



UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA

Facoltà di Scienze Statistiche

Corso di Laurea triennale in Statistica, Economia e Finanza

Tesi di laurea

**Stima della curva di Phillips con dati USA**

Relatore: Prof. Efrem Castelnuovo

Laureando: Davide Reato

Matricola:600094-SEF

Anno accademico 2010/2011



# INDICE

1. Introduzione.....	5
2. I dati.....	9
3. Test.....	11
4. Stima della forma ridotta della NKWPC.....	13
4.1.1. Analisi dei sottocampioni per la forma ridotta della NKWPC;	
5. Alla ricerca di una migliore specificazione.....	23
5.1.1. Campione completo;	
5.1.2. Due sottocampioni;	
6. Conclusioni.....	46
7. Bibliografia.....	49
8. Appendice tecnica.....	50



# 1. INTRODUZIONE

Il comportamento dell'inflazione e la sua relazione con alcune variabili economiche è da considerarsi di fondamentale importanza all'interno delle teorie macroeconomiche e della politica monetaria. L'inflazione indica un processo generalizzato di rialzo dei prezzi, che comporta una diminuzione del potere d'acquisto della moneta. A partire dagli anni '50 è progressivamente aumentata in gran parte dei sistemi economici, toccando il suo apice negli anni '80. Le cause dell'aumento dei prezzi sono molteplici e non sempre è facile individuarle. Possiamo distinguere le seguenti fonti dell'inflazione:

- Inflazione monetaria;
- Inflazione della domanda;
- Inflazione da costi;
- Aspettative d'inflazione.

L'obiettivo è cercare di sviluppare un modello che riesca a spiegare le dinamiche dell'inflazione, facendo prima ricorso alla forma ridotta della New Keynesian Wage Phillips Curve, ricercando successivamente una eventuale migliore specificazione del modello e definire, quindi, quale sia l'indicatore più opportuno per spiegare il ciclo economico dell'inflazione.

L'economista neozelandese Alban Phillips (1958) propose un modello che aspirava a spiegare la relazione inversa presente tra la variazione dei salari reali e il livello di disoccupazione, esaminando il caso dell'economia britannica. Tale relazione fu presto accostata ad altre economie. In seguito altri economisti proposero un modello che metteva in relazione l'inflazione e la disoccupazione, rilevando che con tassi di inflazione elevati corrispondono livelli di disoccupazione bassi e viceversa. Ma la grave crisi che colpì l'economia mondiale nel 1970 mise in evidenza tutti i

limiti delle teorie basate sulla curva di Phillips. In quel periodo storico infatti in diversi paesi convivevano elevati livelli di disoccupazione e inflazione. Mankiw e Taylor (2004) in “Macroeconomia” affermano che in seguito fu elaborata una versione moderna della curva di Phillips la quale sostituisce il tasso d’incremento dei salari con il tasso d’inflazione, aggiunge nella specificazione del modello l’inflazione attesa, e include gli shock d’offerta:  $\pi_t = \beta E_t(\pi_{t+1}) + \alpha(y - \hat{y})_t + v_t$  oppure, attraverso la legge di Okun (1962) che mette in relazione la variazione del tasso di disoccupazione e la variazione del PIL reale  $(y - \hat{y})_t = -(u - \bar{u})_t$ , possiamo ottenere  $\pi_t = \beta E_t(\pi_{t+1}) - \gamma(u - \bar{u})_t + v_t$ , dove  $E_t(\pi_{t+1})$  rappresenta le aspettative inflazionistiche,  $(y - \hat{y})_t$  è l’output gap al tempo t,  $(u - \bar{u})_t$  rappresenta la differenza tra il tasso di disoccupazione al tempo t e il tasso di disoccupazione naturale, e  $v_t$  indica lo shock dell’offerta.

Gali J. (2009) propone recentemente un’altra versione della moderna curva di Phillips e in concomitanza con essa una sua forma ridotta. Il modello proposto è il seguente:  $\pi_t^w = \alpha + \gamma \bar{\pi}_t^p + \beta E_t\{\pi_{t+1}^w - \gamma \bar{\pi}_t^p\} - \lambda_w(u_t - u^n)$ , dove  $\pi^w$  è l’inflazione sui salari, e  $\pi^p$  è l’inflazione sui prezzi.

In seguito quindi non ci soffermeremo sulla moderna curva di Phillips ma su una forma ridotta proposta da Jordi Galí in “The Return of the Wage Phillips Curve” (2011).

Assumiamo che il tasso di disoccupazione si comporti come un processo AR(2). Formalmente,  $\hat{u}_t = \phi_1 \hat{u}_{t-1} + \phi_2 \hat{u}_{t-2} + \epsilon_t$  dove  $\hat{u}_t = u_t - u^n$  e  $\{\epsilon_t\}$  è un white noise. La forma ridotta della NKWPC assume la forma

$\pi_t^w = \alpha + \gamma \bar{\pi}_{t-1}^p + \psi_0 \hat{u}_t + \psi_1 \hat{u}_{t-1}$ . La stima del processo della disoccupazione usando i dati del secondo dopoguerra degli Stati Uniti seguono le seguenti proprietà:  $\phi_1 > 1$ ,  $-1 < \phi_2 < 0$ , e  $0 < \phi_1 + \phi_2 < 1$ . Inoltre,  $\psi_0 < 0$ ,  $\psi_1 > 0$ . Successivamente riporto le stime del processo autoregressivo di ordine 2 per il tasso di

disoccupazione stimato usando i valori a partire dal 1948:1 :

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

L'equazione stimata è  $\pi_t^w = \alpha + \gamma \overline{\pi_{t-1}^p} + \psi_0 \widehat{u}_t + \psi_1 \widehat{u}_{t-1} + \epsilon_t$ , dove  $\epsilon_t$  ha media zero e possibilmente i termini d'errore autocorrelati. L'equazione dell'inflazione sui salari dovrebbe avere un coefficiente negativo sul tasso di disoccupazione corrente e positivo sul relativo ritardo e sul coefficiente dell'inflazione sui prezzi. La tabella riporta le stime OLS dell'equazione dell'inflazione sui salari stimata da Galì in "The Return of the Wage Phillips Curve" (2011), il campione ha inizio nel 1964:1. In tutti i casi gli standard error robusti sono riportati tra parentesi. La stima inerente la colonna 2 utilizza le osservazioni fino al 2007:4 per evitare la distorsione derivante la recente crisi economica.

	(1)	(2)
$u_t$	-0.177 (0.114)	-0.334** (0.095)
$u_{t-1}$	0.153 (0.112)	0.294** (0.095)
$\pi_{t-1}$	0.427** (0.052)	0.503** (0.036)

I coefficienti hanno il segno previsto dalla teoria in entrambi i casi. Quando si verifica una sorpresa inflazionistica, i lavoratori sono spinti ad accettare comunque una paga più bassa perché non si rendono conto immediatamente della perdita di potere d'acquisto dei salari (quindi della caduta del salario reale). Le aziende li assumono perché ritengono che l'inflazione permetta maggiori profitti a parità di salario nominale. A questo proposito Mankiw e Taylor (2004) in "Macroeconomia" sostengono: "Supponiamo, per esempio, che i responsabili della politica economica utilizzino la leva fiscale o la leva monetaria per espandere la domanda aggregata. Una produzione più elevata significa minore disoccupazione, perché le imprese

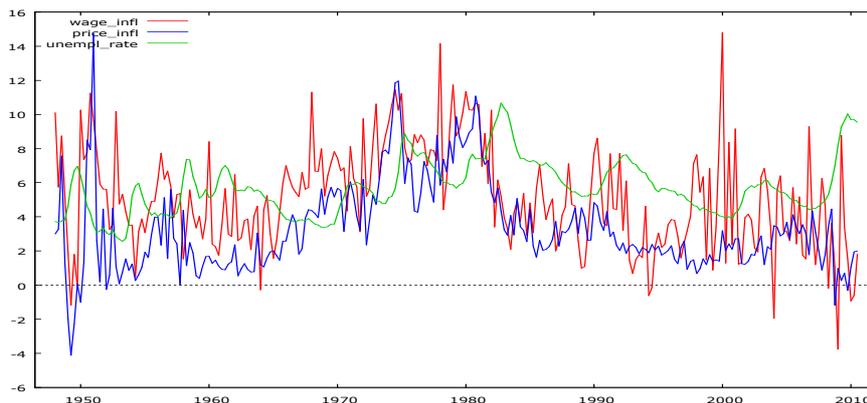
impiegano più lavoro per aumentare la produzione. Un più elevato livello di prezzi, rispetto al periodo precedente, significa maggiore inflazione. Dunque, quando i responsabili della politica economica fanno muovere l'economia lungo la curva di offerta aggregata di breve periodo, riducono la disoccupazione a costo di un aumento dell'inflazione. Analogamente, una contrazione della domanda aggregata fa spostare l'economia lungo la curva di offerta verso un nuovo equilibrio in cui il livello dei prezzi diminuisce, ma la disoccupazione aumenta".

## 2. I DATI

Ho a mia disposizione tre serie di dati trimestrali relative agli Stati Uniti per un periodo che va dal primo trimestre del 1948 al terzo trimestre del 2010 (251 osservazioni per serie):

- serie storica relativa all'inflazione sui salari;
- serie storica relativa all'inflazione sui prezzi;
- serie storica del tasso di disoccupazione.

Le due serie storiche relative all'inflazione sembrano avere un andamento crescente fino ai primi anni '80, tendenza che sembra non essere confermata dalle osservazioni successive. Anche la disoccupazione sembra tenere un trend crescente fino ai primi anni '80, per poi invertire questa tendenza fino all'inizio della contemporanea crisi economica.

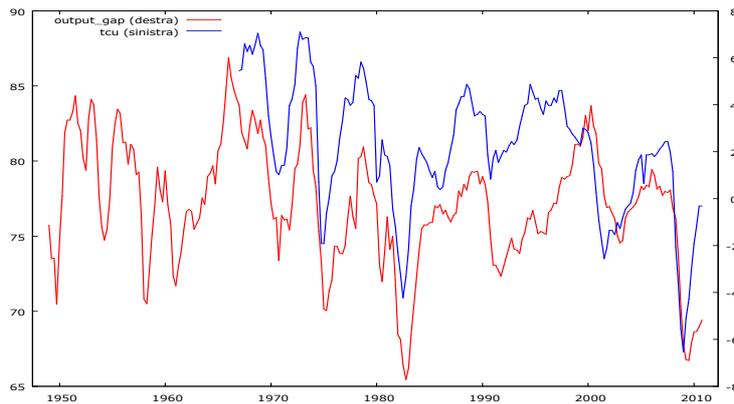


Con lo svilupparsi dell'analisi vengono introdotti due nuovi regressori con frequenza trimestrale che riguardano nuovamente gli Stati Uniti:

- Una serie storica che va dal 1949:1 al 2010:4 che riguarda l'output gap;

- Una serie storica che va dal 1967:1 al 2010:4 che riguarda la total capacity utilization.

L'output gap rappresenta la differenza tra il PIL reale e il PIL potenziale, mentre la total capacity utilization è la percentuale di produzione rispetto al massimo possibile.



Mentre la variabile `output_gap` sembra avere sostanzialmente un andamento ciclo che alterna cioè fasi di recessione con fasi di crescita, la serie storica della total capacity utilization mantiene dal 1967 al 2010 un trend decrescente anch'esso caratterizzato però da una evidente alternanza tra periodi di crescita e di recessione. Tutte le serie storiche in questione provengono dalla Federal Reserve Bank of St. Louis.

### 3. TEST

Come spiegato da Marno Verbeek in “Econometria” (2006) e da Tommaso Di Fonzo, Francesco Lisi in “Serie Storiche Economiche” (2009) la specificazione dei test utilizzati di seguito è la seguente:

- Test di White: richiede di calcolare  $N$  volte  $R^2$  della regressione di  $e_t^2$  su una costante e tutti (purché unici) i momenti del primo, del secondo ordine, e i momenti incrociati dei regressori originari. La statistica test ha una distribuzione asintotica chi quadro con  $P$  gradi di libertà, dove  $P$  è il numero di regressori nella regressione ausiliaria, escludendo l'intercetta. Il test ha come ipotesi nulla l'assenza di eteroschedasticità.
- Test di Breusch e Godfrey: regredire i residui OLS  $e_t$  su costante,  $X_t$ ,  $e_{t-1}, e_{t-2}, \dots, e_{t-A}$ .  $(T-A)R^2 \sim \chi_A^2$ , dove  $t$  è il numero di osservazioni e  $A$  è il lag temporale per il quale si vuole verificare l'assenza di autocorrelazione.
- Test RESET: Ramsey ha suggerito un test basato sull'idea che sotto l'ipotesi nulla funzioni non lineari di  $y_t = x_t' \beta$  non dovrebbero contribuire alla spiegazione di  $y_t$ . In particolare, ha proposto di verificare se potenze di  $\hat{y}_t$  hanno coefficienti non nulli nella regressione ausiliaria  $y_t = x_t' \beta + \alpha_2 \hat{y}_t^2 + \alpha_3 \hat{y}_t^3 + \dots + \alpha_Q \hat{y}_t^Q + \varepsilon_t$ . Possiamo usare un test F standard per i  $Q-1$  vincoli in  $H_0: \alpha_2 = \dots = \alpha_Q = 0$ , oppure un più generale test di Wald (con distribuzione asintotica  $\chi^2$  con  $Q-1$  gradi di libertà). Spesso il test viene condotto scegliendo  $Q=2$ . L'ipotesi nulla è la correttezza della forma funzionale del modello.
- Test di Chow: i coefficienti di un modello, per esempio, potrebbero essere diversi prima e dopo un importante intervento di politica macroeconomica. Consideriamo una specificazione alternativa composta da due gruppi, indicati rispettivamente con  $g_1=0$  e  $g_1=1$ . Un modo vantaggioso per esprimere la

specificazione generale è dato da  $y_i = x_i'\beta + g_i x_i'\gamma + \varepsilon_i$ , dove il vettore  $k$ -dimensionale  $g_i x_i$  contiene le interazioni di tutte le variabili esplicative (compresa l'intercetta) con la variabile indicatrice  $g_i$ . L'ipotesi nulla è  $\gamma = \mathbf{0}$ . Per verificare il vincolo si può usare il test F.

- Test di Ljung-Box:  $Q(m) = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k}$ , dove  $m$  è il numero di autocorrelazioni prese in esame.  $Q(m)$  si distribuisce approssimativamente come un  $\chi_m^2$ .

- Test di normalità dei residui (test di Jarque-Bera):

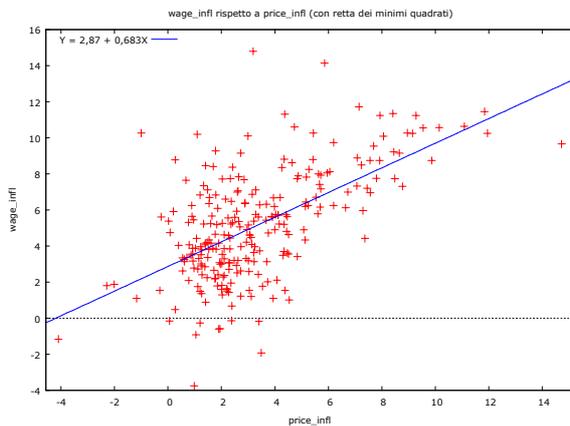
$$\xi = N \left[ \frac{1}{6} \left( \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\varepsilon}_i^3}{\hat{\sigma}^3} \right)^2 + \frac{1}{24} \left( \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\varepsilon}_i^4}{\hat{\sigma}^4 - 3} \right)^2 \right]$$
 Sotto l'ipotesi nulla, la statistica test ha una distribuzione asintotica chi quadrato con due gradi di libertà.

- Test CUSUM: come approfondito da Walter Krämer and Philipp Sibbertsen in "Testing for Structural Changes in the Presence of Long Memory" (2002) questo test rifiuta l'ipotesi nulla di assenza di break strutturali per valori

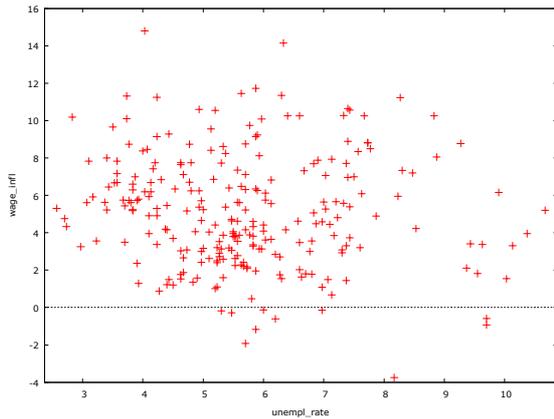
grandi di TS :=  $\sup_{0 < \lambda < 1} |C_t(\lambda)|$ , dove 
$$C_t(\lambda) = T^{-\frac{1}{2}} \sigma_\varepsilon^{-1} \sum_{t=1}^{T\lambda} e_t$$
 e dove  $e_t$  sono i residui dello stimatore OLS.

## 4. STIMA DELLA FORMA RIDOTTA DELLA NKWPC

Analizziamo prima di tutto come si comportano l'inflazione sui prezzi e il tasso di disoccupazione rispetto all'inflazione sui salari.



Il grafico mette in evidenza una relazione tra le due variabili, in quanto all'aumentare di price\_infl aumenta anche wage\_infl. La correlazione tra le due variabili è pari a 0,59317427. Per quanto riguarda invece la disoccupazione si fatica ad individuare un eventuale trend e sembra che essa non abbia un'influenza su wage\_infl. Ciò è confermato anche dalla debole correlazione pari a -0,10175504. La relazione negativa tanto sostenuta da Phillips non appare graficamente così evidente.



Le stime necessarie per svolgere tutte le analisi sono effettuate con il software Gretl e sono ottenute attraverso il metodo dei Minimi Quadrati Ordinari (OLS).

Proviamo a stimare la forma ridotta della NKWPC (New Keynesian Wage Phillips Curve) che prevede una regressione che usa come variabile dipendente `wage_infl` contemporanea e come variabile esplicative `price_infl` al tempo  $t-1$ , il tasso di disoccupazione al tempo  $t$ , e il tasso di disoccupazione al tempo  $t-1$ .

Stimiamo il modello:  $wage\_infl_t = \beta_0 + \beta_1 price\_infl_{t-1} + \beta_2 unempl\_rate_t + \beta_3 unempl\_rate_{t-1} + \varepsilon_t$ .

Tralasciamo la parte proposta da Galì riguardante la distribuzione del tasso di disoccupazione come un AR(2). Riportiamo qui le stime del modello fmNKWPC (forma ridotta New Keynesian Wage Phillips Curve):

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	4,47035	0,526066	8,4977	<0,00001	***
price_infl_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 di White per l'eteroschedasticità -

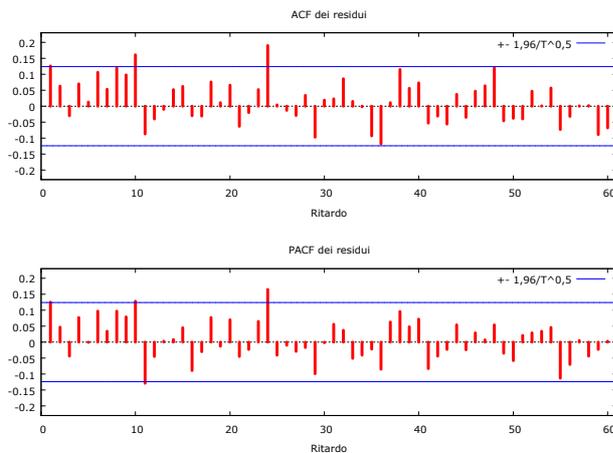
Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente

Statistica test: LM = 13,2251

con p-value =  $P(\text{Chi-Square}(8) > 13,2251) = 0,104336$

Il test di White non evidenzia problemi di eteroschedasticità infatti non rifiuta

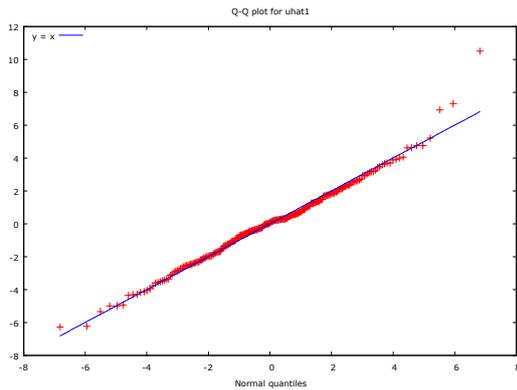
l'ipotesi nulla con un p-value pari a 0,104336. Analizziamo ora i residui:



LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
60	-0.0676	0.0033	80.2734 [0.041]

Il test di Ljung-Box con un lag temporale pari a 60 ha un p-value pari a 0,041. Ciò evidenzia la possibilità di presenza di residui autocorrelati. Per questo il modello riportato è stato proposto con gli errori standard robusti HAC, che sta per Heteroskedasticity Autocorrelation Consistent. L'utilizzo della stima robusta della matrice di varianze e covarianze permette di ottenere stime consistenti anche in caso di eteroschedasticità oltre che di errori autocorrelati. Nel modello precedente il mancato utilizzo degli errori standard robusti avrebbe reso le stime OLS nè corrette nè consistenti.

I residui sembrano rispettare l'assunto di normalità:



La costante, price\_infl\_1, e unempl\_rate sono statisticamente significativi al 5%. Il coefficiente di unempl\_rate\_1, invece, non è statisticamente significativo. I coefficienti hanno il segno previsto dalla teoria, la disoccupazione ha infatti complessivamente un effetto negativo sull'inflazione dei salari ( $0.548182 - 0.840027 = -0.291845$ ).

	Gali (2011)	Modello fmNkWPC
$u_t$	-0.177 (0.114)	-0.840** (0.399)
$u_{t-1}$	0.153 (0.112)	0.548 (0.419)
$\pi_{t-1}$	0.427** (0.052)	0.699*** (0.075)

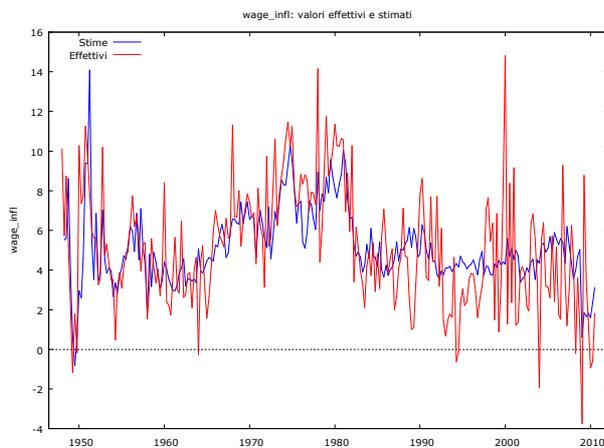
I risultati sono in accordo con quelli ottenuti da Galì. Il segno del coefficiente di price\_infl è infatti maggiore di zero,  $\beta_2 < 0$ ,  $\beta_3 > 0$ . La significatività dei coefficienti è però diversa. Ciò può essere dovuto all'ipotesi, introdotta da Galì, che il tasso di disoccupazione si distribuisce come un processo autoregressivo di ordine due. Infatti nel nostro caso la variabile price\_infl\_1 ha un p-value minore di 0,01 mentre nel modello proposto da Galì è compreso tra 0,01 e 0,05. Inoltre il tasso di disoccupazione contemporaneo, che nel modello stimato da Galì (2011) non è significativo, nel modello fmNkWPC ha un p-value compreso tra 0,01 e 0,05. Il

coefficiente di unempl\_rate con lag temporale pari a uno rimane invece in entrambi i casi non significativo.

Torniamo a concentrarsi sul nostro modello. R-quadro è del 0,377644 e, vista anche la non significatività del coefficiente  $\beta_3$ , il modello può ritenersi insoddisfacente.

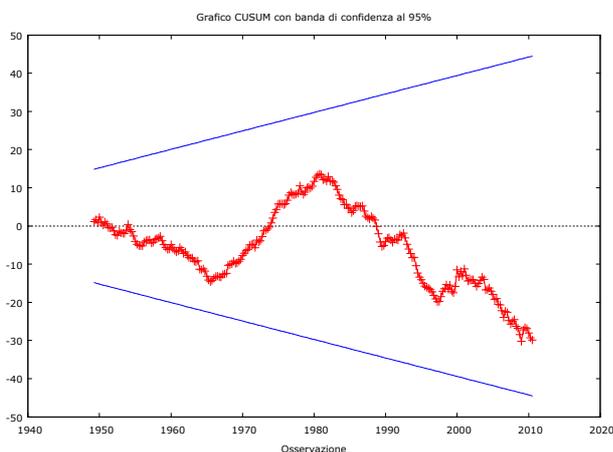
Sembra che la forma ridotta della NKWPC non riesca ad adattarsi bene ai dati.

Osserviamo il grafico dei valori effettivi e stimati di wage\_infl rispetto al tempo.



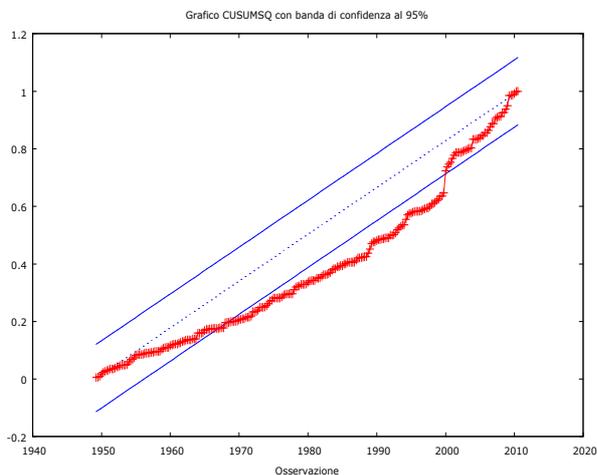
Possiamo notare come il modello possa essere ritenuto buono per il periodo antecedente la metà degli anni '80, mentre da lì in poi il modello non riesce più a simulare bene i dati.

Proseguo ora con il test CUSUM per mettere in evidenza eventuali rotture strutturali.



Il test CUSUM non evidenzia problemi di instabilità a livello parametrico.

Proviamo a verificare se il test CUSUMSQ conferma questa ipotesi.



Il test CUSUMSQ evidenzia fuoriuscite dalle bande di confidenza facendo dunque pensare alla presenza di possibili rotture strutturali all'interno del campione preso in esame. Per verificare se sono effettivamente presenti rotture strutturali propongo il test di Chow all'osservazione 1984:1.

Regressione aumentata per il test Chow

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

Variabile dipendente: wage\_infl

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
const	4,48385	0,656727	6,828	6,91e-011	***
price_infl_1	0,674534	0,0626015	10,78	2,28e-022	***
unempl_rate	-1,14799	0,416973	-2,753	0,0064	***
unempl_rate_1	0,951661	0,417972	2,277	0,0237	**
splitdum	1,55895	1,36877	1,139	0,2559	
sd_price_infl_1	-0,534193	0,215187	-2,482	0,0137	**
sd_unempl_rate	1,09543	0,885603	1,237	0,2173	
sd_unempl_rate_	-1,32650	0,894263	-1,483	0,1393	

Media var. dipendente	5,102386	SQM var. dipendente	3,002566
Somma quadr. residui	1276,533	E.S. della regressione	2,296722
R-quadro	0,431347	R-quadro corretto	0,414898
F(7, 242)	26,22382	P-value(F)	1,37e-26
Log-verosimiglianza	-558,5399	Criterio di Akaike	1133,080
Criterio di Schwarz	1161,252	Hannan-Quinn	1144,418
rho	0,073325	Durbin-Watson	1,853255

Note: SQM = scarto quadratico medio; E.S. = errore standard

Test Chow per break strutturale all'osservazione 1984:1

F(4, 242) = 5,71349 con p-value 0,0002

Il test ha come ipotesi nulla l'assenza di break strutturale. Ipotesi che il test rifiuta.

#### 4.1.1. Analisi dei sottocampioni per la forma ridotta della NKWPC

Proviamo a considerare dei sottocampioni per vedere come si comporta la curva presa in considerazione nei diversi casi.

Analizzeremo i seguenti sottoperiodi: 1990:1-2010:3 e 1957:3-1980:3.

- sottocampione 1990:1-2010:3

Modello 8: OLS, usando le osservazioni 1990:1-2010:3 (T = 83)  
Variabile dipendente: wage\_infl

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	6,76072	1,70168	3,9730	0,00016	***
price_infl_1	0,202919	0,304675	0,6660	0,50734	
unempl_rate	0,412258	1,0568	0,3901	0,69751	
unempl_rate_1	-1,016	1,10312	-0,9210	0,35984	
Media var. dipendente	3,763239	SQM var. dipendente	2,965369		
Somma quadr. residui	651,4331	E.S. della regressione	2,871583		
R-quadro	0,096562	R-quadro corretto	0,062254		
F(3, 79)	2,814573	P-value(F)	0,044540		
Log-verosimiglianza	-203,2758	Criterio di Akaike	414,5515		
Criterio di Schwarz	424,2269	Hannan-Quinn	418,4386		
rho	0,030578	Durbin-Watson	1,917263		

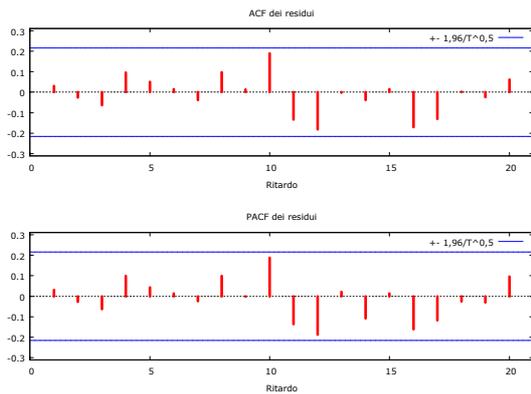
Test di White per l'eteroschedasticità -

Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente

Statistica test: LM = 16,4692

con p-value =  $P(\text{Chi-Square}(8) > 16,4692) = 0,0361359$

Il grafico dell'autocorrelazione dei residui non evidenzia fuoriuscite dalle bande di confidenza, accettiamo quindi l'ipotesi di assenza di autocorrelazione.



Il modello non rifiuta quindi l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione e, anche se un po' forzatamente, nemmeno quella di omoschedasticità.

Nessuna delle variabili esplicative è significativa (tranne la costante).

In questo caso il modello spiega in 9% della varianza totale.

- Analizziamo il sottocampione 1957:3-1980:3.

Modello 8: OLS, usando le osservazioni 1957:3-1980:3 (T = 93)  
 Variabile dipendente: wage\_infl

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	3.8061	0.822968	4.6249	0.00001	***
price_infl_1	0.828415	0.0701621	11.8072	<0.00001	***
unempl_rate	-1.17792	0.466515	-2.5249	0.01334	**
unempl_rate_1	1.00419	0.458391	2.1907	0.03109	**
Media var. dipendente	6.337810	SQM var. dipendente	2.831666		
Somma quadr. residui	280.4495	E.S. della regressione	1.775139		
R-quadro	0.619826	R-quadro corretto	0.607011		
F(3, 89)	48.36771	P-value(F)	1.23e-18		
Log-verosimiglianza	-183.2877	Criterio di Akaike	374.5754		
Criterio di Schwarz	384.7058	Hannan-Quinn	378.6658		
rho	-0.065790	Durbin-Watson	2.129582		

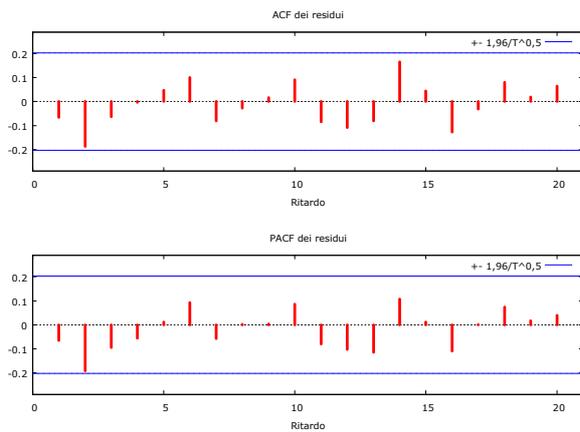
Test di White per l'eteroschedasticità -

Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente

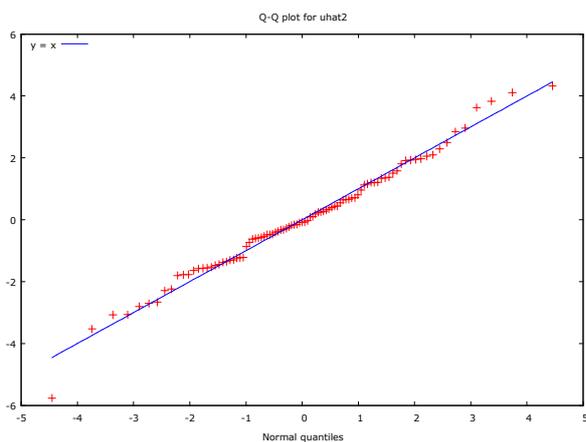
Statistica test: LM = 11.7677

con p-value =  $P(\text{Chi-Square}(8) > 11.7677) = 0.161873$

Anche in questo caso l'autocorrelazione degli errori fino al ventesimo ritardo non fuoriesce dalle bande di confidenza, non c'è quindi motivo di pensare a residui autocorrelati.



I residui non sembrano allontanarsi di molto dalla distribuzione normale:



Il modello non presenta problemi di eteroschedasticità o di autocorrelazione tra gli errori. Il test di White infatti non rifiuta l'ipotesi nulla di omoschedasticità (p-value=0,16).

Nell'ultimo caso tutte le variabili risultano statisticamente significative al 5% e R-quadro è drasticamente più elevato. I segni dei coefficienti sono in linea con le nostre conoscenze teoriche: il coefficiente di price\_infl è infatti maggiore di zero, mentre l'effetto complessivo della disoccupazione è negativo.

Il test RESET ci persuade definitivamente per quanto riguarda la corretta specificazione del modello applicato al sottocampione.

Regressione ausiliaria per il test RESET di specificazione

OLS, usando le osservazioni 1957:3-1980:3 (T = 93)

Variabile dipendente: wage\_infl

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value
const	3,35710	3,04531	1,102	0,2733
price_infl_1	0,469056	1,35337	0,3466	0,7297
unempl_rate	-0,801834	1,84098	-0,4355	0,6642
unempl_rate_1	0,679376	1,59464	0,4260	0,6711
yhat^2	0,0482837	0,254143	0,1900	0,8498
yhat^3	-0,00140097	0,0125073	-0,1120	0,9111

Statistica test: F = 0,123317,

con p-value = P(F(2,87) > 0,123317) = 0,884

## 5. ALLA RICERCA DI UNA MIGLIORE SPECIFICAZIONE

### 5.1.1. Campione completo

Possiamo individuare una migliore specificazione del modello precedente che per quanto riguarda il campione completo, come abbiamo visto, non si adatta bene ai dati.

Una specificazione alternativa potrebbe essere quella di regredire price\_infl, price\_infl\_1, unempl\_rate, unempl\_rate\_1, unempl\_rate\_2 rispetto alla variabile dipendente wage\_infl (modello A).

$$\text{wage\_infl}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{price\_infl}_t + \beta_2 \text{price\_infl}_{t-1} + \beta_3 \text{unempl\_rate}_t + \beta_4 \text{unempl\_rate}_{t-1} + \beta_5 \text{unempl\_rate}_{t-2} + \varepsilon_t$$

Modello 13: OLS, usando le osservazioni 1948:3-2010:3 (T = 249)

Variabile dipendente: wage\_infl

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	4,54266	0,575819	7,8890	<0,00001	***
price_infl	0,41306	0,0856739	4,8213	<0,00001	***
price_infl_1	0,397077	0,0858464	4,6254	<0,00001	***
unempl_rate	-1,41473	0,495126	-2,8573	0,00464	***
unempl_rate_1	2,13884	0,884899	2,4170	0,01638	**
unempl_rate_2	-1,09538	0,49969	-2,1921	0,02932	**

Media var. dipendente	5,099796	SQM var. dipendente	3,008334
Somma quadr. residui	1256,461	E.S. della regressione	2,273900
R-quadro	0,440184	R-quadro corretto	0,428665
F(5, 243)	38,21423	P-value(F)	7,41e-29
Log-verosimiglianza	-554,8316	Criterio di Akaike	1121,663
Criterio di Schwarz	1142,768	Hannan-Quinn	1130,158
rho	0,077621	Durbin-Watson	1,842720

Il test di White e il test di Ljung-Box ci lasciano intuire l'assenza di problemi di eteroschedasticità e di correlazione degli errori.

Test di White per l'eteroschedasticità

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

Variabile dipendente: uhat^2

Omesse per perfetta collinearità: sq\_price\_infl sq\_unempl\_rat sq\_unempl\_rat

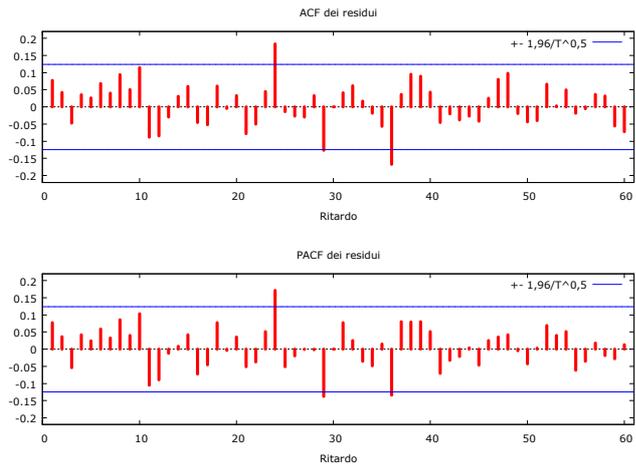
	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value
const	-1,61134	8,45804	-0,1905	0,8491
price_infl	0,307529	1,63999	0,1875	0,8514
price_infl_1	-0,145812	1,68741	-0,08641	0,9312
unempl_rate	-5,66577	7,50948	-0,7545	0,4513
unempl_rate_1	2,96236	13,8343	0,2141	0,8306
unempl_rate_2	5,21338	8,88650	0,5867	0,5580
sq_price_infl	0,0113280	0,0993740	0,1140	0,9093
X2_X3	0,00617573	0,105159	0,05873	0,9532
X2_X4	2,04089	1,18788	1,718	0,0871 *
X2_X5	-4,78072	2,46019	-1,943	0,0532 *
X2_X6	2,62214	1,48811	1,762	0,0794 *
X3_X4	-1,61438	1,27288	-1,268	0,2060
X3_X5	3,05612	2,50425	1,220	0,2236
X3_X6	-1,43043	1,44643	-0,9889	0,3237
sq_unempl_rat	-0,271361	1,88155	-0,1442	0,8855
X4_X5	1,10551	1,73026	0,6389	0,5235
X4_X6	-0,699887	2,08376	-0,3359	0,7373
X5_X6	-0,322404	2,65495	-0,1214	0,9035

R-quadro = 0,055044

Statistica test:  $TR^2 = 13,705996$ ,

con p-value =  $P(\text{Chi-quadro}(17) > 13,705996) = 0,687793$

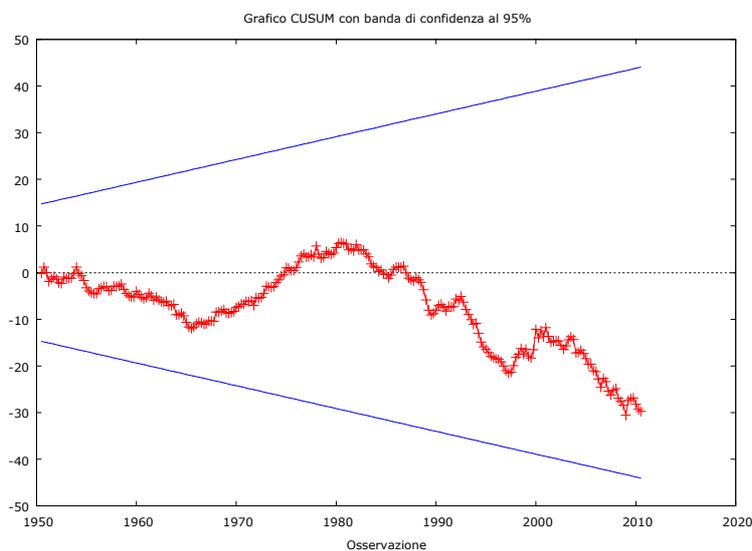
Già correlogramma dei residui non evidenzia un forte presenta di correlazione tra gli errori.



Il test di Ljung-Box conferma l'assenza di autocorrelazione.

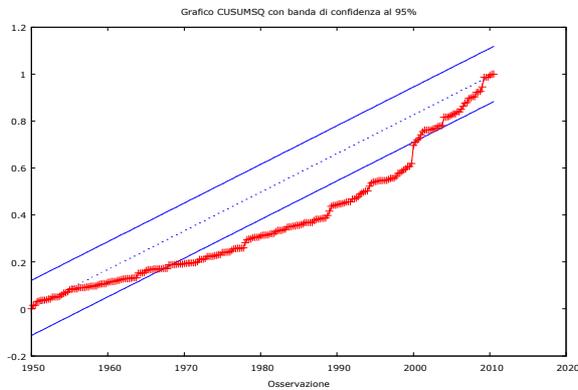
LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
60	-0,0721	0,0133	67,5591 [0,235]

Il test CUSUM ci rivela inoltre l'assenza di problemi di tipo strutturale all'interno del modello.



Propongo ora il test CUSUMSQ. Se il break è nell'intercetta allora il test CUSUM è più potente. Ma, se il cambiamento strutturale coinvolge un coefficiente di un

regressore o la varianza del termine d'errore, allora il test CUSUMSQ è più potente. In questo caso il test evidenzia problemi di tipo strutturale all'interno del modello.



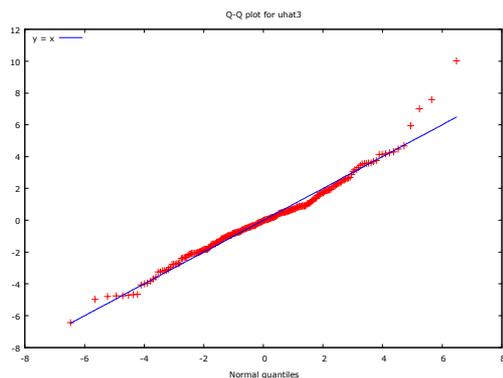
Il test RESET accetta l'ipotesi nulla di corretta specificazione.

Regressione ausiliaria per il test RESET di specificazione  
 OLS, usando le osservazioni 1948:3-2010:3 (T = 249)  
 Variabile dipendente: wage\_infl

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value
const	1,87214	1,85919	1,007	0,3150
price_infl	0,0482455	0,269895	0,1788	0,8583
price_infl_1	0,0212973	0,270063	0,07886	0,9372
unempl_rate	-0,242767	0,933703	-0,2600	0,7951
unempl_rate_1	0,232334	1,57155	0,1478	0,8826
unempl_rate_2	-0,0308050	0,886310	-0,03476	0,9723
yhat^2	0,168112	0,110942	1,515	0,1310
yhat^3	-0,00902012	0,00603749	-1,494	0,1365

Statistica test: F = 1,150530,  
 con p-value =  $P(F(2,241) > 1,15053) = 0,318$

Il residual Q-Q Plot non mette in evidenza chiari problemi di assenza di normalità tra i residui.



Le variabili esplicative del modello A sono statisticamente significative al 5%. In particolare, il tasso di disoccupazione contemporaneo, l'inflazione sui prezzi e il relativo ritardo sono fortemente significative. L'R-quadro corretto è di 0,428665 che è maggiore dell'R-quadro corretto della forma ridotta della NKWPC. I segni dei coefficienti confermano le nostre conoscenze teoriche. In linea con quanto ottenuto dal modello precedente l'economista Phillips individuò una relazione negativa fra tasso di crescita dei salari e il tasso di disoccupazione; tale relazione era stata ottenuta utilizzando i dati inglesi relativi al periodo 1861-1957. La nostra variabile d'interesse dipende perciò sia dall'inflazione dei prezzi sia dal tasso di disoccupazione. Il test RESET accetta l'ipotesi di corretta specificazione, il test CUSUM non rivela la presenza di break strutturali, ipotesi non confermata però dal test CUSUMSQ.

Proveremo a sostituire la variabile `unempl_rate` con un altro regressore poiché, forse, quella variabile non è l'indicatore più opportuno per spiegare la variabilità dei dati.

Introduciamo nell'analisi la serie storica riguardante l'output gap e la serie storica riguardante la total capacity utilization. Quest'ultime sono spesso considerate degli indicatori che possono sostituire il tasso di disoccupazione per spiegare il ciclo economico dell'inflazione.

Analizziamo velocemente la matrice di correlazione tra tutte le variabili.

wage_infl	price_infl	unempl_rate	output_gap	tcu	
1,0000	0,5932	-0,1018	0,2102	0,2414	wage_infl
	1,0000	0,1019	0,0345	0,2002	price_infl
		1,0000	-0,8898	-0,5706	unempl_rate
			1,0000	0,7086	output_gap
				1,0000	Tcu

La variabile price\_infl come già in precedenza evidenziato sembra essere un buon regressore per spiegare wage\_infl. Le variabili output\_gap e tcu possiedono una correlazione con wage\_infl più forte rispetto a unempl\_rate. Oltretutto è da sottolineare la forte correlazione (negativa) tra la variabile output\_gap e unempl\_rate. Proviamo a spiegare wage\_infl sostituendo al tasso di disoccupazione prima l'output gap e dopo la variabile tcu (total capacity utilization). Utilizzando come regressori price\_infl e output\_gap proviamo a stimare un modello che possa sostituire quello che usa unempl\_rate come regressore.

$$\text{wage\_infl}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{price\_infl}_t + \beta_2 \text{price\_infl}_{t-1} + \beta_3 \text{output\_gap}_t + \beta_4 \text{output\_gap}_{t-1} + \beta_5 \text{output\_gap}_{t-2} + \beta_6 \text{output\_gap}_{t-3} + \varepsilon_t \quad (\text{modello B})$$

Modello 24: OLS, usando le osservazioni 1949:4-2010:3 (T = 244)  
Variabile dipendente: wage\_infl

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	2,56596	0,250991	10,2233	<0,00001	***
price_infl	0,408003	0,0907155	4,4976	0,00001	***
price_infl_1	0,373451	0,0897999	4,1587	0,00004	***
output_gap	0,576069	0,168982	3,4091	0,00077	***
output_gap_1	-0,405895	0,266084	-1,5254	0,12848	
output_gap_2	-0,282656	0,262901	-1,0751	0,28340	
output_gap_3	0,395781	0,168516	2,3486	0,01967	**
Media var. dipendente	5,136786	SQM var. dipendente	2,988468		
Somma quadr. residui	1208,004	E.S. della regressione	2,257668		
R-quadro	0,443372	R-quadro corretto	0,429280		
F(6, 237)	31,46304	P-value(F)	1,02e-27		
Log-verosimiglianza	-541,3669	Criterio di Akaike	1096,734		
Criterio di Schwarz	1121,214	Hannan-Quinn	1106,593		
rho	0,066698	Durbin-Watson	1,866030		

Test di White per l'eteroschedasticità -  
Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente

Statistica test:  $LM = 27,8917$   
con p-value =  $P(\text{Chi-Square}(23) > 27,8917) = 0,219904$

Test CUSUM per la stabilità dei parametri -  
Ipotesi nulla: nessun cambiamento nei parametri  
Statistica test: Harvey-Collier  $t(236) = -1,98098$   
con p-value =  $P(t(236) > -1,98098) = 0,0487544$

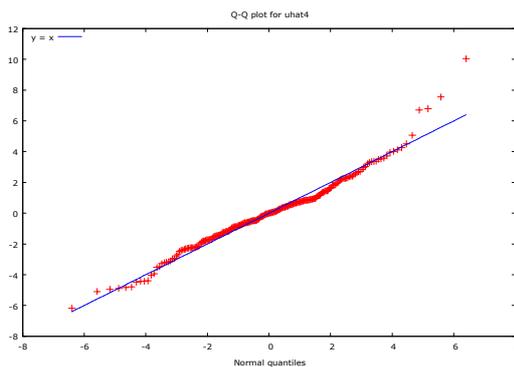
Test RESET di specificazione -  
Ipotesi nulla: la specificazione è adeguata  
Statistica test:  $F(2, 235) = 0,336435$   
con p-value =  $P(F(2, 235) > 0,336435) = 0,714656$

Il test di Ljung Box accetta l'ipotesi di assenza di autocorrelazione tra i residui con lag temporale pari a 60:

LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
60	-0.0687	0.0210	57.7840 [0.557]

I test non evidenziano quindi problemi di eteroschedasticità e di autocorrelazione tra la componente casuale.

Anche in questo caso l'ipotesi di normalità dei residui può ritenersi accettabile:



Le variabili `output_gap`, `price_infl` e `price_infl_1` sono fortemente significative.

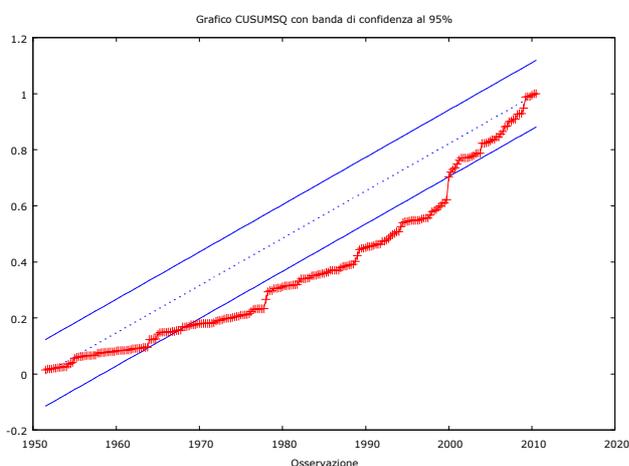
Per quanto riguarda invece i coefficienti  $\beta_4$ ,  $\beta_5$ ,  $\beta_6$  un test F accetta l'ipotesi nulla al livello di significatività 1% ma non 5%.

Ipotesi nulla: i parametri della regressione valgono zero per le variabili `output_gap_1`, `output_gap_2`, `output_gap_3`

Statistica test:  $F(3, 237) = 2,91929$ , con p-value = 0,0348255

Il test RESET non rifiuta l'ipotesi di corretta specificazione, il test CUSUM accetta l'ipotesi di assenza di break strutturali con alpha pari a 0,01 ma rifiuta con alpha pari a 0,05. Il modello non è caratterizzato da evidenti miglioramenti l'R-quadro corretto resta pressoché invariato.

Anche in questo modello il test CUSUMSQ svela la presenza di instabilità dei parametri.



I segni dei coefficienti sono concordi con la teoria macroeconomica. Quando l'output gap è positivo il livello della produzione effettiva è maggiore rispetto al PIL potenziale segnalando un'attività economica molto intensa. Viceversa, con un output\_gap negativo, la produzione effettiva è minore rispetto a quella potenziale e l'attività economica è più debole. I keynesiani sostennero che l'incentivo per le imprese a produrre la quantità addizionale necessaria a soddisfare la domanda fosse la presenza di prezzi più alti, mentre salari più alti avrebbero indotto i lavoratori a lavorare di più per rendere possibile la crescita del prodotto; l'effetto complessivo dell'output gap considerando tutti i ritardi è infatti maggiore di zero (0.283299).

Proviamo ora ad usare come variabili indipendenti  $tcu$  e  $price\_infl$ .

$$wage\_infl_t = \beta_0 + \beta_1 price\_infl_t + \beta_2 price\_infl_{t-1} + \beta_3 tcu_t + \varepsilon_t \quad (\text{modello C})$$

Modello 6: OLS, usando le osservazioni 1967:1-2010:3 (T = 175)  
 Variabile dipendente: wage\_infl

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	-6.36453	3.56694	-1.7843	0.07615	*
price_infl	0.376303	0.150444	2.5013	0.01332	**
price_infl_1	0.455226	0.14881	3.0591	0.00258	***
tcu	0.104904	0.0445473	2.3549	0.01966	**
Media var. dipendente	5.327236	SQM var. dipendente	3.198848		
Somma quadr. residui	1011.987	E.S. della regressione	2.432705		
R-quadro	0.431620	R-quadro corretto	0.421648		
F(3, 171)	43.28503	P-value(F)	7.29e-21		
Log-verosimiglianza	-401.8667	Criterio di Akaike	811.7334		
Criterio di Schwarz	824.3926	Hannan-Quinn	816.8684		
rho	0.111403	Durbin-Watson	1.775336		

Test di White per l'eteroschedasticità -  
 Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente  
 Statistica test: LM = 13.4921  
 con p-value = P(Chi-Square(8) > 13.4921) = 0.0960026

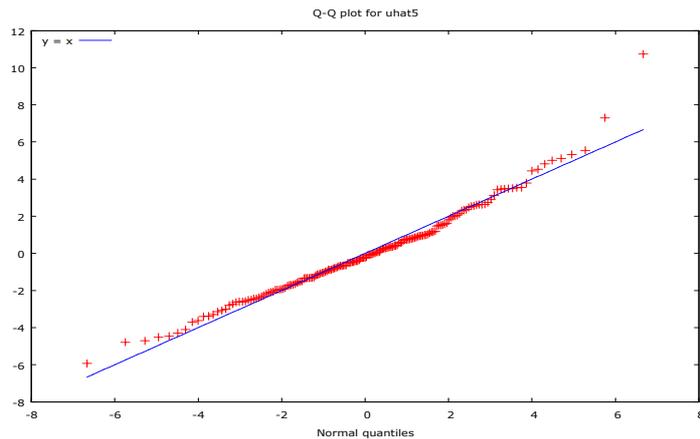
Test RESET di specificazione -  
 Ipotesi nulla: la specificazione è adeguata  
 Statistica test: F(2, 169) = 0.684348  
 con p-value = P(F(2, 169) > 0.684348) = 0.505811

Test CUSUM per la stabilità dei parametri -  
 Ipotesi nulla: nessun cambiamento nei parametri  
 Statistica test: Harvey-Collier t(170) = -1.04917  
 con p-value = P(t(170) > -1.04917) = 0.29559

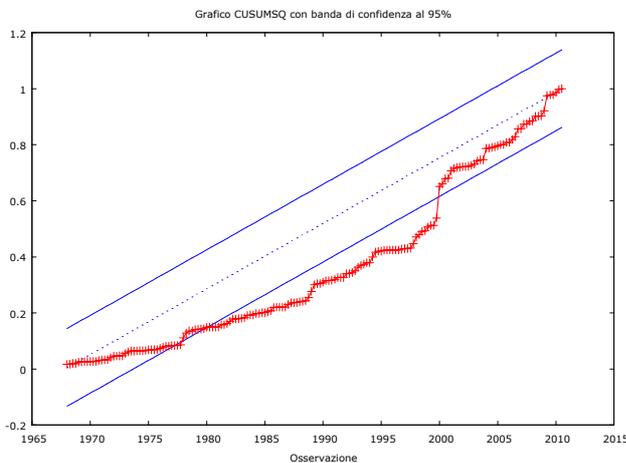
Il test di Ljung-Box non rileva la presenza di residui autocorrelati:

LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
60	-0.0477	0.0693	64.5631 [0.320]

I residui non sembrano discostarsi di molto dalla distribuzione normale:



Il test CUSUMSQ rivela nuovamente la presenza di cambiamenti strutturali.



La costante non è significativa però non la ometto dall'analisi per non far perdere d'interpretabilità l'R-quadro. Le variabili  $tcu$  e  $price\_infl$  sono significative al 5% ma non lo sono all'1%. L'R-quadro corretto resta all'incirca invariato. Il test CUSUM non evidenzia problemi di stabilità dei parametri, ipotesi accettabile con qualche dubbio nel modello precedente. Il test RESET non rifiuta l'ipotesi di una adatta specificazione del modello.

Il segno del coefficiente di  $tcu$  è positivo. Infatti l'aumento di  $tcu$  segnala un sistema economico in espansione e ciò ha un effetto positivo sull'inflazione dei salari.

Tutti e tre i modelli proposti migliorano leggermente l'R-quadro corretto rispetto a quello della forma ridotta della NKWPC. I modelli sopra proposti inoltre non

presentano variabili statisticamente non significative al livello di significatività pari al 5% (ad eccezione che nel modello B nel quale però il test F mi permette di mantenere anche  $\beta_4$  e  $\beta_5$ ). I modelli A, B, C sono caratterizzati dalla presenza di break strutturali. Per quanto riguarda il campione completo quindi le tre serie sembrano poter essere considerate sostitute. Sposteremo perciò la nostra attenzione nell'analisi dei sottocampioni.

### 5.1.2. Due sottocampioni

Non siamo riusciti a capire quale sia l'indicatore migliore e quindi a scegliere quale dei precedenti fosse il modello più opportuno per il campione completo di osservazioni. Infatti il tasso di disoccupazione, l'output gap, e la total capacity utilization sembrano essere dei sostituti per spiegare il fenomeno dell'inflazione sui salari. Proviamo ad analizzare due sottocampioni per vedere se i tre regressori si comportano ancora una volta allo stesso modo, uno che va dal 1953:1 al 1981:1 e l'altro 1984:2 al 2010:4; in ogni uno dei due periodi verranno proposti tre modelli: uno con `unempl_rate` tra i regressori, uno con `output_gap`, uno con `tcu`.

Il 1984 non è una data casuale. Infatti nel 2004 Ben Bernanke, futuro governatore della FED realizzò un famoso speech che affrontava il tema della grande moderazione. Durante questo evento disse: "As Blanchard and Simon (2001) show, output volatility and inflation volatility have had a strong tendency to move together, both in the United States and other industrial countries. In particular, output volatility in the United States, at a high level in the immediate postwar era, declined significantly between 1955 and 1970, a period in which inflation volatility was low. Both output volatility and inflation volatility rose significantly in the 1970s and early 1980s and, as I have noted, both fell sharply after about 1984." Assumo quindi il 1984 come data che identifica l'inizio della Grande Moderazione.

- 1953:1 – 1981:1

Propongo la matrice di correlazione prima di provare a sviluppare i modelli.

Price\_infl presenta una buona correlazione con wage\_infl mentre gli altri tre regressori non correlano fortemente con la nostra variabili dipendente.

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1953:1 - 1981:1  
(i valori mancanti sono stati saltati)  
Valore critico al 5% (per due code) = 0.1848 per n = 113

wage_infl	price_infl	unempl_rate	output_gap	tcu	
1.0000	0.7827	0.2175	-0.0167	-0.2337	wage_infl
	1.0000	0.3416	-0.1528	-0.3912	price_infl
		1.0000	-0.8358	-0.6793	unempl_rate
			1.0000	0.8749	output_gap
				1.0000	tcu

Ecco il primo modello, quello con unempl\_rate tra i regressori (modello D):

$$\text{wage\_infl}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{price\_infl}_t + \beta_2 \text{price\_infl}_{t-1} + \beta_3 \text{unempl\_rate}_t + \beta_4 \text{unempl\_rate}_{t-1} + \varepsilon_t$$

Modello 23: OLS, usando le osservazioni 1953:1-1981:1 (T = 113)  
Variabile dipendente: wage\_infl

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	3.75802	0.62338	6.0285	<0.00001	***
price_infl	0.394904	0.102195	3.8642	0.00019	***
price_infl_1	0.461768	0.106746	4.3259	0.00003	***
unempl_rate	-1.04291	0.366543	-2.8452	0.00531	***
unempl_rate_1	0.845611	0.355261	2.3803	0.01905	**
Media var. dipendente	6.133760	SQM var. dipendente	2.788997		
Somma quadr. residui	277.8081	E.S. della regressione	1.603838		
R-quadro	0.681117	R-quadro corretto	0.669307		
F(4, 108)	57.67067	P-value(F)	5.93e-26		
Log-verosimiglianza	-211.1642	Criterio di Akaike	432.3284		
Criterio di Schwarz	445.9654	Hannan-Quinn	437.8622		
rho	-0.083199	Durbin-Watson	2.160735		

Test di White per l'eteroschedasticità -

Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente

Statistica test: LM = 15.0287

con p-value =  $P(\text{Chi-Square}(12) > 15.0287) = 0.23987$

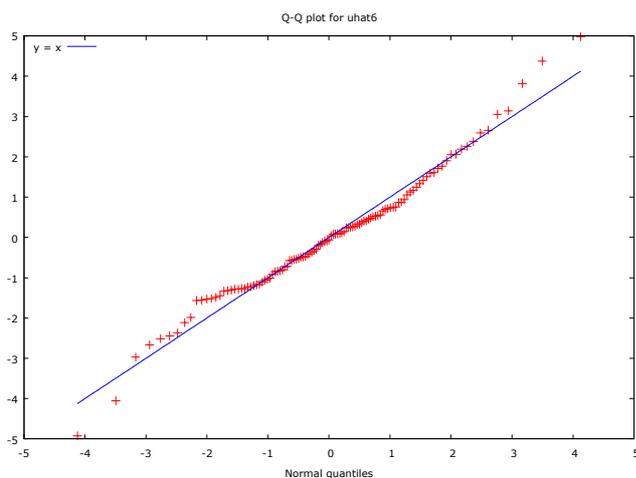
Test LM per l'autocorrelazione fino all'ordine 28 -

Ipotesi nulla: Non c'è autocorrelazione

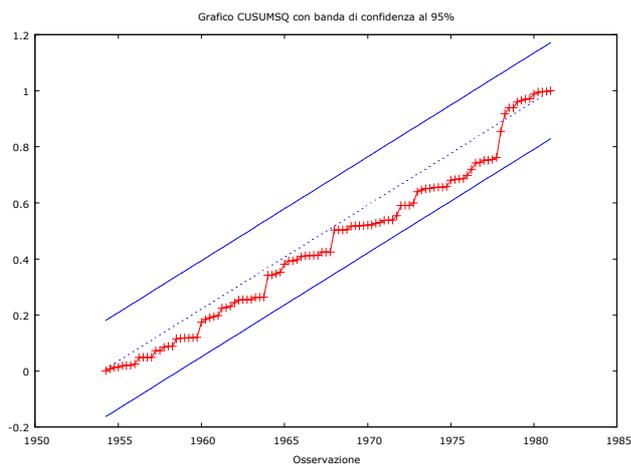
Statistica test: LMF = 1.08134  
con p-value =  $P(F(28,80) > 1.08134) = 0.381297$

Test RESET di specificazione -  
Ipotesi nulla: la specificazione è adeguata  
Statistica test:  $F(2, 106) = 0.682433$   
con p-value =  $P(F(2, 106) > 0.682433) = 0.507592$

I residui si discostano un po' dalla distribuzione normale:



Il modello spiega il 68% della varianza, rispetto all'R-quadro dei modelli precedenti (quelli che utilizzavano tutto il campione) si nota un drastico aumento. Le variabili sono tutte statisticamente significative al 5%, e il tasso di disoccupazione contemporaneo è fortemente significativo. Le ipotesi di omoschedasticità (test di White), assenza di autocorrelazione (Test di Breusch-Godfrey fino all'ordine 28), e di corretta specificazione del modello non possono essere rifiutate.



Il test CUSUMSQ inoltre non evidenzia rotture di tipo strutturale.

Proviamo a sostituire unempl\_rate con l'output\_gap (modello E) e successivamente con tcu per cercare di capire qual è l'indicatore più opportuno.

$$\text{wage\_infl}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{price\_infl}_t + \beta_2 \text{price\_infl}_{t-1} + \beta_3 \text{output\_gap}_t + \varepsilon_t$$

Modello 32: OLS, usando le osservazioni 1953:1-1981:1 (T = 113)

Variabile dipendente: wage\_infl

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	2.72784	0.275461	9.9028	<0.00001	***
price_infl	0.395549	0.103034	3.8390	0.00021	***
price_infl_1	0.427361	0.105513	4.0503	0.00010	***
output_gap	0.156921	0.0639322	2.4545	0.01569	**
Media var. dipendente	6.133760	SQM var. dipendente	2.788997		
Somma quadr. residui	285.1163	E.S. della regressione	1.617327		
R-quadro	0.672729	R-quadro corretto	0.663721		
F(3, 109)	74.68568	P-value(F)	2.52e-26		
Log-verosimiglianza	-212.6313	Criterio di Akaike	433.2626		
Criterio di Schwarz	444.1722	Hannan-Quinn	437.6896		
rho	-0.086893	Durbin-Watson	2.168602		

Test di White per l'eteroschedasticità -

Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente

Statistica test: LM = 8.22128

con p-value =  $P(\text{Chi-Square}(8) > 8.22128) = 0.412158$

Test LM per l'autocorrelazione fino all'ordine 28 -

Ipotesi nulla: Non c'è autocorrelazione

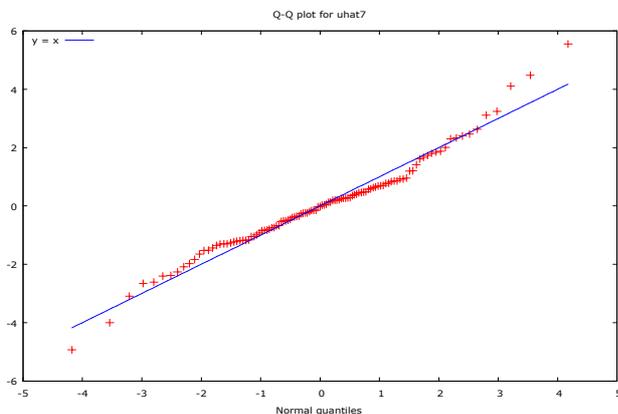
Statistica test: LMF = 1.00741

con p-value =  $P(F(28,81) > 1.00741) = 0.470458$

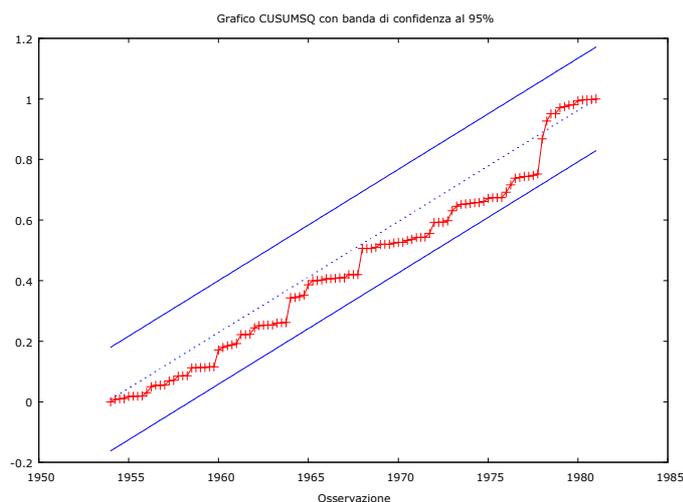
Test RESET di specificazione -

Ipotesi nulla: la specificazione è adeguata  
Statistica test:  $F(2, 107) = 0.777622$   
con p-value =  $P(F(2, 107) > 0.777622) = 0.462077$

Anche in questo caso i residui si discostano un po' dalla distribuzione normale:



L'R-quadro corretto è, sia in questo modello, sia nel precedente dello 0,66. Il modello non subisce evidenti miglioramenti ma sembra piuttosto essere una valida alternativa del modello D. Anche in questo caso non è presente eteroschedasticità e autocorrelazione tra gli errori.



Il test CUSUMSQ non svela la presenza di break strutturali all'interno del campione preso in esame.

Propongo infine il modello con  $tcu$  per provare a ottenere dei miglioramenti (modello F). Bisogna sottolineare che per la variabili  $tcu$  mancano le osservazioni dal 1948:1 al 1966:4. Verranno perciò in questo caso utilizzate le osservazioni dal 1967:1 al 1981:1. Provo a stimare un modello con numerosi ritardi.

$$wage\_infl_t = \beta_0 + \beta_1 price\_infl_t + \beta_2 price\_infl_{t-1} + \beta_3 price\_infl_{t-2} + \beta_4 price\_infl_{t-3} + \beta_5 price\_infl_{t-4} + \beta_6 tcu_t + \beta_7 tcu_{t-1} + \beta_8 tcu_{t-2} + \beta_9 tcu_{t-3} + \beta_{10} tcu_{t-4} + \varepsilon_t$$

Modello 50: OLS, usando le osservazioni 1968:1-1981:1 (T = 53)  
Variabile dipendente: wage\_infl

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	-5.46191	10.1777	-0.5367	0.59434	
price_infl	0.171993	0.196013	0.8775	0.38523	
price_infl_1	0.574625	0.203319	2.8262	0.00718	***
price_infl_2	-0.271948	0.204893	-1.3273	0.19159	
price_infl_3	-0.00706515	0.205419	-0.0344	0.97273	
price_infl_4	0.235383	0.200144	1.1761	0.24619	
tcu	-0.0912819	0.205815	-0.4435	0.65967	
tcu_1	0.26771	0.324216	0.8257	0.41363	
tcu_2	-0.18489	0.330453	-0.5595	0.57879	
tcu_3	0.182535	0.326686	0.5587	0.57930	
tcu_4	-0.0637348	0.204036	-0.3124	0.75631	
Media var. dipendente	8.244690	SQM var. dipendente	2.188290		
Somma quadr. residui	135.5460	E.S. della regressione	1.796465		
R-quadro	0.455656	R-quadro corretto	0.326050		
F(10, 42)	3.515707	P-value(F)	0.001943		
Log-verosimiglianza	-100.0878	Criterio di Akaike	222.1755		
Criterio di Schwarz	243.8487	Hannan-Quinn	230.5100		
rho	-0.145969	Durbin-Watson	2.124774		

Il test per la normalità dei residui accetta l'ipotesi nulla di distribuzione normale:

Distribuzione di frequenza per uhat8, oss. 81-133  
Numero di intervalli = 7, media = 4.32359e-015, scarto quadratico medio = 1.79646

Intervallo	P.med.	Frequenza	Rel.	Cum.	
< -2.5585	-3.2238	4	7.55%	7.55%	**
-2.5585 - -1.2280	-1.8932	6	11.32%	18.87%	****
-1.2280 - 0.10253	-0.56273	18	33.96%	52.83%	*****
0.10253 - 1.4330	0.76779	17	32.08%	84.91%	*****
1.4330 - 2.7636	2.0983	6	11.32%	96.23%	****
2.7636 - 4.0941	3.4288	0	0.00%	96.23%	
>= 4.0941	4.7593	2	3.77%	100.00%	*

Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale:  
Chi-quadro(2) = 4.317 con p-value 0.11551

Nel modello F la variabile *tcu* e nemmeno i relativi ritardi sono significativi. Le variabili relative a *tcu* possono essere eliminate dal modello in quanto non aiutano a spiegare la variabilità di *wage\_infl* nel sottocampione considerato. Il test F accetta infatti l'ipotesi di nullità dei coefficienti  $\beta_6, \beta_7, \beta_8, \beta_9, \beta_{10}$  con un livello di significatività pari all'86%.

Insieme di vincoli

```
1: b[tcu_4] = 0
2: b[tcu_3] = 0
3: b[tcu_2] = 0
4: b[tcu_1] = 0
5: b[tcu] = 0
```

Statistica test:  $F(5, 42) = 0.379943$ , con p-value = 0.859663

Stime vincolate:

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
const	4.29737	0.856953	5.015	8.00e-06	***
price_infl	0.302251	0.160669	1.881	0.0661	*
price_infl_1	0.539889	0.183941	2.935	0.0051	***
price_infl_2	-0.284716	0.187833	-1.516	0.1363	
price_infl_3	-0.0770865	0.186171	-0.4141	0.6807	
price_infl_4	0.123166	0.160867	0.7656	0.4477	
tcu	0.000000	0.000000	NA	NA	
tcu_1	0.000000	0.000000	NA	NA	
tcu_2	0.000000	0.000000	NA	NA	
tcu_3	0.000000	0.000000	NA	NA	
tcu_4	0.000000	0.000000	NA	NA	

Errore standard della regressione = 1.7362

Anche seguendo la strategia backward la variabile *tcu* sparisce dalla specificazione del modello (appendice tecnica - 1).

Per il sottocampione in esame quindi la variabile *tcu* non può quindi tornare utile per spiegare il ciclo economico dell'inflazione. *Wage\_infl* ha una relazione con *unempl\_rate* e *output\_gap*. Il modello D e il modello E sembrano essere infatti le due specificazioni migliori per rappresentare i dati. L'*output\_gap* può essere quindi visto come un indicatore alternativo a *unempl\_rate* per il caso in esame. Nel sottocampione considerato quindi non riterrei i tre diversi indicatori (tasso di

disoccupazione, output gap e la total capacity utilization) dei sostituti visto i risultati che ha messo in evidenza il modello F.

- 1984:2 – 2010:4

Guardando la matrice di correlazione si nota subito come price\_infl non è più fortemente correlato con wage\_infl. La correlazione tra le due variabili crolla infatti a 0,09.

Coefficienti di correlazione, usando le osservazioni 1984:2 - 2010:4  
(i valori mancanti sono stati saltati)  
Valore critico al 5% (per due code) = 0,1900 per n = 107

wage_infl	price_infl	unempl_rate	output_gap	tcu	
1,0000	0,0979	-0,2262	0,2863	0,1498	wage_infl
	1,0000	-0,2065	0,2785	0,3175	price_infl
		1,0000	-0,8935	-0,4281	unempl_rate
			1,0000	0,5279	output_gap
				1,0000	tcu

Nessun regressore a nostra disposizione correla quindi fortemente con l'inflazione sui salari.

Uno dei migliori modelli che si può ottenere per questo sottocampione utilizza come indicatore l'output gap. È da notare l'assenza di price\_infl tra i regressori; essa infatti non contribuisce a spiegare la variabile dipendente.

$$\text{Wage\_infl}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{output\_gap}_{t-1} + \beta_2 \text{output\_gap}_{t-2} + \beta_3 \text{output\_gap}_{t-3} + \epsilon_t$$

Modello 10: OLS, usando le osservazioni 1984:2-2010:3 (T = 106)

Variabile dipendente: wage\_infl

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	4.12387	0.271269	15.2021	<0.00001	***
output_gap_1	1.45583	0.591374	2.4618	0.01550	**
output_gap_2	-2.58639	0.810418	-3.1914	0.00188	***
output_gap_3	1.59683	0.471335	3.3879	0.00100	***
Media var. dipendente	3.838172	SQM var. dipendente	2.727703		
Somma quadr. residui	636.7772	E.S. della regressione	2.498582		
R-quadro	0.184913	R-quadro corretto	0.160940		
F(3, 102)	5.551257	P-value(F)	0.001435		
Log-verosimiglianza	-245.4355	Criterio di Akaike	498.8709		
Criterio di Schwarz	509.5247	Hannan-Quinn	503.1890		

rho 0.100118 Durbin-Watson 1.794534

Test di White per l'eteroschedasticità -  
 Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente  
 Statistica test: LM = 24.908  
 con p-value = P(Chi-Square(7) > 24.908) = 0.00078782

Test LM per l'autocorrelazione fino all'ordine 25 -  
 Ipotesi nulla: Non c'è autocorrelazione  
 Statistica test: LMF = 1.12403  
 con p-value = P(F(25,77) > 1.12403) = 0.338652

I residui sono eteroschedastici (il test di White rifiuta l'ipotesi nulla di omoschedasticità) sono pertanto stati usati errori standard robusti.

Il test per la normalità dei residui accetta l'ipotesi nulla:

Distribuzione di frequenza per uhat10, oss. 146-251  
 Numero di intervalli = 11, media = -5.34164e-016, scarto quadratico medio = 2.49858

Intervallo	P.med.	Frequenza	Rel.	Cum.
< -5.2973	-6.0361	1	0.94%	0.94%
-5.2973 - -3.8196	-4.5585	4	3.77%	4.72% *
-3.8196 - -2.3420	-3.0808	11	10.38%	15.09% ***
-2.3420 - -0.86434	-1.6032	27	25.47%	40.57% *****
-0.86434 - 0.61330	-0.12552	25	23.58%	64.15% *****
0.61330 - 2.0909	1.3521	15	14.15%	78.30% *****
2.0909 - 3.5686	2.8298	17	16.04%	94.34% *****
3.5686 - 5.0462	4.3074	3	2.83%	97.17% *
5.0462 - 6.5239	5.7851	2	1.89%	99.06%
6.5239 - 8.0015	7.2627	0	0.00%	99.06%
>= 8.0015	8.7403	1	0.94%	100.00%

Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale:  
 Chi-quadro(2) = 4.402 con p-value 0.11070

Le variabili esplicative sono statisticamente significative al 5% ma il modello spiega appena il 20% della varianza complessiva. Anche in questo caso l'effetto complessivo dell'output gap è quello previsto dalle nostre conoscenze teoriche. Un aumento dell'output gap comporta infatti un effetto positivo dell'inflazione dei salari.

Anche la variabile unempl\_rate rimane significativa per questo sottocampione, segno che il tasso di disoccupazione influenza ancora una volta la nostra variabile d'interesse. L'inflazione sui prezzi non è statisticamente utile nell'analisi.

$$\text{Wage\_infl}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{unempl\_rate}_t + \epsilon_t$$

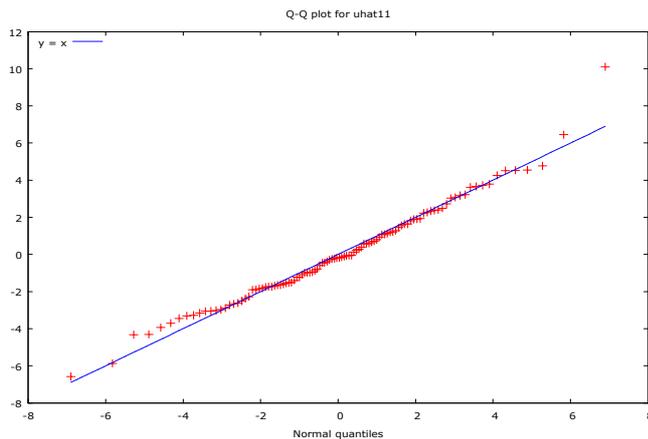
Modello 4: OLS, usando le osservazioni 1984:2-2010:3 (T = 106)  
 Variabile dipendente: wage\_infl

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	6.51487	1.1595	5.6187	<0.00001	***
unempl_rate	-0.452016	0.190846	-2.3685	0.01971	**
Media var. dipendente	3.838172		SQM var. dipendente	2.727703	
Somma quadr. residui	741.2550		E.S. della regressione	2.669729	
R-quadro	0.051179		R-quadro corretto	0.042056	
F(1, 104)	5.609742		P-value(F)	0.019708	
Log-verosimiglianza	-253.4875		Criterio di Akaike	510.9750	
Criterio di Schwarz	516.3018		Hannan-Quinn	513.1340	
rho	0.093008		Durbin-Watson	1.813378	

Test di White per l'eteroschedasticità -  
 Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente  
 Statistica test: LM = 7.15414  
 con p-value =  $P(\text{Chi-Square}(2) > 7.15414) = 0.0279576$

Test LM per l'autocorrelazione fino all'ordine 25 -  
 Ipotesi nulla: Non c'è autocorrelazione  
 Statistica test: LMF = 0.95447  
 con p-value =  $P(F(25,79) > 0.95447) = 0.534209$

Accetto l'ipotesi di assenza di autocorrelazione e, con qualche perplessità, anche l'ipotesi di omoschedasticità dei residui.  
 I residui non si discostano molto dall'assunto di normalità:



Il modello sopra proposto evidenzia ancora la relazione negativa esistente tra la variabile dipendente e quella indipendente.

Se si cerca di spiegare wage\_infl con price\_infl e tcu si ottiene un modello che non presenta alcun valore statistico. Le variabili sono infatti tutte statisticamente non significative. Per il sottocampione in questione la variabile tcu non dà alcun contributo alla spiegazione della variabilità dei dati.

$$\text{Wage\_infl}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{price\_infl}_t + \beta_2 \text{tcu}_t + \epsilon_t$$

Modello 20: OLS, usando le osservazioni 1984:2-2010:3 (T = 106)  
Variabile dipendente: wage\_infl

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>
const	-4.16787	5.79532	-0.7192	0.47366
price_infl	0.141197	0.258889	0.5454	0.58666
tcu	0.0958593	0.0744551	1.2875	0.20081
Media var. dipendente	3.838172	SQM var. dipendente	2.727703	
Somma quadr. residui	761.4980	E.S. della regressione	2.719041	
R-quadro	0.025268	R-quadro corretto	0.006341	
F(2, 103)	1.335024	P-value(F)	0.267666	
Log-verosimiglianza	-254.9155	Criterio di Akaike	515.8309	
Criterio di Schwarz	523.8212	Hannan-Quinn	519.0694	
rho	0.128812	Durbin-Watson	1.739499	

Prima di applicare un test F, accertiamoci della normalità dei residui. Il test per la normalità della componente casuale accetta l'ipotesi nulla con alpha=0.01.

Distribuzione di frequenza per uhat12, oss. 146-251  
Numero di intervalli = 11, media = -6.20049e-016, scarto quadratico medio = 2.71904

Intervallo	P.med.	Frequenza	Rel.	Cum.
< -5.3373	-6.1796	2	1.89%	1.89%
-5.3373 - -3.6528	-4.4950	4	3.77%	5.66% *
-3.6528 - -1.9683	-2.8105	17	16.04%	21.70% *****
-1.9683 - -0.28374	-1.1260	31	29.25%	50.94% *****
-0.28374 - 1.4008	0.55852	23	21.70%	72.64% *****
1.4008 - 3.0853	2.2430	16	15.09%	87.74% *****
3.0853 - 4.7698	3.9276	9	8.49%	96.23% ***
4.7698 - 6.4543	5.6121	3	2.83%	99.06% *
6.4543 - 8.1389	7.2966	0	0.00%	99.06%
8.1389 - 9.8234	8.9811	0	0.00%	99.06%
>= 9.8234	10.666	1	0.94%	100.00%

Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale:  
Chi-quadro(2) = 8.979 con p-value 0.01123

Un test F congiunto sui coefficienti delle variabili price\_infl e tcu accetta l'ipotesi H<sub>0</sub>.

Insieme di vincoli  
 1: b[tcu] = 0  
 2: b[price\_infl] = 0

Statistica test: F(2, 103) = 1.33502, con p-value = 0.267666

Stime vincolate:

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value
const	3.83817	0.264938	14.49	8.64e-027 ***
price_infl	0.000000	0.000000	NA	NA
tcu	0.000000	0.000000	NA	NA

Errore standard della regressione = 2.7277

Con i regressori a disposizione sembra difficile trovare la specificazione di un modello che riesca a fittare bene i dati per il periodo successivo al 1984:2.

Le analisi sui sottocampioni evidenziano però che in entrambi i periodi esaminati la variabile tcu non contribuisce a spiegare la variabilità di wage\_infl. I modelli per i sottocampioni non evidenziano una relazione tra queste due variabili, che viene invece messa in risalto dal modello applicato al campione completo. Proviamo ad analizzare un campione che riesca ad evidenziare la relazione tra la total capacity utilization e la variazione dei salari reali.

Analizzando il sottocampione 1967:1-1984:4, si ottengono i seguenti risultati:

$$\text{Wage\_infl}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{price\_infl}_t + \beta_2 \text{price\_infl}_{t-1} + \beta_3 \text{tcu}_t + \epsilon_t$$

Modello 32: OLS, usando le osservazioni 1967:1-1984:4 (T = 72)

Variabile dipendente: wage\_infl

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	-10,05	4,04589	-2,4840	0,01546	**
price_infl	0,330823	0,14033	2,3575	0,02128	**
price_infl_1	0,514994	0,145869	3,5305	0,00075	***
tcu	0,15171	0,0473166	3,2063	0,00205	***

Media var. dipendente	7,464608	SQM var. dipendente	2,499649
Somma quadr. residui	203,4271	E.S. della regressione	1,729617
R-quadro	0,541444	R-quadro corretto	0,521213
F(3, 68)	26,76384	P-value(F)	1,52e-11
Log-verosimiglianza	-139,5547	Criterio di Akaike	287,1094
Criterio di Schwarz	296,2160	Hannan-Quinn	290,7347
rho	-0,150175	Durbin-Watson	2,282439

Test di White per l'eteroschedasticità -  
 Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente

Statistica test: LM = 11,0795  
 con p-value = P(Chi-Square(8) > 11,0795) = 0,197233

Il test di Ljung-Box per verificare la presenza di autocorrelazione nei residui produce il seguente risultato:

Funzione di autocorrelazione dei residui

LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
1	-0,1482	-0,1482	1,6473 [0,199]
2	-0,0070	-0,0296	1,6510 [0,438]
3	-0,1119	-0,1201	2,6185 [0,454]
4	0,0658	0,0314	2,9580 [0,565]
5	-0,0402	-0,0328	3,0865 [0,687]
6	0,0086	-0,0124	3,0925 [0,797]
7	-0,0593	-0,0535	3,3812 [0,848]
8	0,0621	0,0368	3,7023 [0,883]
9	-0,0951	-0,0855	4,4670 [0,878]
10	0,1365	0,1064	6,0676 [0,810]
11	-0,0955	-0,0573	6,8643 [0,810]
12	0,0973	0,0652	7,7052 [0,808]
13	-0,1428	-0,1017	9,5472 [0,730]
14	0,0899	0,0402	10,2898 [0,741]
15	-0,0989	-0,0729	11,2036 [0,738]
16	0,2018 *	0,1663	15,0778 [0,519]
17	-0,1592	-0,1059	17,5318 [0,419]
18	0,0140	-0,0293	17,5511 [0,486]

Il test non rifiuta l'ipotesi nulla di distribuzione normale dei residui:

Distribuzione di frequenza per uhat1, oss. 77-148  
 Numero di intervalli = 9, media = 1,14106e-015, scarto quadratico medio = 1,72962

Intervallo	P.med.	Frequenza	Rel.	Cum.
< -3,4165	-3,9601	1	1,39%	1,39%
-3,4165 - -2,3292	-2,8728	4	5,56%	6,94% *
-2,3292 - -1,2419	-1,7855	10	13,89%	20,83% ****
-1,2419 - -0,15456	-0,69821	19	26,39%	47,22% *****
-0,15456 - 0,93275	0,38909	21	29,17%	76,39% *****
0,93275 - 2,0200	1,4764	8	11,11%	87,50% ***
2,0200 - 3,1074	2,5637	5	6,94%	94,44% **
3,1074 - 4,1947	3,6510	2	2,78%	97,22%
>= 4,1947	4,7383	2	2,78%	100,00%

Test per l'ipotesi nulla di distribuzione normale:  
 Chi-quadro(2) = 3,370 con p-value 0,18548

Il test accetta quindi l'ipotesi di assenza di eteroschedasticità e di autocorrelazione.

Tutti i coefficienti sono significativi al 5%, in particolare i coefficienti di price\_infl\_1 e di tcu sono fortemente significativi (alpha < 0,01). Il modello mette in luce la

relazione positiva tra  $tcu$  e  $wage\_infl$ , relazione già nota dalla teoria e già incontrata nel modello C.

## 6. CONCLUSIONI

Le stime effettuate sulla forma ridotta della New Keynesian Wage Phillips Curve confermano i risultati ottenuti da Galí (2011), i segni dei coefficienti da me ottenuti rispecchiano infatti quelli ottenuti dall'economista. Il valore numerico dei coefficienti e la loro significatività sono però differenti per il fatto di non aver rispettato l'assunzione distributiva sul tasso di disoccupazione (processo autoregressivo di ordine due). La forma ridotta della nuova curva di Phillips da me stimata non si adatta bene ai dati e il coefficiente del tasso di disoccupazione con lag temporale pari a uno non risulta statisticamente significativo al livello di significatività pari al 5%. Il test CUSUMSQ evidenzia la presenza di un break strutturale, confermato successivamente dal test di Chow. Analizzando i sottocampioni si nota come nel 1957:3-1980:3 la curva si adatti bene alle osservazioni, e viene finalmente così messa in evidenza la relazione negativa tra l'inflazione sui salari e il tasso di disoccupazione. Nel periodo successivo però la curva non riesce a fittare bene i dati e a restituirci informazioni riguardo alla relazione tra le variabili. Allo scopo di cercare una migliore specificazione e di approfondire le relazioni che intercorrono tra le variabili proponiamo diverse specificazioni del modello introducendo anche le due serie riguardanti l'output gap e la total capacity utilization. I modelli introdotti per il campione completo confermano le nostre conoscenze teoriche e sottolineano la relazione positiva tra l'inflazione sui salari e l'inflazione sui prezzi, l'output gap e la total capacity utilization e la relazione inversa con il tasso di disoccupazione. I tre diversi indicatori sembrano poter essere considerati sostituti per spiegare la variabilità di  $wage\_infl$

per quanto riguarda tutte le osservazioni che riguardano il campione: infatti l'R-quadro corretto è in tutti e tre i casi dello 0,42. Tutti i modelli presentati per il campione completo sono però caratterizzati dalla presenza di break strutturali. Spostando perciò la nostra attenzione sui due sottocampioni notiamo che per quanto riguarda il sottoperiodo che va dal 1953:1 al 1981:1 la variabile *tcu* non ha alcuna relazione con *wage\_infl*, anche se prolungando il campione fino al 1984:4 le stime OLS evidenziano una forte relazione positiva tra le due variabili. Tornando però al sottocampione originale si nota inoltre come i modelli D ed E si adattano abbastanza bene ai dati, avendo infatti entrambe un R-quadro pari a 0,67. I segni dei coefficienti dei due modelli confermano inoltre le teorie macroeconomiche. Per il periodo in questione, quindi, vista la significatività dei coefficienti per i modelli D ed E, il tasso di disoccupazione e l'output gap possono essere considerati come due indicatori equivalenti. Per quanto riguarda il secondo sottoperiodo (1984:2 - 2010:4) la variabile riguardante la total capacity utilization sembra non avere ancora alcuna relazione con la variabile dipendente, mentre gli altri due indicatori hanno ancora un effetto sull'inflazione dei salari. Inoltre è particolarmente interessante ciò che emerge da quest'ultimo sottocampione. Dalla metà degli anni '80 in poi, infatti, l'inflazione sui salari e l'inflazione sui prezzi non sono più legate tra di loro.

L'indicatore meno affidabile è, secondo la mia opinione, la total capacity utilization: il test t sulla significatività del coefficiente nel modello C (affidabile vista l'analisi condotta riguardo la normalità dei residui) accetta l'ipotesi nulla con alpha pari a 0,01. L'analisi dei sottocampioni infine sembra anch'essa portare a scartare l'uso della variabile *tcu* come indicatore, visto che non relaziona con costanza con la variabile *wage\_infl*. Al contrario, il tasso di disoccupazione e l'output gap sembrano maggiormente utili a spiegare la nostra variabile d'interesse per quanto riguarda l'intero campione.

I due indicatori migliori per spiegare il ciclo economico dell'inflazione sono quindi il tasso di disoccupazione e l'output gap, però appoggio la scelta di Galì di utilizzare il tasso di disoccupazione perché esso gode di una più facile osservabilità.

I modelli migliori introdotti durante l'analisi possono quindi essere ritenuti il modello A per quanto riguarda il modello completo e il modello D per quanto riguarda il primo sottoperiodo. Per il secondo sottoperiodo è più difficile invece stimare un modello che fitti bene i dati con i regressori a disposizione.

## 7. BIBLIOGRAFIA

- Alban Phillips, 1958, “The relationship between unemployment and the rate of change of money wages in the UK 1861-1957”, *Economica*;
- Arthur Okun, (1962);
- Di Fonzo Tommaso, Lisi Francesco, 2009, Serie Storiche Economiche. Analisi statistiche e applicazioni, Carocci;
- Galí Jordi, 2011, The Return of the Wage Phillips Curve;
- Krämer Walter and Sibbertsen Philipp, 2002, Testing for Structural Changes in the Presence of Long Memory, *International Journal of Business and Economics*, 2002, Vol. 1, No. 3, 235-242, disponibile su:  
<http://www.ijbe.org/table%20of%20content/pdf/vol1-3/05.pdf>;
- Mankiw e Taylor, 2004, Macroeconomia, Zanichelli;
- Verbeek Marno, 2006, Econometria, Zanichelli;
- [www.federalreserve.gov/BOARDDOCS/SPEECHES/2004/20040220/default.htm](http://www.federalreserve.gov/BOARDDOCS/SPEECHES/2004/20040220/default.htm)

## 8. APPENDICE TECNICA

### 1 strategia backward

Modello 26: OLS, usando le osservazioni 1968:1-1981:1 (T = 53)  
Variabile dipendente: wage\_infl

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	-5.46191	10.1777	-0.5367	0.59434	
price_infl	0.171993	0.196013	0.8775	0.38523	
price_infl_1	0.574625	0.203319	2.8262	0.00718	***
price_infl_2	-0.271948	0.204893	-1.3273	0.19159	
price_infl_3	-0.00706515	0.205419	-0.0344	0.97273	
price_infl_4	0.235383	0.200144	1.1761	0.24619	
tcu	-0.0912819	0.205815	-0.4435	0.65967	
tcu_1	0.26771	0.324216	0.8257	0.41363	
tcu_2	-0.18489	0.330453	-0.5595	0.57879	
tcu_3	0.182535	0.326686	0.5587	0.57930	
tcu_4	-0.0637348	0.204036	-0.3124	0.75631	

Elimino dalla specificazione del modello la variabile tcu\_4.

Modello 27: OLS, usando le osservazioni 1967:4-1981:1 (T = 54)  
Variabile dipendente: wage\_infl

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	-6.56122	9.77177	-0.6714	0.50545	
price_infl	0.184471	0.191541	0.9631	0.34077	
price_infl_1	0.549545	0.198489	2.7686	0.00821	***
price_infl_2	-0.23678	0.20003	-1.1837	0.24288	
price_infl_3	0.00789251	0.194871	0.0405	0.96788	
price_infl_4	0.225683	0.197114	1.1449	0.25843	
tcu	-0.0462595	0.188424	-0.2455	0.80721	
tcu_1	0.17987	0.295533	0.6086	0.54590	
tcu_2	-0.0792071	0.290752	-0.2724	0.78657	
tcu_3	0.0665727	0.178462	0.3730	0.71091	

Elimino dalla specificazione del modello la variabile tcu\_3.

Modello 28: OLS, usando le osservazioni 1967:3-1981:1 (T = 55)  
Variabile dipendente: wage\_infl

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>
--	---------------------	--------------------	-------------------	----------------

const	-5.5982	9.30877	-0.6014	0.55053	
price_infl	0.19091	0.185529	1.0290	0.30886	
price_infl_1	0.553059	0.191741	2.8844	0.00595	***
price_infl_2	-0.211446	0.188573	-1.1213	0.26798	
price_infl_3	0.00406174	0.190714	0.0213	0.98310	
price_infl_4	0.207193	0.188885	1.0969	0.27838	
tcu	-0.0496899	0.182518	-0.2722	0.78665	
tcu_1	0.164141	0.273394	0.6004	0.55120	
tcu_2	-0.006131	0.182308	-0.0336	0.97332	

Elimino dalla specificazione del modello la variabile tcu\_2.

Modello 29: OLS, usando le osservazioni 1967:2-1981:1 (T = 56)  
Variabile dipendente: wage\_infl

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	-5.77758	8.61568	-0.6706	0.50570	
price_infl	0.168482	0.180465	0.9336	0.35518	
price_infl_1	0.529512	0.180425	2.9348	0.00511	***
price_infl_2	-0.201942	0.185569	-1.0882	0.28193	
price_infl_3	0.0167285	0.187072	0.0894	0.92912	
price_infl_4	0.208624	0.176885	1.1794	0.24404	
tcu	-0.0634572	0.167197	-0.3795	0.70596	
tcu_1	0.176001	0.172624	1.0196	0.31305	

Elimino dalla specificazione del modello la variabile tcu\_1.

Modello 30: OLS, usando le osservazioni 1967:1-1981:1 (T = 57)  
Variabile dipendente: wage\_infl

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	-3.18434	8.12675	-0.3918	0.69685	
price_infl	0.260652	0.156795	1.6624	0.10269	
price_infl_1	0.53372	0.178415	2.9914	0.00430	***
price_infl_2	-0.214124	0.18345	-1.1672	0.24866	
price_infl_3	-0.0130196	0.183103	-0.0711	0.94360	
price_infl_4	0.158201	0.166337	0.9511	0.34613	
tcu	0.0807865	0.088863	0.9091	0.36765	

Elimino dalla specificazione del modello la variabili tcu.