

UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI PADOVA

FACOLTA' DI SCIENZE STATISTICHE

**CORSO DI LAUREA TRIENNALE IN
STATISTICA, GESTIONE DELLE IMPRESE**

TESI DI LAUREA

**Rilevanza del canale d'offerta nella trasmissione della politica
monetaria: Una verifica empirica per gli Stati Uniti**

Relatore: Dott. Efrem Castelnuovo

Laureando: Jacopo Polito
Matricola: 526322- SGI

Anno Accademico 2006/2007

INDICE

	Pagina
INTRODUZIONE	3
MODELLI	6
DATI	9
ANALISI:	13
Modello 1	13
Modello 2	15
Modello 2: ritardato (1985-2006)	20
Modello 2: ritardato (1985-2006) senza gruppo di variabili <i>inflazione</i>	21
Modello 3	22
Modello 3: senza gruppo di variabili <i>interesse</i>	27
Modello 3: ritardato (1985-2006)	28
Modello 3: ritardato (1985-2006) senza il gruppo di variabili <i>interesse</i>	32
CONCLUSIONI	33
BIBLIOGRAFIA	35

INTRODUZIONE

I canali di costo

Il canale di costo della trasmissione della moneta può essere definito sostanzialmente come il canale tramite il quale la politica monetaria influenza direttamente i costi marginali delle imprese e di conseguenza i prezzi e l'inflazione.

Questo concetto è alla base dell'analisi effettuata da Chowdhury Hoffmann e Schabert nell'articolo pubblicato nel 2006 da "European Economic Review"(n. 50, pag. 995-1016) : "Inflation dynamics and the cost channel of monetary transmission".

La loro analisi assume, come nella realtà accade, che le aziende che competono sul mercato siano limitate nelle loro finanze. Queste infatti sono costrette a pagare i fattori produttivi anticipatamente, quando i prodotti non sono ancora sul mercato. Per ottenere liquidità immediata si rivolgono a intermediari finanziari. Così possiamo spiegare l'entrata nei costi marginali aziendali del tasso di interesse.

Nella recente letteratura macroeconomica la curva di Phillips neo Keynesiana presume la rigidità di prezzo come la prima fonte della non neutralità monetaria. Per questo le azioni della politica monetaria influenzano le dinamiche inflazionistiche attraverso cambiamenti dei costi marginali aziendali causati da spostamenti nella domanda aggregata. A questo "canale di domanda" si può aggiungere anche un "canale d'offerta".

Uno shock del tasso di interesse colpisce quindi i prezzi e l'attività reale modificando il costo del capitale lavorativo.

Questo lavoro, partendo da queste tesi, si propone di analizzare i modelli utilizzati da Chowdhury Hoffmann e Schabert, cercando di avvalorare l'ipotesi che causa dei cambiamenti dei costi marginali non siano solo spostamenti della domanda aggregata ma anche dell'offerta. Andremo quindi a vedere come uno shock di politica monetaria restrittivo influenza prezzi ed inflazione.

L'inserimento nella curva di Phillips di un coefficiente, che rappresenta l'andamento del tasso di interesse nominale, porta ad un grandissimo cambiamento nella mentalità macroeconomica. Infatti, se dall'analisi il coefficiente del tasso di interesse dovesse risultare significativamente diverso da zero, andremmo ad avvalorare la tesi di Ravenna e Walsh esposta nel 2006 in un articolo pubblicato nella rivista "Journal of Monetary Economics" (n. 53 (2), pag. 199-216) intitolato: "Optimal monetary policy with the cost channel". Affermano infatti che la presenza di un canale di costo altera i problemi di politica monetaria ottimale in modo molto significativo, quindi le banche centrali devono cambiare radicalmente la loro politica.

MODELLI

La curva di Phillips da quasi 50 anni è uno dei modelli maggiormente usati per la previsione del tasso di interesse. Nel 1958 Phillips, analizzando dei dati relativi alla Gran Bretagna, si accorse dell'esistenza di una relazione tra tasso di inflazione dei salari e tasso di disoccupazione.

Gli anni presi in considerazione nei suoi studi l'hanno indotto a non pensare all'inflazione attesa come variabile di cui tener conto per la sua analisi.

Di questa mancanza si accorsero negli anni '70 M. Freedman e E. Phelps, che introdussero formalmente nell'equazione la variabile "inflazione attesa".

Questa trasformazione e affinamento del modello però è in continuo aggiornamento.

Il modello che viene proposto in "Inflation dynamics and the cost channel of monetary transmission" da Chowdhury Hoffmann e Schabert infatti non è altro che una evoluzione della curva di Phillips tradizionale.

Le variabili vengono assunte, per facilitare l'analisi, in deviazione, cioè come differenza tra valore riscontrato e valore medio.

$$\hat{x}_t = x_t - \bar{x}_t$$

Il modello analizzato è dunque formato dalle seguenti variabili assunte come "gap" tra assetti e tendenze:

Inflation gap ($\hat{\pi}$), interest gap (\hat{r}) e output gap (\hat{y}).

L'equazione è dunque la seguente:

$$\hat{\pi}_t = \gamma_1 E\hat{\pi}_{t+1} + \gamma_2 \hat{\pi}_{t-1} + \gamma_3 \hat{r}_t + \gamma_4 \hat{y}_t + \varepsilon_t$$

Nella seconda parte del lavoro passeremo ad analizzare un nuovo modello sempre di chiara derivazione dalla curva di Phillips. Questa equazione mette nuovamente in relazione tassi di inflazione con tassi di interesse e indici di produzione.

Inflazione e interesse in questo caso non vengono più considerati in deviazione, ma vengono ritardati di 4 periodi.

Con questa analisi si cerca infatti di notare se vi sono ritardi nella trasmissione della politica monetaria.

Desideriamo osservare la capacità dei tassi precedenti di prevedere i movimenti attuali.

L'equazione che analizzeremo sarà quindi:

$$\pi_t = \gamma_1 \pi_{t-1} + \gamma_2 \pi_{t-2} + \gamma_3 \pi_{t-3} + \gamma_4 \pi_{t-4} + \gamma_5 r_{t-1} + \gamma_6 r_{t-2} + \gamma_7 r_{t-3} + \gamma_8 r_{t-4} + \gamma_9 \hat{y}_t + \varepsilon_t$$

DATI

I dati sono delle serie storiche trimestrali che vanno dal primo trimestre del 1970 al quarto trimestre del 2006.

La fonte ufficiale dei dati è il sito web dell'OCSE(*), un database di serie storiche economiche.

Le serie storiche su cui si svolgerà la nostra analisi riguardano: l'outputgap, il tasso di inflazione e il tasso di interesse Statunitense.

A partire da questi dati ci siamo costruiti nuove serie che rappresentano tasso di interesse e inflazione in deviazione.

Inizialmente abbiamo provveduto a lisciare le serie applicando un filtro.

Il filtro di Hodrick Prescott, con parametro di lisciamiento di 1600 (tipico per dati trimestrali), ci ha permesso di creare nuove serie che forniscono l'andamento potenziale di interesse e inflazione.

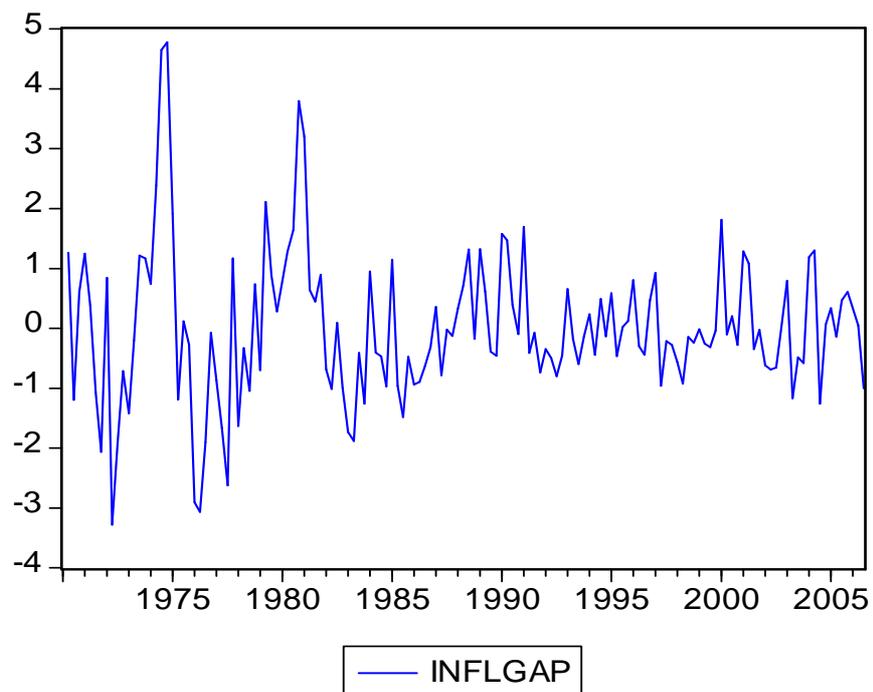
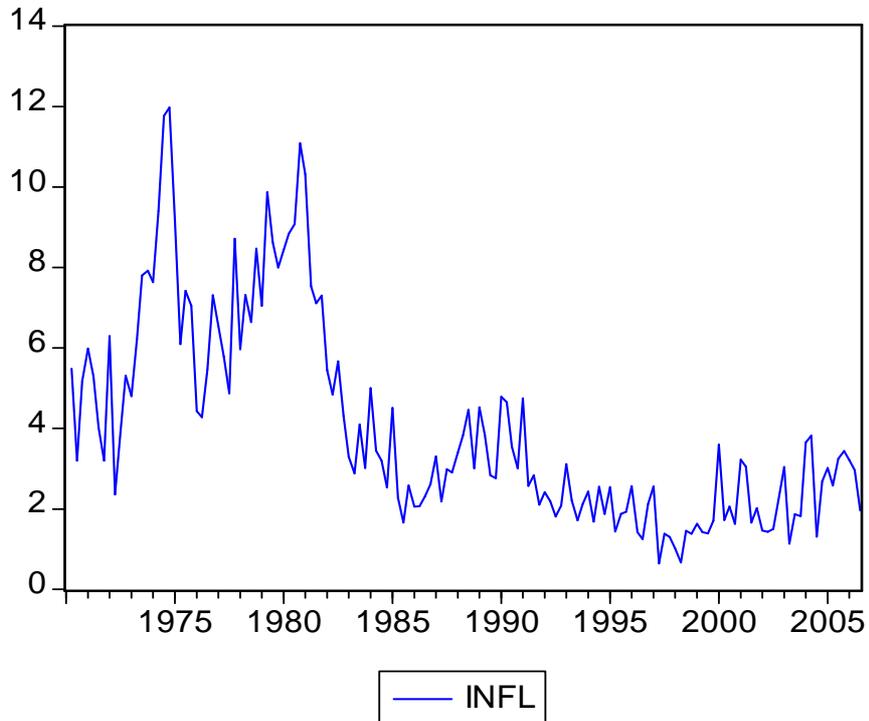
Fatto ciò abbiamo sottratto alle serie interesse e inflazione le rispettive serie filtrate, ottenendo così l'andamento dei tassi in deviazione.

(*)OCSE: acronimo di Organizzazione per la Cooperazione e lo Sviluppo Economico. Nata dopo la seconda guerra mondiale come organizzazione europea con l'obiettivo di usufruire al meglio degli aiuti statunitensi previsti dal piano Marshall, attualmente si occupa di integrazione e cooperazione finanziaria tra i maggiori paesi occidentali.

Le Serie in Analisi:

Inflazione: Infl e Inflgap

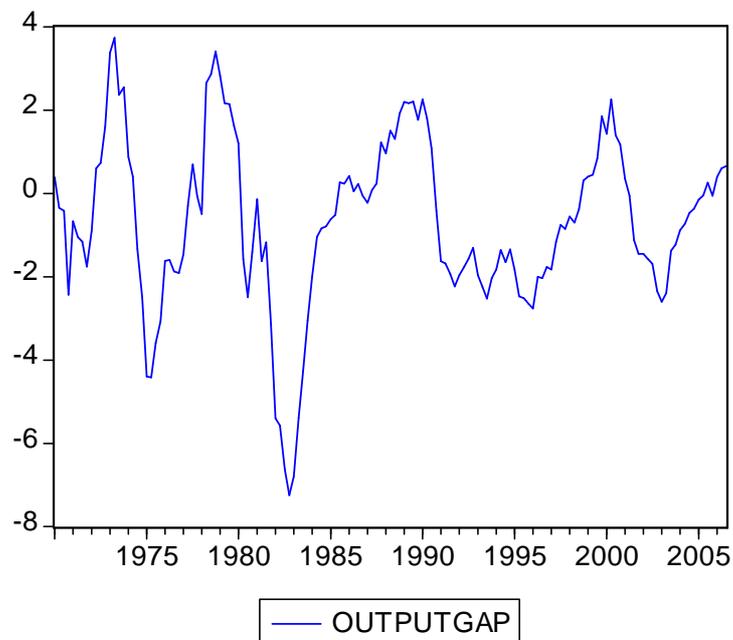
Partendo dalla serie infl (inflazione) viene costruita la serie inflgap (differenza tra inflazione reale e trend inflazionistico) degli USA dal 1970 al 2006.



Osservando i grafici si nota che a partire dagli anni 1982-1983 l'inflazione statunitense si è abbassata stabilizzandosi entro un range più piccolo.

Outputgap:

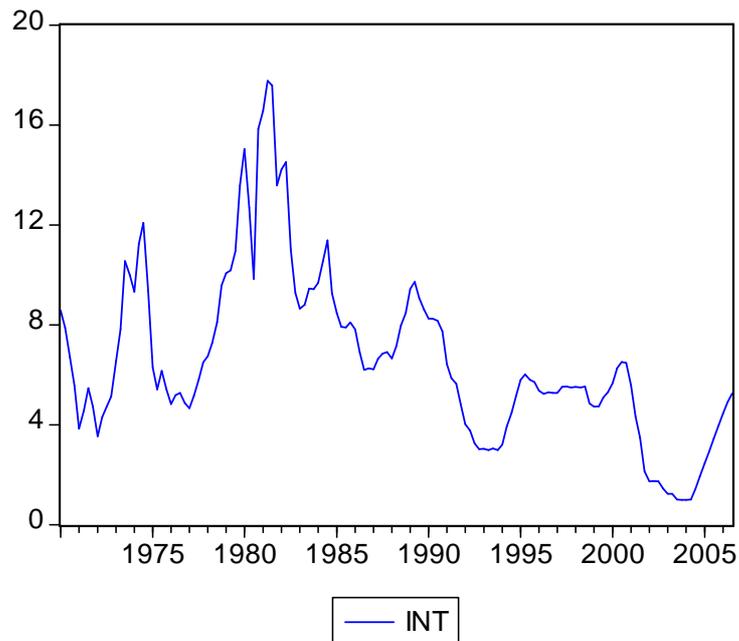
Qualcosa di analogo è avvenuto anche per il gap tra produzione effettiva e potenziale anche se l'anno della svolta sembra collocarsi tra il 1985 e il 1986.



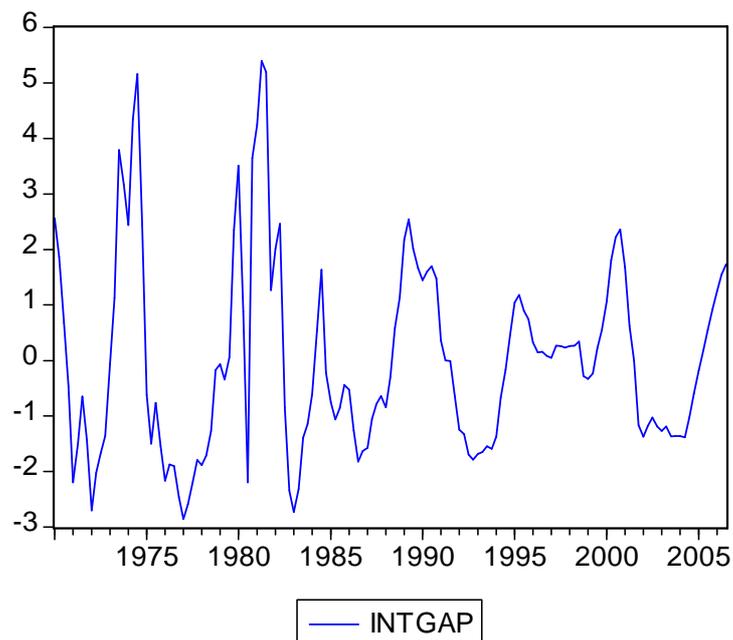
Interesse: Int e intgap

L'analisi grafica dell'andamento del tasso di interesse nominale conferma l'esistenza di uno stretto legame interesse-inflazione.

Tra il 1982 e il 1983 notiamo un'inversione di tendenza del tasso di interesse nominale che diminuendo porta l'inflazione a stabilizzarsi.



Osservando il gap tra il tasso di interesse nominale potenziale e effettivo notiamo inoltre che come per il gap dell'inflazione a partire dal 1982-1983 abbiamo una riduzione del range entro cui il grafico si muove.



ANALISI

Modello 1

Analisi Statistica

Utilizzando le variabili osservate precedentemente possiamo ora stimare l'equazione:

$$\text{inflgap} = \gamma_1 \text{inflexp1gap} + \gamma_2 \text{inflgap}(-1) + \gamma_3 \text{intgap} + \gamma_4 \text{outputgap} + \varepsilon$$

Dependent Variable: INFLGAP

Method: Least Squares

Date: 10/24/07 Time: 13:45

Sample(adjusted): 1970:3 2006:3

Included observations: 145 after adjusting endpoints

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

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFLEXP1GAP	0.842938	0.195777	4.305604	0.0000
INFLGAP(-1)	0.007779	0.087069	0.089339	0.9289
INTGAP	0.136629	0.065535	2.084840	0.0389
OUTPUTGAP	0.019083	0.028201	0.676685	0.4997
R-squared	0.448433	Mean dependent var		-0.008695
Adjusted R-squared	0.436698	S.D. dependent var		1.230015
S.E. of regression	0.923168	Akaike info criterion		2.705188
Sum squared resid	120.1658	Schwarz criterion		2.787305
Log likelihood	-192.1262	Durbin-Watson stat		2.076608

Iniziamo la nostra analisi osservando le statistiche t dei vari coefficienti. Le uniche variabili con valore t maggiore di 1,96 sono l'aspettativa del gap di inflazione al tempo t+1 e il gap di tasso di interesse. Ciò significa che a livello di confidenza del 5% siamo portati a rifiutare l'ipotesi nulla di non significatività. Sfortunatamente le altre variabili avendo statistiche t minori risultano non significative.

Mentre se il ritardo dell'inflazione non è significativo non è necessariamente un male, ed è dovuto probabilmente alla scrittura del modello in deviazioni rispetto all'hp trend, la non significatività dell'outputgap può essere migliorata ritardando la variabile al tempo $t-2$. L'utilizzo della nuova variabile può essere giustificato dal ritardo nella trasmissione, che va dalla variazione dell'output gap alla variazione dei prezzi degli imprenditori (Bils and Klenow, 2004, Journal of Political Economy).

Modello 2

Analisi Statistica

Il nuovo modello che andremo a stimare sarà quindi:

$$\text{inflgap} = \gamma_1 \text{inflexplgap} + \gamma_2 \text{inflgap}(-1) + \gamma_3 \text{intgap} + \gamma_4 \text{outputgap}(-2) + \varepsilon$$

Dependent Variable: INFLGAP

Method: Least Squares

Date: 10/24/07 Time: 13:45

Sample(adjusted): 1970:3 2006:3

Included observations: 145 after adjusting endpoints

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

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFLEXP1GAP	0.830102	0.194257	4.273208	0.0000
INFLGAP(-1)	0.003455	0.085984	0.040178	0.9680
INTGAP	0.113638	0.054785	2.074270	0.0399
OUTPUTGAP(-2)	0.061902	0.031682	1.953867	0.0527
R-squared	0.456816	Mean dependent var	-0.008695	
Adjusted R-squared	0.445259	S.D. dependent var	1.230015	
S.E. of regression	0.916127	Akaike info criterion	2.689874	
Sum squared resid	118.3396	Schwarz criterion	2.771991	
Log likelihood	-191.0159	Durbin-Watson stat	2.088736	

La nuova stima migliora la situazione perché pur rimanendo non significativo a livello del 5% il nostro indicatore della produzione assume una statistica t che si avvicina molto al valore soglia 1.96.

Passiamo ora a valutare la bontà del nostro modello. L'R² aggiustato (adjusted R-Squared) ci indica su una scala tra 0 e 1 quanto sono correlate le variabili. Nel nostro caso l'indice assume il valore 0.445259.

Si nota un leggero miglioramento rispetto al modello precedente.

Una correlazione del 44% può definirsi piuttosto bassa anche se generalmente le curve di Phillips mostrano R² che varia tra 0.4 e 0.6.

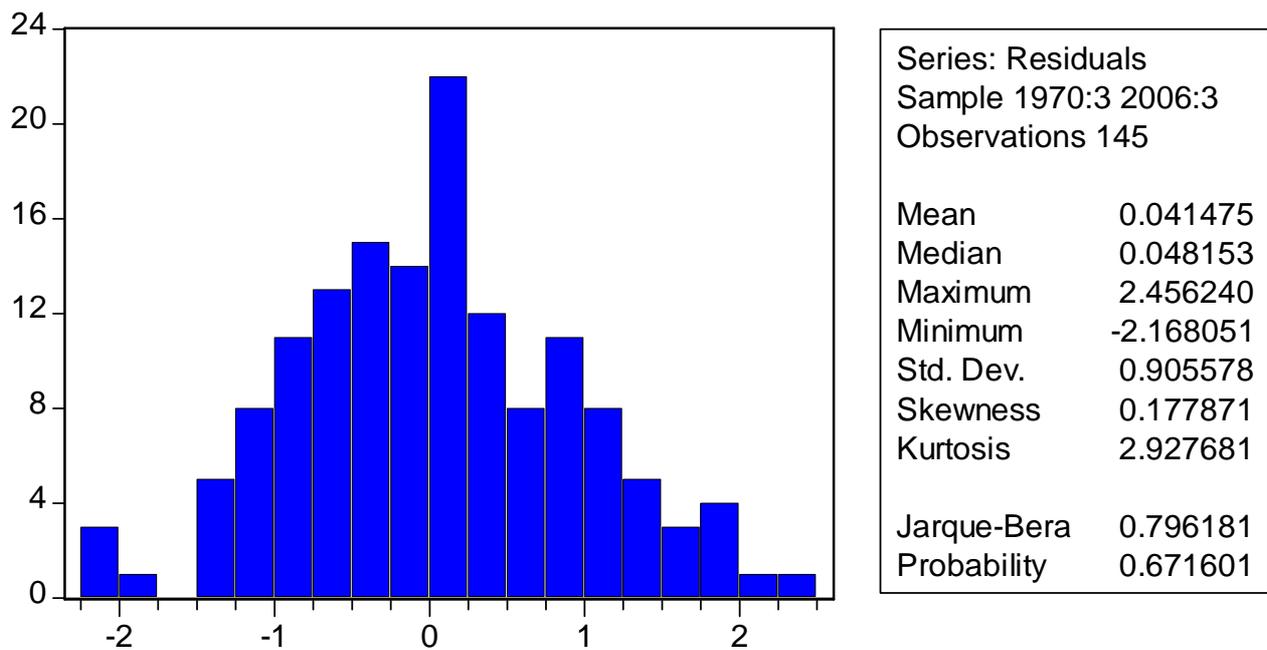
Residui

Passiamo ora a verificare la presenza di correlazione tra i residui.

L'indice di Durbin-Watson verifica l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione di primo ordine. Ottenendo un valore di 2.0887 possiamo rifiutare l'ipotesi nulla (ricordiamo infatti che ha un valore soglia a livello di significatività del 5% di 1,96).

A conferma della correlazione dei residui possiamo osservare il test di Jaque-Bera.

Sfruttando gli indici di asimmetria e di curtosi verifica l'ipotesi nulla che i residui si distribuiscano normalmente. Il test di Jaque-Bera si distribuisce come un chi-quadro con due gradi di libertà. A livello di confidenza del 5%, si rifiuta l'ipotesi di normalità dei residui se la statistica risulta superiore a 5,99.

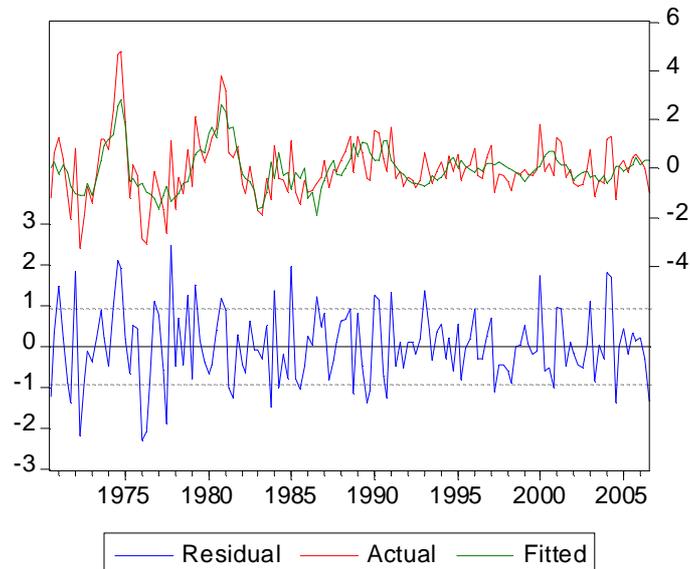


Guardando il risultato del test, che ci fornisce valore pari a 0,79, possiamo affermare normalità tra i residui.

Sample: 1970:3 2006:3
 Included observations: 145

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
* .	* .	1	-0.061	-0.061	0.5545	0.456
* .	* .	2	-0.155	-0.159	4.1401	0.126
* .	** .	3	-0.164	-0.190	8.1736	0.043
. **	. *	4	0.231	0.188	16.243	0.003
* .	* .	5	-0.090	-0.125	17.478	0.004
* .	. .	6	-0.073	-0.057	18.302	0.006
* .	* .	7	-0.148	-0.129	21.677	0.003
. .	* .	8	0.059	-0.061	22.222	0.005
* .	* .	9	-0.092	-0.130	23.536	0.005
. .	* .	10	-0.017	-0.077	23.582	0.009
* .	* .	11	-0.142	-0.176	26.806	0.005
. *	. .	12	0.091	-0.028	28.130	0.005
. .	* .	13	-0.046	-0.119	28.477	0.008
. .	* .	14	0.003	-0.111	28.478	0.012
. .	. .	15	0.019	0.003	28.535	0.018
. *	. *	16	0.195	0.078	34.826	0.004
. .	. .	17	-0.002	-0.001	34.827	0.007
* .	* .	18	-0.095	-0.111	36.343	0.006
. .	. .	19	-0.042	-0.055	36.642	0.009
. .	* .	20	0.060	-0.099	37.265	0.011

Il correlogramma ci mostra, che solo a ritardo 4 i valori oltrepassano la banda di confidenza, quindi non accettiamo l'ipotesi di autocorrelazione dei residui.



Questo ultimo grafico mostra l'andamento temporale dei residui, cioè la differenza tra valori effettivi e valori adattati.

Dato che il grafico esce molto spesso dalle bande di confidenza, affermiamo che i residui non sono White noise cioè non hanno andamenti casuali.

Durante il periodo che va dagli anni '70 agli inizi degli anni '80, le oscillazioni dei residui escono più frequentemente dagli intervalli di confidenza.

Questo ci porta a rifiutare l'ipotesi di stabilità del tasso di inflazione in questo primo periodo.

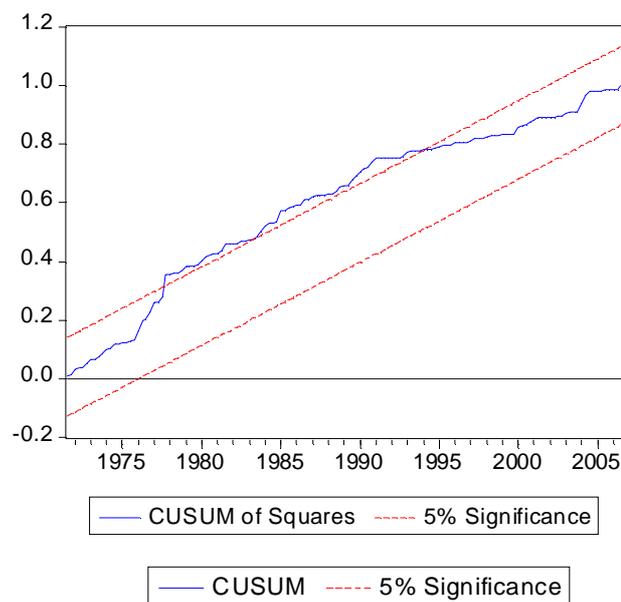
Con il passare degli anni le oscillazioni si fanno meno ampie, anche se possiamo osservare che non vi è mai una vera e propria tendenza all'appiattimento.

Test di Stabilità

Passiamo ora ad osservare la stabilità della relazione stimata con il supporto dei test: cusum e cusum dei quadrati.

Questi test confrontano la somma cumulata dei residui e dei residui quadrati, generati da un processo di regressione ricorsiva.

Si tratta quindi di test molto importanti per la verifica della stabilità dei coefficienti.



Dall'analisi del cusum dei quadrati notiamo attorno al 1978 un “Break”, una rottura. Per un periodo il grafico esce dalla zona di accettazione del test. Con un livello di significatività del 5% per una porzione di tempo possiamo affermare un cambiamento della stabilità del modello.

Modello 2: ritardato (1985-2006)

Analisi Statistica

L'analisi della relazione ci porta a pensare ad una grande instabilità dei coefficienti.

Alcuni autori (“Blanchard e Simon” nel 2001, “Mc Cornwell e Perez-Quiros” nel 2000) notarono che per molti paesi industrializzati vi è stato attorno al 1985 un forte cambiamento nelle proprietà delle serie storiche economiche. Osservarono un appiattimento delle variazioni dei tassi, dovuto ad un miglioramento della politica economica, svolta dalle banche centrali, e probabilmente dal concatenarsi di altri eventi più o meno casuali.

Su questo argomento non ci dilungheremo ulteriormente per non uscire dal tema dell'analisi, comunque sfrutteremo queste teorie ed andremo ad osservare il modello precedente a partire dal 1985.

Dependent Variable: INFLGAP

Method: Least Squares

Date: 10/24/07 Time: 13:46

Sample: 1985:1 2006:3

Included observations: 87

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

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFLEXP1GAP	-0.054168	0.252442	-0.214575	0.8306
INFLGAP(-1)	-0.001125	0.089713	-0.012539	0.9900
INTGAP	0.161302	0.077597	2.078726	0.0407
OUTPUTGAP(-2)	0.065281	0.044745	1.458954	0.1484
R-squared	0.115197	Mean dependent var		-0.003270
Adjusted R-squared	0.083216	S.D. dependent var		0.724964
S.E. of regression	0.694145	Akaike info criterion		2.152614
Sum squared resid	39.99248	Schwarz criterion		2.265989
Log likelihood	-89.63873	Durbin-Watson stat		1.861502

L'aspettativa e il ritardo dell'inflazione risultano altamente non significative. Presentano infatti coefficienti e statistiche t negative e molto vicine a 0.

Modello 2: ritardato (1985-2006) senza gruppo di variabili inflazione

Analisi Statistica

Proviamo quindi ad osservare il modello senza queste due variabili.

Dependent Variable: INFLGAP

Method: Least Squares

Date: 11/05/07 Time: 20:52

Sample: 1985:1 2006:3

Included observations: 87

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

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INTGAP	0.147609	0.062675	2.355157	0.0208
OUTPUTGAP(-2)	0.066157	0.044324	1.492592	0.1392
R-squared	0.114479	Mean dependent var		-0.003270
Adjusted R-squared	0.104062	S.D. dependent var		0.724964
S.E. of regression	0.686208	Akaike info criterion		2.107448
Sum squared resid	40.02491	Schwarz criterion		2.164135
Log likelihood	-89.67398	Durbin-Watson stat		1.885744

L' R^2 aggiustato indica una bassissima correlazione del modello che sembra non adattarsi ai dati.

L'interesse ha coefficiente positivo e statisticamente diverso da 0.

L'outputgap, pur rimanendo non significativo, diminuisce di poco la sua statistica test.

Il modello in deviazione studiato sembra quindi non descrivere molto bene il reale andamento dell'inflazione negli USA degli ultimi anni.

Possiamo però considerarlo importante nella determinazione del tasso di interesse come variabile significativa nella politica monetaria.

Modello 3

Analisi Statistica

Passiamo ora ad analizzare un nuovo modello in cui le variabili non sono più considerate come gap tra valore reale e potenziale.

Non consideriamo più l'aspettativa dell'inflazione e inseriamo i ritardi delle variabili.

Essendo serie trimestrali procediamo a ritardare le variabili inflazione e interesse di 4 periodi: al tempo t-1, t-2, t-3, t-4.

L'equazione è quindi:

$$\text{infl} = \gamma_1 \text{infl}(-1) + \gamma_2 \text{infl}(-2) + \gamma_3 \text{infl}(-3) + \gamma_4 \text{infl}(-4) + \gamma_5 \text{int}(-1) + \gamma_6 \text{int}(-2) + \gamma_7 \text{int}(-3) + \gamma_8 \text{int}(-4) + \gamma_9 \text{outputgap}(-2) + \varepsilon$$

Dependent Variable: INFL

Method: Least Squares

Date: 10/24/07 Time: 13:46

Sample(adjusted): 1971:2 2006:3

Included observations: 142 after adjusting endpoints

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

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.480715	0.194680	2.469250	0.0148
INFL(-1)	0.446164	0.127220	3.507019	0.0006
INFL(-2)	0.134853	0.090919	1.483231	0.1404
INFL(-3)	0.083317	0.084446	0.986636	0.3256
INFL(-4)	0.287834	0.085988	3.347371	0.0011
INT(-1)	0.213776	0.113964	1.875822	0.0629
INT(-2)	-0.206550	0.128787	-1.603801	0.1111
INT(-3)	0.004981	0.193838	0.025699	0.9795
INT(-4)	-0.042162	0.095132	-0.443196	0.6583
OUTPUTGAP(-2)	0.176044	0.059898	2.939092	0.0039
R-squared	0.831074	Mean dependent var		3.984966
Adjusted R-squared	0.819556	S.D. dependent var		2.571070
S.E. of regression	1.092157	Akaike info criterion		3.082006
Sum squared resid	157.4505	Schwarz criterion		3.290163
Log likelihood	-208.8224	F-statistic		72.15626
Durbin-Watson stat	1.976620	Prob(F-statistic)		0.000000

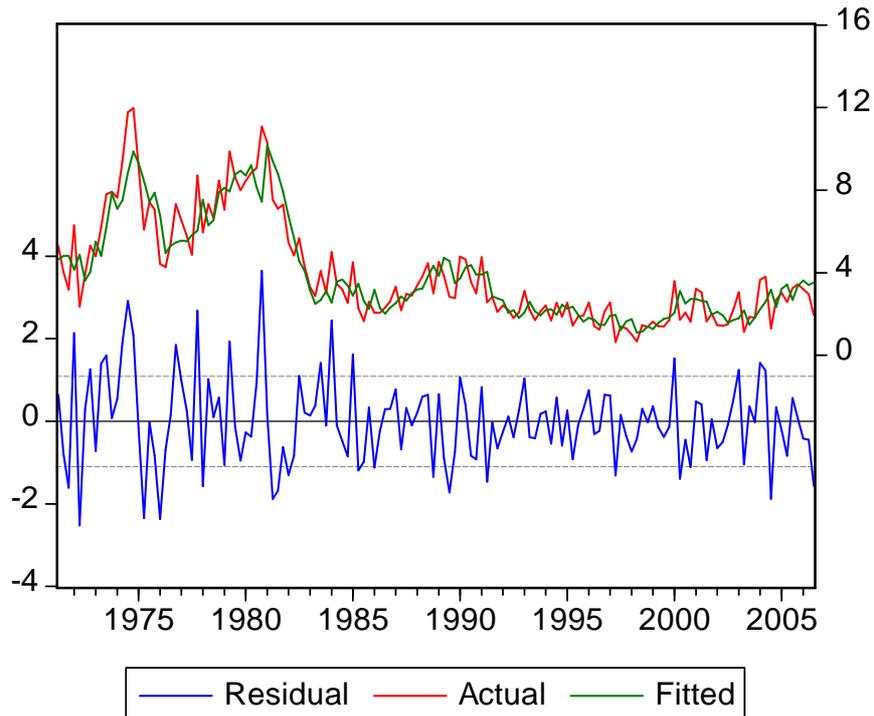
Il valore di R^2 aggiustato pari a 0.819556 ci indica che il modello si adatta ai dati all'82% circa. Ciò testimonia che siamo in presenza di un buon modello.

Analizzando le statistiche t notiamo la presenza di molte variabili non significative. Solamente il primo, il quarto ritardo dell'inflazione e l'outputgap risultano aventi statistica t superiore a 1,96. Il tasso di interesse ritardato sembra non avere peso nella determinazione del tasso d'inflazione.

Residui

. .	. .	1	0.003	0.003	0.0010	0.975
. .	. .	2	-0.017	-0.017	0.0441	0.978
. .	. .	3	0.015	0.015	0.0765	0.995
. .	. .	4	-0.032	-0.033	0.2323	0.994
* .	* .	5	-0.126	-0.126	2.6068	0.760
. .	. .	6	0.005	0.004	2.6112	0.856
* .	* .	7	-0.141	-0.146	5.6024	0.587
. .	. .	8	-0.038	-0.037	5.8250	0.667
. .	* .	9	-0.055	-0.074	6.2909	0.710
. .	. .	10	-0.039	-0.057	6.5215	0.770
* .	* .	11	-0.080	-0.098	7.5267	0.755
. *	. *	12	0.134	0.094	10.337	0.586
. .	. .	13	0.010	-0.010	10.351	0.665
. .	. .	14	0.040	0.010	10.603	0.717
. .	. .	15	0.031	0.001	10.757	0.770
. *	. *	16	0.118	0.095	13.027	0.671
. *	. *	17	0.111	0.134	15.031	0.593
. .	* .	18	-0.057	-0.079	15.564	0.623
* .	. .	19	-0.081	-0.049	16.658	0.613
. .	. .	20	0.038	0.046	16.905	0.659

Dal correlogramma capiamo subito come i residui non siano assolutamente autocorrelati, infatti nessun valore esce dalle bande di confidenza.

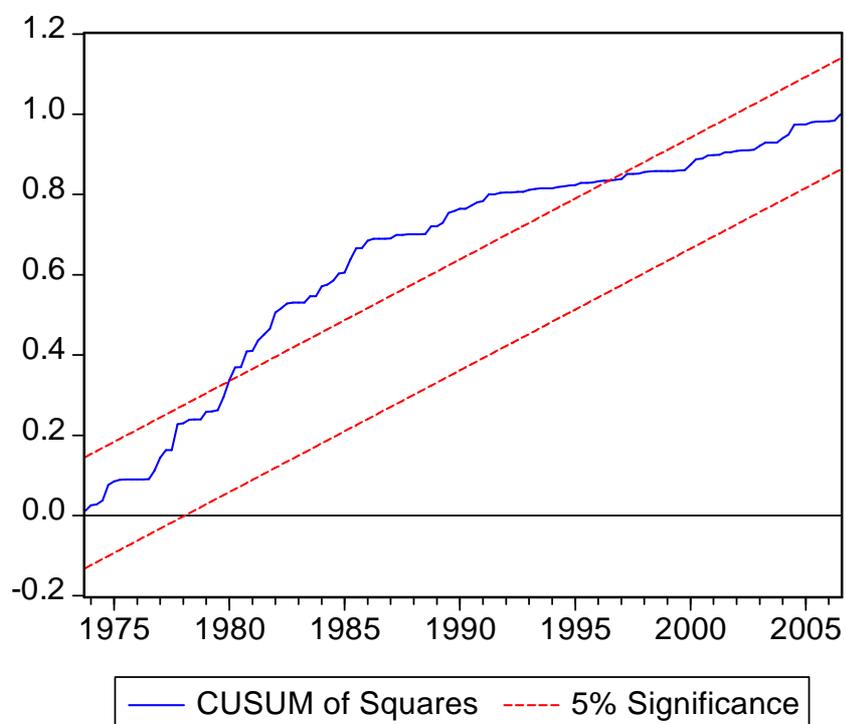
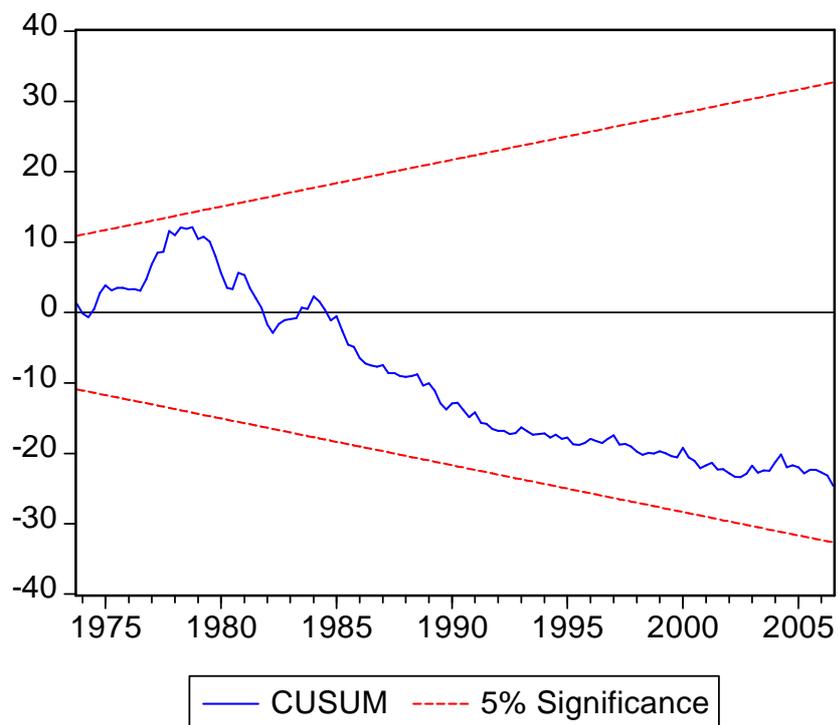


Osservando il grafico dei residui notiamo che l'inflazione tra gli anni '70 e la prima metà degli anni '80, ha affrontato dei periodi di forte instabilità.

I residui non possono essere considerati white noise , però si nota che più ci avviciniamo ai giorni nostri più il grafico sembra restare entro le bande di confidenza.

Test di stabilità

Analizziamo ora i test cusum e cusum dei quadrati.



Il cusum dei quadrati indica chiaramente un periodo di break che conferma un periodo di instabilità dell'inflazione.

Test sui Coefficienti

Con un Wald Test analizziamo l'eventualità dell'esclusione di un gruppo di variabili. Osserviamo quindi se il gruppo di variabili derivanti dal tasso di interesse nominale risulta essere significativo. Viene accettata l'ipotesi nulla che suggerisce l'eliminazione delle variabili per valori di p-value maggiori di 0.05.

Wald Test:

Equation: EQ03

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.204105	(4, 132)	0.0720
Chi-square	8.816420	4	0.0659

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(6)	0.213776	0.113964
C(7)	-0.206550	0.128787
C(8)	0.004981	0.193838
C(9)	-0.042162	0.095132

Restrictions are linear in coefficients.

L'analisi ci porta a accettare l'ipotesi nulla seppure di poco.

Modello 3: senza gruppo di variabili *interesse*

Analisi Statistica

Proviamo allora a stimare il modello senza le variabili $\text{int}(-1)$ $\text{int}(-2)$ $\text{int}(-3)$ $\text{int}(-4)$.

Dependent Variable: INFL

Method: Least Squares

Date: 10/27/07 Time: 15:07

Sample(adjusted): 1971:2 2006:3

Included observations: 142 after adjusting endpoints

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

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.398273	0.178247	2.234391	0.0271
INFL(-1)	0.468457	0.125543	3.731440	0.0003
INFL(-2)	0.119891	0.100400	1.194132	0.2345
INFL(-3)	0.094401	0.079721	1.184141	0.2384
INFL(-4)	0.246714	0.086300	2.858776	0.0049
OUTPUTGAP(-2)	0.211938	0.056895	3.725089	0.0003
R-squared	0.821832	Mean dependent var		3.984966
Adjusted R-squared	0.815282	S.D. dependent var		2.571070
S.E. of regression	1.105016	Akaike info criterion		3.078932
Sum squared resid	166.0642	Schwarz criterion		3.203826
Log likelihood	-212.6041	F-statistic		125.4652
Durbin-Watson stat	1.937351	Prob(F-statistic)		0.000000

L'R² aggiustato, che ci fornisce un valore di 0.815282, testimonia un leggerissimo cambiamento in negativo della bontà del modello.

Ciò può essere spiegato dal valore di p-value del Wald test che si discosta da 0.05 (il nostro intervallo di confidenza) di pochi centesimi.

Deduciamo quindi che il modello precedente spiega leggermente meglio i dati quindi l'interesse risulta essere importante per la determinazione dell'inflazione.

Modello 3: ritardato (1985-2006)

Analisi Statistica

Per consistenza dell'analisi passiamo ora ad analizzare il modello nel sottocampione che va dal 1985 al 2006, come già fatto in precedenza.

Dependent Variable: INFL

Method: Least Squares

Date: 10/27/07 Time: 15:26

Sample: 1985:1 2006:3

Included observations: 87

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

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.208038	0.340192	3.551052	0.0007
INFL(-1)	0.126945	0.101161	1.254879	0.2133
INFL(-2)	0.047940	0.092374	0.518978	0.6053
INFL(-3)	0.148260	0.078259	1.894478	0.0619
INFL(-4)	0.357262	0.103401	3.455099	0.0009
INT(-1)	-0.036624	0.237916	-0.153936	0.8781
INT(-2)	0.023356	0.457692	0.051031	0.9594
INT(-3)	0.180638	0.294955	0.612425	0.5421
INT(-4)	-0.229547	0.116151	-1.976279	0.0517
OUTPUTGAP(-2)	0.208126	0.063442	3.280567	0.0016
R-squared	0.483468	Mean dependent var		2.430939
Adjusted R-squared	0.423095	S.D. dependent var		0.957859
S.E. of regression	0.727535	Akaike info criterion		2.309473
Sum squared resid	40.75664	Schwarz criterion		2.592911
Log likelihood	-90.46207	F-statistic		8.007913
Durbin-Watson stat	1.942323	Prob(F-statistic)		0.000000

Osservando l' R^2 aggiustato notiamo immediatamente come in questo intervallo temporale il modello considerato spieghi in modo meno fedele l'andamento del tasso di inflazione.

La significatività delle variabili risulta molto simile a quella del modello considerato precedentemente.

Il tasso di interesse continua a non risultare significativo e osservando i suoi coefficienti notiamo come vi sia una alternanza di valori positivi e negativi.

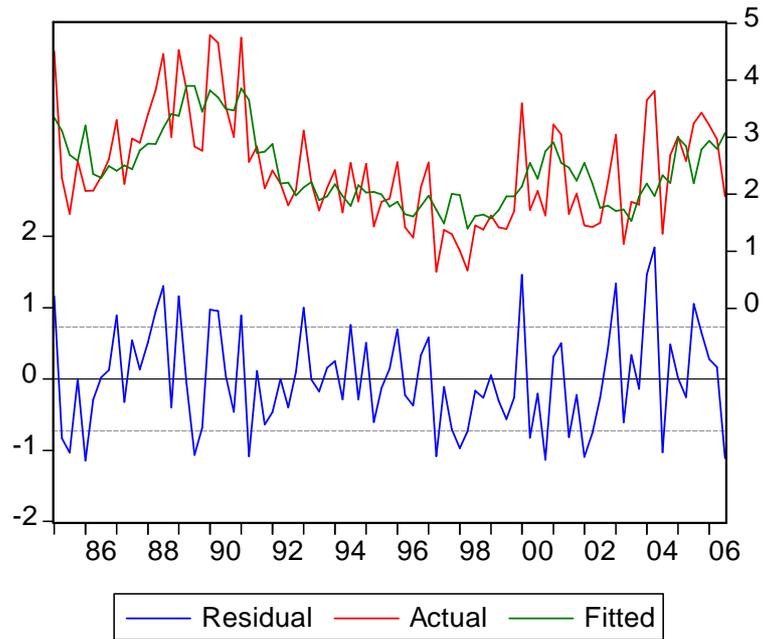
Residui

Date: 11/04/07 Time: 17:26
 Sample: 1985:1 2006:3
 Included observations: 87

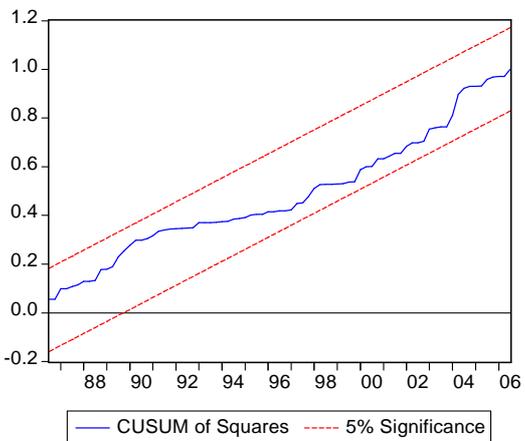
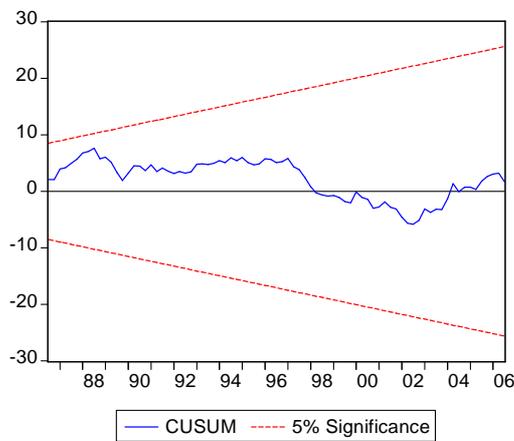
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.	1	0.018	0.018	0.0286	0.866
.	2	0.022	0.022	0.0742	0.964
.	3	0.019	0.018	0.1061	0.991
.	4	-0.040	-0.041	0.2565	0.992
. . *	. . *	5	0.112	0.113	1.4397	0.920
.	6	0.026	0.023	1.5047	0.959
.	7	-0.007	-0.012	1.5095	0.982
.	8	0.061	0.056	1.8738	0.985
** . .	** . .	9	-0.236	-0.234	7.4151	0.594
.	10	0.005	0.005	7.4173	0.686
. . *	. . *	11	-0.069	-0.072	7.8969	0.723
. . *	. . **	12	0.169	0.201	10.853	0.542
. . *	. . *	13	-0.124	-0.185	12.458	0.491
. . *	. . .	14	-0.101	-0.036	13.546	0.484
. . *	. . *	15	-0.116	-0.135	14.999	0.451
. . *	. . **	16	0.133	0.221	16.918	0.391
.	17	0.057	0.014	17.277	0.436
. *	18	-0.030	-0.068	17.376	0.497
. . *	. . *	19	-0.138	-0.173	19.551	0.422
.	20	-0.034	-0.031	19.685	0.478

L'analisi della correlazione dei residui mostra come vi sia poca autocorrelazione dei residui infatti solo al ritardo 9 i valori escono dalle bande di confidenza.

Possiamo inoltre dire, osservando il grafico seguente, che i residui non sono white noise. Si vede infatti come per tutto il periodo considerato il grafico mostri diversi punti al di fuori dall'intervallo di confidenza.



Test di stabilità



Con i test cusum e cusum dei quadrati si nota come in questo intervallo temporale non vi siano rotture nella stabilità dell'inflazione.

Test sui coefficienti

Osserviamo ora con il wald test se ci sono variazioni nella significatività dell'interesse.

Wald Test:

Equation: EQ03FROM1985

Test Statistic	Value	df	Probabilità
F-statistic	1.549990	(4, 77)	0.1962
Chi-square	6.199962	4	0.1847

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(6)	-0.036624	0.237916
C(7)	0.023356	0.457692
C(8)	0.180638	0.294955
C(9)	-0.229547	0.116151

Restrictions are linear in coefficients.

In questo caso la probabilità che l'interesse non sia significativo è attorno al 20%.

Presupponendo un livello di confidenza del 5% dobbiamo accettare l'ipotesi nulla di uguaglianza a 0 dei coefficienti del gruppo di variabili interesse.

Modello 3: ritardato (1985-2006) senza il gruppo di variabili *interesse*

Analisi Statistica

Andiamo a stimare il modello senza il gruppo di variabili interesse.

Dependent Variable: INFL

Method: Least Squares

Date: 10/29/07 Time: 16:10

Sample: 1985:1 2006:3

Included observations: 87

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

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.985634	0.305676	3.224439	0.0018
INFL(-1)	0.153975	0.101221	1.521174	0.1321
INFL(-2)	0.026946	0.086548	0.311347	0.7563
INFL(-3)	0.125587	0.076690	1.637597	0.1054
INFL(-4)	0.320298	0.107320	2.984527	0.0038
OUTPUTGAP(-2)	0.180811	0.051242	3.528547	0.0007
R-squared	0.453483	Mean dependent var		2.430939
Adjusted R-squared	0.419748	S.D. dependent var		0.957859
S.E. of regression	0.729642	Akaike info criterion		2.273947
Sum squared resid	43.12261	Schwarz criterion		2.444010
Log likelihood	-92.91671	F-statistic		13.44227
Durbin-Watson stat	1.904495	Prob(F-statistic)		0.000000

Balza subito all'occhio come l' R^2 aggiustato si riduce di quasi un punto percentuale.

Ciò sembra stridere con i risultati derivanti dal Wald test.

Una spiegazione a ciò credo possa essere data dal fatto che vengono eliminate anche variabili con coefficienti significativi.

CONCLUSIONI

Dall'analisi svolta siamo spinti a considerare il tasso di interesse nominale importante nella determinazione dell'inflazione solo in alcuni casi.

I modelli costruiti con le variabili ritardate risultano maggiormente correlati, segno di un effettivo ritardo nella trasmissione della politica economica, però mostrano coefficienti statisticamente uguali a 0 da attribuire al tasso di interesse.

Dall'analisi di questi modelli (modello 3 e correlati) concludiamo in favore di una inconsistenza dei canali di costo nella determinazione degli andamenti inflazionistici.

La prima parte dell'analisi, invece, indica l'interesse come variabile significativa il cui coefficiente è statisticamente diverso da 0. Risultati contrastanti portano dunque a conclusioni contrastanti.

Dall'osservazione dei risultati ottenuti esaminando le prime equazioni confermiamo l'esistenza di canali di costo e la validità del modello di Chowdhury Hoffmann e Schabert. Seguendo la loro analisi delle 3 equazioni seguenti:

$$\hat{\pi}_t = \gamma_f E_t \hat{\pi}_{t+1} + \gamma_b \hat{\pi}_{t-1} + \gamma_R \hat{R}_t + \gamma_y \hat{y}_t ,$$

$$\sigma \hat{y}_t = \sigma E_t \hat{y}_{t+1} - \hat{R}_t + E_t \hat{\pi}_{t+1} ,$$

$$\hat{R}_t = \rho_\pi \hat{\pi}_t + \varepsilon_t ,$$

siamo portati ad affermare che ad uno shock di politica monetaria corrisponde, nel canale di domanda, una crescita del tasso di interesse e una diminuzione dell'output_gap e dell'inflazione.

Approfondendo l'analisi notiamo che il lavoro svolto, affermando che il coefficiente del tasso di interesse nominale è significativo e maggiore di 0, testimonia anche dei cambiamenti dell'offerta. In questo canale infatti, per determinate parametrizzazioni, ad uno shock di politica monetaria corrisponde un aumento del tasso di interesse e un conseguente aumento dell'inflazione.

Evidenziando la significatività del coefficiente del tasso di interesse confermiamo anche l'ipotesi di Ravenna e Walsh, secondo i quali la significatività del tasso di interesse nominale nella determinazione della politica economica porta grandi cambiamenti nella determinazione della politica monetaria ottimale.

Dall'analisi svolta un risultato che ci fa pensare è l'evidenza che i modelli si adattano meglio ai dati nell'intero arco temporale considerato (cioè dal 1970 al 2007) . Se consideriamo solo gli anni più vicini (dal 1985 al 2007) i modelli risultano corrispondere in modo meno buono.

A questa osservazione è difficile dare una spiegazione, perché esistono differenti teorie in merito.

Come riscontrato da alcuni macroeconomisti citati in precedenza, le serie storiche a partire dal 1985 si sono stabilizzate attorno ad un andamento medio, quindi diminuendo la loro variabilità la loro correlazione è diminuita.

Questa teoria sembra ben spiegata dai grafici riportati qui sotto.

	Modello 2 pre '85	Modello 2 post '85
Std. Dev. Inflgap	1.717.630	0.724964
Std. Dev. Outputgap	0.039913	0.044324

	Modello 3 pre '85	Modello 3 post '85
Std. Dev. Inflgap	2.487224	0.957859
Std. Dev. Outputgap	0.115604	0.063442

Un'altra spiegazione che possiamo dare è che dal 1985 gli shock di domanda e offerta sono diventati più "semplici". Se infatti dal 1985 le curve di domanda e di offerta hanno cambiato la loro inclinazione può essere spiegata la diminuzione della correlazione.

BIBLIOGRAFIA

- T. Di Fonzo , F. Lisi, 2005: “Serie Storiche Economiche. Analisi statistiche e applicazioni”, Carocci editore
- N.G. Mankiw, 2004, “Macroeconomia”, Zanichelli editore
- E. Castelnuovo, 2005, ”Macroeconomia”, Università di Padova
- E. Castelnuovo, 2007, ”Interest rate smoothing and inflation dynamics in a model with the cost channel”, Università di Padova
- I. Chowdhury, M. Hoffmann, A. Schabert, 2006, ”Inflation dynamics and the cost channel of monetary transmission”, European Economic Review(n. 50, pag. 995-1016)
- Ravenna, Walsh, 2006, “Optimal monetary policy with the cost channel”, Journal of Monetary Economics(n. 53 (2), pag. 199-216)