

UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA



FACOLTÀ DI SCIENZE STATISTICHE

**Corso di Laurea:
Statistica, Economia e Finanza**

TESI DI LAUREA

**"LA NUOVA CURVA DI PHILLIPS: UNA
VERIFICA EMPIRICA DEL MODELLO DI GALÌ
PER GLI STATI UNITI"**

PROFESSOR RELATORE: EFREM CASTELNUOVO

LAUREANDO: MARIA BARONE
MATRICOLA: 599828

ANNO ACCADEMICO 2011/2012

INDICE

Introduzione.....	4
Dall'originale modello di Philips al modello di Galì...5	5
Il modello: Come nasce la NKWPC.....8	8
I dati.....10	10
Prima analisi (periodo 1948:1- 2010:3).....11	11
• Statistiche descrittive	
• Stime OLS	
Seconda analisi(periodo 1965:1- 2005:4).....27	27
• Statistiche descrittive	
• Stime OLS	
Conclusioni: Confronto modelli.....50	50
Conclusioni.....53	53
Bibliografia, Sitografia.....54	54

Introduzione

Esiste da sempre una relazione inversa tra inflazione dei salari (Wage Inflation) e tasso di disoccupazione (Unemployment rate). L' economista neozelandese Alban William Phillips (1914 – 1975) propose un modello che relazionava inflazione e disoccupazione basato sul principio “when demand for labour is high and there are very few unemployed we should expect employers to bid wage rates up quite rapidly” (Phillips 1958).

Una versione più recente della curva di Phillips è presente nella teoria proposta da Jordi Galí, che nell'articolo “The Return of the Wage Philips Curve”, pubblicato nel maggio 2009, riformula l' equazione dell'inflazione dei salari chiamandola New Keynesian Wage Phillips Curve (NKWPC). Con questo nuovo modello, Galí analizza il comportamento dell'inflazione dei salari in relazione alla disoccupazione nell'economia degli USA nel periodo del dopo guerra.

Inizialmente la tesi analizza il modello con il campione di dati utilizzati dallo stesso Galí, successivamente applicheremo lo stesso modello ad un altro campione di dati, che si riferisce ad un intervallo di tempo più piccolo. Obiettivo del lavoro è verificare empiricamente il modello stimato da Galí e la relazione tra inflazione e disoccupazione nell'economia statunitense, alla luce di possibili instabilità nei coefficienti stimati con il campione da lui utilizzato per il suo studio del 2009.

Dall' originale modello di Phillips al modello di Galì

La depressione degli anni '30 aveva causato un periodo di forte incertezza nelle economie mondiali. La Teoria di Keynes fu scelta come risposta ufficiale della teoria economica occidentale agli stati di crisi e alla depressione. Per la prima volta si diffuse la convinzione di un sistema economico colpito da crisi periodiche. Il ciclo economico alternava le fasi di recessione a quelle di depressione e l'economia non riusciva pertanto a garantire la piena occupazione. Nella visione keynesiana, il livello di disoccupazione dipende dalla domanda effettiva; la carenza di domanda dei beni genera disoccupazione, la presenza di disoccupati genera a sua volta una riduzione del livello di attività economica. Come soluzione a questo problema, una riduzione dei salari non è efficace perché la domanda dei beni di consumo dipende dai salariati. In questo caso è indispensabile il ruolo della politica economica, che rimette in equilibrio il sistema agendo sulla domanda aggregata. Tuttavia, Keynes non si era mai focalizzato sull'aumento dei prezzi del dopo guerra, pensando che le cause di un alto tasso d'inflazione potessero dipendere dalla guerra stessa. Lo schema di equilibrio di questa politica si basava sui prezzi fissi e discordava con le nuove dinamiche monetarie: forse per questo motivo negli anni sessanta fu accolta con grande interesse la curva di Phillips.

Nel suo contributo del 1958 *“The relationship between unemployment and the rate of change of money wages in the UK 1861-1957”* (La relazione tra disoccupazione e il tasso di variazione

dei salari monetari nel Regno Unito 1861-1957), pubblicato su *Economica*, rivista edita dalla London School of Economics, Phillips osservò una relazione inversa tra le variazioni dei salari monetari e il livello di disoccupazione nell'economia britannica nel periodo preso in esame. Tale stabile relazione, grazie ai buoni risultati riscontrati, venne ben presto applicata ad altre economie e negli anni seguenti altri economisti rielaborarono il lavoro di Phillips.

Dopo la grave crisi che nel 1970 colpì l'economia mondiale, in particolar modo gli Stati Uniti, si verificò un nuovo fenomeno: ad un elevato tasso di inflazione corrispondevano elevati livelli di disoccupazione. Le teorie basate sul modello di Phillips non apparvero più in grado di giustificare l'improvviso fenomeno, e furono, per questo, duramente criticate dagli economisti del tempo, i quali definirono il modello di Phillips applicabile solamente ad economie statiche come quella britannica o tedesca. Gli Stati Uniti, in seguito allo stress economico causato dall'impegno in Vietnam nel 1971 e allo 'shock petrolifero' del 1973, che colpì pesantemente tutti i Paesi industrializzati, soffrirono la conseguente crisi economica che portò ad un brusco calo dei prezzi, ad una forte inflazione e soprattutto ad una crescita tale della disoccupazione, che, ancora oggi, in tutta Europa, è un problema molto serio.

Dagli avvenimenti passati si svilupparono versioni moderne della curva di Phillips. Una di queste è la teoria di Galì, che si sviluppa con l'ipotesi che la relazione tra tasso di disoccupazione e tasso d'inflazione dei salari fosse influenzata da altri fattori, quali i prezzi

dell'inflazione (Galì 2009).

L'originale curva di Phillips propone uno studio del fenomeno che descrive il comportamento dei salari monetari strettamente connesso all'inflazione: quando l'inflazione è elevata, la disoccupazione è modesta, e viceversa.

La nuova curva di Philips proposta da Galì, definita “New Keynesian Wage Philips Curve” (NKWPC), presenta una misura di disoccupazione ritardata e un tasso d'inflazione dei prezzi, ma esistono due differenti chiavi di lettura:

1. Esiste una relazione strutturale tra le due variabili: la flessibilità della curva di Phillips cambia in conformità alla variazione dell'inflazione dei salari.
2. I risultati ricavati dal modello di Phillips individuano una relazione stabile, permanente, tra inflazione e disoccupazione. L'inflazione è inversamente correlata alla disoccupazione nel passato, oggi e anche nel futuro.

Il modello: Come nasce la NKWPC

Dimostrato che la variabile “tasso di disoccupazione” è generata da un processo stazionario AR(2) mostrato dalla formula seguente, siamo in grado di ottenere una buona approssimazione del comportamento del tasso di disoccupazione degli USA nel periodo del dopo guerra.

$$\hat{u}_t = \phi_1 \hat{u}_{t-1} + \phi_2 \hat{u}_{t-2} + \varepsilon_t \quad (1)$$

dove:

\hat{u}_t rappresenta il tasso di disoccupazione al tempo (t)

ε_t è un processo white noise; si tratta di un processo stocastico che consiste in una sequenza di variabili casuali incorrelate con media e varianza costanti.

Ricaviamo l'equazione dell'inflazione dei salari partendo da quella precedente, aggiustata secondo la teoria di Galì.

$$\pi_t^\omega = \alpha + \gamma \bar{\pi}_{t-1}^p + \psi_0 \hat{u}_t + \psi_1 \hat{u}_{t-1}$$

In definitiva aumentiamo l'equazione con un termine di errore che riflette la misura dell'errore che potrebbe essere presente nei dati dell'inflazione dei salari, inoltre assumiamo che questo termine sia indipendente dalla variabile disoccupazione.

L' equazione finale prende forma:

$$\pi_t^\omega = \alpha + \gamma \bar{\pi}_{t-1}^p + \psi_0 \hat{u}_t + \psi_1 \hat{u}_{t-1} + \zeta_t$$

dove:

π_t^ω = l' inflazione dei salari al tempo (t)

α = costante

$\bar{\pi}_{t-1}^p$ = l' inflazione dei prezzi ritardata, al tempo (t-1)

\hat{u}_t = tasso di disoccupazione al tempo (t)

\hat{u}_{t-1} = tasso di disoccupazione ritardato, al tempo (t-1)

ζ_t = termine di errore a media zero che può essere autocorrelato.

Stimando l'equazione dell'inflazione dei salari ci aspettiamo delle stime con segno negativo per il coefficiente del tasso di disoccupazione e con segno positivo per il suo ritardo e per il coefficiente dell'inflazione dei prezzi ritardato.

Nelle analisi seguenti vedremo i risultati delle stime ricavate con questo modello utilizzando diverse serie storiche d'inflazione dei prezzi e lasciando invariate le altre componenti del modello.

Le stime OLS sono state effettuate attraverso il software free source Gretl.

I dati

Per stimare il modello, sono state utilizzate delle serie storiche che fanno riferimento agli Stati Uniti. Queste serie storiche sono tutte trimestrali e riguardano:

- Il tasso d'inflazione dei salari
- Il tasso d'inflazione dei prezzi
- Il tasso d'inflazione dei prezzi calcolato come media mobile
- Il tasso di disoccupazione

per il periodo che va dal primo trimestre 1948 al terzo trimestre 2010.

Invece riguardano:

- Il target d'inflazione filtrata
- Il target d'inflazione aggiustato, liscio

per il periodo che va dal primo trimestre 1965 al quarto trimestre 2005.

Il tasso d'inflazione dei prezzi e la media mobile dei prezzi sono i dati a cui Galì fa riferimento per i suoi studi. Questi primi dati sono stati suddivisi in due periodi, così da poter effettuare un confronto tra le stime del periodo completo con quelle sull'intervallo di tempo ridotto e le altre due serie storiche dell'inflazione. Una prima stima viene effettuata, quindi, col campione completo, una seconda viene effettuata riducendo l'intervallo temporale al periodo 1965-2005.

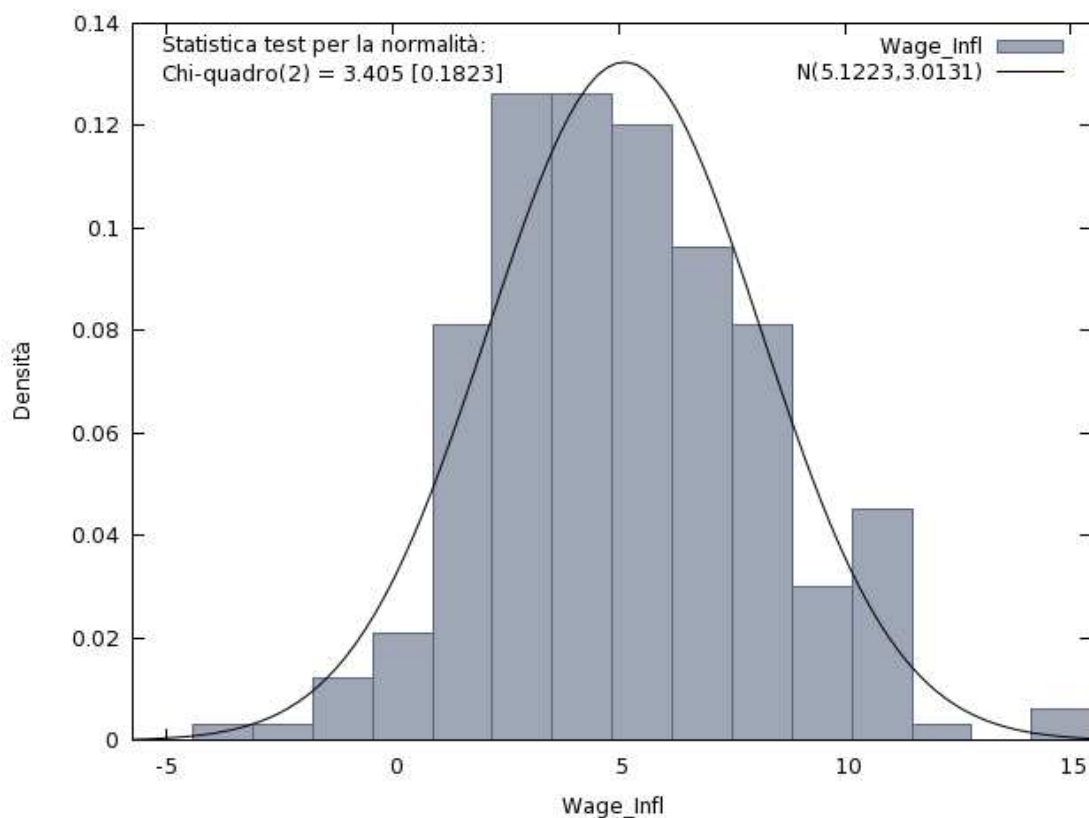
Prima Analisi (periodo 1948:1-2010:3)

- **Statistiche descrittive:**

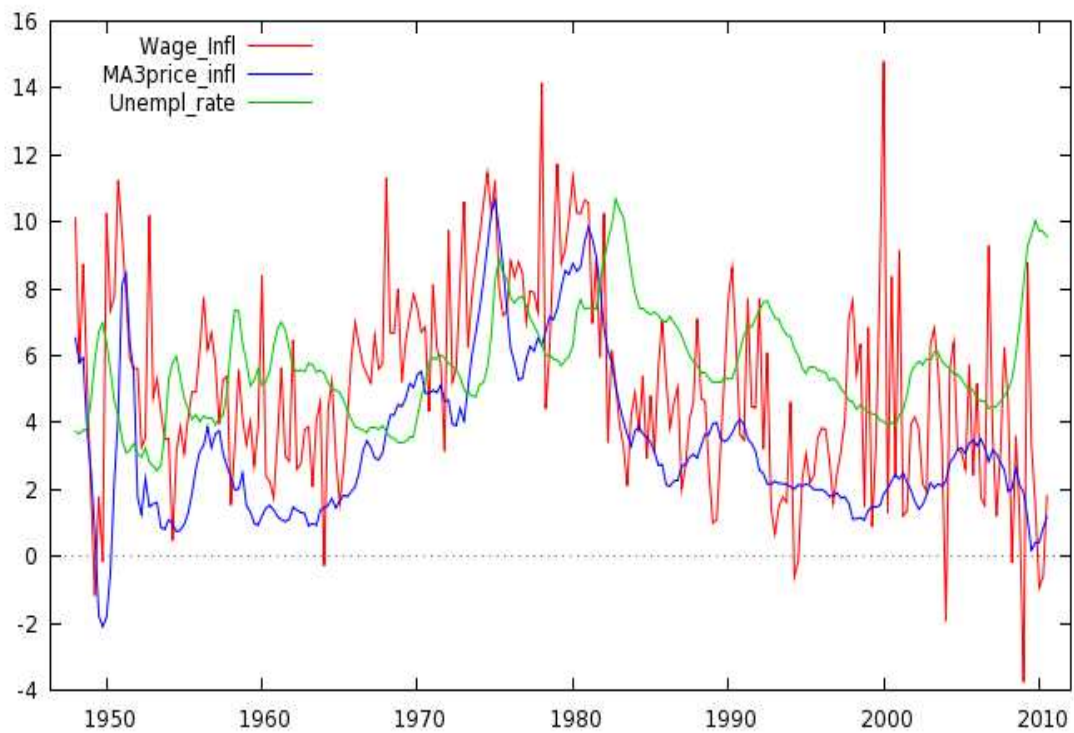
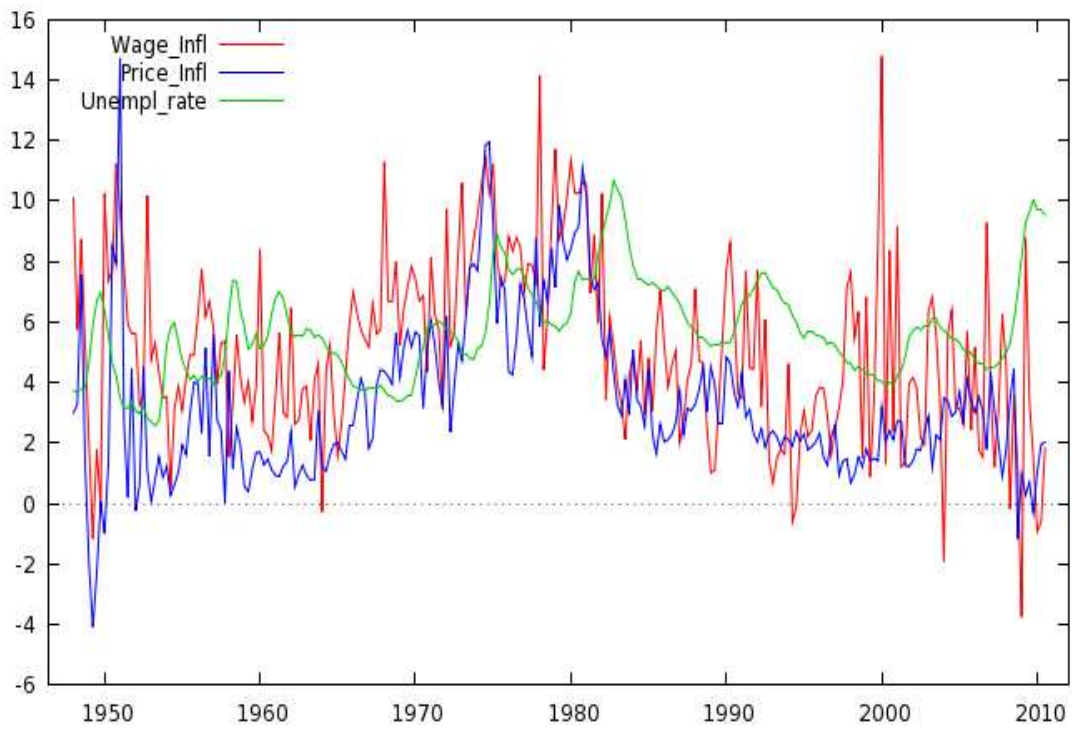
Statistiche descrittive, usando le osservazioni 1948:1 - 2010:4
(i valori mancanti sono stati saltati)

Variabile	Media	Mediana	Minimo	Massimo
Wage_Infl	5.12230	4.90832	-3.75751	14.7980
Price_Infl	3.30287	2.64577	-4.09836	14.7280
Unempl_rate	5.70319	5.57000	2.57000	10.6700
MA3Price_Inf	3.34174	2.74393	-2.08644	10.6539

Variabile	Dev. Std.	Coeff. di variazione	Asimmetria	Curtosi
Wage_Infl	3.01312	0.588236	0.281041	0.0606367
Price_Infl	2.61529	0.791824	1.11237	1.97069
Unempl_rate	1.60218	0.280927	0.674589	0.391551
MA3Price_Inf	2.32642	0.696168	1.01000	0.785552



Effettuiamo anche delle analisi grafiche dei dati:



La linea della media mobile dei prezzi è visibilmente più levigata rispetto a quella dell'inflazione dei prezzi; le due serie si avvicinano all'andamento della variabile dipendente. Le analisi grafiche evidenziano una possibile non-stazionarietà nelle serie storiche di tutti i dati quindi verificiamo con un test appropriato, in particolare per la variabile dipendente.

Augmented Dickey-Fuller test for Wage_Infl
 inclusi 7 ritardi di $(1-L)Wage_Infl$ (max was 15)

Ampiezza campionaria 243

Ipotesi nulla di radice unitaria: $a = 1$

Test con costante

Modello: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots +$

e

Coefficiente di autocorrelazione del
 prim'ordine per e: 0.015

differenze ritardate: $F(7, 234) = 5.905$

[0.0000]

Valore stimato di $(a - 1)$: -0.18084

Statistica test: $\tau_c(1) = -2.31005$

p-value asintotico 0.1688

Con costante e trend

Modello: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) +$

$\dots + e$

Coefficiente di autocorrelazione del
 prim'ordine per e: 0.017

differenze ritardate: $F(7, 233) = 5.336$

[0.0000]

Valore stimato di $(a - 1)$: -0.220013

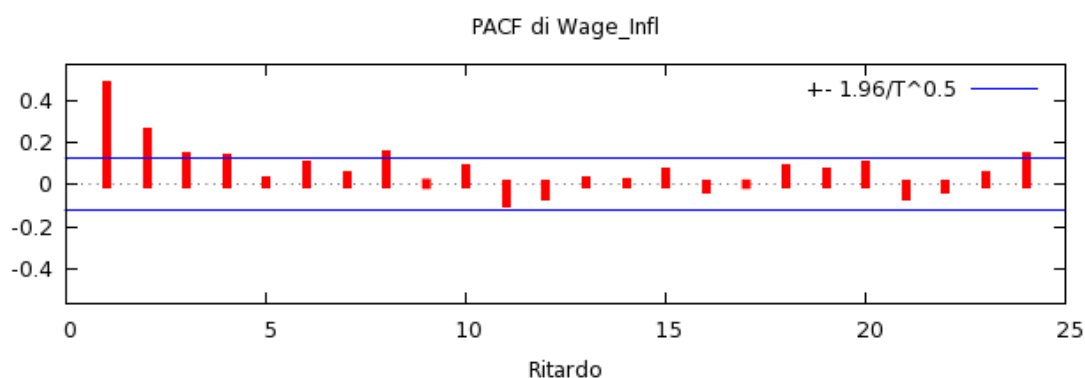
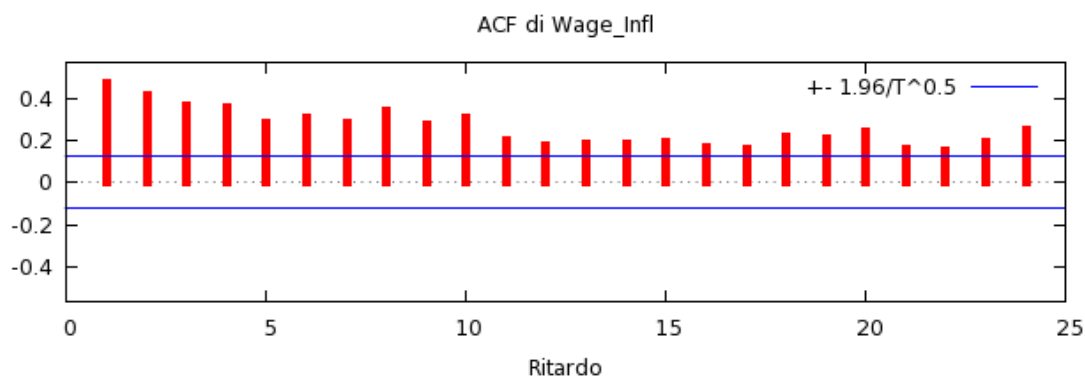
Statistica test: $\tau_{ct}(1) = -2.72444$

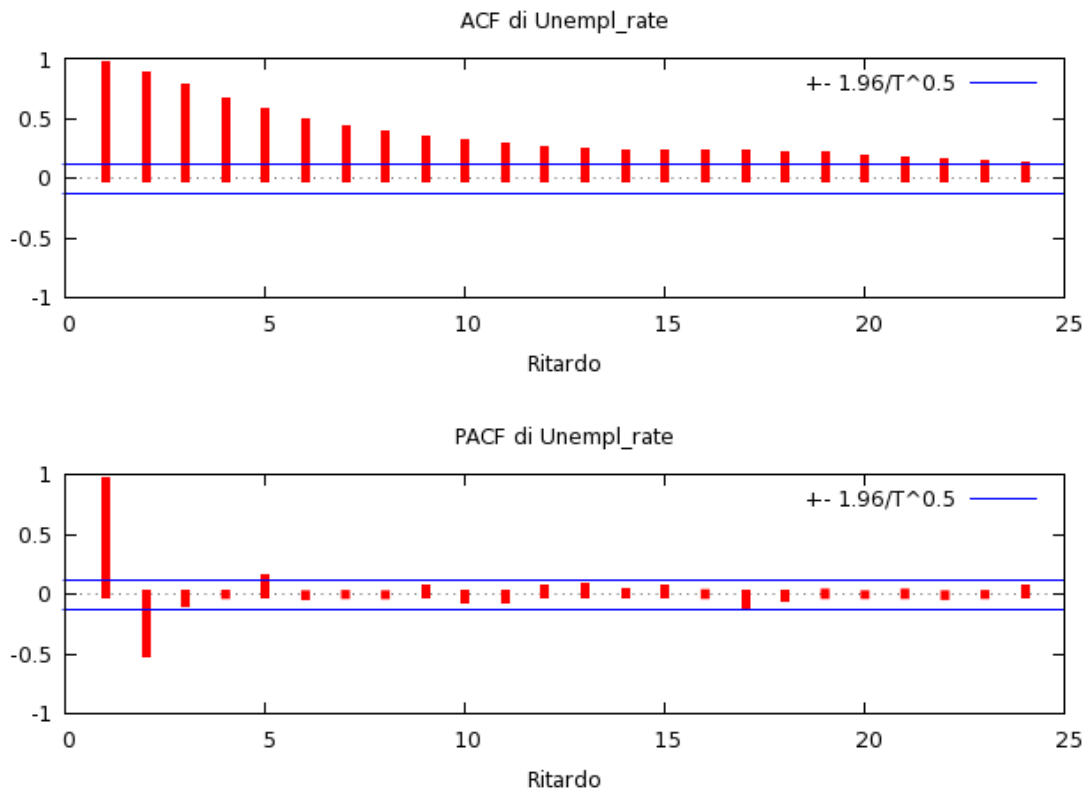
p-value asintotico 0.2265

Si conclude che ogni test accetta l'ipotesi nulla di stazionarietà delle serie storiche. Pertanto, la media e la varianza delle serie non presentano cambiamenti di natura sistematica e la loro dinamica non riporta variazioni strettamente periodiche, quindi non devo differenziare.

Analizziamo i seguenti correlogrammi dei residui:

Le autocorrelazioni parziali e globali della variabile dipendente sono pressappoco costanti. Le autocorrelazioni parziali sono tutte significative quindi l'inflazione dei salari è molto correlata al suo periodo precedente. In particolare è molto significativo quello che succede nel ritardo immediatamente seguente.





Nel caso della variabile del tasso di disoccupazione, tutti i valori sono significativamente fuori dalle bande di confidenza, a conferma del fatto che i dati registrano un'elevata autocorrelazione. In questo caso però la significatività delle autocorrelazioni tende a diminuire progressivamente.

- **Le stime**

In tutti i casi, le stime OLS sono state effettuate con standard error robusti per ovviare ai problemi di eteroschedasticità.

Per verificare l'adeguatezza dei dati utilizzati, ho ristimato il modello di partenza di Galì. Il modello dell'articolo è un processo AR(2) le cui stime risultano:

$$u_t = 0.22 ** + 1.66 ** u_{t-1} - 0.70 ** u_{t-2} + \varepsilon_t$$

Lo stesso modello, ristimato, riporta risultati molto simili a conferma dell'adeguatezza delle serie storiche dei dati.

Modello ristimato:

Modello 2: OLS, usando le osservazioni 1948:3-2010:3 (T = 249)

Variabile dipendente: Unempl_rate

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
Const	0.303842	0.0706592	4.3001	0.00002	***
Unempl_rate_1	1.63099	0.0469556	34.7347	<0.00001	***
Unempl_rate_2	-0.683068	0.0474267	-14.4026	<0.00001	***
Media var. dipendente	5.719277	SQM var. dipendente	1.598454		
Somma quadr. residui	21.44561	E.S. della regressione	0.295258		
R-quadro	0.966156	R-quadro corretto	0.965880		
F(2, 246)	3511.284	P-value(F)	1.3e-181		
Log-verosimiglianza	-48.05002	Criterio di Akaike	102.1000		
Criterio di Schwarz	112.6524	Hannan-Quinn	106.3475		
Rho	0.078844	Valore h di Durbin	1.844383		

Tutti i valori dei coefficienti sono numericamente minori delle stime ottenute da Galì, ad eccezione della costante che risulta maggiore, le stime sono tutte significative e la percentuale di variabilità spiegata supera il 90%. Statisticamente il modello è equivalente.

Nei modelli illustrati in seguito vengono evidenziati i break strutturali e i problemi di diagnostica che le stime presentano. Ho deciso di testare l'eventuale presenza di break strutturali riferiti al 1973, anno della crisi petrolifera negli USA, e al 2009, così da poter mostrare l'effetto della presenza delle crisi economiche.

Modello stimato utilizzando come inflazione dei prezzi ritardata la variabile “Price Inflation”

Modello 2: OLS, usando le osservazioni 1948:2-2010:3 (T = 250)

Variabile dipendente: Wage_Infl

Errori standard HAC, larghezza di banda 4 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
Const	4.47035	0.526066	8.4977	<0.00001	***
Price_Inf_1	0.698773	0.0745086	9.3784	<0.00001	***
Unempl_rate	-0.840027	0.399262	-2.1039	0.03640	**
Unempl_rate_1	0.548182	0.418752	1.3091	0.19173	

Media var. dipendente	5.102386	SQM var. dipendente	3.002566
Somma quadr. residui	1397.086	E.S. della regressione	2.383110
R-quadro	0.377644	R-quadro corretto	0.370054
F(3, 246)	36.90213	P-value(F)	9.98e-20
Log-verosimiglianza	-569.8200	Criterio di Akaike	1147.640
Criterio di Schwarz	1161.726	Hannan-Quinn	1153.309
Rho	0.125451	Durbin-Watson	1.748138

Test per la normalità dei residui -

Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente

Statistica test: Chi-quadro(2) = 15.7956

con p-value = 0.000371558

Test Chow per break strutturale all'osservazione 1973:1 -

Ipotesi nulla: nessun break strutturale

Statistica test asintotica: Chi-quadro(4) = 18.9013

con p-value = 0.000821809

Test Chow per break strutturale all'osservazione 2008:2 -

Ipotesi nulla: nessun break strutturale

Statistica test asintotica: Chi-quadro(4) = 24.0644

con p-value = 7.75359e-05

Test CUSUM per la stabilità dei parametri -

Ipotesi nulla: nessun cambiamento nei parametri

Statistica test: Harvey-Collier $t(245) = -1.90636$

con p-value = $P(t(245) > -1.90636) = 0.0577738$

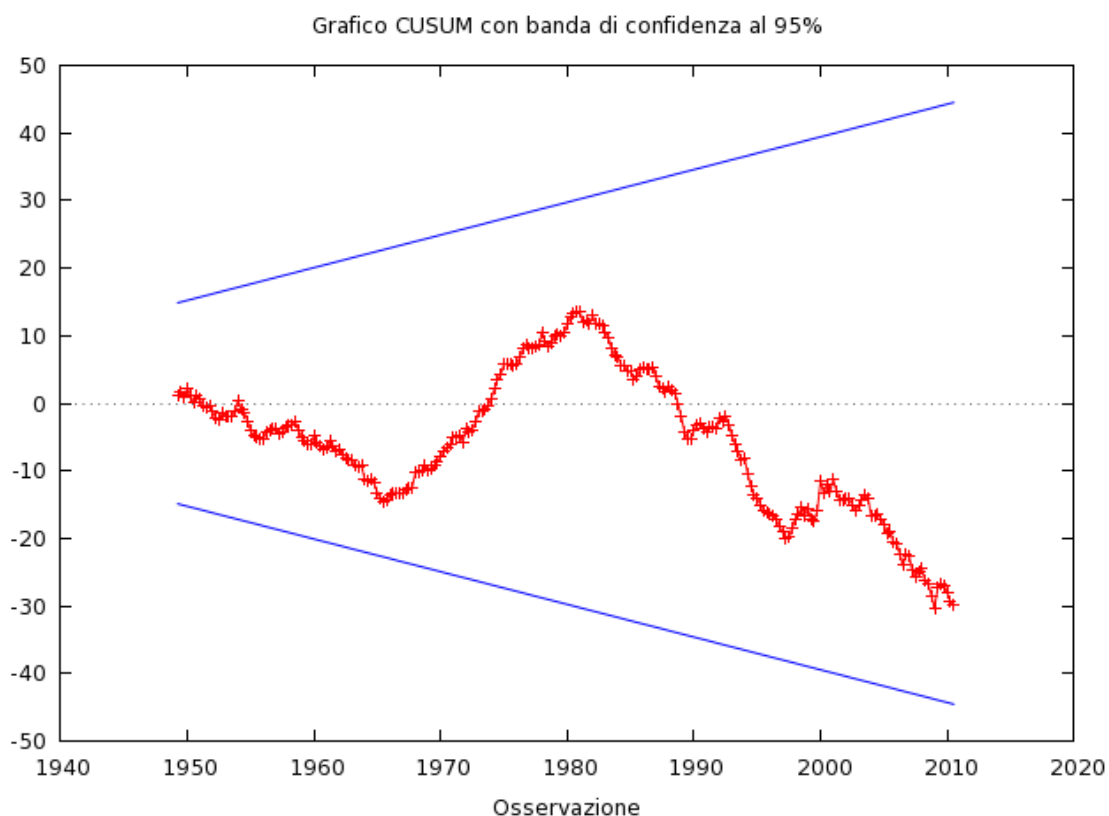
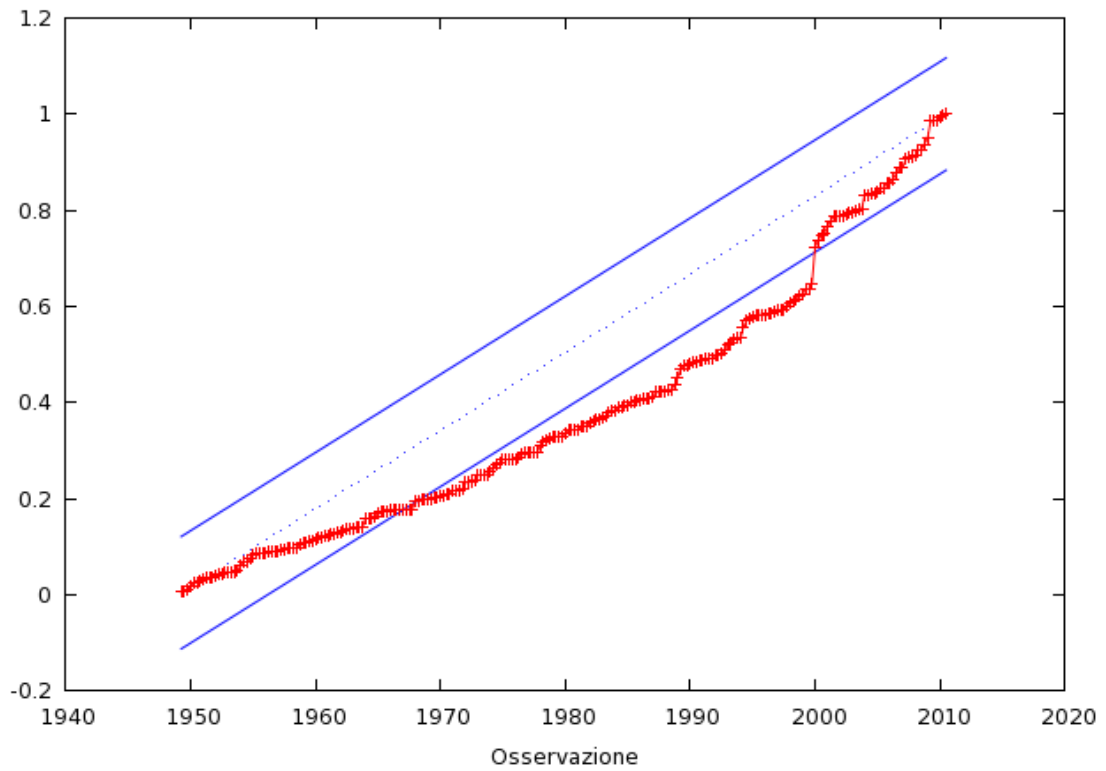
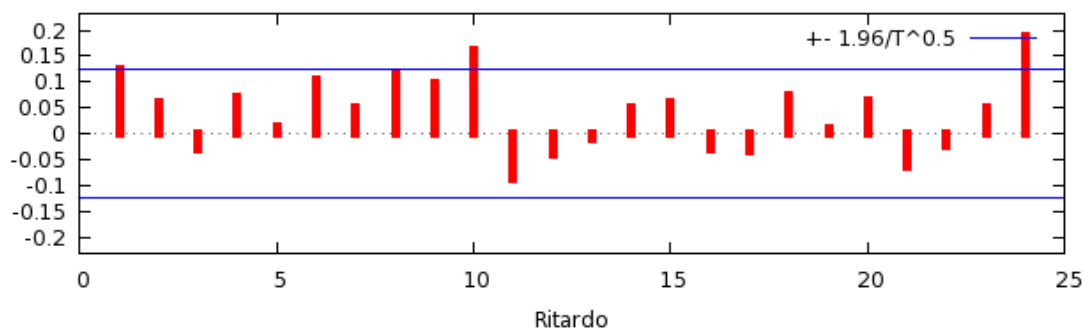


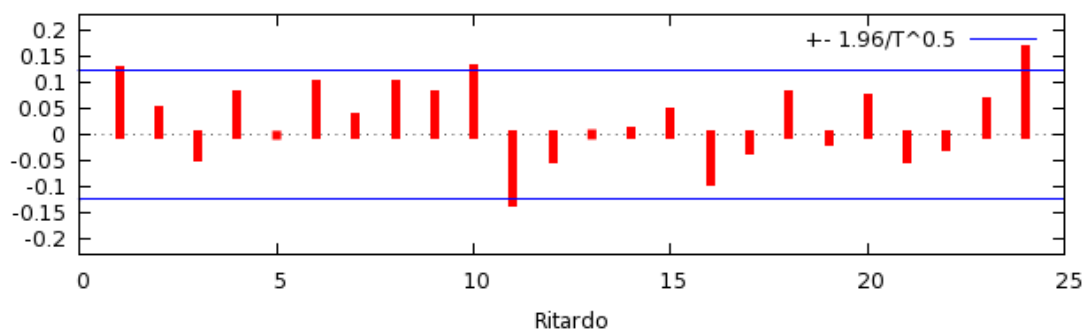
Grafico CUSUMSQ con banda di confidenza al 95%



ACF dei residui



PACF dei residui



Il modello presenta un R-quadro corretto abbastanza buono (37%) e i coefficienti sono quasi tutti significativi. L'unica stima non significativa è quella della variabile ritardata del tasso di disoccupazione. Come ci si poteva aspettare, il coefficiente del tasso di disoccupazione è negativo, a differenza del tasso di disoccupazione ritardato e dell'inflazione dei prezzi che presentano segno positivo. Le stime registrano stabilità strutturale dei coefficienti, ma sono screditate dalla non-normalità dei residui. I residui sono incorrelati.

Proviamo a risolvere il problema della non significatività nella stima indicata precedentemente e stimiamo il modello senza il tasso di disoccupazione ritardato.

Modello ristimato con la variabile corrente “Unemployment”

Modello 1: OLS, usando le osservazioni 1948:2-2010:3 (T = 250)

Variabile dipendente: Wage_Infl

Errori standard HAC, larghezza di banda 4 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	4.58805	0.518492	8.8488	<0.00001	***
Price_Infl_1	0.696161	0.0714189	9.7476	<0.00001	***
Unempl_rate	-0.313176	0.082868	-3.7792	0.00020	***
Media var. dipendente	5.102386	SQM var. dipendente	3.002566		
Somma quadr. residui	1408.754	E.S. della regressione	2.388191		
R-quadro	0.372446	R-quadro corretto	0.367365		
F(2, 247)	49.34626	P-value(F)	9.33e-19		
Log-verosimiglianza	-570.8597	Criterio di Akaike	1147.719		
Criterio di Schwarz	1158.284	Hannan-Quinn	1151.971		
rho	0.128010	Durbin-Watson	1.743259		

Test per la normalità dei residui -

Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente

Statistica test: Chi-quadro(2) = 15.3491

con p-value = 0.000464505

Test Chow per break strutturale all'osservazione 1973:1 -

Ipotesi nulla: nessun break strutturale

Statistica test asintotica: Chi-quadro(3) = 16.5958

con p-value = 0.000855731

Test Chow per break strutturale all'osservazione 2008:2 -

Ipotesi nulla: nessun break strutturale

Statistica test asintotica: Chi-quadro(3) = 54.4275

con p-value = 9.09569e-12

Test CUSUM per la stabilità dei parametri -

Ipotesi nulla: nessun cambiamento nei parametri

Statistica test: Harvey-Collier $t(246) = -1.24153$

con p-value = $P(t(246) > -1.24153) = 0.215592$

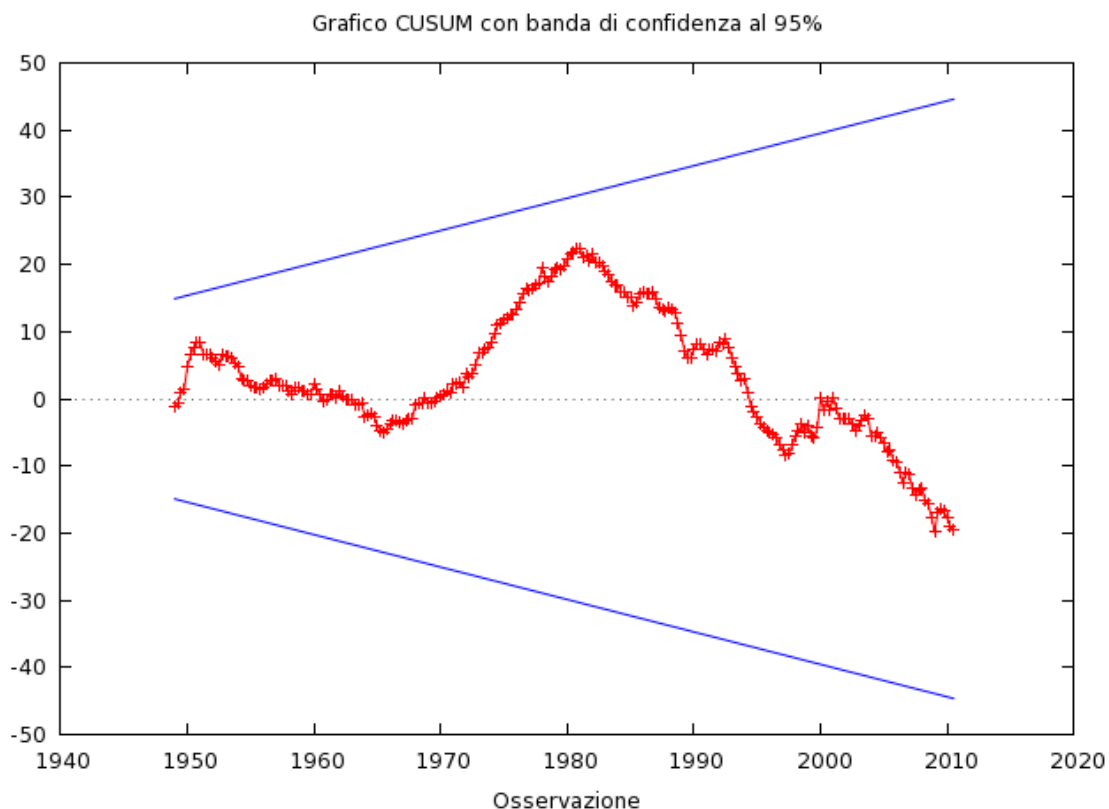
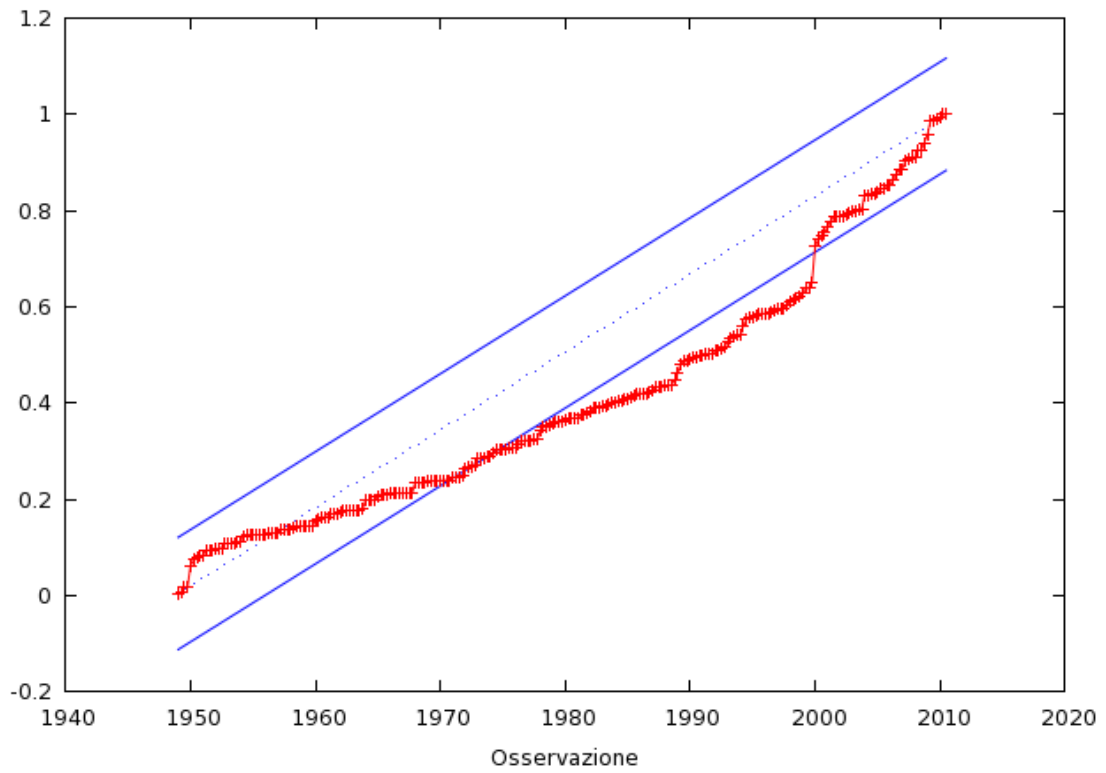
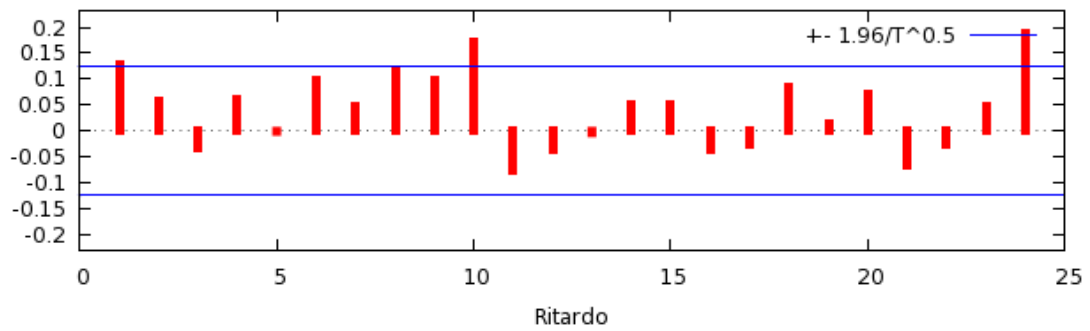


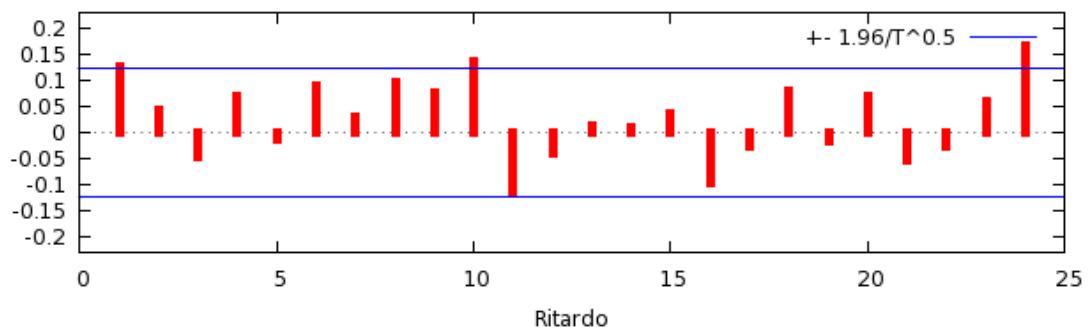
Grafico CUSUMSQ con banda di confidenza al 95%



ACF dei residui



PACF dei residui



Le stime risultano tutte molto significative, la relazione inversa tra disoccupazione e inflazione è mantenuta e le conclusioni ottenute con i test e i rispettivi grafici restano invariate.

Modello stimato utilizzando come inflazione dei prezzi ritardata la media mobile della variazione dei prezzi “MA3 Price Inflation”

Modello 1: OLS, usando le osservazioni 1948:2-2010:3 (T = 250)
 Variabile dipendente: Wage_Infl
 Errori standard HAC, larghezza di banda 4 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
Const	4.62875	0.595636	7.7711	<0.00001	***
MA3Price_Inf_1	0.778206	0.0929949	8.3683	<0.00001	***
Unempl_rate	-1.4481	0.519298	-2.7886	0.00571	***
Unempl_rate_1	1.07889	0.550263	1.9607	0.05104	*
Media var. dipendente	5.102386	SQM var. dipendente	3.002566		
Somma quadr. residui	1454.898	E.S. della regressione	2.431917		
R-quadro	0.351891	R-quadro corretto	0.343987		
F(3, 246)	40.90749	P-value(F)	1.75e-21		
Log-verosimiglianza	-574.8884	Criterio di Akaike	1157.777		
Criterio di Schwarz	1171.863	Hannan-Quinn	1163.446		
Rho	0.198986	Durbin-Watson	1.597121		

Test per la normalità dei residui -
 Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente
 Statistica test: Chi-quadro(2) = 18.3742
 con p-value = 0.000102353

Test Chow per break strutturale all'osservazione 1973:1 -
 Ipotesi nulla: nessun break strutturale
 Statistica test asintotica: Chi-quadro(4) = 14.862
 con p-value = 0.00499619

Test Chow per break strutturale all'osservazione 2008:2 -

Ipotesi nulla: nessun break strutturale

Statistica test asintotica: Chi-quadro(4) = 45.4216

con p-value = 3.24916e-09

Test CUSUM per la stabilità dei parametri -

Ipotesi nulla: nessun cambiamento nei parametri

Statistica test: Harvey-Collier $t(245) = -1.3121$

con p-value = $P(t(245) > -1.3121) = 0.190715$

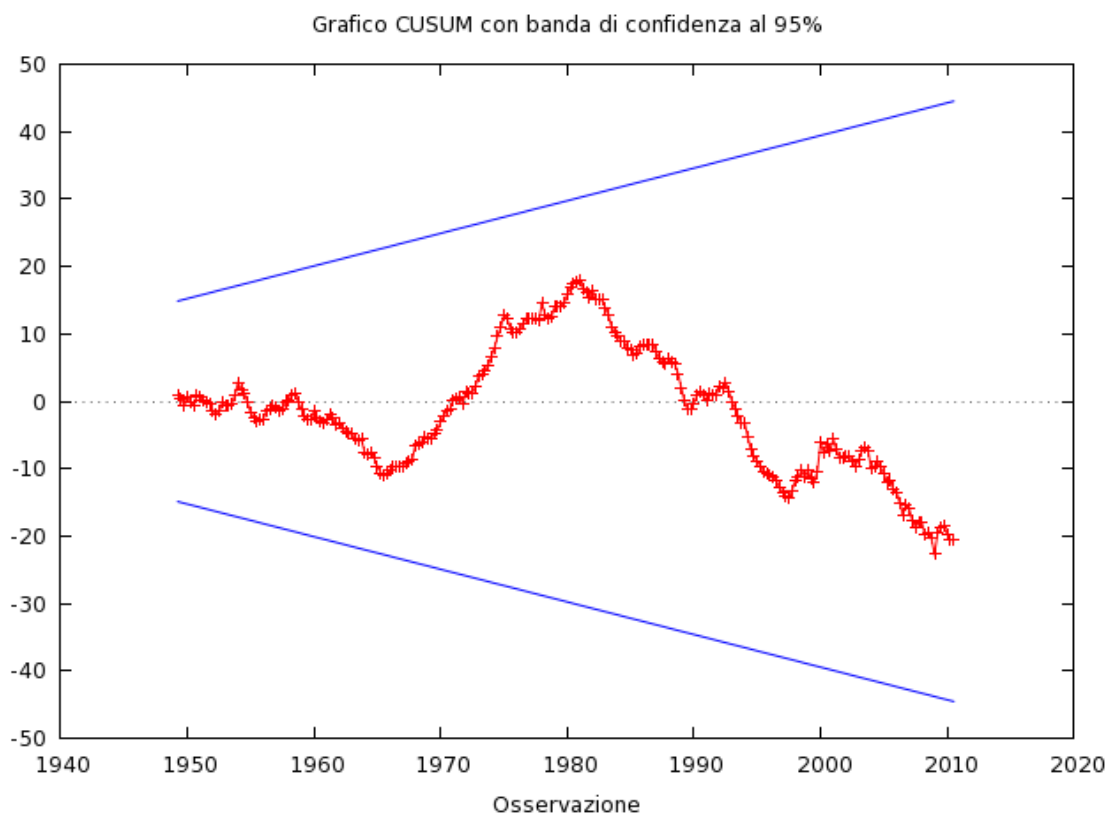
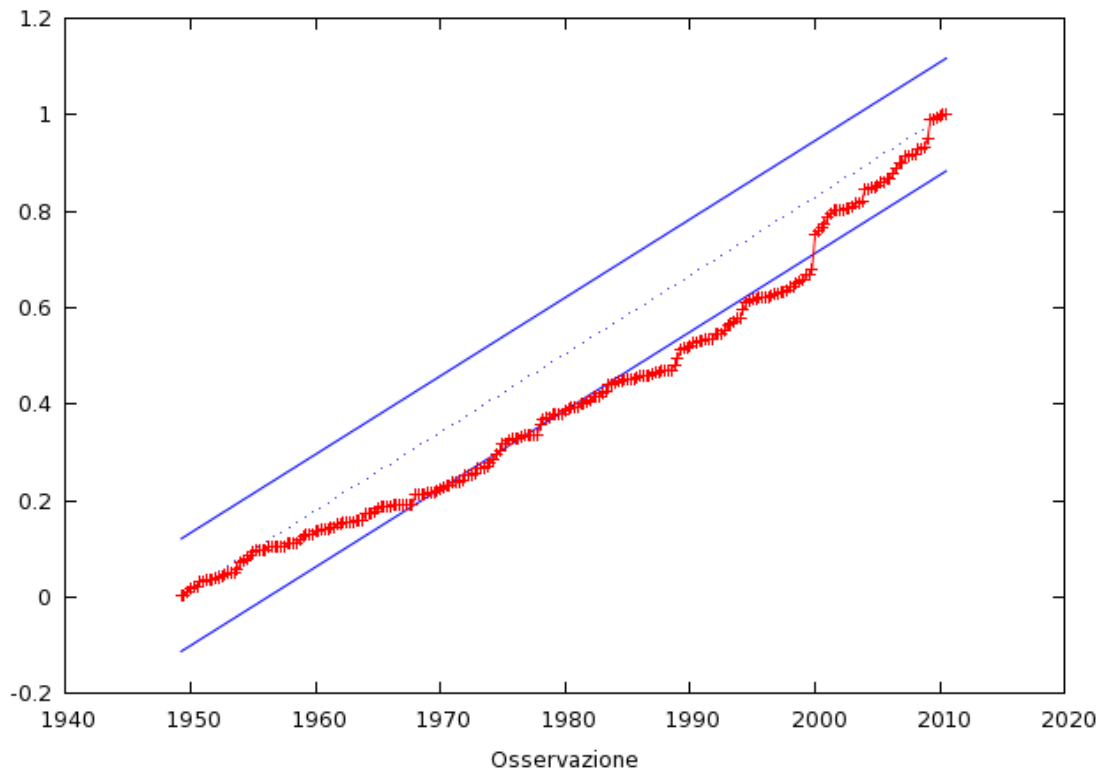
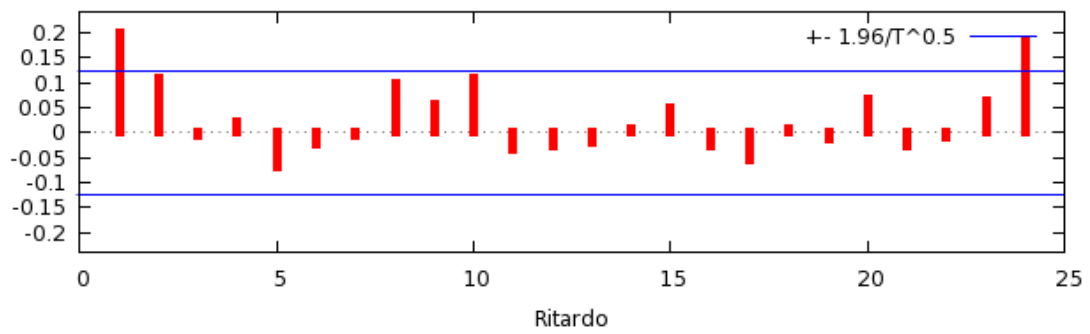


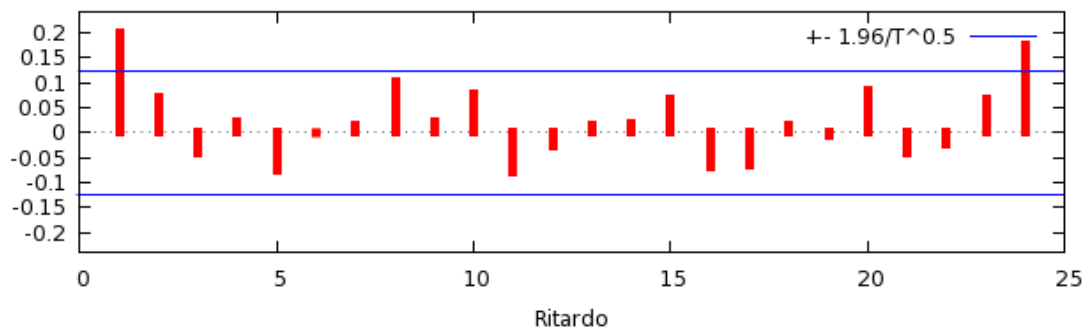
Grafico CUSUMSQ con banda di confidenza al 95%



ACF dei residui



PACF dei residui



Questo modello presenta un R-quadro di poco inferiore a quello del modello precedente e i risultati del Criterio di Schwarz e di Akaike sono aumentati. I coefficienti variano leggermente rispetto alle stime precedenti, tuttavia la variabile ritardata del tasso di disoccupazione ora è significativa. Dai test e dai grafici si deduce che i residui non sono normali e il primo ritardo è molto significativo, i parametri invece sono stabili. Come potevamo aspettarci, tra i due modelli è certamente preferibile il modello stimato con la media mobile dei prezzi. Il break strutturale più evidente è quello che corrisponde al 1973, quando sappiamo essere avvenuta la grande crisi petrolifera degli Stati Uniti.

L'analisi dei dati arriva a coprire un arco temporale che comprende il periodo della forte crisi del 2009. Galì usa dati americani, ma non sappiamo con certezza se con lo stesso modello raggiungiamo risultati analoghi ai suoi adoperando dati europei.

Abbiamo ricavato le stime adattando i dati al modello di Galì, ora vediamo come lo stesso modello varia sostituendo l'inflazione dei prezzi ritardata con due tipi di target di inflazione. Per poter analizzare correttamente le differenze tra i modelli e ottenere una valida analisi delle stime, tutte le serie storiche dei dati sono state riadattate al periodo delle due inflation target (1965:1trimestre - 2005:4).

Seconda analisi(1965:1- 2005:4)

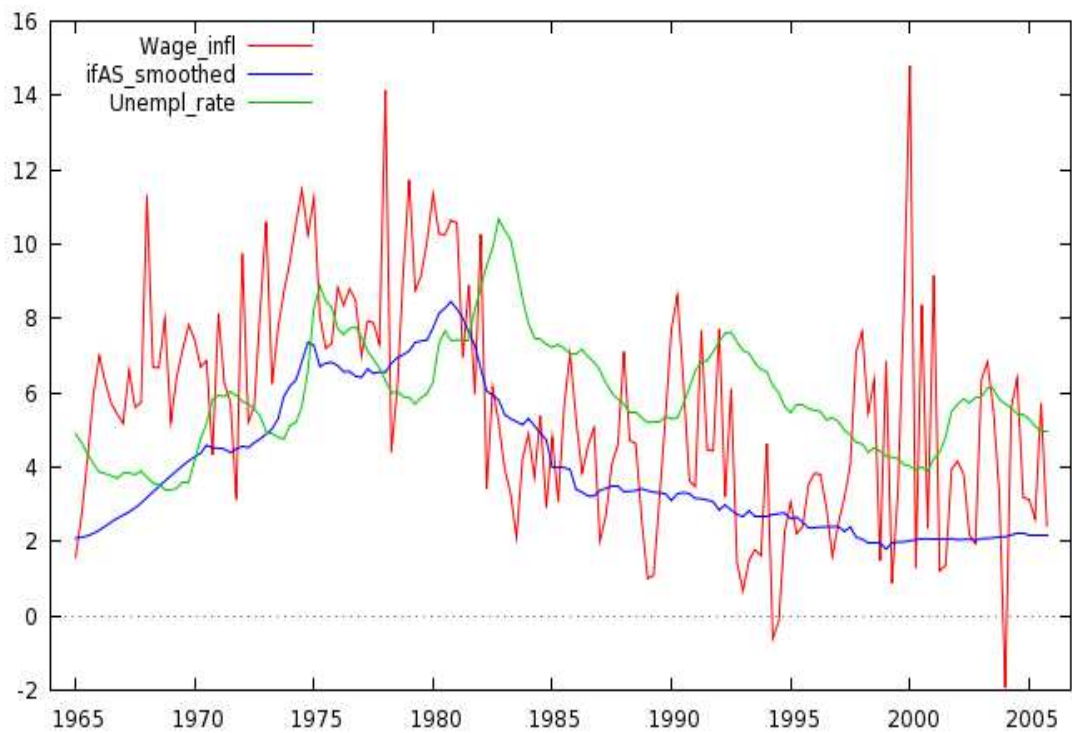
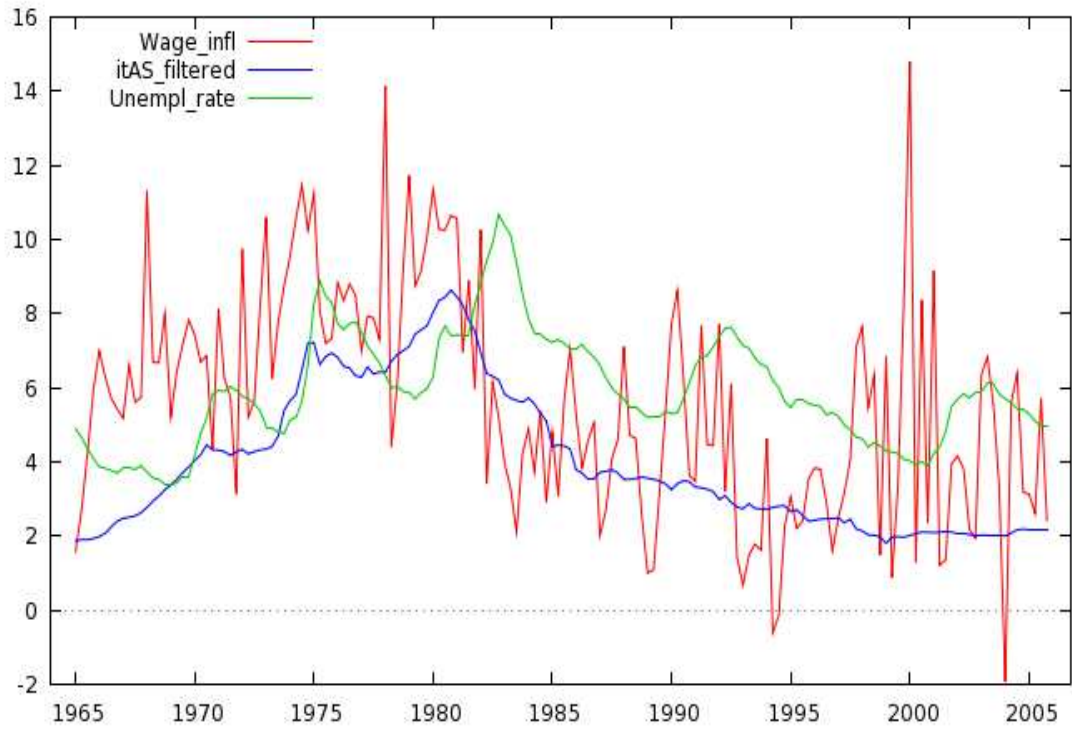
- **Statistiche descrittive**

Statistiche descrittive, usando le osservazioni 1965:1 - 2008:4
(i valori mancanti sono stati saltati)

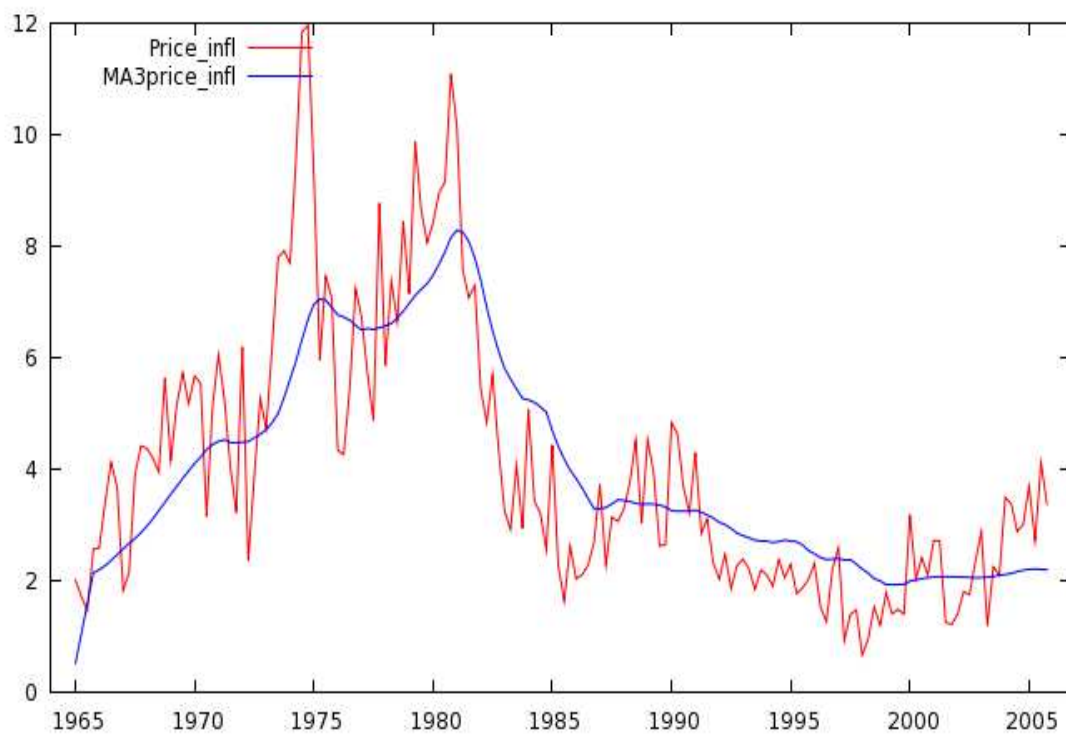
Variabile	Media	Mediana	Minimo	Massimo
Inf.filtered	3.97881	3.48720	1.80680	8.62920
Inf.smoothed	3.97139	3.33180	1.79760	8.45080

Variabile	Dev. Std.	Coeff. di variazione	Asimmetria	Curtosi
Inf.filtered	1.90105	0.477794	0.799277	-0.578780
Inf.smoothed	1.86825	0.470427	0.782406	-0.675092

Avendo già osservato il comportamento delle variabili nel campione completo, non ci resta che analizzare l'andamento delle serie storiche relative alle due inflation target. La differenza dell'andamento delle due serie storiche è minima, infatti, se le sovrapponiamo, notiamo che sono molto simili e, effettuando come in precedenza il test di Dickey-Fuller, scopriamo che l'ipotesi di stazionarietà viene accettata.



Guardiamo anche il comportamento delle serie storiche di “Price inflation” e della media mobile dei prezzi; nel campione ridotto è molto più evidente come la media mobile dei prezzi sia parecchio più liscia rispetto all’inflazione dei prezzi. Questa differenza non era così evidente nel campione completo, in cui le due serie presentavano un’evoluzione simile.



- **Le stime**

Analizziamo ora le stime dei coefficienti, utilizzando prima il target di inflazione filtrato e successivamente quello aggiustato.

Modello stimato utilizzando come inflazione dei prezzi ritardata l'inflazione filtrata dei prezzi "Inflation filtered"

Modello 2: OLS, usando le osservazioni 1965:2-2005:4 (T = 163)
 Variabile dipendente: Wage_infl
 Errori standard HAC, larghezza di banda 4 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
Const	6.73076	0.65933	10.2085	<0.00001	***
Inf.filtered_1	1.32786	0.114163	11.6313	<0.00001	***
Unempl_rate	0.20089	0.51021	0.3937	0.69430	
Unempl_rate_1	-1.27972	0.480919	-2.6610	0.00859	***
Media var. dipendente	5.633092	SQM var. dipendente	3.000291		
Somma quadr. residui	785.6464	E.S. della regressione	2.222875		
R-quadro	0.461253	R-quadro corretto	0.451087		
F(3, 159)	51.51387	P-value(F)	2.57e-23		
Log-verosimiglianza	-359.4666	Criterio di Akaike	726.9333		
Criterio di Schwarz	739.3083	Hannan-Quinn	731.9574		
Rho	0.084422	Durbin-Watson	1.825490		

Test per la normalità dei residui -

Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente

Statistica test: Chi-quadro(2) = 15.46

con p-value = 0.000439435

Test Chow per break strutturale all'osservazione 1973:1 -

Ipotesi nulla: nessun break strutturale

Statistica test asintotica: Chi-quadro(4) = 17.4252

con p-value = 0.00159775

Test Chow per break strutturale all'osservazione 1985:2 -

Ipotesi nulla: nessun break strutturale

Statistica test asintotica: Chi-quadro(4) = 4.01808

con p-value = 0.403565

Test CUSUM per la stabilità dei parametri -

Ipotesi nulla: nessun cambiamento nei parametri

Statistica test: Harvey-Collier $t(158) = -1.28725$

con p-value = $P(t(158) > -1.28725) = 0.19989$

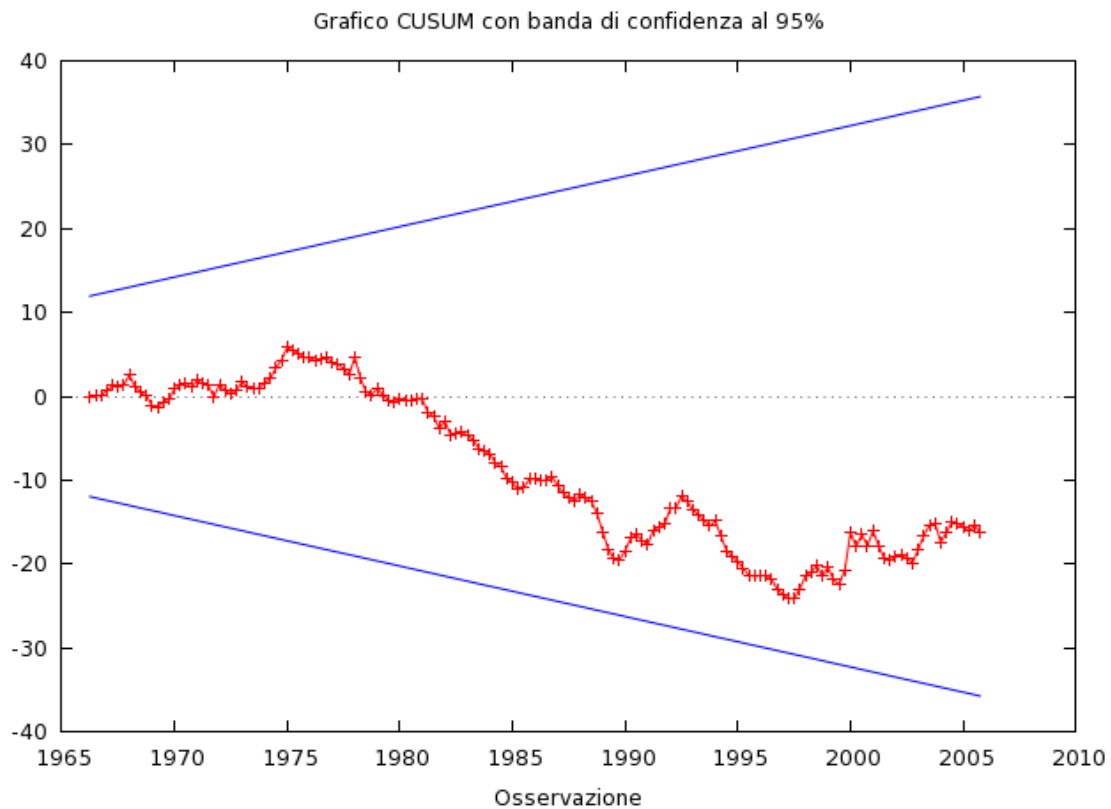
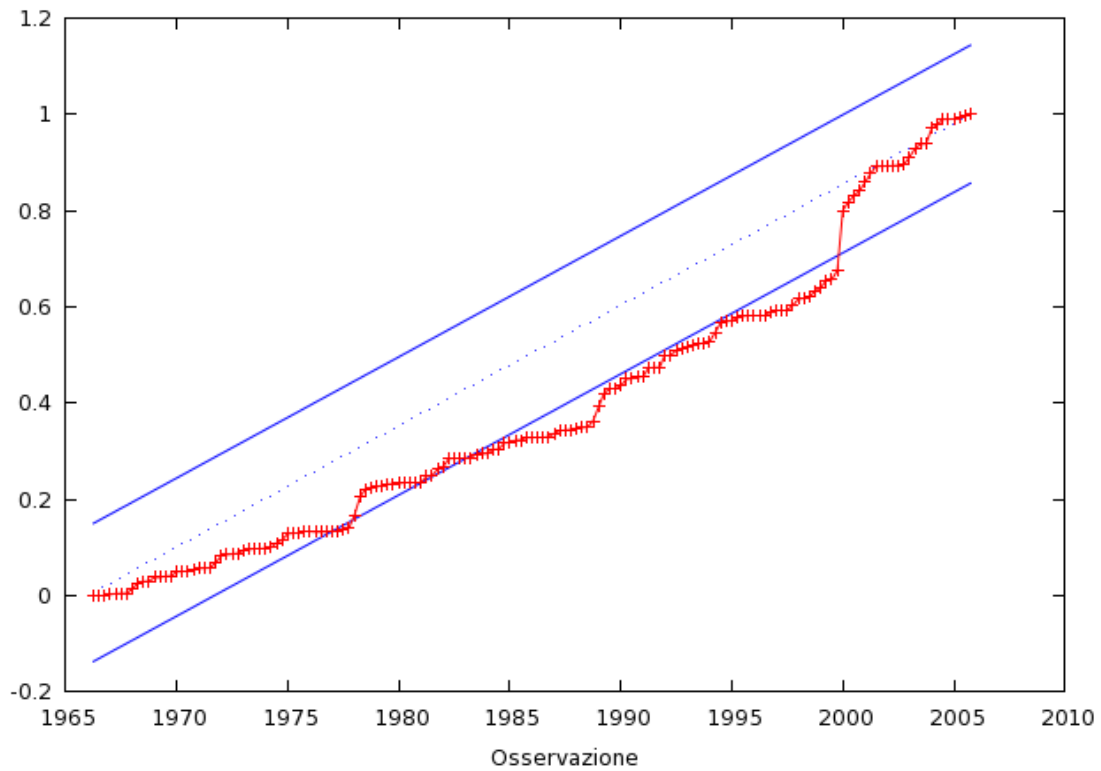
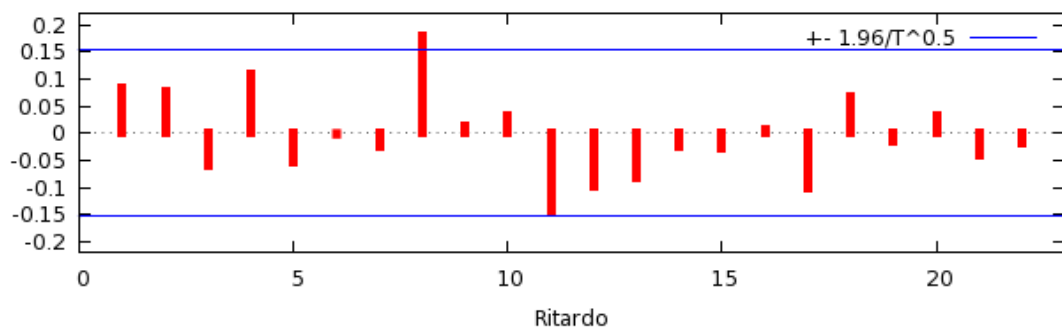


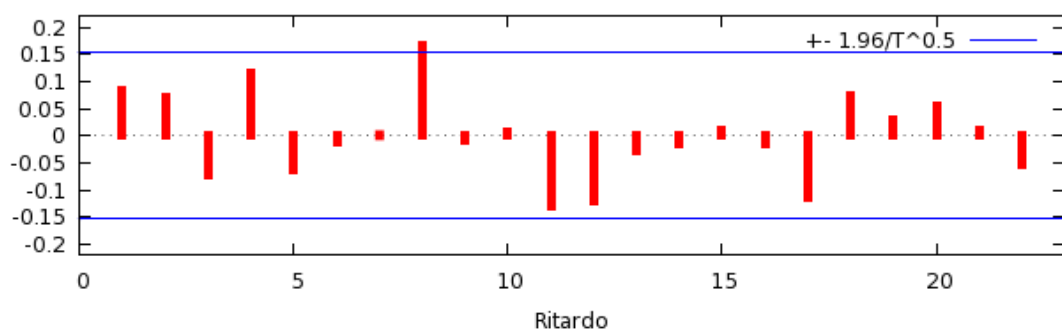
Grafico CUSUMSQ con banda di confidenza al 95%



ACF dei residui



PACF dei residui



Il modello è molto diverso da quello che ci si poteva aspettare, infatti, l'inflazione dei prezzi filtrata mantiene il segno positivo, ma la variabile negativa non è il tasso di disoccupazione al tempo (t) ma quello al tempo (t-1), tuttavia la stima risulta significativa. La percentuale di variabilità spiegata è alta, 45%, e i coefficienti sono molto significativi, tranne la stima del tasso di disoccupazione non ritardato che non lo è affatto. Anche in questo caso è presente una non-normalità dei residui, ciononostante i parametri sono stabili. I residui sono incorrelati, il che depone a favore della validità delle stime trovate; l'unica autocorrelazione significativa presente è quella all'ottavo lag, che ritengo però trascurabile. Come abbiamo osservato nel modello precedente che presentava lo stesso problema, se ristimiamo il modello eliminando la variabile non significativa i coefficienti risulteranno tutti significativi; e questo vale anche per i modelli seguenti.

Modello stimato utilizzando come inflazione dei prezzi ritardata l'inflazione filtrata dei prezzi "Inflation Smoothed"

Modello 3: OLS, usando le osservazioni 1965:2-2005:4 (T = 163)

Variabile dipendente: Wage_infl

Errori standard HAC, larghezza di banda 4 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
Const	5.94888	0.639322	9.3050	<0.00001	***
Inf.smoothed_1	1.29751	0.10063	12.8938	<0.00001	***
Unempl_rate	0.235609	0.454585	0.5183	0.60497	
Unempl_rate_1	-1.16049	0.432946	-2.6805	0.00813	***
Media var. dipendente	5.633092	SQM var. dipendente	3.000291		
Somma quadr. residui	757.6547	E.S. della regressione	2.182916		
R-quadro	0.480447	R-quadro corretto	0.470645		

F(3, 159)	62.61922	P-value(F)	8.77e-27
Log-verosimiglianza	-356.5099	Criterio di Akaike	721.0198
Criterio di Schwarz	733.3948	Hannan-Quinn	726.0439
Rho	0.053566	Durbin-Watson	1.886415

Test per la normalità dei residui -

Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente

Statistica test: Chi-quadro(2) = 18.425

con p-value = 9.97866e-05

Test Chow per break strutturale all'osservazione 1973:1 -

Ipotesi nulla: nessun break strutturale

Statistica test asintotica: Chi-quadro(4) = 17.6798

con p-value = 0.0014252

Test Chow per break strutturale all'osservazione 1985:2 -

Ipotesi nulla: nessun break strutturale

Statistica test asintotica: Chi-quadro(4) = 2.70867

con p-value = 0.607698

Test CUSUM per la stabilità dei parametri -

Ipotesi nulla: nessun cambiamento nei parametri

Statistica test: Harvey-Collier $t(158) = -0.52695$

con p-value = $P(t(158) > -0.52695) = 0.598967$

La situazione è molto simile a quella precedente: l'unica stima non significativa è quella della disoccupazione non ritardata, le altre sono tutte molto significative, i valori dei coefficienti non si discostano molto dal modello precedente e i segni sono gli stessi. L' R-quadro corretto è aumentato del 2% (47%) e i coefficienti del criterio di Akaike e di Schwarz sono diminuiti, ragioni per cui questo modello è da considerare leggermente migliore rispetto al precedente. I parametri sono stabili e i residui non sono distribuiti normalmente, ma non sembra esservi autocorrelazione.

Grafico CUSUM con banda di confidenza al 95%

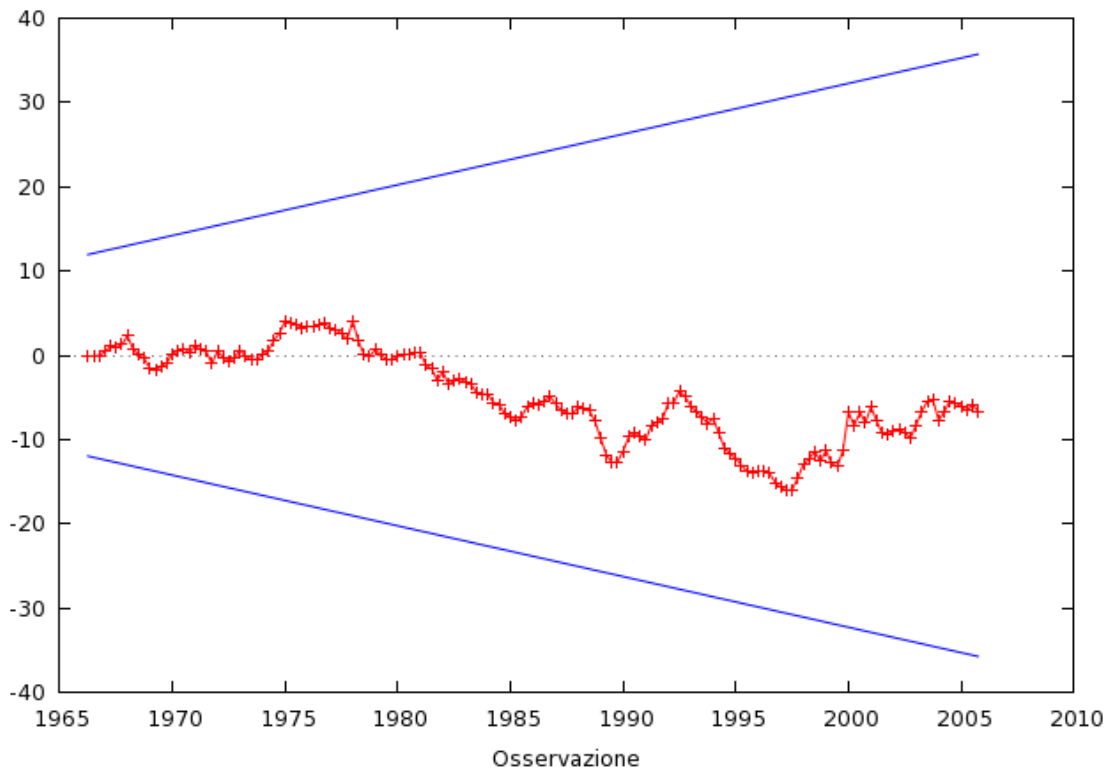
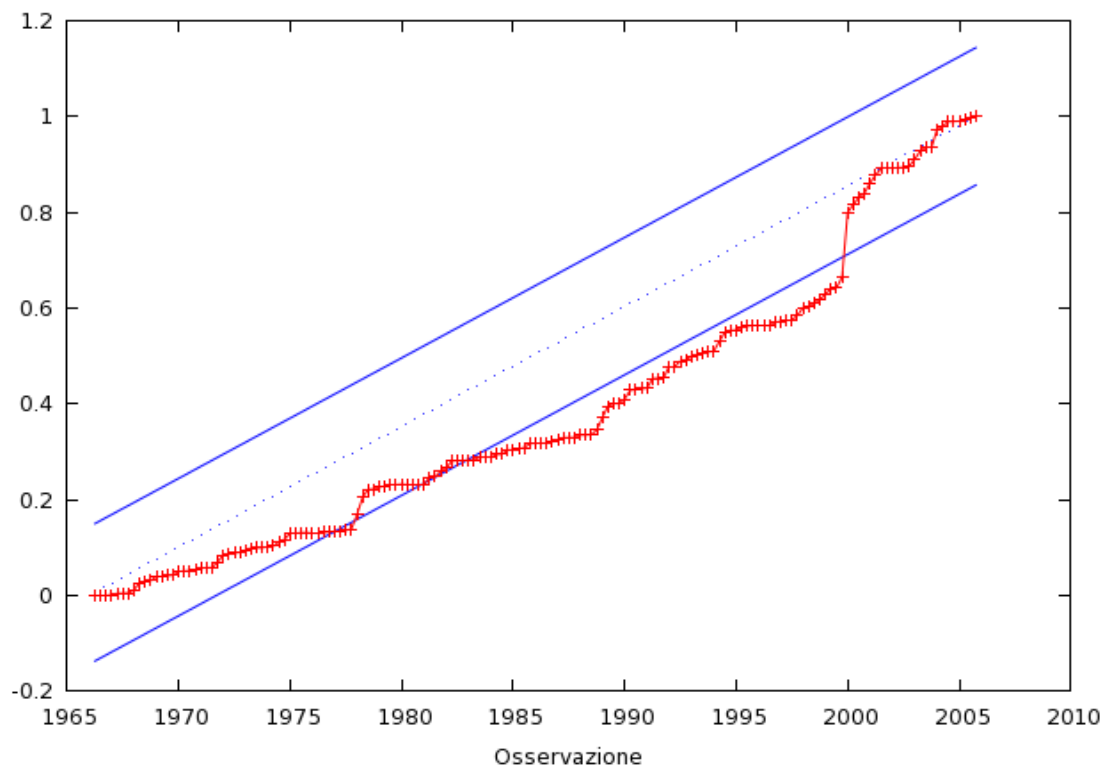
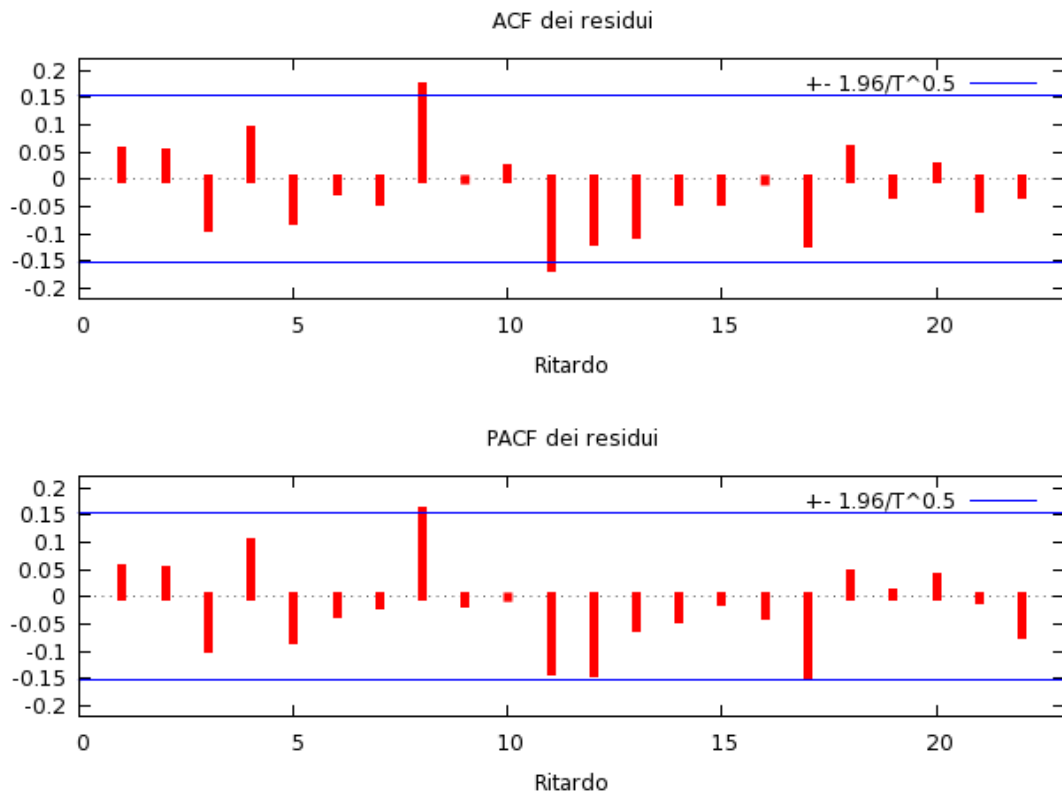


Grafico CUSUMSQ con banda di confidenza al 95%





Utilizziamo ora le serie storiche di “Price inflation” e “MA3Price inflation” riadattate :

Modello riadattato utilizzando come Inflazione dei prezzi ritardata l’ Inflazione dei prezzi “Price Inflation”

Modello 3: OLS, usando le osservazioni 1965:2-2005:4 (T = 163)
 Variabile dipendente: Wage_infl
 Errori standard HAC, larghezza di banda 4 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
Const	4.61238	0.739144	6.2402	<0.00001	***
Price_Infl_1	0.815459	0.0774117	10.5341	<0.00001	***
Unempl_rate	-0.142169	0.454508	-0.3128	0.75484	
Unempl_rate_1	-0.239577	0.452864	-0.5290	0.59753	

Media var. dipendente	5.633092	SQM var. dipendente	3.000291
Somma quadr. residui	860.2019	E.S. della regressione	2.325957
R-quadro	0.410127	R-quadro corretto	0.398997
F(3, 159)	44.62000	P-value(F)	5.62e-21
Log-verosimiglianza	-366.8555	Criterio di Akaike	741.7109
Criterio di Schwarz	754.0859	Hannan-Quinn	746.7350
Rho	0.102221	Durbin-Watson	1.779602

Test per la normalità dei residui -

Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente

Statistica test: Chi-quadro(2) = 16.5674

con p-value = 0.000252601

Test Chow per break strutturale all'osservazione 1973:1 -

Ipotesi nulla: nessun break strutturale

Statistica test asintotica: Chi-quadro(4) = 6.93575

con p-value = 0.139323

Test Chow per break strutturale all'osservazione 1985:2 -

Ipotesi nulla: nessun break strutturale

Statistica test asintotica: Chi-quadro(4) = 17.0717

con p-value = 0.00187196

Test CUSUM per la stabilità dei parametri -

Ipotesi nulla: nessun cambiamento nei parametri

Statistica test: Harvey-Collier $t(158) = -1.33684$

con p-value = $P(t(158) > -1.33684) = 0.183196$

Grafico CUSUM con banda di confidenza al 95%

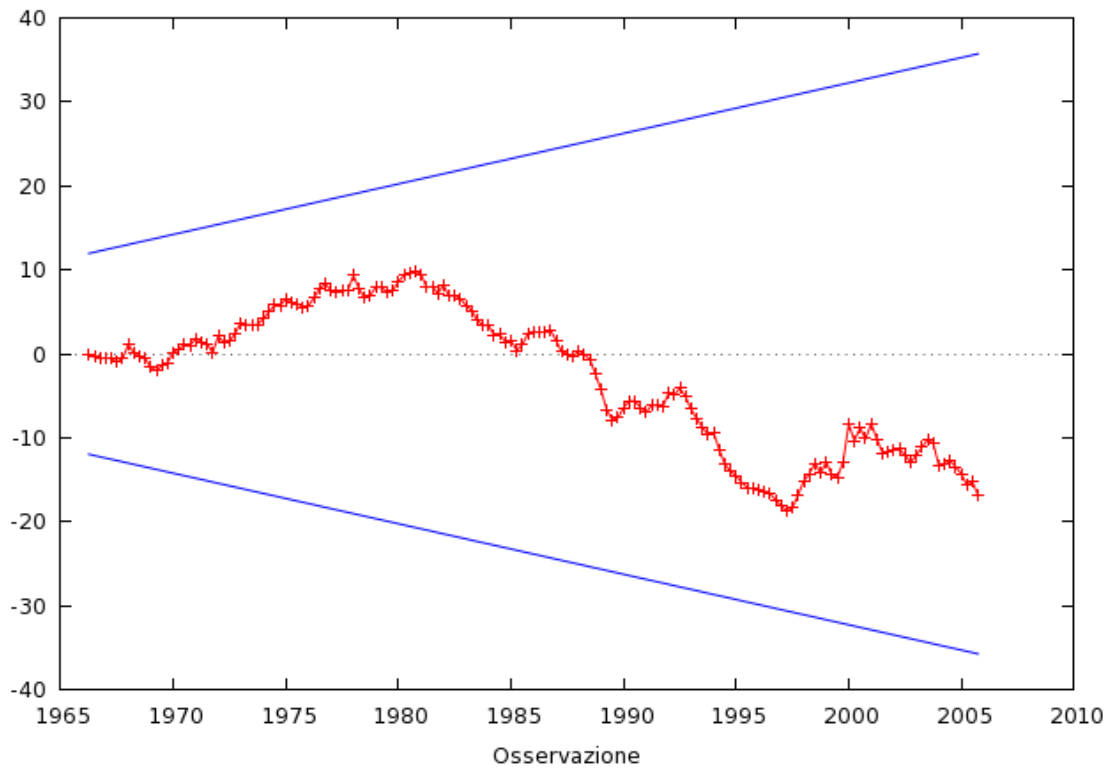
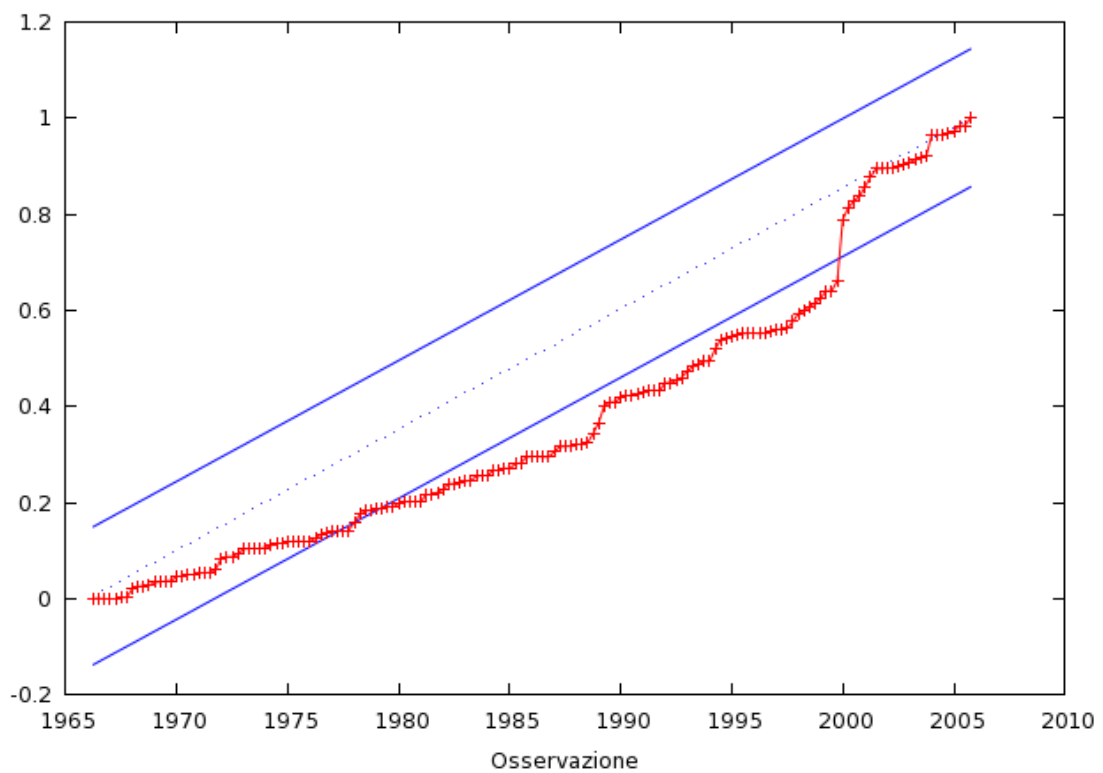
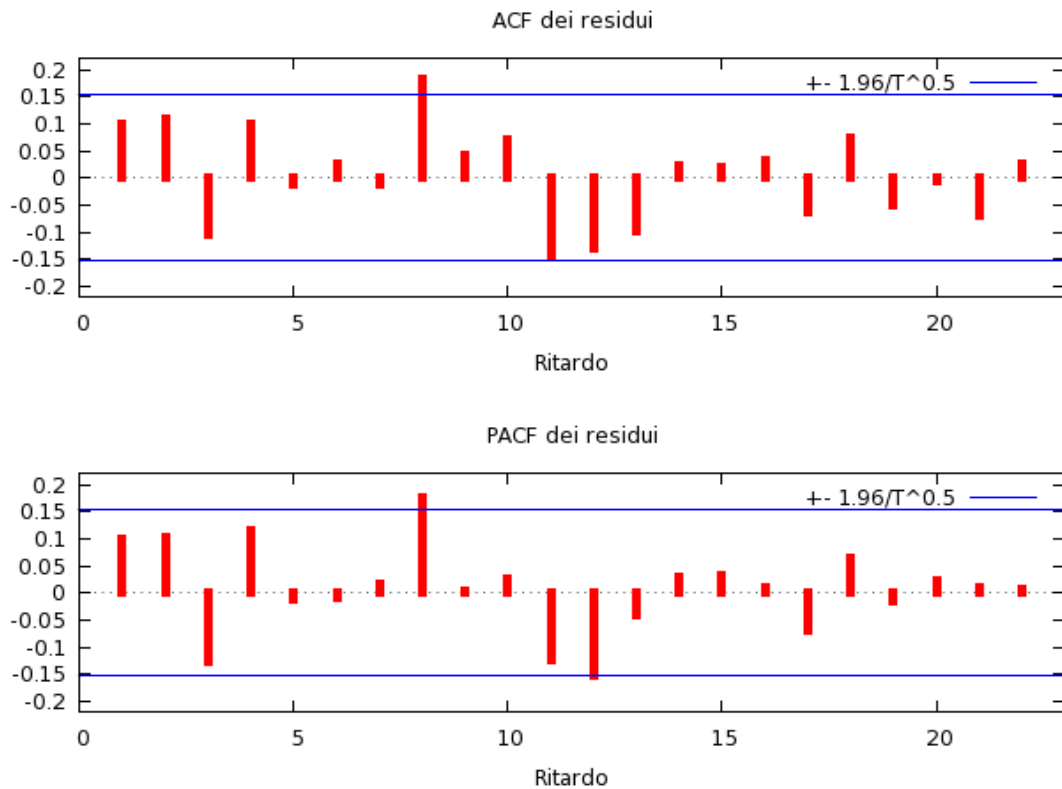


Grafico CUSUMSQ con banda di confidenza al 95%





La percentuale di variabilità spiegata è del 39%, le uniche variabili significative sono la costante e l'inflazione dei prezzi ritardata. Il coefficiente della disoccupazione è in entrambi i tempi non significativo e negativo, mentre ci aspettavamo che assumesse segno negativo solo quello ritardato. I residui non sono distribuiti normalmente e il CUSUM test indica una stabilità nei parametri; il correlogramma indica che i residui non sono autocorrelati, anche se c'è, come sempre, un'unica autocorrelazione significativa all'ottavo ritardo. Il test di Chow non identifica un break strutturale nell'anno 1973, mentre negli altri modelli era presente; possiamo supporre che il test si basi su un campione di osservazioni antecedenti al 1973 troppo ridotto per dare risultati credibili. Rispetto al modello identico calcolato con il campione completo, ci sono alcune

differenze: l'R-quadro corretto del modello ridotto è maggiore e i coefficienti del criterio di Schwarz e di Akaike sono notevolmente diminuiti. Nel modello col campione completo, la stima del tasso di disoccupazione è significativa ed è l'unica di segno negativo, come previsto da Galì; in entrambi i casi i residui non sono normali e i parametri sono stabili come mostrano i test ed i grafici effettuati. I correlogrammi dei residui sono molto differenti, e si nota come, riducendo il campione, le stime dei residui migliorano di molto.

La non significatività delle stime del tasso di disoccupazione è difficilmente accettabile, proviamo a risolvere il problema ristimando il modello prima con il tasso di disoccupazione corrente e poi con quello ritardato.

Modello ristimato con la variabile corrente “Unemployment”

Modello 1: OLS, usando le osservazioni 1965:2-2005:4 (T = 163)

Variabile dipendente: Wage_infl

Errori standard HAC, larghezza di banda 4 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	4.56826	0.729507	6.2621	<0.00001	***
Price_infl_1	0.826494	0.0727901	11.3545	<0.00001	***
Unempl_rate	-0.381783	0.104299	-3.6605	0.00034	***
Media var. dipendente	5.633092	SQM var. dipendente	3.000291		
Somma quadr. residui	861.0443	E.S. della regressione	2.319812		
R-quadro	0.409549	R-quadro corretto	0.402169		
F(2, 160)	66.68897	P-value(F)	8.62e-22		
Log-verosimiglianza	-366.9352	Criterio di Akaike	739.8705		
Criterio di Schwarz	749.1517	Hannan-Quinn	743.6386		
rho	0.101792	Durbin-Watson	1.780318		

Test per la normalità dei residui -

Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente

Statistica test: Chi-quadro(2) = 16.7999

con p-value = 0.000224878

Test Chow per break strutturale all'osservazione 1973:1 -

Ipotesi nulla: nessun break strutturale

Statistica test asintotica: Chi-quadro(3) = 7.08292

con p-value = 0.0693014

Test Chow per break strutturale all'osservazione 1985:2 -

Ipotesi nulla: nessun break strutturale

Statistica test asintotica: Chi-quadro(3) = 17.0717

con p-value = 0.0190892

Test CUSUM per la stabilità dei parametri -

Ipotesi nulla: nessun cambiamento nei parametri

Statistica test: Harvey-Collier $t(159) = -1.11711$

con p-value = $P(t(159) > -1.11711) = 0.265631$

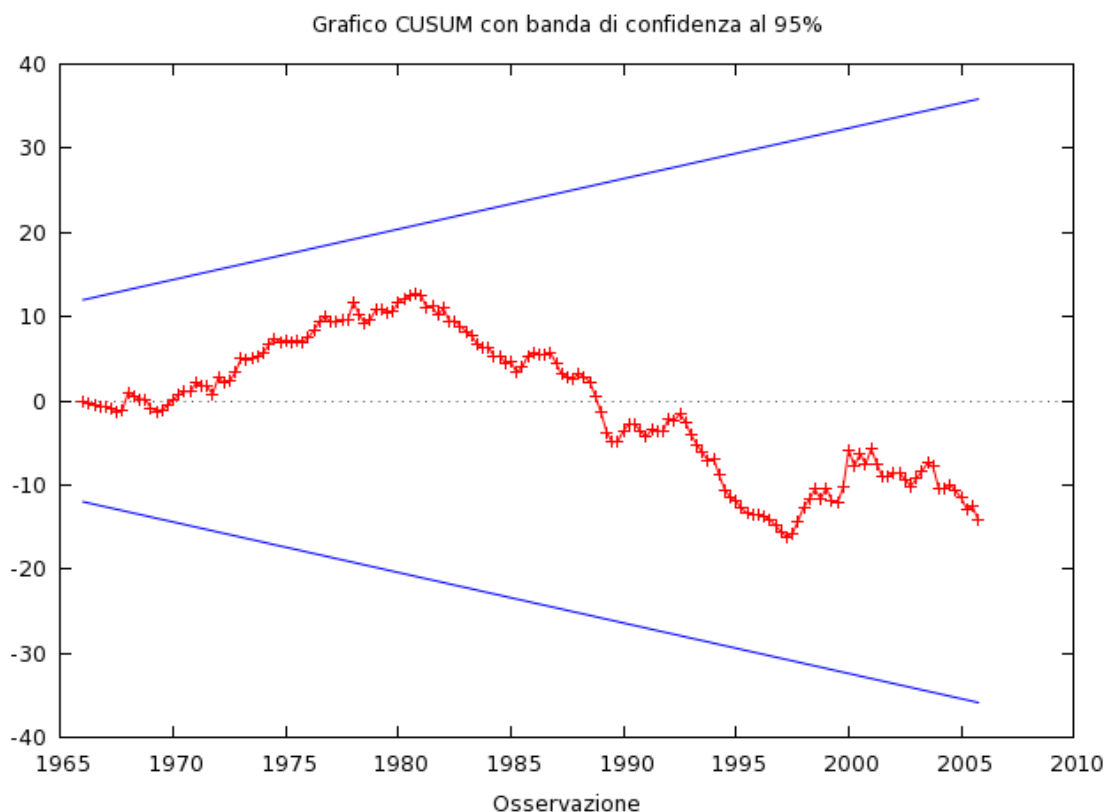
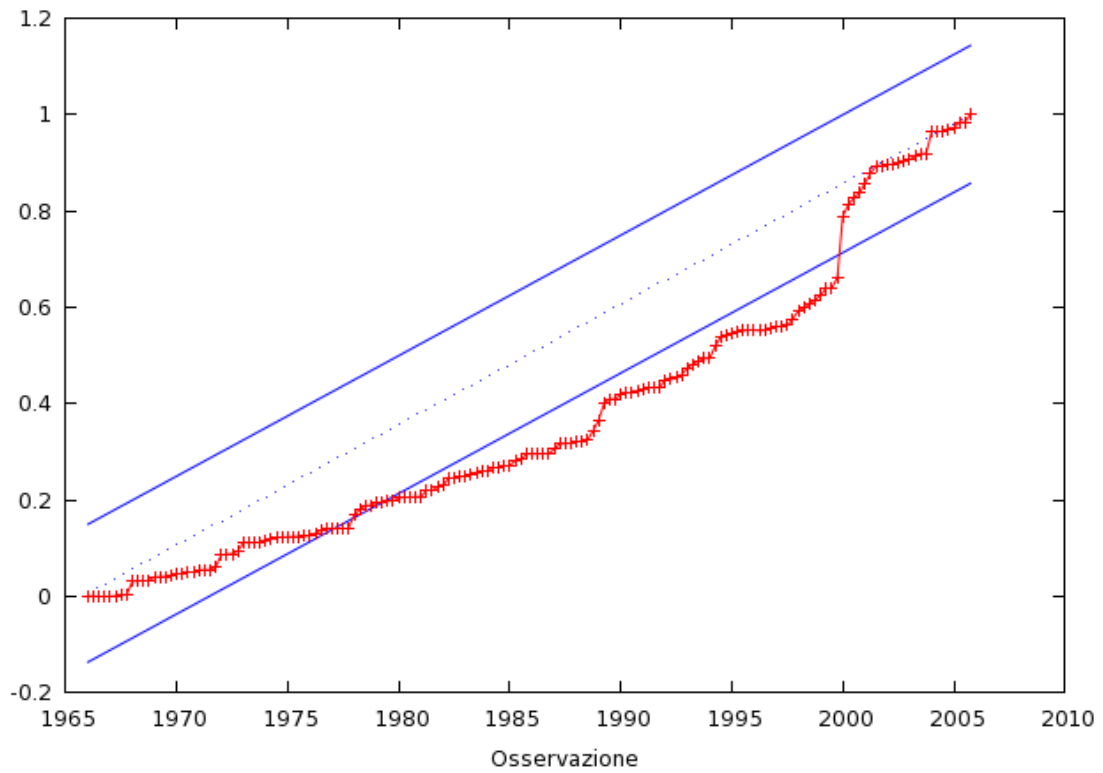
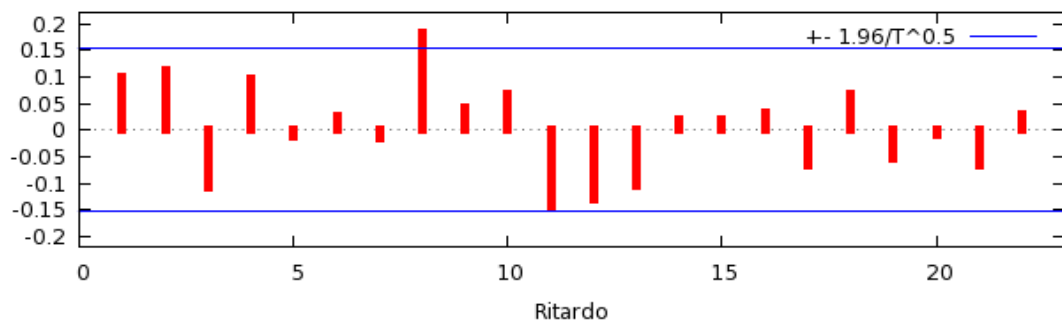


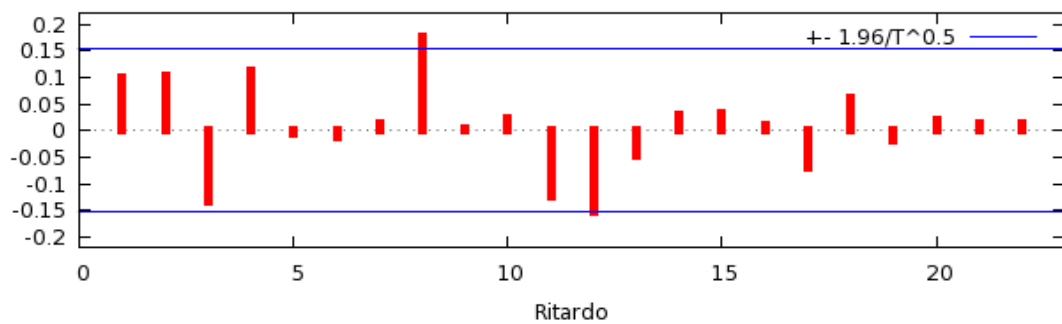
Grafico CUSUMSQ con banda di confidenza al 95%



ACF dei residui



PACF dei residui



L'uso del tasso di disoccupazione corrente produce delle stime molto significative. I test e i grafici riportano le stesse conclusioni del modello con i due tassi di disoccupazione. La percentuale di variabilità spiegata è aumentata, ed è del 40%.

Modello ristimato con la variabile ritardata "Unemployment"

Modello 3: OLS, usando le osservazioni 1965:2-2005:4 (T = 163)

Variabile dipendente: Wage_infl

Errori standard HAC, larghezza di banda 4 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	4.6071	0.742538	6.2045	<0.00001	***
Price_infl_1	0.808075	0.0729745	11.0734	<0.00001	***
Unempl_rate_1	-0.375849	0.103353	-3.6365	0.00037	***
Media var. dipendente	5.633092	SQM var. dipendente	3.000291		
Somma quadr. residui	860.4862	E.S. della regressione	2.319060		
R-quadro	0.409932	R-quadro corretto	0.402556		
F(2, 160)	66.37739	P-value(F)	1.02e-21		
Log-verosimiglianza	-366.8824	Criterio di Akaike	739.7648		
Criterio di Schwarz	749.0460	Hannan-Quinn	743.5329		
rho	0.103125	Durbin-Watson	1.777968		

Test per la normalità dei residui -

Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente

Statistica test: Chi-quadro(2) = 16.4425

con p-value = 0.000268883

Test Chow per break strutturale all'osservazione 1973:1 -

Ipotesi nulla: nessun break strutturale

Statistica test asintotica: Chi-quadro(3) = 6.83609

con p-value = 0.0773096

Test Chow per break strutturale all'osservazione 1985:2 -

Ipotesi nulla: nessun break strutturale

Statistica test asintotica: Chi-quadro(3) = 10.4368

con p-value = 0.015196

Test CUSUM per la stabilità dei parametri -

Ipotesi nulla: nessun cambiamento nei parametri

Statistica test: Harvey-Collier $t(159) = -1.44319$

con p-value = $P(t(159) > -1.44319) = 0.150935$

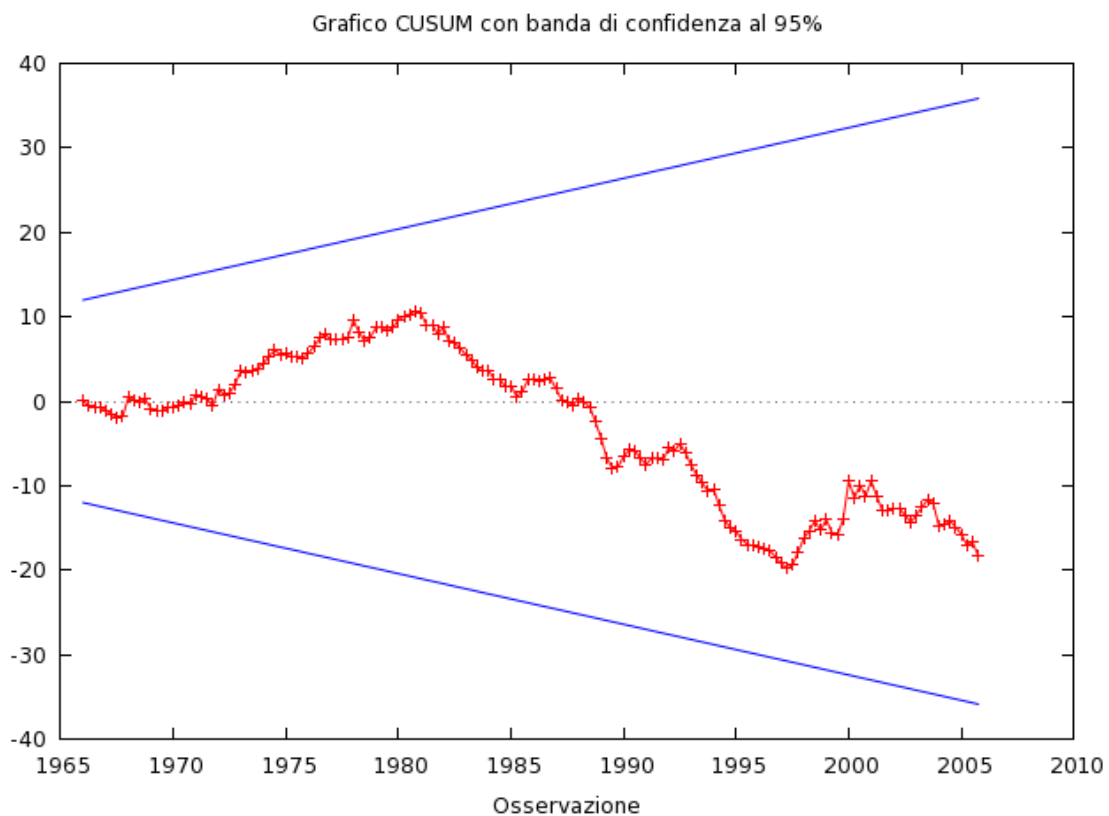
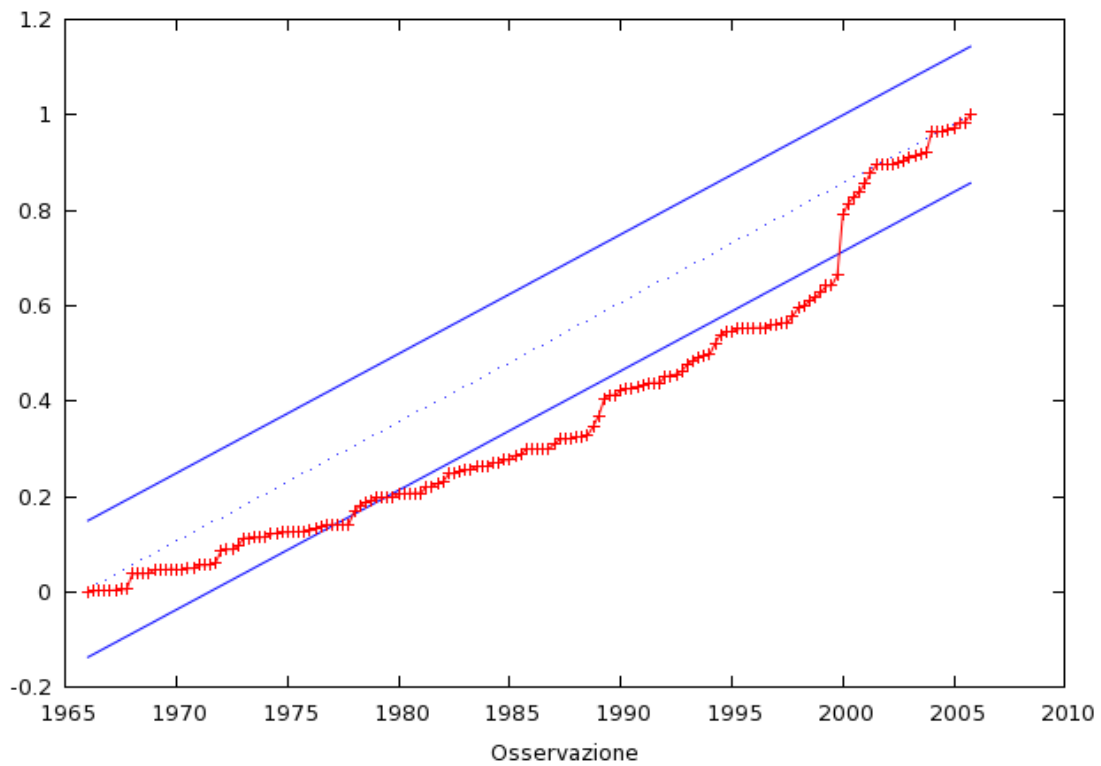
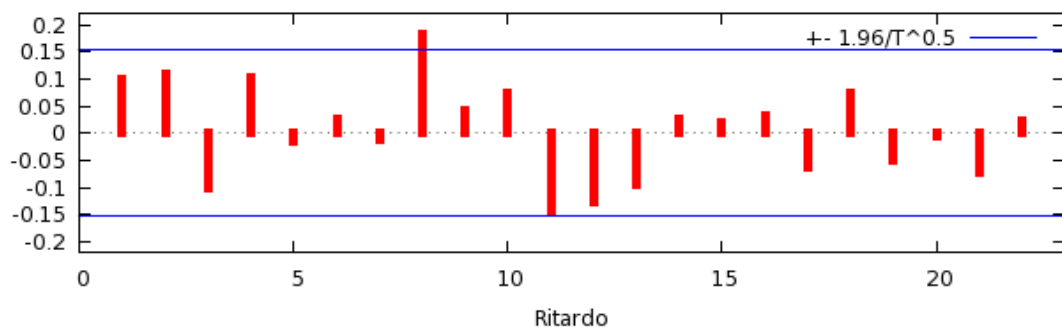


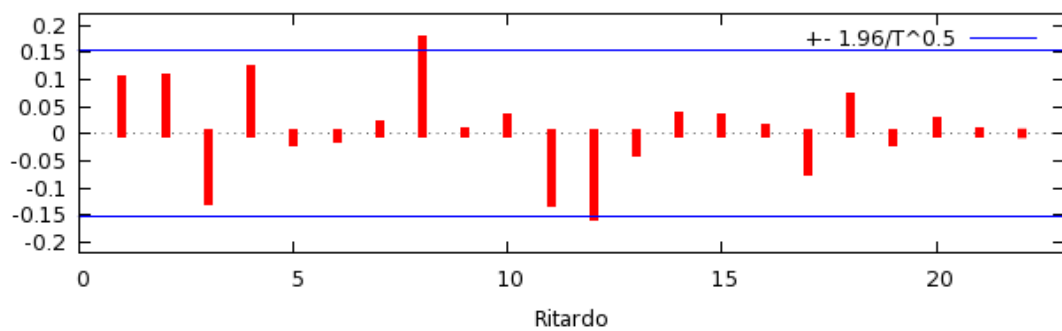
Grafico CUSUMSQ con banda di confidenza al 95%



ACF dei residui



PACF dei residui



Anche questo modello presenta tutte le stime significative e un R-quadro del 40%. I test e i grafici mantengono le caratteristiche del modello con tutti i ritardi.

Modello riadattato utilizzando come inflazione dei prezzi ritardata l' inflazione filtrata dei prezzi "MA3 Price Inflation"

Modello 4: OLS, usando le osservazioni 1965:2-2005:4 (T = 163)
 Variabile dipendente: Wage_infl
 Errori standard HAC, larghezza di banda 4 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
Const	6.65366	0.655005	10.1582	<0.00001	***
MA3Price_Inf_1	1.3374	0.113217	11.8127	<0.00001	***
Unempl_rate	0.204246	0.550475	0.3710	0.71110	
Unempl_rate_1	-1.27025	0.521257	-2.4369	0.01592	**
Media var. dipendente	5.633092	SQM var. dipendente	3.000291		
Somma quadr. residui	776.5587	E.S. della regressione	2.209981		
R-quadro	0.467484	R-quadro corretto	0.457437		
F(3, 159)	49.70047	P-value(F)	1.02e-22		
Log-verosimiglianza	-358.5184	Criterio di Akaike	725.0369		
Criterio di Schwarz	737.4119	Hannan-Quinn	730.0610		
Rho	0.070344	Durbin-Watson	1.854961		

Test per la normalità dei residui -

Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente

Statistica test: Chi-quadro(2) = 16.4883

con p-value = 0.000262795

Test Chow per break strutturale all'osservazione 1973:1 -

Ipotesi nulla: nessun break strutturale

Statistica test asintotica: Chi-quadro(4) = 19.7848

con p-value = 0.000550704

Test Chow per break strutturale all'osservazione 1985:2 -

Ipotesi nulla: nessun break strutturale

Statistica test asintotica: Chi-quadro(4) = 2.95655

con p-value = 0.565123

Test CUSUM per la stabilità dei parametri -

Ipotesi nulla: nessun cambiamento nei parametri Statistica test:

Harvey-Collier $t(158) = -1.46517$

con p-value = $P(t(158) > -1.46517) = 0.144862$

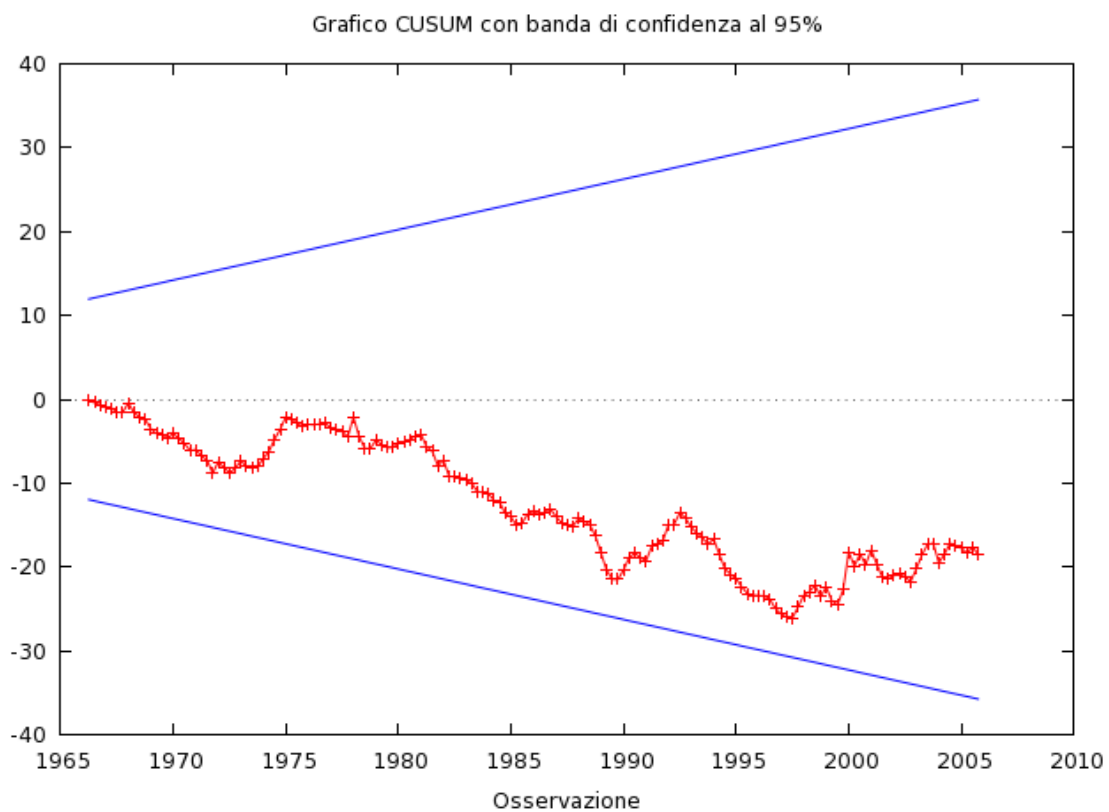
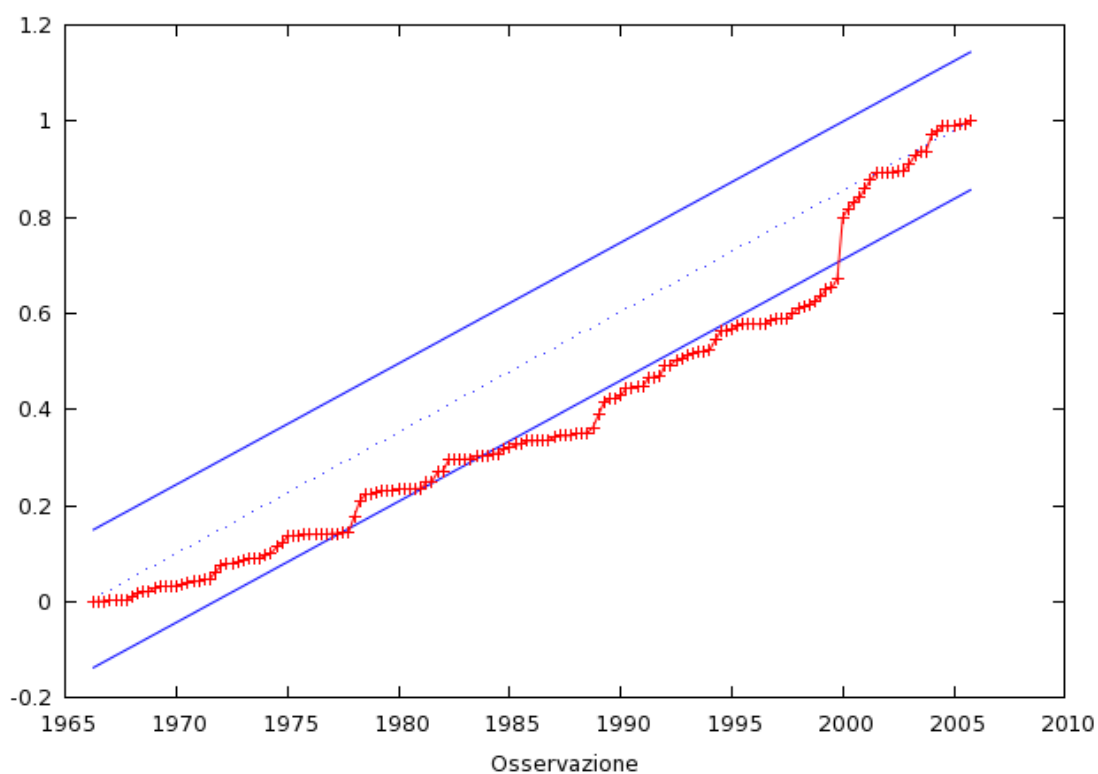
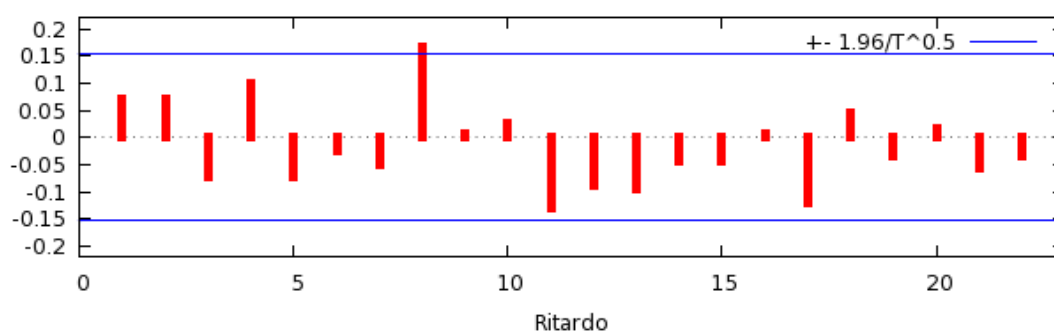


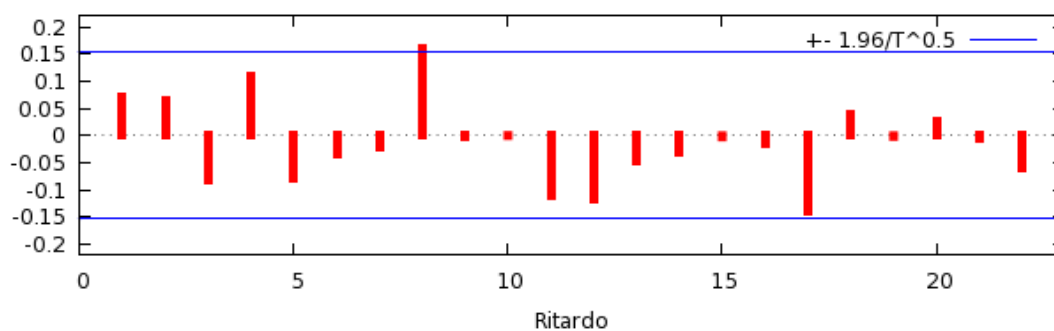
Grafico CUSUMSQ con banda di confidenza al 95%



ACF dei residui



PACF dei residui



L' R-quadro corretto è del 45%, molto più elevato in confronto al 34% del modello stimato con il campione completo, ed anche in questo caso il criterio di Akaike e il criterio di Schwarz sono notevolmente diminuiti. Le stime significative sono la costante, la media mobile dei prezzi e la disoccupazione ritardata, quest'ultima ha segno negativo. Sorprendentemente, il coefficiente del tasso di disoccupazione non è né significativo né negativo. In tutti e due i modelli gli errori non presentano distribuzione normale, mentre i parametri sono stabili; dai grafici dei correlogrammi dei residui si vede che le autocorrelazioni dei residui e le stime del campione ridotto sono migliori.

Confronto modelli

Dalle analisi effettuate abbiamo visto che, utilizzando un campione di dati più piccolo, il modello di Galì presenta alcuni miglioramenti: la percentuale di variabilità spiegata dai modelli aumenta e aumenta anche la significatività dei coefficienti. La teoria di Galì prevede che il modello, stimato con l'equazione dei salari, descriva una relazione inversa tra tasso d'inflazione dei salari e tasso di disoccupazione; e questa relazione risulta tale in tutte le stime effettuate coi nostri dati. Inoltre, le stime di Galì vedono un segno negativo nel tasso di disoccupazione corrente e un segno positivo nella stima della stessa variabile ritardata e nel coefficiente d'inflazione dei prezzi ritardato: queste ipotesi sono verificate solo nei modelli che ho stimato con il campione completo. Tuttavia, non sembra questo essere un aspetto centrale nel lavoro di Galì.

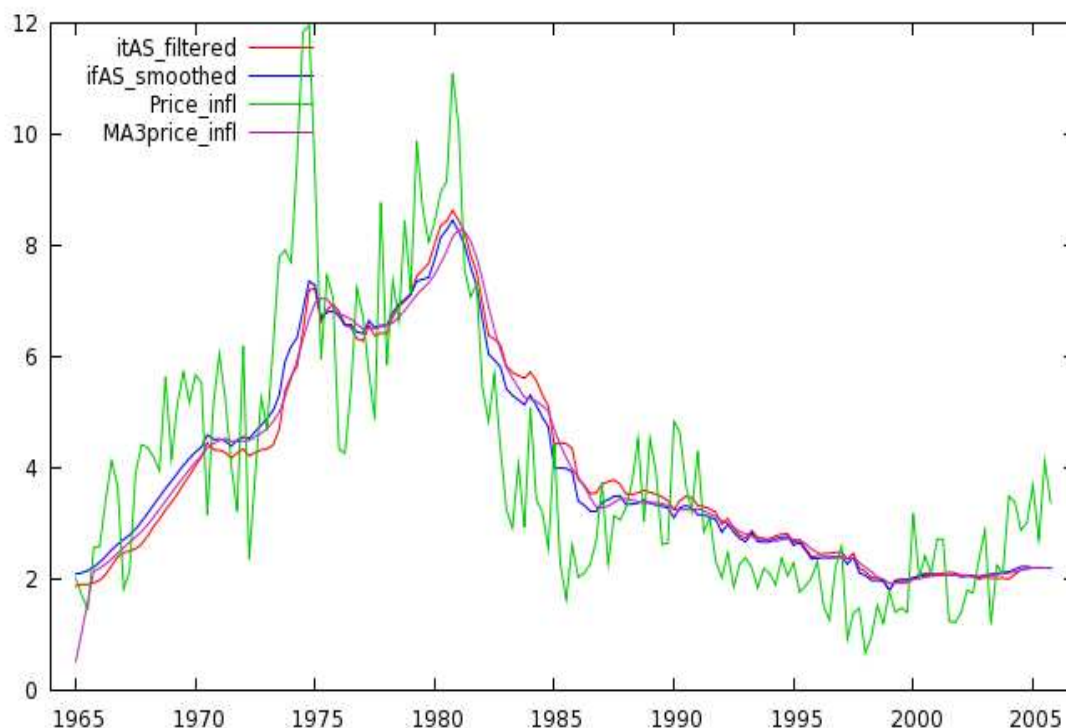
Modelli stimati con il campione completo: le stime risultano tutte significative tranne nel modello calcolato con l'inflazione dei prezzi come dati grezzi, nel quale il tasso di disoccupazione ritardato non è significativo. I modelli evidenziano la presenza di un significativo break strutturale nei due periodi di crisi presenti (1973 e 2009), presentano una distribuzione dei residui non normale e autocorrelazione nei residui. Complessivamente, i risultati rispettano gli esiti del modello calcolato da Galì.

Modelli stimati con il campione ridotto: il coefficiente del tasso di disoccupazione corrente non è mai significativo e quasi mai negativo, in tutti questi modelli troviamo il coefficiente del tasso di

disoccupazione ritardato con segno negativo e in quasi tutti i casi molto significativo. Il caso più particolare è quello del modello con l'inflazione dei prezzi, dove il tasso di disoccupazione corrente e ritardato sono entrambi negativi e mai significativi, il break strutturale del 1973 non è significativo, al contrario il 1985, data trovata dal programma che ricerca i possibili periodi che presentano break strutturali, mostra l'esistenza di un break strutturale che in tutti gli altri casi non c'era. In generale, i modelli non rispettano tutte le caratteristiche individuate da Galì, ma rilevano la presenza di una significativa relazione inversa tra tasso di disoccupazione e inflazione dei salari.

Si poteva prevedere che le stime effettuate usando delle serie storiche lisce fossero più favorevoli, infatti i modelli che presentano la più alta variabilità spiegata sono quelli stimati con il campione di dati ridotto di "Inflation Smoothed" e "MA3 Price Inflation".

Analizziamo le differenze:



L'andamento delle serie storiche è pressappoco lo stesso, nonostante ci siano tre serie lisciate, la linea che segna la serie storica della media mobile dei prezzi è maggiormente "smoothed". Dalle analisi dei modelli, quello che si presta a un adattamento migliore dei dati è quello con l' "inflation smoothed". Il criterio di Akaike e quello di Schwarz sono più bassi, l'R-quadro corretto è maggiore e, anche se non supera il 50%, è comunque un valore alto. L'unica serie che segue un trend diverso dagli altri è quella della "Price inflation": il modello calcolato con questa variabile presenta risultati differenti rispetto a tutti gli altri modelli.

Conclusioni

Le conclusioni a cui arriva Galì stimando la nuova curva di Phillips sono del tutto valide nell'analisi del campione completo di dati (1948-2010), invece non vengono confermate a pieno dai risultati ottenuti nei modelli con il campione ridotto (1965-2005). Sicuramente l'analisi effettuata sul campione completo è più adeguata per descrivere la realtà, in ogni caso tutti i modelli stimati rilevano una forte relazione inversa tra disoccupazione e inflazione dei salari, ma non tutti nella modalità indicata da Galì. I risultati che confermano le ipotesi di Galì sono quelli trovati utilizzando il campione completo, ma il modello che maggiormente si adatta ai dati è quello calcolato con l' "Inflation smoothed" al posto della "Price inflation". L'assunzione che non viene mai violata è quella di stabilità strutturale dei parametri nell'arco di tempo considerato, tutte le altre (normalità e non correlazione dei residui) variano a seconda dei casi. Posso concludere che questo modello può essere utilizzato per analizzare la relazione che intercorre tra tasso d'inflazione dei salari e tasso di disoccupazione per dati americani, ma non posso affermare che questo valga per dati relativi ad altri paesi.

Bibliografia

- Di Fonzo Tommaso, Lisi Francesco, “Serie storiche economiche. Analisi statistiche e applicazioni”, Roma, Carocci, 2005.
- Dornbusch Rudiger, Fischer Stanley, “Macroeconomia”.
- Galì Jordi, “The return of the Wage Phillips Curve”, CREI, Universitat Pompeu Fabra, and Barcelona GSE, Maggio 2009.
- Phillips Alban William, “The relationship between unemployment and the rate of change of money wages in the UK 1861-1957 ”, Economica, 1958.

Sitografia

- www.cronachedal900.blogspot.com
- www.instoria.it
- www.keynesiano.wordpress.com
- [www. Wikipedia.it](http://www.Wikipedia.it)