

Alla mia famiglia...

INDICE

CAPITOLO 1 :

1.a	Introduzione	pag.5
1.b	Il breve e il lungo periodo	pag.7
1.c	L'inflazione	pag.7

CAPITOLO 2:

2.a	Presentazione dei dati	pag.9
2.b	Analisi grafica e statistiche descrittive	pag.10

CAPITOLO 3:

3.a	Applicazione del modello	pag.15
3.b	Verifica d'ipotesi	pag.16
3.c	Analisi dei residui	pag.17

CAPITOLO 4:

4.a	Il metodo di Hodrick – Prescott.....	pag.23
4.b	Ipotesi del metodo Hodrick – Prescott	pag.23

CAPITOLO 5:

5.a	Analisi mediante Hodrick – Prescott	pag.25
5.b	Stima del modello con Hodrick – Prescott	pag.26
5.c	Verifica d'ipotesi	pag.27
5.d	Analisi dei residui	pag.28

CAPITOLO 6:

6.a	Le stime ricorsive.....	pag.33
6.b	Stime ricorsive dei coefficienti.....	pag.33

7.	CONCLUSIONI	pag.41
----	-------------------	--------

8.	BIBLIOGRAFIA	pag.43
----	--------------------	--------

CAPITOLO 1

1.a INTRODUZIONE

Le ipotesi di Fisher rappresentano uno dei pilastri della teoria neoclassica monetaria: esse stabiliscono che un aumento del tasso di interesse nominale di un punto percentuale provoca un aumento di un punto percentuale dell'inflazione attesa lasciando inalterato il tasso di interesse reale. Nel lungo periodo, le variazioni nella crescita della moneta non possono influenzare il tasso d'interesse reale, quindi le variazioni del tasso d'interesse nominale sono spiegate interamente dalle variazioni del livello dei prezzi, il tasso di inflazione.

E' stato documentato che dal periodo del sistema aureo fino al periodo antecedente la prima guerra mondiale, l'inflazione si è evoluta come un processo white noise. Dopo il 1960, invece, l'inflazione era vicina ad un processo non stazionario (Barsky 1986).

Lo studioso McCallum (1984) ha supposto che il modello generatore dei dati sia

$i_t = \rho + \alpha E_t [\pi_{t+1}] + e_t$ con e_t white noise incorrelato con $E_t [\pi_{t+1}]$. Dall'analisi di dati

(trimestrali per l'U.S.A. e dati annuali per la Gran Bretagna) sviluppata da Barsky è stato

dedotto che nel periodo antecedente la prima guerra mondiale l'inflazione non mostra

tendenza a persistere, dal 1914 al 1959 si è riscontrata persistenza anche se con una

correlazione moderatamente positiva, infine dopo il 1960 si ha un'elevata persistenza.

Per quanto riguarda la previsione, si è riscontrata minore prevedibilità nel periodo dal 1919 al 1959, mentre l'inflazione era altamente prevedibile dal 1960 al 1979.

Disponiamo di tre serie dell'inflazione attesa che chiameremo $infl1$ $infl2$ ed $infl3$ e della serie del tasso di interesse nominale, i ; le serie dell'inflazione sono rispettivamente a

uno, a due, a tre passi in avanti. La nota equazione $i = r + \pi$ che esprime il cosiddetto effetto Fisher verrà riformulata considerando l'inflazione attesa, avremo quindi $i = r + \pi^e$ ovvero, il tasso d'interesse nominale è espresso come somma del tasso d'interesse reale e il tasso d'inflazione attesa: il tasso di interesse nominale non può aggiustarsi sull'inflazione effettiva, poiché non è conosciuta nel momento in cui viene stabilito il tasso di interesse. Dato il modello generatore dei dati andremo ad analizzare le serie date sia nel breve che nel lungo periodo, effettueremo verifiche di ipotesi al fine di testare se l'equazione di Fisher è vera.

In particolare nel primo capitolo spiegheremo la differenza fra breve e lungo periodo ed il significato di inflazione. Nel secondo capitolo, invece, verranno presentati i dati di cui si dispone e verrà motivata la scelta della serie ritenuta più adeguata, quella che più facilmente riesce ad adattarsi al modello. Nel terzo capitolo applicheremo i dati al nostro modello ($i_t = \rho + \alpha E_t [\pi_{t+s}] + e_t$) e, dopo aver verificato la significatività dei singoli coefficienti, svolgeremo un test per la verifica di ipotesi, il cui sistema prevede come ipotesi nulla $H_0: \alpha$ uguale ad 1, contro l'ipotesi alternativa $H_1: \alpha$ diverso da 1. Rifiuteremo l'ipotesi nulla a qualsiasi livello; infine svolgeremo l'analisi dei residui per vedere il loro andamento e il processo che li ha generati.

Dopo aver svolto questa analisi di breve periodo, dunque, dal quarto capitolo ripeteremo lo stesso procedimento di analisi ma nel lungo periodo, genereremo delle serie mediante il metodo di Hodrick – Prescott ed anche in questo caso, sotto lo stesso sistema di ipotesi, l'ipotesi nulla verrà rifiutata. Nel sesto capitolo tratteremo le stime ricorsive per verificare la stabilità dei coefficienti nel lungo periodo e procederemo all'analisi con sottocampioni.

1.b IL BREVE E IL LUNGO PERIODO

L'analisi del comportamento dei prezzi permette la distinzione tra breve periodo e lungo periodo. Solitamente si assume che il prezzo di un bene o di un servizio si aggiusti in modo da equilibrare domanda e offerta ma questa assunzione non è sempre valida poiché molti prezzi, nella realtà, si adeguano lentamente. Nel breve periodo, infatti, l'indice dei prezzi è vischioso: esso non si adegua velocemente allo squilibrio tra domanda e offerta. Nel lungo periodo, invece, i prezzi sono flessibili e quindi, in grado di reagire immediatamente alle variazioni della domanda e dell'offerta. Dal momento che il comportamento dei prezzi è differente a seconda ci si trovi nel breve periodo o nel lungo periodo anche le politiche economiche porteranno ad effetti diversi.

1.c L'INFLAZIONE

L'inflazione è un aumento del livello dei prezzi, questo è equivalente a dire che l'inflazione non è altro che una diminuzione nel potere d'acquisto dell'unità monetaria. È noto come possedere moneta nominale comporti un costo, la presenza dell'inflazione rende questo costo ancora più alto: una somma messa da parte in vista di acquisti futuri permetterà di acquistare beni per un valore reale minore di quello che si sarebbe potuto ottenere precedentemente. L'equazione di Fisher ($i = r + \pi$) mostra che per ottenere un rendimento positivo, chi investe in attività finanziarie, deve ottenere $i > \pi$. Ma dal momento che non si conosce la variazione che i prezzi subiranno nel futuro, è necessario fare previsioni con la formazione di aspettative di inflazione.

CAPITOLO 2

2.a PRESENTAZIONE DEI DATI

Disponiamo di tre serie dell'inflazione attesa percentualizzata annualizzata, denominate infl1(previsione di sei mesi), infl2(previsione di nove mesi), infl3(previsione di un anno) e della serie del tasso di interesse nominale a breve,i. Le serie dell'inflazione attesa sono rispettivamente ad uno, a due, a tre periodi in avanti.

Questi dati sono stati raccolti, mediante survey, dalla Federal Reserve Bank of Philadelphia. Le indagini sono state condotte dall'American Statistical Association (ASA) e dal National Bureau of Economic Research (NBER). I dati relativi al tasso d'interesse nominale a breve,invece, sono stati scaricati dal sito della Federal Reserve Bank of St.Louis.

Analizziamo contemporaneamente tutte le serie dell'inflazione attesa in modo tale da capire quale delle tre può facilitare l'analisi. I dati vanno dal quarto trimestre del 1968 al terzo trimestre del 2006. Procediamo con l'analisi grafica così da studiare l'andamento delle serie dell'inflazione e notare le differenze tra le stesse.

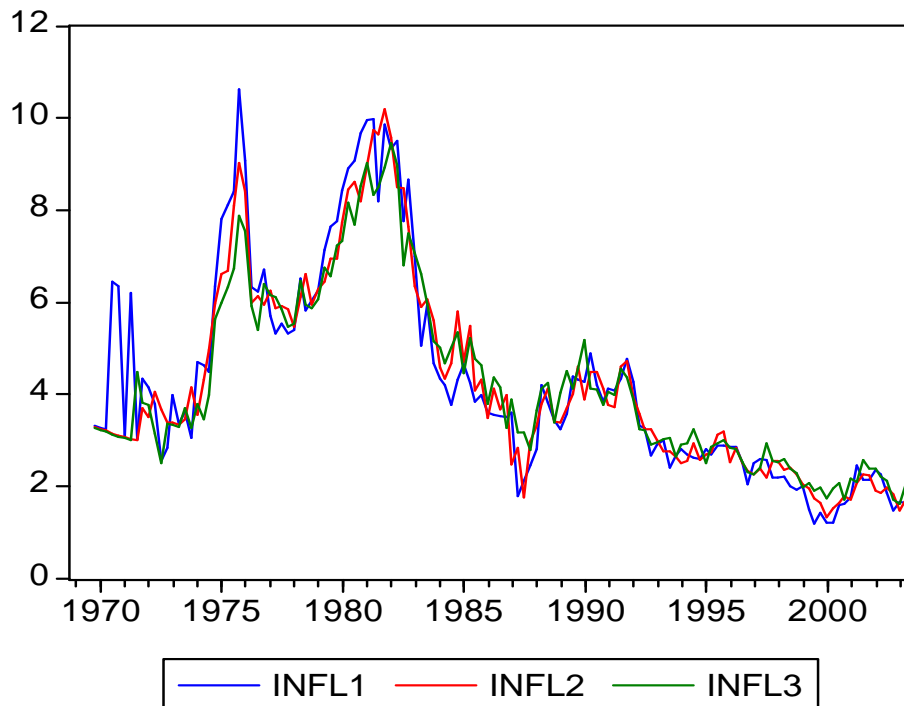


Figura 1: andamento delle serie dell'inflazione attesa

2.a ANALISI GRAFICA e STATISTICHE DESCRITTIVE

Dall'andamento delle serie notiamo che la prima mostra la presenza di valori anomali, ha un andamento poco regolare: infatti, valori massimi della serie sono seguiti da valori minimi, questo soprattutto nei primi anni del 1970, i valori poi complessivamente decrescono per poi crescere notevolmente intorno al 1976, e ancora nel 1981 si hanno valori alti dell'inflazione. Nella seconda parte del campione, si osserva invece, una discesa delle aspettative dell'inflazione. La seconda serie presenta valori alti sempre nel 1976 e nel 1981 per poi decrescere fino al 1986 in cui l'inflazione attesa mostra valori bassi. La terza serie infine risulta essere quella più regolare rispetto alle altre, i valori anomali infatti sono meno evidenti. Potremmo ritenere più appropriato utilizzare quest'ultima serie come

oggetto della nostra analisi.

Poiché Fisher predilige il lungo periodo, in cui le serie presentano meno outliers preferiamo infl3 in quanto appare più smussata rispetto alle altre.

Analizziamo ora le statistiche descrittive per ciascuna delle serie per capire meglio la loro variabilità e la loro distribuzione.

	INFL1	INFL2	INFL3
Mean	4.109318	4.042931	4.037389
Median	3.503864	3.400841	3.354034
Maximum	10.63194	10.19450	9.461130
Minimum	1.188525	1.318313	1.505148
Std. Dev.	2.327668	2.152025	1.955181
Skewness	1.028139	1.008483	0.905793
Kurtosis	3.179064	3.200645	2.955746
Jarque-Bera Probability	26.27210 0.000002	25.33521 0.000003	20.25009 0.000040
Sum	608.1790	598.3538	597.5335
Sum Sq. Dev.	796.4518	680.7879	561.9419
Observations	148	148	148

Tab1: statistiche descrittive per le tre serie

Dalla tabella che riassume le caratteristiche delle serie, si può vedere che le medie di queste si aggirano attorno al quattro; la serie infl3 presenta una variabilità minore rispetto alle altre, la deviazione standard è pari a 1.955181 mentre quella di infl1 ed infl2 supera il valore due.

Il test di Jarque-Bera rifiuta l'ipotesi nulla di normalità per ciascuna serie. Dai correlogrammi è intuibile che le serie sono generate da un processo non stazionario che potrebbe essere un AR(2) per la prima serie; per le rimanenti due un AR(1) dato che l'autocorrelazione parziale si annulla dopo il primo ritardo. Infine possiamo ancora dire che infl3 è la serie con un indice di asimmetria (Skewness) minore rispetto alle altre due. Anche le analisi delle statistiche descrittive ci portano a scegliere la terza serie (infl3) in quanto adeguata all'applicazione del modello in questione.

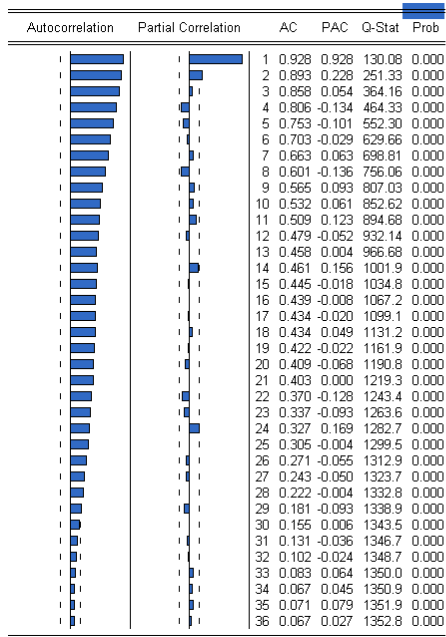


Figura 2: correlogramma di infl1

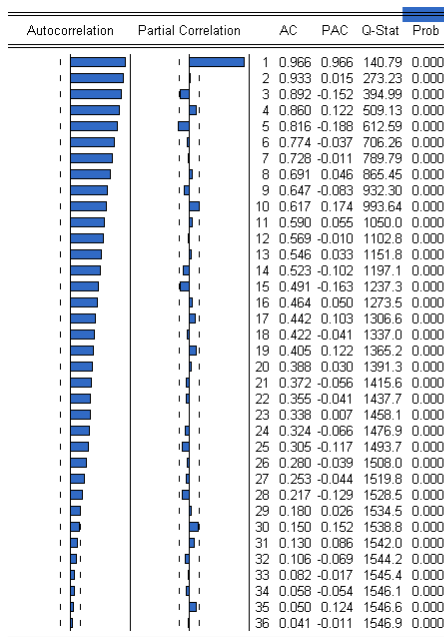


Figura 3: correlogramma di infl2

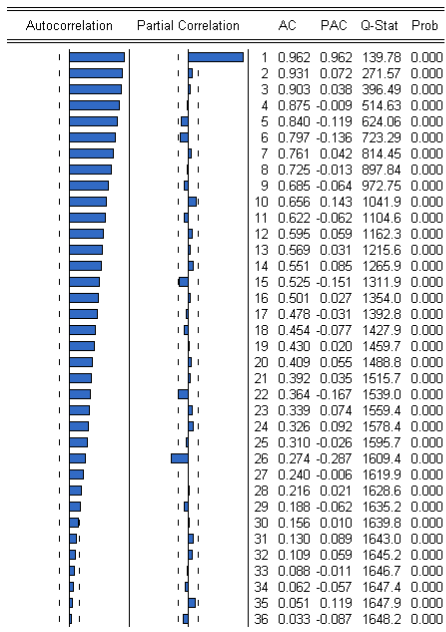


Figura 4: correlogramma di infl3

CAPITOLO 3

3.a APPLICAZIONE DEI DATI AL MODELLO

Applicheremo i dati al seguente modello $i_t = \rho + \alpha E_t [\pi_{t+s}] + e_t$ con e_t white noise

incorrelato con $E_t [\pi_{t+s}]$ ed $s = 1, 2, 3$; i_t rappresenta il tasso di interesse nominale al tempo t ,

ρ il tasso di interesse reale che assumiamo come costante ed $E_t [\pi_{t+s}]$ il tasso di inflazione

attesa. Poiché abbiamo deciso di utilizzare la serie infl3 possiamo scrivere direttamente il

modello relativo a questa serie dato da: $i_t = \rho + \alpha E_t [\pi_{t+3}] + e_t$

Dependent Variable: I

Method: Least Squares

Date: 01/14/07 Time: 11:39

Sample(adjusted): 1969:4 2006:3

Included observations: 148 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.265741	0.411021	3.079506	0.0025
INFL3	1.348700	0.091684	14.71031	0.0000
R-squared	0.597123	Mean dependent var		6.710969
Adjusted R-squared	0.594363	S.D. dependent var		3.412485
S.E. of regression	2.173398	Akaike info criterion		4.403882
Sum squared resid	689.6544	Schwarz criterion		4.444385
Log likelihood	-323.8873	F-statistic		216.3933
Durbin-Watson stat	0.315401	Prob(F-statistic)		0.000000

Tab2: stima del modello $i_t = \rho + \alpha E_t [\pi_{t+3}] + e_t$

Dall'output è immediato notare che sia la costante sia il coefficiente di $E_t [\pi_{t+3}]$, α , sono,

diversi da zero: il p-value per entrambi, è infatti minore di 0.05. Questo implica il rifiuto dell'ipotesi nulla che prevede la non significatività dei coefficienti. Il valore fornito da

R-squared ci informa sulla bontà del modello, in questo caso il nostro valore è pari a 0.597123, ciò sta a significare che il modello riesce a spiegare il 60% circa dei dati.

Il test di Durbin-Watson ci porta ad accettare la presenza di correlazione positiva tra i residui, in assenza di autocorrelazione la statistica di D-W assumerebbe un valore pari a circa due.

3.b VERIFICA D'IPOTESI

Vogliamo testare che il coefficiente di $E_t [\pi_{t+3}]$ sia pari a 1, in modo tale che il nostro modello di partenza divenga $i_t = \rho + E_t [\pi_{t+3}]$, quindi un'espressione che rispecchia l'equazione formulata da Fisher. Possiamo effettuare una verifica d'ipotesi per verificare il valore del coefficiente interessato.

Il nostro sistema di ipotesi sarà, dunque, il seguente:

H_0 : α uguale ad 1

H_1 : α diverso da 1

Wald Test:
Equation: EQ01

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	14.46497	(1, 146)	0.0002
Chi-square	14.46497	1	0.0001

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
-1 + C(2)	0.348700	0.091684

Restrictions are linear in coefficients.

Tab3: test per la verifica di ipotesi

Da entrambi i test svolti, sia per il test F che per il test X^2 , si evince che l'ipotesi nulla viene rifiutata a qualsiasi livello, il p-value è infatti quasi pari a zero. Il coefficiente c(2) stimato è quindi statisticamente diverso da uno.

3.c ANALISI DEI RESIDUI

Proviamo ad analizzare graficamente i residui del modello per vedere se i risultati del test di Durbin-Watson visti prima sono confermati:

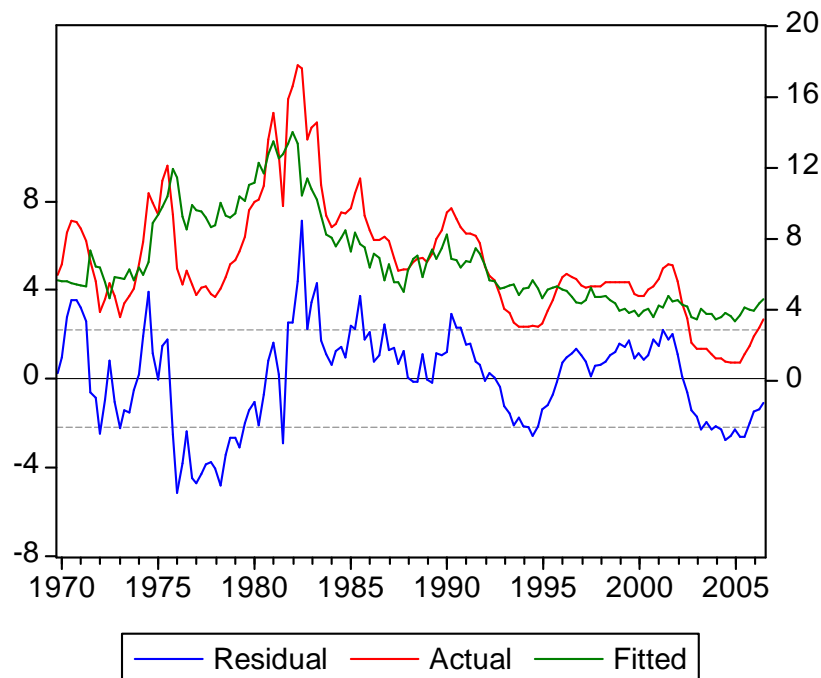


Figura 5: grafico dei residui del modello $i_t = \rho + \alpha E_t [\pi_{t+3}] + e_t$

Il grafico mostra valori dei residui al di fuori dell'intervallo di confidenza soprattutto dal 1968 al 1985, dopo questo periodo sembrano diventare più regolari e rientrare nelle bande.

I valori stimati non seguono molto i dati soprattutto nel primo periodo.

Analizziamo anche il correlogramma dei residui:

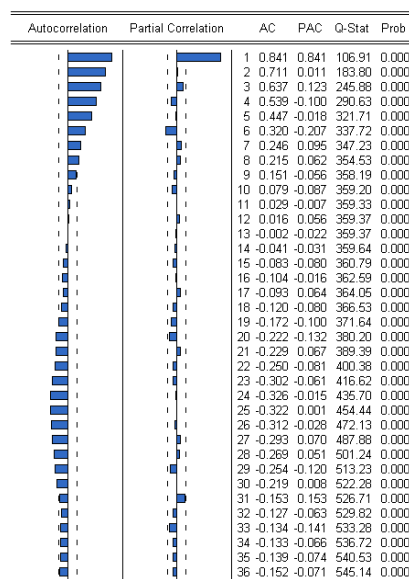


Figura 6: correlogramma dei residui del modello $i_t = \rho + \alpha E_t [\pi_{t+3}] + e_t$

I residui confermano la presenza di autocorrelazione soprattutto ai primi ritardi, successivamente, più o meno si assestano entro le bande di confidenza.

Proviamo a stimare lo stesso modello assumendo che gli errori, e_t , siano generati da un processo autoregressivo di prim'ordine. Generiamo prima la serie dei residui, poi stimiamo il modello inserendo i residui ritardati di un periodo, questi li chiameremo e_{t-1} .

Dependent Variable: I

Method: Least Squares

Date: 01/14/07 Time: 11:55

Sample(adjusted): 1970:1 2006:3

Included observations: 147 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.322521	0.223573	5.915381	0.0000
INFL3	1.332689	0.049794	26.76389	0.0000
e_{t-1}	0.843114	0.044963	18.75126	0.0000
R-squared	0.882911	Mean dependent var		6.716372
Adjusted R-squared	0.881284	S.D. dependent var		3.423516
S.E. of regression	1.179577	Akaike info criterion		3.188387
Sum squared resid	200.3620	Schwarz criterion		3.249416
Log likelihood	-231.3464	F-statistic		542.9144
Durbin-Watson stat	2.012406	Prob(F-statistic)		0.000000

Tab4: stima del modello $i_t = \rho + \alpha E_t [\pi_{t+3}] + \beta e_{t-1} + v_t$

Stimando questo modello $i_t = \rho + \alpha E_t [\pi_{t+3}] + \beta e_{t-1} + v_t$, notiamo che tutti i coefficienti stimati sono statisticamente diversi da zero, il valore della statistica t calcolata per ogni coefficiente è, infatti, maggiore del quantile della normale calcolato ad un livello del 95%, il p-value è praticamente nullo e ciò porta al rifiuto dell'ipotesi H_0 la quale prevede la non significatività di ciascun coefficiente. Otteniamo un valore dell' R-squared pari all'88% circa, questo modello riesce a spiegare di più rispetto al precedente che era pari al 60%. Considerando i criteri di Akaike e Schwarz si può notare che questi valori sono più bassi rispetto al modello di partenza, tanto più questi indici sono bassi tanto più il modello è preferibile. La statistica di Durbin- Watson risulta essere 2.012406. Dato questo valore possiamo concludere che l'ipotesi nulla di incorrelazione dei residui viene accettata.

Procediamo quindi con l'analisi del correlogramma:

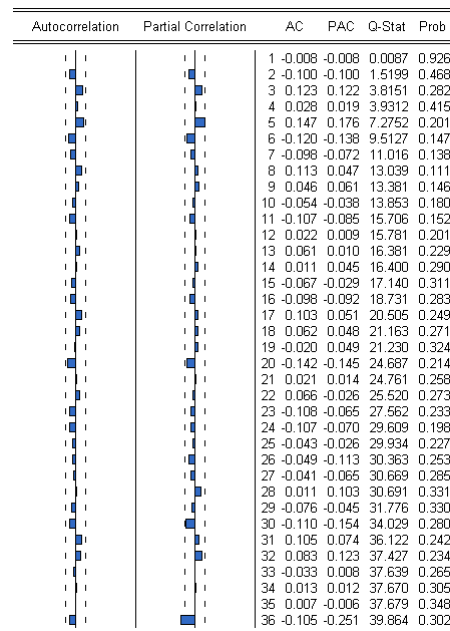


Figura 7: correlogramma dei residui del modello $i_t = \rho + \alpha E_t [\pi_{t+3}] + \beta e_{t-1} + v_t$

Il correlogramma sopra mostra l'assenza di correlazione tra i residui del nuovo modello: essi infatti rientrano nelle bande di confidenza.

Per accertare la nostra analisi procediamo con un'analisi grafica:

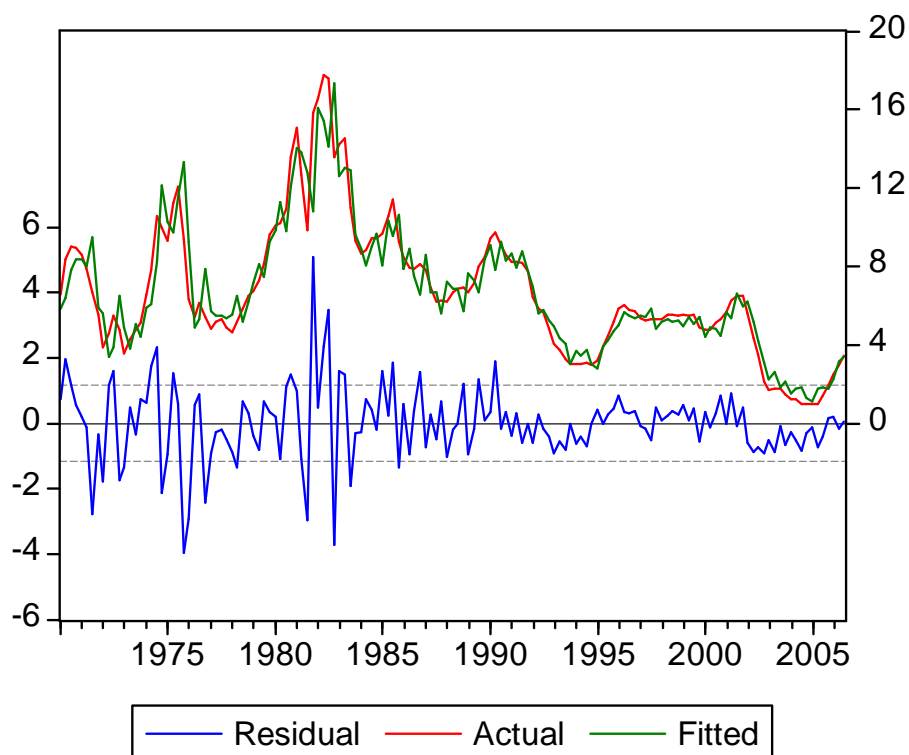


Figura 8: grafico dei residui del modello $i_t = \rho + \alpha E_t [\pi_{t+3}] + \beta e_{t-1} + v_t$

Facendo un'analisi grafica dei residui è possibile dire che, i residui mostrano correlazione solo per la prima parte del campione, dopo il 1983 possiamo assumerli incorrelati poiché il loro valore cade nell'intervallo di confidenza stabilito.

Possiamo comunque formulare un sistema di ipotesi e testare che il coefficiente α di questo nuovo modello sia uguale ad 1.

Il sistema di ipotesi vedrà quindi come :

H_0 : α uguale ad 1

H_1 : α diverso da 1

Wald Test:

Equation: EQ02

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	44.63940	(1, 144)	0.0000
Chi-square	44.63940	1	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
-1 + C(2)	0.332689	0.049794

Restrictions are linear in coefficients.

Tab5: test per la verifica di ipotesi per il modello $i_t = \rho + \alpha E_t [\pi_{t+3}] + \beta e_{t-1} + v_t$

Il modello ottenuto assumendo gli errori generati da un processo auto regressivo di primo ordine aveva portato a risultati relativamente migliori, effettuando il test di Wald, invece, ci accorgiamo che in entrambi i casi siamo portati a rifiutare l'ipotesi nulla: il coefficiente α stimato è statisticamente diverso da uno.

CAPITOLO 4

4.a IL METODO DI HODRICK - PRESCOTT

Per il lungo periodo utilizziamo il metodo di Hodrick – Prescott filter il quale è usato tra i macroeconomisti per ottenere una stima “smussata” della componente di trend di lungo termine di una serie. La rappresentazione non lineare regolare delle serie cronologiche, risulta, quindi, più sensibile al lungo termine che alle fluttuazioni di breve durata.

La registrazione della sensibilità della tendenza alle fluttuazioni di breve durata è realizzata modificando un peso, λ . Dato un valore adeguatamente scelto e positivo di λ ,

c'è una “componente di tendenza” che minimizza:

$$\sum_{i=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{i=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 ,$$

più grande è il valore di λ più alta sarà la penalità, e più τ giungerà ad un trend lineare.

Hodrick e Prescott suggeriscono che, per i dati trimestrali, un valore di λ pari a

1600 è ragionevole. λ è dunque un parametro di “smussamento”, ossia un numero positivo

che penalizza la variabilità della componente di trend τ_t .

4.b IPOTESI DEL METODO HODRICK - PRESCOTT

Il metodo di Hodrick – Prescott si basa su due diverse ipotesi:

- La deviazione della serie dalla componente di crescita converge a zero nel lungo periodo.
- Il trend, rispetto alla componente ciclica, varia nel tempo in maniera “smussata”

(si considera come misura dello smussamento della componente di crescita la somma dei quadrati delle sue differenze seconde).

CAPITOLO 5

5.a ANALISI MEDIANTE HODRICK – PRESCOTT

Adottiamo quindi il metodo di Hodrick – Prescott per studiare lo stesso modello

$i_t = \rho + \alpha E_t [\pi_{t+3}] + e_t$ ma nel lungo periodo. Dapprima effettuiamo un'analisi grafica per vedere come il metodo di Hodrick – Prescott proponga una serie “smussata” rispetto alla precedente. Si può notare come tanti outliers vengano eliminati e la serie appaia più liscia.

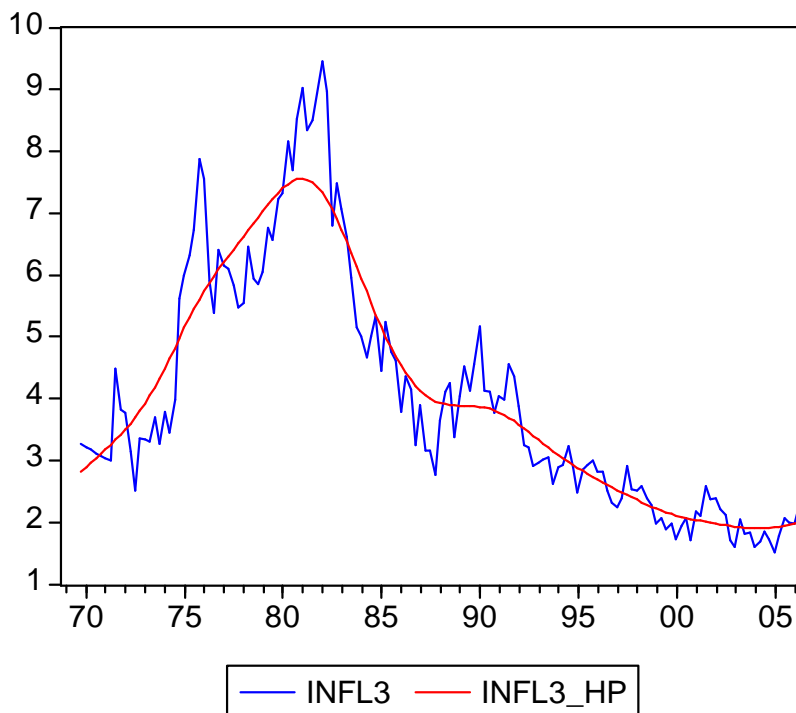


Figura 9: confronto tra infl3 e la nuova serie ottenuta con H-P

Ripetiamo lo stesso procedimento per la serie del tasso di interesse nominale ed anche in questo caso si ottiene una serie più liscia: l'andamento è infatti più regolare con la

conseguente diminuzione della non stazionarietà in varianza. Il trend anche se con un comportamento sinusoidale e decrescente.

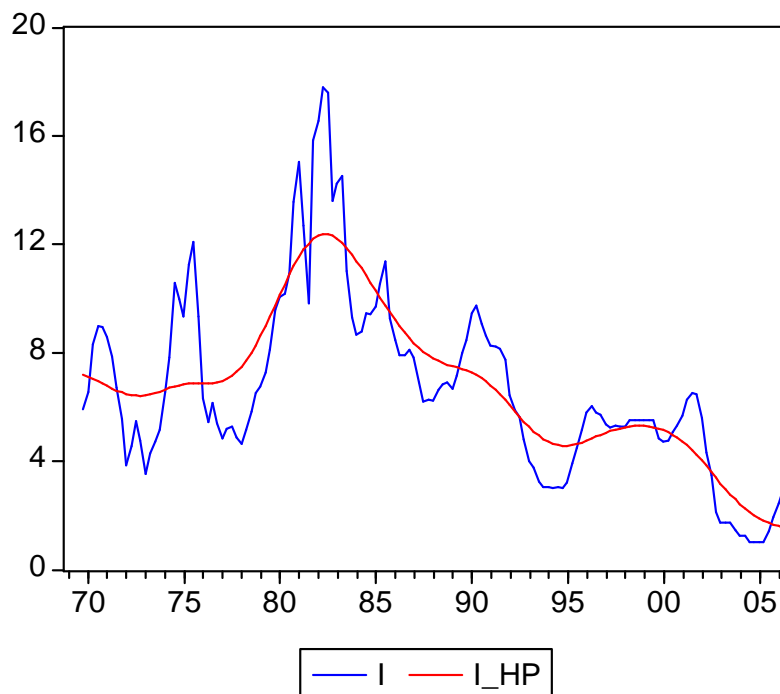


Figura 10: confronto tra la serie i e quella di lungo periodo generata col metodo di H-P

5.b STIMA DEL MODELLO CON HODRICK - PRESCOTT

Stimiamo il modello di lungo periodo formulato con il metodo di Hodrick – Prescott.

Il modello sarà: $i_t^{HP} = \rho + \alpha E_t [\pi_{t+3}]^{HP} + \eta_t$

Dependent Variable: I_HP
 Method: Least Squares
 Date: 01/14/07 Time: 12:12
 Sample(adjusted): 1969:4 2006:3
 Included observations: 148 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.511036	0.284715	5.307182	0.0000
INFL3_HP	1.287944	0.064521	19.96169	0.0000
R-squared	0.731849	Mean dependent var		6.710969
Adjusted R-squared	0.730012	S.D. dependent var		2.690462
S.E. of regression	1.397973	Akaike info criterion		3.521346
Sum squared resid	285.3321	Schwarz criterion		3.561848
Log likelihood	-258.5796	F-statistic		398.4692

Durbin-Watson stat	0.010047	Prob(F-statistic)	0.000000
--------------------	----------	-------------------	----------

Tab6: Stima del modello con H-P

Dall'output è chiaro che sia la costante ρ che il coefficiente α sono significativamente diversi da zero come dimostra il p-value praticamente nullo. Il test t, infatti, supera la soglia del quantile della normale ad un livello del 95%, pari a 1.96. Il valore dell' R-squared è pari al 73%, valore maggiore rispetto a quello del modello analizzato nel breve periodo. La statistica di Durbin-Watson porta a rifiutare l'ipotesi nulla di incorrelazione dei residui.

5.c VERIFICA D'IPOTESI

Anche per questo modello di lungo periodo, testiamo l'ipotesi nulla secondo la quale il coefficiente α è pari ad uno. Effettuiamo una verifica d'ipotesi servendoci del test di Wald. Formuliamo lo stesso sistema d'ipotesi:

H_0 : α uguale ad 1

H_1 : α diverso da 1

Wald Test:

Equation: EQ03

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	19.91672	(1, 146)	0.0000
Chi-square	19.91672	1	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
-1 + C(2)	0.287944	0.064521

Restrictions are linear in coefficients.

Tab7: verifica d'ipotesi del modello $i_t^{HP} = \rho + \alpha E_t [\pi_{t+3}]^{HP} + \eta_t$

Dall' output si può vedere che l'ipotesi nulla è rifiutata a qualsiasi livello, poiché il p-value

è nullo per entrambe le statistiche utilizzate, F-statistic e Chi-square. I valori dei test effettuati sono abbastanza grandi, questo sta a significare che il nostro coefficiente α sarà statisticamente diverso da uno per qualsiasi livello di accettazione verrà fissato.

5.c ANALISI DEI RESIDUI

Analizzando i residui relativi al modello di lungo periodo, notiamo che essi assumono un andamento sinusoidale, per alcuni tratti essi escono fuori dalle bande di confidenza: non possiamo dire siano generati da un processo white noise. I valori stimati sembrano seguire quelli osservati, il coefficiente di determinazione è infatti abbastanza vicino ad uno.

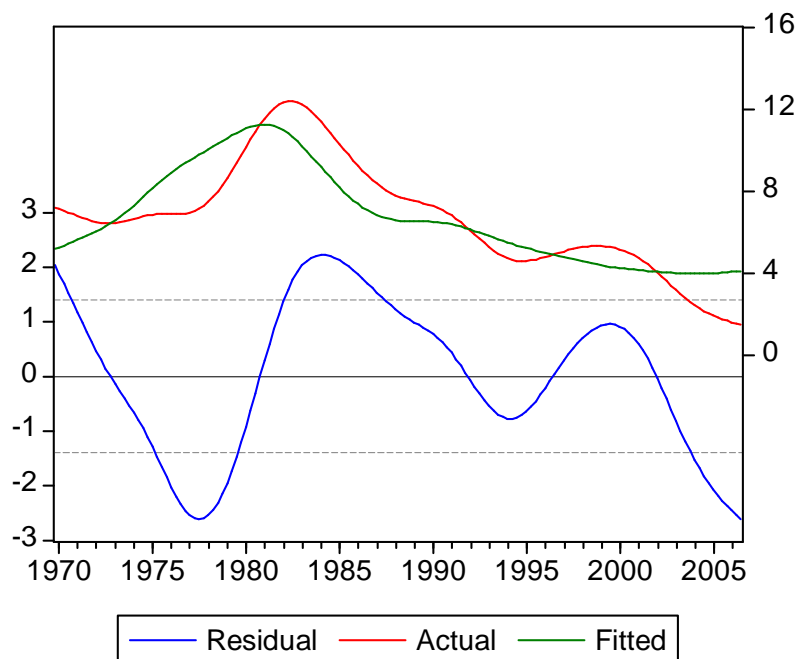


Figura 11: grafico dei residui della serie di lungo periodo

Analizziamo il correlogramma dei residui per vedere se questi presentano tracce di correlazione:

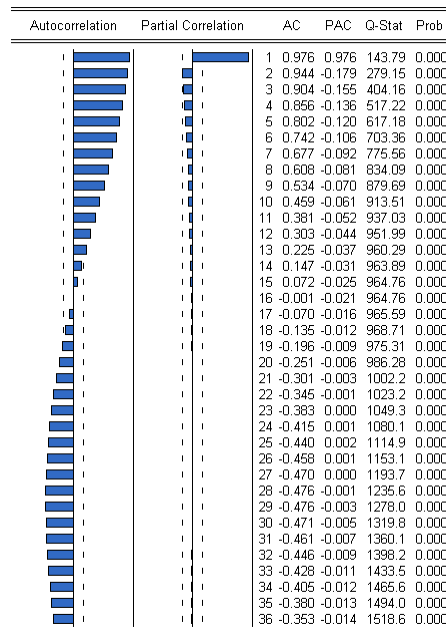


Figura 12: correlogramma dei residui del modello $i_t^{HP} = \rho + \alpha [\pi_{t+3}]^{HP} + \eta_t$

Dal correlogramma notiamo la presenza di correlazione tra i residui in tutto il campione, la maggior parte dei valori, infatti, non cade nell'intervallo di confidenza: i risultati del test di Durbin-Watson vengono confermati.

Anche per il lungo periodo stimiamo un modello assumendo che gli errori siano generati da un processo auto regressivo. Il nuovo modello sarà del tipo:

$$i_t^{HP} = \rho + \alpha [\pi_{t+3}]^{HP} + e_{HP_{t-1}} + \xi_t \quad \text{dove } e_{HP_{t-1}} \text{ rappresentano i residui al tempo } t-1.$$

Dependent Variable: I_HP
 Method: Least Squares
 Date: 01/14/07 Time: 12:32
 Sample(adjusted): 1970:1 2006:3
 Included observations: 147 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.310274	0.023529	55.68696	0.0000
INFL3_HP	1.329744	0.005321	249.8988	0.0000
$e_{HP_{t-1}}$	1.002633	0.006899	145.3376	0.0000
R-squared	0.998210	Mean dependent var		6.707762
Adjusted R-squared	0.998186	S.D. dependent var		2.699377
S.E. of regression	0.114984	Akaike info criterion		-1.467856
Sum squared resid	1.903860	Schwarz criterion		-1.406827
Log likelihood	110.8874	F-statistic		40160.53
Durbin-Watson stat	0.015965	Prob(F-statistic)		0.000000

Tab8: stima del modello $i_t^{HP} = \rho + \alpha [\pi_{t+3}]^{HP} + e_{HP_{t-1}} + \xi_t$

Dalla stima di questo modello tutti i coefficienti sono significativamente diversi da zero, le statistiche t effettuate presentano dei valori molto elevati che portano ad un rifiuto dell'ipotesi nulla su qualsiasi livello. Questa stabilisce che ogni coefficiente è non significativo. Il p-value per i singoli coefficienti è zero. R-squared è circa 0.998210, questo modello riesce a spiegare quasi tutti i dati di cui disponiamo, essendo, infatti, un indice compreso tra zero ed uno possiamo ritenere soddisfacente il valore ottenuto.

Analizzando, inoltre, i criteri di Akaike e Schwarz, questi risultano inferiori a quelli ottenuti nel modello precedente. Il test di Durbin-Watson con valore pari a 0.015965 porta ad assumere la presenza di correlazione tra i residui. Procediamo con l'analisi del loro correlogramma per assicurarci che i risultati della statistica siano confermati.

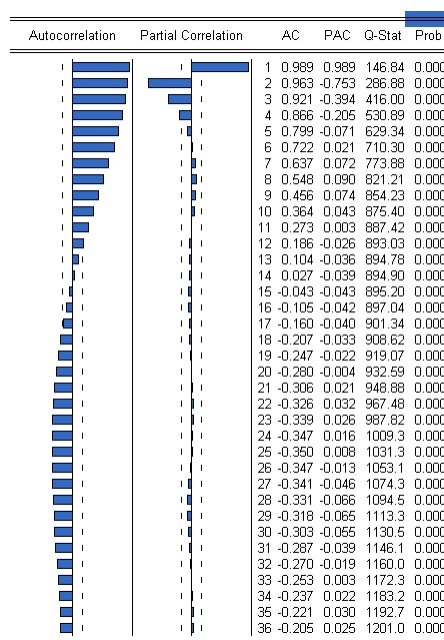


Figura 13: correlogramma dei residui del modello $i_t^{HP} = \rho + \alpha [\pi_{t+3}]^{HP} + e_{HP,t-1} + \xi_t$

Il correlogramma mostra segni di correlazione tra i residui, per quasi tutti i ritardi temporali i valori dei residui oltrepassano le bande di confidenza, solo verso la fine questi sembrano diminuire e assumere valori più ragionevoli.

Possiamo fare il grafico dei residui per una ulteriore conferma dei nostri risultati:

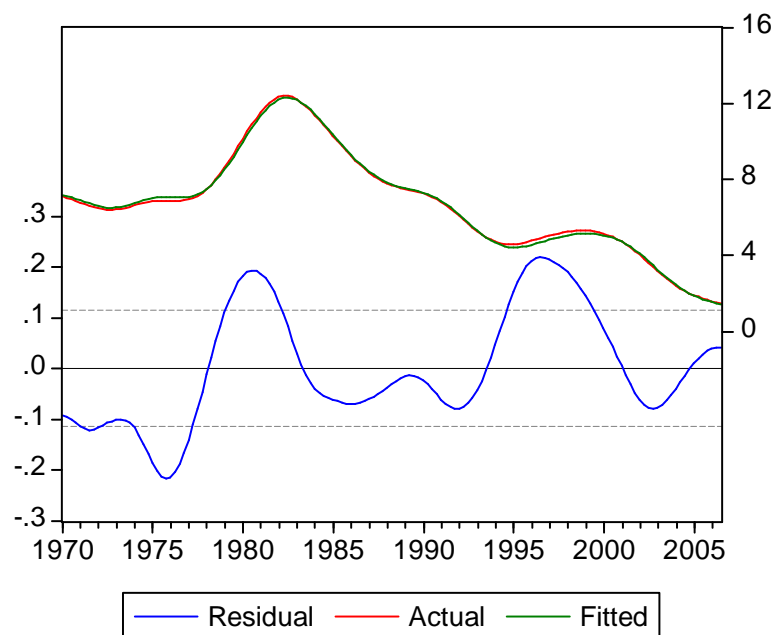


Figura 14: grafico dei residui del modello $i_t^{HP} = \rho + \alpha [\pi_{t+3}]^{HP} + e_{HP_{t-1}} + \xi_t$

L'analisi grafica rispecchia i risultati ottenuti dal correlogramma, molti valori infatti escono fuori dall'intervallo di confidenza per tutto il campione anche se all'inizio, fino al 1980, la presenza di correlazione è più evidente. Nonostante ciò i valori stimati seguono perfettamente i dati; come aveva dimostrato il valore dell' R-squared quasi pari ad uno.

Anche in questo caso, dopo aver stimato il modello di lungo periodo avendo assunto gli errori generati da un processo AR(1), testiamo mediante la statistica di Wald il seguente sistema di ipotesi:

H_0 : α uguale ad 1

H_1 : α diverso da 1

Wald Test:
Equation: EQ04

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3840.124	(1, 144)	0.0000
Chi-square	3840.124	1	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
-1 + C(2)	0.329744	0.005321

Restrictions are linear in coefficients.

Tab9: test per la verifica di ipotesi del modello $i_t^{HP} = \rho + \alpha [\pi_{t+3}]^{HP} + e_{HP_{t-1}} + \xi_t$

Nonostante i risultati della stima del modello di lungo periodo con errori AR(1) sembrassero migliori, i risultati del test di Wald non cambiano: il valore trovato per entrambi i test molto alto e il p-value nullo portano, ancora una volta, al rifiuto dell'ipotesi H_0 ; il coefficiente α stimato è statisticamente diverso da uno.

CAPITOLO 6

6.a LE STIME RICORSIVE

Un metodo convenzionale per analizzare la stabilità dei coefficienti di lungo periodo è quello di rappresentare graficamente le stime ricorsive di tali coefficienti. Tale procedura consiste semplicemente nello stimare l'equazione su un campione troncato e poi nel ristimare ripetutamente l'equazione su campioni più grandi: ogni stima successiva comprende un'osservazione in più, questo meccanismo viene ripetuto fin quando non vengono incluse tutte le osservazioni così da ottenere una stima basata sull'intero campione.

I test ricorsivi si basano sul cambiamento di sub-campioni di dati per verificare l'ipotesi nulla di presenza di radice unitaria contro l'alternativa di serie stazionaria con un break del trend.

6.b STIME RICORSIVE DEI COEFFICIENTI

Il grafico seguente raffigura i profili temporali descritti dalle stime ricorsive dei coefficienti del modello di lungo periodo, unitamente alle corrispondenti bande di confidenza del 95%.

Dal grafico si può notare che il trend del primo coefficiente è decrescente, dal 1983 circa tende a stabilizzarsi attorno al valore due. Per il secondo coefficiente, invece, si ha un trend crescente e dal 1983 in poi si mantiene più o meno costante con minime oscillazioni.

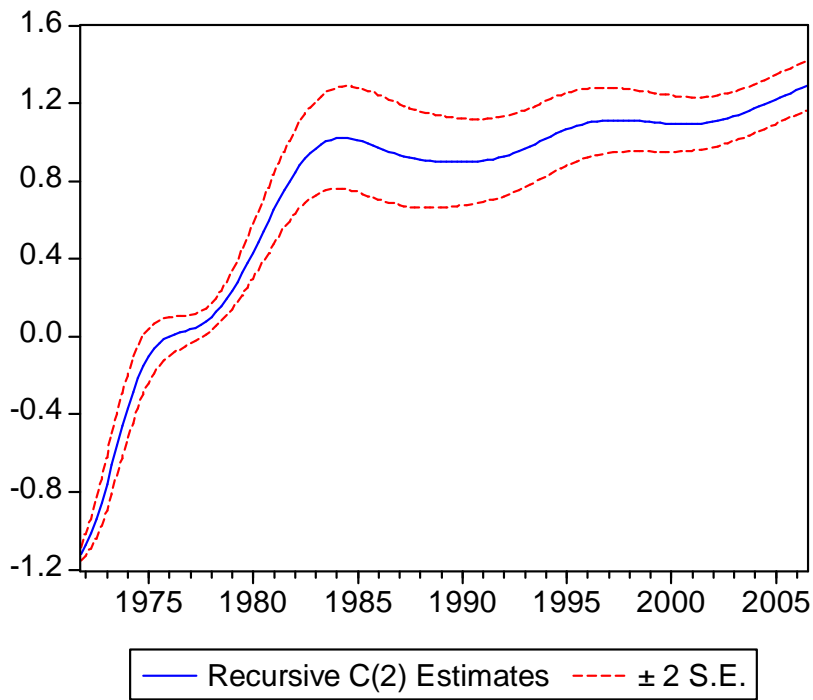
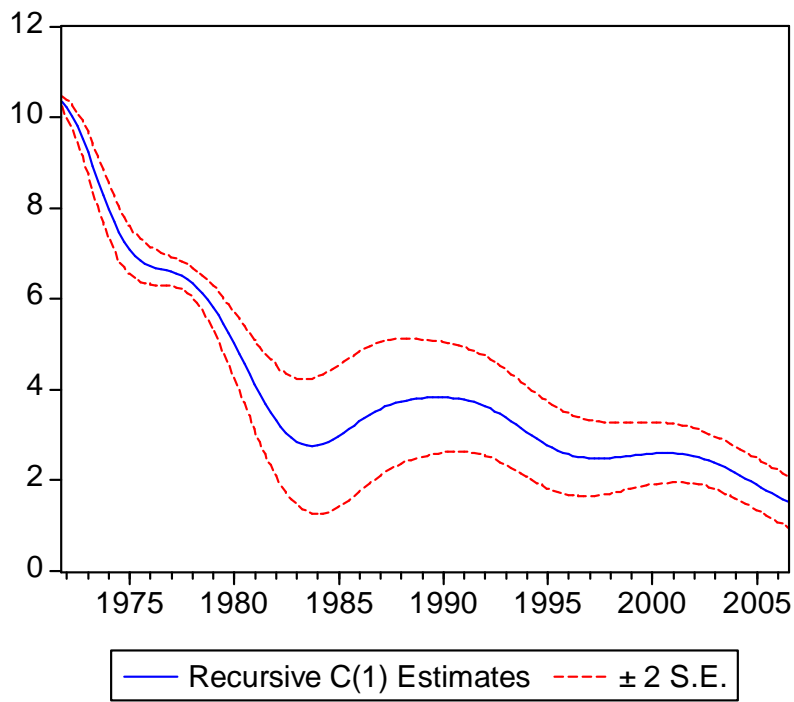


Figura 15: grafico delle stime ricorsive dei coefficienti

Procediamo con la stima per sottocampioni, possiamo suddividere il campione in due periodi: il primo che va dal 1968 al 1983 e il secondo dal 1984 al 2006.

Stimiamo il modello di lungo periodo con i dati che vanno dal quarto trimestre del 1968 al quarto trimestre del 1983.

Dependent Variable: I_HP
 Method: Least Squares
 Date: 01/14/07 Time: 12:42
 Sample(adjusted): 1969:4 1983:4
 Included observations: 57 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.746182	0.744616	3.688050	0.0005
INFL3_HP	1.012990	0.128120	7.906599	0.0000
R-squared	0.531972	Mean dependent var		8.410025
Adjusted R-squared	0.523462	S.D. dependent var		2.222747
S.E. of regression	1.534400	Akaike info criterion		3.728614
Sum squared resid	129.4911	Schwarz criterion		3.800300
Log likelihood	-104.2655	F-statistic		62.51431
Durbin-Watson stat	0.012909	Prob(F-statistic)		0.000000

Tab10: stima del modello di lungo periodo dal 1968:4 al 1983:4

Dalla stima ottenuta i due coefficienti risultano significativi, la loro statistica t per ciascuno dei due è maggiore della soglia critica del 95% corrispondente ad 1.96, quindi si rifiuta l'ipotesi di nullità dei coefficienti. L' R-squared è pari a 0.531972, si riesce quindi a spiegare circa il 53% dei dati, il risultato della statistica di Durbin-Watson indica presenza di correlazione tra i residui, infatti ciò è riscontrabile mediante l'analisi grafica seguente in cui i residui escono fuori dall'intervallo di confidenza stabilito al 95% e i valori stimati non seguono molto i dati.

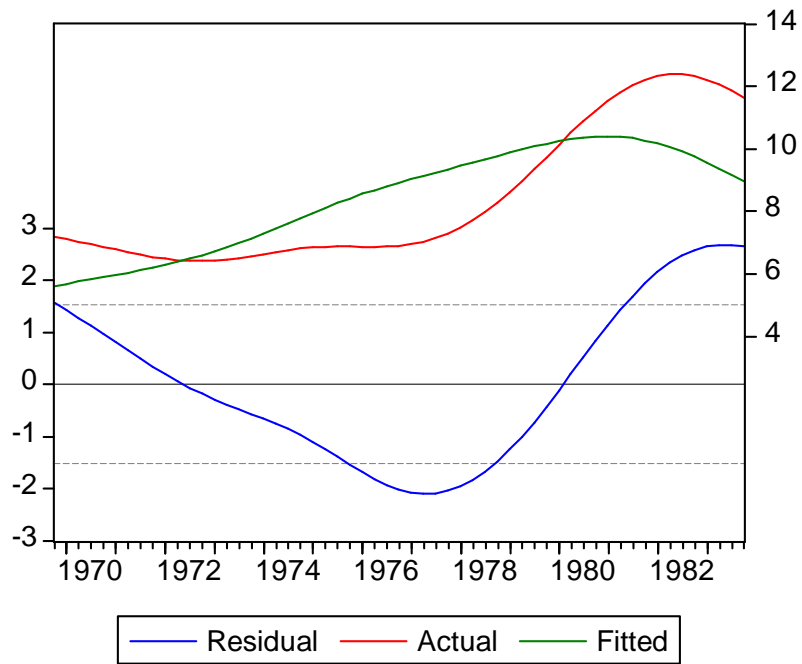


Figura 16: analisi dei residui considerando il campione dal 1968:4 al 1983:4

Analizziamo anche il correlogramma ed anche qui è evidente la correlazione tra i residui dati i valori non contenuti nell'intervallo di confidenza.

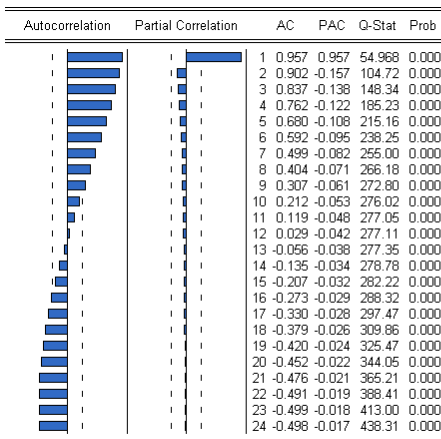


Figura 17: correlogramma dei residui considerando il campione dal 1968:4 al 1983:4

Testiamo la solita ipotesi secondo la quale il coefficiente α del modello

$$i_t^{HP} = \rho + \alpha [\pi_{t+3}]^{HP} + \eta_t \text{ sia uguale ad uno.}$$

H_0 : α uguale ad 1

H_1 : α diverso da 1

Wald Test:

Equation: EQ05

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.010280	(1, 55)	0.9196
Chi-square	0.010280	1	0.9192

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
-1 + C(2)	0.012990	0.128120

Restrictions are linear in coefficients.

Tab11: verifica d'ipotesi per il sottocampione che va dal 1968:4 al 1983:4

In questo caso l'ipotesi nulla viene accettata poichè il p-value è maggiore di 0.05, dunque il coefficiente α stimato è statisticamente uguale a uno.

Stimiamo lo stesso modello di lungo periodo ma per il campione che va dal primo trimestre del 1984 al terzo trimestre del 2006.

Dependent Variable: I_HP

Method: Least Squares

Date: 01/14/07 Time: 12:48

Sample: 1984:1 2006:3

Included observations: 91

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.786896	0.282762	-2.782896	0.0066
INFL3_HP	2.099667	0.087212	24.07532	0.0000
R-squared	0.866890	Mean dependent var		5.646725
Adjusted R-squared	0.865395	S.D. dependent var		2.403200
S.E. of regression	0.881701	Akaike info criterion		2.607805
Sum squared resid	69.18826	Schwarz criterion		2.662988
Log likelihood	-116.6551	F-statistic		579.6209
Durbin-Watson stat	0.014611	Prob(F-statistic)		0.000000

Tab12: stima del modello di lungo periodo dal 1984:1 al 2006:3

L' R-squared è di 0.866890, in questa parte di campione il modello riesce a spiegare l'87% dei dati, ma nonostante ciò la statistica di Durbin-Watson mostra, ancora una volta, correlazione tra i residui. Anche per questo caso facciamo un'analisi grafica:

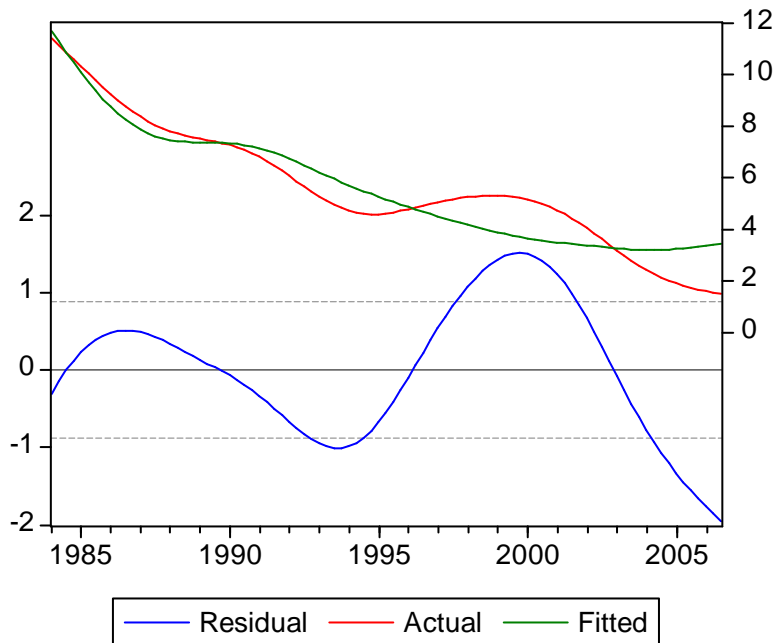


Figura 18: analisi dei residui considerando il campione dal 1984:1 al 2006:3

Anche se in misura minore rispetto all'altra parte del campione, i residui non rientrano nell'intervallo fissato a causa della presenza di correlazione. I valori stimati si adattano comunque in modo migliore ai dati, l'andamento di questi ultimi è infatti seguito dalle stime.

Facciamo il grafico del correlogramma:

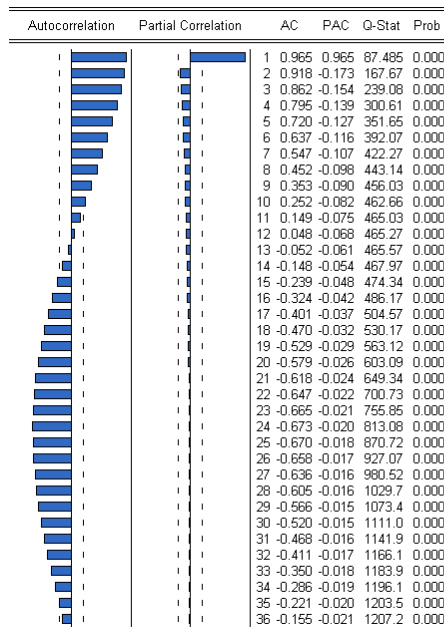


Figura 19: correlogramma dei residui considerando il campione dal 1984:1 al 2006:3

Anche il correlogramma conferma la presenza di correlazione tra i residui, tranne per qualche ritardo temporale, i valori dei residui stimati superano la soglia del 95%.

Procediamo con la verifica di ipotesi sempre per il modello di lungo periodo ma per il sottocampione che va dal 1984:1 2006:3. Il nostro sistema d'ipotesi per il modello di lungo

periodo $i_t^{HP} = \rho + \alpha [\pi_{t+3}]^{HP} + \eta_t$ sarà: $H_0: \alpha$ uguale ad 1
 $H_1: \alpha$ diverso da 1

Wald Test:
Equation: EQ06

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	158.9884	(1, 89)	0.0000
Chi-square	158.9884	1	0.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
-1 + C(2)	1.099667	0.087212

Restrictions are linear in coefficients.

Tab13: verifica d'ipotesi per il sottocampione che va dal 1984:1 al 2006:3

In questo caso l'ipotesi H_0 viene rifiutata: α stimato è statisticamente diverso da uno.

7. CONCLUSIONI

Sono state svolte diverse analisi del modello $i_t = \rho + \alpha E_t [\pi_{t+3}] + e_t$ nel breve periodo e nel lungo periodo per verificare se le ipotesi di Fisher sono soddisfatte. Dal momento che queste portano ad un risultato del tipo $i = r + \pi^e$, abbiamo eseguito dei test, per i quali il sistema di ipotesi prevede come ipotesi nulla che il coefficiente stimato α sia uguale ad uno come ipotesi alternativa che lo stesso coefficiente stimato α sia diverso da uno. Le statistiche effettuate hanno portato ad un rifiuto dell'ipotesi nulla, il coefficiente che è stato stimato, è statisticamente diverso da uno. Questo implica, quindi, rigettare le ipotesi formulate da Fisher secondo cui il tasso di interesse nominale deve variare nella stessa misura del tasso di inflazione attesa, mantenendo il tasso di interesse reale costante. Abbiamo considerato, in un primo momento, che gli errori del nostro modello fossero approssimabili ad un processo white noise ma poiché questi mostravano segni di correlazione, abbiamo stimato nuovamente il modello assumendo gli errori generati da un processo autoregressivo del primo ordine. Questo procedimento ha portato agli stessi risultati: le ipotesi di Fisher vengono rigettate in entrambi i casi, di breve e lungo periodo. Ci siamo serviti, inoltre, del metodo delle stime ricorsive per verificare la stabilità dei coefficienti che ha portato a risultati negativi. Abbiamo così suddiviso il campione, a sua volta, in due sottocampioni e abbiamo stimato il modello di lungo periodo in ciascuno di essi. Per il primo, il quale copre l'intervallo di tempo che va dal quarto trimestre del 1968 al quarto trimestre del 1983 abbiamo trovato che vale l'effetto Fisher, il coefficiente α stimato è statisticamente uguale ad uno. Per il secondo sottocampione, invece, ancora una volta le ipotesi di Fisher non sono risultate valide.

Possiamo dunque concludere che bisognerebbe incrementare la ricerca in modo da riuscire a capire meglio come modellare la relazione di lungo periodo che intercorre tra inflazione, tasso di interesse reale e tasso di interesse nominale. Infatti, la ricerca gioca un ruolo fondamentale perché consente di spiegare maggiormente il legame presente tra le variabili e gli effetti derivanti da questo stesso.

8. BIBLIOGRAFIA

I. Fisher : *'The theory of Interest'* , New York:Macmillan, 1930

R. Barsky : *'The Fisher hypothesis and the forecastability and persistence of inflation'* ,
National Bureau of Economic Research , Working Paper No.1927 , 1986

B. McCallum : *'On Low Frequency Estimates of 'Long Run' Relationships in
Macroeconomics'*. Journal of Monetary Economics, 1984

L. Pace, A. Salvan : *'Introduzione alla statistica – II . Inferenza, Verosimiglianza, Modelli'* ,
Cedam , 2001

O. Blanchard : *'Macroeconomics'* , International edition, 2003

N. Gregory Mankiw : *'Macroeconomia'* , Zanichelli , 2004

T. Di Fonzo, F. Lisi : *'Serie storiche economiche. Analisi statistiche e applicazioni'* ,
Carocci , 2005