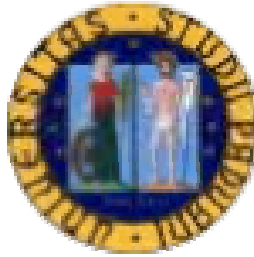


**UNIVERSITÁ DEGLI STUDI DI PADOVA**



**FACOLTÁ DI SCIENZE STATISTICHE**

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

**TESI:**

*IMPATTO DELLE VARIABILI GLOBALI SULLA PREVISIONE DELL'INFLAZIONE:  
UNA VERIFICA EMPIRICA PER IL CASO STATUNITENSE*

Relatore: Dott. Efrem Castelnuovo

Laureando: Alessandro Bisinella  
Matricola: 497691

Anno accademico 2006/2007



# INDICE

INTRODUZIONE	5
LA CURVA DI PHILLIPS	7
L'APPROCCIO COUNTRY-CENTRIC	8
L'APPROCCIO GLOBE-CENTRIC	9
CHE APPROCCIO ADOTTA LA REALTÁ	9
ANALISI	11
I DATI	11
L'OCSE	11
1ª Sottoanalisi: curva di Phillips tradizionale	13
2ª Sottoanalisi: curva di Phillips con ritardi	17
3ª Sottoanalisi: modello con variabili globali	20
4ª Sottoanalisi: modello con la variabile globale "inflazione mondiale"	25
ANALISI DELL'INFLAZIONE TENDENZIALE	31
1ªb Sottoanalisi: curva di Phillips tradizionale	32
2ªb Sottoanalisi: modello con variabili globali	35
3ªb Sottoanalisi: curva di Phillips allargata	37
4ªb Sottoanalisi: modello con sub-campione	41
CONCLUSIONI	43
BIBLIOGRAFIA	42
APPENDICE TECNICA	46



## INTRODUZIONE

Il tasso di inflazione è una misura della velocità con cui aumentano i prezzi. Insieme al prodotto interno lordo (PIL) e al tasso di disoccupazione è una delle variabili macroeconomiche più importanti per la misura dell'andamento di un sistema economico. Per farci un'idea dell'importanza di una corretta previsione del tasso d'inflazione, basti pensare che alcuni membri del Congresso degli Stati Uniti hanno proposto leggi che prevedono che la FRB (Federal Reserve Bank) mantenga l'inflazione sotto controllo, leggi tra l'altro già in vigore in alcuni stati europei (N. G. Mankiw, 2004). In macroeconomia la teoria quantitativa della moneta descrive il tasso d'inflazione come una variabile perfettamente controllata e stabilita dal detentore del potere di offerta di moneta, ossia dalla banca centrale. Ma nella realtà questa teoria non tiene conto di due punti:

- della viscosità dei prezzi del breve periodo, difetto perfettamente eliminabile ragionando in termini di lungo periodo
- di quella parte dell'inflazione detta inflazione inattesa che, ridistribuendo arbitrariamente la ricchezza tra gli individui, ne limita la previsione.

Il modello più comunemente usato per predire l'evoluzione del tasso di inflazione è la curva di Phillips. Nel 1958 A.W. Phillips facendo degli studi su dei dati relativi alla Gran Bretagna si accorse dell'esistenza di una forte relazione inversa tra tasso di disoccupazione e tasso di inflazione dei salari. Gli anni presi in considerazione dagli studi di Phillips, caratterizzati da periodi di inflazione e deflazione, lo hanno indotto a fare a meno di pensare all'esistenza di un'inflazione attesa, in quanto in media sarebbe stata nulla. Se però andiamo a vedere l'ultima volta in cui si registra un'inflazione negativa (un periodo di deflazione) negli Stati Uniti dobbiamo risalire al 1955. E' evidente che non avrebbe senso prendere la relazione, così come formulata da Phillips, per stimare un

tasso di inflazione ai giorni nostri. Di questo si accorsero già negli anni '70 M. Freedman ed E. Phelps, introducendo formalmente nell'equazione la variabile "inflazione attesa". Sempre nello stesso decennio si deve al comportamento dell'OPEC (cartello internazionale dei paesi produttori di petrolio) la formalizzazione degli shock di offerta aggregata. Questo processo di trasformazione e di affinamento del modello che i policy-maker posseggono per studiare l'andamento dell'inflazione, sembra tuttavia non concludersi con le precisazioni di Freedman e Phelps. Da qualche anno si è capito che l'economia si è appropriata di un raggio d'azione globale, ponendo il mondo intero in un unico sistema economico. Sempre nel 1970 l'allora presidente degli Stati Uniti Nixon dichiarò la liberalizzazione dei movimenti di capitale mentre l'anno seguente ci fu la svolta degli scambi internazionali che portò le istituzioni di Bretton Woods a trasformarsi da istituzioni volte a proteggere gli interessi dei commerci occidentali nel mondo a garanti per gli investitori globali. Questi due avvenimenti accelerarono non poco lo sviluppo, ancora in atto, di quel processo chiamato globalizzazione.

L'OCSE (Organizzazione per la Cooperazione e lo Sviluppo Economico) definisce il concetto di globalizzazione come *"un processo attraverso cui mercati e produzione dei diversi paesi diventano sempre più dipendenti tra loro"*. Da qualche tempo si ha la convinzione che questa trasformazione tuttora in atto abbia influenzato anche il processo di formazione del tasso di inflazione, rendendo fallibili le teorie di studio incontrate finora. La tesi si pone l'obiettivo di testare contemporaneamente tramite una verifica empirica per il caso statunitense, modelli di tipo tradizionale (curva di Phillips) e modelli alternativi (curva di Phillips "arricchita") per ottenere, con un confronto diretto, la possibilità di concludere se è possibile o meno rendere più precisa la previsione del tasso di inflazione domestico. Partendo con la base teorica proposta da Phillips, ma aggiornata e adattata alla nuova faccia dell'economia con l'inserimento di variabili globali, arriveremo alla formulazione del nuovo modello che è ben più preciso di quelli tradizionali.

## LA CURVA DI PHILLIPS

La curva di Phillips standard oggetto del nostro studio si presenta sotto la seguente forma:

$$\pi_{t+1} = c + \alpha\pi_t + \beta(Y - \tilde{Y})_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

dove  $\pi_{t+1}$  è la variabile dipendente previsione dell'inflazione,  $\pi_t$  è l'aspettativa di inflazione posta uguale a quella del periodo antecedente (t) a quello della variabile dipendente. Il ritardo nella curva di Phillips può essere giustificato dalla teoria delle aspettative adattive, la quale afferma che gli agenti economici si aspettano sempre che il livello dei prezzi cresca della stessa quantità dell'anno precedente. Anche nel caso in cui l'output gap fosse pari a zero quindi, l'inflazione aumenterebbe di un tasso costante. E' dovere ricordare che esiste anche un'altra teoria detta teoria delle aspettative razionali, che prevede che gli agenti economici siano in grado di prevedere un'aspettativa di inflazione differente da quella registrata all'anno precedente, sfruttando tutte le informazioni a disposizione, come l'inclinazione politica del governo e dell'autorità di politica monetaria.

La variabile  $(Y - \tilde{Y})_t$  rappresenta l'output gap al tempo t, ossia la differenza tra produzione potenziale e reale.

E' importante sottolineare il ruolo di  $\varepsilon_t$ , che non è un semplice errore di stima, ma, trovandoci in un ambiente macroeconomico e non puramente statistico, è un elemento stocastico che rappresenta la possibilità di una variazione del tasso d'inflazione dovuta ad uno shock di offerta. Gli shock di offerta sono fluttuazioni non prevedibili del tasso d'inflazione che non si attengono alla relazione esistente con il ciclo economico. Gli shock consistono in un aumento dei prezzi degli inputs, del petrolio e così via..

In macroeconomia la relazione tra inflazione e ciclo economico si ottiene partendo dalla curva di offerta aggregata (a), alla quale viene sottratto a entrambi i membri il prezzo del periodo precedente ( $P_{-1}$ ) per ottenere l'inflazione:

$$(a) P = P^e + \alpha(Y - \tilde{Y}) \Rightarrow (b) \pi = \pi^e + \alpha(Y - \tilde{Y})$$

Aggiungendo l'elemento stocastico  $\varepsilon$  alla (b) si arriva alla curva di Phillips con l'output gap, che è l'equazione su cui ci concentreremo in questo studio. La legge di Okun mette in relazione positiva il tasso di crescita del reddito reale e la variazione della disoccupazione  $\alpha(Y-\tilde{Y}) = -\beta(u-\bar{u})$ , trasformando la curva nella forma più usata (c)  $\pi = \pi^e - \beta(u-\bar{u}) + \varepsilon$ .

Negli ultimi decenni molti studi hanno confermato empiricamente il fallimento della classica curva di Phillips (Borio, Filardo, 2006) e si sono proposti inoltre l'obiettivo di trovare un modo alternativo e moderno per stimare un tasso d'inflazione, individuando due approcci opposti per risolvere il quesito: l'approccio country-centric e l'approccio globe-centric

#### L'APPROCCIO COUNTRY-CENTRIC

Quando iniziamo a lavorare con un approccio specifico al paese analizzato siamo convinti che l'inflazione sia unicamente risultante dell'eccesso di domanda domestica, e che i "wages channel" siano funzioni di caratteristiche (variabili) specifiche del paese. Il punto fondamentale è che un'analisi di questo tipo si basa sul fatto che il tasso di inflazione atteso costruito con il pgdp (che tiene conto dei beni intermedi importati ed esportati) non è più in grado di cogliere in pieno tutte le influenze internazionali. Beni domestici e stranieri sono considerati dei sostituti imperfetti e anche gli inputs di lavoro hanno un grado di sostituibilità molto limitato tra paese e paese. Ciò significa che i beni vengono primariamente differenziati in termini di luogo in cui vengono prodotti e sono quindi ritenuti solo come sostituti imperfetti.



## L'APPROCCIO GLOBE-CENTRIC

A differenza del country-centric, un approccio globe-centric prevede che i beni prodotti in paesi differenti siano sostituibili tra loro e che i mercati siano globalmente integrati. L'eccesso di domanda domestica quindi non è più in grado di spiegare pienamente il tasso di inflazione ma viene sostituito dall'eccesso della domanda costruita tramite un ipotetico sistema economico mondiale. Questo vuol dire che un basso livello di domanda per un dato prodotto in un paese, può essere assorbito da un alto livello di domanda proveniente da un paese differente. La mobilità di lavoro e capitale può aiutare a rilevare una pressione sui prezzi settoriali, mentre il solo tasso di cambio non è più ritenuto una statistica sufficiente ad assorbire le influenze straniere.

## CHE APPROCCIO ADOTTA LA REALTÁ?

Nella realtà questa distinzione tra i due approcci non avviene così nettamente, ma l'economia assume caratteristiche di entrambi. E' giusto pensare che beni dello stesso tipo prodotti in paesi differenti, presentino alcune caratteristiche eterogenee. Ancor più sensato pensare che la sostituzione tra gli input simili sia ben più agevolata dentro il paese che tra i paesi; non bisogna dimenticare, infatti, che la mobilità di lavoro e di capitale fisico può essere non poco limitata da ragioni culturali e legali. Allo stesso tempo, però, lo sviluppo di nuove tecnologie di comunicazione ha indebolito queste barriere, rendendo molto più facile l'allocazione geografica della produzione. Il range dei beni esportabili si è allargato moltissimo, comprendendo quasi tutte le categorie dei prodotti, al punto che la geografia fisica e politica in linea di massima non rappresenta più un grande problema. Questo processo di globalizzazione ha creato due principali effetti:

- un significativo incremento della sensibilità delle relazioni tra economia domestica e influenze esterne;
- una possibile tendenza di sottostima dell'inflazione, quando l'aumento dell'offerta

globale non è adeguatamente considerata nelle decisioni di politica monetaria.

Fatte queste considerazioni è inevitabile pensare che la globalizzazione abbia giocato un ruolo fondamentale nella dinamica della formazione del tasso d'inflazione. L'analisi in seguito si pone l'obiettivo di evidenziare l'impatto delle variabili globali sui modelli di previsione del tasso di inflazione cercando di eliminare quel gap di previsione che si è venuto a creare negli ultimi anni.

## **ANALISI**

### **I DATI**

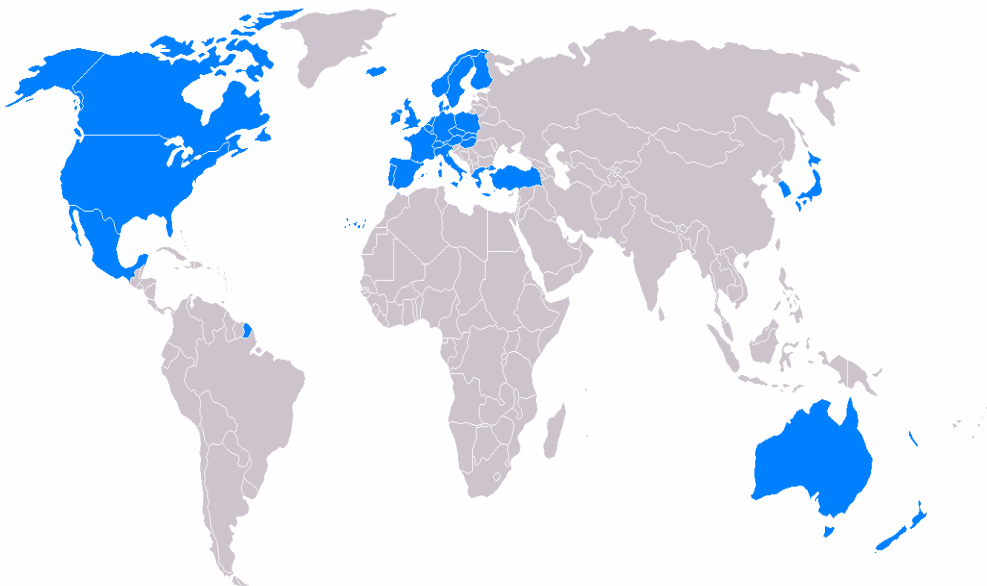
Vogliamo fare una verifica empirica sulla bontà di alcuni modelli descrittivi per l'inflazione domestica degli Stati Uniti nel periodo che va dal 1970 al 2007, sapendo che il processo di formazione dell'inflazione ha iniziato a subire cambiamenti proprio all'inizio di tale periodo. I dati sono delle serie storiche trimestrali che comprendono un periodo che va dal primo trimestre del 1970 al quarto trimestre del 2007 (i valori per i trimestri del 2007 sono delle previsioni, dato abbastanza insignificante se si guarda la lunghezza del dataset). Le serie storiche di nostro interesse riguardano il PIL statunitense, l'output gap statunitense e il PIL reale e nominale mondiale. La fonte ufficiale dei dati è il sito dell'OCSE, un database di serie storiche economiche. Da queste ci costruiremo in seguito altre serie di interesse per la nostra analisi, come quelle dell'inflazione domestica, inflazione mondiale e dell'output gap mondiale.

### **L'OCSE**

Le serie denominate mondiali sono ottenute come medie ponderate degli indici dei paesi appartenenti all'OCSE, in quanto rappresentano un'adeguata esemplificazione dell'intera economia globale.

L'OCSE, acronimo di Organizzazione per la Cooperazione e lo Sviluppo Economico, nasce nel periodo immediatamente successivo alla seconda guerra mondiale come un'organizzazione europea con l'obiettivo di usufruire al meglio degli aiuti statunitensi previsti dal piano Marshall. La cooperazione economica fra gli aderenti fu sviluppata tramite la liberalizzazione dei rispettivi scambi, attuata con la liberalizzazione degli scambi industriali e dei movimenti di capitale. Nell'1961 con l'ingresso nell'organizzazione di paesi non europei quali Canada, Usa, Nuova Zelanda, Giappone, Australia, Messico e Corea del

sud, l'azione viene allargata verso obiettivi di integrazione e cooperazione economica e finanziaria tra i maggiori paesi occidentali. Oggi la struttura dell'OCSE comprende un consiglio composto da un rappresentante per ogni paese, un comitato esecutivo di rappresentanti di delegazioni permanenti di 14 membri eletti annualmente, comitati e gruppi di lavoro specializzati, delegazioni permanenti dei paesi membri, un segretario internazionale.

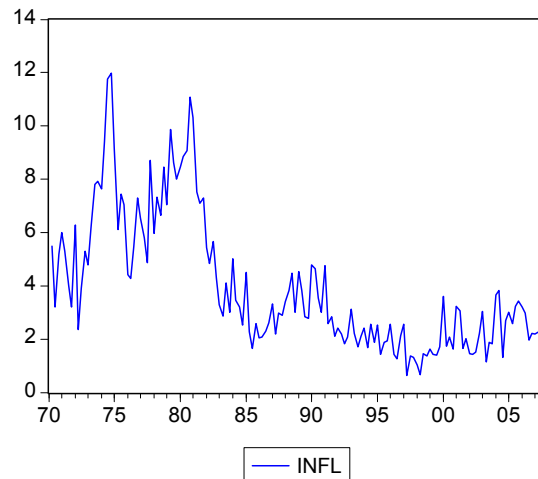


In blu i paesi appartenenti all'OCSE

Fonte: wikipedia (2007), aggiornato al 2006

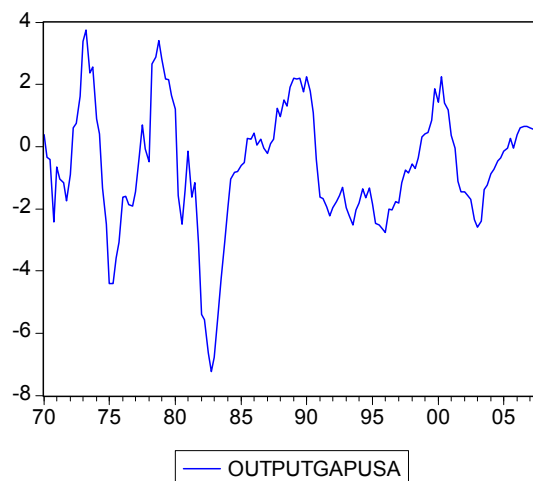
### 1ª Sottoanalisi: curva di Phillips tradizionale

Partendo dalla serie storica del pgdp (PIL domestico) viene costruita la serie dell'inflazione statunitense dal 1970 al 2007:



$$\text{Infl} = 400 * (\text{pgdp}(t) - \text{pgdp}(t-1)) / \text{pgdp}(t-1)$$

Osservando il grafico si capisce che già a partire dagli anni '82-'83 l'inflazione si è abbassata di qualche punto percentuale e stabilizzata entro un certo range. Stessa cosa, sebbene si nota qualche anno dopo, per quanto riguarda il gap tra produzione potenziale ed effettiva:



Utilizzando queste variabili, stimiamo ora l'equazione (1):

### Curva di Phillips tradizionale

Dependent Variable: INFL(1)

Method: Least Squares

Date: 02/18/07 Time: 15:56

Sample(adjusted): 1970:2 2007:3

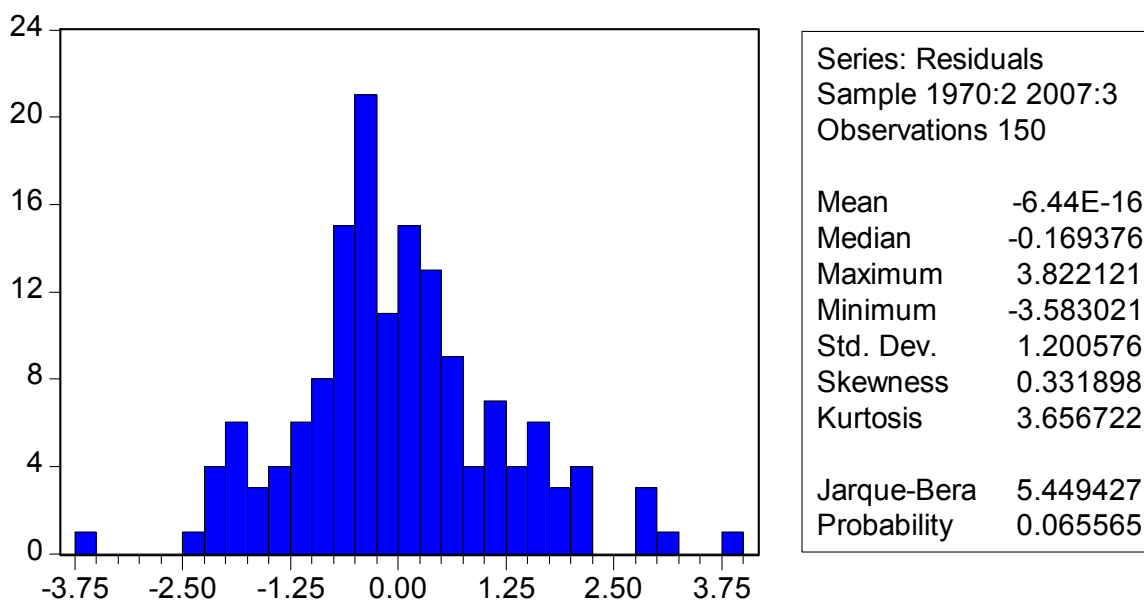
Included observations: 150 after adjusting endpoints

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

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.567670	0.145504	3.901413	0.0001
INFL	0.870524	0.040986	21.23965	0.0000
OUTPUTGAPUSA	0.114212	0.039808	2.869078	0.0047
R-squared	0.774695	Mean dependent var		3.942567
Adjusted R-squared	0.771630	S.D. dependent var		2.529324
S.E. of regression	1.208715	Akaike info criterion		3.236790
Sum squared resid	214.7659	Schwarz criterion		3.297003
Log likelihood	-239.7593	F-statistic		252.7250
Durbin-Watson stat	2.502893	Prob(F-statistic)		0.000000

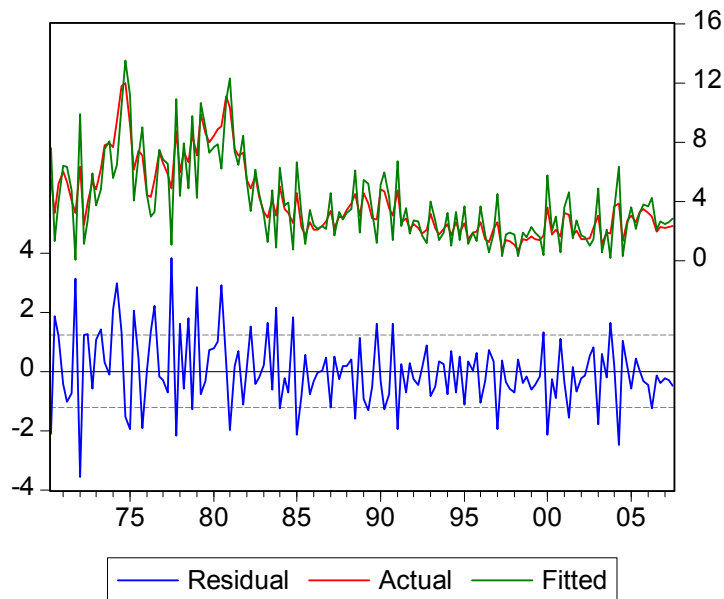
Come speravamo le variabili risultano essere tutte con una statistica t maggiore di 1.96 che ci porta a rifiutare l'ipotesi nulla  $H_0$  di non significatività dei parametri ad un livello di confidenza del 5%. L' $R^2$  aggiustato (Adjusted R-squared) è un indice che varia da 0 a 1 che descrive quanto bene un modello si adatta ai dati, ossia ne valuta la bontà. In questo modello assume il valore 0.771630; significa che il modello non è sbagliato, ma che ha margini di miglioramento con l'inserimento di ulteriori variabili. Il Durbin-Watson è un indice della presenza o meno di correlazione tra i residui. Nei modelli di regressione dei minimi quadrati verifica l'ipotesi nulla ( $\rho=0$ ) di assenza di autocorrelazione di primo ordine con valori minori di 1.96. Otteniamo un valore pari a 2.502893, ma non gli diamo troppo peso perché la variabile dipendente ritardata tra i regressori lo rende un indice distorto. Quello che possiamo fare è andare a vedere la distribuzione dei residui con il test Jarque-Bera,

un test che sfrutta gli indici di asimmetria e di curtosi, che in caso di perfetta normalità assumono rispettivamente i valori 0 e 3. Sotto l'ipotesi nulla che i residui si distribuiscano normalmente la statistica test Jarque-Bera si distribuisce come una chi-quadro con due gradi di libertà. In pratica si rifiuta l'ipotesi di normalità se la statistica risulta essere superiore al valore 5,99, al livello di confidenza del 5%.

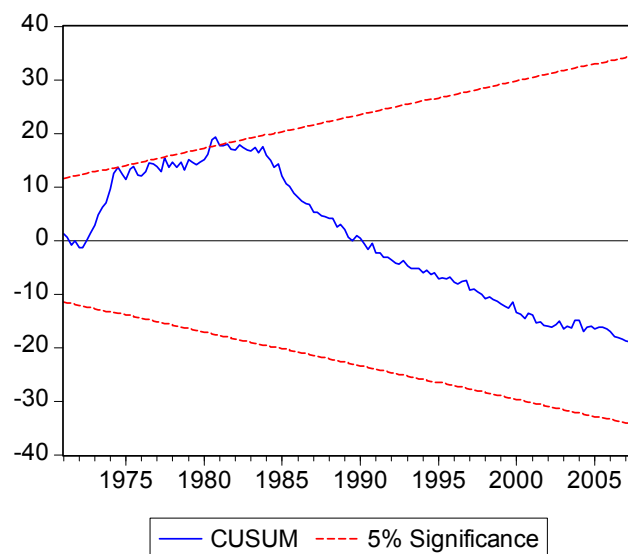


Sapere che i residui si distribuiscono come una funzione normale ci conferma la validità dei test.

I residui risultano abbastanza grandi per quanto riguarda il primo periodo ( ricordiamo che gli anni settanta sono stati macchiati da gravi crisi economiche che hanno destabilizzato il tasso) mentre nel resto del dataset sembrano rientrare quasi sempre nelle bade di accettabilità:



Come già notato dall' $R^2$  aggiustato si nota anche da quest'ultimo grafico che i residui che otteniamo, ossia la differenza tra valori fittati e valori veri, sono abbastanza grandi. Evidenziano poi l'instabilità del tasso di inflazione per quanto riguarda il periodo che va dagli anni settanta agli anni ottanta, con residui che escono quasi sempre dalle bande di accettabilità. Con un test Cusum, che confronta la somma cumulata dei residui generati da un processo di regressione ricorsiva, andiamo a verificare la stabilità del parametro d'interesse.





Attorno al 1981 si nota la “rottura”, ossia il cambiamento della stabilità del tasso d’inflazione. Per sopperire al fatto che i residui con un test “correlogram-Q-statistic” escono dalle bande di accettabilità della correlazione parziale, riproponiamo lo stesso modello con le variabili ritardate fino a tre periodi dato che abbiamo dati trimestrali. Modificheremo dunque il modello (1) al fine di migliorarne l’adattamento ai dati. Il modello che stiamo ora è:

$$\pi_{t+1} = C + \alpha\pi_t + \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_2\pi_{t-2} + \alpha_3\pi_{t-3} + \beta(Y-\tilde{Y})_t + \beta_1(Y-\tilde{Y})_{t-1} + \beta_2(Y-\tilde{Y})_{t-2} + \beta_3(Y-\tilde{Y})_{t-3} + \varepsilon_t \quad (2)$$

2°a Sottoanalisi: curva di Phillips con ritardi

Dependent Variable: INFL(1)

Method: Least Squares

Date: 02/26/07 Time: 20:49

Sample(adjusted): 1971:1 2007:3

Included observations: 147 after adjusting endpoints

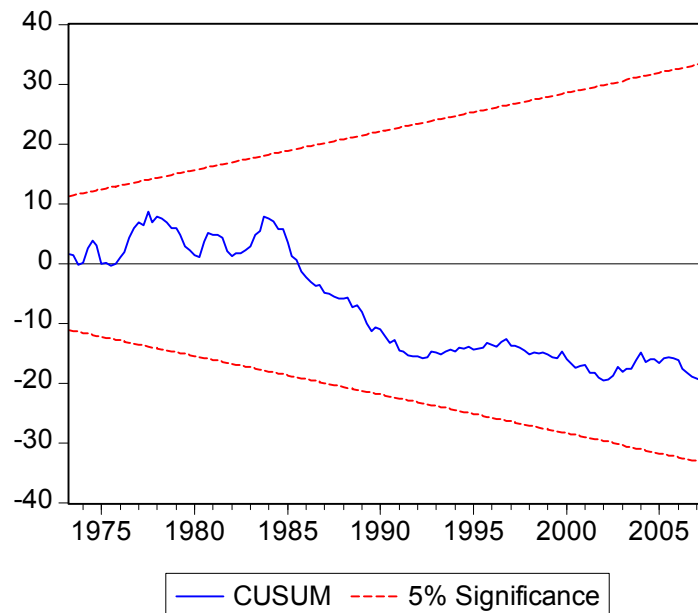
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.323253	0.177792	1.818150	0.0712
INFL	0.476671	0.126561	3.766348	0.0002
INFL(-1)	0.121059	0.106940	1.132028	0.2596
INFL(-2)	0.096366	0.089845	1.072583	0.2853
INFL(-3)	0.250599	0.086742	2.889007	0.0045
OUTPUTGAPUSA	0.191604	0.110644	1.731709	0.0856
OUTPUTGAPUSA(-1)	-0.044142	0.209324	-0.210878	0.8333
OUTPUTGAPUSA(-2)	0.111046	0.188816	0.588120	0.5574
OUTPUTGAPUSA(-3)	-0.036725	0.103134	-0.356089	0.7223
R-squared	0.826564	Mean dependent var		3.925327
Adjusted R-squared	0.816510	S.D. dependent var		2.546734
S.E. of regression	1.090913	Akaike info criterion		3.071178
Sum squared resid	164.2327	Schwarz criterion		3.254265
Log likelihood	-216.7316	F-statistic		82.21022
Durbin-Watson stat	1.942682	Prob(F-statistic)		0.000000

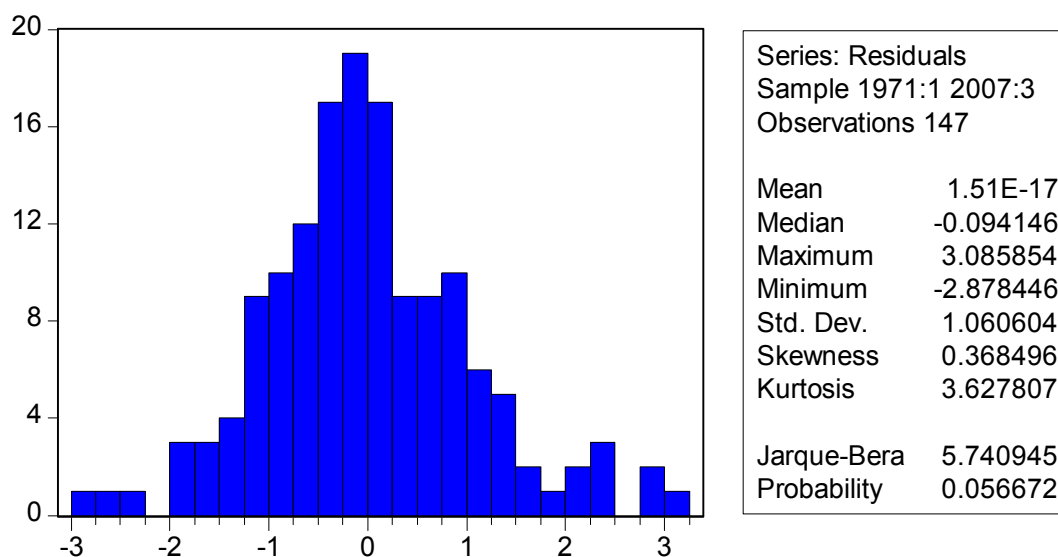
Nonostante molte variabili prese singolarmente risultino non significative, il modello nel complesso migliora (Adjusted R-squared =0.823657 e Akaike info criterion= 3.074191) ed elimina l’autocorrelazione dei residui del modello precedente, rilevata dal test Ljung-Box che analizza le funzioni di autocorrelazione empirica totale e parziale e verifica l’ipotesi

che le prime  $m$  autocorrelazioni siano nulle. Generalmente  $m$  per le serie infrannuali viene calcolato come  $4 \cdot f$  ( $f=2,3,4,6$ ), nel nostro caso  $m$  è pari a 12.

Si può notare come l'inserimento dei ritardi abbia eliminato la rottura della stabilità del parametro d'interesse evidenziata in precedenza dal test Cusum:



La distribuzione dei residui risulta essere al limite della normalità al livello di confidenza del 5%, in quanto il test Jarque-Bera assume il valore 5,74 che è appena sotto il valore critico di accettabilità 5,99



Il Wald test, un test di esclusione di gruppo che non rigetta l'ipotesi nulla di non significatività per valori del p-value maggiori di 0.05, ci suggerisce di togliere dal modello le variabili OUTPUTGAPUSA(-1) OUTPUTGAPUSA(-2) e OUTPUTGAPUSA(-3):

Wald Test:  
Equation: TRAD

Null Hypothesis: C(7) C(8) C(9)			
F-statistic	0.164193	Probability	0.920322
Chi-square	0.492578	Probability	0.920519

Dependent Variable: INFL(1)

Method: Least Squares

Date: 02/28/07 Time: 23:59

Sample(adjusted): 1971:1 2007:3

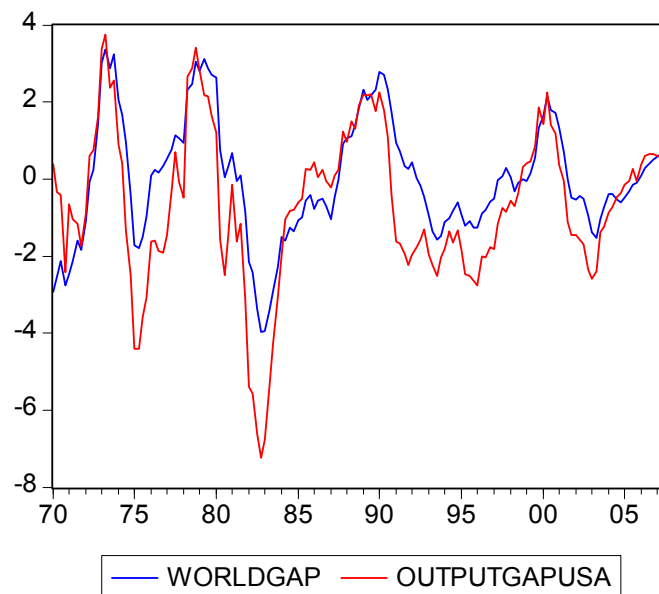
Included observations: 147 after adjusting endpoints

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

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.299642	0.172383	1.738230	0.0844
INFL	0.480839	0.128922	3.729678	0.0003
INFL(-1)	0.126408	0.099424	1.271397	0.2057
INFL(-2)	0.092879	0.087268	1.064297	0.2890
INFL(-3)	0.249248	0.085634	2.910633	0.0042
OUTPUTGAPUSA	0.215257	0.048436	4.444144	0.0000
R-squared	0.825892	Mean dependent var	3.925327	
Adjusted R-squared	0.819718	S.D. dependent var	2.546734	
S.E. of regression	1.081333	Akaike info criterion	3.034226	
Sum squared resid	164.8686	Schwarz criterion	3.156285	
Log likelihood	-217.0156	F-statistic	133.7687	
Durbin-Watson stat	1.941597	Prob(F-statistic)	0.000000	

### 3ª Sottoanalisi: modello con variabili globali

Il modello che stiamo rappresentando è una curva di Phillips "arricchita", ossia integrata con delle variabili globali. La prima variabile inserita è l'output gap mondiale (facendo una verifica degli studi di Borio e Filiardo, 2006), calcolata come la differenza logaritmica percentualizzata del realgdp mondiale (PIL mondiale) e il pgdp potenziale mondiale (PIL potenziale stimato in un trend quadratico).



Evidenziamo le modifiche che hanno subito queste due serie nel corso del tempo, dividendole in tre periodi e riportandone alcune statistiche descrittive:

1970-1980

	OUTPUTGA PUSA	WORLDGAP
Mean	-0.149337	0.482580
Median	-0.383592	0.435675
Maximum	3.736524	3.357351
Minimum	-4.417168	-2.921259
Std. Dev.	2.142939	1.926580

1981-1990

	OUTPUTGA PUSA	WORLDGAP
Mean	-0.875549	-0.318181
Median	-0.098520	-0.533709
Maximum	2.256452	2.789165
Minimum	-7.242907	-3.964185
Std. Dev.	2.712999	1.902848

1991-2007

	OUTPUTGA PUSA	WORLDGAP
Mean	-0.854662	-0.154418
Median	-1.191883	-0.235026
Maximum	2.257877	2.139130
Minimum	-2.761890	-1.586581
Std. Dev.	1.251400	0.861664

Da notare come sia diminuita nell'ultimo periodo la deviazione standard che è un indice di dispersione, vale a dire una misura della variabilità di una variabile.

Il modello teorico stimato è un arricchimento dell'equazione (1) e si presenta sotto la seguente forma:

$$\pi_{t+1} = c + \alpha\pi_t + \beta(Y - \check{Y})_t + \delta(Y^w - Y^w)_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Dependent Variable: INFL(1)

Method: Least Squares

Date: 02/18/07 Time: 16:38

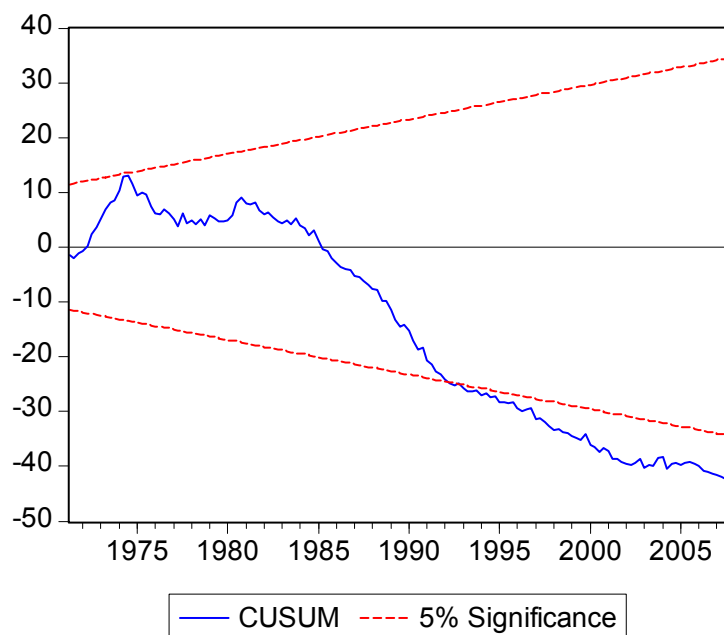
Sample(adjusted): 1970:2 2007:3

Included observations: 150 after adjusting endpoints

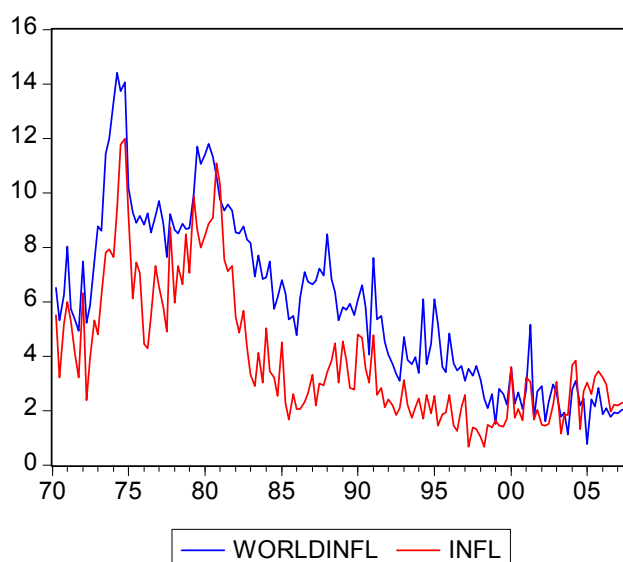
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.591512	0.152274	3.884521	0.0002
INFL	0.844008	0.039146	21.56078	0.0000
OUTPUTGAPUSA	-0.007069	0.071471	-0.098914	0.9213
WORLDGAP	0.190397	0.103499	1.839594	0.0679
R-squared	0.777966	Mean dependent var		3.942567
Adjusted R-squared	0.773403	S.D. dependent var		2.529324
S.E. of regression	1.204013	Akaike info criterion		3.235502
Sum squared resid	211.6486	Schwarz criterion		3.315786
Log likelihood	-238.6627	F-statistic		170.5187
Durbin-Watson stat	2.482570	Prob(F-statistic)		0.000000

Il risultato sorprendente di questo modello è sicuramente il fatto che, con l'inserimento della nuova variabile, il gap domestico che prima risultava significativo e soprattutto di segno positivo, ora risulta negativo e statisticamente irrilevante. Si nota però che anche la variabile gap mondiale non risulta significativa (più precisamente è al limite per un livello di significatività del 5% e per un modello macroeconomico un regressore è significativo anche se lo è ad un livello del 10%), mentre complessivamente il modello migliora, aumentando l' $R^2$  aggiustato e ottenendo un Akaike info criterion (indice usato per confrontare modelli annidati) leggermente più basso. Se da una parte questi parametri ci portano a concludere in favore del modello con la variabile in più, dall'altra il test Cusum evidenzia un forte instabilità strutturale a partire dal 1992.



Sempre assumendo in ipotetico sistema economico globale, andiamo a costruirci la serie dell'inflazione "mondiale" in questo modo:  $Infl_{world} = 400 * (pgdpoecd(t) - pgdpoecd(t-1)) / pgdpoecd(t-1)$ , dove  $pgdpoecd$  è il PIL delle nazioni appartenenti all'ocse. Se la confrontiamo con l'inflazione statunitense, notiamo che oltre ad avere un andamento simile, dagli anni novanta sembrano quasi coincidere.



Per capire l'andamento facciamo di nuovo la divisione che abbiamo fatto per le variabili outputgap domestico e mondiale e ne riportiamo le statistiche descrittive rilevanti:

1970-1990

	INFL	WORLDINFL
Mean	6.842734	9.165649
Median	6.643364	8.844785
Maximum	11.97227	14.41149
Minimum	2.358444	4.912283
Std. Dev.	2.259358	2.423172

1981-1990

	INFL	WORLDINFL
Mean	3.902014	6.908397
Median	3.350734	6.777901
Maximum	10.30922	9.763979
Minimum	1.658261	4.058331
Std. Dev.	1.760975	1.373351

1991-2007

	INFL	WORLDINFL
Mean	2.155193	3.114501
Median	2.090330	2.850350
Maximum	4.745541	7.592087
Minimum	0.646663	0.765995
Std. Dev.	0.785048	1.284023

Anche per le serie delle inflazioni, significativo il contemporaneo abbassamento della media e della deviazione standard.



4ª Sottoanalisi: inserimento della variabile globale “inflazione mondiale”

L'ulteriore arricchimento del modello ci porta a formulare la seguente equazione

$$\pi_{t+1} = c + \alpha\pi_t + \eta(\pi^w)_t + \beta(Y - \tilde{Y})_t + \delta(Y^w - Y^w)_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Dependent Variable: INFL(1)

Method: Least Squares

Date: 02/18/07 Time: 17:24

Sample(adjusted): 1970:2 2007:3

Included observations: 150 after adjusting endpoints

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

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.217699	0.173257	1.256505	0.2110
INFL	0.590570	0.069142	8.541463	0.0000
WORLDINFL	0.240430	0.056626	4.245952	0.0000
OUTPUTGAPUSA	0.040839	0.081195	0.502972	0.6157
WORLDGAP	0.159378	0.112366	1.418389	0.1582
R-squared	0.799187	Mean dependent var		3.942567
Adjusted R-squared	0.793647	S.D. dependent var		2.529324
S.E. of regression	1.148973	Akaike info criterion		3.148380
Sum squared resid	191.4203	Schwarz criterion		3.248734
Log likelihood	-231.1285	F-statistic		144.2658
Durbin-Watson stat	2.386276	Prob(F-statistic)		0.000000

L'inserimento di questa variabile ha reso anche l'outputgap “mondiale” non significativo, ma ha ulteriormente migliorato il modello aumentando l'R<sup>2</sup> aggiustato e diminuendo l'indice Aikake. Se poi controlliamo la sua significatività, vediamo che è molto alta (t-Statistic = 4.245952), sembra quindi essere indispensabile nella previsione dell'inflazione. Il modello migliora ulteriormente se si elimina la variabile outputgapusa che ha perso definitivamente la sua significatività e si aggiungono le variabili con i ritardi t-1, t-2 e t-3.

Dependent Variable: INFL(1)

Method: Least Squares

Date: 02/26/07 Time: 20:57

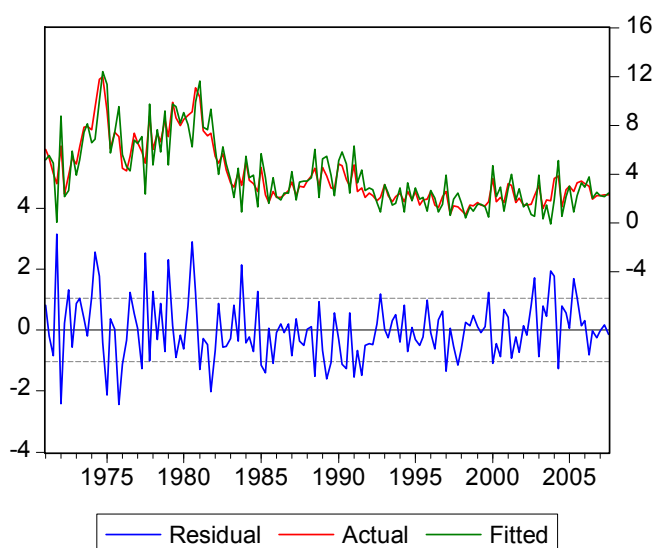
Sample(adjusted): 1971:1 2007:3

Included observations: 147 after adjusting endpoints

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

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.068555	0.197246	0.347561	0.7287
INFL	0.389177	0.093998	4.140255	0.0001
INFL(-1)	0.022443	0.114601	0.195840	0.8450
INFL(-2)	-0.008612	0.110397	-0.078012	0.9379
INFL(-3)	0.310772	0.103398	3.005593	0.0032
WORLDGAP	0.329634	0.229215	1.438102	0.1527
WORLDGAP(-1)	-0.002936	0.471660	-0.006225	0.9950
WORLDGAP(-2)	-0.004924	0.374470	-0.013149	0.9895
WORLDGAP(-3)	-0.041130	0.170042	-0.241881	0.8092
WORLDINFL	0.039164	0.109949	0.356197	0.7223
WORLDINFL(-1)	0.207902	0.104447	1.990492	0.0486
WORLDINFL(-2)	0.121549	0.098829	1.229886	0.2209
WORLDINFL(-3)	-0.196728	0.121080	-1.624773	0.1066
R-squared	0.843795	Mean dependent var		3.925327
Adjusted R-squared	0.829806	S.D. dependent var		2.546734
S.E. of regression	1.050644	Akaike info criterion		3.020961
Sum squared resid	147.9163	Schwarz criterion		3.285421
Log likelihood	-209.0407	F-statistic		60.32042
Durbin-Watson stat	2.031796	Prob(F-statistic)		0.000000

Anche per questo modello (4) otteniamo residui molto evidenti per il primo periodo per poi rimanere abbastanza bene dentro le bande di accettabilità, soprattutto dagli anni ottanta in poi:



Considerando il fatto che gli effetti della globalizzazione hanno iniziato ad essere evidenti intorno agli anni novanta, sembra opportuno ipotizzare che il campione vada spezzato nel 1990 per ottenerne due sub-campioni che preferiscono due modelli di previsione differenti: il primo a curva di Phillips tradizionale mentre il secondo la curva di Phillips con le variabili globali. Eseguiamo il Wald Test per le variabili WORLGAP(-1), WORLDGAP(-2), WORLDGAP(-3) e WORLDINFL(-2), WORLDINFL(-3), che, una volta accertata la loro non significatività, escluderemo dal modello.

Wald Test:

Equation: POOLED4

Null Hypothesis: C(7)  
C(8)  
C(9)

F-statistic	0.062404	Probability	0.979538
Chi-square	0.187211	Probability	0.979627

Wald Test:

Equation: POOLED4

Null Hypothesis: C(9)  
C(10)

F-statistic	1.551510	Probability	0.215628
Chi-square	3.103020	Probability	0.211928

Otteniamo quindi il modello definitivo con la seguente equazione che è la (4) senza il gap domestico e con qualche variabile ritardata:

$$\pi_{t+1} = c + \alpha\pi_t + \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_2\pi_{t-2} + \alpha_3\pi_{t-3} + \eta(\pi^w)_t + \eta(\pi^w)_{t-1} + \delta(Y^w - Y^w)_t + \varepsilon \quad (5)$$

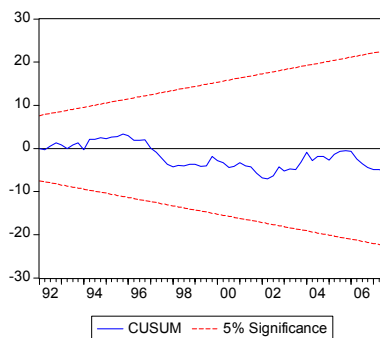
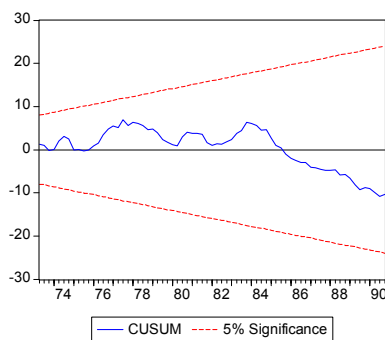
Dependent Variable: INFL(1)

Method: Least Squares

Date: 03/01/07 Time: 02:00  
 Sample(adjusted): 1971:1 2007:3  
 Included observations: 147 after adjusting endpoints  
 Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)

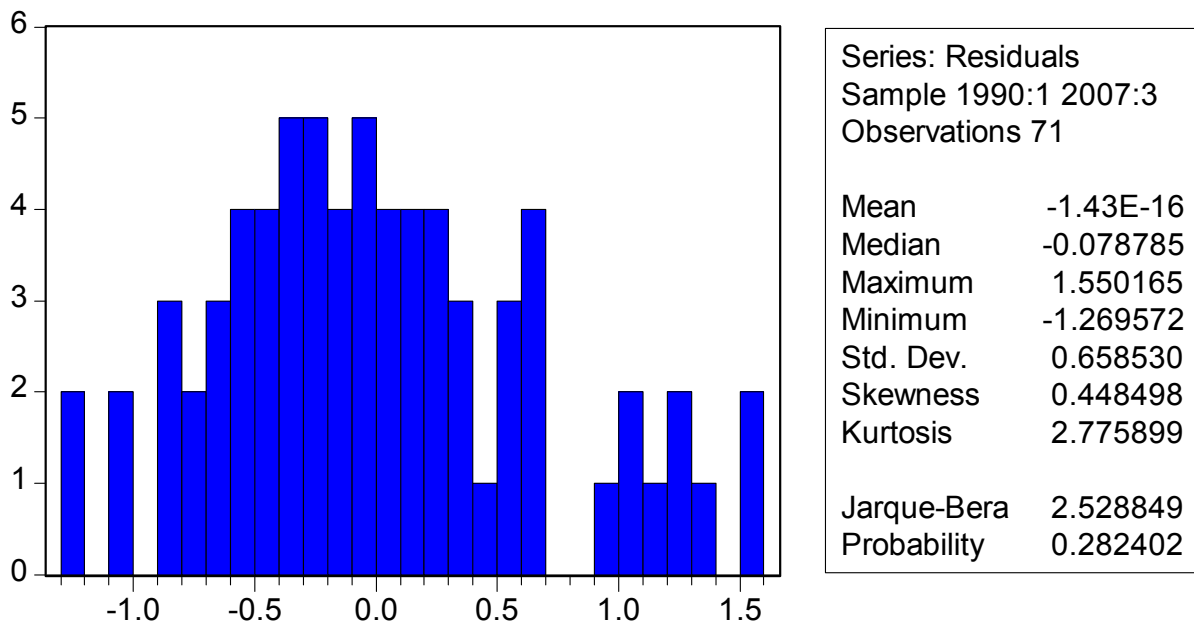
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.054528	0.224508	0.242878	0.8085
INFL	0.384716	0.103053	3.733177	0.0003
INFL(-1)	0.019476	0.108069	0.180221	0.8572
INFL(-2)	0.040089	0.088771	0.451596	0.6523
INFL(-3)	0.220814	0.083946	2.630431	0.0095
WORLDGAP	0.317031	0.066837	4.743324	0.0000
WORLDINFL	0.037777	0.090053	0.419504	0.6755
WORLDINFL(-1)	0.168514	0.095712	1.760643	0.0805
R-squared	0.839250	Mean dependent var	3.925327	
Adjusted R-squared	0.831155	S.D. dependent var	2.546734	
S.E. of regression	1.046472	Akaike info criterion	2.981610	
Sum squared resid	152.2193	Schwarz criterion	3.144355	
Log likelihood	-211.1483	F-statistic	103.6713	
Durbin-Watson stat	1.944810	Prob(F-statistic)	0.000000	

Il test Cusum eseguito per il modello di Phillips tradizionale per il periodo che va dal primo trimestre del 1970 al quarto trimestre del 1990, e per il modello di Phillis arricchito per il restante periodo del dataset, conferma la nostra ipotesi.

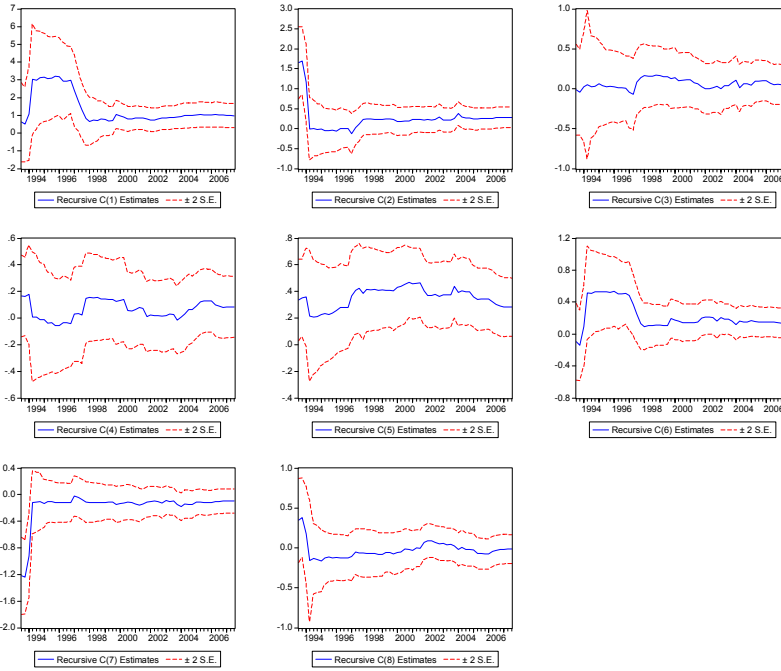


Entrambi le curve stanno dentro alle bande di accettabilità, anche se per la curva di Phillips standard si può notare una certa tendenza a destabilizzarsi già attorno agli anni 85-86.

Per verificare l'affidabilità dei test andiamo a controllare che i residui del modello con le variabili globali siano determinazione di un processo white noise con il test Jarque-Bera:



Invece per verificare la stabilità nel tempo dei coefficienti riportiamo la stima OLS ricorsiva che stima ripetutamente i parametri usando serie storiche sempre più ampie di dati, fino ad utilizzare tutte le osservazioni.



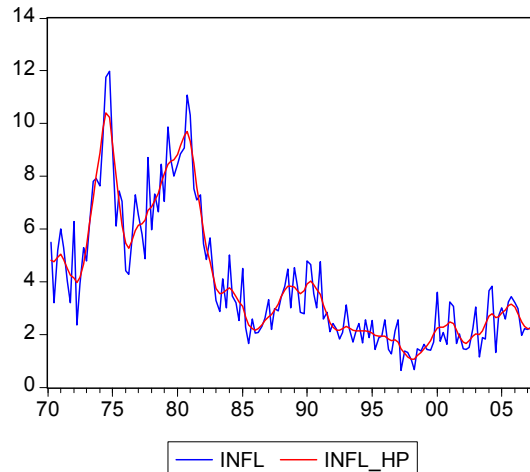
## ANALISI DELL'INFLAZIONE TENDENZIALE

Dato che ci siamo accorti che le variabili dei tassi di inflazione sono molto sensibili a scostamenti di breve periodo, abbiamo pensato di eliminare queste irregolarità, “stirandole” tramite un filtro Hodrick-Prescott centrato sulla media delle serie originali. I modelli che otteniamo usando queste nuove serie potranno essere utili se pensati come trend dell’inflazione di lungo periodo oppure come modelli di previsione di medie di intervalli entro i quali il vero tasso di inflazione potrà muoversi. Il filtro Hodrick-Prescott è un metodo di livellamento di una serie storica, che calcola la serie livellata  $T_t$  di  $Y_t$ , tramite la minimizzazione della varianza di  $Y_t$  intorno a  $T_t$ , sotto il vincolo della differenza seconda di  $T_t$ ; più precisamente minimizza la seguente espressione:

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

dove il parametro lambda rappresenta il livello di stiramento della serie  $T_t$  (più grande è lambda e più alto sarà l’effetto di livellamento della serie).

In macroeconomia questo tipo di filtro è molto usato per depurare le serie storiche dalle fluttuazioni di breve periodo. Con questo metodo quindi ci costruiamo le serie dell’inflazione domestica e dell’inflazione mondiale così stirate:



*1°b Sottoanalisi: la curva di Phillips tradizionale*

Partiamo di nuovo con il modello della curva di Phillips tradizionale con tutte le variabili ritardate fino a tre periodi per evitare l'autocorrelazione tra i residui, riprendendo l'equazione (2), usando però le variabili appena costruite:

Dependent Variable: INFL\_HP(1)

Method: Least Squares

Date: 02/26/07 Time: 21:00

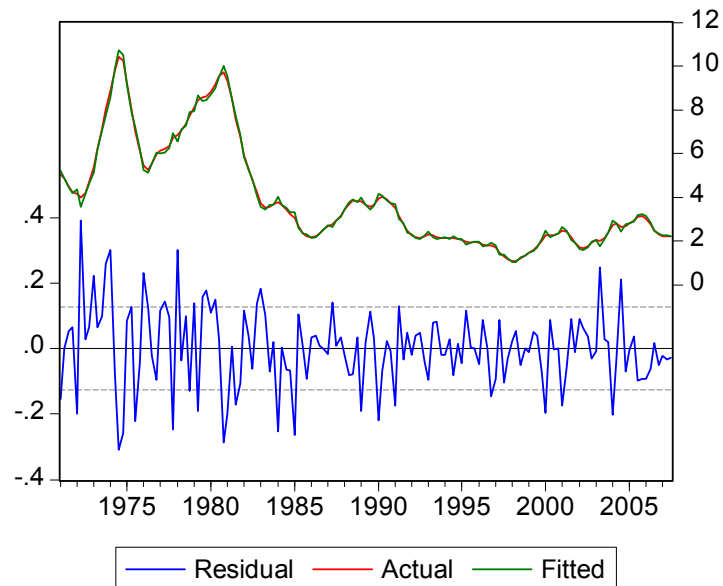
Sample(adjusted): 1971:1 2007:3

Included observations: 147 after adjusting endpoints

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

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.028338	0.018010	1.573452	0.1179
INFL_HP	2.445327	0.108303	22.57866	0.0000
INFL_HP(-1)	-2.318780	0.271728	-8.533459	0.0000
INFL_HP(-2)	1.059681	0.253821	4.174911	0.0001
INFL_HP(-3)	-0.192465	0.091449	-2.104602	0.0371
OUTPUTGAPUSA	0.030449	0.020007	1.521908	0.1303
OUTPUTGAPUSA(-1)	-0.002890	0.020942	-0.138017	0.8904
OUTPUTGAPUSA(-2)	0.005197	0.022927	0.226684	0.8210
OUTPUTGAPUSA(-3)	-0.020089	0.016991	-1.182361	0.2391
R-squared	0.997458	Mean dependent var		3.927525
Adjusted R-squared	0.997311	S.D. dependent var		2.409530
S.E. of regression	0.124947	Akaike info criterion		-1.262578
Sum squared resid	2.154435	Schwarz criterion		-1.079490
Log likelihood	101.7995	F-statistic		6769.679
Durbin-Watson stat	1.926934	Prob(F-statistic)		0.000000





Si può vedere come, una volta eliminate le fluttuazioni di breve periodo, siamo in grado di costruire un modello che si adatta molto bene ai dati con un Adjusted R-squared pari a 0.997311. Tutte le variabili dell'inflazione ritardata di un periodo risultano essere statisticamente significative, mentre al contrario per quanto riguarda il gap solamente quella non ritardata risulta essere d'interesse. Se però le variabili ritardate del gap domestico vengono prese in gruppo, risultano tutte significative nel migliorare la bontà del modello. (p-value pari a 0.011531 per il test di Wald)

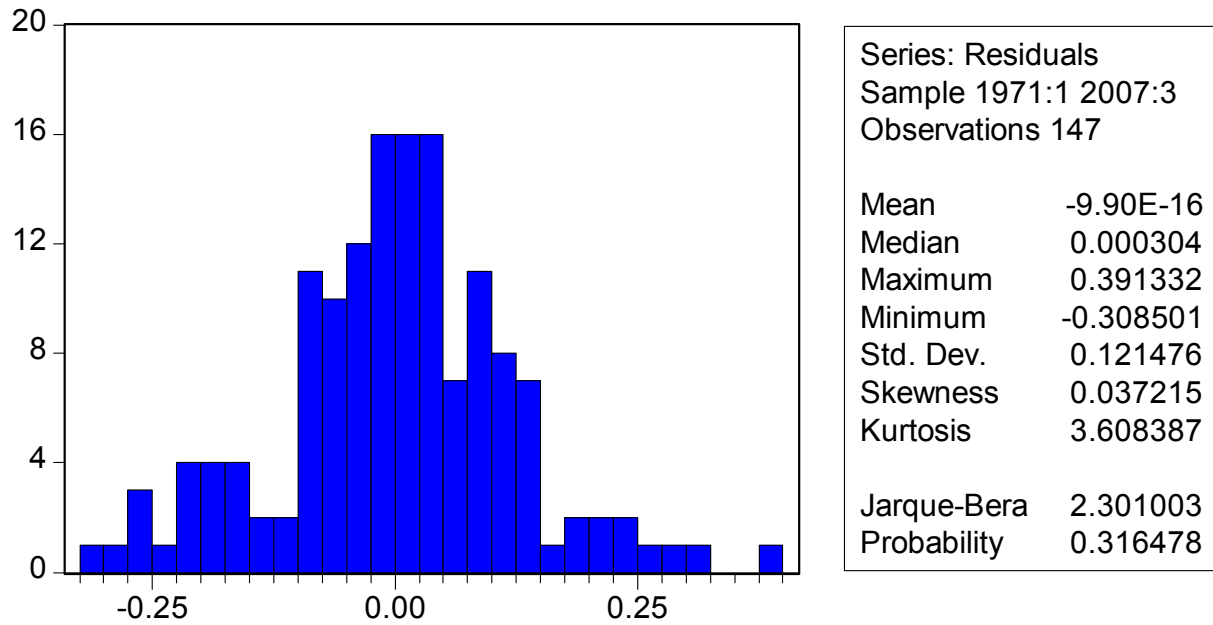
Wald Test:

Equation: TRADHP

Null Hypothesis: C(6)  
C(7)  
C(8)  
C(9)

F-statistic	3.368533	Probability	0.011531
Chi-square	13.47413	Probability	0.009177

Per vedere se i residui assumono una distribuzione normale utilizziamo il test di Jarque-Bera:



In questo modello il test assume il valore 2.301003, il quale esclude decisamente l'ipotesi di non normalità classificando la serie dei residui come determinazione di un processo white noise.

2°b sottoanalisi: la curva di Phillips con le variabili globali:

Come nell'analisi precedente andiamo ad inserire le variabili globali dell'inflazione e dell'outputgap:

$$\pi_{t+1} = C + \alpha\pi_t + \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_2\pi_{t-2} + \alpha_3\pi_{t-3} + \beta(Y - \tilde{Y})_t + \beta(Y - \tilde{Y})_{t-2} + \beta(Y - \tilde{Y})_{t-3} + \delta(Y^w - \tilde{Y}^w)_t + \delta(Y^w - \tilde{Y}^w)_{t-1} + \delta(Y^w - \tilde{Y}^w)_{t-2} + \delta(Y^w - \tilde{Y}^w)_{t-3} + \eta(\pi^w)_t + \eta(\pi^w)_{t-1} + \eta(\pi^w)_{t-2} + \eta(\pi^w)_{t-3} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Dependent Variable: INFL\_HP(1)

Method: Least Squares

Date: 02/26/07 Time: 21:07

Sample(adjusted): 1971:1 2007:3

Included observations: 147 after adjusting endpoints

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

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.028159	0.020820	1.352463	0.1786
INFL_HP	2.206416	0.114032	19.34908	0.0000
INFL_HP(-1)	-2.059365	0.256337	-8.033803	0.0000
INFL_HP(-2)	1.022458	0.246154	4.153730	0.0001
INFL_HP(-3)	-0.194113	0.103176	-1.881379	0.0622
OUTPUTGAPUSA	0.063975	0.027922	2.291215	0.0236
OUTPUTGAPUSA(-1)	-0.028066	0.025857	-1.085414	0.2797
OUTPUTGAPUSA(-2)	-0.003284	0.027224	-0.120636	0.9042
OUTPUTGAPUSA(-3)	-0.040856	0.017598	-2.321632	0.0218
WORLDGAP	-0.037276	0.045498	-0.819301	0.4141
WORLDGAP(-1)	0.037568	0.058836	0.638527	0.5243
WORLDGAP(-2)	-0.004195	0.063792	-0.065767	0.9477
WORLDGAP(-3)	0.030786	0.038104	0.807956	0.4206
WORLDINFL_HP	0.126503	0.143357	0.882437	0.3792
WORLDINFL_HP(-1)	0.027209	0.340526	0.079904	0.9364
WORLDINFL_HP(-2)	-0.117947	0.325017	-0.362896	0.7173
WORLDINFL_HP(-3)	-0.024908	0.131607	-0.189263	0.8502
R-squared	0.998022	Mean dependent var		3.927525
Adjusted R-squared	0.997778	S.D. dependent var		2.409530
S.E. of regression	0.113580	Akaike info criterion		-1.404221
Sum squared resid	1.677060	Schwarz criterion		-1.058388
Log likelihood	120.2102	F-statistic		4098.569
Durbin-Watson stat	1.926273	Prob(F-statistic)		0.000000

Questo modello presenta un R<sup>2</sup> aggiustato molto prossimo al valore 1, che significa che ha un ottimo adattamento ai dati. Se andiamo a vedere la significatività dei coefficienti troviamo un dato molto interessante, ossia che nessuno dei coefficienti globali sembra essere rilevante, mentre quello dell'outputgap domestico sì. Il test di Wald, un test di

esclusione a gruppi, conferma inoltre che i coefficienti delle variabili del gap domestico presi in gruppo sono significativi essendo il p-value minore del valore critico 0.05:

Wald Test:

Null Hypothesis: C(6) C(7) C(8) C(9)			
F-statistic	2.791181	Probability	0.028996
Chi-square	11.16473	Probability	0.024774

Mentre lo stesso test fatto per il gruppo delle variabili che rappresentano il gap mondiale produce risultati opposti che ci portano ad una eliminazione di questa parte di variabili globali:

Wald Test:

Null Hypothesis: C(10) C(11) C(12) C(13)			
F-statistic	1.409865	Probability	0.234271
Chi-square	5.639458	Probability	0.227740

3°b Sottoanalisi: la curva di Phillips arricchita:

Il modello più adatto per questa seconda parte dell'analisi risulta essere una curva di Phillips arricchita con l'inserimento della variabile globale dell'inflazione e non dell'gap mondiale come era risultato dagli studi precedenti.

Dependent Variable: INFL\_HP(1)

Method: Least Squares

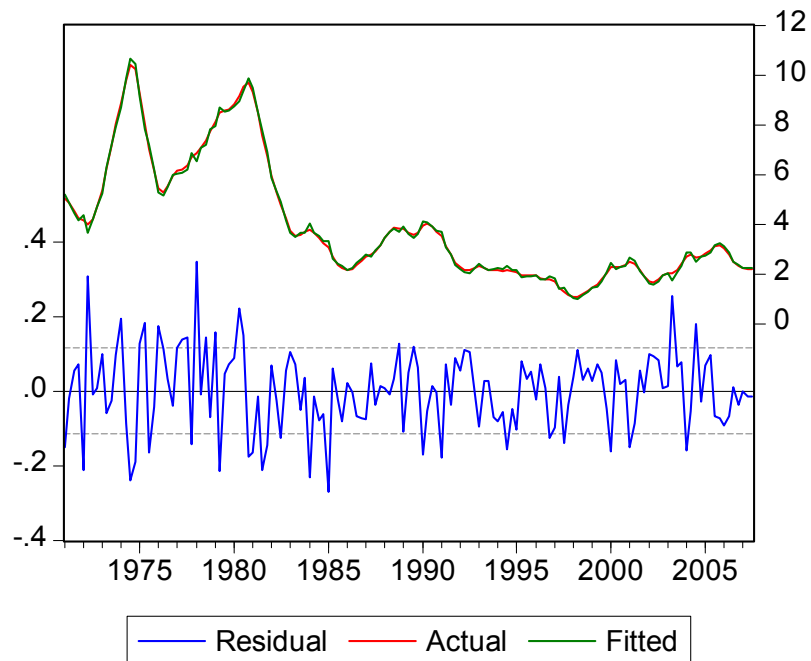
Date: 02/26/07 Time: 21:05

Sample(adjusted): 1971:1 2007:3

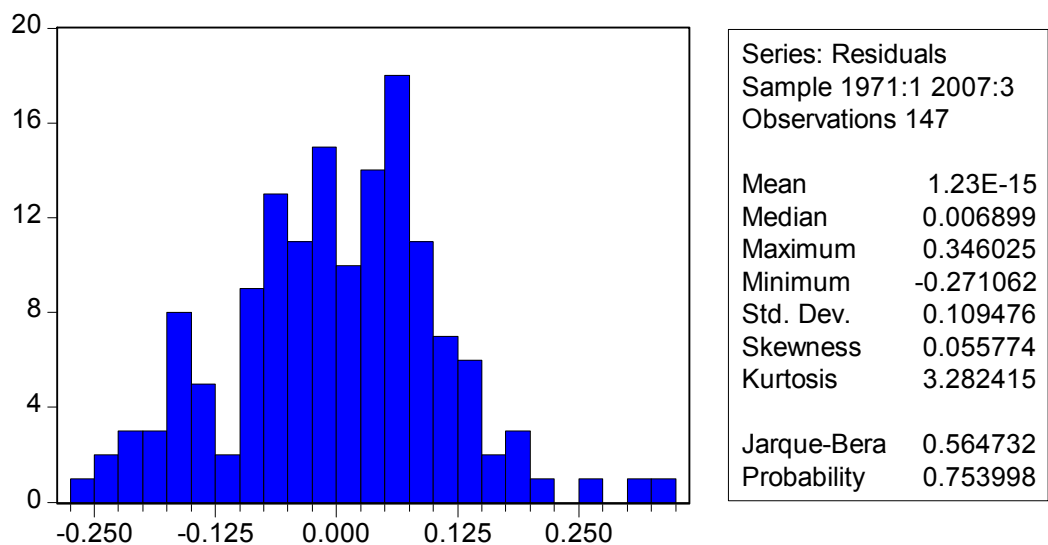
Included observations: 147 after adjusting endpoints

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

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.022555	0.020515	1.099432	0.2736
INFL_HP	2.251791	0.104722	21.50256	0.0000
INFL_HP(-1)	-2.131057	0.252541	-8.438476	0.0000
INFL_HP(-2)	1.080477	0.261506	4.131747	0.0001
INFL_HP(-3)	-0.220449	0.112833	-1.953754	0.0528
OUTPUTGAPUSA	0.036310	0.017163	2.115576	0.0362
OUTPUTGAPUSA(-1)	-0.009860	0.017981	-0.548378	0.5843
OUTPUTGAPUSA(-2)	-0.001906	0.021289	-0.089521	0.9288
OUTPUTGAPUSA(-3)	-0.019443	0.014112	-1.377795	0.1706
WORLDINFL_HP	0.074653	0.134246	0.556092	0.5791
WORLDINFL_HP(-1)	0.134590	0.320928	0.419376	0.6756
WORLDINFL_HP(-2)	-0.226821	0.312439	-0.725969	0.4691
WORLDINFL_HP(-3)	0.027125	0.130555	0.207770	0.8357
R-squared	0.997936	Mean dependent var		3.927525
Adjusted R-squared	0.997751	S.D. dependent var		2.409530
S.E. of regression	0.114273	Akaike info criterion		-1.416177
Sum squared resid	1.749812	Schwarz criterion		-1.151717
Log likelihood	117.0890	F-statistic		5398.243
Durbin-Watson stat	1.932884	Prob(F-statistic)		0.000000



Il motivo per cui l' $R^2$  aggiustato risulta leggermente inferiore (0.997936), è dovuto al fatto che è un indice sensibile al numero dei regressori, e più precisamente aumenta con l'aumentare del numero delle variabili coinvolte. Per fare un confronto con il modello precedente dobbiamo fare riferimento all'Akaike info criterion che risultando più piccolo ci conferma la migliore bontà del modello senza il gap mondiale.



Nonostante i due gruppi del gap domestico e dell'inflazione mondiale risultassero significati, sembra opportuno "soltire" ulteriormente il modello eseguendo test di Wald per sottogruppi di due variabili, ossia per quelle che presentano un p-value maggiore.

Risultano non essere significative le variabili OUTPUTGAPUSA(-1), OUTPUTGAPUSA(-2), WORLDINFL(-1) e WORLDINFL(-3)

Wald Test:  
Equation: TRAD1

---

Null Hypothesis: C(11)  
C(13)

---

F-statistic	0.092405	Probability	0.911794
Chi-square	0.184809	Probability	0.911736

---

Wald Test:  
Equation: TRAD1

---

Null Hypothesis: C(7)  
C(8)

---

F-statistic	0.190377	Probability	0.826867
Chi-square	0.380754	Probability	0.826647

---

Otteniamo in questo modo un modello che presenta tutti i regressori statisticamente significativi e in termini di equazioni assume la seguente forma:

$$\pi_{t+1} = c + \alpha\pi_t + \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_2\pi_{t-2} + \alpha_3\pi_{t-3} + \beta(Y-Y)_t + \beta(Y-Y)_{t-3} + \eta(\pi^w)_t + \eta(\pi^w)_{t-2} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Dependent Variable: INFL\_HP(1)

Method: Least Squares

Date: 03/01/07 Time: 12:23

Sample(adjusted): 1971:1 2007:3

Included observations: 147 after adjusting endpoints

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

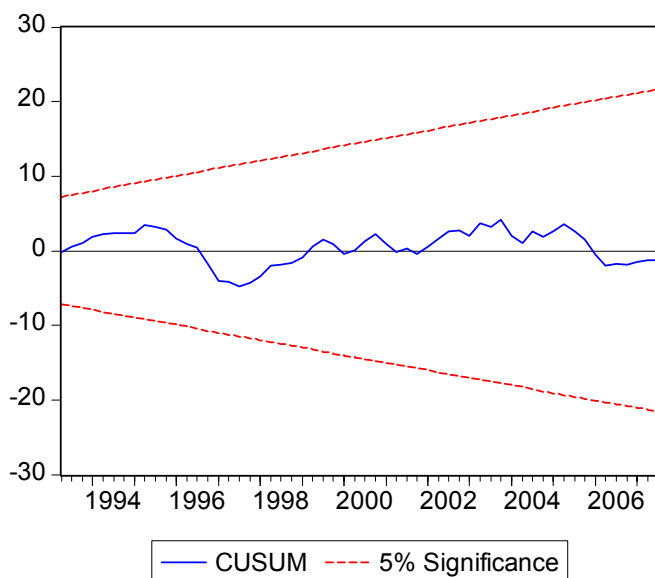
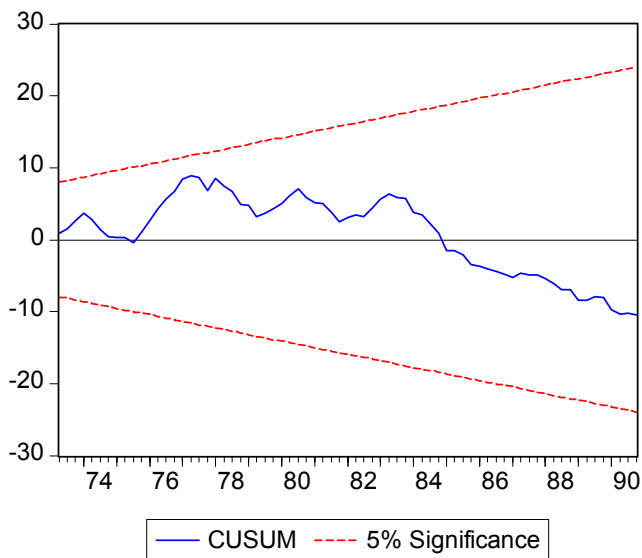
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.021819	0.020187	1.080836	0.2817
INFL_HP	2.240445	0.094215	23.78006	0.0000
INFL_HP(-1)	-2.099924	0.221146	-9.495649	0.0000
INFL_HP(-2)	1.055757	0.217528	4.853426	0.0000
INFL_HP(-3)	-0.216410	0.082897	-2.610584	0.0100
OUTPUTGAPUSA	0.027679	0.008352	3.314133	0.0012
OUTPUTGAPUSA(-3)	-0.023035	0.008420	-2.735570	0.0070
WORLDINFL_HP	0.128231	0.024397	5.255962	0.0000
WORLDINFL_HP(-2)	-0.117977	0.024831	-4.751213	0.0000
R-squared	0.997926	Mean dependent var	3.927525	
Adjusted R-squared	0.997805	S.D. dependent var	2.409530	
S.E. of regression	0.112877	Akaike info criterion	-1.465770	
Sum squared resid	1.758280	Schwarz criterion	-1.282683	
Log likelihood	116.7341	F-statistic	8298.830	
Durbin-Watson stat	1.921069	Prob(F-statistic)	0.000000	



#### 4°b Sottoanalisi: modello con sub-campione

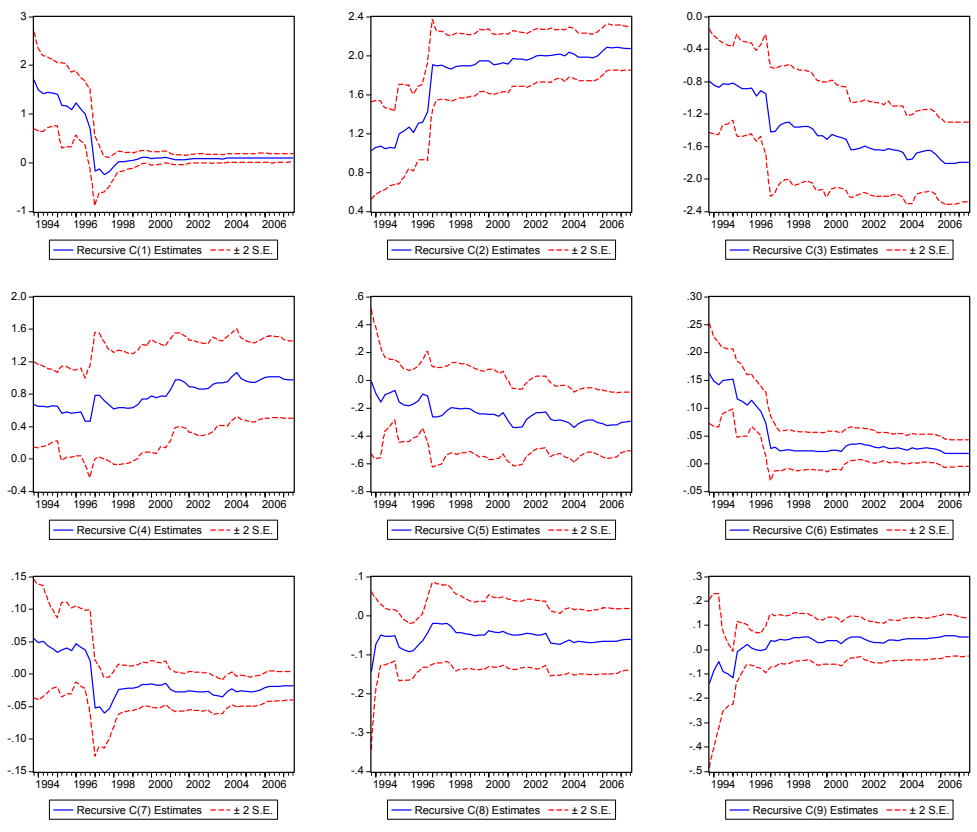
Tenendo conto ancora una volta che gli effetti della globalizzazione si fanno più evidenti negli anni novanta, spezziamo in due il campione e ne applichiamo due modelli di previsione differenti: la curva di Phillips tradizionale (2) per il primo periodo, la curva di Phillips arricchita (7) per il secondo.

Il test Cusum sembra confermare questa ipotesi:



Cusum per il modello tradizionale (periodo 1971-1990) e per il modello arricchito (periodo 1990-2007).

Riportiamo inoltre la stima ricorsiva ols per la stabilità dei coefficienti di quest'ultimo modello della curva di Phillips allargata allargato .



## CONCLUSIONI

Il tasso di inflazione è una variabile importantissima per lo studio e controllo di un sistema economico. Per un policy-maker poter usufruire di un'adeguata previsione del tasso d'inflazione è diventato essenziale quanto improbabile negli ultimi decenni (Borio e Filarrdo, 2006). Il processo di formazione dell'inflazione è andato cambiando con la contemporanea affermazione di un altro processo chiamato globalizzazione. Già agli inizi degli anni settanta l'economia ha iniziato ad avere un raggio d'azione più ampio, ma i veri effetti di questo cambiamento si riscontrano attorno agli anni novanta, quando l'intero mondo viene posto in un unico ipotetico sistema economico mondiale. A partire da questo momento lo strumento usato per la previsione del tasso di inflazione, la curva di Phillips standard, sembra non essere più in grado di funzionare bene. La globalizzazione sta, infatti, cambiando il modo di prendere decisioni di politica monetaria, introducendo una mentalità più globe-centric e anche la curva di Phillips dovrà far fronte a questo nuovo approccio. Il nostro lavoro è una verifica empirica per il caso statunitense, che si concentra sull'opportunità dell'inserimento nella stessa equazione di Phillips di alcune variabili di tipo non domestico, quali output gap e inflazione mondiali. Inoltre dal momento in cui ci siamo accorti che le serie dell'inflazioni sono molto sensibili a fluttuazioni di breve periodo, abbiamo deciso di riproporre la stessa verifica con le serie "stirate" tramite filtri Hodrick-Prescott centrati sulle medie.

La prima parte dell'analisi offre conclusioni che suggeriscono l'inserimento di entrambi le variabili globali a discapito del gap domestico; ne esce un modello di previsione che si adatta abbastanza bene ai dati e si presenta secondo l'equazione (2). La seconda parte dell'analisi presenta risultati contrastanti rispetto alla prima, in quanto favorisce l'inserimento della variabile inflazione globale e non quello della variabile outputgap mondiale, ridonando valore alla gap domestico. Questo modello si adatta molto bene ai dati e si presenta come la curva di Phillips arricchita (7).

Dai nostri studi risulta quindi essenziale approfondire le ricerche per comprendere meglio il ruolo giocato dalle variabili globali nella determinazione dell'inflazione statunitense.

## BIBLIOGRAFIA

- C. Borio, A. Filardo, 2006 *“Globalisation and Inflation: New cross-country evidence on the global determinants of domestic inflation”*, Bank for International Settlements
- E. Castelnuovo, 2006 *“Domestic and Global Determinants of the U.S. Inflation Expectations”* University of Padua
- T. Di Fonzo, F. Lisi, 2005 *“Serie Storiche Economiche. Analisi statistiche e applicazioni”*, Carocci editore
- N.G.Mankiw, 2004, *“Macroeconomia”*, Zanichelli editore
- M. Veerbek, 2006, *“Econometria”*, Zanichelli editore
- M. Draghi, 2006, *“Le istituzioni finanziarie internazionali nell’economia mondiale”*, Università di Firenze
- A. Phillips, 1958, *“The relationship between unemployment and the rate of change of money wages in the UK 1861-1957”*, *Economica*

## WEBGRAFIA

<http://www.wikipedia.com>

<http://www.rappocse.org>

<http://oberon.sourceoecd.org>

<http://www.oecd.org/>

## APPENDICE TECNICA

Riporiamo i correlogrammi dei residui rispettivamente della prima, seconda, prima-b e terza-b sottoanalisi:

1)

Date: 02/26/07 Time: 16:30  
 Sample: 1970:2 2007:3  
 Included observations: 150

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
** .	** .	1	-0.262	-0.262	10.528	0.001
.	* .	2	-0.057	-0.135	11.027	0.004
.	* .	3	-0.018	-0.077	11.078	0.011
. **	. **	4	0.303	0.296	25.457	0.000
* .	. *	5	-0.080	0.100	26.461	0.000
.	. *	6	0.022	0.092	26.536	0.000
.	.	7	0.006	0.039	26.541	0.000
. *	.	8	0.106	0.036	28.353	0.000
.	.	9	-0.009	0.032	28.366	0.001
. *	. *	10	0.081	0.094	29.433	0.001
* .	.	11	-0.077	-0.046	30.413	0.001
. *	. *	12	0.182	0.142	35.866	0.000
.	. *	13	0.001	0.078	35.867	0.001
.	. *	14	0.055	0.071	36.377	0.001
.	. *	15	-0.004	0.073	36.380	0.002
. *	. *	16	0.129	0.075	39.214	0.001
.	.	17	0.007	0.052	39.223	0.002
.	.	18	-0.027	-0.048	39.346	0.003
.	.	19	0.052	0.005	39.815	0.003
. *	.	20	0.081	0.018	40.965	0.004
.	.	21	-0.013	-0.001	40.994	0.006
* .	* .	22	-0.117	-0.169	43.450	0.004
. *	. *	23	0.169	0.072	48.555	0.001
. *	.	24	0.067	0.058	49.370	0.002
.	. *	25	0.052	0.136	49.865	0.002
* .	.	26	-0.059	0.057	50.502	0.003
. *	.	27	0.088	0.019	51.944	0.003
.	* .	28	-0.016	-0.083	51.989	0.004
.	* .	29	0.038	-0.082	52.268	0.005
.	.	30	0.045	0.032	52.659	0.006
* .	* .	31	-0.105	-0.170	54.783	0.005
. *	.	32	0.081	0.020	56.060	0.005
.	.	33	0.030	-0.025	56.239	0.007
.	.	34	-0.010	0.033	56.257	0.010
* .	* .	35	-0.110	-0.113	58.671	0.007
. *	.	36	0.089	-0.017	60.247	0.007

2)

Date: 02/26/07 Time: 16:33

Sample: 1971:1 2007:3

Included observations: 147

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	0.028	0.028	0.1179	0.731
. .	. .	2	0.034	0.033	0.2934	0.864
. .	. .	3	0.027	0.025	0.4030	0.940
. .	. .	4	0.050	0.047	0.7842	0.941
* .	* .	5	-0.127	-0.132	3.2887	0.656
. .	. .	6	-0.038	-0.035	3.5111	0.742
* .	* .	7	-0.125	-0.120	5.9560	0.545
* .	. .	8	-0.067	-0.056	6.6636	0.573
* .	. .	9	-0.063	-0.040	7.2975	0.606
. .	. .	10	-0.043	-0.046	7.5986	0.668
* .	* .	11	-0.080	-0.073	8.6379	0.655
. *	. *	12	0.131	0.117	11.405	0.495
. .	. .	13	0.016	-0.002	11.445	0.574
. .	. .	14	0.023	-0.004	11.534	0.644
. .	. .	15	0.014	-0.014	11.566	0.712
. *	. *	16	0.125	0.080	14.181	0.585
. .	. *	17	0.058	0.066	14.741	0.614
. .	* .	18	-0.046	-0.071	15.093	0.656
* .	. .	19	-0.063	-0.056	15.766	0.673
. .	. .	20	0.006	0.006	15.772	0.731
* .	. .	21	-0.069	-0.041	16.599	0.735
* .	* .	22	-0.143	-0.117	20.164	0.573
. *	. *	23	0.132	0.189	23.244	0.447
. *	. *	24	0.099	0.108	24.995	0.406
. *	. *	25	0.117	0.136	27.446	0.334
. .	. .	26	-0.004	-0.030	27.449	0.386
. .	. .	27	0.051	0.008	27.922	0.415
* .	* .	28	-0.080	-0.122	29.093	0.408
. .	. .	29	0.026	-0.024	29.222	0.454
. .	. .	30	-0.026	0.021	29.350	0.499
* .	* .	31	-0.122	-0.087	32.175	0.408
. .	. .	32	-0.003	0.045	32.176	0.458
. .	. .	33	-0.030	-0.033	32.345	0.500
* .	. .	34	-0.095	0.001	34.078	0.464
* .	* .	35	-0.079	-0.098	35.294	0.454
. *	. .	36	0.072	0.064	36.315	0.454

3)

Date: 02/26/07 Time: 16:41  
 Sample: 1971:1 2007:3  
 Included observations: 147

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	0.031	0.031	0.1419	0.706
* .	* .	2	-0.086	-0.087	1.2510	0.535
. .	. .	3	-0.029	-0.023	1.3763	0.711
. **	. *	4	0.199	0.195	7.4430	0.114
* .	* .	5	-0.141	-0.166	10.504	0.062
* .	. .	6	-0.088	-0.046	11.714	0.069
* .	* .	7	-0.119	-0.131	13.916	0.053
. .	. .	8	-0.003	-0.054	13.918	0.084
. .	. .	9	-0.031	0.009	14.074	0.120
* .	* .	10	-0.060	-0.076	14.651	0.145
* .	* .	11	-0.090	-0.066	15.954	0.143
. *	. *	12	0.147	0.124	19.463	0.078
. .	. .	13	0.051	0.001	19.884	0.098
. .	. .	14	-0.012	0.004	19.908	0.133
. .	. .	15	-0.024	-0.009	20.006	0.172
. *	. .	16	0.144	0.065	23.456	0.102
. .	. .	17	0.052	0.053	23.919	0.122
. .	. .	18	-0.040	-0.029	24.191	0.149
. .	. .	19	-0.027	0.021	24.316	0.184
. .	. .	20	0.049	0.018	24.729	0.212
* .	* .	21	-0.059	-0.065	25.336	0.233
* .	* .	22	-0.155	-0.115	29.547	0.130
. *	. *	23	0.099	0.166	31.290	0.116
. *	. .	24	0.081	0.039	32.446	0.116
. *	. *	25	0.101	0.149	34.265	0.102
. .	. .	26	-0.008	0.046	34.275	0.128
. *	. .	27	0.096	0.063	35.967	0.116
. .	* .	28	-0.041	-0.073	36.283	0.136
. .	. .	29	0.058	0.011	36.911	0.149
. .	. .	30	-0.046	-0.007	37.304	0.168
* .	* .	31	-0.120	-0.122	40.020	0.129
. .	. .	32	-0.001	0.061	40.020	0.156
. .	. .	33	0.008	-0.036	40.032	0.186
* .	. .	34	-0.123	-0.037	42.988	0.139
* .	* .	35	-0.113	-0.091	45.464	0.111
. *	. .	36	0.092	0.054	47.126	0.101



4)

Date: 02/26/07 Time: 16:44

Sample: 1971:1 2007:3

Included observations: 147

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	0.027	0.027	0.1088	0.742
. .	. .	2	-0.017	-0.018	0.1530	0.926
. .	. .	3	-0.020	-0.019	0.2127	0.976
. *	. *	4	0.185	0.186	5.4449	0.245
* .	* .	5	-0.126	-0.142	7.8777	0.163
. .	. .	6	-0.021	-0.005	7.9477	0.242
* .	* .	7	-0.077	-0.075	8.8635	0.263
. .	. .	8	0.001	-0.035	8.8636	0.354
. .	. .	9	-0.004	0.047	8.8664	0.450
. .	. .	10	0.014	-0.006	8.8959	0.542
. .	. .	11	-0.032	-0.007	9.0602	0.616
. *	. *	12	0.152	0.150	12.791	0.384
. .	. .	13	0.040	0.009	13.047	0.444
. .	. .	14	-0.012	-0.013	13.072	0.521
. .	. .	15	-0.056	-0.044	13.599	0.556
. *	. .	16	0.085	0.031	14.796	0.540
. .	. .	17	-0.015	0.007	14.835	0.607
* .	* .	18	-0.074	-0.065	15.753	0.610
. .	. .	19	-0.051	-0.010	16.203	0.644
. .	. .	20	0.045	0.026	16.546	0.682
. .	. .	21	-0.049	-0.050	16.961	0.713
* .	* .	22	-0.163	-0.157	21.620	0.483
. .	. .	23	0.037	0.064	21.861	0.529
. .	* .	24	-0.005	-0.060	21.866	0.587
. .	. *	25	0.059	0.074	22.491	0.607
. .	. .	26	-0.031	0.003	22.661	0.652
. *	. .	27	0.079	0.050	23.806	0.641
* .	* .	28	-0.100	-0.110	25.648	0.592
. .	. .	29	0.009	-0.039	25.664	0.643
* .	* .	30	-0.081	-0.059	26.889	0.629
* .	* .	31	-0.143	-0.160	30.747	0.479
. .	. .	32	-0.029	0.036	30.910	0.522
. .	. .	33	-0.020	-0.056	30.987	0.568
* .	. .	34	-0.115	-0.042	33.548	0.490
* .	* .	35	-0.112	-0.097	36.010	0.421
. .	. .	36	0.043	-0.005	36.381	0.451

I trenta paesi appartenenti all'OCSE:

[AUSTRALIA](#): 7 June 1971  
[AUSTRIA](#): 29 September 1961  
[BELGIUM](#): 13 September 1961  
[CANADA](#): 10 April 1961  
[CZECH REPUBLIC](#): 21 December 1995  
[DENMARK](#): 30 May 1961  
[FINLAND](#): 28 January 1969  
[FRANCE](#): 7 August 1961  
[GERMANY](#): 27 September 1961  
[GREECE](#): 27 September 1961  
[HUNGARY](#): 7 May 1996  
[ICELAND](#): 5 June 1961  
[IRELAND](#): 17 August 1961  
[ITALY](#): 29 March 1962  
[JAPAN](#): 28 April 1964  
[KOREA](#): 12 December 1996  
[LUXEMBOURG](#): 7 December 1961  
[MEXICO](#): 18 May 1994  
[NETHERLANDS](#): 13 November 1961  
[NEW ZEALAND](#): 29 May 1973  
[NORWAY](#): 4 July 1961  
[POLAND](#): 22 November 1996  
[PORTUGAL](#): 4 August 1961  
[SLOVAK REPUBLIC](#): 14 December 2000  
[SPAIN](#): 3 August 1961  
[SWEDEN](#): 28 September 1961  
[SWITZERLAND](#): 28 September 1961  
[TURKEY](#): 2 August 1961  
[UNITED KINGDOM](#): 2 May 1961  
[UNITED STATES](#): 12 April 1961

Fonte: [www.oecd.org/](http://www.oecd.org/)

A Luigina