere negativi in ugual modo (figura 9). Si può dire che è un risultato abbastanza inaspettato e fa credere che un aumento della spesa pubblica diminuisca più che proporzionalmente il PIL.

## **Sezione 5: CONCLUSIONI**

Ho condotto questo lavoro con l'intenzione di capire se le misure di informazione, rispettivamente news13cum e roz13aer, siano importanti al fine di prevedere il reddito.

Ho costruito vari modelli statistici dove si può valutare se questi indicatori siano statisticamente significativi.

Per fare ciò, ho voluto costruire modelli con due possibili variabili dipendenti: il reddito reale e la spesa pubblica. Per entrambe le variabili risposta ho inserito nei modelli, prima separatamente e poi congiuntamente, le due misure di informazione.

Da questo lavoro ne è risultato che news13cum e roz13aer sono significative per prevedere la spesa pubblica, ma a prima vista, non rilevanti a prevedere il reddito. Dagli output si capisce però, che sebbene non siano rilevanti, la variabile spesa pubblica invece è significativa nella regressione con la variabile risposta PIL e quindi indirettamente queste misure aiutano a prevedere il reddito.

Un ulteriore risultato di questo lavoro è dettato dal valore dei moltiplicatori trovati per il campione in questione: risultano essere tutti negativi, indice del mal funzionamento della spesa pubblica.

Un'estensione importante di questo lavoro potrebbe essere ammettere la dipendenza dei moltiplicatori fiscali dalle diverse fasi del ciclo economico, come mostrato da un lavoro preliminare di Caggiano, Castelnuovo, Colombo e Nodari (2014).

La loro analisi mira a quantificare i moltiplicatori della spesa fiscale e scopre che shock anticipati di spesa fiscale provocano una reazione significativa negli

output, ma non significativamente diversa nelle diverse fasi del ciclo economico americano.

Considerando, però, fasi estreme del ciclo economico, i risultati ottenuti supportano l'idea che i moltiplicatori fiscali siano ciclici. Infatti, le reazioni diventano significativamente diverse e questi moltiplicatori risultano maggiori nelle fasi di recessione, in particolare maggiori di uno.

Sono maggiori quando uno shock fiscale avviene in presenza di profonde crisi economiche, come quella del 2007-2009 piuttosto che in presenza di recessioni meno severe.

Un altro risultato ottenuto è l'effetto di stabilizzazione provocato da shock fiscale o pubblico in queste fasi e la riduzione della probabilità che l'economia rimanga in un periodo di stagno economico.

In conclusione, dall'analisi condotta e dal lavoro di Caggiano et al (2014) si può sostenere che i moltiplicatori fiscali aiutano a prevedere il reddito e che, in fasi estreme del ciclo economico, i moltiplicatori fiscali risultano maggiori nelle fasi di recessione.

## 6. APPENDICE

Procedura completa dei modelli costruiti per descrivere infine il modello 2 al paragrafo 2.3.2.

Modello 13: OLS, usando le osservazioni 1982:4-2010:4 (T = 113)

Variabile dipendente: y

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	0,0348483	0,0232525	1,4987	0,13720	
g	0,13687	0,0662122	2,0671	0,04138	**
g_1	-0,171562	0,0768392	-2,2327	0,02787	**
g_2	0,00521224	0,0584607	0,0892	0,92914	
g_3	-0,0708817	0,0633962	-1,1181	0,26630	
g_4	0,0671367	0,0436441	1,5383	0,12724	
t	0,0345269	0,0180269	1,9153	0,05840	*
t_1	-0,0327269	0,0237001	-1,3809	0,17049	
t_2	0,0277772	0,0270511	1,0268	0,30705	
t_3	-0,0455812	0,0189772	-2,4019	0,01821	**
t_4	0,0011434	0,0135927	0,0841	0,93314	
roz13aer	0,00438902	0,0136207	0,3222	0,74797	
y_1	1,29067	0,117293	11,0038	<0,00001	***
y_2	-0,273081	0,188878	-1,4458	0,15145	
y_3	-0,108292	0,191127	-0,5666	0,57230	
y_4	0,126461	0,125788	1,0054	0,31723	
Media var. dipendente	9,277650	SQM var. dipendente	0,248056		
Somma quadr. residui	0,002380	E.S. della regressione	0,004954		
R-quadro	0,999655	R-quadro corretto	0,999601		
F(15, 97)	32608,08	P-value(F)	2,0e-172		
Log-verosimiglianza	448,0499	Criterio di Akaike	-864,0999		
Criterio di Schwarz	-820,4617	Hannan-Quinn	-846,3919		
rho	-0,078038	Durbin-Watson	2,097989		

## Modelli per la sezione 4

### Modelli con variabile dipendente la spesa pubblica

#### 1) H=0

Modello 1: OLS, usando le osservazioni 1982:3-2010:4 (T = 114)

Variabile dipendente: g

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	0,843459	0,34346	2,4558	0,01572	**
y	-0,689905	0,397586	-1,7352	0,08566	*
y_1	-0,251476	0,498579	-0,5044	0,61506	
y_2	0,850924	0,684436	1,2432	0,21657	
y_3	0,872691	0,710295	1,2286	0,22198	
t	0,0564728	0,0825337	0,6842	0,49535	
t_1	-0,112269	0,0709098	-1,5833	0,11640	
t_2	-0,0759275	0,0654236	-1,1606	0,24848	
t_3	0,0468416	0,0661614	0,7080	0,48054	
news13cum	0,00337113	0,000582789	5,7845	<0,00001	***

Media var. dipendente	7,483842	SQM var. dipendente	0,238550
Somma quadr. residui	0,069463	E.S. della regressione	0,025844
R-quadro	0,989198	R-quadro corretto	0,988263
F(9, 104)	535,3061	P-value(F)	7,38e-83
Log-verosimiglianza	260,2210	Criterio di Akaike	-500,4420
Criterio di Schwarz	-473,0800	Hannan-Quinn	-489,3373
rho	0,786522	Durbin-Watson	0,366384

Modello 1: OLS, usando le osservazioni 1981:4-2010:4 (T = 117)

Variabile dipendente: g

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	0,421191	0,183939	2,2898	0,02389	**
y	0,870165	0,0411269	21,1580	<0,00001	***
t	-0,140567	0,0325702	-4,3158	0,00003	***
news13cum	0,00306445	0,000398572	7,6886	<0,00001	***

Media var. dipendente	7,472526	SQM var. dipendente	0,245647
Somma quadr. residui	0,109243	E.S. della regressione	0,031093
R-quadro	0,984393	R-quadro corretto	0,983979
F(3, 113)	2375,833	P-value(F)	7,1e-102
Log-verosimiglianza	242,1011	Criterio di Akaike	-476,2022
Criterio di Schwarz	-465,1535	Hannan-Quinn	-471,7166
rho	0,896641	Durbin-Watson	0,189332

## 2) H=1

Modello 5: OLS, usando le osservazioni 1982:3-2010:4 (T = 114)

Variabile dipendente: g\_1

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
const	0,714869	0,379403	1,884	0,0623	*
y	-1,17258	0,400668	-2,927	0,0042	***
y_1	0,508729	0,541804	0,9390	0,3499	
y_2	0,455856	0,664377	0,6861	0,4942	
y_3	1,03817	0,739084	1,405	0,1631	
t	0,0433886	0,0778681	0,5572	0,5786	
t_1	-0,0636052	0,0574516	-1,107	0,2708	
t_2	-0,100977	0,0654946	-1,542	0,1262	
t_3	-0,00562206	0,0644925	-0,08717	0,9307	
news13cum	0,00302481	0,000635056	4,763	6,20e-06	***

Media var. dipendente	7,476446	SQM var. dipendente	0,238957
Somma quadr. residui	0,078720	E.S. della regressione	0,027512
R-quadro	0,987800	R-quadro corretto	0,986744
F(9, 104)	515,9642	P-value(F)	4,79e-82
Log-verosimiglianza	253,0899	Criterio di Akaike	-486,1799
Criterio di Schwarz	-458,8179	Hannan-Quinn	-475,0752
rho	0,797659	Durbin-Watson	0,342965

Modello 7: OLS, usando le osservazioni 1982:1-2010:4 (T = 116)

Variabile dipendente: g\_1

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
const	0,883034	0,436824	2,021	0,0456	**
y	0,703556	0,0478232	14,71	5,12e-028	***
y_1	0,00436541	0,000666899	6,546	1,81e-09	***
Media var. dipendente	7,468938	SQM var. dipendente	0,243615		
Somma quadr. residui	0,140809	E.S. della regressione	0,035300		
R-quadro	0,979369	R-quadro corretto	0,979004		
F(9, 104)	879,2412	P-value(F)	1,32e-69		
Log-verosimiglianza	224,8116	Criterio di Akaike	-443,6232		
Criterio di Schwarz	-435,3624	Hannan-Quinn	-440,2698		
rho	0,889822	Durbin-Watson	0,217008		

### 3)H=2

Modello 8: OLS, usando le osservazioni 1982:3-2010:4 (T = 114)

Variabile dipendente: g\_2

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
const	0,631700	0,411203	1,536	0,1275	*
y	-1,17735	0,392151	-3,002	0,0034	***
y_1	0,0482309	0,589132	0,08187	0,9349	
y_2	1,11527	0,651280	1,712	0,0898	*
y_3	0,876653	0,745692	1,176	0,2424	
t	0,0564095	0,0726814	0,7761	0,4394	
t_1	-0,0863949	0,0522286	-1,654	0,1011	
t_2	-0,0596891	0,0542799	-1,100	0,2740	
t_3	-0,0665233	0,0610566	-1,090	0,2784	
news13cum	0,00277707	0,000675439	4,112	7,87e-05	***
Media var. dipendente	7,468898	SQM var. dipendente	0,239065		
Somma quadr. residui	0,084455	E.S. della regressione	0,028497		

R-quadro	0,986923	R-quadro corretto	0,985791
F(9, 104)	451,9232	P-value(F)	3,97e-79
Log-verosimiglianza	249,0819	Criterio di Akaike	-478,1638
Criterio di Schwarz	-450,8018	Hannan-Quinn	-467,0591
rho	0,834398	Durbin-Watson	0,282923

Modello 9: OLS, usando le osservazioni 1982:2-2010:4 (T = 115)

Variabile dipendente: g\_2

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
y	-0,696821	0,378205	-1,842	0,0681	*
y_2	1,49972	0,378986	3,957	0,0001	***
news13cum	0,00284487	0,000417596	6,812	5,04e-010	***

Media var. dipendente	7,465194	SQM var. dipendente	0,241306
Somma quadr. residui	0,151030	E.S. della regressione	0,036722
R-quadro	0,999976	R-quadro corretto	0,999976
F(9, 104)	494944,6	P-value(F)	1,2e-230
Log-verosimiglianza	218,3466	Criterio di Akaike	-430,6932
Criterio di Schwarz	-422,4584	Hannan-Quinn	-427,3507
rho	0,937199	Durbin-Watson	0,139778

#### 4) H=3

Modello 10: OLS, usando le osservazioni 1982:3-2010:4 (T = 114)

Variabile dipendente: g\_3

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	<i>coefficiente</i>	<i>errore std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	0,577292	0,424341	1,360	0,1766	
y	-1,17156	0,417361	-2,807	0,0060	***
y_1	0,0980554	0,590425	0,1661	0,8684	
y_2	0,570820	0,656791	0,8691	0,3868	
y_3	1,38304	0,747226	1,851	0,0670	*



t	0,0802482	0,0754215	1,064	0,2898	
t_1	-0,0839556	0,0621604	-1,351	0,1797	
t_2	-0,0769715	0,0587671	-1,310	0,1932	
t_3	-0,0901604	0,0630783	-1,429	0,1559	
news13cum	0,00260197	0,000684591	3,801	0,0002	***

Media var. dipendente	7,461373	SQM var. dipendente	0,238851
Somma quadr. residui	0,088464	E.S. della regressione	0,029165
R-quadro	0,986277	R-quadro corretto	0,985090
F(9, 104)	437,8048	P-value(F)	1,98e-78
Log-verosimiglianza	246,4381	Criterio di Akaike	-472,8762
Criterio di Schwarz	-445,5143	Hannan-Quinn	-461,7715
rho	0,869713	Durbin-Watson	0,214721

Modello 11: OLS, usando le osservazioni 1982:3-2010:4 (T = 114)

Variabile dipendente: g\_3

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
y	-0,458742	0,289576	-1,584	0,1160	
y_3	1,26166	0,290495	4,343	3,12e-05	***
news13cum	0,00271078	0,000425861	6,365	4,51e-09	***

Media var. dipendente	7,461373	SQM var. dipendente	0,238851
Somma quadr. residui	0,152083	E.S. della regressione	0,037015
R-quadro	0,999976	R-quadro corretto	0,999976
F(9, 104)	468922,2	P-value(F)	1,6e-227
Log-verosimiglianza	215,5542	Criterio di Akaike	-425,1083
Criterio di Schwarz	-416,8997	Hannan-Quinn	-421,7769
rho	0,952879	Durbin-Watson	0,112380

Modello 12: OLS, usando le osservazioni 1982:3-2010:4 (T = 114)

Variabile dipendente: g\_3

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
y_3	0,801546	0,00111847	716,6	6,81e-207	***
news13cum	0,00288934	0,000398499	7,251	5,71e-011	***

Media var. dipendente	7,461373	SQM var. dipendente	0,238851
Somma quadr. residui	0,157794	E.S. della regressione	0,037535
R-quadro	0,999975	R-quadro corretto	0,999975
F(9, 104)	665087,8	P-value(F)	6,5e-229
Log-verosimiglianza	213,4528	Criterio di Akaike	-422,9056
Criterio di Schwarz	-417,4332	Hannan-Quinn	-420,6846
rho	0,961181	Durbin-Watson	0,093833

#### 5) H=4

Modello 13: OLS, usando le osservazioni 1982:4-2010:4 (T = 113)

Variabile dipendente: g\_4

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	<i>coefficiente</i>	<i>errore std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	0,566466	0,443928	1,276	0,2048	
y	-1,15208	0,420855	-2,737	0,0073	***
y_1	0,00471283	0,601004	0,007842	0,9938	
y_2	-0,00134670	0,608183	-0,002214	0,9982	
y_3	2,04757	0,609024	3,362	0,0011	***
t	0,0979390	0,0857968	1,142	0,2563	
t_1	-0,0537015	0,0690170	-0,7781	0,4383	
t_2	-0,104831	0,0658875	-1,591	0,1147	
t_3	-0,131429	0,0744158	-1,766	0,0803	*
news13cum	0,00237833	0,000738517	3,220	0,0017	***

Media var. dipendente	7,457575	SQM var. dipendente	0,236433
Somma quadr. residui	0,094044	E.S. della regressione	0,030217
R-quadro	0,984979	R-quadro corretto	0,983667
F(9, 104)	380,9359	P-value(F)	7,73e-75
Log-verosimiglianza	240,3229	Criterio di Akaike	-460,6459
Criterio di Schwarz	-433,3720	Hannan-Quinn	-449,5784
rho	0,835709	Durbin-Watson	0,318291

Modello 14: OLS, usando le osservazioni 1982:4-2010:4 (T = 113)

Variabile dipendente: g\_4

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
y	-0,931990	0,235908	-3,951	0,0001	***
y_3	1,93688	0,253068	7,654	8,38e-012	***
t_3	-0,246038	0,0365609	-6,730	8,23e-010	***
News13cum	0,00149012	0,000329943	4,516	1,60e-05	***

Media var. dipendente	7,457575	SQM var. dipendente	0,236433
Somma quadr. residui	0,103528	E.S. della regressione	0,030819
R-quadro	0,999984	R-quadro corretto	0,999983
F(9, 104)	1081038	P-value(F)	1,3e-249
Log-verosimiglianza	234,8943	Criterio di Akaike	-461,7886
Criterio di Schwarz	-450,8790	Hannan-Quinn	-457,3616
rho	0,854552	Durbin-Watson	0,285725

*Modelli con variabile dipendente il PIL*

1) H=0

Modello 1: OLS, usando le osservazioni 1982:3-2010:4 (T = 114)

Variabile dipendente: y

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
const	0,262438	0,376455	0,6971	0,4873	
g	0,691349	0,336210	2,056	0,0423	**
g_1	-0,0498675	0,260232	-0,1916	0,8484	
g_2	0,0176027	0,216657	0,08125	0,9354	
g_3	0,282339	0,270156	1,045	0,2984	
t	0,303533	0,0647172	4,690	8,33e-06	***
t_1	0,0251052	0,0694859	0,3613	0,7186	
t_2	-0,00414070	0,0781244	-0,05300	0,9578	
t_3	-0,0594707	0,0738493	-0,8053	0,4225	
news13cum	-0,00122700	0,00103003	-1,191	0,2363	

Media var. dipendente	9,273253	SQM var. dipendente	0,251378
Somma quadr. residui	0,109479	E.S. della regressione	0,032445
R-quadro	0,984668	R-quadro corretto	0,983341
F(9, 104)	371,6691	P-value(F)	7,66e-75
Log-verosimiglianza	234,2896	Criterio di Akaike	-448,5792
Criterio di Schwarz	-421,2172	Hannan-Quinn	-437,4745
rho	0,917788	Durbin-Watson	0,162811

Modello 2: OLS, usando le osservazioni 1981:4-2010:4 (T = 117)

Variabile dipendente: y

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
g	0,864423	0,0214907	40,22	1,40e-069	***
g_1	0,373440	0,0215878	17,30	8,67e-034	***

Media var. dipendente	9,260658	SQM var. dipendente	0,260072
Somma quadr. residui	0,169645	E.S. della regressione	0,038408
R-quadro	0,999983	R-quadro corretto	0,999983
F(9, 104)	985565,2	P-value(F)	3,5e-244
Log-verosimiglianza	216,3531	Criterio di Akaike	-428,7062
Criterio di Schwarz	-423,1819	Hannan-Quinn	-426,4634
rho	0,917849	Durbin-Watson	0,150775

## 2) H=1

Modello 3: OLS, usando le osservazioni 1982:3-2010:4 (T = 114)

Variabile dipendente: y\_1

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
const	0,205008	0,354782	0,5778	0,5646	
g	0,559922	0,303204	1,847	0,0676	*
g_1	0,0658976	0,227949	0,2891	0,7731	
g_2	0,0198050	0,207983	0,09522	0,9243	
g_3	0,296922	0,253621	1,171	0,2444	
t	0,238183	0,0598105	3,982	0,0001	***
t_1	0,0691799	0,0546723	1,265	0,2086	
t_2	-0,0176008	0,0646337	-0,2723	0,7859	
t_3	-0,0189824	0,0612011	-0,3102	0,7571	
news13cum	-0,00121868	0,000966900	-1,260	0,2103	

Media var. dipendente	9,265955	SQM var. dipendente	0,253523
Somma quadr. residui	0,098587	E.S. della regressione	0,030789
R-quadro	0,986426	R-quadro corretto	0,985251
F(9, 104)	391,3578	P-value(F)	5,69e-76
Log-verosimiglianza	240,2630	Criterio di Akaike	-460,5261
Criterio di Schwarz	-433,1641	Hannan-Quinn	-449,4214
rho	0,933937	Durbin-Watson	0,126288

Modello 4: OLS, usando le osservazioni 1982:1-2010:4 (T = 116)

Variabile dipendente: y\_1

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
g	0,874062	0,0192347	45,44	7,03e-075	***
t	0,362843	0,0193947	18,71	1,53e-036	***
Media var. dipendente	9,257629	SQM var. dipendente	0,259120		
Somma quadr. residui	0,152147	E.S. della regressione	0,036532		
R-quadro	0,999985	R-quadro corretto	0,999985		
F(9, 104)	1142882	P-value(F)	6,0e-246		
Log-verosimiglianza	220,3201	Criterio di Akaike	-436,6401		
Criterio di Schwarz	-431,1329	Hannan-Quinn	-434,4045		
rho	0,894221	Durbin-Watson	0,180685		

### 3) H=2

Modello 5: OLS, usando le osservazioni 1982:3-2010:4 (T = 114)

Variabile dipendente: y\_2

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
const	0,119722	0,333909	0,3585	0,7207	
g	0,623327	0,303084	2,057	0,0422	**
g_1	-0,0871199	0,214172	-0,4068	0,6850	
g_2	0,133382	0,197356	0,6758	0,5006	
g_3	0,290000	0,249214	1,164	0,2472	
t	0,164051	0,0611654	2,682	0,0085	***
t_1	0,0814250	0,0591042	1,378	0,1713	
t_2	0,0270323	0,0581958	0,4645	0,6433	
t_3	-0,00794845	0,0594190	-0,1338	0,8938	
news13cum	-0,00134721	0,000902649	-1,493	0,1386	

Media var. dipendente	9,258671	SQM var. dipendente	0,255616
Somma quadr. residui	0,092141	E.S. della regressione	0,029765
R-quadro	0,987520	R-quadro corretto	0,986441
F(9, 104)	418,8818	P-value(F)	1,84e-77
Log-verosimiglianza	244,1170	Criterio di Akaike	-468,2340
Criterio di Schwarz	-440,8720	Hannan-Quinn	-457,1293
rho	0,939698	Durbin-Watson	0,114637

Modello 6: OLS, usando le osservazioni 1982:2-2010:4 (T = 115)

Variabile dipendente: y\_2

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
g	0,887877	0,0195605	45,39	2,17e-074	***
t	0,348063	0,0197143	17,66	2,83e-034	***

Media var. dipendente	9,254609	SQM var. dipendente	0,258195
Somma quadr. residui	0,142469	E.S. della regressione	0,035508
R-quadro	0,999986	R-quadro corretto	0,999985
F(9, 104)	1228529	P-value(F)	8,7e-246
Log-verosimiglianza	221,7020	Criterio di Akaike	-439,4041
Criterio di Schwarz	-433,9142	Hannan-Quinn	-437,1758
rho	0,882730	Durbin-Watson	0,197368

#### 4) H=3

Modello 7: OLS, usando le osservazioni 1982:3-2010:4 (T = 114)

Variabile dipendente: y\_3

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
const	0,0761735	0,312651	0,2436	0,8080	
g	0,581715	0,291307	1,997	0,0484	**
g_1	0,00705656	0,202885	0,03478	0,9723	

g_2	-0,0383879	0,193318	-0,1986	0,8430	
g_3	0,421036	0,244495	1,722	0,0880	*
t	0,120097	0,0618231	1,943	0,0548	*
t_1	0,0499036	0,0526129	0,9485	0,3451	
t_2	0,0390347	0,0660594	0,5909	0,5559	
t_3	0,0489724	0,0603199	0,8119	0,4187	
news13cum	-0,00143248	0,000836621	-1,712	0,0898	*

Media var. dipendente	9,251595	SQM var. dipendente	0,257295
Somma quadr. residui	0,089714	E.S. della regressione	0,029371
R-quadro	0,988007	R-quadro corretto	0,986969
F(9, 104)	416,8627	P-value(F)	2,35e-77
Log-verosimiglianza	245,6388	Criterio di Akaike	-471,2775
Criterio di Schwarz	-443,9155	Hannan-Quinn	-460,1728
rho	0,925466	Durbin-Watson	0,126713

Modello 8: OLS, usando le osservazioni 1982:3-2010:4 (T = 114)

Variabile dipendente: y\_3

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
g	0,686890	0,237109	2,897	0,0045	***
g_3	0,321932	0,229379	1,403	0,1633	
t	0,231008	0,0327571	7,052	1,64e-010	***
news13cum	-0,00165071	0,000428581	-3,852	0,0002	***

Media var. dipendente	9,251595	SQM var. dipendente	0,257295
Somma quadr. residui	0,094455	E.S. della regressione	0,029303
R-quadro	0,999990	R-quadro corretto	0,999990
F(9, 104)	1178917	P-value(F)	9,5e-254
Log-verosimiglianza	242,7035	Criterio di Akaike	-477,4070
Criterio di Schwarz	-466,4622	Hannan-Quinn	-472,9651
rho	0,877048	Durbin-Watson	0,211892



Modello 9: OLS, usando le osservazioni 1982:3-2010:4 (T = 114)

Variabile dipendente: y\_3

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
g	1,01746	0,0321968	31,60	2,56e-057	***
t	0,221614	0,0312928	7,082	1,37e-010	***
news13cum	-0,00173518	0,000423460	-4,098	7,97e-05	***

Media var. dipendente	9,251595	SQM var. dipendente	0,257295
Somma quadr. residui	0,097708	E.S. della regressione	0,029669
R-quadro	0,999990	R-quadro corretto	0,999990
F(9, 104)	1664035	P-value(F)	4,9e-258
Log-verosimiglianza	240,7732	Criterio di Akaike	-475,5464
Criterio di Schwarz	-467,3378	Hannan-Quinn	-472,2149
rho	0,850566	Durbin-Watson	0,263183

#### 5) H=4

Modello 10: OLS, usando le osservazioni 1982:4-2010:4 (T = 113)

Variabile dipendente: y\_4

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
const	-0,104200	0,302023	-0,3450	0,7308	
g	0,639469	0,304387	2,101	0,0381	**
g_1	-0,0170141	0,210648	-0,08077	0,9358	
g_2	0,125676	0,186936	0,6723	0,5029	
g_3	0,269294	0,248551	1,083	0,2811	
t	0,128008	0,0631752	2,026	0,0453	**
t_1	-0,00496024	0,0644324	-0,07698	0,9388	
t_2	0,0132526	0,0621637	0,2132	0,8316	
t_3	0,0995047	0,0575755	1,728	0,0869	*
news13cum	-0,00179628	0,000797737	-2,252	0,0265	**

Media var. dipendente	9,248612	SQM var. dipendente	0,256454
Somma quadr. residui	0,086380	E.S. della regressione	0,028959
R-quadro	0,988273	R-quadro corretto	0,987249
F(9, 104)	443,9712	P-value(F)	3,65e-78
Log-verosimiglianza	245,1256	Criterio di Akaike	-470,2511
Criterio di Schwarz	-442,9772	Hannan-Quinn	-459,1837
rho	0,919511	Durbin-Watson	0,140845

Modello 12: OLS, usando le osservazioni 1982:4-2010:4 (T = 113)

Variabile dipendente: y\_4

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
const	1,00967	0,0317617	31,79	5,91e-057	***
g	0,130893	0,0455319	2,875	0,0049	***
g_1	0,0974641	0,0447623	2,177	0,0316	**
g_2	-0,00167112	0,000430093	-3,885	0,0002	***

Media var. dipendente	9,248612	SQM var. dipendente	0,256454
Somma quadr. residui	0,090896	E.S. della regressione	0,028878
R-quadro	0,999991	R-quadro corretto	0,999990
F(9, 104)	1447227	P-value(F)	1,7e-256
Log-verosimiglianza	242,2463	Criterio di Akaike	-476,4926
Criterio di Schwarz	-465,5831	Hannan-Quinn	-472,0657
rho	0,903784	Durbin-Watson	0,182169

## 7. BIBLIOGRAFIA

- [1] Barro R. J., and C. J. Redlick (2011): *Macroeconomic Effects from Government Purchases and Taxes*. Quarterly Journal of Economics.
- [2] Blanchard O.J. and R. Perotti (2002): *An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output*, The Quarterly Journal of Economics.
- [3] Buccioli A.: *Introduzione all'econometria*. Dispense
- [4] Caggiano G., Castelnuovo E., Colombo V e Nodari G. (2014): *Estimating Fiscal Multipliers: News From a Non-linear World*.
- [5] Castelnuovo E.: *Macroeconomia*. Dispense
- [6] Di Fonzo T., Lisi F. (2005): *Serie Storiche economiche, analisi statistiche e applicazioni*. Carocci.
- [7] Gambetti L. (2012): *Fiscal Foresight, Forecast Revisions and the Effects of Government Spending in the Open Economy*. Universitat Autònoma de Barcelona, mimeo.
- [8] Gambetti L. (2012): *Government Spending News and Shocks*. Universitat Autònoma de Barcelona, mimeo.
- [9] Mankiw N. Gregory, Taylor P. Mark (2004): *Macroeconomia*. Zanichelli
- [10] Owyang M., V. A. Ramey and S. Zubairy (2013): *Are Government Spending Multipliers Greater During Periods of Slack? Evidence from 20th Century Historical Data*. American Economic Review Papers and Proceedings.

[11] Ramey V. A. (2011): *Identifying Government Spending Shocks: It's all in the Timing*. Quarterly Journal of Economics.

[12] Ramey, V. A. and M. D. Shapiro (1998): *Costly capital reallocation and the effects of government spending*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy.

[13] [www.borsaitaliana.it/notizie/sotto-la-lente/moltiplicatore-fiscale-144.htm](http://www.borsaitaliana.it/notizie/sotto-la-lente/moltiplicatore-fiscale-144.htm)

[14] <http://research.stlouisfed.org/fred2/series/USREC>

[15] [www.finanzaaziendale.it](http://www.finanzaaziendale.it)



## Ringraziamenti

*Ai miei genitori, che mi hanno sempre sostenuto in questa avventura fuori sede anche se "Padova è lontano".*

*Ai miei nonni, che continuano a chiedermi cosa studio all'università.*

*Ai miei zii, in particolare alla Zia Raffaella che mi ha aiutato a scegliere Statistica e alle innumerevoli fotocopie gratis.*

*A Marco e al nostro Giardino, al Santo, a Gauss e al Mandrillo, che ci han tenuto compagnia nelle sere afose di Padova.*

*A Francesca, alla nostra inseparabile amicizia e ai collegamenti virtuali unipd-units.*

*Alle amiche friulane che, anche se mi vedono raramente, sono rimaste al mio fianco.*

*Ai Soliti, il miglior gruppo mai trovato. Due aggettivi soltanto: diligenti ma esplosivi. Alle mie Donne, che hanno reso speciale la mia vita a Padova.*

*Ai miei amici fuori sede Alessio, Alice, Federico, Macki e Patti, che senza voi la vita universitaria sarebbe stata un flop.*

*A casa Copernico e alle sue coinquiline Chiara "medico", Chiara "Milano", Claudia, Sava e Sonila, le quali hanno reso la convivenza universitaria un'esperienza indescrivibile agli occhi di chi solo ne sente parlare.*

*A Padova, che rimarrà sempre stupenda.*