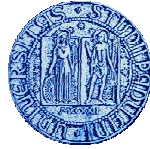


**UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA**  
**FACOLTÀ DI SCIENZE STATISTICHE**



**TESI DI LAUREA IN STATISTICA,  
ECONOMIA E FINANZA**

***CURVA DI PHILLIPS VERSIONE BLANCHARD-GALÍ:UNA  
VERIFICA EMPIRICA PER L'ECONOMIA STATUNITENSE***

**Relatore**  
**Dott CASTELNUOVO EFREM**

**Laureando**  
**BERTOLLO ENRICO**

**Anno Accademico 2006 / 2007**



# **INDICE**

	<b>pag</b>
<b>INTRODUZIONE</b>	<b>4</b>
<b>LA CURVA DI PHILLIPS</b>	<b>6</b>
<b>IL MODELLO</b>	<b>8</b>
<b>I DATI</b>	<b>9</b>
<b>VERIFICA DEL MODELLO</b>	<b>18</b>
<b>STUDIO SUL SOTTOCAMPIONE</b>	<b>28</b>
<b>STIMA DEL COEFFICIENTE</b>	<b>35</b>
<b>CONCLUSIONI</b>	<b>36</b>
<b>BIBLIOGRAFIA</b>	<b>37</b>

## INTRODUZIONE

L'economista neozelandese Alban Phillips nel 1958 propose un modello che cercò di spiegare la relazione inversa che intercorreva tra variazione dei salari reali e il livello di disoccupazione, usando dati provenienti dall'economia britannica. Tale relazione grazie ai buoni risultati ottenuti venne ben presto applicata ad altre economie. Successivamente altri economisti, rielaborarono il lavoro di Phillips e proposero un modello che relazionava inflazione e disoccupazione: allorché l'inflazione era elevata, la disoccupazione era modesta, e viceversa.

Negli anni a seguire la maggior parte degli economisti nei paesi maggiormente industrializzati furono convinti del fatto che i risultati ottenuti indicassero una relazione stabile capace di controllare disoccupazione e inflazione tramite una politica keynesiana, risolvendo in generale un problema di trade off tra i due obiettivi.

Successivamente dopo la grave crisi che colpì nel 1970 l'economia mondiale, in particolar modo gli Stati Uniti, le teorie basate sulla curva di Phillips non furono più in grado di giustificare il fatto che ad elevati livelli di disoccupazione corrispondevano elevati livelli di inflazione. Infatti, venne duramente attaccata dagli economisti del tempo, fino ad definirla un modello applicabile solo ad economie statiche come quella britannica e tedesca.

Attraverso l'esperienza acquisita, gli economisti neo-Keynesiani hanno sviluppato una versione moderna della curva di Phillips microfondata, che differisce da quella originaria per tre ragioni. La prima è che la moderna curva di Phillips ha sostituito il tasso

d'incremento dei salari al tasso d'inflazione, differenza non sostanziale perché inflazione e dinamica salariale sono strettamente correlate. La seconda è che nel modello è presente l'inflazione attesa aggiunta dovuta grazie al lavoro di Friedman e Phelps negli anni sessanta. La terza è che nella moderna curva di Phillips include gli shock d'offerta elemento molto importante in quanto soprattutto negli anni settanta con la crisi petrolifera che ha reso gli economisti consapevoli dell'importanza degli stessi per la determinazione dell'offerta aggregata.

Una versione più recente della curva di Phillips proposta da Blanchard e Galí varia dalla versione moderna perché presente nel modello le aspettative inflazionistiche ottenute attraverso survey e inserisce nel modello la variabile che stima il rapporto tra prezzi degli input non prodotti e l'indice generale dei prezzi.

Obiettivo della tesi è verificare empiricamente il modello stimato da Blanchard-Galí e la relazione tra inflazione e disoccupazione nell'economia statunitense con aspettative inflazionistiche prese da survey.

## LA CURVA DI PHILLIPS

La curva di Phillips è un'equazione che descrive la relazione positiva tra il tasso d'inflazione e le fluttuazioni della domanda aggregata.

La sua forma è descritta:

$$\pi_t = \beta E_t(\pi_{t+1}) + \alpha(y - \hat{y})_t + v$$

Dove:

- $\pi_t$  indica il tasso d'inflazione al tempo  $t$ ;
- $E_t(\pi_{t+1})$  sono le aspettative inflazionistiche;
- $(y - \hat{y})_t$  è l'output gap al tempo  $t$  cioè la differenza tra il PIL che si è realizzato al tempo  $t$  e il PIL di lungo periodo con  $\alpha$  coefficiente positivo che rappresenta quanto cresce l'inflazione, ad una variazione unitaria del gap tra reddito reale di breve periodo e reddito reale potenziale;
- $v$  indica lo shock d'offerta: il terzo termine mostra che l'inflazione può crescere o diminuire anche a causa di  $v$ . Infatti uno shock di offerta negativo, come l'aumento del prezzo del petrolio, oppure una catastrofe naturale, comporta un aumento di  $v$  e quindi un aumento dell'inflazione. Questo fenomeno è detto inflazione trainata dai costi, perché tipicamente gli shock contribuiscono a rendere più elevati i costi di produzione. Allo stesso modo esistono shock d'offerta positivi che spingono l'inflazione verso il basso con conseguente riduzione dei prezzi.

Attraverso la legge di Okun che come sappiamo mette in relazione la variazione del tasso di disoccupazione e la variazione del PIL reale.

La relazione della legge di Okun è:

$$\alpha(y - \hat{y})_t = -\gamma(u - \bar{u})_t$$

Dove  $-\gamma(u-\bar{u})_t$  rappresenta la differenza tra il tasso di disoccupazione al tempo  $t$  e il tasso di disoccupazione naturale.

La curva di Phillips nella sua forma moderna si esprime:

$$\pi_t = \beta E_t(\pi_{t+1}) - \gamma(u - \bar{u})_t + v$$

## IL MODELLO

Blanchard e Galí hanno sviluppato un modello che mette in evidenza l'inflazione, l'inflazione attesa, il tasso di disoccupazione e il rapporto tra i prezzi degli input non prodotti ed indice generale dei prezzi.

Il modello è:

$$\pi = \alpha\pi(-1) + \beta E\pi(+1) + \gamma u + \delta (p^*/P) + \xi \quad (1)$$

Il mio lavoro si concentrerà nella relazione frutturale esistente tra inflazione e disoccupazione.

Il modello che stimerò sarà quindi dato da un termine d'errore (2) che comprende al suo interno la parte che considera il rapporto tra i prezzi degli input non prodotti e l'indice generale dei prezzi.

$$\varepsilon = \delta (p^*/P) + \xi \quad (2)$$

Ottenendo così il modello (3) su cui eseguirò le mie verifiche empiriche.

$$\pi = \alpha\pi(-1) + \beta\pi(+1) + \gamma u + \varepsilon \quad (3)$$



## I DATI

La verifica empirica del modello si basa su dati provenienti rispettivamente: dal sito della Federal Reserve Bank of Philadelphia per quanto riguarda le aspettative di inflazione, per quanto riguarda l'inflazione anticipata di un periodo è stata eseguita su l'inflazione realizzata (trimestrale annualizzata) calcolata con il deflatore del pil, mentre il tasso di disoccupazione è il tasso di disoccupazione annualizzato.

Per quanto riguarda i dati provenienti dalla FDB le serie inserite erano tre chiamate rispettivamente dpgdp2 (figura2), dpgdp3 (figura3), dpgdp4 (figura4), le quali differenziavano dal periodo di previsione, infatti dpgdp4 era basata su previsione di due periodi quindi semestrale, dpgdp3 era basata su una previsione trimestrali mentre dpgdp2 era una previsione sul periodo corrente.

Per il nostro studio utilizzeremo la serie dpgdp4, poiché avente un periodo di previsione più lungo e perché presenta meno outlier rispetto alle altre due serie come possiamo vedere dai grafici che seguono (figura 1).

Figura 1

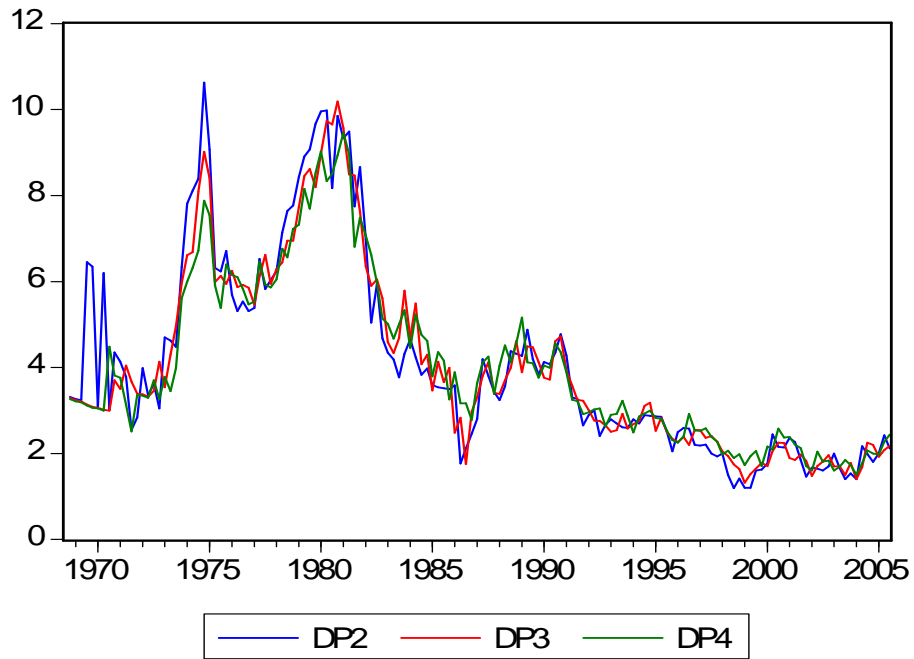


Figura 2

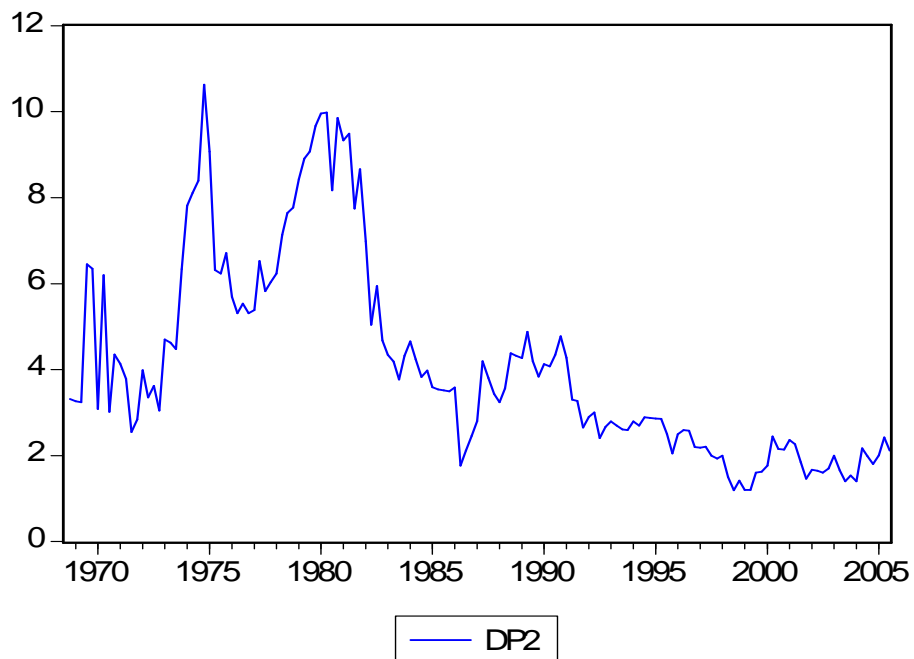


Figura 3

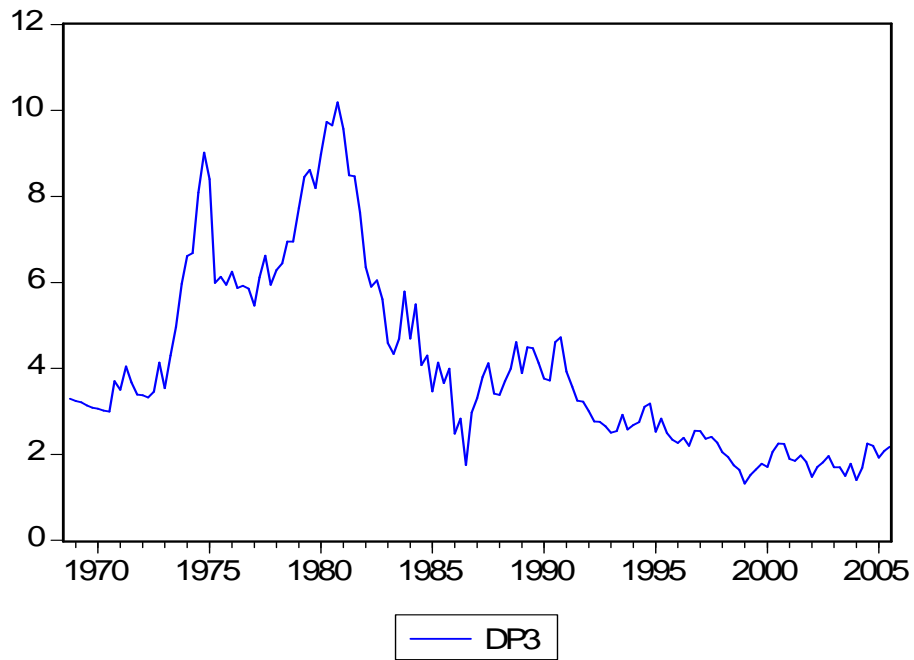
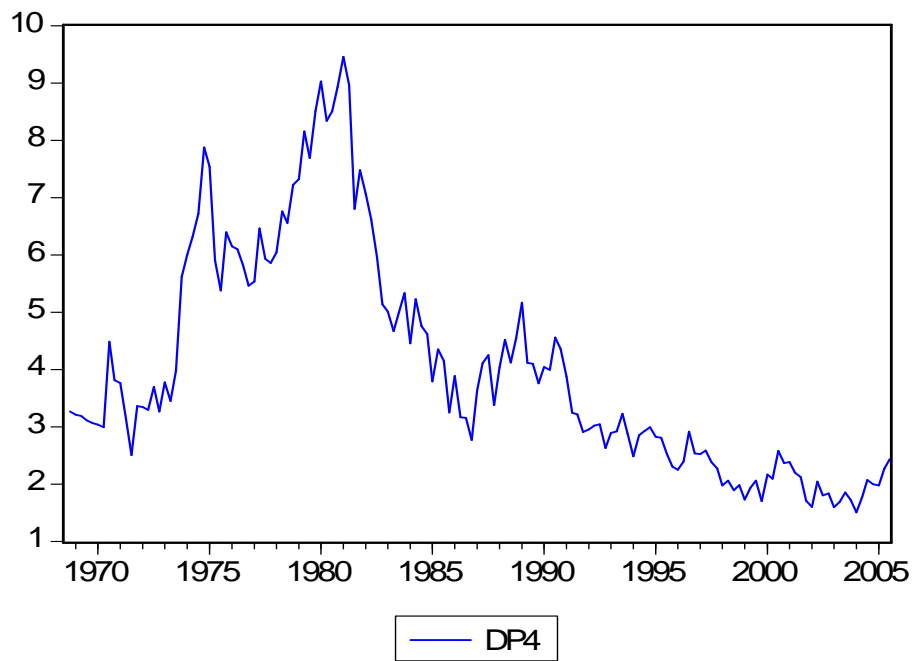


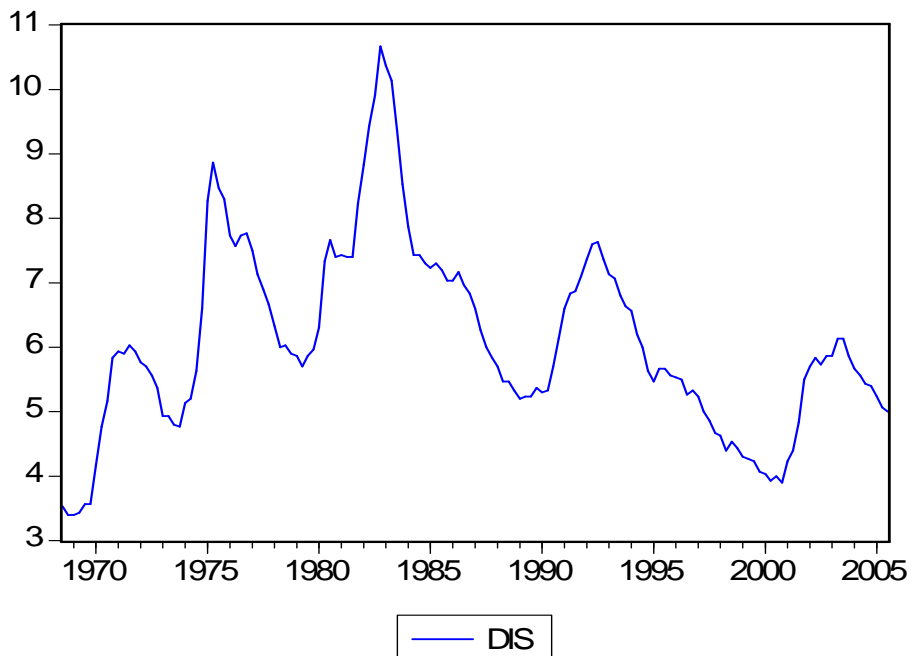
Figura4



## Disoccupazione.

Notiamo come fino a metà anni ottanta il tasso di disoccupazione tenda a crescere progressivamente, per poi allo stesso modo decrescere toccando il punto più basso attorno al 2002. (Figura5)

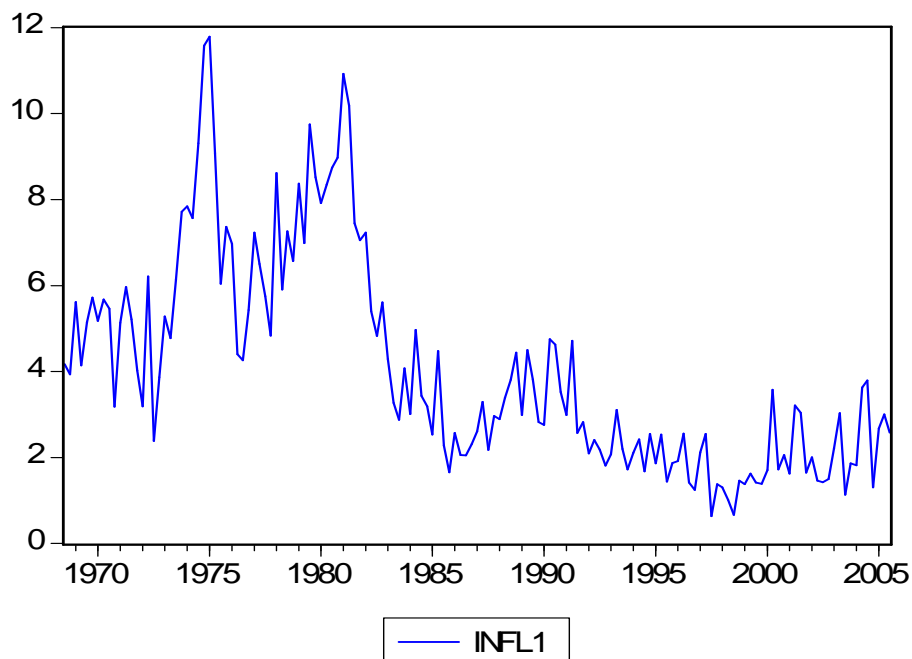
Figura5



## Inflazione del periodo precedente

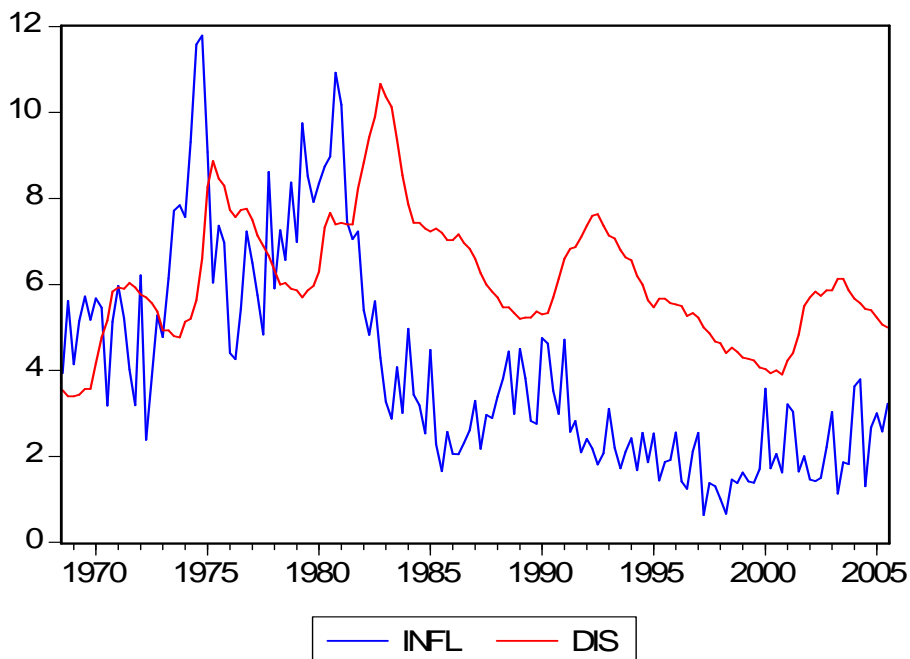
Si tratta dell'inflazione realizzata anticipata di un periodo. Si può osservare come fino al 1984 l'inflazione è stata molto alta e come inseguito ritorni sotto controllo rimanendo più stabile.(Figura6)

Figura6



Proseguo sovrapponendo le serie della disoccupazione e dell'inflazione per poter verificare se effettivamente nel nostro caso la relazione inversa che intercorre tra disoccupazione e inflazione è rispettata. (Figura 7)

Figura 7



Si può notare dal grafico come la relazione inversa tra tasso di disoccupazione e inflazione non sia rispettata fino a metà anni ottanta, ciò è dovuto al fatto che il sistema economico è stato investito da shock d'offerta. Soltanto nell'ultima parte del grafico si evidenzia come la relazione venga rispettata.

Alcune stime statistiche.

	INFL	DIS
Mean	4.064007	6.109620
Median	3.213568	5.866667
Maximum	11.79061	10.66667
Minimum	0.639126	3.400000
Std. Dev.	2.492745	1.459613
Skewness	1.003054	0.623545
Kurtosis	3.338361	3.485042
Jarque-Bera	25.69604	11.11602
Probability	0.000003	0.003856
Sum	605.5370	910.3333
Sum Sq. Dev.	919.6388	315.3096
Observations	149	149

Osservando l'output notiamo che nonostante ci sia un buon indice di curtosi, che approssima al valore tre, il test di Jarque-Bera ci porta a rifiutare l'ipotesi di normalità dei dati ciò ci fa capire che all'interno delle serie sono presenti valori anomali come si poteva anche notare osservando il valore della varianza e i valori di massimo e minimo delle due serie di dati.

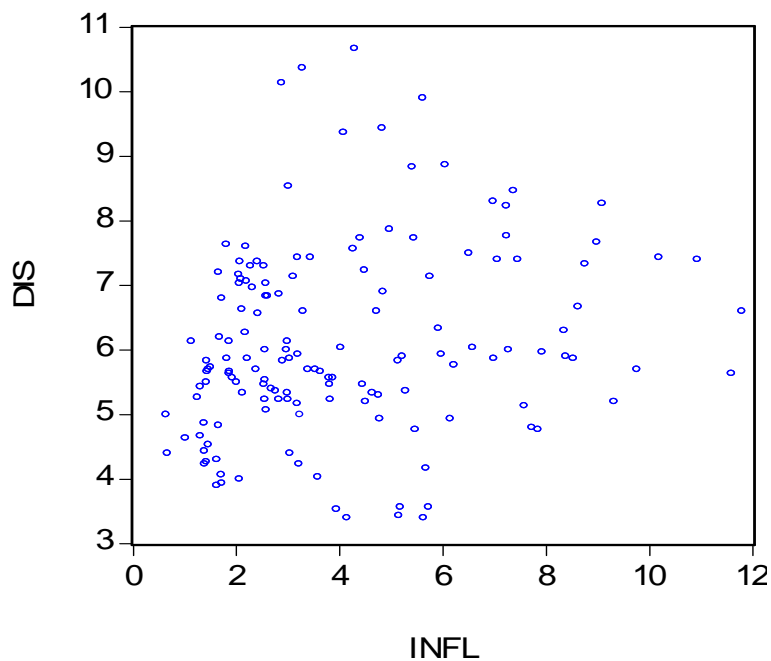
## INDICE DI CORRELAZIONE

	INFL	DIS
INFL	1	0.207554303
DIS	0.207554303	1

L'indice di correlazione tra inflazione e disoccupazione che valuta se esiste una relazione lineare tra le due variabili è positiva e si attesta su un discreto valore 0.2.

Una nuova verifica può essere eseguita attraverso la costruzione di uno scatter plot, nel quale si dovrebbe notare la relazione inversa che intercorre tra la disoccupazione e l'inflazione, quindi i punti del grafico dovrebbero disporsi attorno ad una retta con coefficiente uguale a -0.5.(Figura8)

Figura 8





Notiamo come non vi sia una relazione sistematica tra le due variabili, infatti nel grafico i punti si dispongono formando una nuvola di punti, solamente nella parte finale infatti tendano a seguire la relazione inversa. Ciò è dovuto al fatto che all'interno dell'equazione sono presenti shock d'offerta e le aspettative inflazionistiche che influenzano la relazione, se depurassimo la serie potremmo vedere come la relazione viene rispettata.

## VERIFICA DEL MODELLO

Procediamo con il nostro lavoro eseguendo da subito la verifica empirica del nostro modello tramite EViews.

Tratteremo il tasso inflazione statunitense tra l'ultimo trimestre del 1968 e il terzo trimestre del 2005.

Nella stima del nostro modello, con EViews, utilizzeremo l'opzione least squares poiché sappiamo che i dati sono esogeni rispetto la variabile risposta  $\pi$ ; la matrice di varianza-covarianza stimata è la matrice HAC (calcolata tenendo in considerazione eteroschedasticità e correlazione seriale degli errori), proposta da Newey e West.

Leggenda:

**INFL1 =  $\pi(-1)$ , DP4 =  $E\pi(+1)$ , DIS =  $u$ .**

Dependent Variable: INFL

Method: Least Squares

Date: 01/26/07 Time: 11:08

Sample: 1968:4 2005:3

Included observations: 148

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

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.315344	0.351635	3.740652	0.0003
INFL1	0.522558	0.084736	6.166916	0.0000
DP4	0.592291	0.091460	6.475949	0.0000
DIS	-0.288626	0.059917	-4.817136	0.0000
R-squared	0.804127	Mean dependent var		4.064858
Adjusted R-squared	0.800047	S.D. dependent var		2.501187
S.E. of regression	1.118434	Akaike info criterion		3.088391
Sum squared resid	180.1288	Schwarz criterion		3.169397
Log likelihood	-224.5410	F-statistic		197.0574
Durbin-Watson stat	2.197976	Prob(F-statistic)		0.000000

Osservando l'output del modello notiamo come tutti i p-value associati a ciascun coefficiente ci portino a rifiutare l'ipotesi nulla d'uguaglianza a zero dei medesimi, quindi all'accettazione del nostro modello.

Il coefficiente di determinazione  $R^2$  aggiustato è buono circa uguale a 0.8. Non d'interesse il test di Durbin Watson che verifica l'autocorrelazione dei residui, visto che viene violata l'ipotesi che tutte le variabili esplicative siano indipendenti dagli errori. Al suo interno il modello presenta la variabile ritardata sull'inflazione.

Ora procediamo osservando la serie dei residui, verificando se vi è o meno presenza di autocorrelazione. Il nostro obiettivo è ottenere una serie dei residui che approssimi a quella di un white noise, dove l'autocorrelazione risulta nulla.

Date: 01/26/07 Time: 11:17  
 Sample: 1968:4 2005:3  
 Included observations: 148

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
* .	* .	1 -0.105	-0.105	1.6507	0.199
. .	. .	2 -0.036	-0.047	1.8432	0.398
. *	. *	3 0.097	0.089	3.2704	0.352
. **	. ***	4 0.316	0.341	18.653	0.001
. .	. *	5 0.058	0.166	19.182	0.002
. *	. *	6 0.069	0.134	19.933	0.003
. .	. .	7 0.037	0.009	20.153	0.005
. *	. .	8 0.134	0.016	23.016	0.003
. *	. .	9 0.071	0.004	23.819	0.005
. *	. *	10 0.119	0.077	26.085	0.004
. .	* .	11 -0.044	-0.063	26.399	0.006
. *	. .	12 0.137	0.064	29.455	0.003
. *	. *	13 0.103	0.068	31.208	0.003
. .	. .	14 0.058	0.030	31.774	0.004
. .	. .	15 0.017	0.027	31.821	0.007
. *	. *	16 0.137	0.070	34.971	0.004
. .	. .	17 0.038	-0.008	35.215	0.006
. .	* .	18 -0.048	-0.130	35.601	0.008
. .	. .	19 0.047	-0.056	35.985	0.011
. *	. .	20 0.073	-0.043	36.922	0.012
. .	. .	21 -0.014	-0.040	36.958	0.017
* .	* .	22 -0.112	-0.149	39.162	0.014
. *	. *	23 0.117	0.068	41.583	0.010
. *	. *	24 0.083	0.104	42.816	0.010
. .	. *	25 0.017	0.109	42.868	0.014
* .	* .	26 -0.132	-0.073	46.023	0.009
. .	* .	27 0.014	-0.086	46.057	0.013
. .	* .	28 0.012	-0.123	46.085	0.017
. .	* .	29 0.012	-0.099	46.111	0.023
. .	. *	30 0.019	0.089	46.178	0.030
* .	. .	31 -0.110	-0.038	48.490	0.024

. .	. *	32	0.059	0.126	49.149	0.027
. .	. *	33	0.044	0.079	49.518	0.032
. .	. *	34	-0.005	0.113	49.523	0.042
* .	* .	35	-0.123	-0.067	52.491	0.029
. *	. *	36	0.116	0.066	55.160	0.021

La serie dei residui ci mostra una correlazione evidente al quarto ritardo. Procediamo alla stima di un nuovo modello inserendo alla serie i ritardi sull'inflazione. Nell'inserire i ritardi ci fermeremo fino al terzo in quanto l'inflazione è già ritardata di un periodo.

Dependent Variable: INFL  
Method: Least Squares  
Date: 01/16/07 Time: 15:49  
Sample: 1968:4 2005:3  
Included observations: 148  
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.806215	0.347327	5.200325	0.0000
INFL1	0.343572	0.119149	2.883548	0.0045
DP4	0.436646	0.091909	4.750844	0.0000
INFL1(-1)	0.037716	0.081814	0.460999	0.6455
INFL1(-2)	0.122186	0.078837	1.549851	0.1234
INFL1(-3)	0.209363	0.087869	2.382679	0.0185
DIS	-0.394110	0.065291	-6.036189	0.0000
R-squared	0.827809	Mean dependent var		4.064858
Adju R-squa	0.820481	S.D. dependent var		2.501187
S.E regres.	1.059744	Akaike info criterion		3.000073
Sum squar.	158.3510	Schwarz criterion		3.141833
Loglikelihoo	-215.0054	F-statistic		112.9762
Durbin-Wat	1.914741	Prob(F-statistic)		0.000000

Il rifiuto dell'ipotesi nulla corrispondente a ciascun coefficiente ci porta ad accettare nuovamente il nostro modello. Notiamo che le stime delle statistiche dell'output sono simili a quelle ottenute in precedenza, con un leggero miglioramento delle statistiche di Akaike e Schwarz.

Procediamo ora con la verifica della serie dei residui, la quale, per poter accettare il modello, deve approssimare a quella di un White Noise dove le autocorrelazioni sono nulle

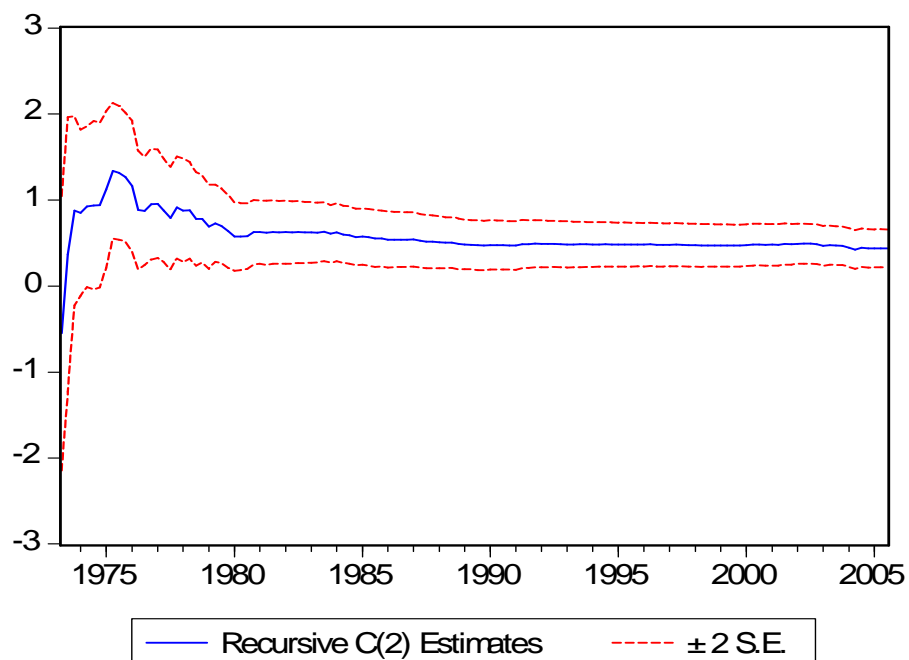
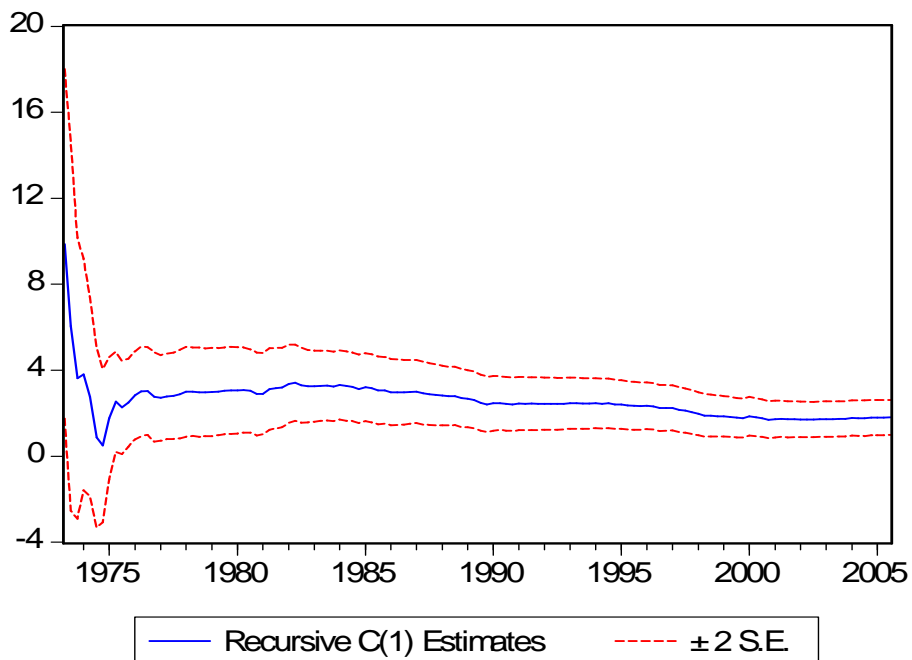
Date: 01/26/07 Time: 11:10  
 Sample: 1968:4 2005:3  
 Included observations: 148

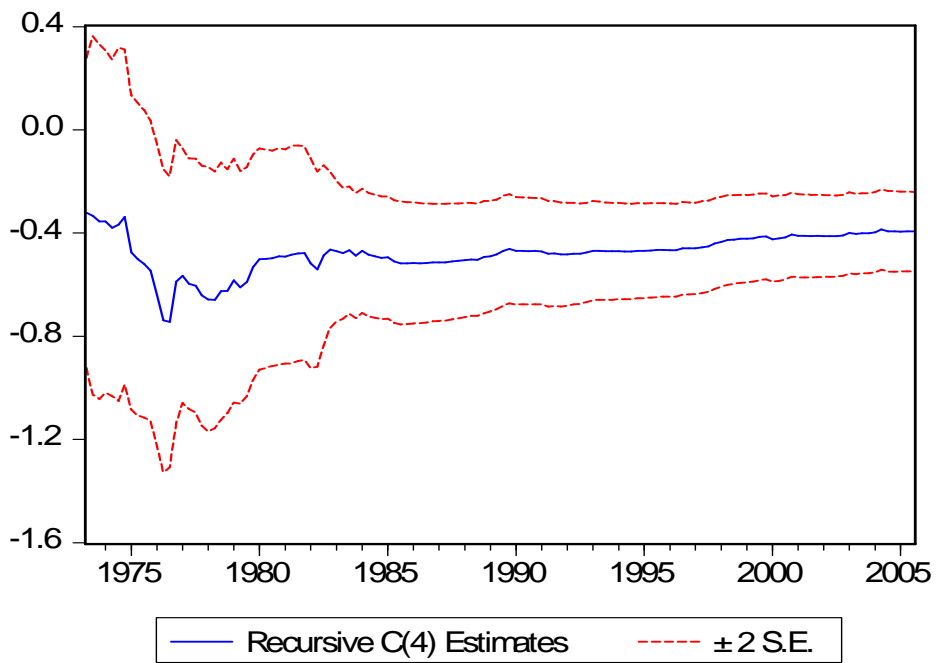
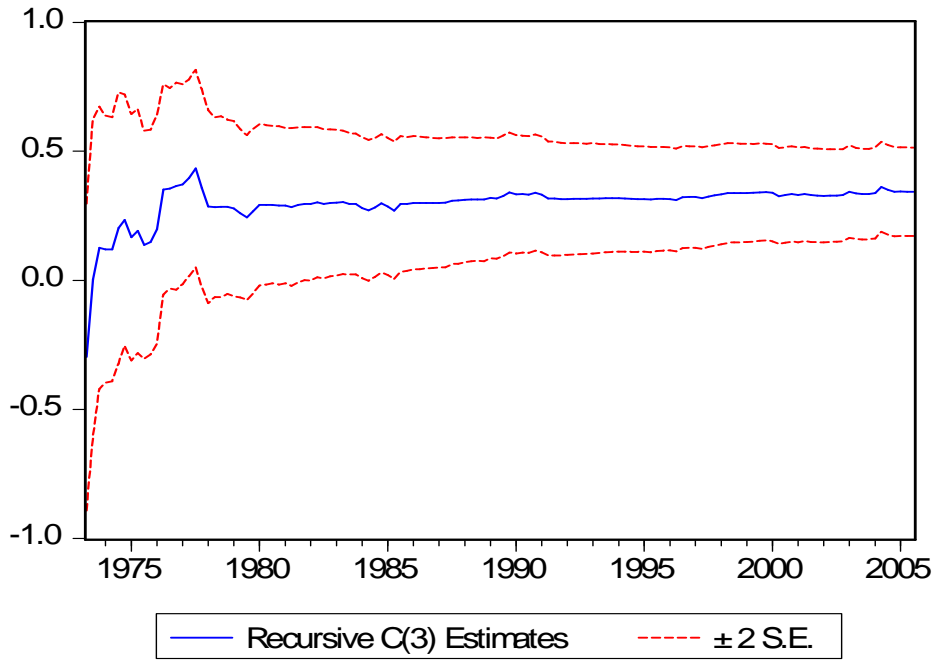
Autocorre lation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 0.039	0.039	0.2308	0.631
. .	. .	2 0.045	0.044	0.5383	0.764
. .	. .	3 0.062	0.059	1.1310	0.770
. *	. *	4 0.097	0.091	2.5843	0.630
. .	. .	5 -0.018	-0.030	2.6358	0.756
. .	. .	6 -0.003	-0.013	2.6368	0.853
. .	. .	7 -0.041	-0.050	2.8985	0.894
. .	. .	8 -0.005	-0.008	2.9025	0.940
. .	. .	9 -0.027	-0.018	3.0180	0.964
. .	. .	10 0.042	0.052	3.3066	0.973
* .	* .	11 -0.093	-0.087	4.7211	0.944
. *	. *	12 0.068	0.075	5.4754	0.940
. .	. *	13 0.065	0.066	6.1772	0.939
. .	. .	14 0.059	0.050	6.7519	0.944
. .	. .	15 0.021	0.022	6.8231	0.962
. *	. .	16 0.089	0.060	8.1607	0.944
. .	. .	17 -0.004	-0.026	8.1634	0.963
* .	* .	18 -0.086	-0.112	9.4224	0.949
. .	. .	19 -0.049	-0.049	9.8394	0.957
. .	. .	20 -0.039	-0.044	10.109	0.966
* .	. .	21 -0.075	-0.038	11.102	0.961
* .	* .	22 -0.083	-0.064	12.313	0.951
. *	. *	23 0.134	0.182	15.493	0.876
. *	. *	24 0.103	0.131	17.406	0.831
. .	. .	25 0.039	0.047	17.674	0.856
* .	* .	26 -0.108	-0.159	19.794	0.801
. .	* .	27 -0.010	-0.071	19.812	0.839
. .	* .	28 -0.035	-0.088	20.035	0.863
. .	* .	29 -0.025	-0.059	20.148	0.888
. .	. .	30 -0.005	0.040	20.153	0.913
* .	* .	31 -0.127	-0.093	23.231	0.841
. .	. .	32 -0.010	0.052	23.249	0.870
. .	. .	33 -0.011	0.010	23.273	0.895
. .	. .	34 -0.043	0.052	23.634	0.908
* .	* .	35 -0.128	-0.110	26.857	0.836
. *	. *	36 0.088	0.087	28.387	0.813

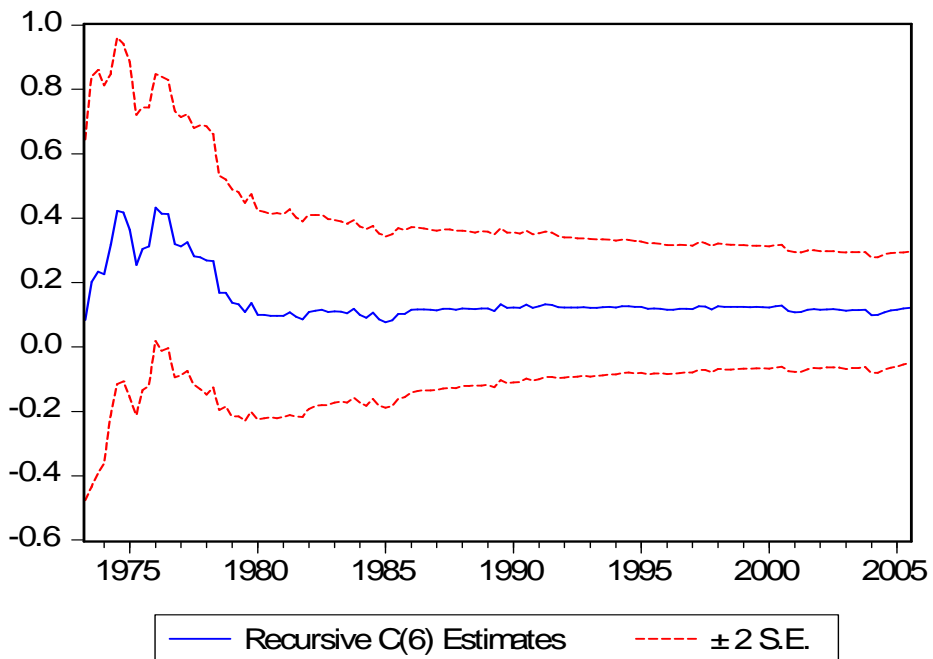
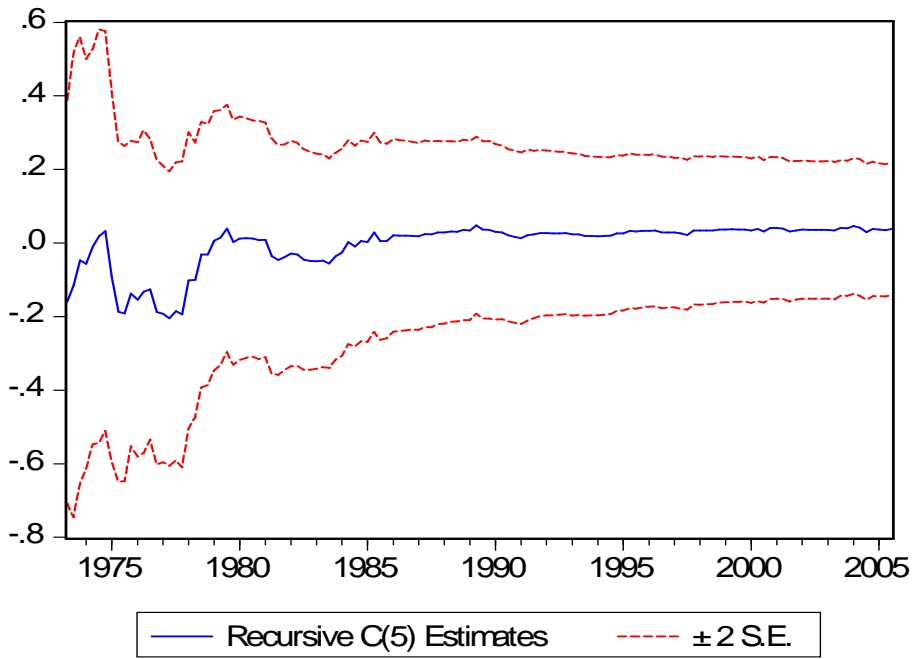
La serie dei residui ci porta ad accettare il modello in quanto approssima a quello di un white noise.

Procediamo alle stime recursive del modello, per verificare la stabilità dei coefficiente nel tempo. La stima recursive che consiste nello

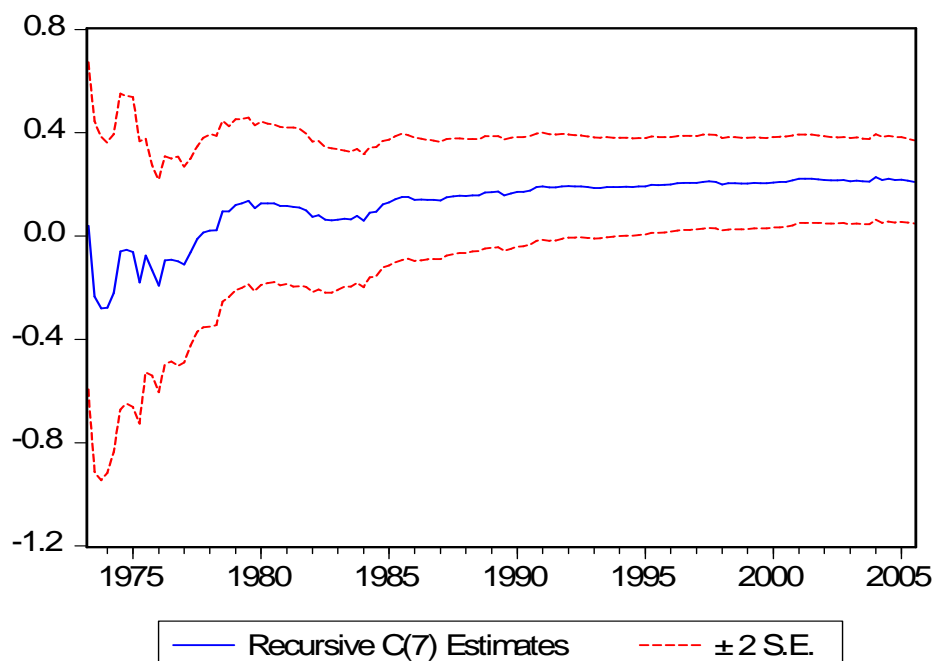
stimare i parametri della regressione ripetutamente utilizzando serie storiche sempre più ampie.







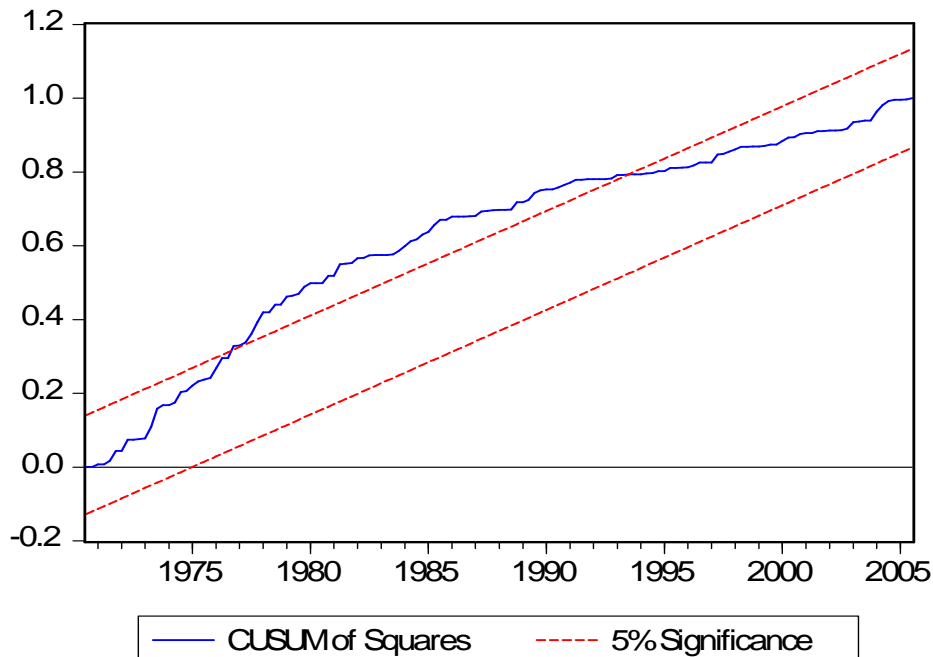




Notiamo come i primi tre grafici che rappresentano le stime recursive rispettivamente della costante della serie  $dp4$  e dell'inflazione ritardata di un periodo, risultino leggermente instabili nel primo periodo per poi stabilizzarsi. Allo stesso modo osserviamo come le serie ritardate dell'inflazione presenti molta instabilità soprattutto la stima recursiva del coefficiente  $C(5)$  corrispondente a  $infl(-2)$  che fino al 1982 presenta squilibri che successivamente si vanno a stabilizzare. Ciò è dovuto al fatto che quel periodo, per gli Stati Uniti verrà sicuramente ricordato per la sperimentazione che le autorità di politica monetaria effettuarono, provocando forte inflazione. In seguito si attuò una politica monetaria più aggressiva che portò ad aumentare i tassi d'interesse per evitare un'inflazione incontrollabile.

Eseguiamo ora il test di CUSUMQ per verificare se vi siano o meno e in che periodo rotture di tipo strutturale.

## Test di CUSUMQ:



Il grafico ci porta a pensare che vi sia una rottura di tipo strutturale nel modello.

Visualizzata la rottura di tipo strutturale eseguiamo una ulteriore verifica, attraverso il test di Chow, nel periodo in cui si osserva la fuoriuscita dalle bande.

### Chow Breakpoint Test: 1974:4

F-statistic	2.908788	Probability	0.007290
Log likeliho ratio	20.93573	Probability	0.003866

### Chow Breakpoint Test: 1975:1

F-statistic	4.261659	Probability	0.000279
Log likeliho ratio	29.74792	Probability	0.000106

Chow Breakpoint Test: 1984:3

---

---

F-statistic	2.599595	Probability	0.015124
Log likelihood ratio	18.84589	Probability	0.008684

---

---

Chow Breakpoint Test: 1984:4

---

---

F-statistic	2.483928	Probability	0.019808
Log likelihood ratio	18.05644	Probability	0.011718

---

---

Osserviamo quindi attraverso il test di Chow che vi è stata una rottura di tipo strutturale dal quarto trimestre 1974 al terzo trimestre 1984, ciò è dovuto, come detto in precedenza, al fatto che gli Stati Uniti hanno subito un cambiamento radicale di politica economica.

Infatti l'amministrazione Reagan, una volta preso servizio nel gennaio 1981, si sarebbe prefissa di raggiungere due obiettivi fondamentali: *a)* arrestare la stagflazione dell'economia americana, aggravatasi con la recessione ciclica iniziata verso la fine del 1979; *b)* contrastare il declino della supremazia economica degli Stati Uniti all'interno del sistema capitalistico mondiale. Di interesse per la nostra tesi è sicuramente il primo obiettivo che si voleva perseguire, che si cercò di centrare con una drastica svolta alla politica economica degli Stati Uniti in materia monetaria.

Tutto ciò ebbe luogo grazie ad un ulteriormente rafforzamento delle già severe restrizioni monetarie già affermatesi con l'avvento di Paul A. Volker alla Federal Reserve (1979), volta ad arrestare l'ascesa dell'inflazione.

Di nostro interesse ora è studiare il sottocampione che va dal terzo trimestre del 1984 al terzo trimestre del 2005.

## STUDIO SUL SOTTOCAMPIONE

Proviamo per questo a studiare un sottocampione di dati eseguendo una verifica empirica per la stabilità dei coefficienti. Il nostro sottocampione quindi parte dal terzo trimestre del 1984 fino al terzo trimestre 2005 periodo in cui come detto in precedenza gli Stati Uniti cambia strategia di politica monetaria attuandola in modo molto più restrittivo.

Dependent Variable: INFL

Method: Least Squares

Date: 01/18/07 Time: 11:45

Sample: 1984:3 2005:3

Included observations: 85

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

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.210991	0.483921	2.502453	0.0144
DP4	0.245457	0.176526	1.390482	0.1683
INFL1	0.163703	0.111061	1.473998	0.1445
INFL1(-1)	0.000587	0.086073	0.006819	0.9946
INFL1(-2)	0.129355	0.082148	1.574665	0.1194
INFL1(-3)	0.341063	0.111542	3.057720	0.0031
DIS	-0.183591	0.084323	-2.177220	0.0325
R-squared	0.444915	Mean dependent var	2.411014	
Adjusted R-squared	0.402216	S.D. dependent var	0.953569	
S.E. of regression	0.737266	Akaike info criterion	2.307028	
Sum squar.resid	42.39781	Schwarz criterion	2.508188	
Log likeliho	-91.04871	F-statistic	10.41982	
DurbinWats on stat	1.966036	Prob(F-statistic)	0.000000	

Notiamo come le stime dei coefficienti peggiorino leggermente in particolar modo infl1 e dp4, nonostante ciò il coefficiente di determinazione aggiustato si attesta su un buon valore 0.40.

Procediamo con la verifica della serie dei residui.

Date: 01/26/07 Time: 11:05

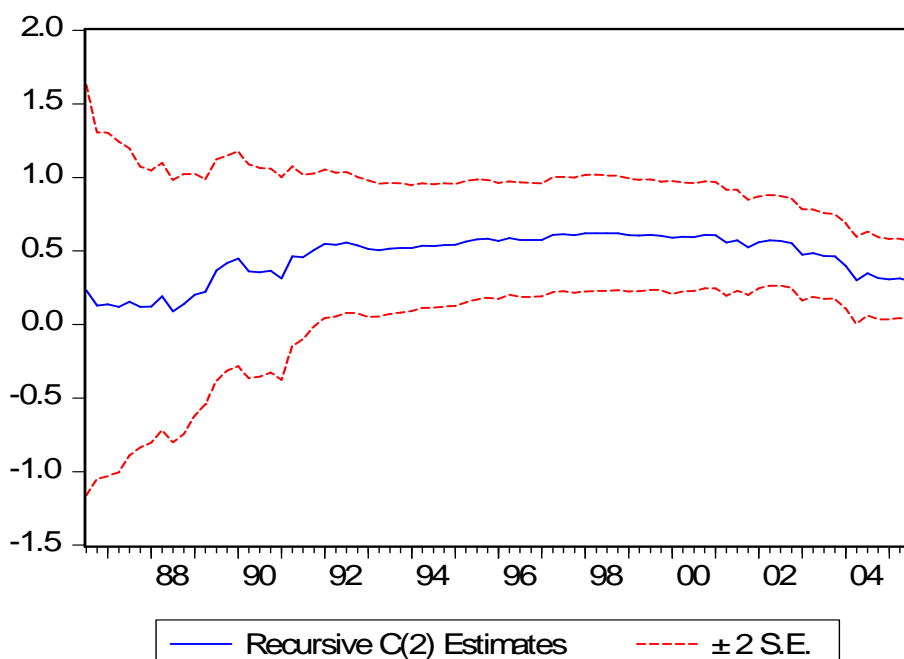
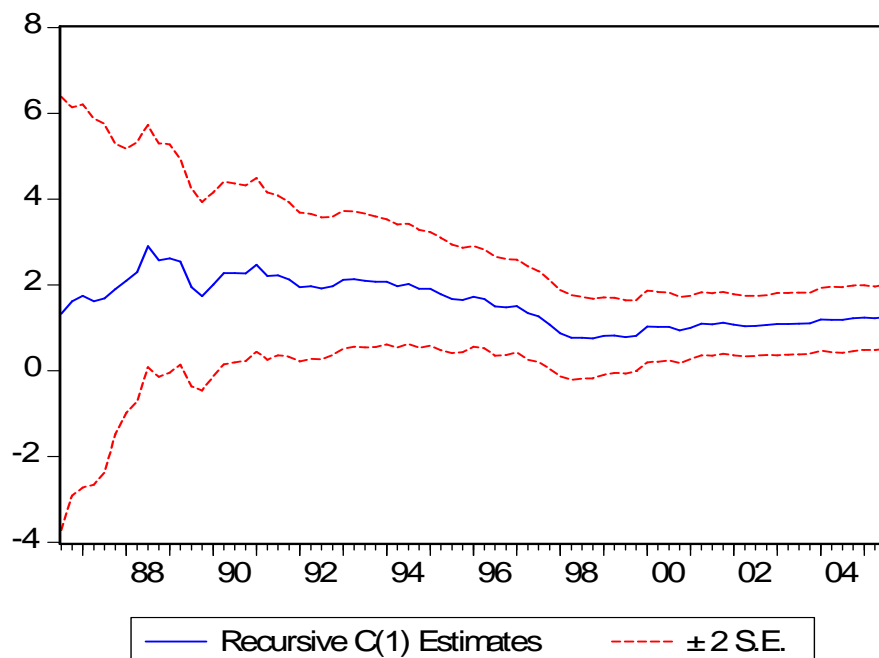
Sample: 1984:3 2005:3

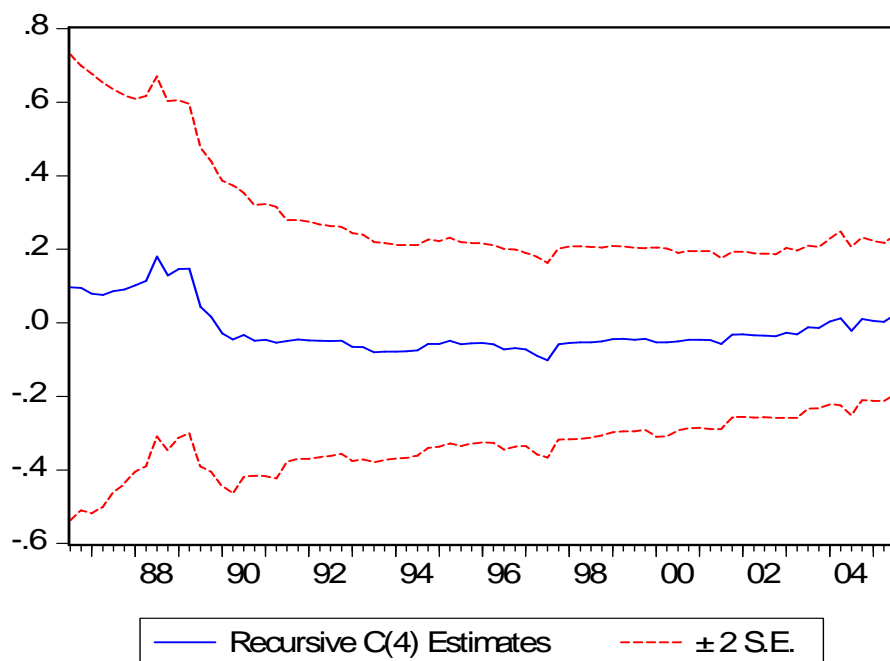
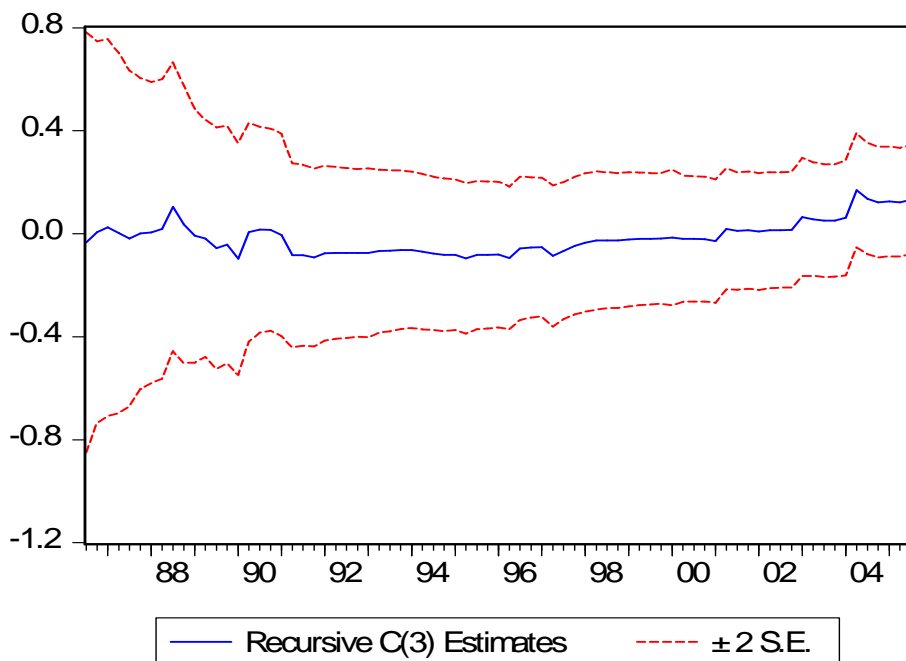
Included observations: 85

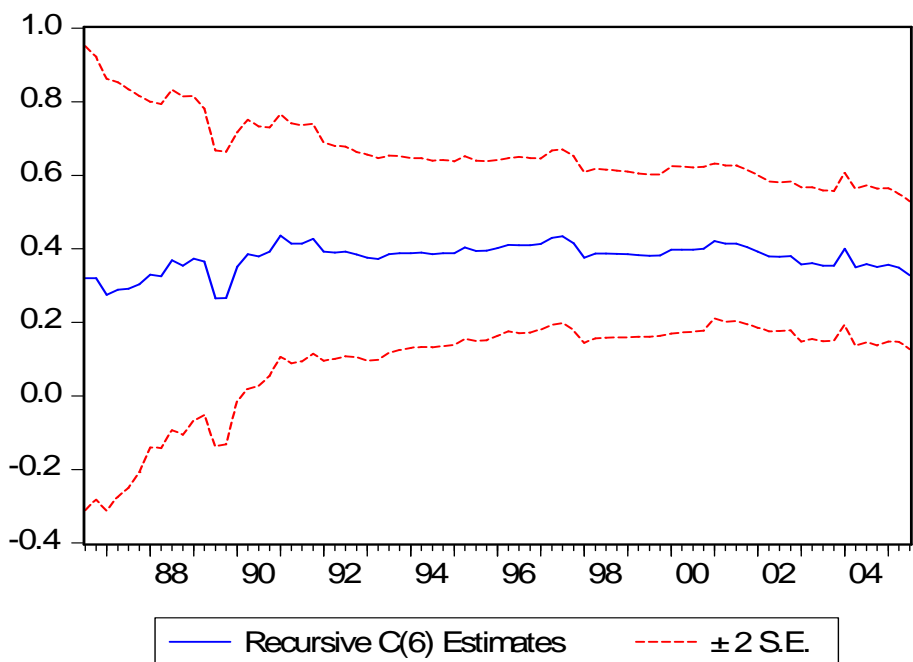
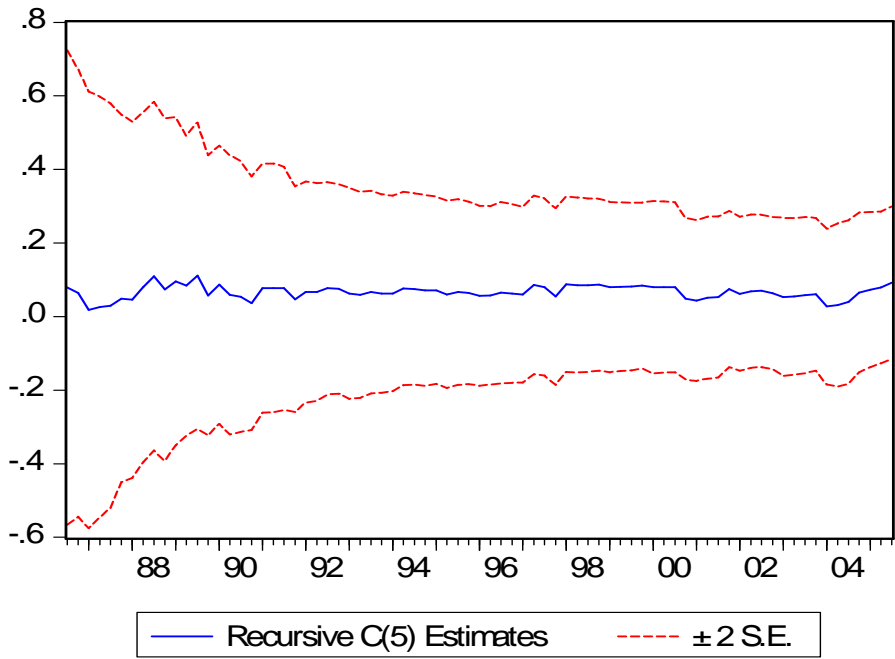
Autocorre lation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. . .	. . .	1	0.002	0.002	0.0003	0.987
. . .	. . .	2	0.037	0.037	0.1250	0.939
. * .	. * .	3	0.083	0.083	0.7532	0.861
. . .	. . .	4	-0.025	-0.027	0.8123	0.937
. * .	. * .	5	0.165	0.160	3.3346	0.649
. . .	. . .	6	0.041	0.036	3.4911	0.745
. . .	. . .	7	0.029	0.024	3.5724	0.827
. . .	. . .	8	0.047	0.019	3.7811	0.876
. * .	. * .	9	-0.159	-0.163	6.2326	0.716
. * .	. . .	10	0.081	0.055	6.8857	0.736
. * .	. * .	11	-0.059	-0.073	7.2357	0.780
. * .	. ** .	12	0.188	0.217	10.811	0.545
. * .	. * .	13	-0.124	-0.178	12.380	0.497
. . .	. . .	14	-0.050	0.024	12.645	0.555
. * .	. * .	15	-0.076	-0.147	13.253	0.583
. * .	. ** .	16	0.155	0.275	15.837	0.464
. * .	. . .	17	0.076	-0.027	16.460	0.491
. . .	. . .	18	-0.043	-0.004	16.668	0.546
. * .	** . .	19	-0.121	-0.196	18.312	0.502
. . .	. . .	20	-0.037	0.006	18.466	0.557
. . .	. . .	21	-0.056	-0.015	18.833	0.596
. . .	. . .	22	0.012	-0.054	18.850	0.655
. * .	. . .	23	-0.083	-0.045	19.673	0.662
. * .	. * .	24	0.132	0.081	21.771	0.593
. * .	. . .	25	-0.173	-0.031	25.477	0.436
. . .	. . .	26	-0.015	-0.007	25.507	0.490
. . .	. . .	27	-0.042	-0.017	25.731	0.534
. . .	. * .	28	-0.038	-0.140	25.915	0.578
. * .	. . .	29	-0.064	-0.055	26.464	0.601
. * .	. * .	30	-0.143	-0.137	29.200	0.507
. * .	. . .	31	-0.167	-0.050	33.026	0.368
. . .	. * .	32	0.019	-0.061	33.077	0.414
. * .	. . .	33	-0.081	0.003	34.009	0.419
. . .	. * .	34	-0.014	-0.069	34.037	0.466
. * .	. . .	35	-0.109	0.050	35.802	0.431
. . .	. . .	36	-0.019	-0.050	35.859	0.475

Nuovamente la serie dei residui ci porta ad accettare il modello in quanto approssima a quella di un white noise.

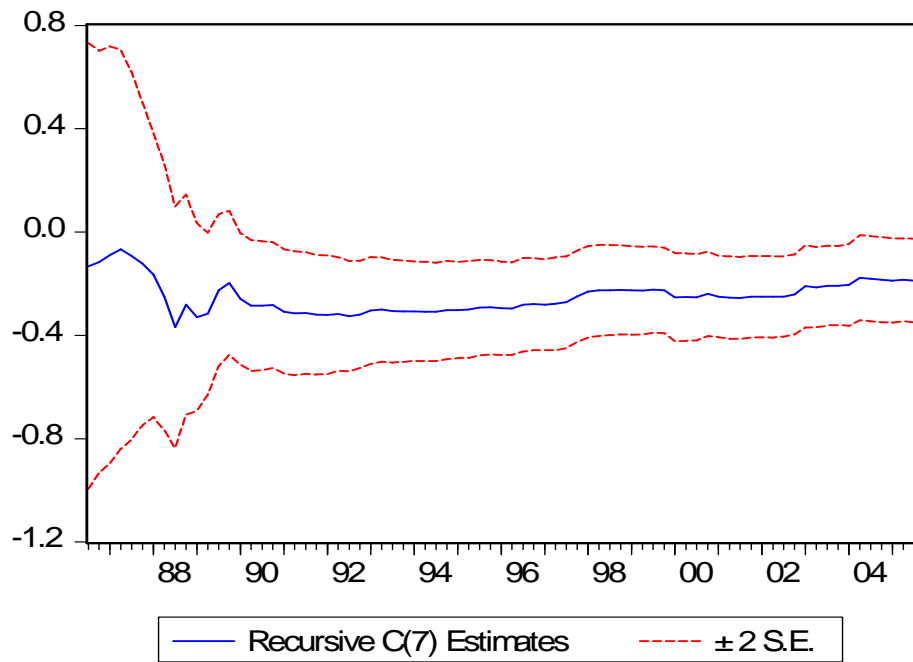
Procediamo alle stime recursive del sottocampione del modello.



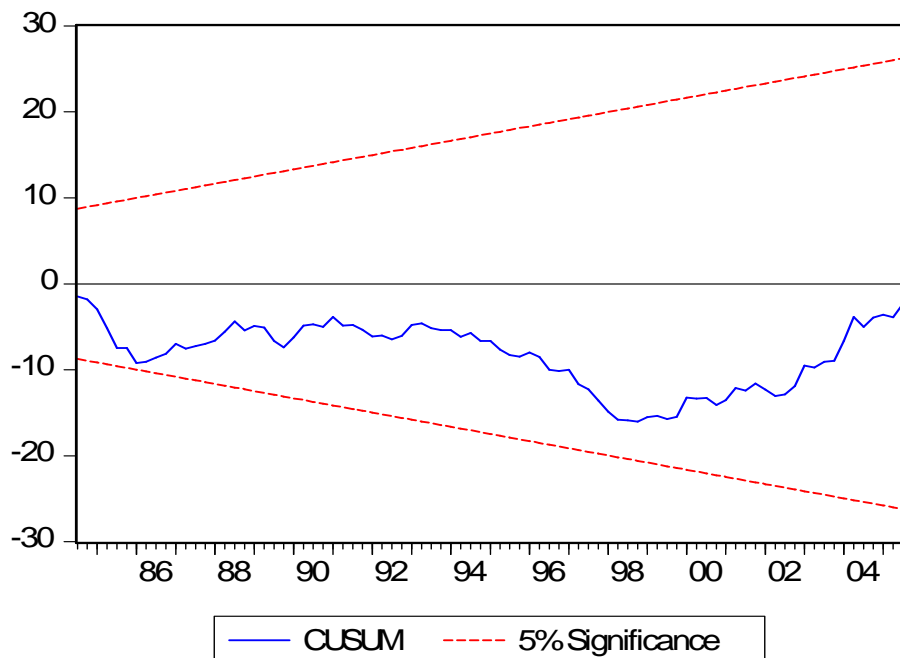




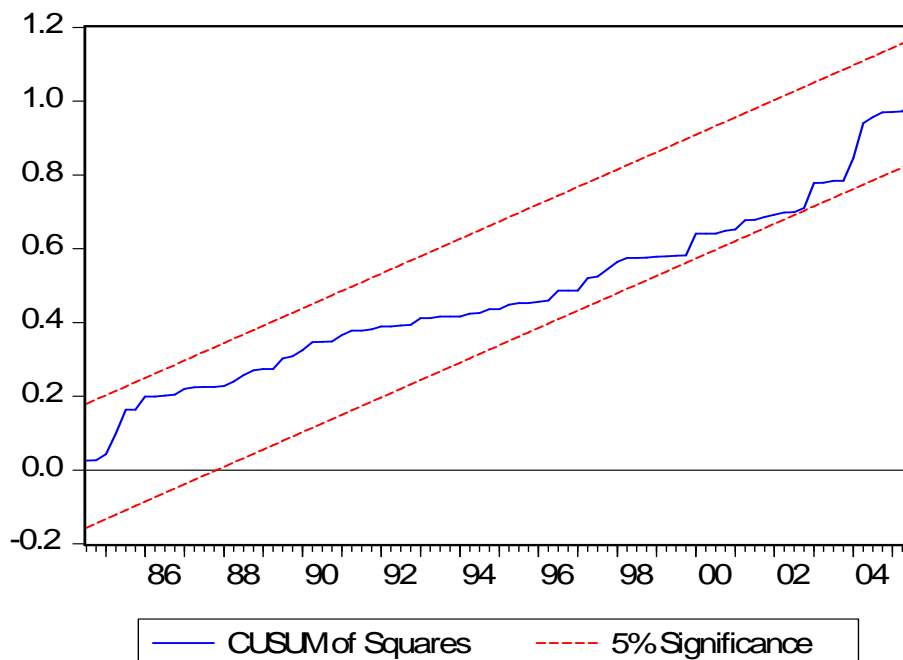




Notiamo un miglioramento delle stime recursive, infatti i grafici presentano meno oscillazioni e le bande di confidenza sono più larghe. Verifico ora eventuali rotture strutturali nel modello osservando il grafico del test di CUSUM e successivamente del test di CUSUMQ.



## Il test di CUSUMQ:



Non si notano rotture di tipo strutturale, nel periodo esaminato, dato che in entrambi i grafici non vi è fuoriuscita dalle bande di confidenza.

I risultati ottenuti ci portano ad accettare il modello stimato da Blanchard e Galí nel sottocampione di dati.

## STIMA DEL COEFFICIENTE

Procediamo con la verifica del coefficiente corrispondente all'inflazione attesa,  $\pi_t$ , nei loro studi Blanchard e Galí avevano trovato un valore che corrispondeva a 0.5.

Vogliamo verificare se applicando il loro modello a dati reali il coefficiente corrispondente all'inflazione attesa resta uguale a 0.5.

$$\pi_t = \alpha\pi_{t-1} + \beta\pi_{t+1} + \gamma u_t + \varepsilon_t$$

La verifica empirica, del coefficiente, viene eseguita sul sottocampione.

Eseguiamo una t di student per verificare l'ipotesi:

$$H_0: \beta = \theta / (1 + \theta) = 0.5$$

$$H_1: \beta = \theta / (1 + \theta) \neq 0.5$$

Wald Test:

Equation: PHILLIPS

Null Hypothesis:	C(2)=0.5		
F-statistic	1.821004	Probability	0.180777
Chi-square	1.821004	Probability	0.177194

L'ipotesi nulla ci porta ad accettare il modello, quindi applicato anche a dati reali il coefficiente corrispondente all'inflazione attesa è uguale a 0.5.

## CONCLUSIONI

Lo scopo della mia tesi è stato quello di verificare prima la relazione tra inflazione disoccupazione e inseguito il modello stimato da Blanchard e Galí utilizzando per le aspettative inflazionistiche dati survey.

Esaminando il modello dal terzo trimestre del 1968 al terzo trimestre del 2005 ho osservato prima graficamente poi analiticamente come vi siano state rotture strutturali, nel periodo sopraindicato, per questo ho esaminato nuovamente il modello restringendo il range scegliendo come punto di partenza il terzo trimestre del 1984. Dalle nuove analisi eseguite ho osservato come il modello fosse adeguato, dato che la serie dei residui era incorrelata, come attraverso le stime recursive e il test di cusum abbia osservato come i coefficienti fossero stabili e non presentassero rotture di tipo strutturale.

Alla fine ho voluto verificare, attraverso una statistica test se il coefficiente corrispondente all'inflazione attesa risultasse uguale a 0.5, il risultato del test mi ha portato ad accettare tale ipotesi. Questa statistica test è d'interesse in quanto attraverso i loro studi Blanchard e Galí avevano stimato nel loro modello un coefficiente pari a 0.5.

Posso concludere che questo modello può quindi essere usato per analisi di politica monetaria e previsioni dai policy-makers.

## BIBLIOGRAFIA

- Blanchard O., Galí J., 2006, Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model.
- T. Di Fonzo, F. Lisi, 2005, Serie storiche economiche. Analisi statistiche e applicazioni, Carocci editore.
- M. Verbeek, 2006, Econometria, Zanichelli editore.
- N.G.Mankiw, 2004, Macroeconomia, Zanichelli editore.
- Alban Phillips, (1958)
- Arthur Okun, (1962)