

UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA
FACOLTÀ DI SCIENZE STATISTICHE
CORSO DI LAUREA IN STATISTICA E GESTIONE DELLE
IMPRESE

RELAZIONE FINALE

MODELLI DI PREVISIONE DELL'INFLAZIONE
ITALIANA: RUOLO DELLA MONETA GLOBALE

RELATORE:

DOTT. EFREM CASTELNUOVO

LAUREANDO:

ZUMERLE FILIPPO

516377-GEI

ANNO ACCADEMICO 2006/2007

INDICE:

Introduzione.....	3
Procedimento.....	4
Indicatori economici.....	6
Prima analisi: confronto tra quattro modelli.....	11
Seconda analisi: confronto tra due modelli.....	31
Conclusioni.....	41
Appendice.....	42
Bibliografia.....	45

INTRODUZIONE:

Le previsioni corrette sull'inflazione sono indispensabili perché le politiche monetarie possano avere successo. Identificare un metodo di previsione che sia efficiente è essenziale per produrre previsioni corrette. Negli ultimi anni, caratterizzati da un'inflazione bassa e stabile, i ricercatori del mondo accademico e delle istituzioni politiche hanno avuto delle difficoltà nel trovare un metodo di previsione affidabile per l'inflazione.

Una letteratura sperimentale in via di crescita e illustrata da Rogoff (2003) ha mostrato che i tassi nazionali sull'inflazione in alcune economie industrializzate condividono uno stesso componente significativo ed internazionale. E l'inflazione globale potrebbe essere un metodo di previsione utile per l'inflazione interna/nazionale, soprattutto quando è parecchio correlata con la liquidità globale.

In questa tesi analizzo l'ipotesi che la liquidità mondiale abbia un potere marginale e predittivo per l'inflazione italiana.

Per questo confronterò le regressioni di quattro modelli, nei quali la variabile dipendente è rappresentata dall'inflazione mentre le variabili indipendenti sono rappresentate dai tassi di crescita della moneta italiana e globale.

Ho scoperto che la liquidità globale, valutata come media dei tassi di crescita dei paesi aderenti al G7, produce previsioni inflazionistiche che sono notevolmente più precise di quelle basate su tradizionali modelli come una indicazione autoregressiva o un modello basato sulla crescita monetaria italiana.

Il vantaggio delle previsioni è particolarmente forte sulle prospettive triennali. Effettuerò inoltre le regressioni di altri due modelli utilizzando l'inflazione come variabile dipendente e la moneta globale come variabile indipendente, ampliando però il range delle osservazioni di sei anni.

Anche in questo caso la presenza della moneta globale migliora le previsioni dell'inflazione.

Nonostante in entrambi i casi ho rilevato la non significatività di alcune variabili domestiche, i modelli si presentano comunque buoni e quindi attendibili.

PROCEDIMENTO:

I modelli di regressione che ho utilizzato per svolgere l'analisi sono i seguenti:

- a) Previsione monovariata e autoregressiva, dove le previsioni sull'inflazione sono basate esclusivamente sugli sfasamenti della prima differenza dell'indice dei prezzi.

$$\pi_{t+h|t}^h = \alpha + \beta\pi_t + \varepsilon_{t+h}$$

- b) Le previsioni sulla crescita monetaria nelle quali l'indicazione autoregressiva è eccedente con una misura della crescita monetaria italiana.

$$\pi_{t+h|t}^h = \alpha + \beta\pi_t + \gamma M_t^{ita} + \varepsilon_{t+h}$$

- c) Le previsioni sulla liquidità globale nelle quali l'indicazione autoregressiva è eccedente con una misura di crescita monetaria nelle economie del G7.

$$\pi_{t+h|t}^h = \alpha + \beta\pi_t + \gamma M_t^{glob} + \varepsilon_{t+h}$$

- d) Le previsioni sulla liquidità globale nelle quali l'indicazione autoregressiva è eccedente con una misura della crescita monetaria italiana e una misura di crescita monetaria nelle economie del G7.

$$\pi_{t+h|t}^h = \alpha + \beta\pi_t + \sigma M_t^{ita} + \gamma M_t^{glob} + \varepsilon_{t+h}$$

In tutti i modelli presentati, la variabile dipendente è rappresentata da $\pi_{t+h|t}^h$, mentre le variabili indipendenti da π_t , M_t^{ita} e M_t^{glob} . α , β , γ e σ sono i coefficienti delle variabili indipendenti. ε_{t+h} rappresenta invece un termine di disturbo casuale generato da un processo white noise [$\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma_\varepsilon^2)$].

La procedura che ho seguito durante l'analisi è la seguente:

- 1) Stima dell'output fornitomi dalla regressione.
- 2) Analisi delle statistiche principali (R^2 aggiustato*, F (p-value)*, Akaike* e Schwarz*).
- 3) Analisi del correlogramma e dei residui.
- 4) Verifica della stabilità del modello attraverso i test Cusum* e stime OLS*.
- 5) Utilizzo del test di Wald* per evidenziare le variabili meno significative.

* Vedi appendice

6) Previsione del modello h trimestri in avanti, con $h=1, \dots, 12$.

Ho svolto il procedimento appena descritto per entrambe le analisi.

Nelle regressioni dei modelli ho tenuto conto soprattutto del coefficiente di correlazione R^2 aggiustato, elevato in entrambi i casi.

Nella verifica dei test di Wald per i vari coefficienti ho tenuto conto sia della statistica F che della statistica chi-quadrato, fissando come livello di significatività il dieci per cento.

INDICATORI ECONOMICI

Nello svolgere la mia analisi ho utilizzato serie storiche trimestrali e destagionalizzate.

I dati sono stati scaricati dal sito dell'OCSE*, l'organizzazione per la cooperazione e lo sviluppo economico.

Gli aggregati utilizzati nelle regressioni sono i seguenti:

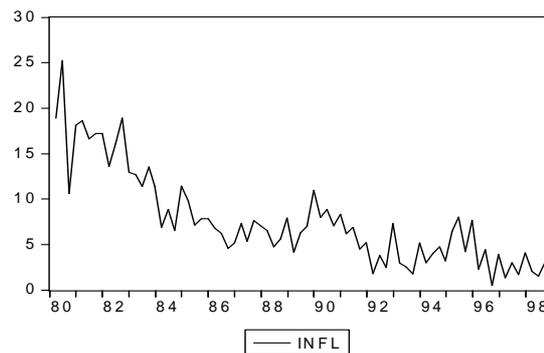
- * Tasso d'inflazione trimestrale, ottenuto partendo dal deflatore del "Gross Domestic Product".

Questa è la formula con la quale ho calcolato l'inflazione:

$$\pi_t = 400 * (p_t - p_{t-1}) / p_{t-1}$$

con π che rappresenta il tasso d'inflazione al tempo t , e p i valori del deflatore.

Grafico 1: inflazione italiana

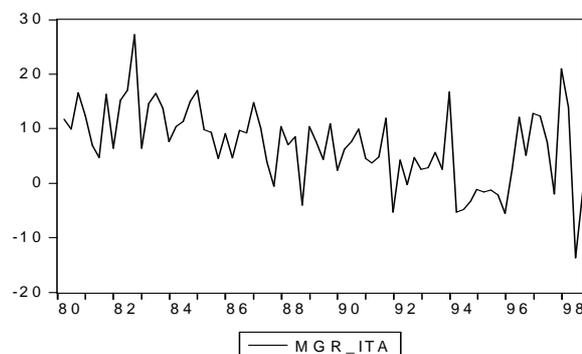


- * Tasso di crescita della moneta italiana trimestrale e destagionalizzata, ottenuto partendo dal rispettivo stock.

La formula utilizzata è la seguente:

$$mgr_ita = 400 * (m_ita_t - m_ita_{t-1}) / m_ita_{t-1}$$

Grafico 2: tasso di crescita della moneta italiana



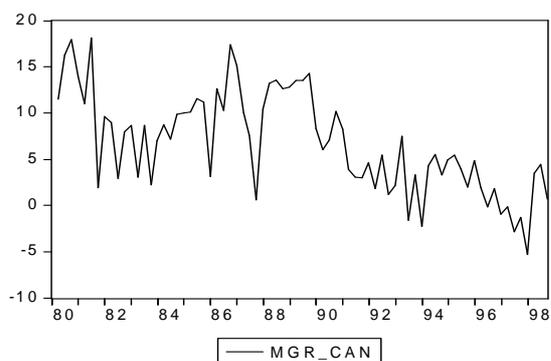
* Vedi appendice

- ★ Tasso di crescita della moneta canadese trimestrale e destagionalizzata, ottenuto partendo dal rispettivo stock.

La formula utilizzata è la seguente:

$$mgr_can = 400 * (m_can_t - m_can_{t-1}) / m_can_{t-1}$$

Grafico 3: tasso di crescita della moneta canadese

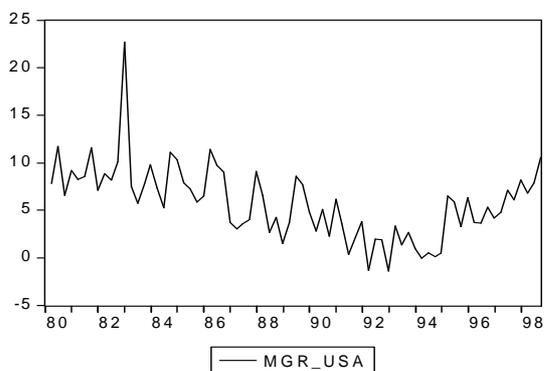


- ★ Tasso di crescita della moneta statunitense trimestrale e destagionalizzata, ottenuto partendo dal rispettivo stock.

La formula utilizzata è la seguente:

$$mgr_usa = 400 * (m_usa_t - m_usa_{t-1}) / m_usa_{t-1}$$

Grafico 4: tasso di crescita della moneta statunitense

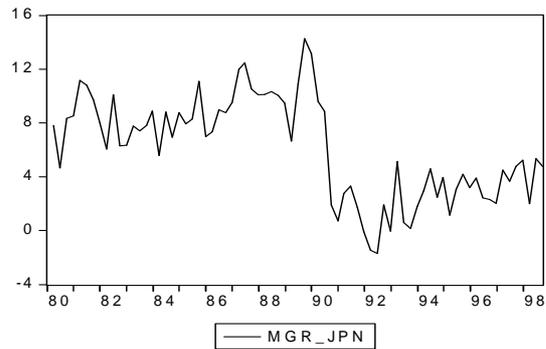


- * Tasso di crescita della moneta giapponese trimestrale e destagionalizzata ottenuto partendo dal rispettivo stock.

La formula utilizzata è la seguente:

$$mgr_jpn = 400 * (m_jpn_t - m_jpn_{t-1}) / m_jpn_{t-1}$$

Grafico 5: tasso di crescita della moneta giapponese

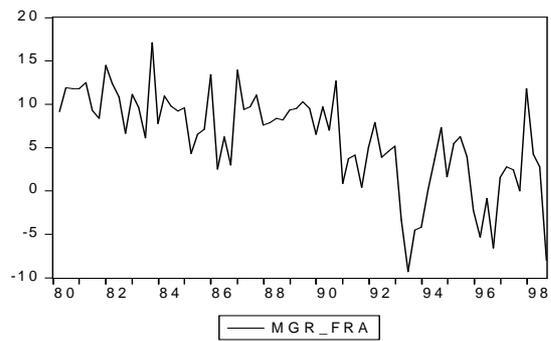


- * Tasso di crescita della moneta francese trimestrale e destagionalizzata ottenuto partendo dal rispettivo stock.

La formula utilizzata è la seguente:

$$mgr_fra = 400 * (m_fra_t - m_fra_{t-1}) / m_fra_{t-1}$$

Grafico 6: tasso di crescita della moneta francese

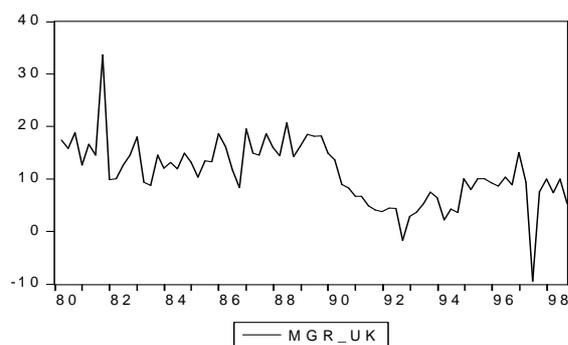


- * Tasso di crescita della moneta inglese trimestrale e destagionalizzata ottenuto partendo dal rispettivo stock.

La formula utilizzata è la seguente:

$$mgr_uk = 400 * (m_uk_t - m_uk_{t-1}) / m_uk_{t-1}$$

Grafico 7: tasso di crescita della moneta inglese



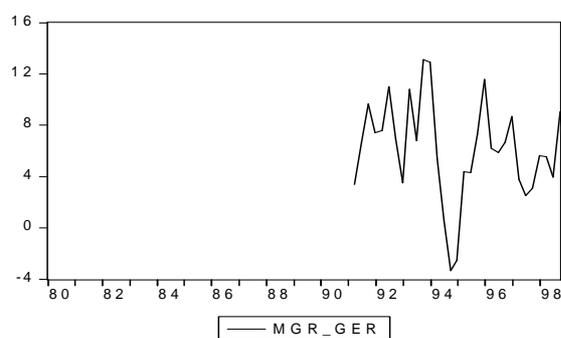
- * Tasso di crescita della moneta tedesca trimestrale e destagionalizzata ottenuto partendo dal rispettivo stock.

La serie inizia nel 1991 dopo l'unificazione tedesca.

La formula utilizzata è la seguente:

$$mgr_ger = 400 * (m_ger_t - m_ger_{t-1}) / m_ger_{t-1}$$

Grafico 8: tasso di crescita della moneta tedesca



- * Tasso di crescita della moneta globale trimestrale e destagionalizzata, ottenuta partendo dalla media degli stock dei paesi aderenti al G7 (Italia esclusa).

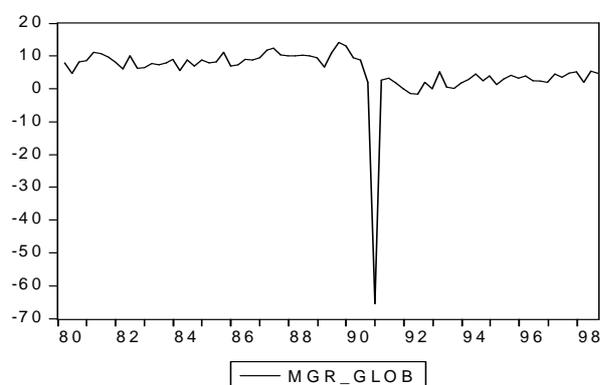
La formula utilizzata è la seguente:

$$mgr_glob = 400 * (m_glob_t - m_glob_{t-1}) / m_glob_{t-1}$$

con

$$m_glob = (m_usa + m_can + m_jpn + m_uk + m_ger + m_fra) / 6$$

Grafico 9: tasso di crescita della moneta globale



Come risulta evidente dal grafico, nel primo trimestre del 1991 è presente un valore anomalo, dovuto all'entrata della Germania nella media globale.

Siccome questo valore potrebbe darmi dei problemi a livello di stime (distorsione), ho deciso di eliminare la Germania, arrivando ad una nuova serie per la moneta globale.

D'ora in poi, quando parlerò di moneta globale, prenderò in considerazione la serie che esclude la moneta tedesca.

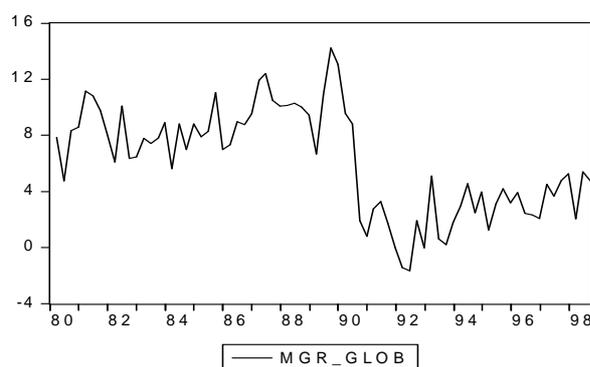
- * Tasso di crescita della moneta globale trimestrale e destagionalizzata, ottenuta partendo dalla media degli stock dei paesi aderenti al G7 (escluse Italia e Germania).

La formula utilizzata è la seguente:

$$mgr_glob = 400 * (m_glob_t - m_glob_{t-1}) / m_glob_{t-1}$$

con $m_glob = (m_usa + m_can + m_jpn + m_uk + m_fra) / 5$

Grafico 10: tasso di crescita della moneta globale (senza Germania)



Prima analisi: confronto tra quattro modelli

1) Primo modello: $\pi_{t+h|t} = \alpha + \beta\pi_t + \varepsilon_{t+h}$

Stima dell'output

Dependent Variable: INFL				
Method: Least Squares				
Date: 06/12/07 Time: 11:11				
Sample(adjusted): 1980:4 1998:4				
Included observations: 73 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFL(-1)	0.302109	0.116993	2.582273	0.0119
INFL(-2)	0.513043	0.063710	8.052755	0.0000
C	0.975533	0.522708	1.866307	0.0662
R-squared	0.744847	Mean dependent var		7.281217
Adjusted R-squared	0.737557	S.D. dependent var		4.556846
S.E. of regression	2.334436	Akaike info criterion		4.573645
Sum squared resid	381.4713	Schwarz criterion		4.667773
Log likelihood	-163.9380	F-statistic		102.1726
Durbin-Watson stat	1.812572	Prob(F-statistic)		0.000000

Infl rappresenta il tasso d'inflazione, mentre c la costante del modello.

In questo modello ho scelto due ritardi per la variabile infl perché, come spiegherò in seguito, mi portano a valori previsivi buoni.

Analisi delle statistiche principali

L'elevato valore dell' R^2 *aggiustato* indica che il modello spiega bene l'andamento della serie storica di riferimento.

Elevato appare anche il valore di F - *statistic*, che ha come conseguenza la nullità del valore *prob* (F - *statistic*). Questo valore indica la significatività di tutti i coefficienti.

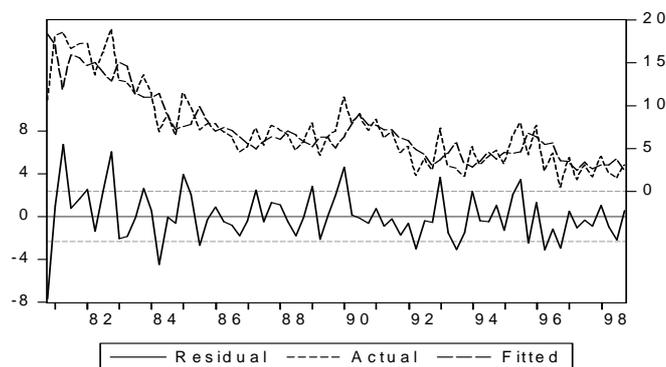
I criteri di Akaike e Schwarz, che variano all'introduzione di nuove variabili, risultano essere i migliori rispetto ad altre prove effettuate.

Analisi del correlogramma e dei residui

Date: 06/25/07 Time: 10:55						
Sample: 1980:4 1998:4						
Included observations: 73						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.	1	0.015	0.015	0.0176	0.895
** . .	** . .	2	-0.248	-0.248	4.7563	0.093
.	3	-0.032	-0.025	4.8360	0.184
. *	4	0.098	0.039	5.5924	0.232
.	5	0.053	0.040	5.8213	0.324
. . .	. * .	6	0.047	0.083	5.9998	0.423
** . .	. * .	7	-0.189	-0.178	8.9717	0.255
. * .	. * .	8	-0.154	-0.133	10.958	0.204
. *	9	0.067	-0.020	11.340	0.253
. * .	. * .	10	0.165	0.095	13.708	0.187
.	11	-0.010	0.026	13.717	0.249
. *	12	-0.103	-0.022	14.674	0.260
. *	13	-0.059	-0.040	14.988	0.308
. . .	. * .	14	0.003	-0.072	14.988	0.379
. . .	. * .	15	-0.018	-0.109	15.021	0.450
. * .	. * .	16	0.167	0.165	17.704	0.341
. * .	. * .	17	-0.159	-0.146	20.190	0.265
. *	18	-0.069	0.061	20.668	0.296
.	19	0.038	-0.051	20.814	0.347
. * .	. * .	20	0.163	0.110	23.547	0.263

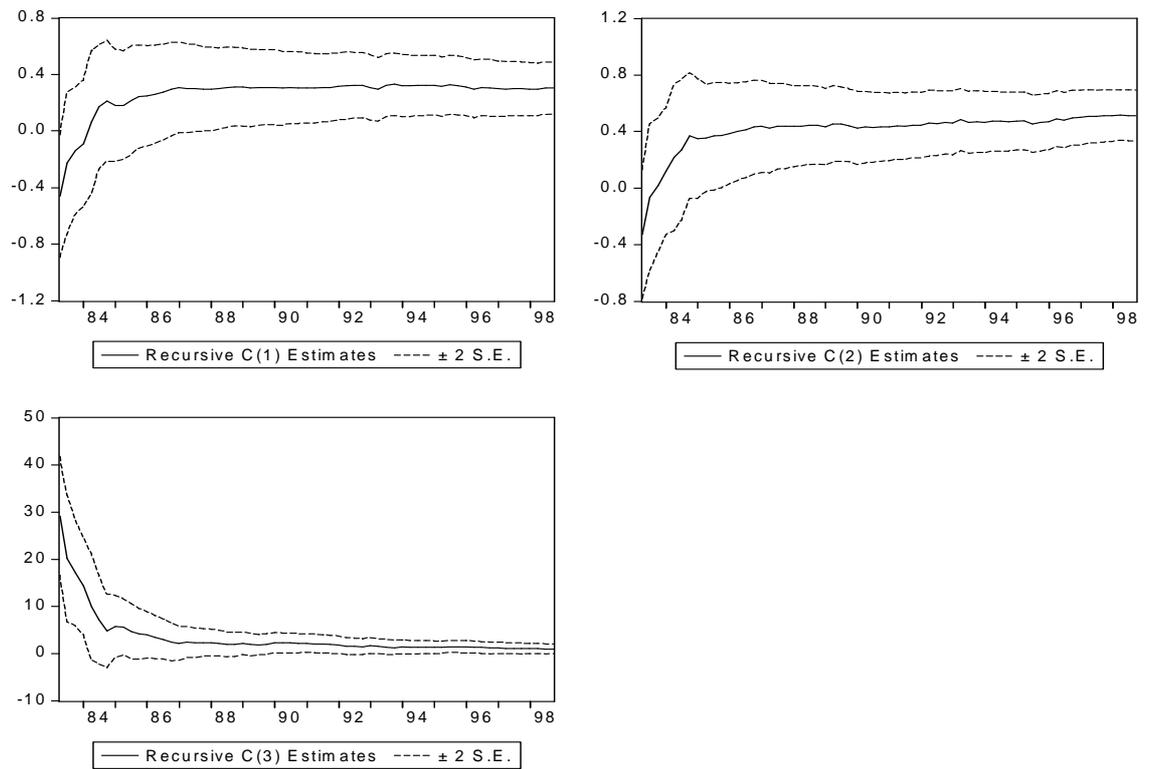
Il correlogramma presenta un solo valore oltre le bande di confidenza (il secondo), e può quindi ritenersi soddisfacente, in quanto la soglia di accettazione è il 5% delle osservazioni del correlogramma stesso. Esiste comunque la presenza di autocorrelazione tra i residui.

Grafico 11: residui e valori attuali e previsti



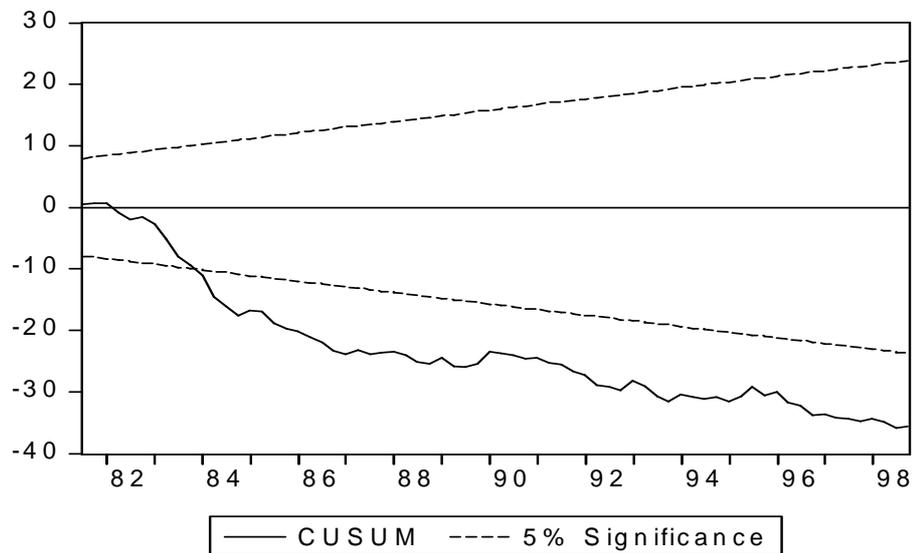
Il grafico conferma la presenza di autocorrelazione tra i residui, visto che in più punti esce dalle bande di confidenza.

Verifica della stabilità del modello



Le stime OLS ricorsive evidenziano l'assenza di stabilità delle variabili.

Grafico 12: cusum test



Il test di Cusum conferma l'instabilità del modello.

Test di Wald

È un test che verifica l'ipotesi di nullità dei coefficienti relativi all'inflazione:

$$H_0 : \beta = 0$$

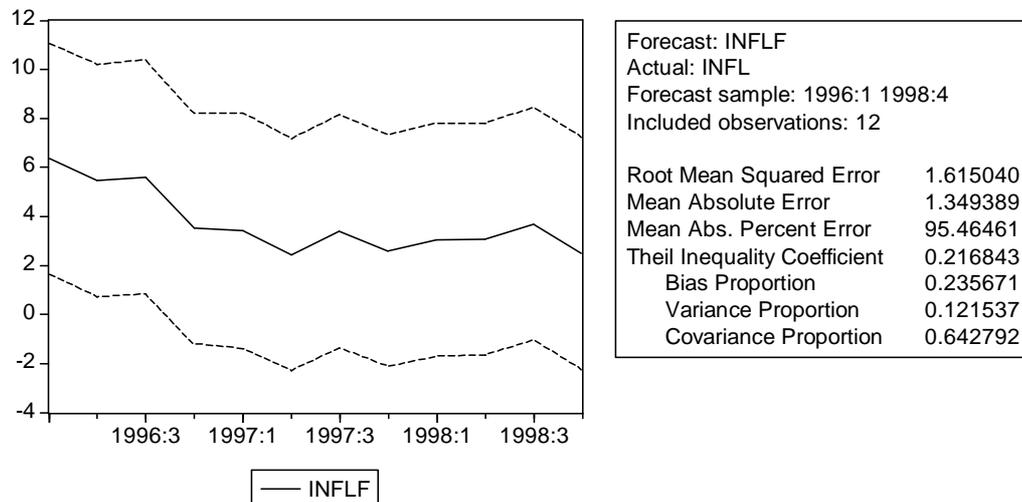
$$H_1 : \beta \neq 0$$

Wald Test:			
Equation: MODELLO_1			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	144.0802	(2, 70)	0.0000
Chi-square	288.1603	2	0.0000
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(1)	0.302109	0.116993	
C(2)	0.513043	0.063710	
Restrictions are linear in coefficients.			

L'elevato valore della *F statistic* (144,0802) e il conseguente valore di probabilità (0,0000) mi porta a dire che le variabili risultano significative.

Previsione del modello h trimestri avanti

Utilizzando la funzione forecast posso prevedere il possibile andamento della serie per $h=1, \dots, 12$.



Per la scelta del modello mi sono basato soprattutto sull'indice "Root mean squared error", il quale indica quanto le previsioni del modello si avvicinano al reale valore dei dati.

Il miglior valore possibile di questo indice sarebbe lo 0, e vorrebbe dire che le previsioni spiegano perfettamente i dati.

Dopo diverse prove sono arrivato alla conclusione che il modello che minimizza questo indice è quello che ho preso in esame, ovvero quello con due ritardi.

2) **Secondo modello:** $\pi_{t+h|t}^h = \alpha + \beta\pi_t + \gamma M_t^{ita} + \varepsilon_{t+h}$

Stima dell'output

Dependent Variable: INFL				
Method: Least Squares				
Date: 06/12/07 Time: 11:27				
Sample(adjusted): 1981:1 1998:4				
Included observations: 72 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFL(-1)	0.430198	0.092561	4.647722	0.0000
INFL(-2)	0.458796	0.053561	8.565804	0.0000
MGR_ITA(-1)	0.013563	0.038103	0.355962	0.7230
MGR_ITA(-2)	-0.014225	0.030562	-0.465450	0.6431
MGR_ITA(-3)	0.019965	0.035667	0.559756	0.5775
C	0.421214	0.463050	0.909651	0.3663
R-squared	0.794610	Mean dependent var	7.235167	
Adjusted R-squared	0.779050	S.D. dependent var	4.571687	
S.E. of regression	2.148934	Akaike info criterion	4.447476	
Sum squared resid	304.7826	Schwarz criterion	4.637199	
Log likelihood	-154.1091	F-statistic	51.06805	
Durbin-Watson stat	2.172868	Prob(F-statistic)	0.000000	

In questo modello, oltre all'inflazione, ho aggiunto anche il tasso di crescita della moneta italiana, indicato con mgr_ita.

C rappresenta come prima la costante del modello.

Analisi delle statistiche principali

L' R^2 *aggiustato* appare elevato, ed è anche maggiore di quello precedente. Il modello risulta buono.

Anche in questo caso il valore dell' F - *statistic* è elevato, e la sua probabilità è nulla.

I coefficienti sono quindi significativi.

I criteri di Akaike e Schwarz sono simili a quelli del modello precedente, e leggermente più bassi.

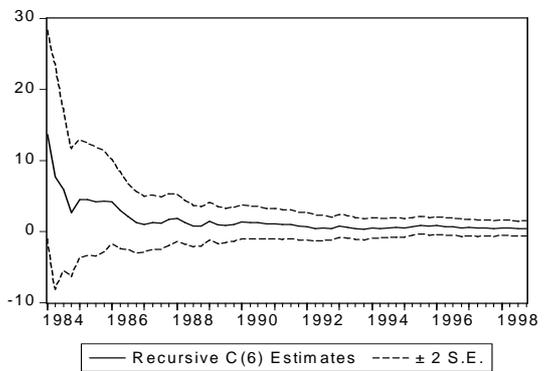
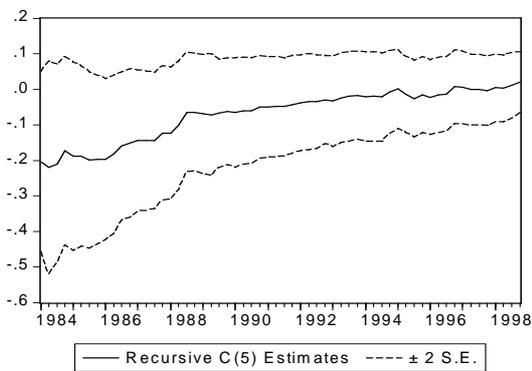
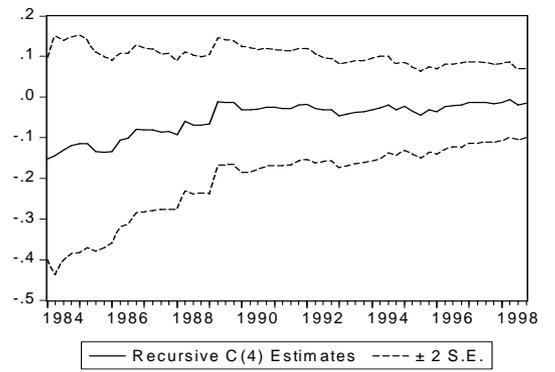
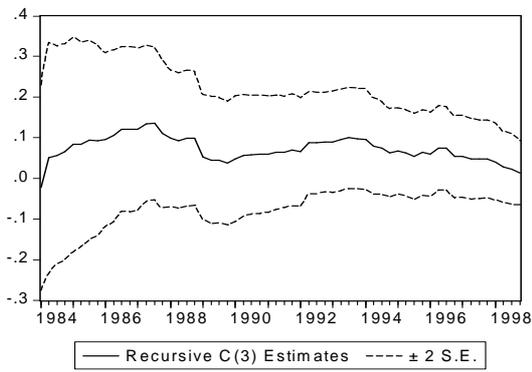
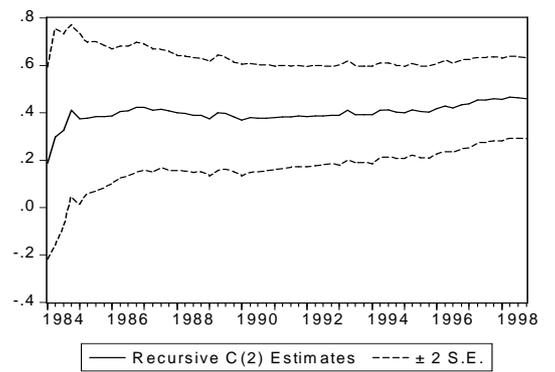
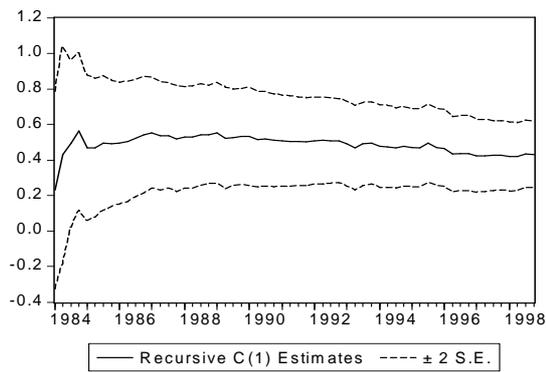
Analisi del correlogramma e dei residui

Date: 06/25/07 Time: 16:35						
Sample: 1981:1 1998:4						
Included observations: 72						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. * .	. * .	1	-0.091	-0.091	0.6163	0.432
. * .	. * .	2	-0.138	-0.148	2.0738	0.355
. * .	. * .	3	-0.105	-0.137	2.9247	0.403
. *	. *	4	0.144	0.101	4.5401	0.338
. .	. .	5	0.064	0.059	4.8608	0.433
. .	. .	6	0.007	0.045	4.8646	0.561
** .	. * .	7	-0.216	-0.177	8.6993	0.275
. .	. * .	8	-0.030	-0.077	8.7744	0.362
. .	. * .	9	-0.030	-0.114	8.8500	0.451
. *	. *	10	0.159	0.094	11.016	0.356
. .	. .	11	-0.055	-0.005	11.276	0.420
. .	. .	12	-0.045	0.006	11.456	0.490
. * .	. * .	13	-0.085	-0.061	12.112	0.518
. * .	** .	14	-0.105	-0.221	13.118	0.517
. * .	** .	15	-0.071	-0.191	13.593	0.557
. **	. *	16	0.201	0.113	17.425	0.359
. * .	. * .	17	-0.141	-0.096	19.343	0.309
. .	. .	18	-0.012	0.041	19.357	0.370
. * .	. .	19	-0.070	-0.053	19.856	0.403
. **	. *	20	0.210	0.103	24.353	0.227

Il correlogramma è molto buono, in quanto nessun valore si trova oltre le bande di confidenza.

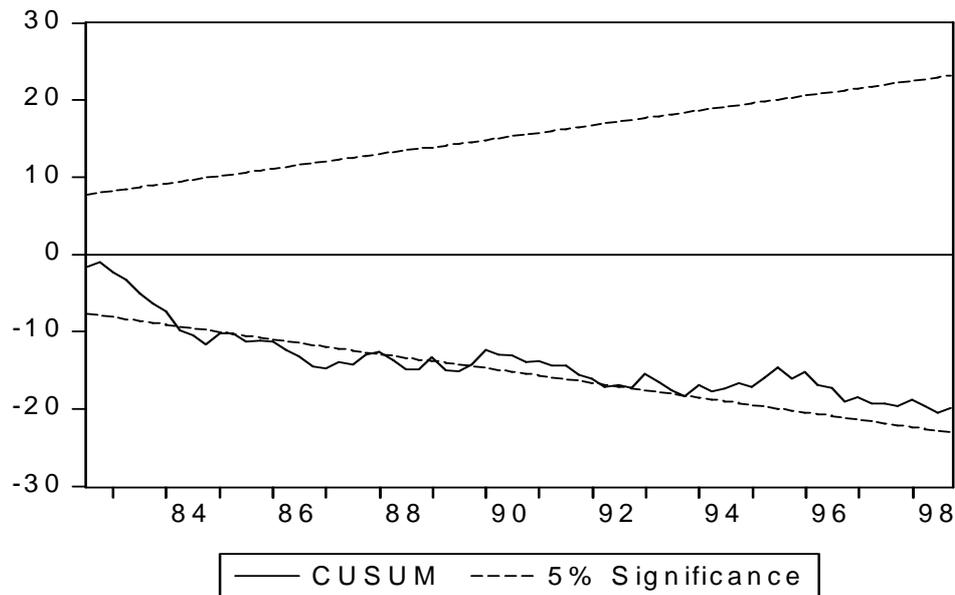
Posso quindi escludere la presenza di autocorrelazione tra i residui.

Verifica della stabilità del modello



Le stime OLS ricorsive indicano che alcune variabili ritardate non sono stabili.

Grafico 14: cusum test



Il test di Cusum anche in questo caso conferma l'instabilità del modello, ma appare migliore del precedente.

Test di Wald

L'ipotesi nulla che ho verificato in questo modello è la seguente:

$$H_0 : \beta = 0, \gamma = 0$$

$$H_1 : \beta \neq 0, \gamma \neq 0$$

Wald Test:			
Equation: MODELLO_2			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	238.5581	(2, 66)	0.0000
Chi-square	477.1162	2	0.0000
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(1)	0.430198	0.092561	
C(2)	0.458796	0.053561	
Restrictions are linear in coefficients.			

Come nel modello precedente le variabili riguardanti l'inflazione sono significative.

Questa affermazione è sostenuta dall'elevato valore della *F - statistic* e dalla nullità del valore di probabilità.

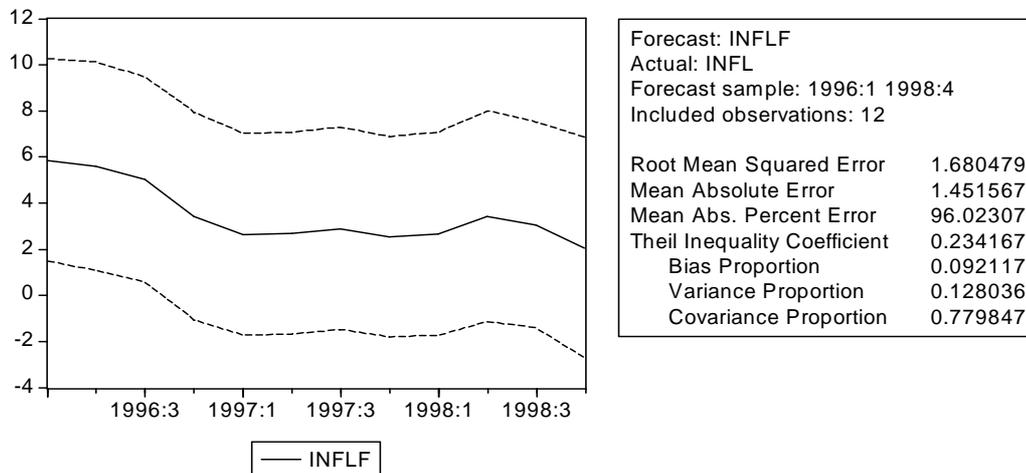
Wald Test:			
Equation: MODELLO_2			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.233491	(3, 66)	0.8727
Chi-square	0.700473	3	0.8731
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(3)	0.013563	0.038103	
C(4)	-0.014225	0.030562	
C(5)	0.019965	0.035667	
Restrictions are linear in coefficients.			

In questo caso il test di Wald dimostra come la variabile *mgr_ita* non risulti significativa.

Il valore *F - statistic* è basso, e la relativa probabilità appare molto alta, esattamente il contrario rispetto a prima.

Questa variabile potrebbe quindi essere sacartata.

Previsione del modello *h* trimestri avanti



Anche in questo caso ho svolto diverse prove prima di arrivare a questo modello, il quale minimizza il “Root mean squared error”.

Questo indice però risulta più alto rispetto a quello del precedente modello, e questa è la conseguenza dei risultati del test di Wald.

3) Terzo modello: $\pi_{t+h|t}^h = \alpha + \beta\pi_t + \gamma M_t^{glob} + \varepsilon_{t+h}$

Stima dell'output

Dependent Variable: INFL				
Method: Least Squares				
Date: 06/12/07 Time: 11:38				
Sample(adjusted): 1980:4 1998:4				
Included observations: 73 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFL(-1)	0.278527	0.112957	2.465785	0.0162
INFL(-2)	0.484304	0.059759	8.104225	0.0000
MGR_GLOB(-1)	0.325627	0.138153	2.356994	0.0213
MGR_GLOB(-2)	-0.159616	0.120975	-1.319414	0.1915
C	0.365365	0.447286	0.816848	0.4169
R-squared	0.773785	Mean dependent var	7.281217	
Adjusted R-squared	0.760478	S.D. dependent var	4.556846	
S.E. of regression	2.230166	Akaike info criterion	4.508064	
Sum squared resid	338.2075	Schwarz criterion	4.664944	
Log likelihood	-159.5443	F-statistic	58.14963	
Durbin-Watson stat	1.940841	Prob(F-statistic)	0.000000	

In questo terzo modello ho aggiunto oltre la variabile relativa all'inflazione una variabile relativa al tasso di moneta globale.

Analisi delle statistiche principali

Anche in questo modello l' R^2 *aggiustato* risulta elevato e quindi il modello può ritenersi buono.

La statistica F e la sua probabilità risultano soddisfacenti. Alla luce di questo posso dire che i coefficienti sono significativi.

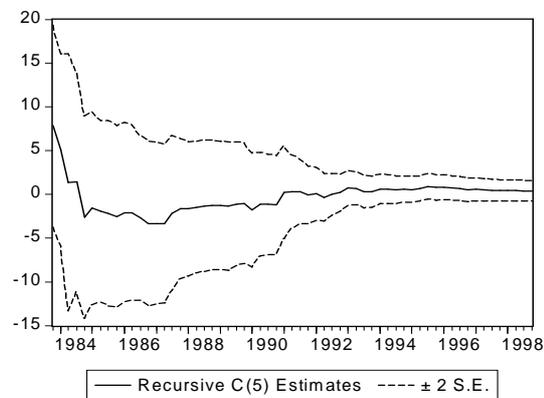
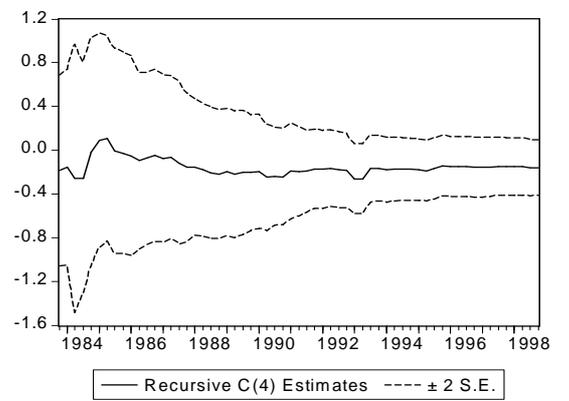
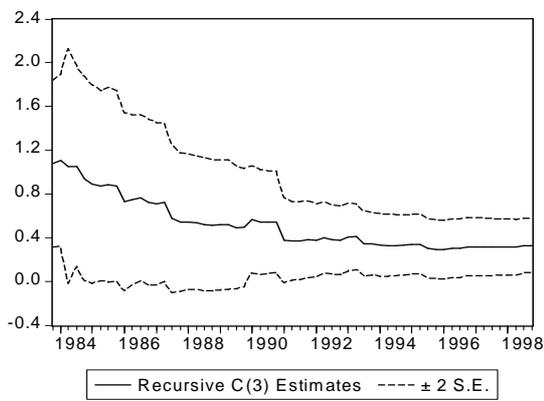
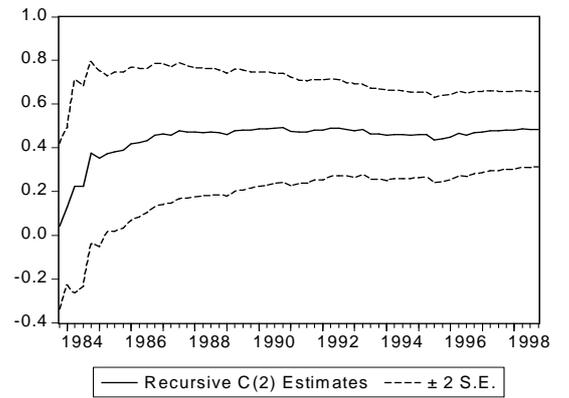
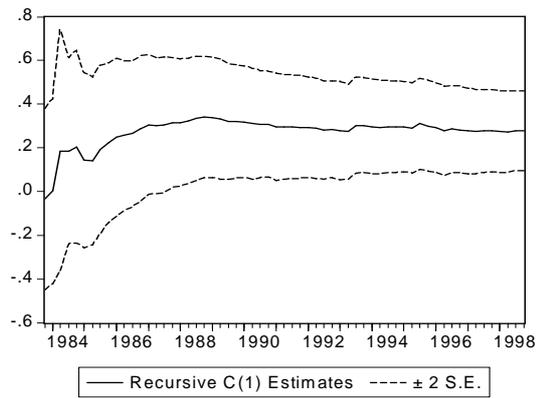
I criteri di Akaike e Schwarz si mantengono sui valori dei modelli precedenti.

Analisi del corelogramma e dei residui

Date: 06/25/07 Time: 19:02						
Sample: 1980:4 1998:4						
Included observations: 73						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.	1	-0.028	-0.028	0.0616	0.804
** . .	** . .	2	-0.223	-0.224	3.8857	0.143
.	3	-0.018	-0.034	3.9106	0.271
. . *	. . .	4	0.106	0.057	4.7946	0.309
. . *	. . *	5	0.072	0.071	5.2079	0.391
. . *	. . *	6	0.093	0.141	5.9093	0.433
* . .	* . .	7	-0.168	-0.134	8.2567	0.311
* . .	* . .	8	-0.107	-0.084	9.2284	0.323
. . .	* . .	9	0.017	-0.071	9.2542	0.414
. . *	. . *	10	0.144	0.084	11.063	0.353
.	11	0.008	0.028	11.068	0.438
*	12	-0.113	-0.045	12.218	0.428
.	13	-0.030	0.018	12.300	0.503
. . .	* . .	14	-0.033	-0.102	12.400	0.574
. . .	* . .	15	-0.020	-0.074	12.437	0.646
. . *	* . .	16	0.117	0.074	13.763	0.616
* . .	* . .	17	-0.163	-0.152	16.357	0.499
*	18	-0.065	0.022	16.772	0.539
* . .	* . .	19	-0.063	-0.149	17.175	0.578
* . .	* . .	20	0.134	0.111	19.040	0.519

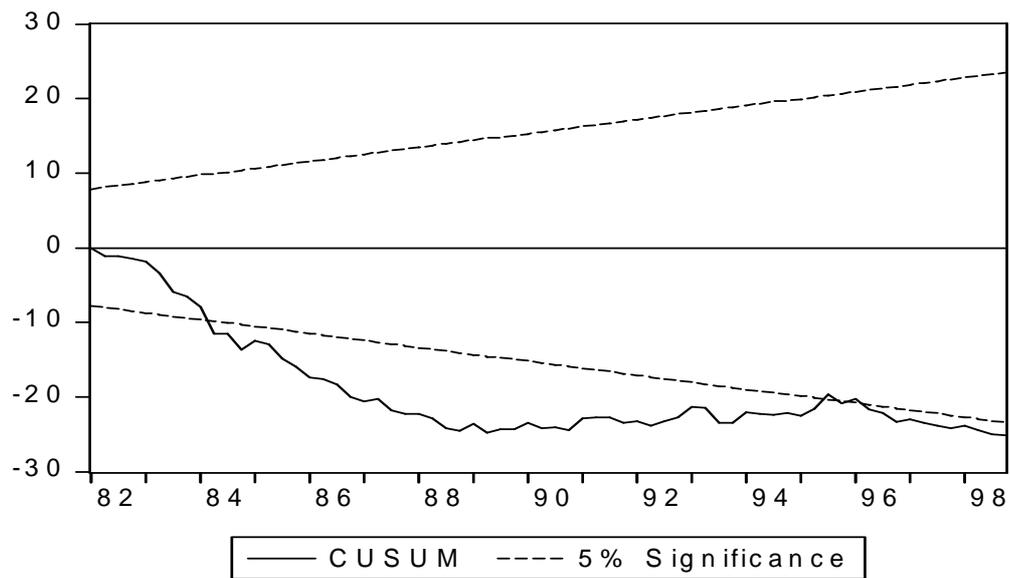
Anche in questo correlogramma non sono presenti valori che vanno oltre le bande di confidenza, e si esclude quindi la possibilità di autocorrelazione tra i residui.

Verifica della stabilità del modello



Le stime OLS ricorsive indicano che alcune variabili ritardate non sono stabili.

Grafico 16: Cusum test



Dal grafico qui riportato si può notare l'instabilità del modello.

Test di wald

L'ipotesi nulla verificata in questo modello è la seguente:

$$H_0 : \beta = 0, \gamma = 0$$

$$H_1 : \beta \neq 0, \gamma \neq 0$$

Wald Test:			
Equation: MODELLO_3			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	99.83635	(2, 68)	0.0000
Chi-square	199.6727	2	0.0000
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(1)	0.278527	0.112957	
C(2)	0.484304	0.059759	
Restrictions are linear in coefficients.			

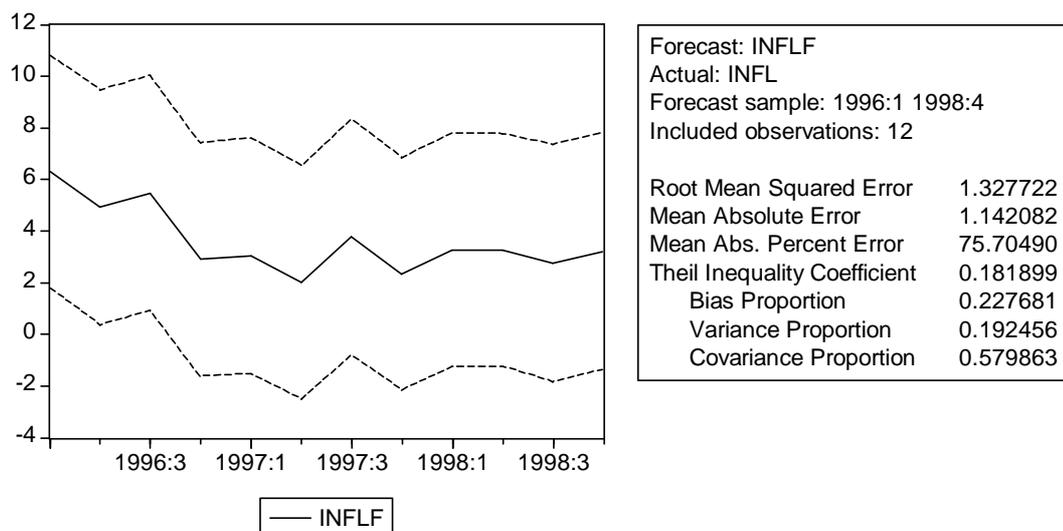
Le variabili relative all'inflazione sono anche in questo caso significative.

Wald Test:			
Equation: MODELLO_3			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	4.099608	(2, 68)	0.0208
Chi-square	8.199215	2	0.0166
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(3)	0.325627	0.138153	
C(4)	-0.159616	0.120975	
Restrictions are linear in coefficients.			

Le variabili relative al tasso di crescita della moneta globale risultano significative.

Questo è un risultato interessante, in quanto nel precedente modello le variabili relative al tasso di crescita della moneta italiana non risultavano significative.

Previsioni del modello per h trimestri avanti



In questo modello il “Root mean squared error” risulta migliore rispetto sia al primo che al secondo modello. Questo indica che le previsioni sono più vicine ai reali valori delle osservazioni.

L’introduzione del tasso di moneta globale, come si poteva presupporre dal test di Wald, è utile in quanto la sua presenza migliora le stime previsive del modello.

4) Quarto modello: $\pi_{t+h|t}^h = \alpha + \beta\pi_t + \sigma M_t^{ita} + \gamma M_t^{glob} + \varepsilon_{t+h}$

Stima dell'output

Dependent Variable: INFL				
Method: Least Squares				
Date: 06/12/07 Time: 12:00				
Sample(adjusted): 1980:4 1998:4				
Included observations: 73 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFL(-1)	0.269260	0.113638	2.369459	0.0207
INFL(-2)	0.477839	0.061145	7.814801	0.0000
MGR_ITA(-1)	0.030123	0.037291	0.807771	0.4221
MGR_GLOB(-1)	0.327504	0.140259	2.334996	0.0225
MGR_GLOB(-2)	-0.169694	0.123745	-1.371320	0.1749
C	0.323227	0.479420	0.674205	0.5025
R-squared	0.775588	Mean dependent var	7.281217	
Adjusted R-squared	0.758841	S.D. dependent var	4.556846	
S.E. of regression	2.237772	Akaike info criterion	4.527455	
Sum squared resid	335.5108	Schwarz criterion	4.715712	
Log likelihood	-159.2521	F-statistic	46.31171	
Durbin-Watson stat	1.933497	Prob(F-statistic)	0.000000	

Nel quarto modello ho voluto analizzare oltre alla variabile indipendente rappresentata dall'inflazione (infl) anche le due variabili relative ai tassi di crescita italiana e globale (mgr_ita e mgr_glob).

Analisi delle statistiche principali

L' R^2 *aggiustato* del modello si presenta abbastanza elevato. Si tratta anche in questo caso di un buon modello.

Il valore della probabilità della statistica F mi porta a rifiutare l'ipotesi di nullità di tutti i coefficienti.

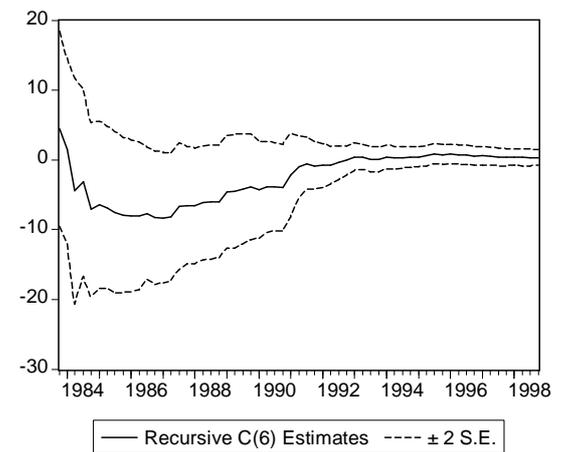
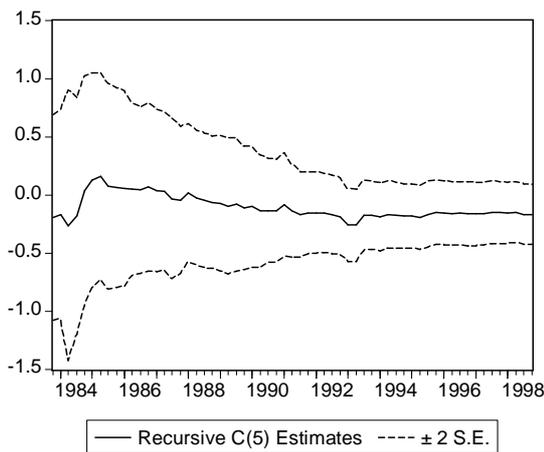
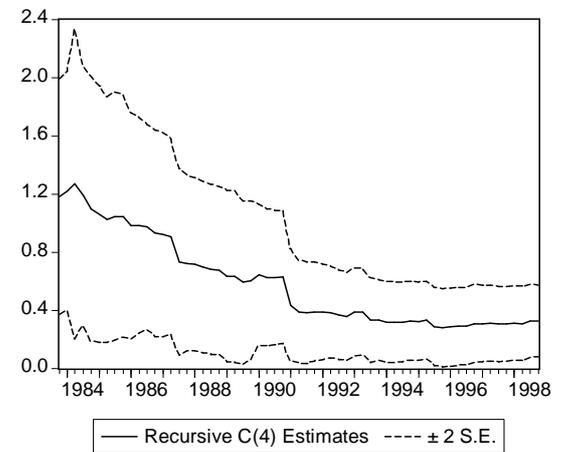
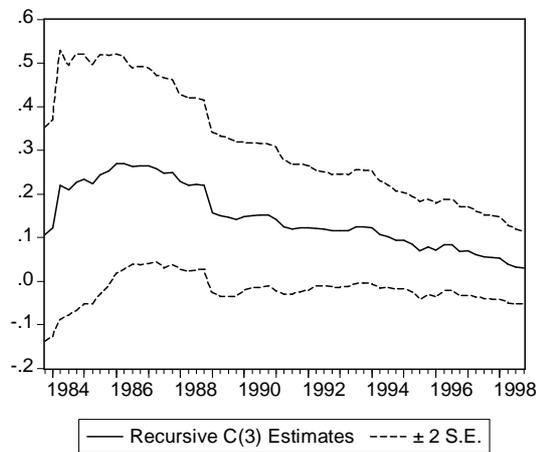
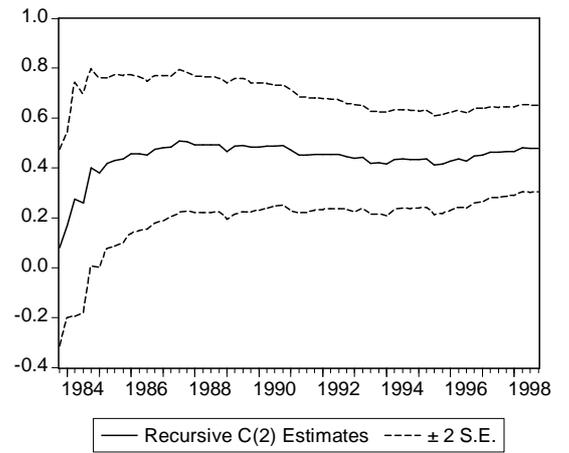
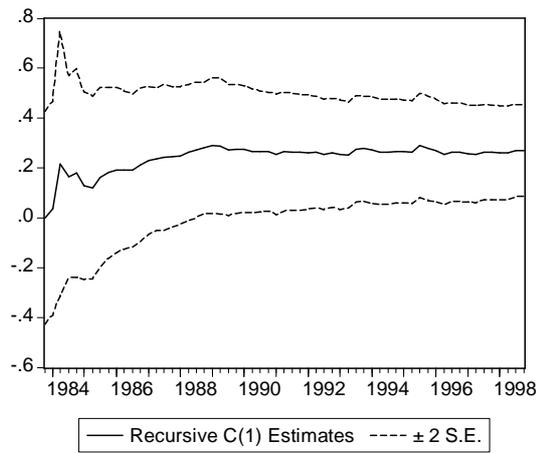
I criteri di Akaike e Schwarz sono simili a quelli degli altri modelli.

Analisi del correlogramma

Date: 06/26/07 Time: 00:47						
Sample: 1980:4 1998:4						
Included observations: 73						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.	1	-0.022	-0.022	0.0377	0.846
** . .	** . .	2	-0.201	-0.202	3.1606	0.206
.	3	0.007	-0.003	3.1645	0.367
. * .	. * .	4	0.106	0.069	4.0594	0.398
.	5	0.054	0.062	4.2919	0.508
. * .	. * .	6	0.088	0.131	4.9180	0.554
* . .	* . .	7	-0.171	-0.153	7.3524	0.393
* . .	* . .	8	-0.109	-0.095	8.3594	0.399
. . .	* . .	9	0.009	-0.079	8.3656	0.498
. * .	. * .	10	0.134	0.085	9.9324	0.446
.	11	-0.002	0.025	9.9329	0.536
*	12	-0.118	-0.054	11.177	0.514
.	13	-0.019	0.022	11.210	0.593
. . .	* . .	14	-0.038	-0.111	11.344	0.659
. . .	* . .	15	-0.027	-0.071	11.413	0.723
. * .	* . .	16	0.126	0.087	12.946	0.677
* . .	* . .	17	-0.173	-0.163	15.881	0.532
*	18	-0.069	0.023	16.358	0.568
* . .	* . .	19	-0.064	-0.161	16.769	0.606
* . .	* . .	20	0.156	0.146	19.283	0.503

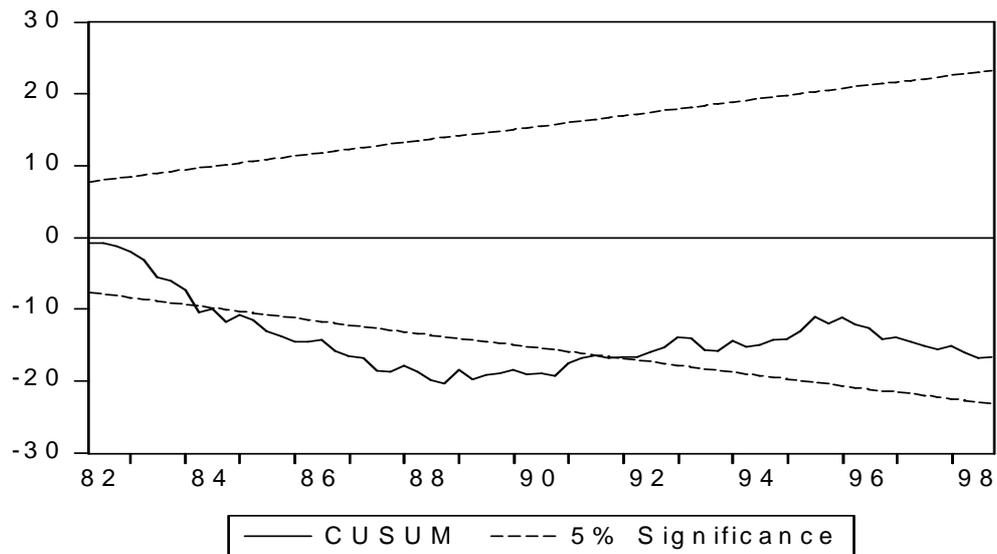
Il correlogramma mostra come i residui non siano correlati, in quanto nessun valore esce dalle bande di confidenza.

Test di stabilità



Le stime OLS recursive indicano che alcune delle variabili non sono stabili, e si ha la conferma osservando il grafico del Cusum test.

Gafico 17: Cusum test



Test di Wald

L'ingresso di una nuova variabile fa cambiare l'ipotesi nulla verificata, che per questo modello sarà:

$$H_0 : \beta = 0, \sigma = 0, \gamma = 0$$

$$H_1 : \beta \neq 0, \sigma \neq 0, \gamma \neq 0$$

Wald Test:			
Equation: MODELLO_4			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	74.51319	(2, 67)	0.0000
Chi-square	149.0264	2	0.0000
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(1)	0.269260	0.113638	
C(2)	0.477839	0.061145	
Restrictions are linear in coefficients.			

Il test di Wald effettuato per i valori dell'inflazione mostra come questa variabile sia significativa per il modello.

Wald Test:			
Equation: MODELLO_4			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.652493	(1, 67)	0.4221
Chi-square	0.652493	1	0.4192
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(3)	0.030123	0.037291	
Restrictions are linear in coefficients.			

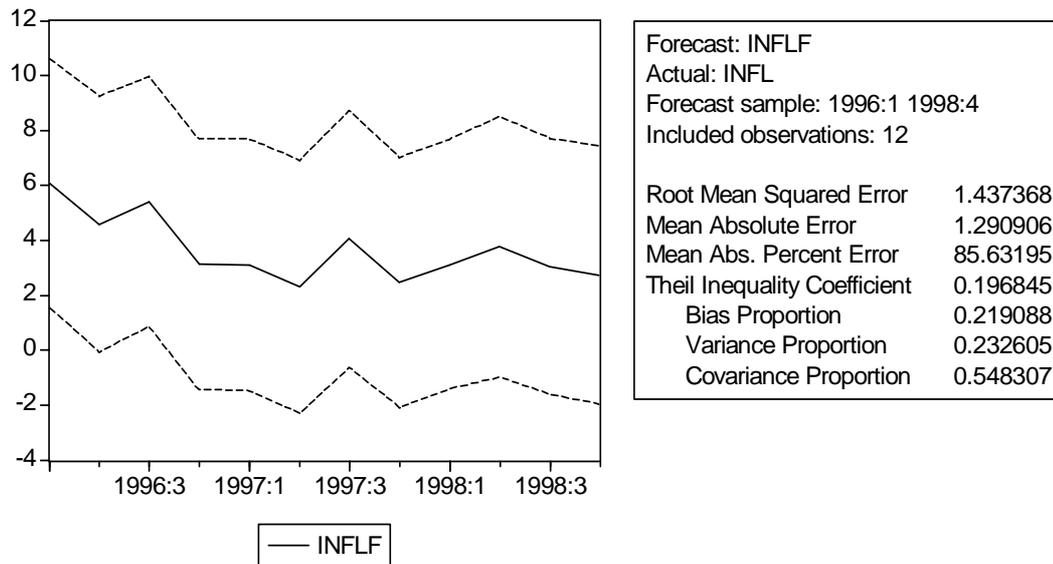
In questo caso il test di Wald porta a ritenere il tasso di moneta italiana come non significativo, e come tale può quindi essere scartata

Wald Test:			
Equation: MODELLO_4			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	4.109797	(2, 67)	0.0207
Chi-square	8.219594	2	0.0164
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(4)	0.327504	0.140259	
C(5)	-0.169694	0.123745	
Restrictions are linear in coefficients.			

Il tasso di moneta globale risulta significativo.

Alla luce di questi risultati, posso dire che questo modello può essere riparametrizzato e ricondotto alla forma del terzo, scartando la parte relativa al tasso di crescita della moneta italiana.

Previsioni del modello per h trimestri avanti



In questo modello il “Root mean squared error” risulta più piccolo rispetto ai primi due modelli, ma più alto rispetto al terzo.

Questo risultato probabilmente è dovuto alla presenza del tasso di crescita della moneta italiana, che non essendo significativa altera i valori previsivi.

Seconda analisi: confronto tra due modelli

In questa seconda analisi, ho deciso di prendere in considerazione solo due modelli.

I modelli presi in esame sono il primo ed il terzo. Ho deciso di eliminare il tasso di crescita della moneta italiana, in quanto è risultata l'unica variabile non significativa.

Ho inoltre ampliato il range delle osservazioni fino al quarto trimestre del 2004 per avere stime più precise e previsioni più recenti rispetto alle altre.

Per fare questo ho dovuto aggiornare la serie di stock della moneta francese con la serie dell'euro a partire dal primo trimestre del 1999 fino al quarto trimestre del 2004, per arrivare poi a fare la media tra tutti i paesi.

1) **Primo modello:** $\pi_{t+h|t}^h = \alpha + \beta\pi_t + \varepsilon_{t+h}$

Stima dell'output

Dependent Variable: INFL				
Method: Least Squares				
Date: 06/12/07 Time: 16:42				
Sample(adjusted): 1981:1 2004:4				
Included observations: 96 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFL(-1)	0.268306	0.067421	3.979532	0.0001
INFL(-2)	0.310968	0.072560	4.285667	0.0000
INFL(-3)	0.311780	0.092803	3.359595	0.0011
C	0.369254	0.330546	1.117101	0.2669
R-squared	0.783125	Mean dependent var	6.063943	
Adjusted R-squared	0.776053	S.D. dependent var	4.580663	
S.E. of regression	2.167709	Akaike info criterion	4.425993	
Sum squared resid	432.3047	Schwarz criterion	4.532841	
Log likelihood	-208.4477	F-statistic	110.7358	
Durbin-Watson stat	2.100223	Prob(F-statistic)	0.000000	

Analisi delle statistiche principali

La statistica F appare molto elevata ed il suo p-value pari a zero indica la significatività di tutti i coefficienti.

L'elevato valore dell' R^2 *aggiustato* mi porta a sostenere la bontà del modello.

I criteri di Akaike e Schwarz risultano simili a quelli dell'analisi precedente.

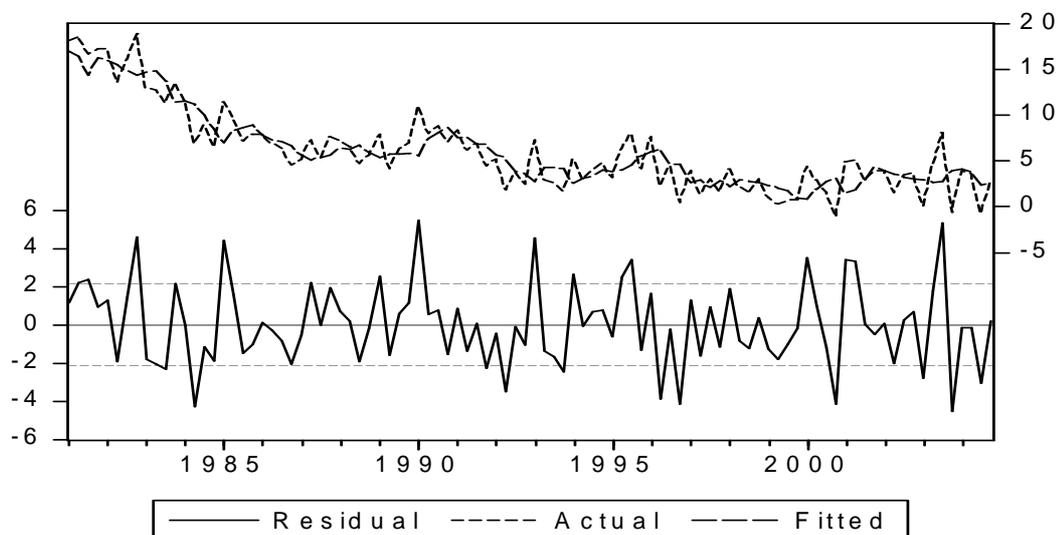
Analisi del correlogramma e dei residui

Date: 06/26/07 Time: 02:12 Sample: 1981:1 2004:4 Included observations: 96						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.	1	-0.052	-0.052	0.2649	0.607
.* . .	.* . .	2	-0.082	-0.085	0.9373	0.626
.* . .	.* . .	3	-0.170	-0.181	3.8647	0.276
.* . *	.* . *	4	0.112	0.087	5.1515	0.272
.	5	-0.003	-0.022	5.1524	0.398
.	6	0.040	0.027	5.3173	0.504
** . .	** . .	7	-0.230	-0.204	10.897	0.143
. . .	.* . .	8	-0.045	-0.082	11.112	0.195
.*	9	0.076	0.048	11.737	0.229
.* . .	.* . .	10	0.141	0.070	13.916	0.177
.* . .	.* . .	11	-0.162	-0.134	16.803	0.114
.* . .	.* . .	12	0.071	0.100	17.362	0.136
.* . .	.* . .	13	-0.147	-0.151	19.820	0.100
.* . .	.* . .	14	-0.014	-0.123	19.842	0.135
.* . .	** . .	15	-0.169	-0.210	23.174	0.081
.* . .	.* . .	16	0.146	0.089	25.690	0.059
.* . .	.* . .	17	-0.162	-0.161	28.801	0.036
.	18	0.048	-0.054	29.080	0.047
.	19	-0.055	-0.053	29.446	0.059
.*	20	0.140	0.053	31.887	0.045
.	21	0.022	-0.013	31.947	0.059
.*	22	0.084	-0.012	32.836	0.064
. . .	.* . .	23	-0.041	0.081	33.055	0.080
.*	24	0.088	0.065	34.074	0.083

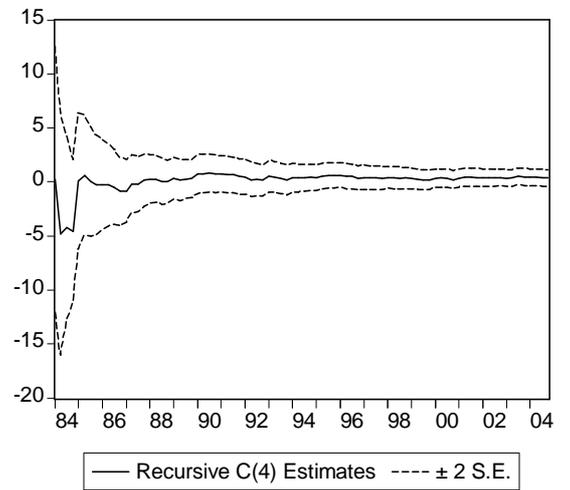
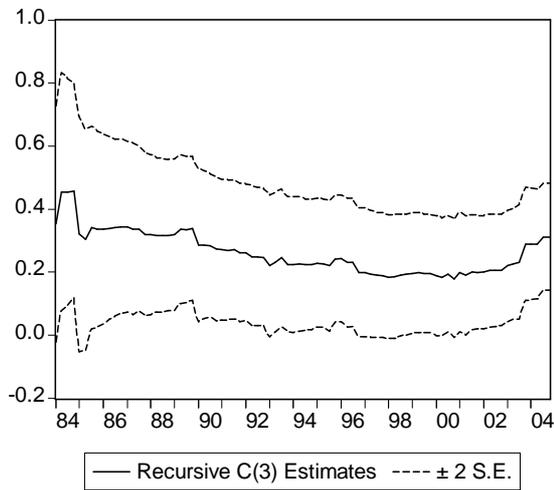
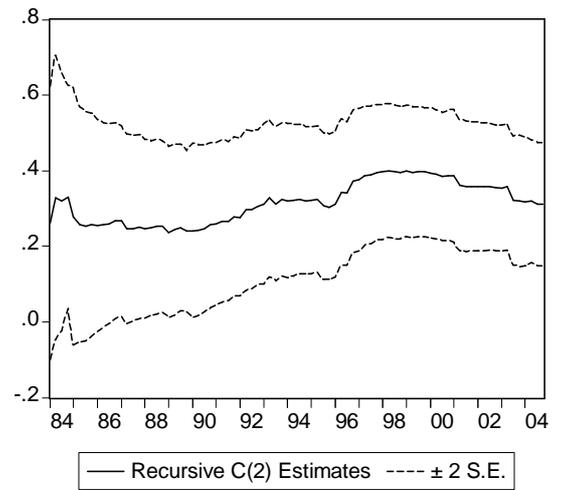
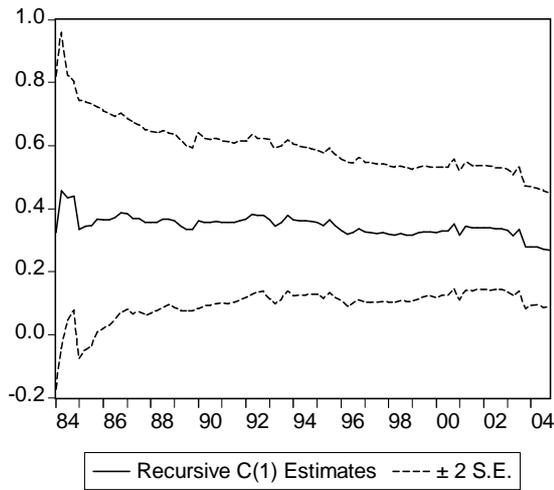
Il correlogramma risulta soddisfacente, nonostante il settimo valore esca dalle bande di confidenza.

Vi è però la presenza di autocorrelazione, come conferma il grafico dei residui.

Grafico 18: residui e valori attuali e previsti

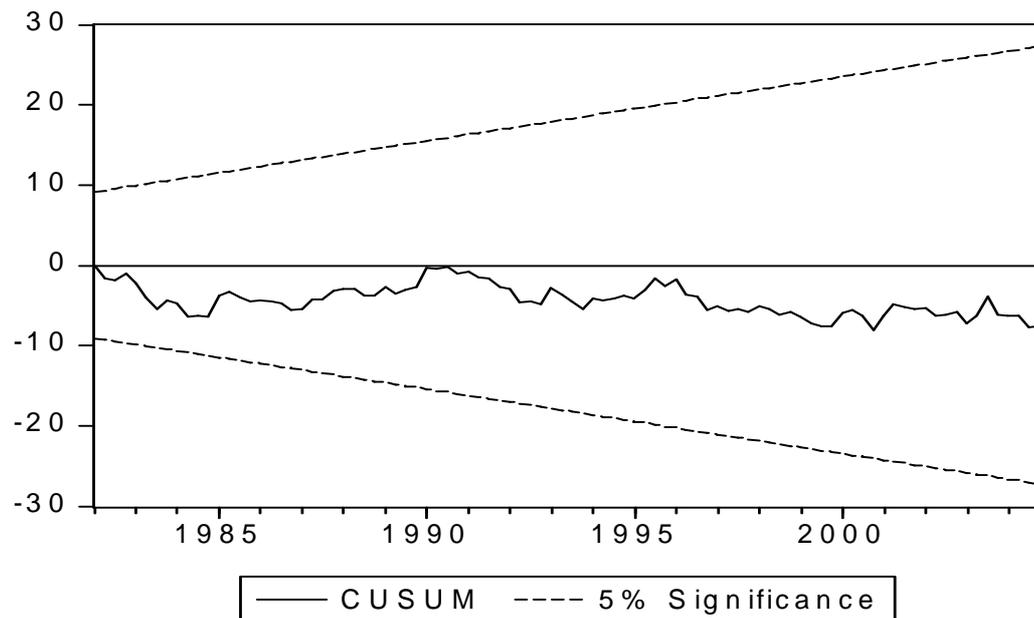


Test di stabilità



Le stime OLS ricorsive presentano un andamento stabile, e ne da una conferma anche il test di Cusum riportato qui sotto.

Grafico 19: Cusum test

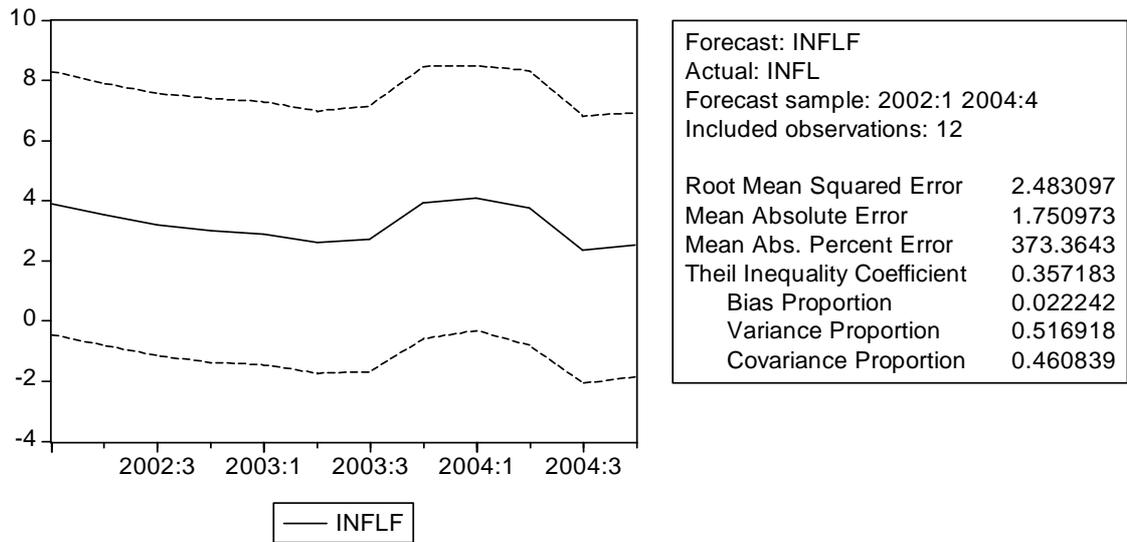


Test di Wald

Wald Test:			
Equation: MODELLO_1B			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	116.5574	(3, 92)	0.0000
Chi-square	349.6721	3	0.0000
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(1)	0.268306	0.067421	
C(2)	0.310968	0.072560	
C(3)	0.311780	0.092803	
Restrictions are linear in coefficients.			

Il test dimostra la significatività della variabile relativa all'inflazione.

Previsioni del modello per h trimestri avanti



Anche in questa analisi, per la scelta del modello, mi sono concentrato sulla miglior regressione che minimizzava il “Root mean squared error”.

Questo valore appare più alto rispetto a quelli trovati in precedenza.

2) **Secondo modello:** $\pi_{t+h|t}^h = \alpha + \beta\pi_t + \gamma M_t^{glob} + \varepsilon_{t+h}$

Stima dell'output

Dependent Variable: INFL				
Method: Least Squares				
Date: 06/12/07 Time: 16:53				
Sample(adjusted): 1981:1 2004:4				
Included observations: 96 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFL(-1)	0.221879	0.072467	3.061782	0.0029
INFL(-2)	0.290810	0.065672	4.428203	0.0000
INFL(-3)	0.319940	0.084723	3.776322	0.0003
MGR_GLOB(-1)	0.298151	0.106691	2.794531	0.0064
MGR_GLOB(-2)	-0.175532	0.100225	-1.751376	0.0833
C	0.086073	0.357975	0.240443	0.8105
R-squared	0.800155	Mean dependent var	6.063943	
Adjusted R-squared	0.789052	S.D. dependent var	4.580663	
S.E. of regression	2.103854	Akaike info criterion	4.385881	
Sum squared resid	398.3583	Schwarz criterion	4.546152	
Log likelihood	-204.5223	F-statistic	72.06976	
Durbin-Watson stat	2.141775	Prob(F-statistic)	0.000000	

Analisi delle statistiche principali

Il valore dell' R^2 *aggiustato* è il più elevato di quelli fino ad ora trovati.

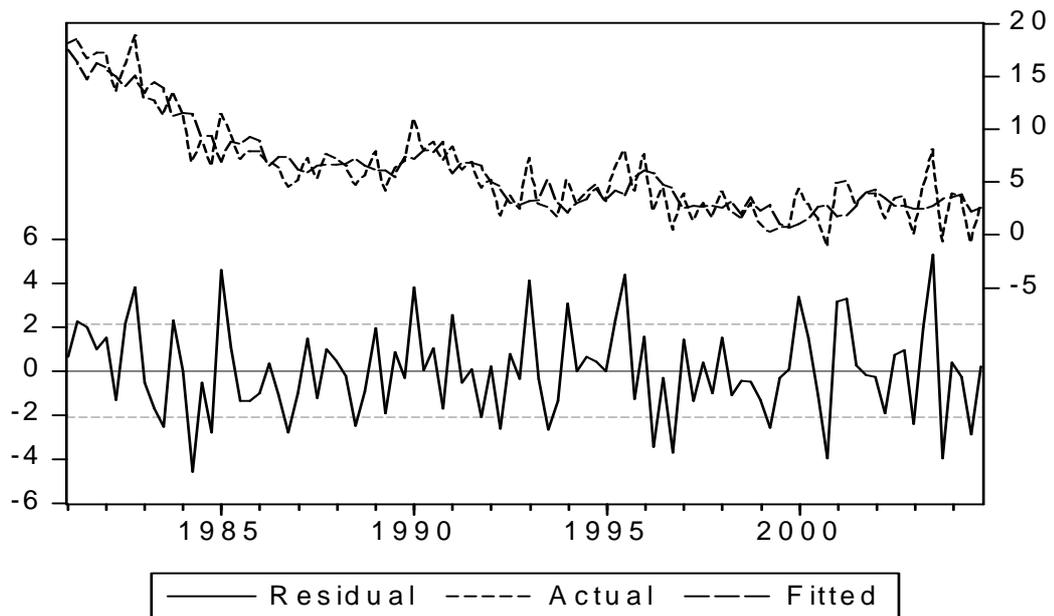
La statistica F risulta come di consueto elevata ad indicare la significatività dei coefficienti, mentre i criteri di Akaike e Schwarz sono lievemente più bassi, ma si può dire che mantengono valori simili a tutti gli altri.

Analisi del correlogramma e dei residui

Date: 06/26/07 Time: 02:56						
Sample: 1981:1 2004:4						
Included observations: 96						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. * .	. * .	1	-0.071	-0.071	0.5056	0.477
. * .	. * .	2	-0.073	-0.078	1.0355	0.596
. * .	. * .	3	-0.168	-0.182	3.9016	0.272
. * .	. * .	4	0.110	0.078	5.1317	0.274
. .	. .	5	-0.020	-0.035	5.1729	0.395
. * .	. * .	6	0.108	0.094	6.3889	0.381
. ** .	. ** .	7	-0.224	-0.193	11.692	0.111
. .	. .	8	-0.010	-0.038	11.701	0.165
. .	. .	9	0.036	0.035	11.843	0.222
. * .	. * .	10	0.160	0.088	14.637	0.146
. * .	. * .	11	-0.146	-0.102	16.988	0.108
. * .	. * .	12	0.088	0.099	17.864	0.120
. * .	. * .	13	-0.116	-0.072	19.395	0.111
. .	. * .	14	-0.043	-0.135	19.609	0.143
. * .	. * .	15	-0.141	-0.155	21.905	0.110
. * .	. .	16	0.110	0.039	23.338	0.105
. * .	. * .	17	-0.160	-0.142	26.393	0.068
. .	. .	18	0.047	-0.050	26.656	0.086
. * .	. * .	19	-0.094	-0.075	27.745	0.088
. * .	. * .	20	0.157	0.098	30.790	0.058
. * .	. * .	21	-0.058	-0.066	31.219	0.070
. * .	. .	22	0.086	-0.013	32.170	0.075
. * .	. .	23	-0.071	0.050	32.824	0.084
. * .	. * .	24	0.113	0.074	34.480	0.076

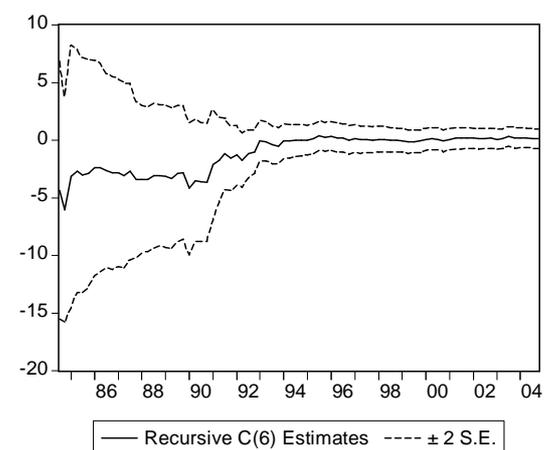
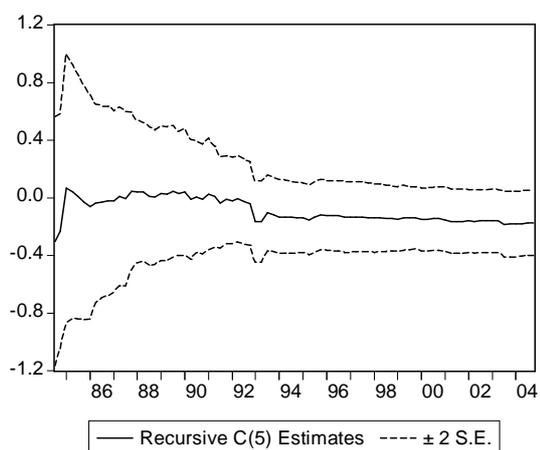
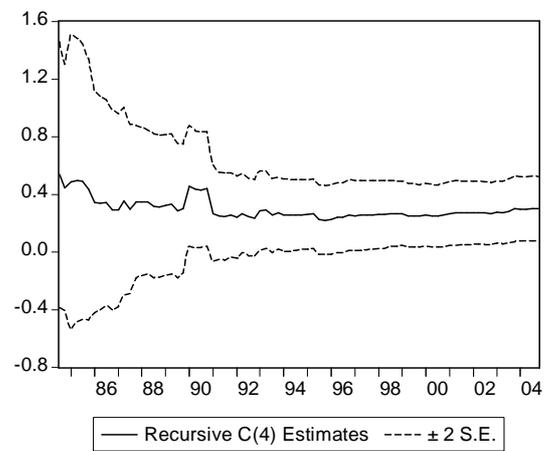
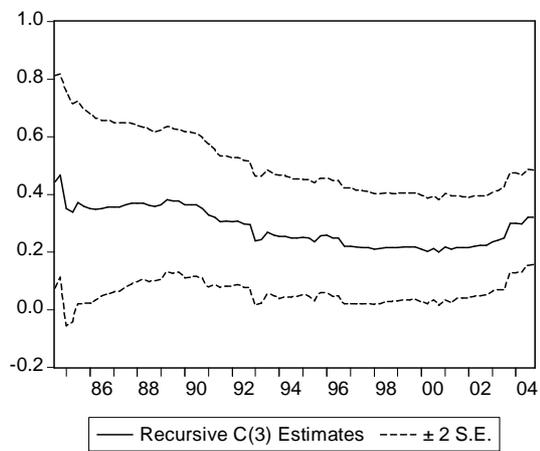
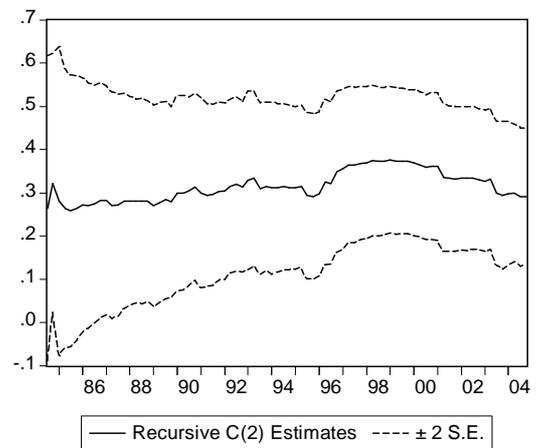
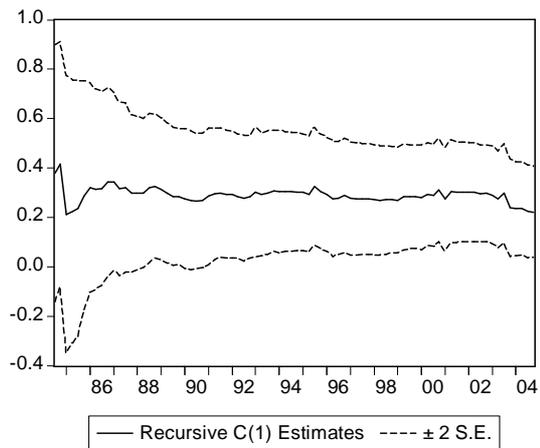
Come nel modello precedente, anche in questo caso la settima osservazione è oltre le bande di confidenza. Essendo l'unica va comunque ritenuto un buon correlogramma, nonostante vi sia la presenza di autocorrelazione tra i residui.

Grafico 20: residui e valori attuali e previsti



Il grafico conferma che i residui non sono casuali.

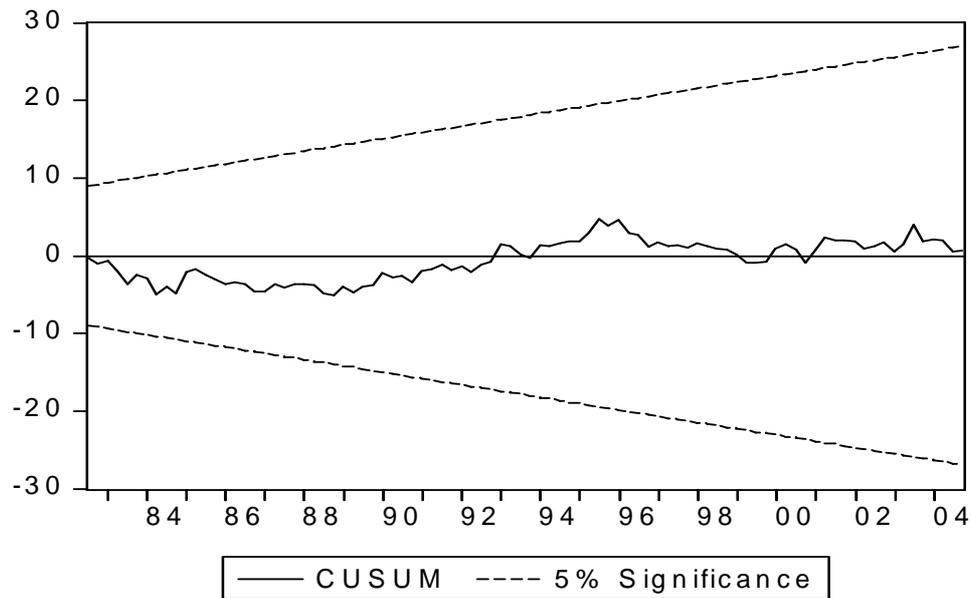
Test di stabilità



Le stime OLS ricorsive mostrano una tendenza alla stabilità nella maggior parte dei coefficienti.

Il Cusum test conferma questo dato.

Grafico 21: Cusum test



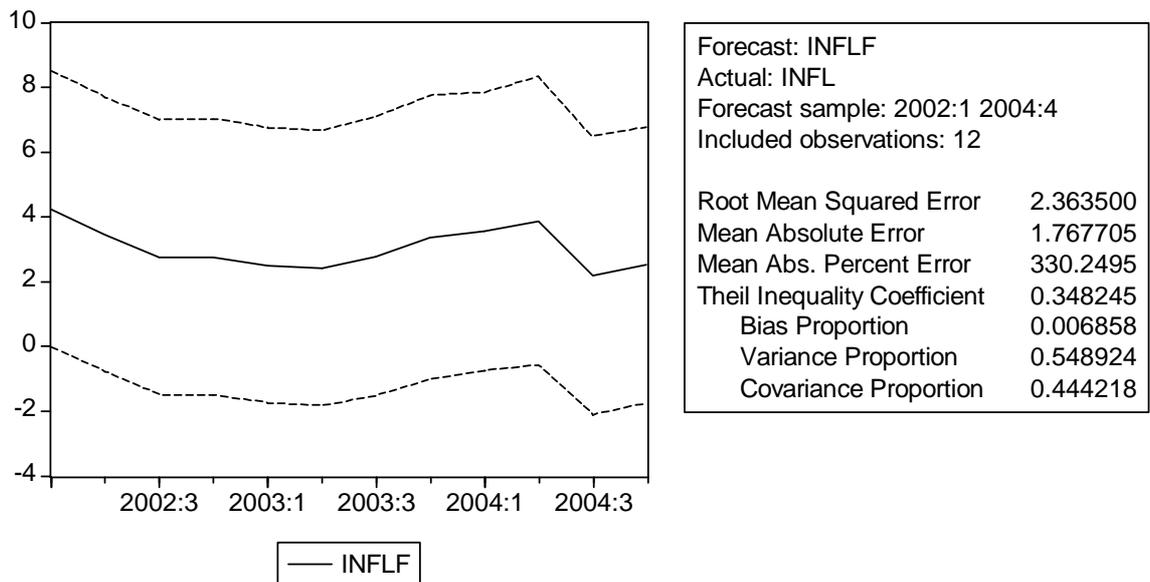
Test di Wald

Wald Test:			
Equation: MODELLO_2B			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	76.59920	(3, 90)	0.0000
Chi-square	229.7976	3	0.0000
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(1)	0.221879	0.072467	
C(2)	0.290810	0.065672	
C(3)	0.319940	0.084723	
Restrictions are linear in coefficients.			

Wald Test:			
Equation: MODELLO_2B			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	4.489337	(2, 90)	0.0139
Chi-square	8.978674	2	0.0112
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(4)	0.298151	0.106691	
C(5)	-0.175532	0.100225	
Restrictions are linear in coefficients.			

I test di Wald indicano che entrambe le variabili (infl e mgr_glob) sono significative.

Previsioni del modello per h trimestri avanti



Il “Root mean squared error”, aggiungendo la variabile `mgr_glob` all’interno del modello, diminuisce.

Questa è un’ulteriore dimostrazione dell’utilità del tasso di crescita della moneta globale all’interno di un modello per la previsione dell’inflazione italiana.

Conclusioni

Prendendo in esame i risultati delle analisi, posso affermare che il tasso di crescita della moneta italiana risulta non significativo.

Nella prima analisi, i quattro modelli appaiono tutti buoni, dati gli elevati valori di R^2 *aggiustato* ed $F - statistic$. I correlogrammi sono tutti soddisfacenti, e non si evidenzia la presenza di autocorrelazione dei residui, eccezion fatta per il primo modello.

I modelli appaiono però tutti instabili, probabilmente per il numero non troppo elevato delle osservazioni.

I vari test di Wald dimostrano la significatività sia del tasso d'inflazione che del tasso di crescita della moneta globale, mentre tendono ad escludere il tasso di crescita della moneta italiana.

I risultati più interessanti sono quelli relativi alle capacità predittive degli aggregati.

Il "Root mean squared error" viene minimizzato quando all'interno del modello è presente la variabile relativa al tasso di crescita della moneta globale.

Anche nella seconda analisi i modelli appaiono buoni e i correlogrammi soddisfacenti.

In questo caso vi è però la presenza di autocorrelazione dei residui ma, a differenza di prima, i modelli risultano stabili.

I test di Wald evidenziano la significatività di tutte le variabili, e le capacità previsive dei modelli migliorano alla presenza del tasso di crescita della moneta globale.

Alla luce di questi risultati posso quindi affermare che le previsioni basate sulla liquidità globale sono notevolmente più accurate rispetto a quelle basate sulla crescita monetaria italiana, su un modello autoregressivo e su un modello misto (con tasso di crescita sia globale che italiano).

Appendice

1) Indici statistici

- a) L' R^2 *aggiustato* (\bar{R}^2) può essere interpretato come una versione “corretta” del coefficiente di determinazione multipla R^2 .

Lo scopo di questo indice è determinare la bontà del modello, e la sua correzione è stata effettuata per tener conto del numero di variabili indipendenti del modello.

Definito R^2 come il rapporto tra la devianza spiegata dalla regressione e devianza totale, allora

$$\bar{R}^2 = 1 - \left[\frac{n-1}{n-p} (1 - R^2) \right]$$

dove $n-1$ è il numero di gradi di libertà del modello completo e $n-p$ è il numero dei gradi di libertà del modello ridotto.

È facile osservare come \bar{R}^2 possa assumere anche valori negativi.

- b) La statistica F viene utilizzata per studiare la significatività dei coefficienti di un modello.

L'ipotesi che sta alla base di questa statistica è appunto la nullità dei coefficienti, ad esclusione della costante.

Questa ipotesi viene verificata attraverso il valore di probabilità (p -value), il quale deve essere inferiore ad una soglia di significatività scelta arbitrariamente (in genere il 5% o il 10%).

In questo caso ho scelto un livello di significatività del 10%.

- c) I criteri di Akaike (Asymptotic Information Criterion) e Schwarz (Schwarz Criterion)

sono stati introdotti al fine di evitare la sovrapparametrizzazione assegnando un “costo” all'introduzione di ogni nuovo parametro addizionale.

Il criterio di Schwarz impone un termine di penalità per l'inclusione di nuove variabili

che, all'aumentare delle osservazioni, decresce più lentamente di quello usato da Akaike.

Per questo motivo, Schwarz conduce di solito all'identificazione di un modello più

parsimonioso quanto a numero di parametri da stimare.

2) Test statistici

- 1) Cusum test: per testare la stabilità del modello utilizzo la somma cumulata dei residui

generati da un processo di regressione ricorsivo.

Dato il livello di significatività pari al 5%, il modello in questione non viene ritenuto stabile se esce dalle bande di confidenza.

- 2) Wald test: questo test è utilizzato per verificare diverse ipotesi relative ai coefficienti.

Nella mia analisi ho preso in considerazione l'ipotesi di nullità dei coefficienti.

3) OECD

La creazione dell'Organizzazione per la Cooperazione e lo Sviluppo Economico, da cui l'acronimo OCSE (o Organisation for Economic Co-operation and Development - OECD in sede internazionale), nasce dall'esigenza di dar vita a forme di cooperazione e coordinamento in campo economico tra le nazioni europee nel periodo immediatamente successivo alla seconda guerra mondiale. Tra gli obiettivi vi è soprattutto quello di usufruire al meglio degli aiuti statunitensi dell'European Recovery Program, meglio conosciuto come Piano Marshall. Nell'aprile del 1948 si giunge così alla firma di una prima convenzione per la cooperazione economica, entrata in vigore il 28 luglio 1948 e ratificata da 16 stati europei tra cui l'Italia.

La Repubblica Federale Tedesca ne divenne membro solo dopo la fine del periodo di occupazione dei paesi alleati, e la Spagna vi aderì nel 1959. La sede dell'organizzazione, inizialmente denominata Organizzazione europea per la cooperazione economica (OECE) fu fissata a Parigi. La cooperazione economica tra gli aderenti fu essenzialmente sviluppata attraverso una liberalizzazione dei rispettivi scambi, attuata puntando alla liberalizzazione degli scambi industriali e dei movimenti di capitali. Nel 1950 in particolare i paesi membri dell'OECE diedero vita all'Unione Europea dei pagamenti (UEP) che introduceva un sistema di pagamenti multilaterali, permettendo una compensazione dei crediti in una moneta europea di uno stato membro

verso l'altro. Questo sistema si trasformò nel 1959 in un regime di piena convertibilità delle monete, con mutamento dell'UEP nell'accordo monetario europeo.

All'inizio del 1960 appariva evidente che un vero processo di integrazione europea poteva avvenire solo successivamente ad una revisione dell'OECE nella direzione di vera e propria unione economica tra stati aderenti. La cosa risultava impossibile a seguito della creazione nel 1957 da parte di Italia, Paesi Bassi, Belgio, Lussemburgo, Francia e Germania Ovest delle Comunità europee (CECA, EURATOM), e da altri sette paesi europei nel 1959 della Zona europea di libero scambio. A Parigi, il 14 dicembre 1960 si giunse alla firma di una nuova convenzione da cui nacque l'Organizzazione per la cooperazione e lo sviluppo economici (OCSE), entrata in funzione il 30 Settembre 1961 e sostitutiva dell'OECE, ne fanno parte i paesi che avevano aderito all'OECE, oltre a Canada e USA, in un secondo momento aderiranno anche Giappone, Finlandia, Australia, Nuova Zelanda, Messico, Corea del Sud, ed infine, dopo la dissoluzione del blocco comunista e delle organizzazioni internazionali quali il COMECON, anche Repubblica Ceca, Polonia, Ungheria, Slovacchia.

Bibliografia

A. D'AGOSTINO, P. SURICO, "Forecasting Inflation whit Global Liquidity".

T.DI FONZO,F. LISI, "Serie storiche economiche. Analisi statistiche e applicazioni".

MANKIW, G.N.,2004, "Macroeconomia".

Siti web utilizzati

<http://it.wikipedia.org/wiki/OECD>

http://oberon.sourceoecd.org/vl=6042829/cl=28/nw=1/rpsv/statistic/s3_about.htm?jnlissn=16081153