

**UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI PADOVA
FACOLTA' DI SCIENZE STATISTICHE**



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

TESI:

**Confronto tra modelli predittivi per l'inflazione: Una
verifica empirica per gli USA.**

Relatore: Dott. Efrem Castelnovo

Laureando: Mehilli Giomel

Matricola: 543328 – SEF

Anno Accademico 2009/2010

INDICE

Introduzione	5
I Dati	7
La curva di Phillips	9
-stima del modello	11
-studio dei residui	13
-stima del modello con il sottocampione	15
-studio dei residui	16
Il modello Var	20
-stima del modello	21
-studio dei residui	22
-stima del modello con il sottocampione	24
-studio dei residui	25
Conclusione.	28

INTRODUZIONE

L'economia americana ha subito molti cambiamenti dalla fine della seconda guerra mondiale. La media della disoccupazione e dell'inflazione, durante gli anni '70, erano molto alte, mentre, negli ultimi decenni sono diventate abbastanza basse e stabili. Le fluttuazioni del ciclo economico si sono sostanzialmente moderate negli ultimi venti anni e la volatilità della crescita della produzione si è ridotta drasticamente.

Anche la dinamica dell'inflazione è cambiata drasticamente: dopo la metà degli anni '80 l'inflazione è diventata più stabile e meno persistente.

L'**inflazione**, in economia, indica un generale aumento continuo dei prezzi di beni e servizi, in un dato periodo di tempo, che genera una diminuzione del potere d'acquisto della moneta. Con l'innalzamento dei prezzi, ogni unità monetaria potrà comprare meno beni e servizi, quindi, di conseguenza, l'inflazione è anche un'erosione del potere d'acquisto.

In questa tesi si cerca di studiare i modelli usati per fare una corretta previsione sul fenomeno dell'inflazione statunitense e sull'effetto su di essa di alcune variabili.

I modelli che verranno utilizzati in questo lavoro per tale scopo sono: la curva di Phillips, e il Var.

- La curva di Phillips è una delle curve più importanti in macroeconomia e mostra la relazione empirica tra la variazione dei salari e la disoccupazione. È stata proposta nel 1958 dall'economista A.W. Phillips (1914 -75) in uno studio sul comportamento secolare del mercato del lavoro in Gran Bretagna.

-Il modelli Var (Vector Autoregressiv Models) sono dei modelli che mettono in relazione i valori correnti di un dato insieme di variabili con i valori passati delle variabili stesse.

In questo lavoro si terrà conto anche delle crisi economiche avvenute negli Stati Uniti durante gli anni '70, perciò cercheremo di fare previsioni sull'inflazione con due campioni di dati: il primo campione comprenderà tutti i dati dal primo trimestre 1955 al quarto trimestre 2007, mentre il secondo campione comprenderà i dati dal

primo trimestre 1985 al quarto trimestre 2007, periodo in cui si ritiene che

l'inflazione, su cui cerchiamo di fare previsioni, sia diventata più stabile per effetto delle politiche economiche restrittive adottate dal governo degli Stati Uniti . Dai dati sono stati esclusi anche gli anni (2008-2009) per eliminare l'effetto che l'ultima crisi economica e finanziaria ha avuto sull'inflazione.

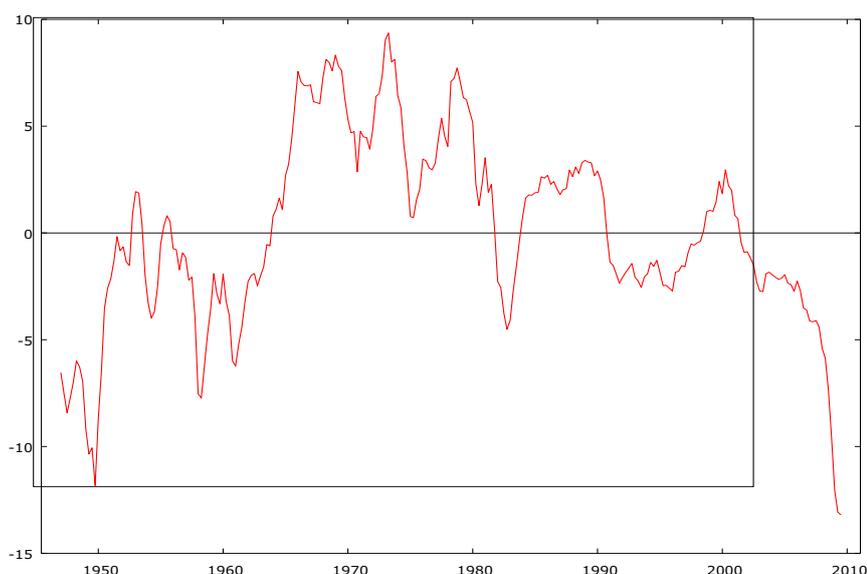
I Dati

I dati usati per questo studio sono delle serie storiche trimestrali di lungo periodo che comprendono un periodo che va dal primo trimestre 1955 al terzo trimestre 2009.

Le serie storiche di nostro interesse, per gli Stati Uniti, sono: L'indice dei prezzi al consumo (CPI), il prodotto interno lordo reale (GDP), l'Output Gap e il tasso di interesse (FEDFUNDS). Queste serie verranno utilizzate in seguito per stimare i modelli predittivi oggetto del nostro studio.

La fonte di questi dati è il sito ufficiale del laboratorio statistico degli stati uniti (United States Department of Labor).

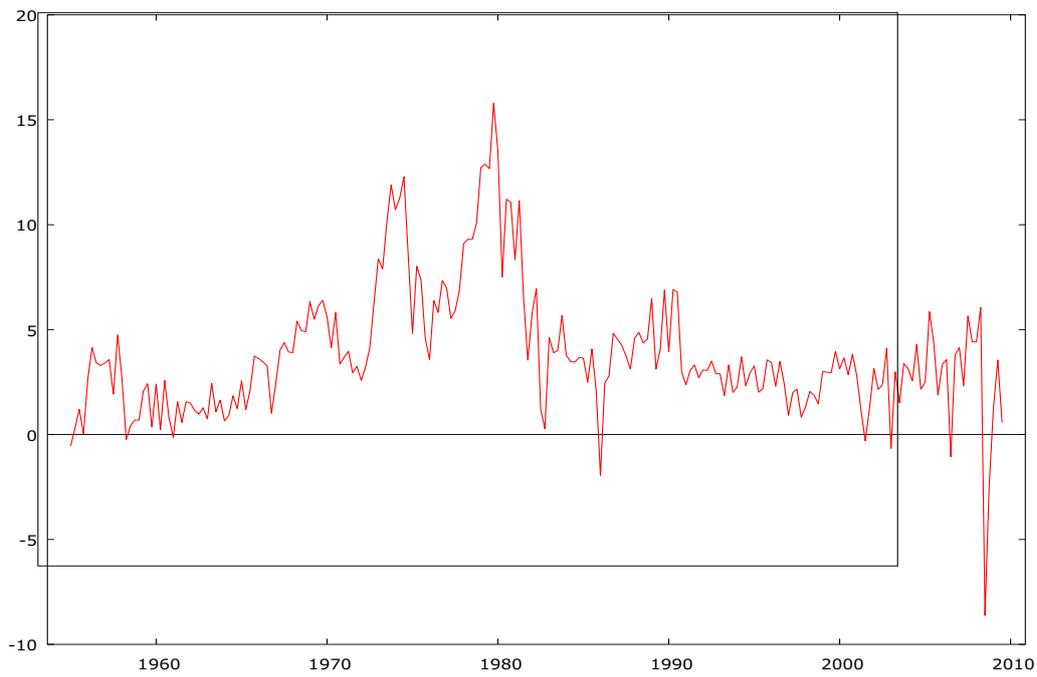
Grafico serie storica Output Gap.



OGap

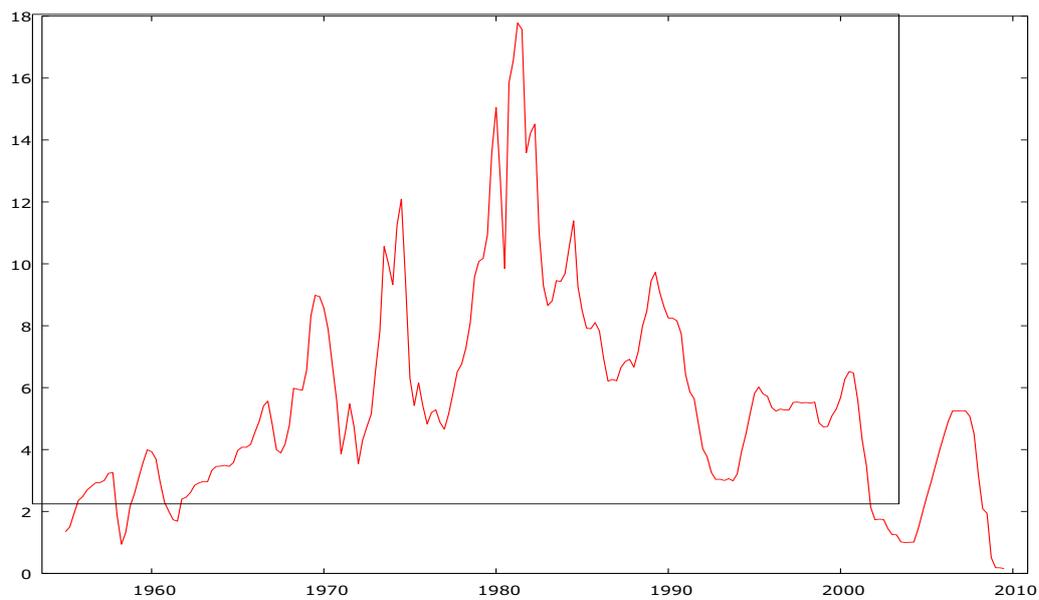
L'Output Gap è stato calcolato usando le differenze logaritmiche della serie storica del GDP e stimando un modello di regressione lineare semplice, prendendo la nostra serie storica differenziata come variabile risposta, usando un trend lineare come variabile esplicativa e includendo, nel modello, anche la costante. I residui percentualizzati del modello stimato sono il nostro Output Gap.

Grafico serie storica dell'inflazione calcolata tramite l'indice dei prezzi al consumo (CPI).



$$\text{Inflazione} = ((Pt - Pt-1) / Pt-1) * 400$$

Grafico serie storica Tasso di Interesse trimestralizzato.



Fedfunds

La curva di Phillips.

Durante il periodo 1900- 1960, negli Stati Uniti, una bassa disoccupazione è stata generalmente associata a un'elevata inflazione. Viceversa, una disoccupazione elevata è stata generalmente associata a un'inflazione bassa o negativa.

Dal 1970, negli Stati Uniti c'è stata una relazione negativa tra tasso di disoccupazione e variazione del tasso di inflazione.

La curva di Phillips si presenta nella seguente forma:

$$\pi_{t+1} = C + \alpha\pi_t + \beta(y - \tilde{y}) + \varepsilon_t$$

dove:

π_{t+1} è la variabile dipendente di previsione sul inflazione al tempo t+1

π_t è l'inflazione al tempo t, data dalla formula:

$$\pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

$(y - \tilde{y})$ è l'Output Gap, misura sintetica delle fluttuazioni. Se l'Output Gap è positivo l'inflazione sarà in crescita, mentre con un Output Gap negativo l'inflazione sarà in calo. L'Output Gap è dato dalla differenza tra Pil potenziale e Pil effettivo.

ε_t è un elemento stocastico che rappresenta la possibilità di una variazione del tasso di inflazione dovuta ad uno shock di offerta. Gli shock di offerta sono fluttuazioni non prevedibili del tasso di inflazione.

La legge di Okun mette in relazione positiva il tasso di crescita del reddito reale e la variazione della disoccupazione e ci dà la possibilità di scrivere la curva di Phillips nel seguente modo:

$$\pi_{t+1} = \alpha\pi_t - \beta(u - \bar{u}) + \varepsilon_t$$

Dove:

\bar{u} è il tasso naturale di disoccupazione

La curva relaziona negativamente la deviazione del tasso di disoccupazione u dal suo livello naturale al tasso di inflazione presente in economia, e positivamente quest'ultimo alle aspettative di inflazione e agli shock di offerta.

$$\alpha(Y - \bar{Y}) = -\beta(u - \bar{u})$$

Stima del modello.

Modello 1: Stime OLS usando le 211 osservazioni 1955:2-2007:4
Variabile dipendente: inflazione

<i>Variabile</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Statistica t</i>	<i>p-value</i>	
const	0,985749	0,193377	5,0975	<0,00001	***
OGap	0,154695	0,0346597	4,4632	0,00001	***
inflazione_1	0,717681	0,0436152	16,4548	<0,00001	***

Media della variabile dipendente = 3,96289

Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 2,95855

Somma dei quadrati dei residui = 550,214

Errore standard dei residui = 1,62643

$R^2 = 0,70067$

R^2 corretto = 0,69779

Statistica F (2, 208) = 243,439 (p-value < 0,00001)

Statistica Durbin-Watson = 2,33455

Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = -0,167386

Stat. h di Durbin -3,13015

(Usando la variabile 4 per la statistica h, con T' = 210)

Log-verosimiglianza = -400,513

Criterio di informazione di Akaike = 807,025

Criterio bayesiano di Schwarz = 817,081

Criterio di Hannan-Quinn = 811,09

Test di White per l'eteroschedasticità -

Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente

Statistica test: LM = 16,6771

con p-value = $P(\text{Chi-Square}(5) > 16,6771) = 0,0051548$

Come ci si aspettava, osservando l'output generato dalle stime del modello, notiamo come tutti i p-value associati a ciascun coefficiente ci portino a rifiutare l'ipotesi nulla di uguaglianza a zero dei medesimi, perciò si può dire che i coefficienti stimati sono significativi.

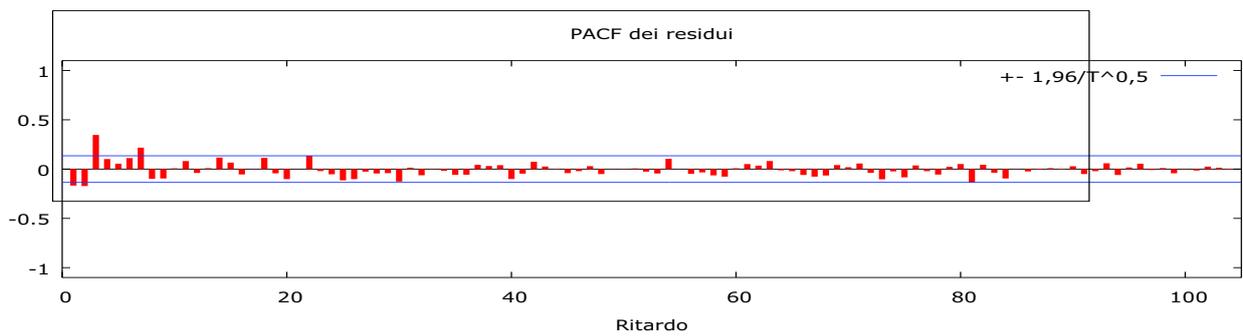
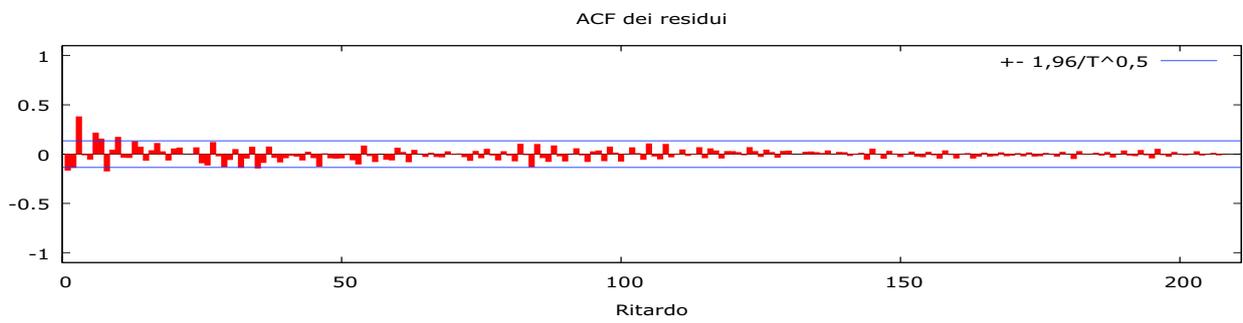
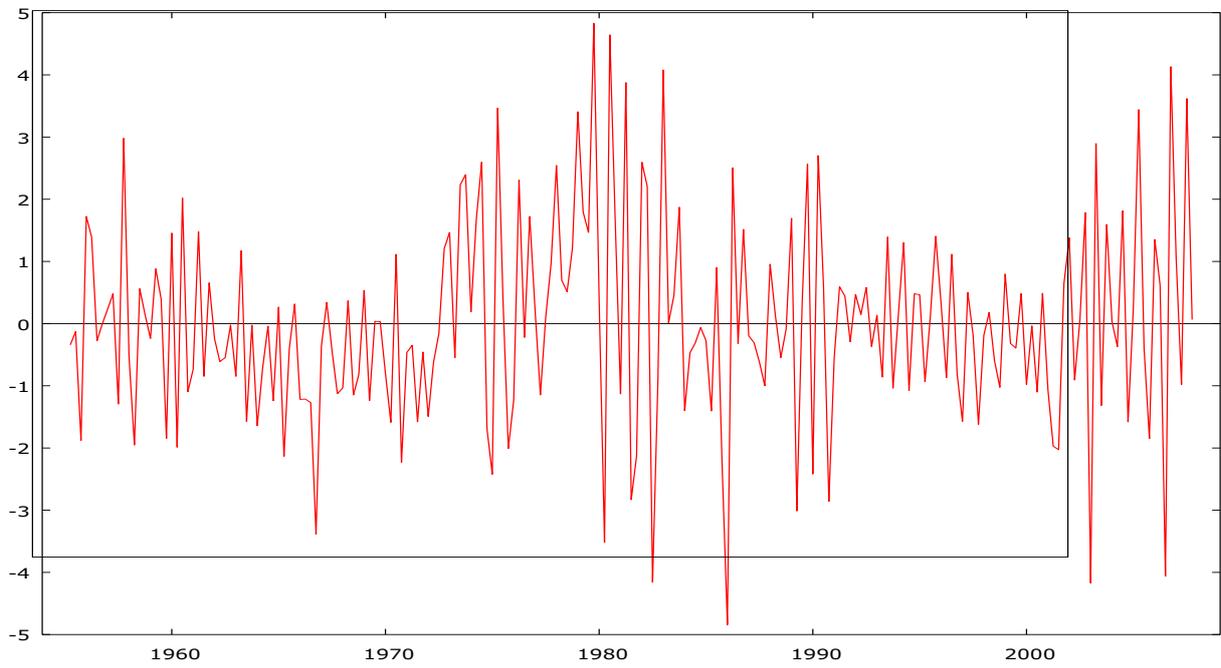
R^2 corretto è un indice che varia da 0 a 1 e indica quanto bene il modello stimato si adatta ai dati, cioè un indice di bontà del modello. Nel nostro caso, R^2 corretto = 0,69779, questo significa che il modello non è sbagliato, ma che può anche essere migliorato con l'inserimento di altre variabili esplicative.

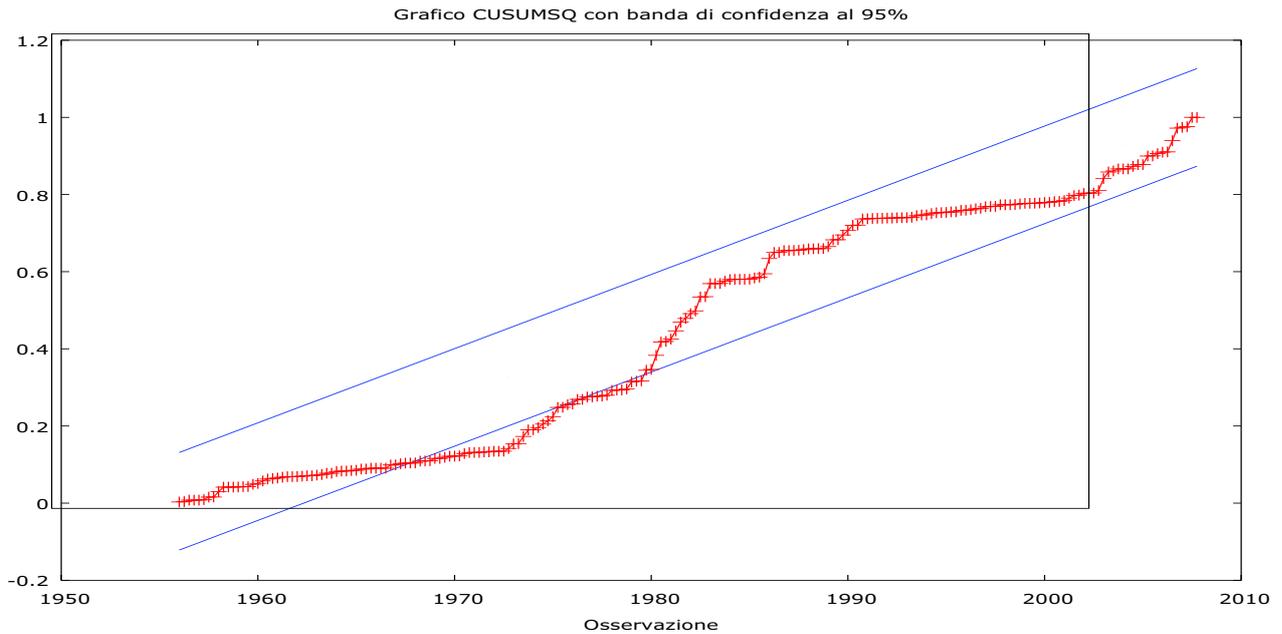
Il test di White è un test per la verifica di presenza o meno di eteroscedasticità. Dai risultati del test si rifiuta l'ipotesi nulla di mancanza di eteroschedasticità nel modello.

Il test di Durbin- Watson verifica l'ipotesi nulla di incorrelazione degli errori e per poter accettare questa ipotesi la statistica test deve essere circa 2. Nel nostro caso il valore è 2,26496 e questa differenza può essere dovuta alla variabile dipendente ritardata tra i regressori, che lo rende un indice distorto.

Studio dei residui:

Grafico dei residui.





Il test ci mostra che ci sono rotture di tipo strutturale dovute alle politiche monetarie adottate dal governo statunitense negli anni '70 con l'obiettivo di arrestare la stagflazione aggravatasi con la regressione ciclica iniziata verso la fine degli anni '70.

Anche dal grafico dei residui si notano delle grandi oscillazioni nei due periodi di crisi, a conferma di quanto è stato detto in precedenza.

Analizzando il correlogramma notiamo che ci sono delle fuoriuscite nei primi ritardi, dovute all'importanza che si dà alle ultime informazioni e anche al motivo che l'inflazione è diventata un po' meno stabile negli ultimi anni.

Stima del modello con il sottocampione.

Proviamo a ridurre la lunghezza delle nostre serie storiche scegliendo un periodo stabile dell'economia statunitense. Il sottocampione che utilizzeremo comprenderà il periodo dal primo trimestre '85 all'ultimo trimestre 2007, tempo in cui gli Stati Uniti cambiarono strategia di politica monetaria attuandola in modo molto più restrittivo. Si esclude il periodo 2008-2009, per eliminare gli effetti della recente crisi.

Stima del modello.

Modello 2: Stime OLS usando le 91 osservazioni 1985:2-2007:4
Variabile dipendente: inflazione2

<i>Variabile</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Statistica t</i>	<i>p-value</i>	
const	2,2519	0,352348	6,3911	<0,00001	***
OGap2	0,125142	0,0699335	1,7894	0,07698	*
inflazione2_1	0,275836	0,102524	2,6904	0,00854	***

Media della variabile dipendente = 3,03106

Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 1,52801

Somma dei quadrati dei residui = 182,291

Errore standard dei residui = 1,43927

$R^2 = 0,13250$

R^2 corretto = 0,11279

Statistica F (2, 88) = 6,72057 (p-value = 0,00192)

Statistica Durbin-Watson = 2,033

Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = -0,0231615

Stat. h di Durbin -0,945652

(Usando la variabile 4 per la statistica h, con T' = 90)

Log-verosimiglianza = -160,734

Criterio di informazione di Akaike = 327,468

Criterio bayesiano di Schwarz = 335,001

Criterio di Hannan-Quinn = 330,507

Test di White per l'eteroschedasticità -

Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente

Statistica test: LM = 6,77908

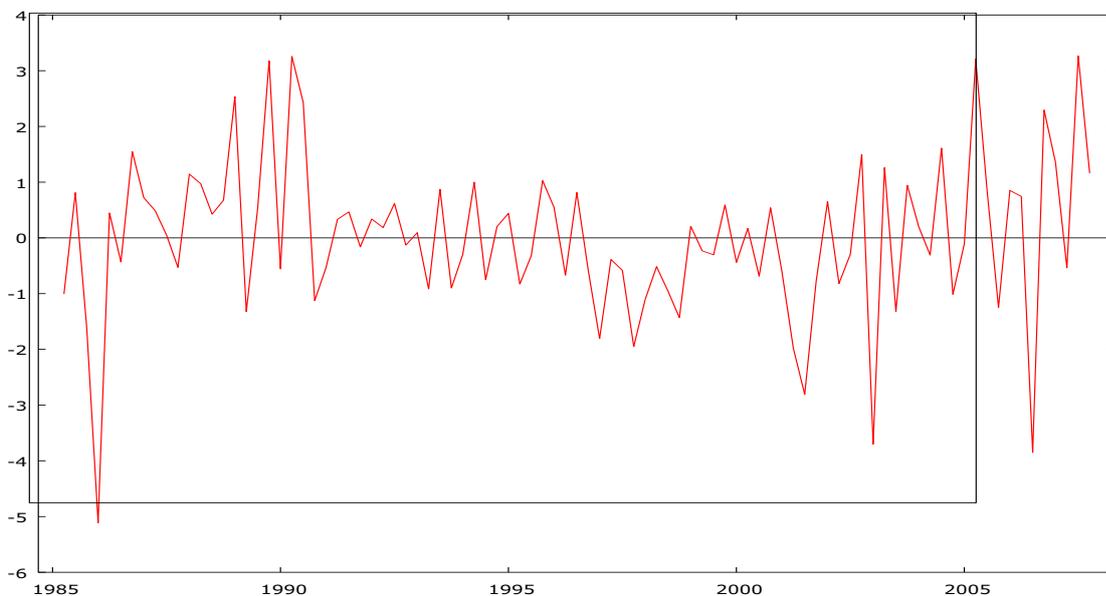
con p-value = $P(\text{Chi-Square}(5) > 6,77908) = 0,237596$

Osservando i dati si nota che i coefficienti perdono un po' di significatività e in particolare il coefficiente dell'Output Gap che non è più significativo al 95 %, ma continuando comunque ad essere significativo al 90 %, il modello si può ancora considerare efficace.

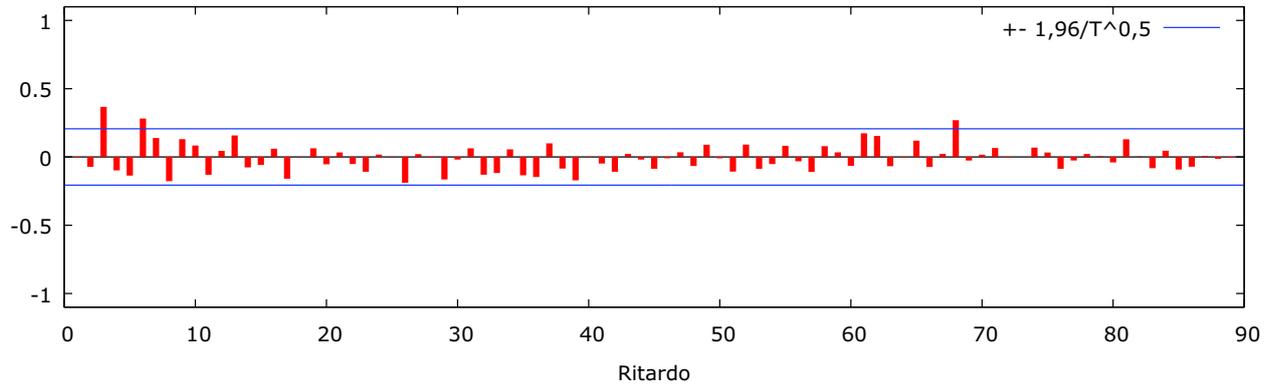
Il valore di R^2 è abbastanza peggiorato, mentre il valore della statistica test Durbin-Watson è migliorata notevolmente, a conferma di una più normale distribuzione dei residui. Osservando i criteri di Akaike e Schwarz notiamo che i loro valori si riducono notevolmente e ci indica che la qualità del modello stimato con il sottocampione migliora .

Studio dei residui.

Grafico dei residui.



ACF dei residui



PACF dei residui

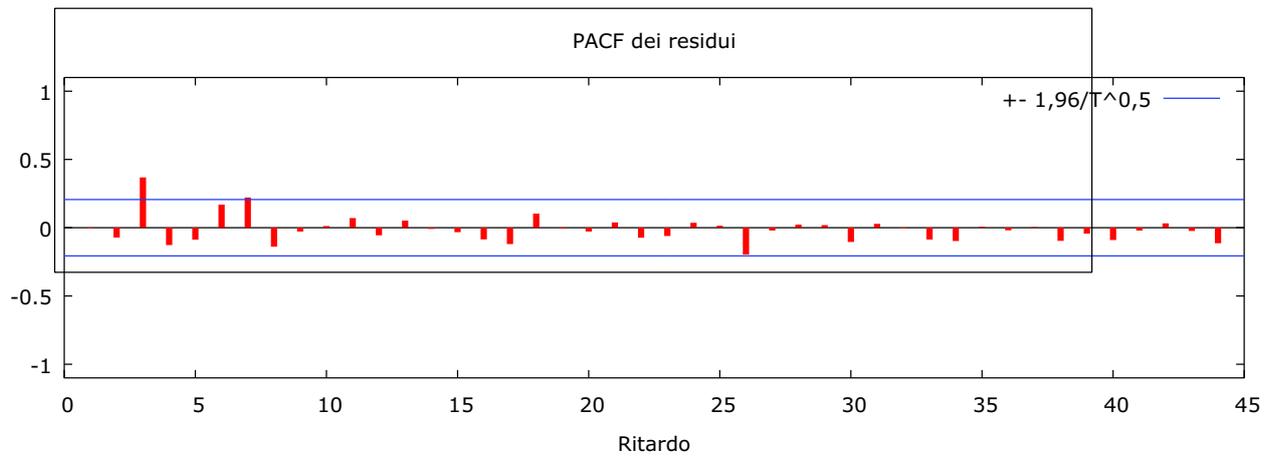
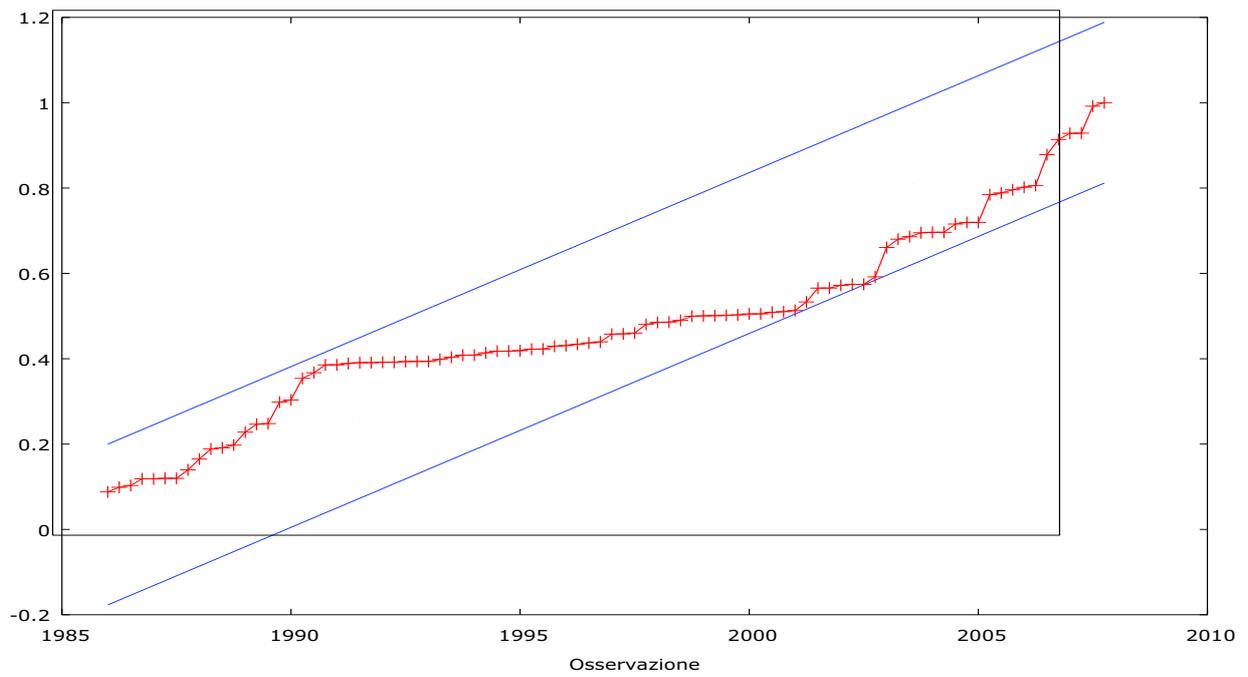
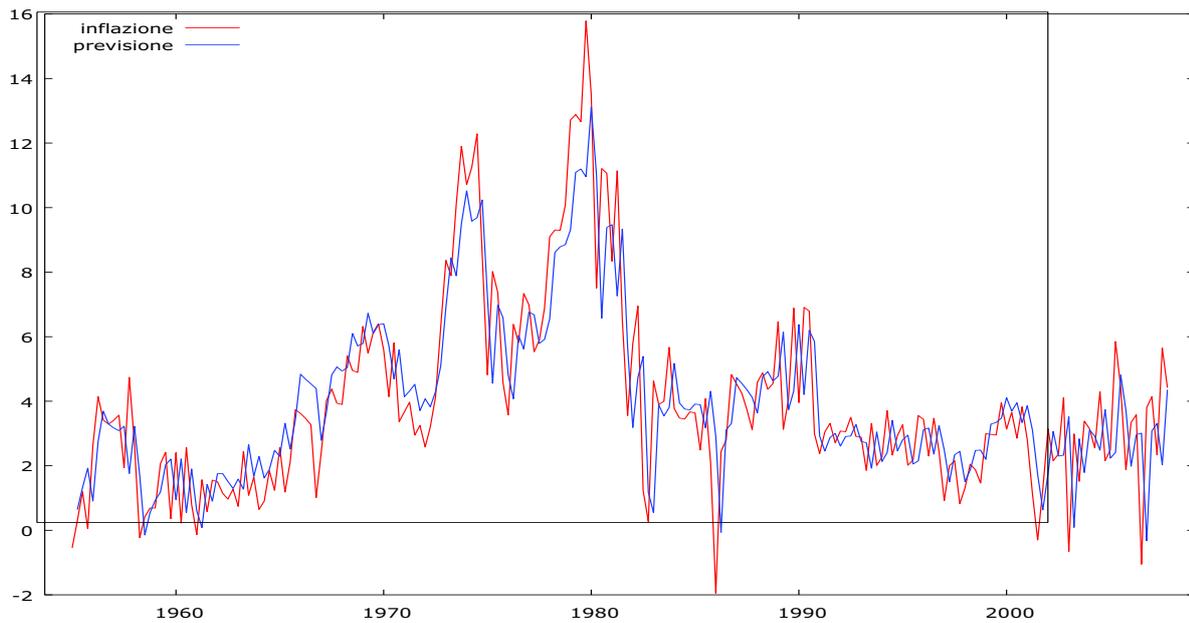


Grafico CUSUMSQ con banda di confidenza al 95%



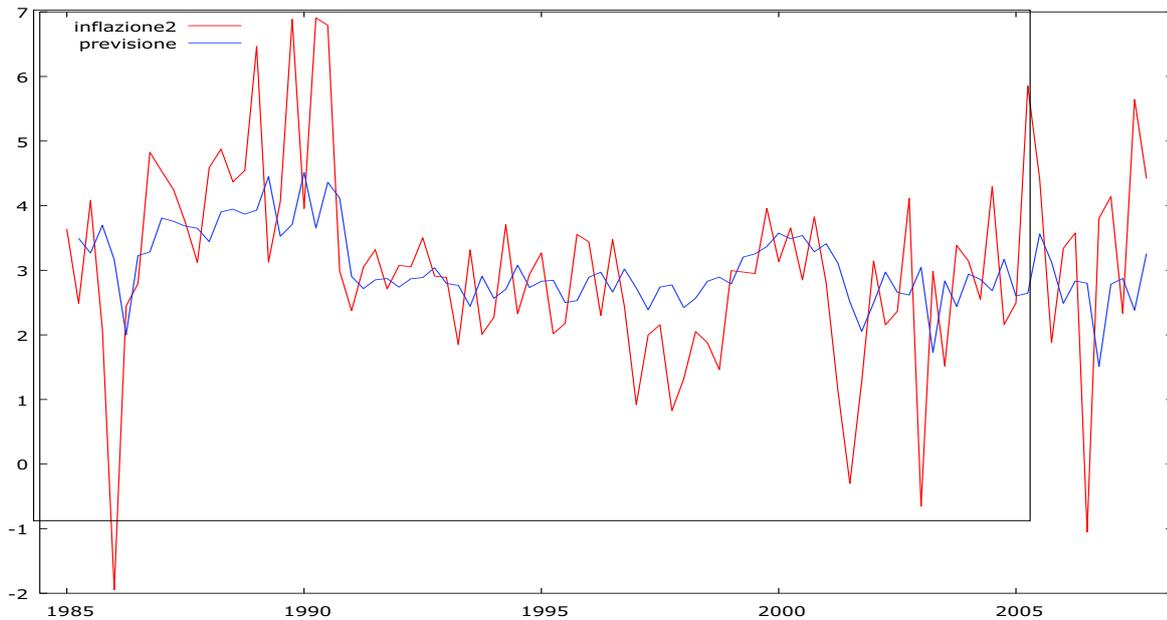
Dal test sul sottocampione si nota che non ci sono più rotture significative di tipo strutturale, e anche nel correlogramma le fuoriuscite diminuiscono. Questo conferma l'impressione avuta precedentemente.

Grafico previsione con la curva di Phillips.



Dal grafico si nota che il modello ci fornisce una previsione dell'inflazione molto soddisfacente e questo conferma che il modello stimato è un buon modello e che può andare bene per fare previsioni sull'inflazione.

Grafico previsione con il sottocampione.



Come si nota dal grafico, la linea blu della previsione è molto meno oscillabile della linea nel modello con l'intero campione e, come detto in precedenza, questo è dovuto alle politiche restrittive intraprese dal governo degli Stati Uniti dal 1985.

I modelli Var (Vector Autoregressive Model)

L'uso principale dei modelli VAR è la previsione di variabili economiche nel tempo; nonostante la loro apparente semplicità, nonché la mancanza di un fondamento teorico almeno per quel che riguarda la forma ridotta, i VAR hanno dato prova nel tempo di una notevole capacità previsiva, superiore a quella dei modelli strutturali che li hanno preceduti.

Un modello **VAR**, o **Vector Autoregression**, è un sistema di equazioni simultanee nella forma:

$$Z_t = c + \phi(L)Z_{t-1} + \varepsilon_t = c + \phi_1 Z_{t-1} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + \varepsilon_t$$

Dove :

$\Phi(L) = \sum_{i=0}^{p-1} \Phi_i L^i$ è un polinomio matriciale di ordine p nell'operatore ritardo L tale che $L^i Z_t = Z_{t-i}$

$$Z_t = \begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \\ \lambda_t \end{bmatrix}$$

e ε_t è un vettore conforme di disturbi stocastici tali che $E(\varepsilon_t) = 0$ e $E(\varepsilon_{it}^2) = \sigma_i^2$, contiene shock di offerta aggregata e di domanda aggregata.

y_t è l'Output Gap al tempo t.

λ_t è il tasso di interesse USA trimestralizzato .

Stima del modello.

Sistema VAR, ordine ritardi 4
 Stime OLS usando le osservazioni 1956:1-2007:4 (T = 208)
 Log-verosimiglianza = -839,42346
 Determinante della matrice di covarianza = 0,64258782
 AIC = 8,4464
 BIC = 9,0722
 HQC = 8,6994
 Test portmanteau: LB(48) = 437,454 (df = 396, p-value 0,073807)

Equazione 1: inflazione

<i>Variabile</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Statistica t</i>	<i>p-value</i>	
const	0,731495	0,250251	2,9230	0,00388	***
inflazione_1	0,501136	0,07472	6,7069	<0,00001	***
inflazione_2	0,0501449	0,0778798	0,6439	0,52041	
inflazione_3	0,494102	0,0783299	6,3080	<0,00001	***
inflazione_4	-0,140298	0,0765359	-1,8331	0,06831	*
OGap_1	0,159973	0,133052	1,2023	0,23069	
OGap_2	0,0554599	0,202573	0,2738	0,78455	
OGap_3	0,157193	0,19557	0,8038	0,42251	
OGap_4	-0,261347	0,140677	-1,8578	0,06471	*
Fedfunds_1	0,0731548	0,14167	0,5164	0,60618	
Fedfunds_2	-0,392482	0,197543	-1,9868	0,04834	**
Fedfunds_3	0,145533	0,199132	0,7308	0,46576	
Fedfunds_4	0,101073	0,131613	0,7680	0,44344	

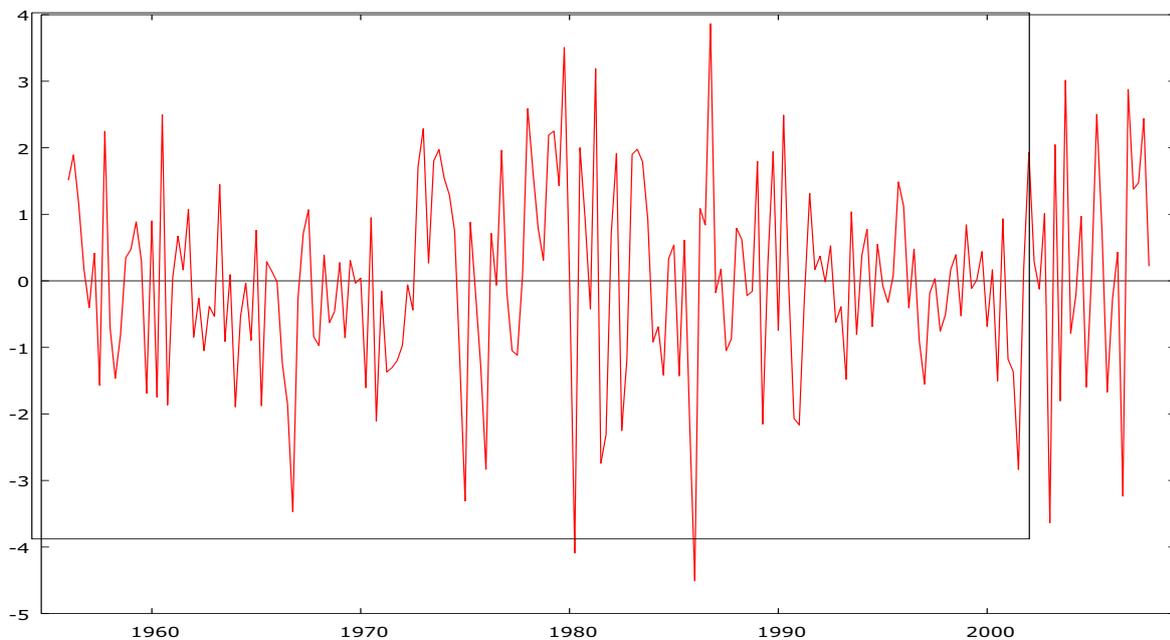
Media della variabile dipendente = 4,01263
 Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 2,94984
 Somma dei quadrati dei residui = 427,087
 Errore standard dei residui = 1,47993
 $R^2 = 0,76289$
 Statistica F (12, 195) = 52,2836 (p-value < 0,00001)
 Statistica Durbin-Watson = 1,9546
 Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = 0,0199697

Stimando il Var con ordine di ritardo 4 si nota che non tutti i coefficienti sono significativi, ma abbiamo un valore del coefficiente di determinazione $R^2 = 0,76289$, che in dati macroeconomici un valore abbastanza soddisfacente e, se osserviamo il valore della statistica test di Durbin-Watson notiamo che e molto vicino a 2, questo ci indica che il modello stimato e un buon modello. Anche questo modello si può considerare abbastanza efficace per il nostro obiettivo.

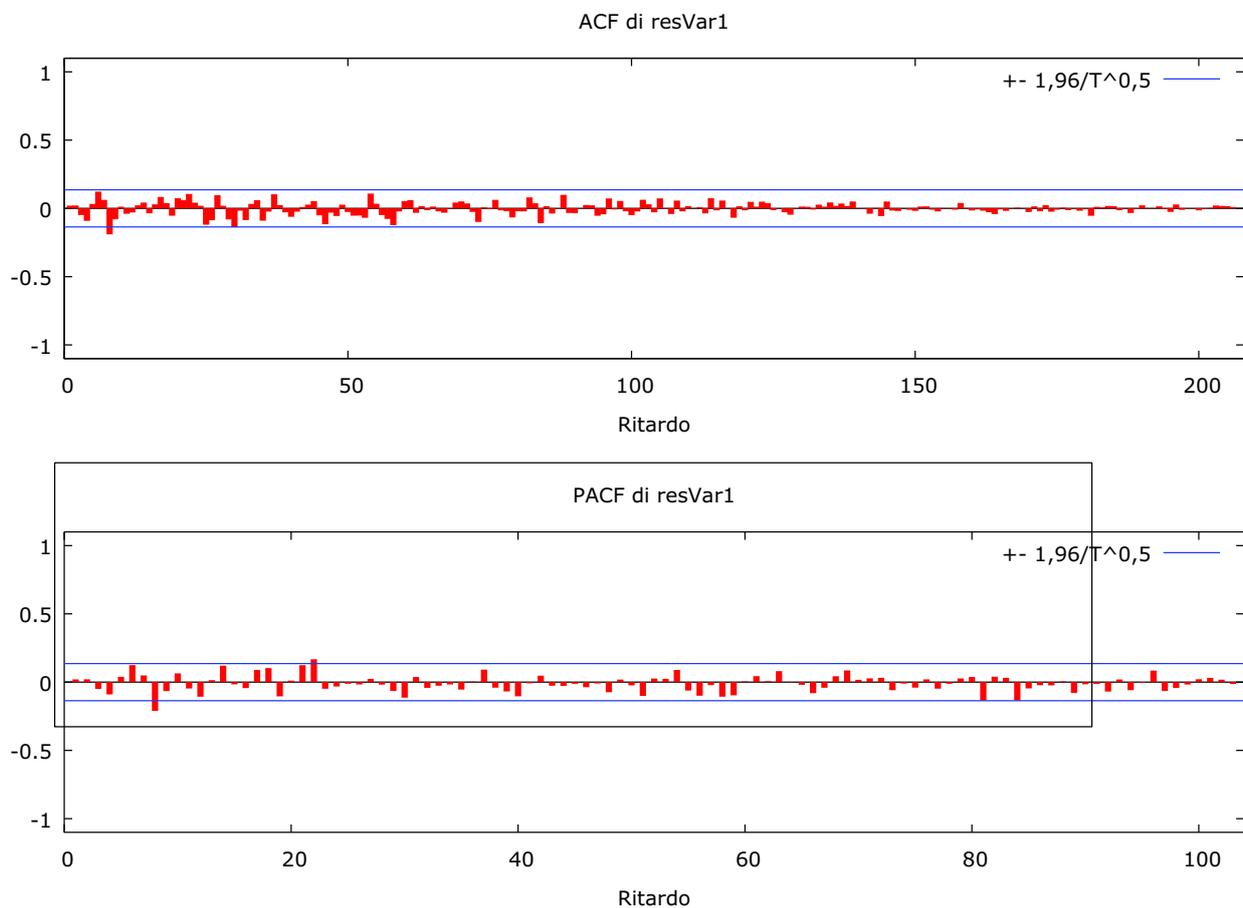
Studio dei residui.

Il valore del test di Darbin-Watson si avvicina di più a 2 rispetto al modello precedente, passando da 2,33455 a 1,9546. Il miglioramento della statistica test di Darbin-Watson ci fa pensare che i residui del secondo modello siano meno correlati di quelli del modello precedente e che il secondo modello si adatti meglio al nostro campione.

Grafico dei residui.



Correlogramma.



Dal grafico della serie storica non si notano dei grandi cambiamenti nell'andamento dei residui ma si notano delle oscillazioni significative nello stesso periodo in cui si notavano nel modello precedente.

Se andiamo ad osservare il correlogramma dei residui stimati con il secondo modello notiamo che le fuoriuscite nel secondo caso si sono diminuite e sono meno significative, perciò anche questo fatto ci fa pensare che il secondo modello sia più efficace del modello precedente.

Stima del modello con il sottocampione.

Sistema VAR, ordine ritardi 4
 Stime OLS usando le osservazioni 1986:1-2007:4 (T = 88)
 Log-verosimiglianza = -207,54549
 Determinante della matrice di covarianza = 0,022444982
 AIC = 5,6033
 BIC = 6,7012
 HQC = 6,0456
 Test portmanteau: LB(22) = 173,112 (df = 162, p-value 0,260897)

Equazione 1: inflazione2

<i>Variabile</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Statistica t</i>	<i>p-value</i>	
const	1,64025	0,703769	2,3307	0,02246	**
inflazione2_1	0,325581	0,116373	2,7977	0,00654	***
inflazione2_2	0,0554453	0,121134	0,4577	0,64848	
inflazione2_3	0,317674	0,117583	2,7017	0,00853	***
inflazione2_4	-0,26317	0,122272	-2,1523	0,03459	**
OGap2_1	0,820667	0,345009	2,3787	0,01992	**
OGap2_2	-1,14642	0,486219	-2,3578	0,02099	**
OGap2_3	0,179384	0,50253	0,3570	0,72212	
OGap2_4	0,242914	0,375182	0,6475	0,51931	
Fedfunds2_1	-0,338658	0,543348	-0,6233	0,53499	
Fedfunds2_2	0,553974	0,979247	0,5657	0,57328	
Fedfunds2_3	-0,00106827	0,929295	-0,0011	0,99909	
Fedfunds2_4	-0,186342	0,468308	-0,3979	0,69183	

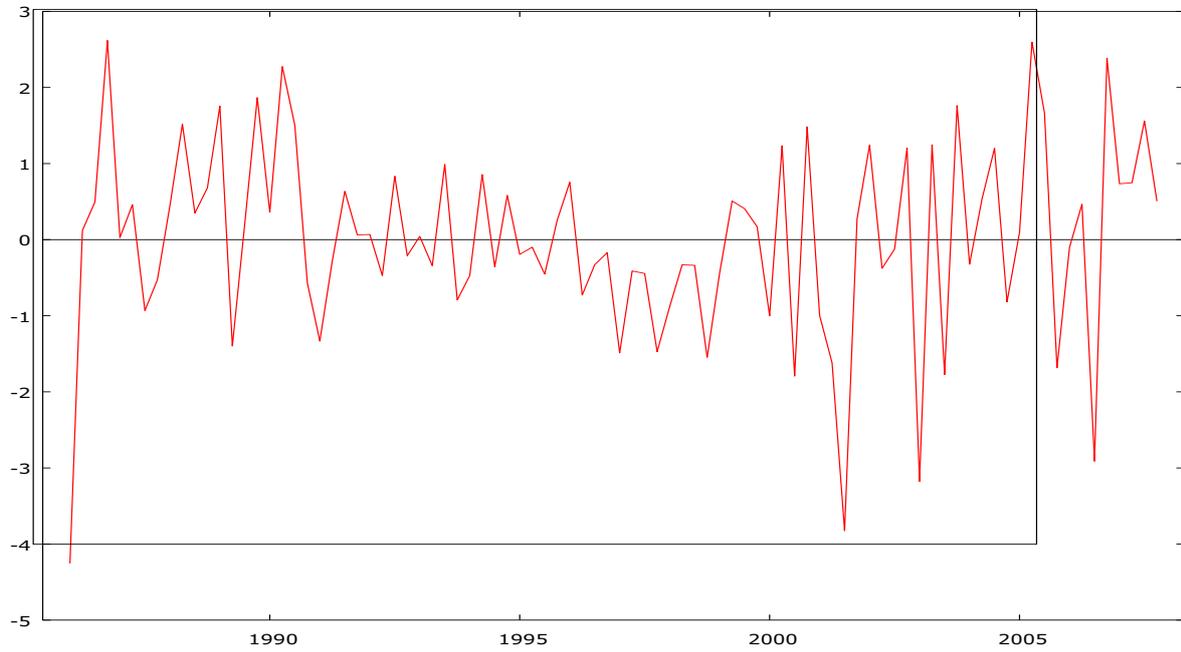
Media della variabile dipendente = 3,03616
 Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 1,54561
 Somma dei quadrati dei residui = 143,167
 Errore standard dei residui = 1,38162
 $R^2 = 0,31115$
 Statistica F (12, 75) = 2,8231 (p-value = 0,00306)
 Statistica Durbin-Watson = 2,00333
 Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = -0,0658939

Anche nella stima del modello con il sottocampione otteniamo dei coefficienti non significativa.

Il valore di R^2 si è diminuito notevolmente ma continua comunque ad essere un buon valore, mentre il valore della statistica test di Durbin-Watson è quasi 2 (2,0033), perciò possiamo dire che si accetta l'ipotesi nulla di non correlazione dei residui.

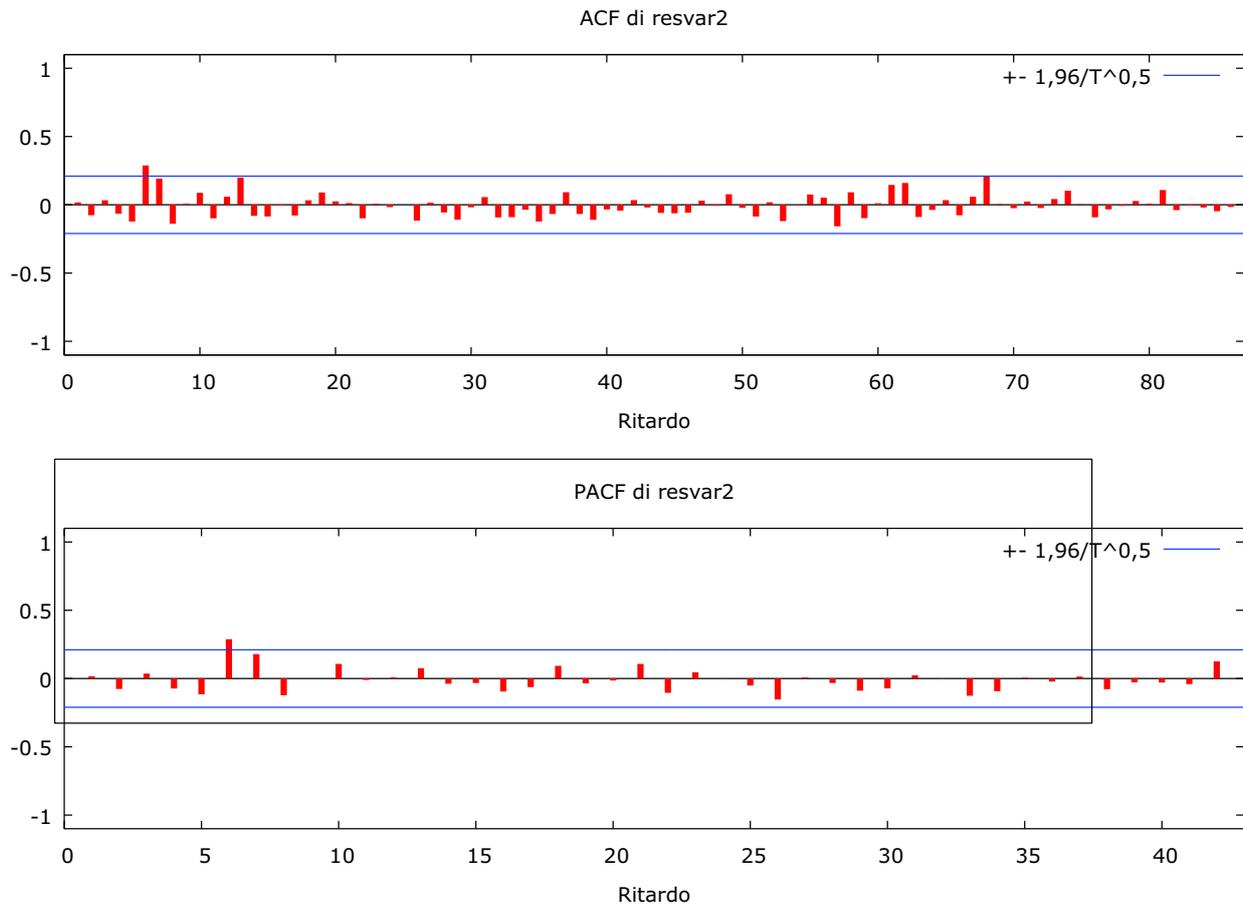
Studio dei residui.

Grafico dei residui.



Dal grafico dei residui del sottocampione si nota che le oscillazioni sono migliorate e meno ampie rispetto alle oscillazioni dei residui con l'itero campione.

Correlogramma.



Anche osservando il correlogramma dei residui ottenuti stimando il modello Var con il sottocampione notiamo che le fuoriuscite diminuiscono, l'unica fuoriuscita si nota al ritardo 7.

Grafico previsione Var.

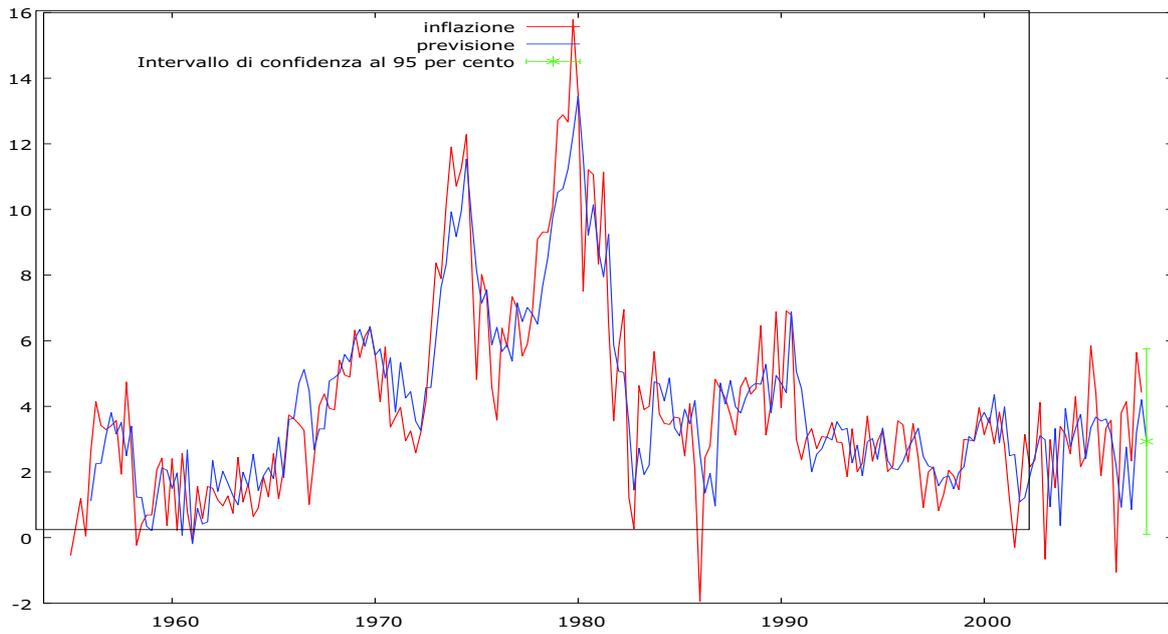
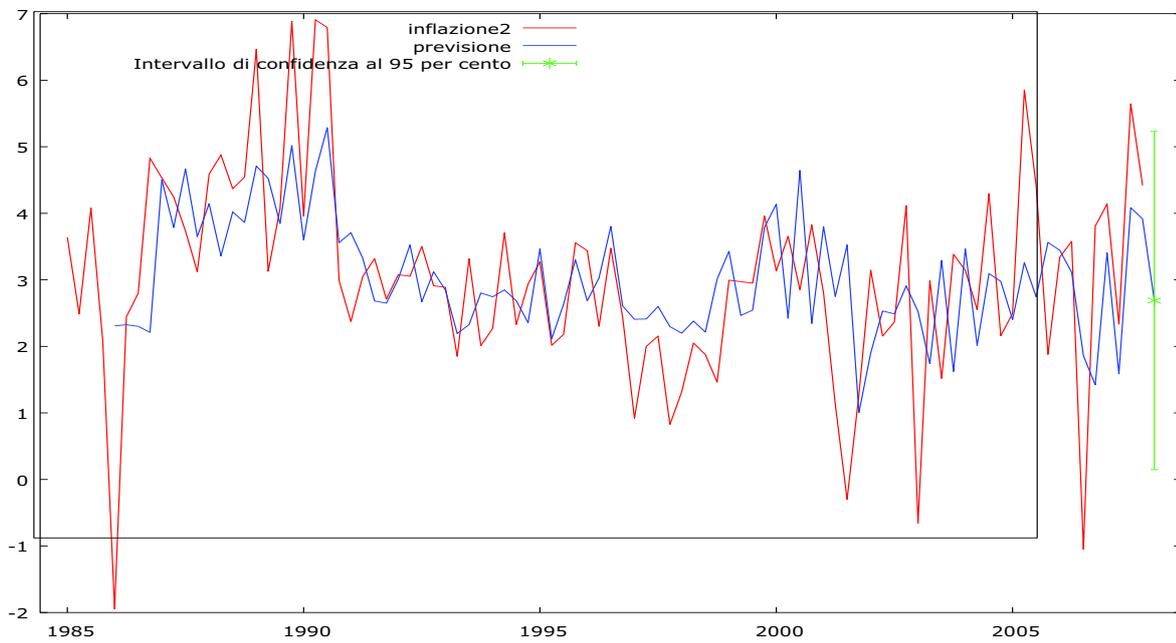


Grafico previsione con il sottocampione.



Conclusione.

L'obiettivo di questo lavoro era quello di fare un confronto sui due modelli predittivi Curva di Philips e Var, stimandoli usando la serie storica dell'inflazione statunitense e inserendo delle variabili come l'Output Gap e il Tasso di Interesse statunitense per vedere l'effetto che queste variabili hanno sull'inflazione.

Esaminando i modelli con il sottocampione si nota usando il test CUSUMQ che non ci sono più rotture di tipo strutturale, ciò ci mostra che la serie dei residui ottenuti con il sottocampione è incorrelata e i modelli migliorano la loro prestazione stimandoli con il sottocampione, questo si può notare anche dai criteri di Akaike e Schwarz.

Osservando i coefficienti di determinazione notiamo che l' R^2 corretto della Curva di Phillips (0,69779) è minore del R^2 ottenuto stimando il modello Var (0,76289). Anche stimando i modelli con il sottocampione il risultato non cambia, l' R^2 ottenuto con la Curva di Phillips (0,11270) peggiora e continua ad essere minore del valore ottenuto con il modello Var (0,3115).

Dai valori del coefficiente di determinazione R^2 e dall'analisi dei residui, possiamo concludere che il modello che si adatta meglio al nostro campione, quindi ci fornisce una migliore previsione sull'inflazione è il modello Var.

BIBLIOGRAFIA

- T. Di Fonzo, F. Lisi, 2005 *“Serie storiche economiche. Analisi statistiche e applicazioni”*, Carocci editore
- N.G. Mankiw, 2004, *“Macroeconomia”*, Zanichelli editore
- A. Phillips, 1958, *“The relationship between unemployment and the rate of change of money wages in the UK 1861-1957”*, Economica
- Artur Okun, (1962)
- M. Verbeek, *“Econometria”*, Zanichelli editore

SITI WEB

<http://it.wikipedia.org>

<http://www.google.it>