

UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA
Facoltà di Scienze Statistiche



**CORSO DI LAUREA IN
STATISTICA ECONOMIA E FINANZA**

TESI DI LAUREA

Effetti keynesiani della Spesa Pubblica sull'Inflazione

Relatore: Dott. Efrem Castelnuovo

Laureando: Giorgio Gallo
Matricola: 515600 – SEF

Anno accademico 2006/2007

Alla mia famiglia

Indice

	Pag
Introduzione	III
Capitolo I – Teoria keynesiana	
1.1 Modello IS-LM	1
1.2 Costruzione della curva attraverso la croce keynesiana	2
1.3 Modello IS-LM nel breve periodo	3
1.4 Inflazione	6
1.5 Curva di Phillips	6
Capitolo II – Teoria del ciclo economico	
2.1 Ciclo economico	7
2.2 Teoria del ciclo economico reale	8
2.3 Modello adottato	9
Capitolo III – Analisi	
3.1 Analisi dell’inflazione percentuale annualizzata, annuale e attesa	15
3.2 Analisi dell’output gap statunitense	19
3.3 Analisi della deviazione dall’efficienza della spesa pubblica	20
Capitolo IV – Stima del modello	
4.1 Stima del modello sul periodo totale	25
4.2 Stima del modello sul periodo ridotto	30
Conclusioni	37
Bibliografia	39

Introduzione

L'inflazione ha un importante ruolo nella valutazione dell'economia, esistono, infatti, varie scuole di pensiero che cercano di spiegare tale variabile macroeconomica.

L'obiettivo della tesi è quello di verificare quale tra le due teorie, quella keynesiana e quella del ciclo economico reale (RBC) sia la migliore per studiare l'inflazione. Le due teorie analizzate si basano su ipotesi differenti, in particolar modo, quella keynesiana assume che un aumento della spesa pubblica aumenti il livello di reddito e fasi recessive dell'economia siano da imputarsi ad un mal funzionamento del mercato; mentre la teoria del ciclo economico reale assume che la spesa pubblica non sia produttiva, tutti gli agenti economici siano razionali e che le fasi di recessione dell'economia non siano da imputarsi ad un mal funzionamento del mercato, bensì agli agenti economici che hanno interpretato male le scelte adottate dal Governo. Il modello studiato è una forma modificata della curva di Phillips proposta da Stefano Gnocchi, nella quale si assume un coefficiente positivo per la variabile che indica la deviazione dall'efficienza della spesa pubblica se si accetta la teoria keynesiana, mentre il coefficiente di tale variabile risulta negativo nel caso in cui si assumono vere le ipotesi del ciclo economico reale. Se si assume valida la teoria keynesiana l'inflazione cresce all'aumentare del rapporto spesa pubblica su reddito, mentre diminuisce se si ipotizza valida la teoria del ciclo economico reale.

Capitolo I

1.1 Modello IS-LM

John Maynard Keynes pubblicò nel 1936 *“The General Theory of Employment, Interest, and Money”*. Tra gli obiettivi di tale teoria vi era quello di spiegare la “Grande Depressione Americana” che ebbe luogo a cavallo tra gli anni '20 e gli anni '30, e che non poteva essere facilmente interpretata facendo riferimento alla teoria classica. Tale teoria si basa sul concetto di domanda aggregata. In particolare, il reddito nazionale sarebbe dato dalla somma di consumi e investimenti; in uno stato di sotto-occupazione e capacità produttiva inutilizzata, sarebbe dunque possibile incrementare l'occupazione e il reddito soltanto aumentando la spesa per i consumi o gli investimenti. L'ammontare complessivo di risparmio sarebbe inoltre determinato dal reddito nazionale, e sarebbe dunque possibile ottenere un incremento del risparmio anche riducendo il tasso di interesse, allo scopo di incentivare l'investimento in beni e capitali. Keynes afferma inoltre, che sono giustificabili le politiche destinate a stimolare la domanda in periodi di disoccupazione, ad esempio tramite un incremento della spesa pubblica. Poiché Keynes non ha piena fiducia nella capacità del mercato lasciato a se stesso di esprimere una domanda di piena occupazione, ritiene necessario che in talune circostanze sia lo Stato a stimolare la domanda. Queste teorie furono usate da John R. Hicks (nel '37) per costruire il modello IS-LM, un'alternativa per studiare l'economia di una nazione nel breve periodo. Essendo un modello per il breve periodo esso assume prezzi viscosi (fissi), tale assunzione non è restrittiva poiché, nel breve periodo gli imprenditori non possono aumentare i prezzi immediatamente, ad esempio in un ristorante non si può cambiare ogni giorno il listino prezzi perché si dovrebbero affrontare dei costi non trascurabili. La curva IS rappresenta l'equilibrio nel mercato dei beni e servizi, mentre la curva LM rappresenta l'equilibrio nel mercato della liquidità della moneta.

1.2 Costruzione della curva attraverso la croce keynesiana

Questo modello si basa sulla distinzione tra spesa programmata (domanda di beni e servizi) e spesa effettiva (reddito) Y non necessariamente uguale a quello potenziale \bar{Y} (di lungo periodo) ma libero di variare.

$$E = C(Y - \bar{T}) + \bar{I} + \bar{G}$$

dove:

E spesa programmata

C consumi

Y reddito

\bar{T} tassazione (ipotizzata fissa)

\bar{I} investimenti (ipotizzati fissi)

\bar{G} spesa pubblica (ipotizzata fissa)

La spesa programmata è funzione crescente del reddito, si può ipotizzare che il consumo sia influenzato dal reddito disponibile

$$Y^d = Y - T$$

quindi il coefficiente relativo alla spesa programmata rappresenta la propensione marginale al consumo PMC. Se al posto degli investimenti fissi ammettiamo la possibilità di investimenti variabili in funzione del tasso d'interesse reale r , nel caso in cui r aumenta (diminuisce) gli investimenti delle imprese e di conseguenza la spesa programmata si riducono (aumentano), quindi Y e r nel mercato dei beni e servizi sono legati da una relazione negativa come riportato in figura 1.2.1 (Y, r) nella curva

$$\text{IS (Investment-Savings)} = C(Y - T) + I(r) + G.$$

Per ricavare la curva che identifica l'equilibrio sul mercato della moneta

$$\text{LM (Liquidity-Money)} = \frac{M}{P} = L^d(Y, r)$$

bisogna partire sempre dal reddito. Se Y aumenta la curva

$$\frac{\bar{M}}{\bar{P}} = L^d(Y, r)$$

si sposta verso destra nel diagramma di coppie $\left(\frac{M}{P}, r\right)$, di conseguenza il tasso d'interesse deve aumentare per riportare l'equilibrio nel mercato. Dunque abbiamo una relazione positiva tra Y e r nel mercato della liquidità delle moneta .

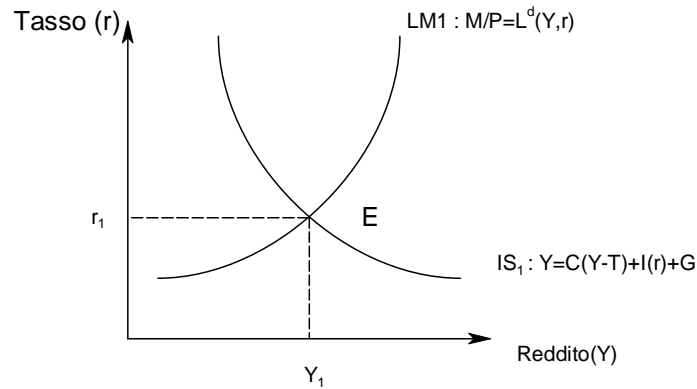


Fig 1.2.1 Rappresentazione grafica del modello IS-LM.

1.3 Modello IS-LM nel breve periodo

Come già detto in precedenza nel breve periodo assumiamo che i prezzi siano fissi ($P = \bar{P}$). Le variazioni del reddito di breve periodo possono essere determinate sia da variazioni di politica fiscale (ΔG , ΔT) disposte dal Governo e/o politica monetaria (ΔG) stabilite dalla Banca Centrale, sia da shock quali pessimismo (ottimismo) sul futuro da parte degli imprenditori, fiducia (incertezza) da parte dei consumatori, nuove tecnologie, variazioni o creazioni di leggi. Prendiamo come esempio la variazione della spesa pubblica, come si modifica la situazione? Quale sarà il nuovo punto d'equilibrio economico generale?

Supponiamo che il governo decida per una politica espansiva $\Delta G > 0$, di conseguenza aumenta il reddito, che implica un aumento del reddito disponibile, il quale causa un incremento dei consumi (si entra in un circolo virtuoso $Y \uparrow, Y^d \uparrow, C \uparrow$), dunque la curva che rappresenta l'equilibrio nel mercato dei beni e servizi si sposta verso destra pari a

$\frac{1}{1-c} \Delta G$ dove la variabile c rappresenta la propensione al consumo. Lo spostamento

della curva IS causa uno squilibrio nel mercato della liquidità della moneta, in altre parole la domanda di moneta L^d aumenta e di conseguenza abbiamo che la domanda di moneta è superiore all'offerta, per riportare la situazione in equilibrio il tasso di interesse reale deve aumentare, l'aumento di r (tasso reale) fa diminuire gli investimenti

privati e di conseguenza abbiamo una piccola diminuzione di Y (non compensata dall'aumento precedente). Quindi abbiamo un nuovo punto di equilibrio generale formato da (Y_2, r_2) . Dal modello IS-LM si ricava il grafico della domanda e offerta aggregata. Nella situazione di breve periodo la curva dell'offerta aggregata di breve periodo (OABP) è orizzontale e non si può spostare dalla situazione di partenza, in altri termini l'OABP resta nel punto in cui i prezzi corrispondono ai prezzi fissati ($P = \bar{P}$). L'offerta aggregata di lungo periodo (OALP) identifica il reddito potenziale (\bar{Y}). La domanda aggregata subisce uno spostamento verso destra per effetto dell'aumento del reddito.

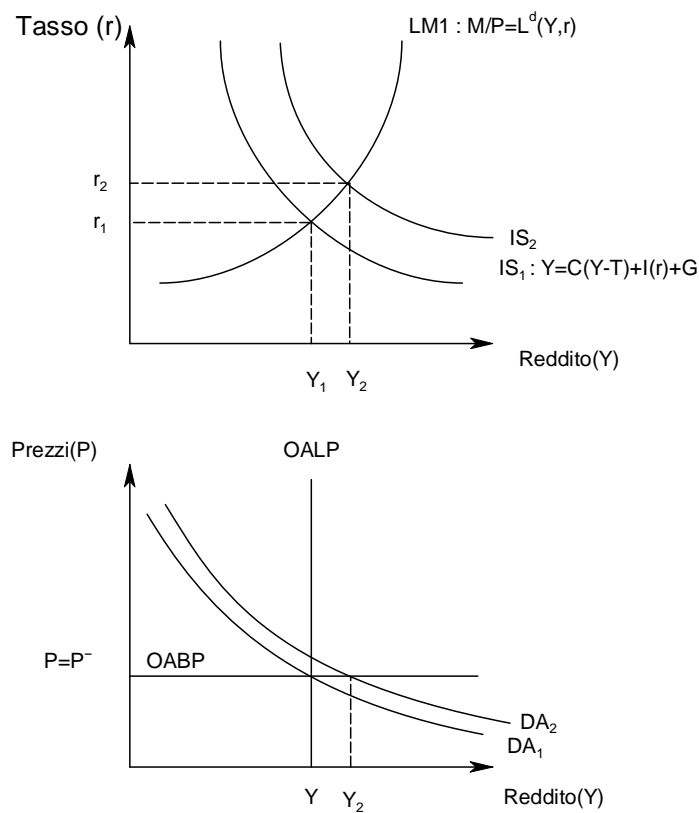


Fig 1.3.1 Rappresentazione grafica del modello IS-LM e del grafico della domanda e offerta aggregata quando abbiamo un aumento della spesa pubblica.

Se viceversa il Governo decide di far variare la tassazione T diminuendola ($\Delta T < 0$), il meccanismo rimane lo stesso, aumenta il reddito, il consumo e il reddito disponibile (si entra nel circolo virtuoso descritto in precedenza), dunque la curva IS si sposta verso destra, tuttavia si sposta meno di quanto si era spostata in precedenza con la variazione della spesa pubblica, infatti, se confrontiamo Y_2 e Y_3 notiamo che $Y_2 > Y_3$. Allo stesso modo dal modello IS-LM ricaviamo il grafico dalla domanda e offerta aggregata. In tale grafico la curva che identifica la domanda aggregata si sposta a destra aumentando il

reddito di breve periodo, mentre le curve dell'offerta aggregata di lungo e breve periodo non si muovono, quindi i prezzi rimangono fissi come rimane fisso il reddito potenziale.

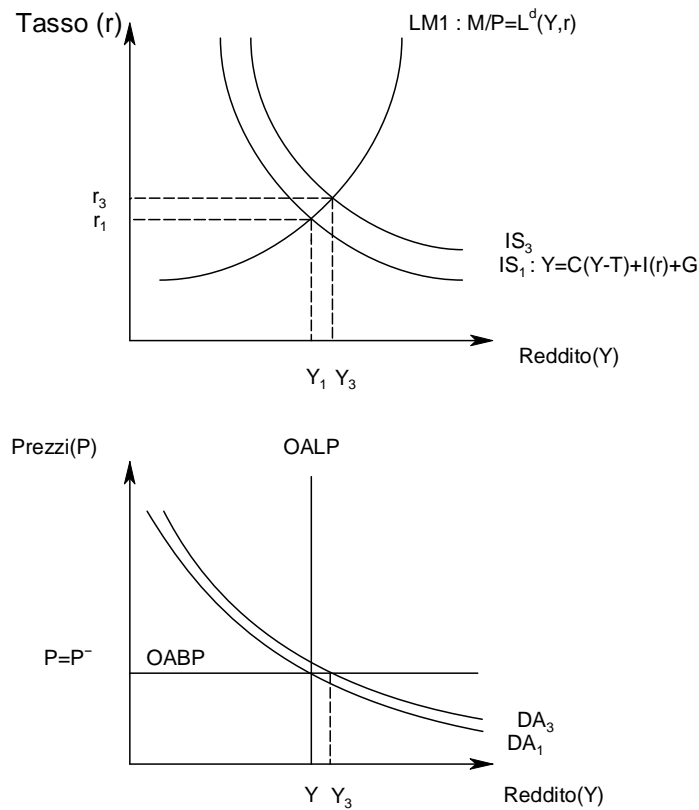


Fig 1.3.1 Rappresentazione grafica del modello IS-LM e del grafico della domanda e offerta aggregata quando abbiamo una diminuzione della tassazione.

A parità di variazione, la spesa pubblica sposta la curva IS maggiormente verso destra di quanto non si sposti facendo variare la tassazione. Questo accade perché il moltiplicatore della spesa pubblica è maggiore del moltiplicatore relativo alla tassazione.

$$\Delta Y = \frac{1}{1-c} \Delta G$$

$$\Delta Y = \frac{-c}{1-c} \Delta T$$

1.4 Inflazione

Il termine inflazione, dal latino *inflatus*, gonfiato, indica un incremento generalizzato e continuativo dei prezzi nel tempo. Vi sono diverse possibili cause dell'inflazione. Ad esempio in periodi di espansione economica vi è un aumento della domanda aggregata che provoca un aumento dei prezzi; invece in periodi di recessione, vi è una diminuzione della domanda aggregata e quindi un decremento dei prezzi. Per mantenere l'inflazione contenuta e controllata, le banche centrali attuano diverse politiche monetarie con lo scopo di variare la quantità di moneta circolante. Generalmente, in periodi di espansione economica si attua una politica monetaria restrittiva, mentre in periodi di recessione economica si attua una politica monetaria espansiva. Altre possibili cause di aumento dell'inflazione sono la crescita dei prezzi dei beni importati, l'incremento del costo dei fattori produttivi e dei beni intermedi, in seguito all'aumento della relativa domanda o per svariate ragioni. L'aumento generale dei prezzi determina una diminuzione del potere d'acquisto della moneta, ovvero con la stessa quantità di denaro si può acquistare una minore quantità di beni e servizi.

1.5 Curva di Phillips

La curva di Phillips rappresenta la relazione inversa tra inflazione e disoccupazione. L'economista neozelandese Alban Phillips, nel suo storico contributo del 1958 "*The relationship between unemployment and the rate of change of money wages in the UK 1861-1957*" osservò, nel periodo preso in esame una relazione inversa tra variazioni di salari monetari e il livello di disoccupazione nell'economia britannica. Analoghe relazioni vennero osservate anche in altri Paesi. La curva di Phillips evidenzia che in corrispondenza di un basso livello di disoccupazione vi è un'inflazione elevata, mentre in corrispondenza di un alto livello di disoccupazione l'inflazione è molto più contenuta. Attraverso questa relazione le autorità politiche di ogni nazione decisero quale potesse essere il più basso livello di disoccupazione tollerando una certa inflazione.

Capitolo II

2.1. Ciclo economico

La teoria del ciclo economico reale (Real Business Cycle) è comparsa all'inizio degli anni '70 recuperando contributi pre-keynesiani all'interno del dibattito sulla "curva di Phillips" e sul tasso naturale di disoccupazione. La discussione si è sviluppata attorno alla dicotomia tra breve e lungo periodo e nel legame tra le grandezze reali e nominali. Da un lato, la correlazione pro-ciclica tra prodotto reale e prezzo può essere ricavata da una curva di offerta inclinata positivamente, dall'altro, l'assenza di illusione monetaria da parte di imprese e consumatori implica invece una curva di offerta verticale.

Lucas (1975) formulò un quadro teorico in cui il diverso andamento dell'offerta nel breve e nel lungo periodo può essere coerentemente riferito ad un medesimo comportamento microeconomico, facendo valere gli assunti di razionalità degli individui e di equilibrio sui mercati. In tale contesto, l'ipotesi di tasso naturale di disoccupazione obbliga a qualificare come errore le fluttuazioni dell'economia; ma la loro ricorrenza non risiede tuttavia in un difetto di razionalità degli individui e quindi in un difetto dei meccanismi di mercato, bensì nella complessità della struttura informativa che costringe gli individui ad affrontare in ogni periodo un problema di estrazione di segnale, in altre parole del meccanismo che ha scatenato questo shock.

Diversamente da altre teorie essa considera fasi recessive ed espansive del ciclo economico come la risposta efficiente della produzione a variabili esogene, ovvero i sostenitori della teoria del ciclo economico reale (di seguito "RBC") sostengono che il livello di produzione nazionale deve necessariamente massimizzare l'utilità mentre il Governo non deve intervenire attraverso una politica fiscale o monetaria per controbilanciare gli effetti di una recessione o espansione del ciclo economico.

Secondo la teoria RBC, i cicli economici sono definiti "reali" in quanto non rappresentano il fallimento di un mercato, ma piuttosto riflettono le operazioni economiche più efficienti. Differisce così da un'altra teoria del ciclo economico, come la teoria keynesiana la quale considera una fase di recessione un fallimento del mercato.

2.2. Teoria del ciclo economico reale

Se dovessimo scattare delle foto ad un'economia in periodi differenti nessuna foto risulterebbe simile, questo accade per due ragioni:

- 1) Molte economie avanzate sostengono la crescita nel tempo, per questo in anni diversi ci si può trovare a più alti livelli di attività economica.
- 2) Esistono fluttuazioni casuali simili ad una crescita, per questo è quasi impossibile prevedere l'andamento futuro analizzando l'andamento passato.

Per comprendere il ciclo economico si osserva la serie storica relativa al prodotto nazionale, tale serie storica osserva il valore di beni e servizi prodotti dai lavoratori nell'economia di un Paese.

Le variabili macroeconomiche possono essere distinte in base all'indice di correlazione.

Infatti, esistono variabili

- *Procicliche*, le quali hanno una correlazione positiva con il livello di produzione, in altre parole queste variabili aumentano nelle fasi di espansione dell'economia, viceversa diminuiscono quando l'economia è in una fase recessiva.
- *Anticicliche*, le quali hanno una correlazione negativa con il livello di produzione, quindi si muovono in senso opposto all'economia.
- *Acicliche*, le quali hanno una correlazione vicina allo zero con il livello di produzione, di conseguenza non ci sono relazioni sistematiche con l'economia.

Un esempio di variabile prociclica è la produttività, questo implica che lavoratori e capitali sono più produttivi quando l'economia è in una fase di espansione, e lo sono meno in fase di recessione.

Generalmente le variabili consumo, investimento e lavoro sono variabili procicliche, mentre le variazioni di capitali sono variabili anticicliche.

Gli economisti Kydland e Edward Prescott, nel loro lavoro di riferimento "*Time to Build And Aggregate Fluctuations*" pubblicato nel 1982, ipotizzano che il cambiamento di massimizzazione dell'efficienza delle funzioni di lavoro e capitale, a loro volta influenzano le decisioni dei lavoratori e delle imprese e di conseguenza il livello di produzione. I modelli RBC spiegano le manovre effettuate dagli agenti del sistema economico riguardo il livello di consumo, di investimenti, l'efficienza dei lavoratori e del capitale.

Gli agenti del sistema economico affrontano due tipi di scelte, una delle quali è la decisione consumo-investimento. Quando la produttività effettiva è più alta di quella naturale, le persone potrebbero consumare di più, ciò non accade perché preferiscono

non consumare tutto, ma investire una parte per avere la possibilità di consumare in futuro quando la produttività scende sotto il livello ottimale.

Un altro caso possibile è quando il Governo decide di aumentare la spesa pubblica, questa variabile per l'ipotesi di partenza non è produttiva, ovvero non aumenta il livello di reddito. Nel caso in cui il bilancio dello stato è negativo, gli agenti economici razionali sono consapevoli che il bilancio debba essere nullo e quindi si aspettano un aumento della tassazione da parte del Governo; di conseguenza il reddito futuro disponibile diminuirà, tuttavia gli agenti economici per assicurarsi un certo livello di consumo iniziano da subito a diminuire il consumo attuale che comporta una diminuzione di domanda aggregata la quale a sua volta diminuisce l'inflazione.

2.3. modello adottato

Il modello che studia l'inflazione è un'estensione della curva di Phillips proposta da Stefano Gnocchi nel suo recente lavoro *“Discretionary Fiscal Policy and Optimal Monetary Policy in a Currency Area”* del 2006. Nel suo lavoro, Gnocchi si concentra su una struttura dell'economia caratterizzata sia da agenti razionali ed ottimizzanti (caratteristica dei modelli RBC), sia da frizioni nominali come i prezzi vischiosi (elemento tipico della letteratura keynesiana, e che dà efficacia alla politica monetaria nel breve periodo). Gnocchi considera un modello nel quale la politica valutaria stabilizza l'inflazione media e il livello di produzione, mentre la politica fiscale modifica solamente shock asimmetrici, in altri termini la spesa pubblica media coincide con il suo valore efficiente e in seguito non è usata per stabilizzare la moneta circolante. Successivamente si è concentrato sul problema di politica fiscale, negli ultimi anni credibilità e trasparenza hanno determinato le linee guida nell'attività bancaria. Proprio dalla banca centrale è stato scelto l'obiettivo di mantenere la stabilità di prezzo.

Il modello ipotizzato è costituito da una costante, tre variabili esplicative e un termine d'errore. Dato che l'efficienza costituirà un punto di riferimento per l'analisi della spesa pubblica, è conveniente descrivere l'equazione in termini di deviazioni delle variabili ognuna dal proprio livello di equilibrio di lungo periodo:

$$\pi_t = c + \beta_1 E[\pi_{t+1}] + \beta_2 \tilde{y}_t + \beta_3 \tilde{f}_t + \varepsilon_t$$

dove:

- c è la costante del modello.
- $E(\pi_{t+1})$ corrisponde al valore atteso dell'inflazione al tempo $t+1$ ossia l'inflazione attesa nel trimestre successivo.
- $\tilde{y}_t = y_t - \bar{y}_t$ indica l'output gap del paese domestico, esso è calcolato come differenza tra il reddito attuale in un certo istante temporale t e il reddito potenziale.
- $\tilde{g}_t = g_t - \bar{g}_t$ indica il gap della spesa pubblica sostenuta dalle autorità politiche, anch'essa calcolata come differenza tra la spesa in un certo istante e il livello naturale di spesa pubblica.
- $\tilde{f}_t = \tilde{g}_t - \tilde{y}_t$ equivale alla differenza tra il gap della spesa pubblica e il l'output gap.
- ε_t rappresenta un termine d'errore ignoto e si distribuisce sotto l'ipotesi nulla come una normale di media μ e varianza σ^2 .
- $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ rappresentano i coefficienti angolari delle funzioni che compongono il modello.

Il modello assegna un peso positivo all'inflazione attesa nel trimestre successivo e alla funzione della differenza della spesa pubblica. Allo stesso modo, si assume positivo il coefficiente β_3 relativo alla differenza tra il gap della spesa pubblica e l'output gap nel caso in qui noi accettiamo il modello proposto da Keynes, mentre un peso negativo se assumiamo vere le ipotesi del ciclo economico reale.

\tilde{f}_t può essere interpretata come la deviazione dall'efficienza di governo espressa in percentuale.

La politica fiscale è assunta per aiutare la produzione a riequilibrare le distorsioni statiche indotte dalla competizione monopolistica del mercato dei beni. L'assenza di tassazione distorsiva permette di ricostituire l'efficienza statica.

Nel caso in cui \tilde{f}_t sia positivo ($\tilde{g}_t > \tilde{y}_t$) e β_3 anch'esso positivo la funzione \tilde{f}_t ha un effetto negativo sull'inflazione riducendola. La negatività del segno è una conseguenza dell'impostazione RBC. Si assume infatti che il Governo abbia un vincolo di bilancio intertemporale tramite il quale la sommatoria degli elementi di spesa "scontati" tramite

un adeguato fattore di sconto equivalga alla sommatoria degli introiti fiscali, anch'essi "scontati". Si assume inoltre che la spesa pubblica sia improduttiva, i.e. non stimoli il reddito nazionale. Si assume infine che il consumatore rappresentativo conosca il problema del Governo, e sappia perciò che, se il Governo aumenta la spesa pubblica oggi, prima o poi aumenterà la tassazione al fine di soddisfare il vincolo di bilancio intertemporale; questo però porta ad una riduzione del reddito permanente, con conseguente riduzione del consumo privato, della domanda aggregata, e conseguentemente del livello dei prezzi e dell'inflazione. Abbiamo quindi compreso la predizione del modello in termini di segno da \tilde{f}_t all'inflazione.

Come sappiamo, il modello keynesiano implica però una predizione differente; infatti, come già visto, ad un aumento della spesa pubblica nel modello IS-LM, segue un aumento del reddito, del reddito disponibile, del consumo, e così della domanda aggregata, che porta ad un aumento dei prezzi e dell'inflazione. Si noti che un aumento delle spesa pubblica fa aumentare il reddito, quindi di conseguenza il rapporto tra la spesa pubblica e il reddito diminuisce, questo accade perché $\Delta Y = \frac{1}{1-c} * \Delta G$ quindi se analizziamo la variazione della spesa pubblica sulla variazione di reddito il nuovo moltiplicatore sarà :

$$\frac{\Delta G}{\Delta Y} = 1 - c$$

che è inferiore a uno. Infatti, la variazione di reddito è maggiore della variazione della spesa pubblica, di conseguenza $\frac{G}{Y}$ diminuisce. Ci sono però dei casi speciali in cui questo rapporto non aumenta, questi casi speciali sono rappresentati da inclinazioni delle curve IS o LM particolari. Il primo caso possibile è quando la curva relativa alla liquidità del mercato della moneta è molto pendente (caso estremo LM verticale). Non è una assurdità pensare la curva LM molto pendente, infatti,

$$\frac{M}{P} = L^d(Y, r) \equiv \frac{M}{P} = \alpha Y - \beta r$$

Quando $\beta \approx 0$ la curva relativa all'equilibrio nel mercato della moneta è molto pendente.

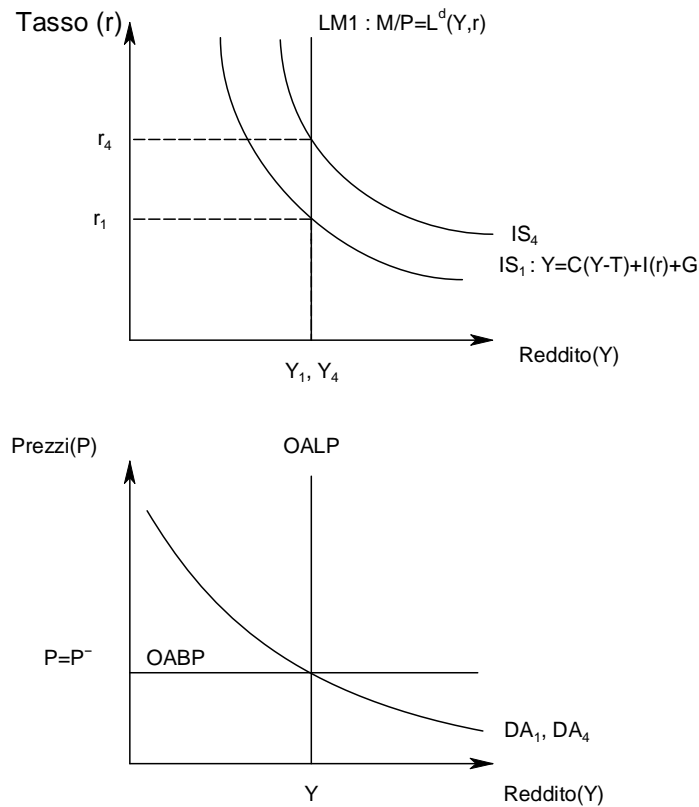


Fig 2.3.1 Rappresentazione grafica del modello IS-LM e del grafico della domanda e offerta aggregata nel caso particolare quando LM è verticale.

Come si può osservare uno shock sul mercato dei beni fa spostare la curva IS a destra, però data l'inclinazione della curva LM con conseguente aumento del tasso d'interesse, il reddito non aumenta; quindi il nuovo punto di equilibrio è formato dalla coppia di punti (Y_1, r_2) .

Il secondo caso particolare accade quando la curva relativa all'equilibrio nel mercato dei beni è poco pendente (caso estremo curva IS orizzontale). La curva IS: $C(Y-T)+I(r)+G$ è poco pendente quando gli investimenti sono nulli, questa condizione la si ottiene dall'equazione degli investimenti, cioè

$$I = \bar{I} - \delta r$$

con δ molto grande gli investimenti sono molto bassi.

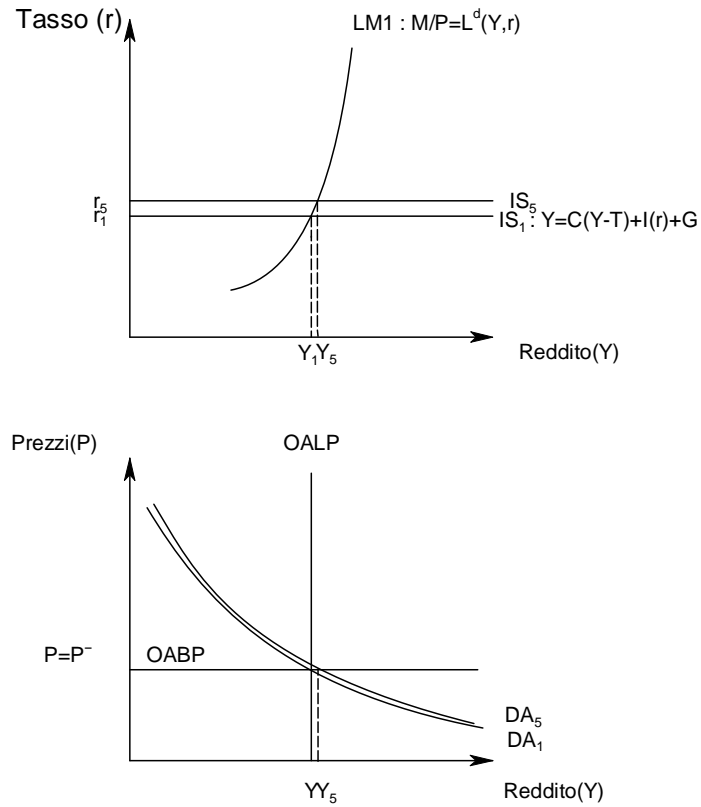


Fig 2.3.2 Rappresentazione grafica del modello IS-LM e del grafico della domanda e offerta aggregata nel caso particolare quando IS è verticale.

Abbiamo dunque la possibilità di testare quale delle due teorie sia la più abile nel descrivere la relazione sistematica esistente tra \tilde{f}_t e l'inflazione.

Capitolo III

3.1 Analisi dell'inflazione percentuale annualizzata, annuale ed attesa

Il modello utilizzato nell'analisi, presenta una forma modificata della curva di Phillips.

$$\text{inflazione} = c + \beta_1(\text{inflazione attesa}) + \beta_2(\text{ygap}) + \beta_3(\text{g_su_y_gap}) + \varepsilon$$

La serie storica trimestrale dei prezzi calcolata come deflatore del PIL (fonte: OECD) è stata opportunamente modificata nel modo seguente:

$$\left(\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \right) * 400$$

per ottenere, così, la serie storica dell'inflazione percentuale annualizzata (di seguito "inflazione"). E' stata calcolata inoltre la serie storica dell'inflazione annuale:

$$\left(\frac{P_t - P_{t-4}}{P_{t-4}} \right) * 100 .$$

Le analisi suggeriscono la non stazionarietà della serie storica dei prezzi, dell'inflazione e dell'inflazione annuale.

Sample: 1970:1 2006:4
Included observations: 147

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.*****	.*****	1	0.707	0.707	75.056	0.000
.*****	.**	2	0.638	0.275	136.45	0.000
.*****	.*	3	0.601	0.173	191.48	0.000
.*****	.*	4	0.599	0.175	246.50	0.000
.****	*.	5	0.468	-0.155	280.27	0.000
.***	*.	6	0.398	-0.078	304.87	0.000
.***	*.	7	0.338	-0.061	322.75	0.000
.**	. .	8	0.297	-0.018	336.69	0.000
.*	*.	9	0.190	-0.106	342.42	0.000
.*	. .	10	0.151	0.002	346.06	0.000
.*	. .	11	0.093	-0.041	347.46	0.000
.*	.**	12	0.143	0.199	350.77	0.000

Tab 3.1.1 Correlogramma della serie storica dei prezzi.

Come si può notare dalla tabella 3.1.1 l'autocorrelazione globale (di seguito "autocorrelazione") della serie storica tende a zero molto lentamente di conseguenza la serie esaminata non è stazionaria.

Sample: 1970:1 2006:4
 Included observations: 147

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.850	0.850	108.42	0.000
. *****	. ***	2	0.816	0.336	208.99	0.000
. *****	. *	3	0.782	0.144	301.93	0.000
. *****	. *	4	0.764	0.125	391.27	0.000
. *****	. *	5	0.686	-0.169	463.80	0.000
. *****	. .	6	0.646	-0.042	528.53	0.000
. *****	. .	7	0.614	0.029	587.50	0.000
. *****	. .	8	0.576	-0.009	639.71	0.000
. *****	. *	9	0.555	0.104	688.64	0.000
. *****	. .	10	0.530	0.027	733.47	0.000
. *****	. .	11	0.499	-0.035	773.58	0.000
. *****	. *	12	0.512	0.162	816.04	0.000

Tab3.1.2 Correlogramma della serie storica dell'inflazione.

Osservando l'autocorrelazione riportata in tabella 3.1.2 è facilmente verificabile che la serie storica dell'inflazione non è stazionaria, poiché l'autocorrelazione tende a zero molto lentamente.

Sample: 1970:1 2006:4
 Included observations: 144

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.983	0.983	141.98	0.000
. *****	. ****	2	0.950	-0.466	275.53	0.000
. *****	. **	3	0.904	-0.233	397.39	0.000
. *****	. .	4	0.852	0.014	506.36	0.000
. *****	. *	5	0.801	0.176	603.29	0.000
. *****	. .	6	0.752	0.030	689.45	0.000
. *****	. *	7	0.707	-0.060	766.08	0.000
. *****	. .	8	0.666	0.036	834.69	0.000
. *****	. **	9	0.635	0.226	897.45	0.000
. *****	. *	10	0.608	-0.104	955.42	0.000
. *****	. *	11	0.585	-0.077	1009.5	0.000
. *****	. *	12	0.567	0.095	1060.7	0.000

Tab 3.1.3 Correlogramma della serie storica dell'inflazione annuale.

Come si può notare dall'autocorrelazione riportata in tabella 3.1.3 la serie storica dell'inflazione annuale non è una serie stazionaria in quanto l'autocorrelazione tende a zero molto lentamente.

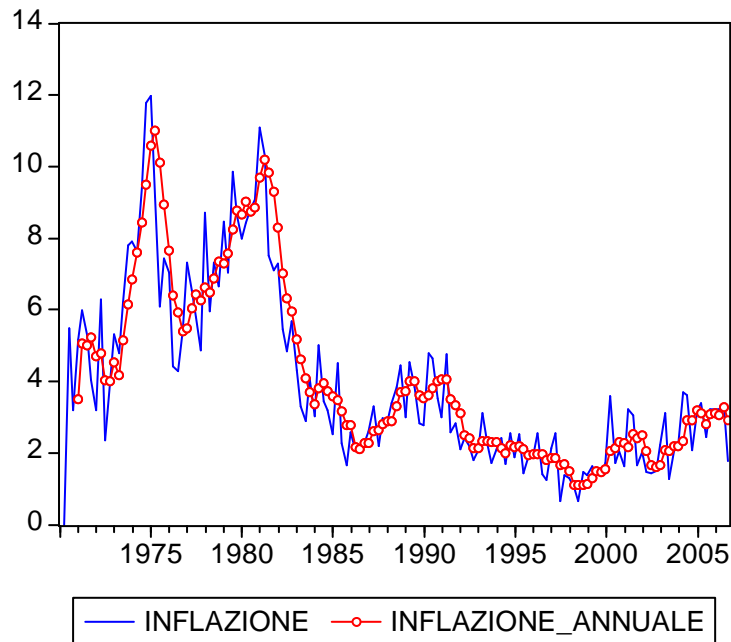


Fig 3.1.1 Rappresentazione delle serie storiche dell'inflazione e dell'inflazione annuale.

Osservando la figura 3.1.1 si nota una differenza di consistenza ai cambiamenti, in altre parole la serie storica dell'inflazione (contrassegnata con colore blu) presenta una variabilità maggiore rispetto alla serie storica dell'inflazione annuale. Nel proseguo dell'analisi si utilizzerà esclusivamente la serie storica dell'inflazione (inflazione percentuale annulizzata), poiché riesce a catturare la variabilità all'interno dell'anno. Nel periodo temporale che va dal 1970 al 1985, l'inflazione è elevata, e raggiunge un massimo di circa 12 punti percentuali nel 1974, mentre per i successivi anni, dal 1985 in poi, l'inflazione risulta essere più contenuta. La serie storica dell'inflazione attesa presenta un andamento simile a quella dell'inflazione, attraverso l'utilizzo dei correlogrammi si può osservare come le due serie risultino essere non stazionarie. Se analizziamo la serie storica in due sottocampioni, così formati:

I° campione dal primo trimestre del 1970 al quarto trimestre del 1984

II° campione dal primo trimestre del 1985 al quarto trimestre del 2006

si evidenzia una differenza di stazionarietà, mentre il primo risulta essere non stazionario, il secondo presenta tale proprietà. Tale risultato lo si osserva anche per la serie storica dell'inflazione attesa.

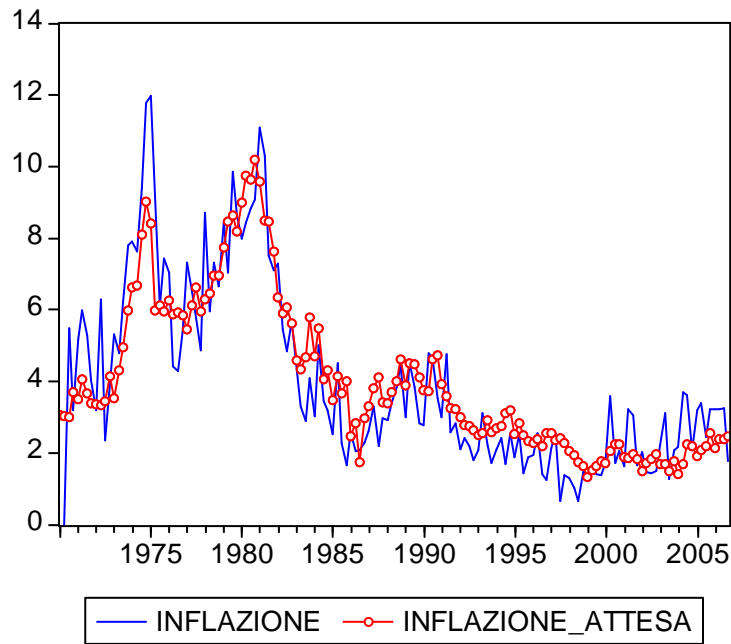


Fig 3.1.2 Rappresentazione delle serie storiche dell'inflazione e dell'inflazione attesa.

Sample: 1970:1 2006:4
Included observations: 148

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.966	0.966	141.02	0.000
. *****	. .	2	0.935	0.022	274.00	0.000
. *****	* .	3	0.895	-0.148	396.70	0.000
. *****	. *	4	0.865	0.123	512.13	0.000
. *****	* .	5	0.823	-0.183	617.30	0.000
. *****	. .	6	0.784	-0.019	713.32	0.000
. *****	. .	7	0.741	-0.007	799.84	0.000
. *****	. .	8	0.705	0.020	878.70	0.000
. *****	* .	9	0.663	-0.076	948.96	0.000
. *****	. *	10	0.635	0.178	1013.9	0.000
. *****	. .	11	0.607	0.017	1073.7	0.000
. ****	. .	12	0.586	0.007	1129.8	0.000

Tab 3.1.4. Correlogramma della serie storica dell'inflazione attesa.

Come si può notare dall'autocorrelazione riportata in tabella 3.1.4 la serie storica dell'inflazione attesa risulta essere non stazionaria in quanto l'autocorrelazione tende a zero molto lentamente.

3.2 Analisi dell'output gap statunitense.

L'output gap statunitense (fonte: OECD) ottenuto come differenza tra il reddito attuale e il reddito potenziale, è un ottimo indicatore del ciclo economico; tale misura evidenzia la distanza tra il PIL (Y) e il reddito potenziale di una nazione in un determinato periodo. Inoltre, l'output gap fornisce l'informazione della presenza di una fase espansiva (output gap positivo) o di una fase recessiva (output gap negativo) del ciclo economico.

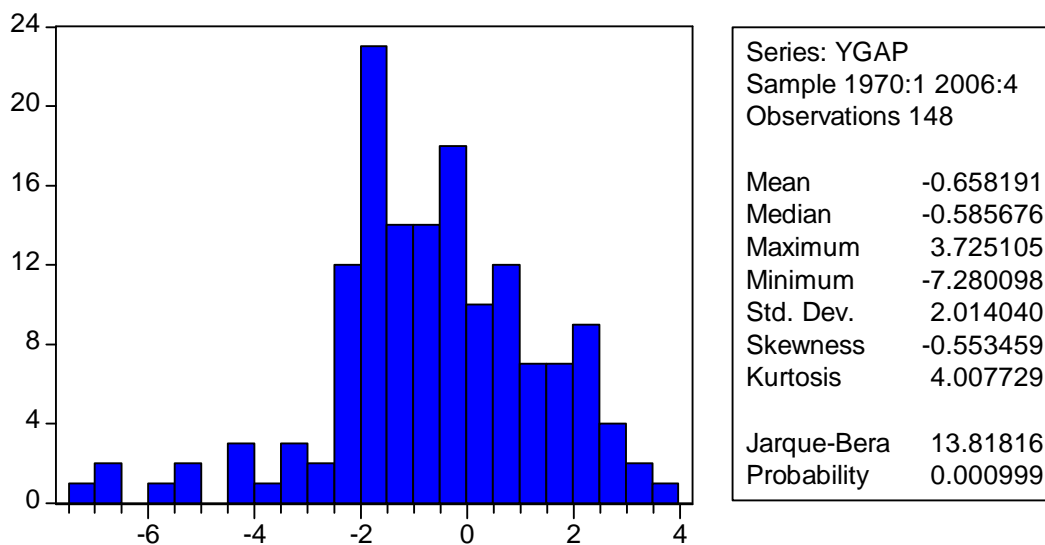


Fig 3.2.1 Istogramma della distribuzione dell'output gap statunitense.

Dalle statistiche precedentemente riportate in figura 3.2.1 si può notare che l'output gap statunitense presenta una media poco al di sotto dello zero, più precisamente -0.65 % con un massimo di 3.72% ed un minimo pari a -7.28%. L'indice di Kurtosi evidenzia una distribuzione leptocurtica, mentre l'indice di Skeweness indica un'asimmetria a sinistra. Questi indici servono per confrontare la distribuzione in esame con quella di una variabile casuale Gaussiana, i due indici suggeriscono di non accettare la normalità della serie storica, tale affermazione è supportata anche dal test di Jarque-Bera il quale porta a rifiutare l'ipotesi nulla di normalità.

3.3 Analisi della deviazione dall'efficienza della spesa pubblica

Attraverso la funzione logaritmica è stata trasformata la variabile che rappresenta la deviazione dall'efficienza della spesa pubblica (G/Y); sfruttando le proprietà di tale funzione si è ottenuta la differenza tra le due variabili nel modo seguente:

$$\ln\left(\frac{g_t - \bar{g}_t}{y_t - \bar{y}_t}\right) = \ln\left(\frac{\tilde{g}}{\tilde{y}}\right) = \ln(\tilde{g}) - \ln(\tilde{y})$$

Successivamente si è ipotizzando un modello polinomiale del secondo ordine per stimare i coefficienti della funzione $\ln\left(\frac{\tilde{g}}{\tilde{y}}\right)$. Le stime così ottenute sono state moltiplicate per i rispettivi residui del modello e in seguito percentualizzati.

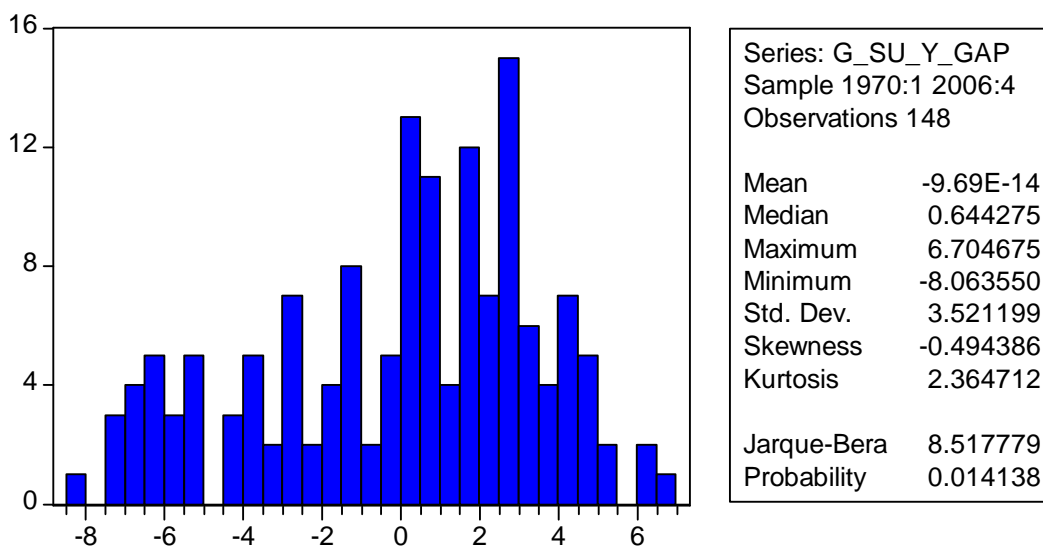


Fig 3.3.1 Istogramma della distribuzione della deviazione dall'efficienza della spesa pubblica.

Dalle statistiche precedentemente riportate in figura 3.3.1 si può notare che la deviazione dall'efficienza della spesa pubblica presenta una media nulla, con un massimo di 6.70% (verificatosi nel 1983) ed un minimo pari a -8.06% (verificatosi nel 1979). L'indice di Kurtosi evidenzia una distribuzione platicurtica, mentre l'indice di Skeweness indica un'asimmetria a sinistra; il p-value del test di Jarque-Bera suggerisce il rifiuto dell'ipotesi nulla di normalità ($\alpha = 0.05$).

Sample: 1970:1 2006:4
 Included observations: 148

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*****	*****	1	0.928	0.928	130.19	0.000
*****	*	2	0.851	-0.077	240.41	0.000
*****	**	3	0.746	-0.247	325.62	0.000
*****	**	4	0.620	-0.215	384.79	0.000
****	.	5	0.501	0.020	423.76	0.000
***	.	6	0.386	0.011	447.10	0.000
**	.	7	0.283	0.002	459.74	0.000
*	.	8	0.190	-0.051	465.44	0.000
*	.	9	0.109	-0.016	467.35	0.000
.	*	10	0.051	0.070	467.77	0.000
.	*	11	-0.016	-0.168	467.81	0.000
*	*	12	-0.076	-0.094	468.76	0.000
*	*	13	-0.116	0.095	470.99	0.000
*	.	14	-0.152	0.038	474.82	0.000
*	.	15	-0.172	0.008	479.76	0.000
*	.	16	-0.185	-0.055	485.51	0.000

Tab 3.3.1. Correlogramma della serie storica della deviazione dall'efficienza della spesa pubblica.

Come si può notare dall'autocorrelazione riportata in tabella 3.3.1 la serie storica della deviazione dall'efficienza della spesa pubblica non è stazionaria dal momento che l'autocorrelazione tende a zero lentamente. Inizialmente l'autocorrelazione positiva converge a zero attorno al decimo ritardo, per poi presentare valori di autocorrelazione negativa.

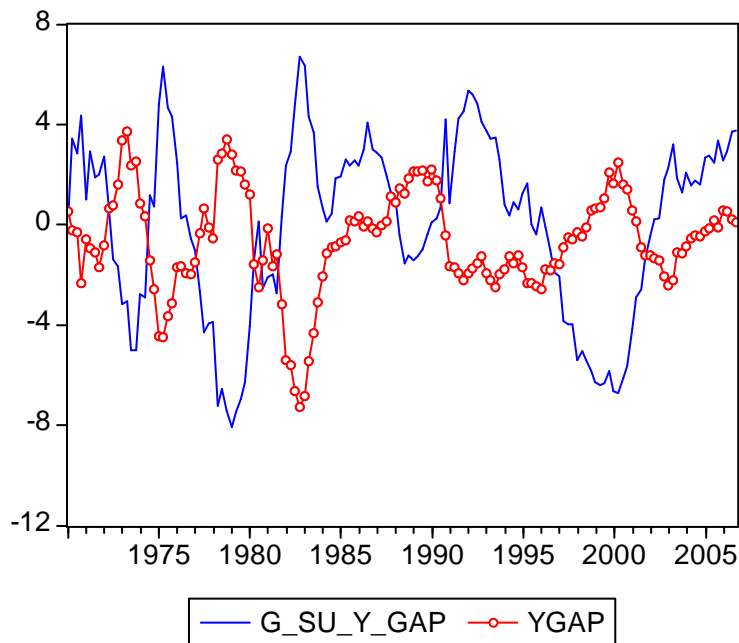


Fig 3.3.2 Rappresentazione della deviazione dall'efficienza della spesa pubblica e l'output gap statunitense

Dal grafico 3.3.2 si evince l'andamento speculare delle due serie storiche. In altre parole quando l'economia statunitense si trova in una fase di espansione la spesa pubblica statunitense decresce, mentre in fase recessiva accade esattamente l'opposto.

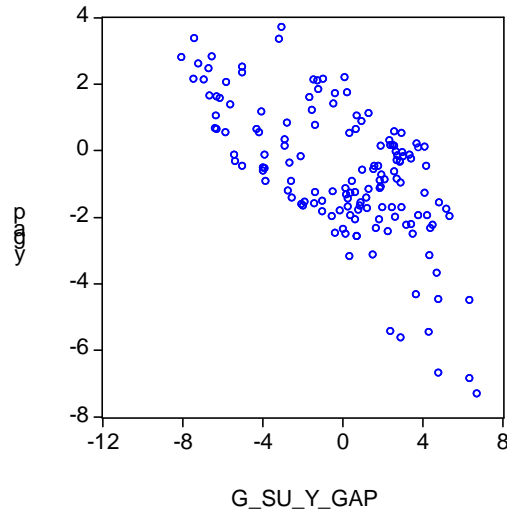


Fig 3.3.3 Diagramma a dispersione tra la deviazione dall'efficienza della spesa pubblica e l'output gap statunitense

Conducendo un'analisi grafica (figura 3.3.3) si osserva una relazione di dipendenza inversa tra le due variabili, questo implica una correlazione negativa tra la deviazione dall'efficienza della spesa pubblica e l'output gap statunitense.

	G_SU_Y_GAP	YGAP
G_SU_Y_GAP	1.000000	-0.640068
YGAP	-0.640068	1.000000

Tab 3.3.2. Matrice di correlazione tra l'output gap e dall'efficienza della spesa pubblica.

Tale dipendenza la si può osservare anche dalla matrice di correlazione rappresentata in tabella 3.3.2, dove la correlazione tra le due variabili risulta essere -0.64.

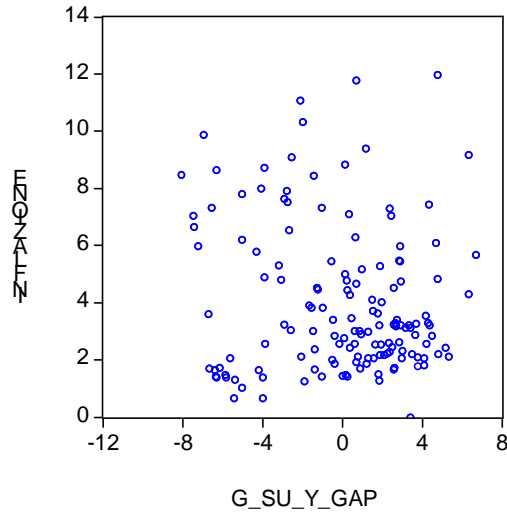


Fig 3.3.4 Diagramma a dispersione tra la deviazione dall'efficienza della spesa pubblica e l'inflazione.

	G_SU_Y_GAP	YGAP
G_SU_Y_GAP	1.000000	-0.129512
YGAP	-0.129512	1.000000

Tab 3.33. Matrice di correlazione tra la deviazione dall'efficienza della spesa pubblica e l'inflazione

L'indice di correlazione tra l'inflazione e la deviazione dall'efficienza della spesa pubblica indica una leggera correlazione negativa (-0.13) anche se dal grafico riportato in figura 3.3.4 non si evidenzia tale fatto.

Capitolo IV

4.1. Stima del modello sul periodo totale.

Nel primo modello si stimeranno i coefficienti delle variabili considerate sull'intero campione dal 1970 al 2006.

Dependent Variable: INFLAZIONE
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1970:2 2006:4
 Included observations: 147 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.225888	0.201400	-1.121590	0.2639
INFLAZIONE_ATTESA	1.062773	0.045368	23.42538	0.0000
YGAP	0.075909	0.062902	1.206789	0.2295
G_SU_Y_GAP	0.035704	0.036284	0.984015	0.3268
R-squared	0.801733	Mean dependent var		3.998227
Adjusted R-squared	0.797573	S.D. dependent var		2.549424
S.E. of regression	1.147033	Akaike info criterion		3.139068
Sum squared resid	188.1429	Schwarz criterion		3.220440
Log likelihood	-226.7215	F-statistic		192.7497
Durbin-Watson stat	1.342079	Prob(F-statistic)		0.000000

Tab 4.1.1 Stima del modello sul periodo totale.

I test di significatività condotti sul modello ipotizzato suggeriscono la non significatività della costante, della variabile output gap (YGAP) e della variabile della deviazione dall'efficienza della spesa pubblica (G_SU_Y_GAP).

Al fine di evidenziare la non significatività dei coefficienti di alcune variabili introdotte nel modello si utilizza una stima robusta, ovvero l'opzione di eteroschedasticità della covarianza dei coefficienti con il metodo di Newey-West. I risultati che si ottengono evidenziano un aumento del p-value.

Nel modello è stata usata la serie storica dell'inflazione attesa come variabile esogena e non la serie storica dell'inflazione come variabile strumentale. La serie storica dell'inflazione attesa è stata appresa dai dati della *Federal Reserve Bank of Philadelphia*. La serie storica dell'inflazione attesa è stata ottenuta dall'osservazione

mediana di tutte le stime effettuate da professionisti incaricati dalla Federal reserve Bank.

Dependent Variable: INFLAZIONE

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1970:2 2006:4

Included observations: 147 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.225888	0.280800	-0.804444	0.4225
INFLAZIONE_ATTESA	1.062773	0.073160	14.52665	0.0000
YGAP	0.075909	0.075681	1.003010	0.3176
G_SU_Y_GAP	0.035704	0.041950	0.851103	0.3961
R-squared	0.801733	Mean dependent var		3.998227
Adjusted R-squared	0.797573	S.D. dependent var		2.549424
S.E. of regression	1.147033	Akaike info criterion		3.139068
Sum squared resid	188.1429	Schwarz criterion		3.220440
Log likelihood	-226.7215	F-statistic		192.7497
Durbin-Watson stat	1.342079	Prob(F-statistic)		0.000000

Tab 4.1.2 Stima del modello sul periodo totale con il metodo di Newey-West .

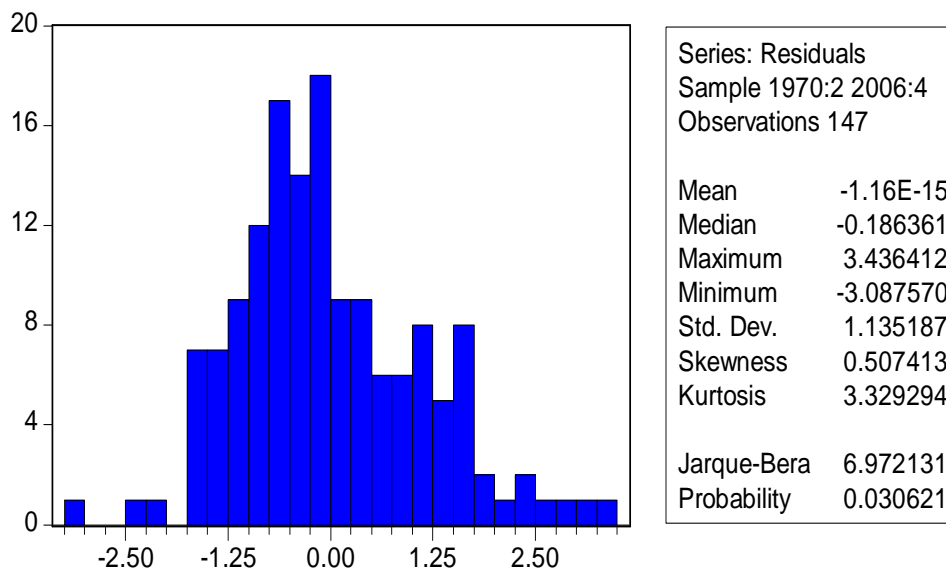


Fig 4.1.1 Istogramma della distribuzione dei residui del modello sul periodo totale.

Dalle statistiche precedentemente riportate si può notare che i residui presentano una media nulla con un massimo di 3.44% ed un minimo pari a -3.09%. L'indice di Kurtosi

è poco superiore al valore osservabile sulle distribuzioni normali, mentre l'indice di Skeweness indica una lieve asimmetria a destra.

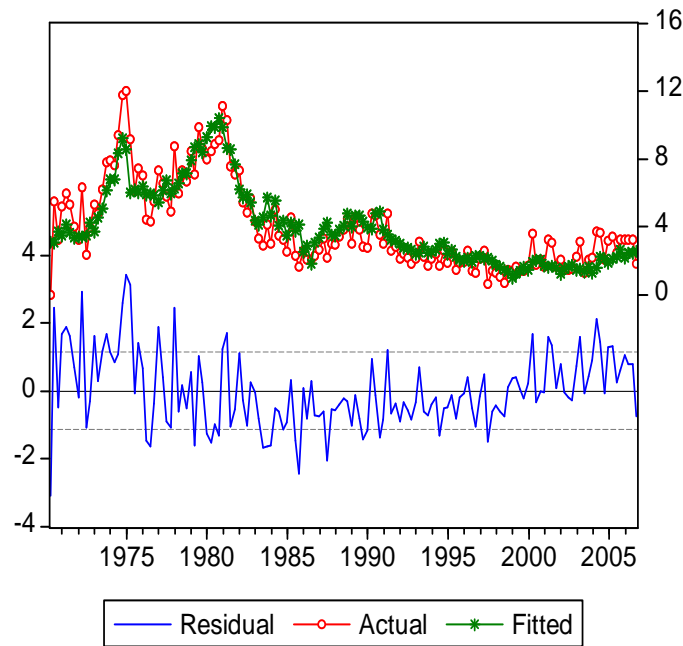


Fig 4.1.2 Rappresentazione dei residui del modello sul periodo totale con il metodo di Newey-West.

I residui rappresentati nella grafico 4.1.2 mostrano una leggera eteroschedasticità, per verificare tale ipotesi si procede con il test di White:

H_0 : i residui sono omoschedastici

H_1 : i residui sono eteroschedastici

Il test di White si ottiene regredendo i residui al quadrato rispetto alle variabili esplicative ed i loro quadrati, successivamente si moltiplica R^2 così ottenuto per il numero di osservazioni e si confronta il risultato con una distribuzione asintotica χ^2 con 3 gradi di libertà. In questo caso il numero di osservazioni moltiplicato per R^2 risulta essere 30.90 con un p-value pari a 0.00030; si rifiuta quindi, l'ipotesi nulla di omoschedasticità dei residui.

La variabilità della serie si riduce nella parte centrale, più precisamente dall'inizio degli anni '80 al 2006. Il grafico evidenzia principalmente quattro periodi, nel primo periodo il modello ipotizzato tende a sottostimare il fenomeno (fino al 1976), nel secondo periodo non c'è una prevalente sottostima o sovrastima dei dati (1976-1983), nel terzo periodo il modello sovrastima il fenomeno (1983-1999), mentre nell'ultimo periodo il modello tende nuovamente a sottostimare (1999-2006).

Correlogram of Residuals

Sample: 1970:2 2006:4

Included observations: 147

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.***	.***	1	0.302	0.302	13.688	0.000
.***	. *	2	0.212	0.133	20.481	0.000
.***	.***	3	0.289	0.216	33.158	0.000
.***	.***	4	0.344	0.229	51.278	0.000
. *	. .	5	0.178	-0.007	56.180	0.000
. *	. .	6	0.148	0.001	59.585	0.000
.***	. *	7	0.264	0.130	70.476	0.000
.***	. .	8	0.215	0.039	77.729	0.000
.***	. *	9	0.207	0.092	84.537	0.000
. *	. .	10	0.152	-0.010	88.239	0.000
. *	. .	11	0.130	-0.054	90.953	0.000
.***	.***	12	0.296	0.208	105.21	0.000

Tab 4.1.3 Correlogramma dei residui del modello sul periodo totale con il metodo di Newey-West

Come si può notare nove autocorrelazioni su dodici escono dall'intervallo di confidenza ($1^a, 2^a, 3^a, 4^a, 5^a, 7^a, 8^a, 9^a, 12^a$). Per valutare se esiste autocorrelazione nei residui si deve verificare se il valore osservato cade o no all'interno di bande di confidenza così costruite; quantile di una normale standard (con $\alpha = 0.05$) diviso la radice quadrata del numero di osservazioni, se il valore osservato è inferiore allora non esiste autocorrelazione, nel caso contrario esiste autocorrelazione. In questo caso

$$\pm 1.96 / \sqrt{147} = \pm 0.161$$

quindi i ritardi 6,10,11 sono interni alle bande di confidenza.

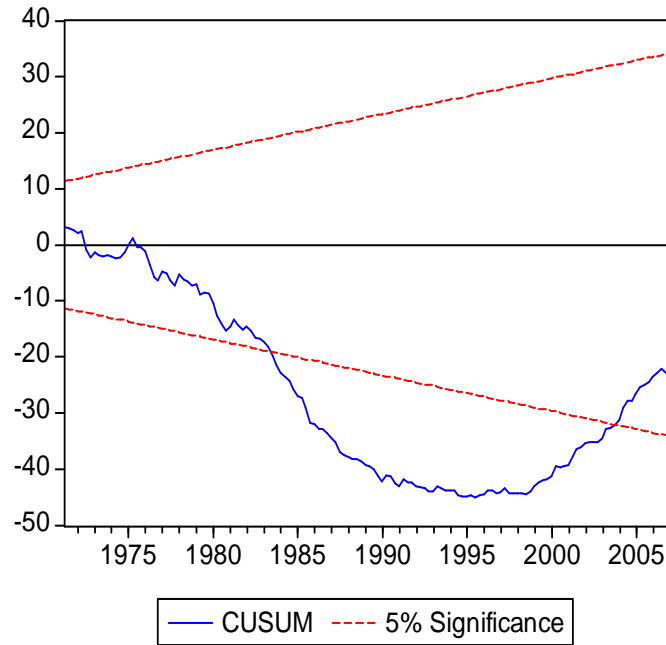


Fig 4.1.3 Rappresentazione grafica della somma cumulata dei residui.

Il grafico rappresentato in figura 4.1.3 fornisce indicazioni sulla somma cumulata dei residui, quest'ultima dovrebbe porsi all'interno della banda di confidenza, ma come si può notare dopo il 1983 la somma cumulata dei residui esce dalla banda per poi rientrare nel 2004.

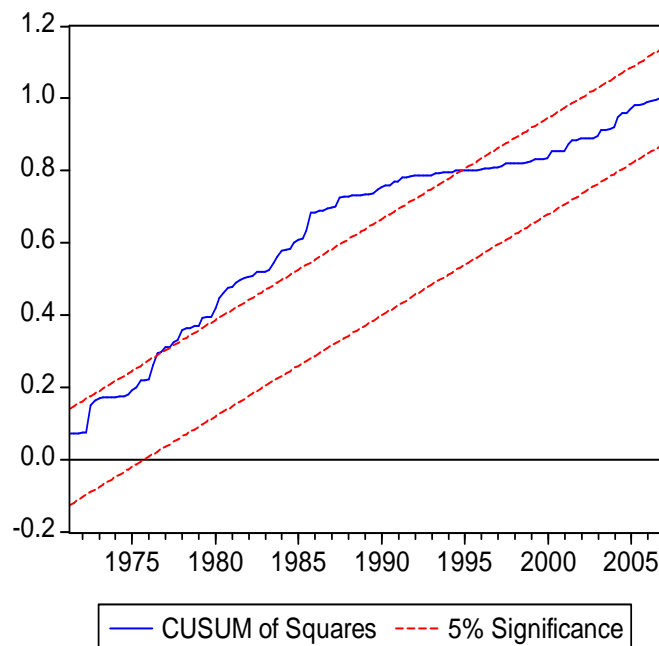


Fig 4.1.4 Rappresentazione grafica della somma cumulata dei residui al quadrato.

Anche dal grafico in figura 4.1.4 che rappresenta la somma cumulata dei residui al quadrato, si evince un break strutturale, in questo caso la somma cumulata sfonda la soglia superiore dell'intervallo di confidenza già nel 1977.

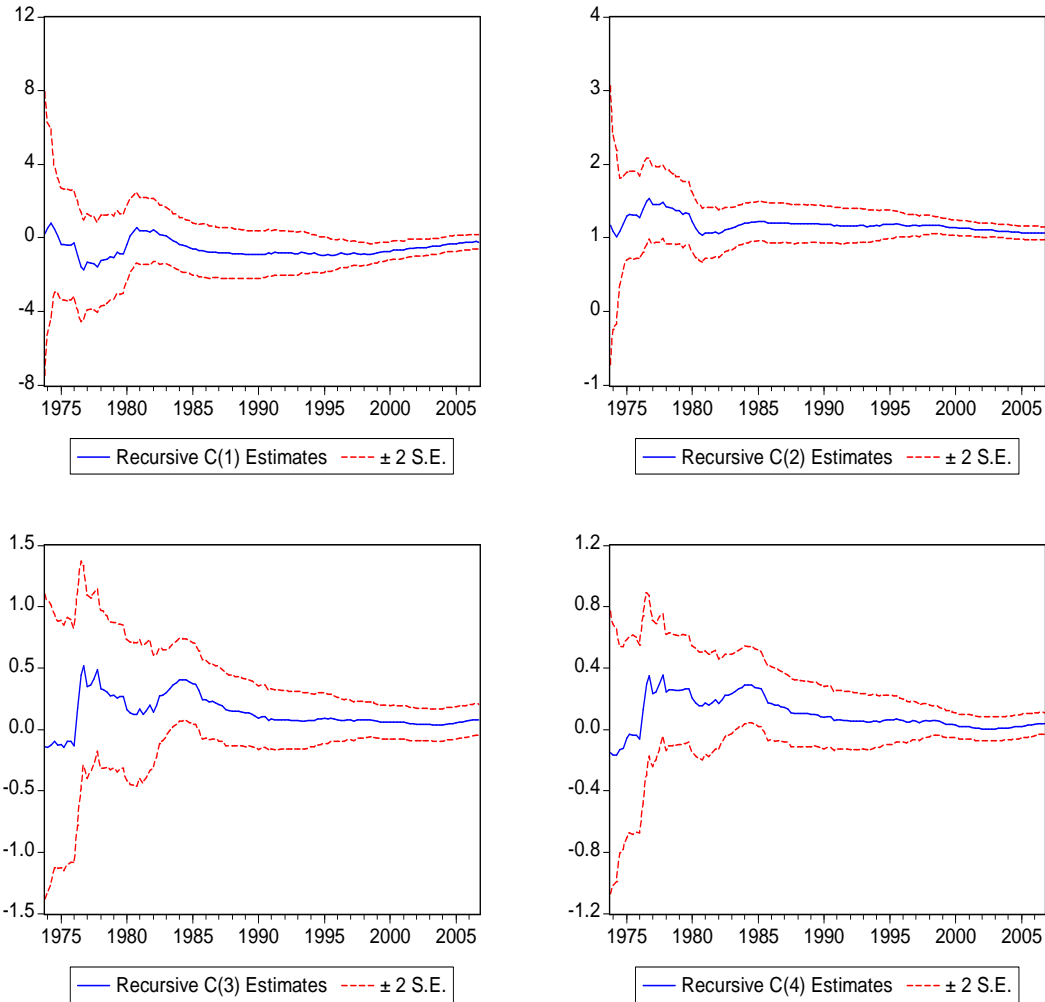


Fig 4.1.5 Rappresentazione della stima ricorsiva delle variabili del modello sul periodo totale.

Dalla figura 4.1.5 si evince che le stime dei parametri presi singolarmente sembrano essere stabili, però alla luce dei grafici 4.1.3 e figura 4.1.4 relativi alla somma cumulata e alla somma cumulata dei quadrati dei residui si osserva l'instabilità del modello.

4.2. Stima del modello sul periodo ridotto

Studi empirici hanno dimostrato che la volatilità dell'inflazione degli Stati Uniti si è ridotta notevolmente passando da un 2.80%, prima del 1985 a 0.98% dopo il 1985. Gli esperti indicano il 1985 come l'anno in cui la serie storica dell'inflazione americana sia diventata stazionaria. Questi studi sono stati raccolti da Castelnuovo E. in "Assessing

Different Drivers of the Great Moderation in the U.S.” del 2007. Per questo motivo si stimerà il modello precedente proposto su un periodo ridotto, più precisamente dal 1985 al 2006.

Dependent Variable: INFLAZIONE

Method: Least Squares

Sample: 1985:1 2006:4

Included observations: 88

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.458974	0.334333	4.363837	0.0000
INFLAZIONE_ATTESA	0.401736	0.117165	3.428802	0.0009
YGAP	0.260961	0.063736	4.094385	0.0001
G_SU_Y_GAP	0.106717	0.033552	3.180669	0.0021
R-squared	0.452801	Mean dependent var		2.455140
Adjusted R-squared	0.433258	S.D. dependent var		0.946169
S.E. of regression	0.712297	Akaike info criterion		2.203745
Sum squared resid	42.61881	Schwarz criterion		2.316351
Log likelihood	-92.96478	F-statistic		23.16971
Durbin-Watson stat	1.695818	Prob(F-statistic)		0.000000

Tab 4.2.1 Stima del modello sul periodo ridotto con il metodo di Newey-West .

Ipotizzando lo stesso modello si stimano i parametri su un intervallo temporale minore, più precisamente dal primo trimestre del 1985 al quarto trimestre del 2006. Le stime delle variabili risultano essere tutte significative e con coefficienti positivi. L’inflazione media della variabile dipendente è pari a 2.46% con una deviazione standard dello 0.95. Il modello così ottenuto presenta un R^2 non molto elevato (0.45).

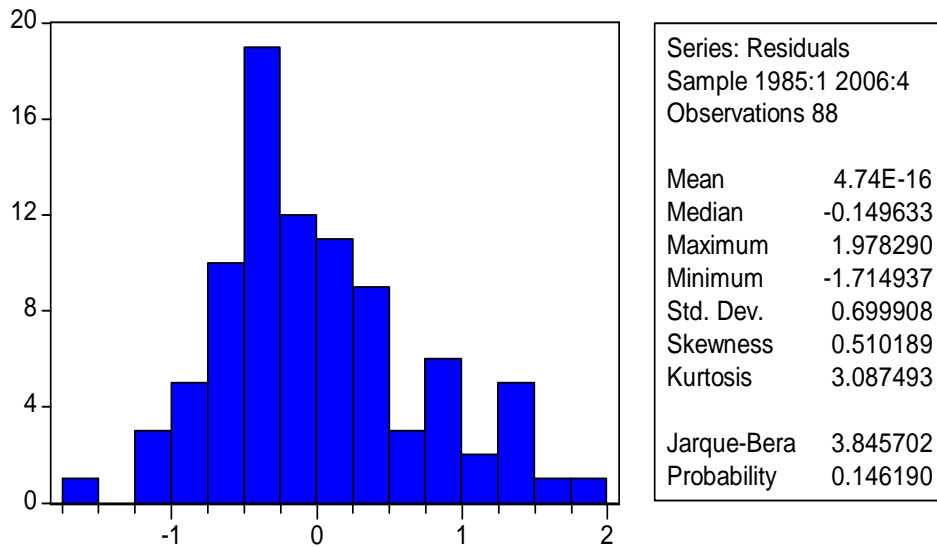


Fig 4.2.1 Istogramma della distribuzione dei residui del modello sul periodo ridotto.

Dalle statistiche precedentemente riportate in figura 4.2.1 si può notare che i residui presentano una media nulla con un massimo di 1.98% ed un minimo pari a -1.71%, l'indice di Kurtosi è poco superiore al valore osservabile sulle distribuzioni normali, mentre l'indice di Skewness indica una lieve asimmetria a sinistra.

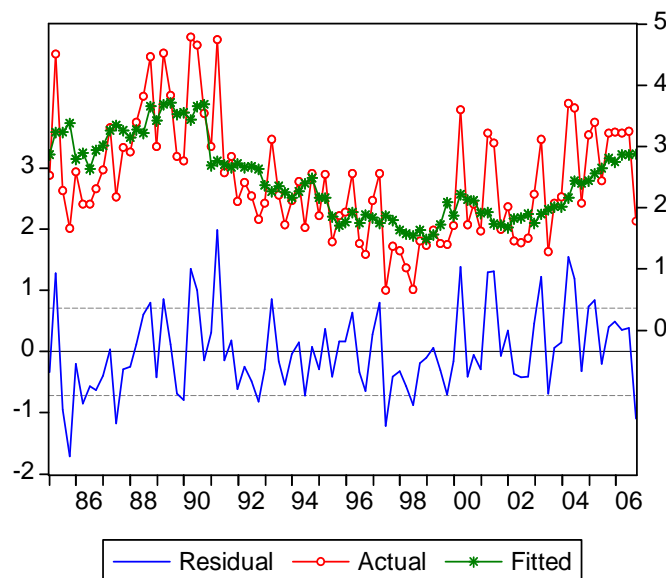


Fig 4.2.2 Rappresentazione dei residui del modello sul periodo ridotto con il metodo di Newey-West. Dall'analisi grafica i residui sembrano essere eteroschedastici, per avere una conferma di tale ipotesi si procederà con il test di White; il p-value (0.80) suggerisce di accettare l'ipotesi nulla di omoschedasticità dei residui.

Correlogram of Residuals
 Sample: 1985:1 2006:4
 Included observations: 88

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *	. *	1	0.137	0.137	1.6975	0.193
.* .	.* .	2	-0.066	-0.086	2.0973	0.350
. *	. *	3	0.125	0.151	3.5588	0.313
. **	. *	4	0.231	0.192	8.5929	0.072
. .	. .	5	0.029	-0.009	8.6754	0.123
.* .	.* .	6	-0.108	-0.101	9.7983	0.133
. .	. .	7	0.023	0.000	9.8491	0.197
. **	. *	8	0.202	0.152	13.882	0.085
.* .	.* .	9	-0.133	-0.176	15.652	0.075
.* .	. .	10	-0.093	0.010	16.525	0.086
. .	.* .	11	-0.054	-0.114	16.827	0.113
. *	. **	12	0.195	0.205	20.775	0.054

Tab 4.2.2 Correlogramma dei residui del modello sul periodo ridotto con il metodo di Newey-West
 I residui sembrano essere non correlati, l'autocorrelazione è minore di ± 0.208 soglia critica dell'intervallo di confidenza, ottenuto dalla formula $(\pm 1.96/\sqrt{147})$, tranne il quarto ritardo, tutti i gli altri sono interni all'intervallo di confidenza del 5%.

Correlogram of Residuals Squared
 Sample: 1985:1 2006:4
 Included observations: 88

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	-0.002	-0.002	0.0003	0.986
.* .	.* .	2	-0.095	-0.095	0.8325	0.660
. .	. .	3	-0.047	-0.048	1.0382	0.792
. *	. *	4	0.187	0.180	4.3355	0.363
. .	. .	5	0.007	-0.002	4.3395	0.502
.* .	.* .	6	-0.115	-0.089	5.6172	0.467
. .	. .	7	0.018	0.038	5.6495	0.581
. .	.* .	8	-0.022	-0.073	5.6953	0.681
.* .	.* .	9	-0.118	-0.133	7.1002	0.627
.* .	.* .	10	-0.094	-0.065	8.0032	0.629
. .	. .	11	0.055	0.025	8.3106	0.685
. *	. *	12	0.128	0.118	10.020	0.614

Tab 4.2.3 Correlogramma dei residui al quadrato del modello sul periodo ridotto con il metodo di Newey-West

Anche il correlogramma dei residui al quadrato riportato in tabella 4.2.3 mostra un'incorrelazione.

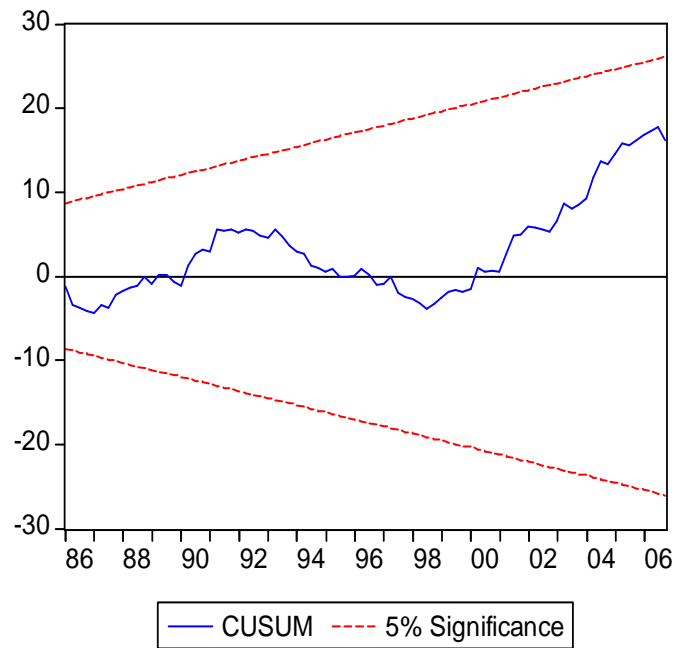


Fig 4.2.3 Rappresentazione della somma cumulata dei residui del modello sul periodo ridotto con il metodo di Newey-West.

Si può subito notare che nell'intervallo temporale che va dal 1985 al 2006 non ci sono break strutturali, come accadeva per l'intervallo temporale completo (1970-2006).

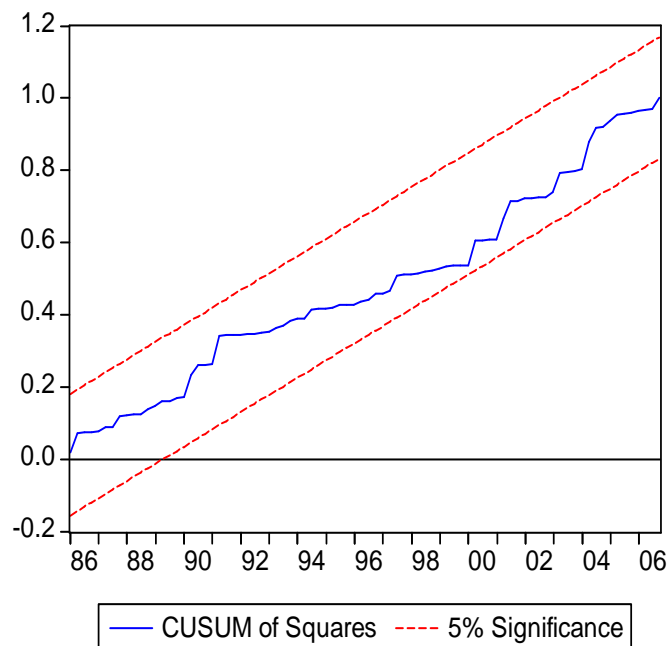


Fig 4.2.4 Rappresentazione della somma cumulata dei residui al quadrato del modello sul periodo ridotto con il metodo di Newey-West.

Anche la somma cumulata dei quadrati dei residui rimane sempre all'interno dell'intervallo di confidenza, ciò implica che non ci sono break strutturali.

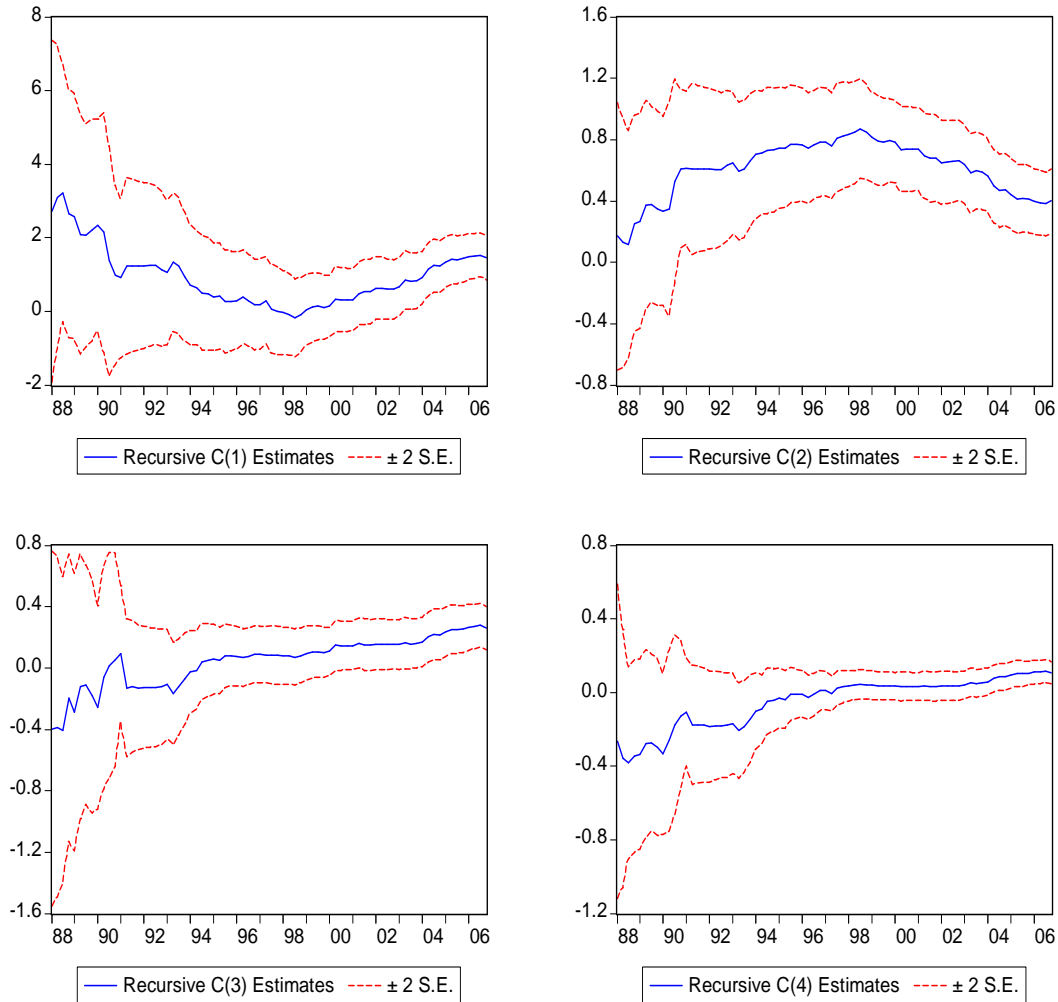


Fig 4.2.5 Rappresentazione della stima ricorsiva delle variabili del modello sul periodo completo .

Le stime ricorsive dei coefficienti del modello sul periodo ridotto sembrano essere stabili, questa tesi è supportata anche dai grafici della somma cumulata dei residui e dei residui al quadrato nei quali la somma cumulata non esce mai dall'intervallo di confidenza con significatività al 5%.

Conclusioni

Abbiamo osservato come sia rilevante assumere una teoria rispetto ad un'altra, poiché il segno del coefficiente della variabile deviazione dall'efficienza della spesa pubblica cambia radicalmente; secondo la teoria classica (teoria keynesiana) questo segno è positivo, dunque il rapporto tra spesa pubblica e reddito fa aumentare l'inflazione, mentre per la teoria del ciclo economico reale questo segno è negativo e di conseguenza dovrebbe ridurre l'inflazione. L'analisi è stata svolta adottando un modello che rappresenta un'estensione della curva di Phillips. Inizialmente, il campione utilizzato per stimare i parametri del modello comprendeva osservazioni trimestrali per il periodo 1970 - 2006. È stato utilizzato il metodo dei minimi quadrati con l'opzione di eteroschedasticità di Newey-West per avere stime robuste sui parametri del modello. I test diagnostici effettuati sulla bontà del modello stimato evidenziano alcune problematiche legate principalmente alla non significatività statistica delle variabili esplicative utilizzate, ad eccezione dell'inflazione attesa e alla eteroschedasticità dei residui. Per ovviare a tale inconveniente, dopo aver osservato che la serie storica dell'inflazione americana diventa stabile dal 1985 (studi empirici dimostrano tale affermazione), si è deciso di stimare lo stesso modello su un periodo temporale ridotto, in particolare dal primo trimestre del 1985 al quarto trimestre del 2006. La stima di questo modello ha evidenziato come la teoria keynesiana sia migliore rispetto alla teoria del ciclo economico reale per spiegare l'inflazione americana. Tutti i parametri stimati sul periodo ridotto risultano essere significativi, in particolare la stima per la variabile deviazione dall'efficienza della spesa pubblica ha evidenziato una correlazione positiva. Dunque si rifiuta l'assunzione del modello del ciclo economico reale, in cui si ipotizza un segno negativo per il rapporto spesa pubblica sul reddito e si accetta la teoria di Keynes dove il segno di tale rapporto è positivo comportando un aumento dell'inflazione americana.

Bibliografia

- Castelnuovo E., *Assessing Different Drivers of the Great Moderation in the U.S.* (2007).
- Consolo R., Onori P. *Un' Ipotesi di Real Business Cycle per l'Economia Italiana* (1993).
- Di Fonzo T., Lisi F., *Serie storiche e economiche. Analisi statistiche e applicazioni* (2005), Coracci editore.
- Enciclopedia multimediale Wikipedia *Teoria del vero ciclo economico (RBC)*.
- Federal Reserve Bank of Philadelphia, *Livingston Survey Data Sources and Descriptions*.
- Federal Reserve Bank of Philadelphia, *Survey of professional forecasters*.
- Gnocchi, S. *Discretionary Fiscal Policy and Optimal Monetary Policy in a Currency Area* (2006).
- Mankiw G. N., *Macroeconomia* (2004), Zanichelli editore.
- Phillips A. W., *The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom* (1958).