

UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI PADOVA



**FACOLTA' DI SCIENZE STATISTICHE
CORSO DI LAUREA IN
STATISTICA E GESTIONE DELLE IMPRESE**



***La regola di Taylor e l'influenza
della globalizzazione: il caso
statunitense***

RELATORE: DOTT. CASTELNUOVO EFREM

**LAUREANDA: GIULIA TROVO'
MATRICOLA: 572107-GEI**

ANNO ACCADEMICO 2009/2010

INDICE	Pagina
1.Introduzione	3
2.La regola di Taylor	4
3.Analisi dei dati	5
3.1.1.Stima della regola di Taylor	5
3.1.2.Stima della regola di Taylor con l'aggiunta di variabili non domestiche	12
3.2.1.Stima del primo sottocampione (1970:2 – 1982:3)	18
3.2.2.Stima del primo sottocampione con l'aggiunta di variabili non domestiche	20
3.3.1.Stima del secondo sottocampione (1985:2 – 2006:3)	23
3.3.2.Stima del secondo sottocampione con l'aggiunta di variabili non domestiche	28
4.Conclusioni	34
5.Appendice	36
5.1.Il coefficiente di determinazione	36
5.2.La statistica Durbin-Watson	37
6.Bibliografia	40

1. INTRODUZIONE

Le relazioni economiche tra i paesi sono aumentate considerevolmente dall'inizio degli anni '80 dando origine a quella che gli economisti chiamano globalizzazione. Tale fenomeno è stato ampiamente studiato sia dal punto di vista sociale sia da quello economico e ha insinuato diversi dubbi sui metodi fino a quel momento utilizzati per studiare le variabili economiche. Infatti, i modelli applicati per fare previsioni o per descrivere gli andamenti si concentrano su variabili prevalentemente domestiche senza cioè considerare un possibile contributo di fattori esterni al paese considerato.

Con l'avvento della globalizzazione sembra quindi lecito pensare che le decisioni prese dalle singole nazioni (o almeno dalle più influenti ed economicamente potenti) possano influenzare le variazioni dei fattori domestici di altri paesi. Gli economisti Borio e Filardo (2007) hanno prodotto dei modelli per verificare se alcune determinanti globali possano modificare l'andamento dell'inflazione domestica. I risultati non sono stati univoci e certi però spingono a riflettere sulla possibilità di un tale fenomeno.

Le banche centrali hanno come obiettivo primario quello di mantenere l'inflazione entro certi limiti; per fare ciò muovono il tasso di interesse nominale aumentando o diminuendo la quantità di moneta circolante, tale comportamento viene spesso formalizzato tramite una regola semplice, i.e. la regola di Taylor. Tale regola non risulta sempre di facile applicazione e ciò potrebbe essere dovuto a fattori che non sono inclusi nell'equazione. Data l'ipotesi vista in precedenza, si può studiare un modello che includa variabili quali l'inflazione e l'output globali e verificare se risulta più facile per le banche centrali determinare il tasso di interesse per raggiungere l'inflazione da queste desiderata.

Mi concentrerò su dati relativi all'inflazione, al gap dell'output e al tasso di interesse degli Stati Uniti; inizialmente stimerò il modello relativo alla regola di

Taylor, in seguito aggiungerò le variabili relative all'inflazione e al gap dell'output dei paesi facenti parte del G6 (Germania, Francia, Italia, Canada, Giappone e Regno Unito). Successivamente dividerò il campione in due sottocampioni in corrispondenza del 1985 (tralasciando il periodo della presidenza Volcker, '82-'85, durante il quale le attese inflazionistiche non furono accomodate ma al contrario fortemente combattute), cioè l'anno in cui si fa convenzionalmente partire la "grande moderazione", per verificare se la modifica all'equazione di Taylor risulta più affidabile nel secondo periodo rispetto al primo.

2. LA REGOLA DI TAYLOR

L'economista John Taylor ha teorizzato una regola empirica che si è dimostrata abbastanza efficace per prevedere la politica della FED (Federal Reserve) sui tassi di interesse. L'equazione suppone che il tasso di interesse nominale dipenda da tre fattori: la differenza tra l'inflazione obiettivo e quella effettiva, l'output gap, cioè la differenza tra il livello di produzione desiderato e quello realmente misurato, e il livello dei tassi di interesse coerente con le variabili obiettivo sopra citate. L'equazione è la seguente:

$$i_t = i^* + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta(Y_t - Y^*) + \varepsilon_t$$

dove i indica il tasso di interesse nominale, i^* il tasso di interesse obiettivo, π l'inflazione corrente, π^* il livello inflazionistico obiettivo, che nel lungo periodo è assunto da Taylor pari al 2%, e $(Y - Y^*)$ la differenza tra il livello di produzione potenziale e quello reale.

Raccogliendo tutti i termini che risultano costanti otteniamo una nuova equazione che sarà alla base dei modelli che stimerò in seguito.

$$i_t = c + \alpha\pi_t + \beta Y_t + \varepsilon_t$$

L'obiettivo delle banche centrali sarà sempre quello di avere tassi di inflazione più alti di quelli attuali, seppur contenuti, per consentire che il denaro circoli e possa essere investito e consumato. Decidendo la politica monetaria da attuare, le banche sono in grado di muovere il tasso di interesse nominale e controbilanciare in questo modo le spinte inflazionistiche.

3. ANALISI DEI DATI

3.1.1 Stima della regola di Taylor

I dati oggetto di studio sono dati trimestrali riferiti al periodo 1970:2-2006:3 (fonte: OECD). In questa prima parte utilizzerò solo quelli relativi agli U.S.A., mentre in seguito verranno aggiunti anche quelli relativi al G6.

Ipotizzando che le banche centrali si basino sulle misure raccolte nei trimestri precedenti a quello corrente per formulare stime e prendere decisioni, considererò solo le variabili ritardate, una o più volte, in base alla bontà di adattamento del modello ai dati.

Modello 1: Stime OLS usando le 144 osservazioni 1970:4-2006:3
 Variabile dipendente: tasso di interesse USA
 Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

<i>Variabile</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Statistica t</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,21155	0,328078	-0,6448	0,52011	
inflazioneUSA_1	0,140666	0,064577	2,1783	0,03107	**
outputUSA_1	0,352764	0,187292	1,8835	0,06172	*
outputUSA_2	-0,367174	0,186234	-1,9716	0,05064	*
interesseUSA_1	0,858122	0,0595475	14,4107	<0,00001	***

Media della variabile dipendente = 2,58956

Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 2,75344
Somma dei quadrati dei residui = 309,606
Errore standard dei residui = 1,49244
 $R^2 = 0,714424$
 R^2 corretto = 0,706206
Statistica F (4, 139) = 57,1841 (p-value < 0,00001)
Statistica Durbin-Watson = 2,21118
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = -0,122204
Stat. h di Durbin -2,08141
(Usando la variabile 12 per la statistica h, con T' = 143)
Log-verosimiglianza = -259,442
Criterio di informazione di Akaike = 528,884
Criterio bayesiano di Schwarz = 543,733
Criterio di Hannan-Quinn = 534,918

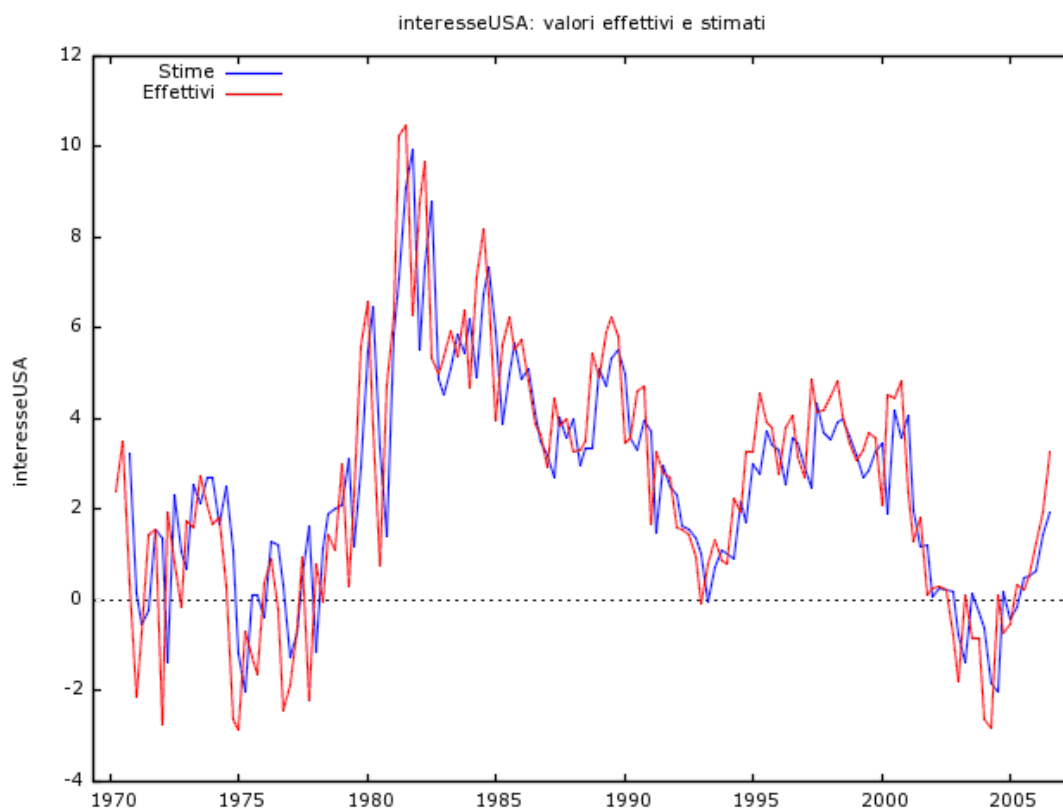
In questo primo caso, le variabili considerate per stimare il tasso di interesse sono: l'inflazione degli USA al primo ritardo, l'output gap USA ai primi due ritardi e il tasso di interesse nominale USA ritardato una sola volta.

La regola di Taylor indica una relazione di diretta proporzionalità tra l'inflazione e il tasso di interesse che qui è confermata dalla positività del coefficiente su `inflazioneUSA_1`; l'incidenza dell'output, al contrario, non è molto forte, infatti i coefficienti dei due ritardi quasi si annullano a vicenda.

Sebbene le variabili siano tutte significative (ad eccezione della costante), l' R^2 corretto (Vedi "Appendice") non è molto elevato e indica che il modello spiega il 70% della variabilità dei dati.

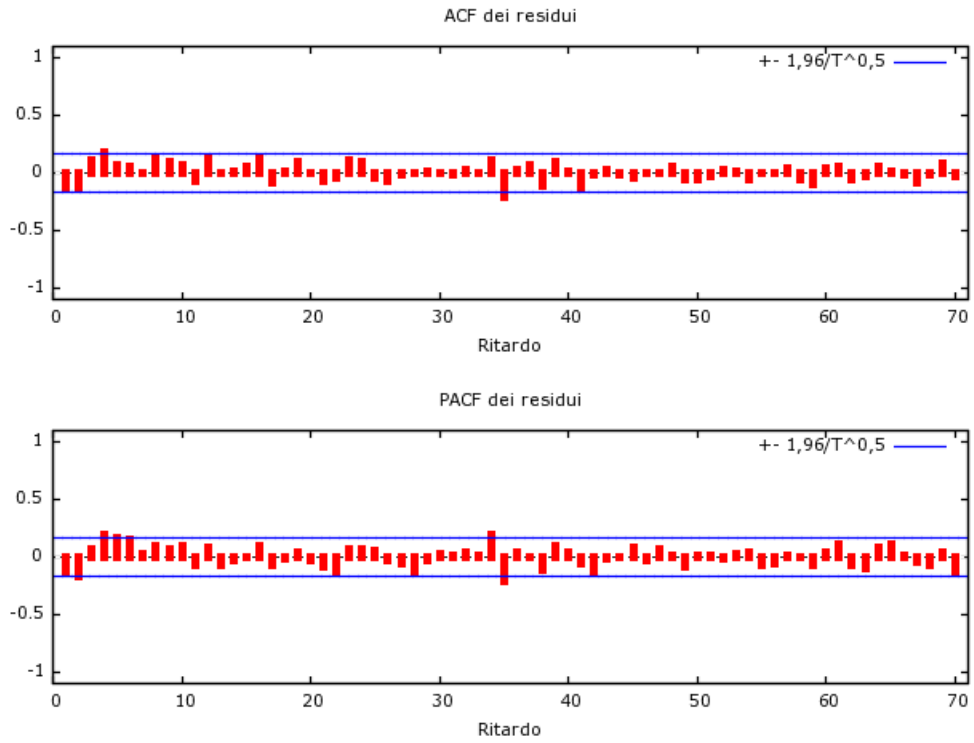
Il test di Durbin-Watson (Vedi "Appendice") ci spinge a confermare l'assenza di correlazione tra i residui visto il valore prossimo a 2.

Di seguito è riportato il grafico dei valori stimati sovrapposto a quello dei valori effettivi e il correlogramma dei residui.

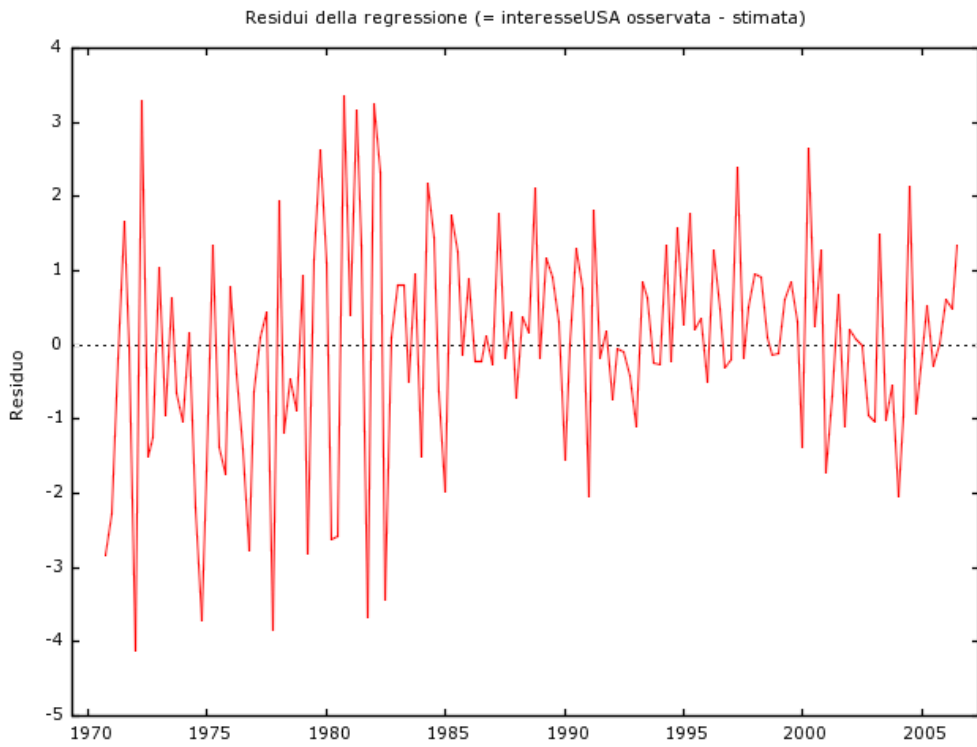


Funzione di autocorrelazione dei residui

LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
1	-0,1215	-0,1215	2,1701 [0,141]
2	-0,1462 *	-0,1634 **	5,3342 [0,069]
3	0,1132	0,0758	7,2449 [0,064]
4	0,1807 **	0,1911 **	12,1508 [0,016]
5	0,0743	0,1655 **	12,9847 [0,024]
6	0,0613	0,1538 *	13,5564 [0,035]
7	-0,0042	0,0258	13,5591 [0,060]
8	0,1194	0,0966	15,7643 [0,046]
9	0,0946	0,0726	17,1587 [0,046]
10	0,0740	0,0939	18,0182 [0,055]
11	-0,0693	-0,0704	18,7777 [0,065]
12	0,1452 *	0,0852	22,1341 [0,036]
13	-0,0046	-0,0731	22,1375 [0,053]
14	0,0123	-0,0286	22,1621 [0,075]
15	0,0574	0,0041	22,6990 [0,091]



Come si vede, i valori che escono dalle fasce di Bartlett sono pochi e lo scostamento non è molto accentuato, in particolare nelle prime osservazioni.



Il grafico dei residui indica un maggiore scostamento dallo zero per le osservazioni dal 1970 al 1985 circa.

Come si può vedere dal Modello 2, togliendo la costante, l' R^2 corretto aumenta e il test Durbin-Watson si avvicina ancora di più a 2.

Modello 2: Stime OLS usando le 144 osservazioni 1970:4-2006:3
 Variabile dipendente: tasso di interesse USA
 Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

<i>Variabile</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Statistica t</i>	<i>p-value</i>	
inflazioneUSA_1	0,111187	0,0380561	2,9217	0,00406	***
outputUSA_1	0,334834	0,188805	1,7734	0,07833	*
outputUSA_2	-0,337433	0,182451	-1,8494	0,06650	*
interesseUSA_1	0,840282	0,0429547	19,5621	<0,00001	***

Media della variabile dipendente = 2,58956
 Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 2,75344
 Somma dei quadrati dei residui = 310,772
 Errore standard dei residui = 1,4899
 $R^2 = 0,848388$
 R^2 corretto = 0,845139
 Statistica F (4, 140) = 147,661 (p-value < 0,00001)
 Statistica Durbin-Watson = 2,19742
 Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = -0,115233
 Stat. h di Durbin -1,60606
 (Usando la variabile 12 per la statistica h, con T' = 143)
 Log-verosimiglianza = -259,713
 Criterio di informazione di Akaike = 527,426
 Criterio bayesiano di Schwarz = 539,305
 Criterio di Hannan-Quinn = 532,253

Cercando un modello alternativo, che fornisca un correlogramma migliore, arriviamo ad includere tre ritardi della variabile dipendente dei quali il secondo non risulta significativamente diverso da zero.

Modello 3: Stime OLS usando le 143 osservazioni 1971:1-2006:3
 Variabile dipendente: tasso di interesse USA
 Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

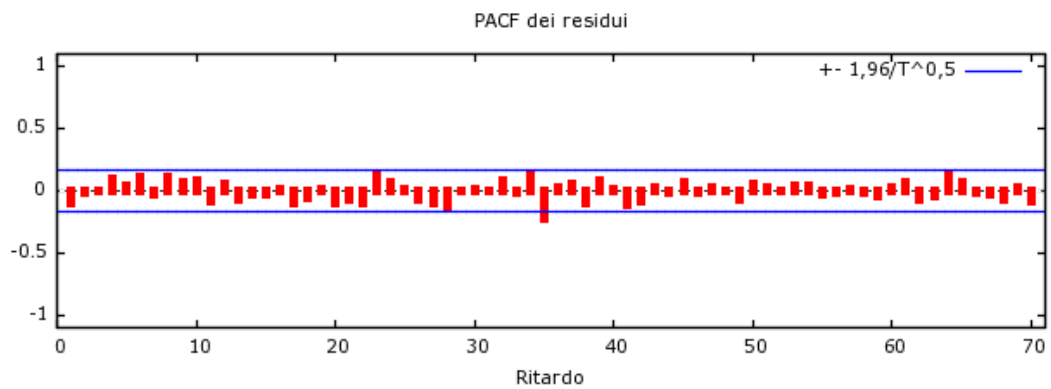
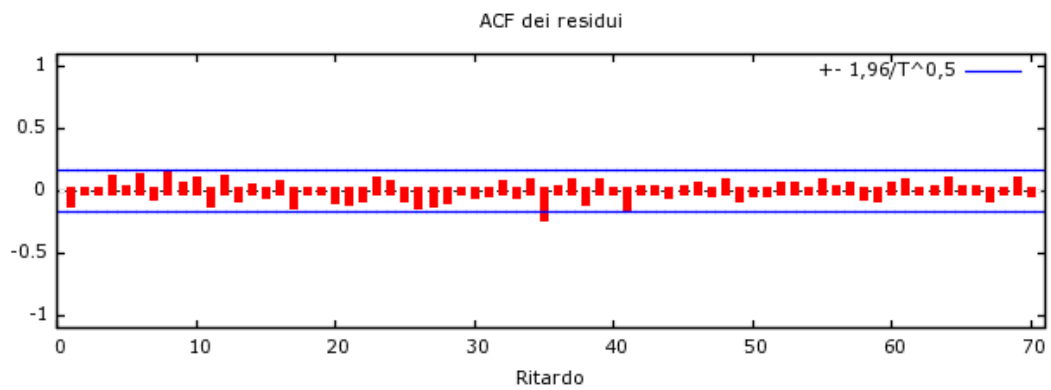
<i>Variabile</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Statistica t</i>	<i>p-value</i>	
inflazioneUSA_1	0,093218	0,0381717	2,4421	0,01588	**
outputUSA_1	0,501809	0,187277	2,6795	0,00828	***
outputUSA_2	-0,447767	0,18278	-2,4498	0,01556	**
interesseUSA_1	0,675332	0,101287	6,6675	<0,00001	***
interesseUSA_2	-0,0530952	0,106691	-0,4977	0,61953	
interesseUSA_3	0,277444	0,0990289	2,8017	0,00582	***

Media della variabile dipendente = 2,60494
 Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 2,75691
 Somma dei quadrati dei residui = 272,436
 Errore standard dei residui = 1,41017
 $R^2 = 0,867081$
 R^2 corretto = 0,86223
 Statistica F (6, 137) = 152,213 (p-value < 0,00001)
 Statistica Durbin-Watson = 2,1726
 Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = -0,100993
 Log-verosimiglianza = -248,994
 Criterio di informazione di Akaike = 509,988
 Criterio bayesiano di Schwarz = 527,765
 Criterio di Hannan-Quinn = 517,212

Funzione di autocorrelazione dei residui

LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
1	-0,1024	-0,1024	1,5311 [0,216]
2	0,0007	-0,0099	1,5311 [0,465]
3	-0,0003	-0,0013	1,5311 [0,675]
4	0,1034	0,1043	3,1251 [0,537]
5	0,0154	0,0376	3,1610 [0,675]
6	0,1049	0,1139	4,8270 [0,566]

7	-0,0434	-0,0213	5,1140 [0,646]
8	0,1197	0,1072	7,3131 [0,503]
9	0,0453	0,0636	7,6307 [0,572]
10	0,0800	0,0769	8,6275 [0,568]
11	-0,0956	-0,0821	10,0630 [0,525]
12	0,0973	0,0522	11,5615 [0,482]
13	-0,0592	-0,0648	12,1198 [0,518]
14	0,0297	-0,0213	12,2615 [0,585]
15	-0,0268	-0,0284	12,3782 [0,650]



3.1.2 Stima della regola di Taylor con l'aggiunta di variabili non domestiche

Ora aggiungerò le variabili “inflazione” e “output gap” relative ai paesi del G6.

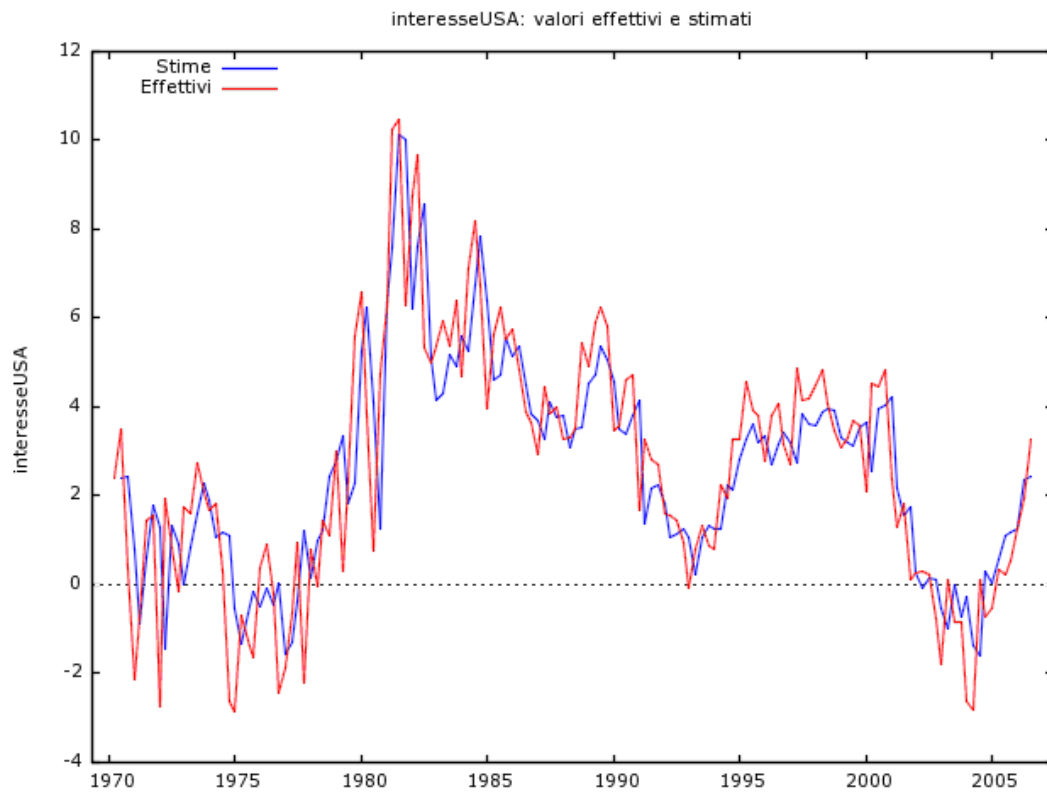
Modello 4: Stime OLS usando le 145 osservazioni 1970:3-2006:3
 Variabile dipendente: tasso di interesse USA
 Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

<i>Variabile</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Statistica t</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,385921	0,313941	-1,2293	0,22104	
inflazioneUSA_1	0,420192	0,0992924	4,2319	0,00004	***
outputUSA_1	0,0816742	0,0811827	1,0061	0,31614	
inflazioneG6_1	-0,186524	0,050164	-3,7183	0,00029	***
outputG6_1	-0,212726	0,0969577	-2,1940	0,02990	**
interesseUSA_1	0,860778	0,0575861	14,9477	<0,00001	***

Media della variabile dipendente = 2,59586
 Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 2,74491
 Somma dei quadrati dei residui = 289,932
 Errore standard dei residui = 1,44425
 $R^2 = 0,732775$
 R^2 corretto = 0,723163
 Statistica F (5, 139) = 50,1986 (p-value < 0,00001)
 Statistica Durbin-Watson = 2,17279
 Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = -0,0900158
 Stat. h di Durbin -1,4944
 (Usando la variabile 12 per la statistica h, con T' = 144)
 Log-verosimiglianza = -255,982
 Criterio di informazione di Akaike = 523,965
 Criterio bayesiano di Schwarz = 541,825
 Criterio di Hannan-Quinn = 531,222

Il coefficiente dell'inflazione del G6 è negativo, ciò significa che all'aumentare dell'inflazione in tali nazioni il tasso di interesse negli Stati Uniti diminuisce. Essendo però questo legato positivamente all'inflazione domestica, siamo spinti a credere che un tale aumento nei paesi del G6 porti a un calo della stessa variabile negli USA. Questa conclusione incerta potrebbe essere spiegata dal fatto che esiste una relazione tra le variabili inflazione ed output con altri fattori, quale ad esempio

il tasso di cambio. Mancando quest'ultimo dal modello, la sua influenza può essere stata raccolta dalle variabili ad essa collegate.

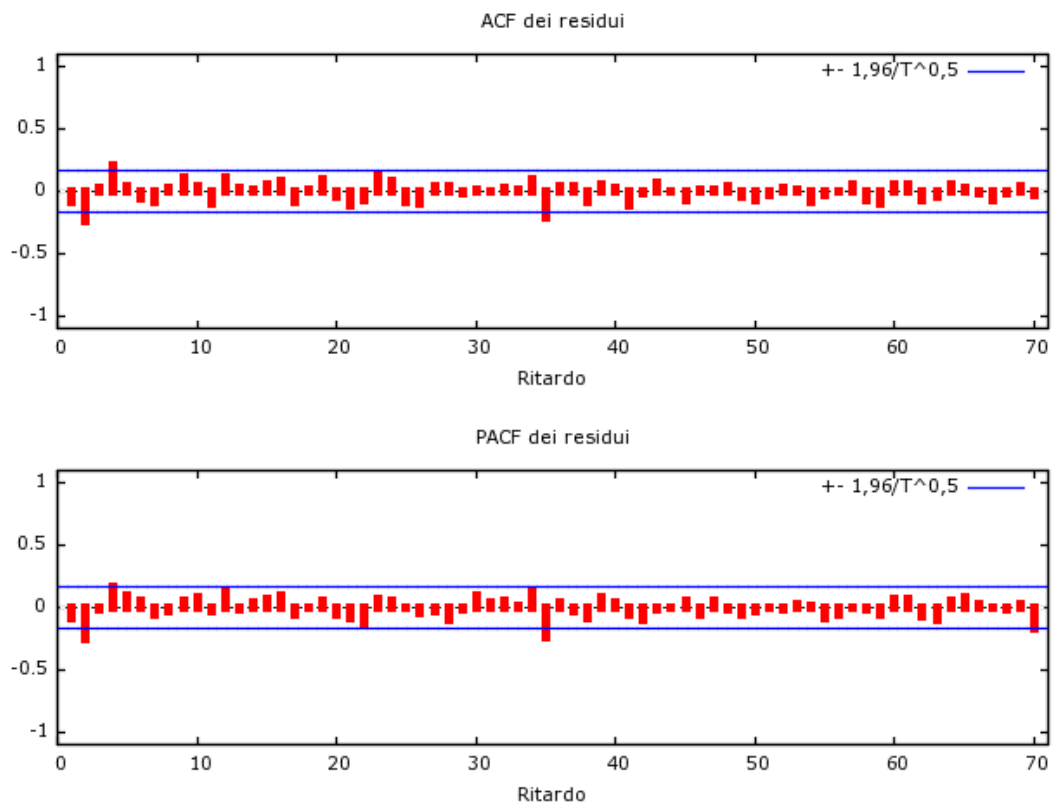


Il correlogramma è soddisfacente anche se la seconda e la quarta osservazione escono dalle fasce.

Funzione di autocorrelazione dei residui

LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
1	-0,0898	-0,0898	1,1933 [0,275]
2	-0,2378 ***	-0,2479 ***	9,6258 [0,008]
3	0,0306	-0,0197	9,7664 [0,021]
4	0,2093 **	0,1630 **	16,3918 [0,003]
5	0,0450	0,0990	16,7002 [0,005]
6	-0,0500	0,0551	17,0831 [0,009]
7	-0,0788	-0,0617	18,0421 [0,012]
8	0,0288	-0,0336	18,1715 [0,020]

9	0,1109	0,0579	20,0982	[0,017]
10	0,0478	0,0783	20,4596	[0,025]
11	-0,1010	-0,0227	22,0811	[0,024]
12	0,1130	0,1422 *	24,1282	[0,020]
13	0,0212	-0,0153	24,2005	[0,029]
14	0,0182	0,0350	24,2546	[0,043]
15	0,0507	0,0718	24,6769	[0,054]



Togliendo la costante, che risultava non significativa, miglioriamo R^2 e, seppur di poco, anche la statistica di Durbin-Watson. I coefficienti però continuano ad avere gli stessi segni.

Modello 5: Stime OLS usando le 145 osservazioni 1970:3-2006:3
 Variabile dipendente: tasso di interesse USA
 Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

<i>Variabile</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Statistica t</i>	<i>p-value</i>	
inflazioneUSA_1	0,343999	0,072705	4,7314	<0,00001	***
outputUSA_1	0,0873074	0,0799677	1,0918	0,27680	
outputG6_1	-0,182969	0,0979409	-1,8682	0,06383	*
inflazioneG6_1	-0,169952	0,0491436	-3,4583	0,00072	***
interesseUSA_1	0,830111	0,0425994	19,4865	<0,00001	***

Media della variabile dipendente = 2,59586
 Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 2,74491
 Somma dei quadrati dei residui = 293,679
 Errore standard dei residui = 1,44835
 $R^2 = 0,85758$
 R^2 corretto = 0,85351
 Statistica F (5, 140) = 135,454 (p-value < 0,00001)
 Statistica Durbin-Watson = 2,15229
 Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = -0,0792181
 Stat. h di Durbin -1,10606
 (Usando la variabile 12 per la statistica h, con T' = 144)
 Log-verosimiglianza = -256,913
 Criterio di informazione di Akaike = 523,826
 Criterio bayesiano di Schwarz = 538,71
 Criterio di Hannan-Quinn = 529,874

Il modello che mi fornisce il miglior correlogramma è invece quello che segue. Ora il coefficiente sull'output gap degli USA è significativo a scapito di quello relativo all'output gap del G6. L'autocorrelazione tra i residui è meno marcata, ma perdiamo un po' dell'attendibilità del modello visto il calo dell' R^2 .

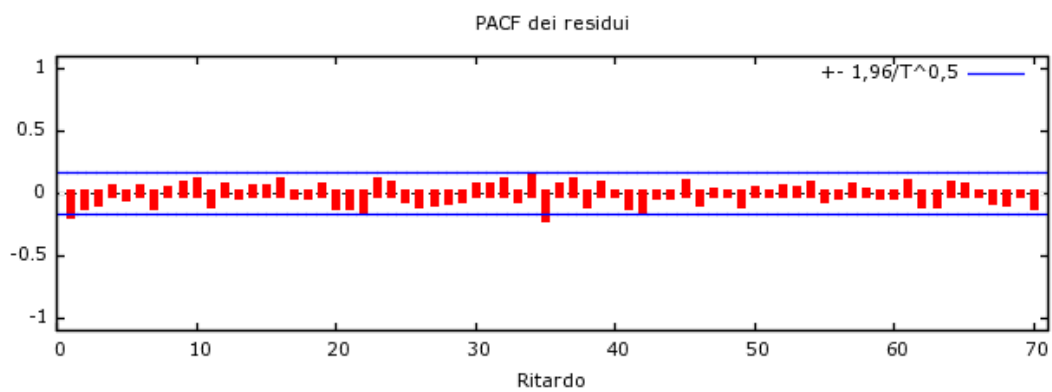
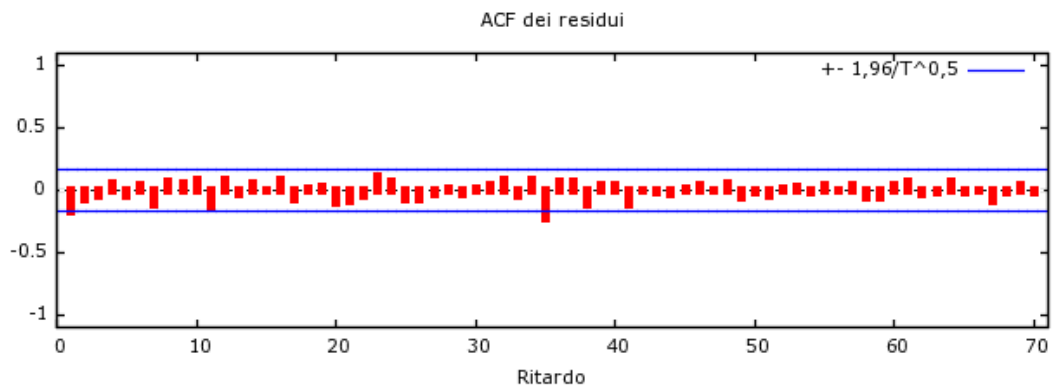
Modello 6: Stime OLS usando le 143 osservazioni 1971:1-2006:3
 Variabile dipendente: tasso di interesse USA
 Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

<i>Variabile</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Statistica t</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,636695	0,317504	-2,0053	0,04694	**
inflazioneUSA_1	0,454076	0,116287	3,9048	0,00015	***
outputUSA_1	0,506669	0,171787	2,9494	0,00376	***
outputUSA_2	-0,456657	0,183243	-2,4921	0,01392	**
inflazioneG6_1	-0,19557	0,0576352	-3,3932	0,00091	***
outputG6_1	-0,1069	0,0876852	-1,2191	0,22494	
interesseUSA_1	0,763831	0,103143	7,4055	<0,00001	***
interesseUSA_2	-0,133404	0,100197	-1,3314	0,18531	
interesseUSA_3	0,311908	0,0870084	3,5848	0,00047	***

Media della variabile dipendente = 2,60494
 Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 2,75691
 Somma dei quadrati dei residui = 244,315
 Errore standard dei residui = 1,35028
 $R^2 = 0,773631$
 R^2 corretto = 0,760116
 Statistica F (8, 134) = 50,1682 (p-value < 0,00001)
 Statistica Durbin-Watson = 2,32303
 Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = -0,174654
 Log-verosimiglianza = -241,204
 Criterio di informazione di Akaike = 500,409
 Criterio bayesiano di Schwarz = 527,075
 Criterio di Hannan-Quinn = 511,245

Funzione di autocorrelazione dei residui

LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
1	-0,1736 **	-0,1736 **	4,4008 [0,036]
2	-0,0636	-0,0966	4,9951 [0,082]
3	-0,0382	-0,0699	5,2118 [0,157]
4	0,0614	0,0363	5,7734 [0,217]
5	-0,0366	-0,0277	5,9749 [0,309]
6	0,0454	0,0415	6,2873 [0,392]
7	-0,1051	-0,0937	7,9729 [0,335]
8	0,0639	0,0310	8,6004 [0,377]
9	0,0533	0,0632	9,0394 [0,434]
10	0,0784	0,1012	9,9984 [0,441]
11	-0,1322	-0,0788	12,7423 [0,311]
12	0,0865	0,0611	13,9274 [0,305]
13	-0,0308	-0,0135	14,0788 [0,368]
14	0,0609	0,0462	14,6759 [0,401]
15	-0,0044	0,0361	14,6791 [0,475]



Dal confronto tra le due serie di modelli (con o senza variabili non domestiche), sembra che il tasso di interesse USA non senta l'influenza dell'inflazione e dell'output esteri. Le stime non risultano migliorare con l'inserimento di tali fattori. Questa constatazione potrebbe non essere vera per una parte del campione, quindi passiamo ora a verificare questa ipotesi per due sottocampioni, il primo compreso tra il 2^o trimestre 1970 e il 3^o del 1982, il secondo tra il 2^o del 1985 e il 3^o del 2006.

3.2.1 Stima del primo sottocampione (1970:2 – 1982:3)

Guardando l' R^2 corretto, il Modello 7 non sembra stimare bene i dati. Tuttavia dobbiamo considerare che le osservazioni non sono molte e quindi è più difficile ottenere una buona approssimazione dei dati. Il correlogramma indica l'assenza di autocorrelazione tra i residui. Tale modello è il migliore che si possa ottenere, anche se l'output gap non è significativo. Infatti, con ogni altro tipo di regressione, l' R^2 cala e il coefficiente sulla variabile inflazione risulta non significativo.

Modello 7: Stime OLS usando le 49 osservazioni 1970:3-1982:3
 Variabile dipendente: tasso di interesse USA
 Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

<i>Variabile</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Statistica t</i>	<i>p-value</i>	
inflazioneUSA_1	0,0945807	0,0442381	2,1380	0,03786	**
outputUSA_1	0,0776519	0,112825	0,6883	0,49475	
interesseUSA_1	0,765463	0,0952785	8,0340	<0,00001	***

Media della variabile dipendente = 1,82478
 Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 3,40166
 Somma dei quadrati dei residui = 210,49
 Errore standard dei residui = 2,13913
 $R^2 = 0,707077$
 R^2 corretto = 0,694341
 Statistica F (3, 46) = 30,1068 (p-value < 0,00001)
 Statistica Durbin-Watson = 2,00823
 Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = -0,0181614
 Stat. h di Durbin -0,167506

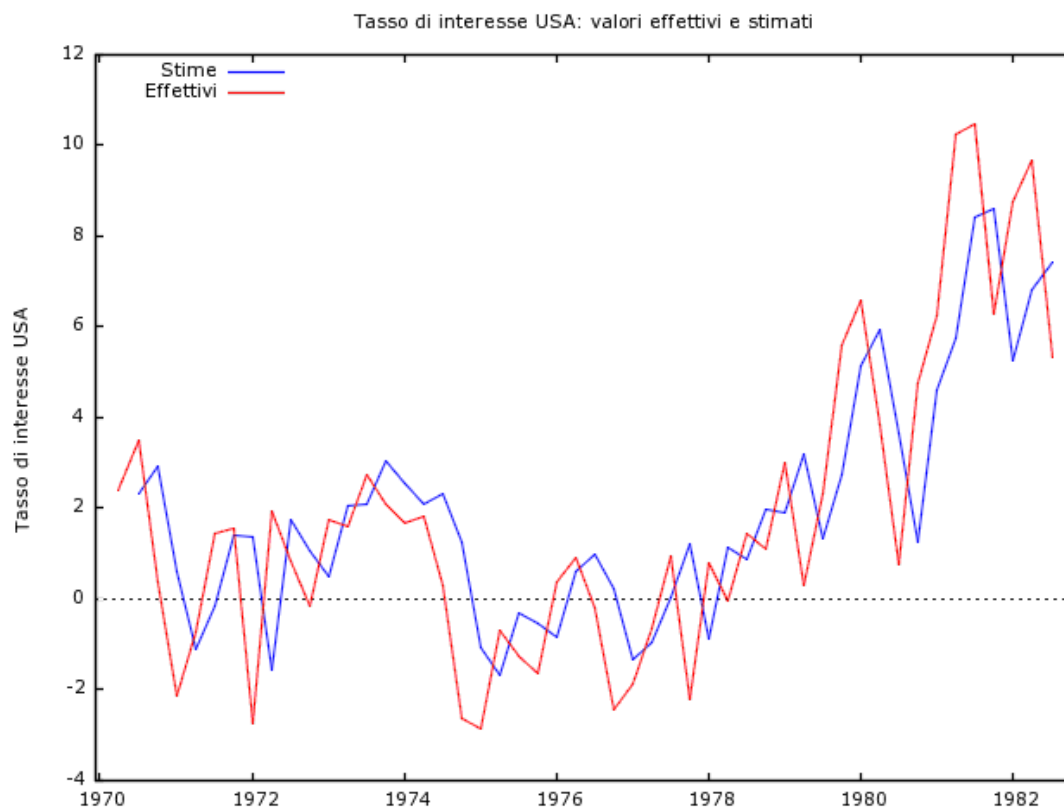
(Usando la variabile 11 per la statistica h, con $T' = 48$)

Log-verosimiglianza = -105,24

Criterio di informazione di Akaike = 216,479

Criterio bayesiano di Schwarz = 222,155

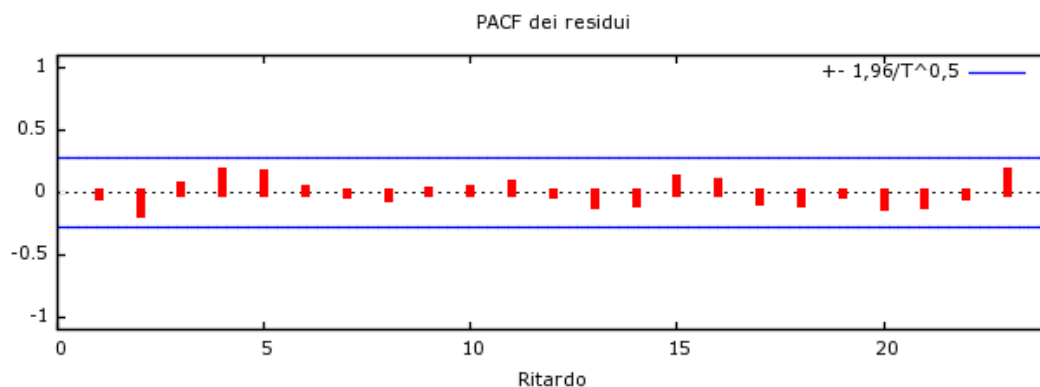
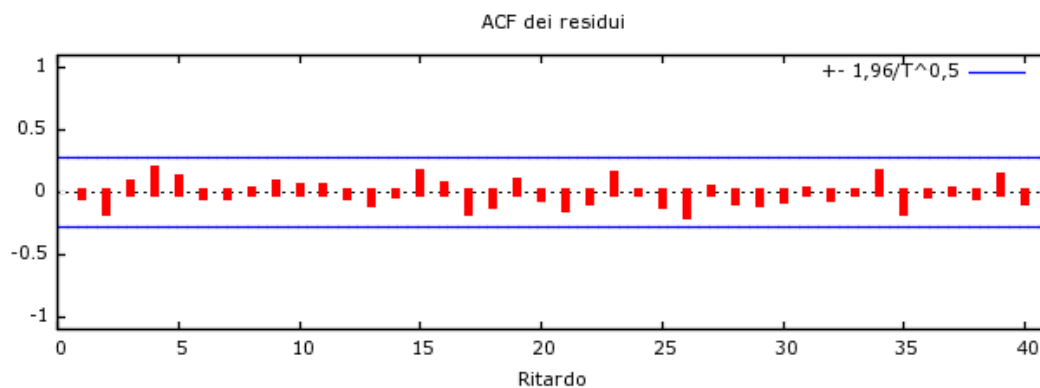
Criterio di Hannan-Quinn = 218,633



Funzione di autocorrelazione dei residui

LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
1	-0,0218	-0,0218	0,0248 [0,875]
2	-0,1599	-0,1605	1,3846 [0,500]
3	0,0644	0,0583	1,6096 [0,657]
4	0,1808	0,1625	3,4259 [0,489]
5	0,1134	0,1481	4,1568 [0,527]
6	-0,0239	0,0347	4,1900 [0,651]
7	-0,0253	-0,0111	4,2281 [0,753]
8	0,0102	-0,0424	4,2345 [0,835]
9	0,0672	0,0147	4,5167 [0,874]

10	0,0468	0,0336	4,6568	[0,913]
11	0,0440	0,0751	4,7840	[0,941]
12	-0,0310	-0,0097	4,8489	[0,963]
13	-0,0804	-0,0926	5,2973	[0,968]
14	-0,0188	-0,0797	5,3226	[0,981]
15	0,1543	0,1067	7,0731	[0,956]



3.2.2 Stima del primo sottocampione con l'aggiunta di variabili non domestiche

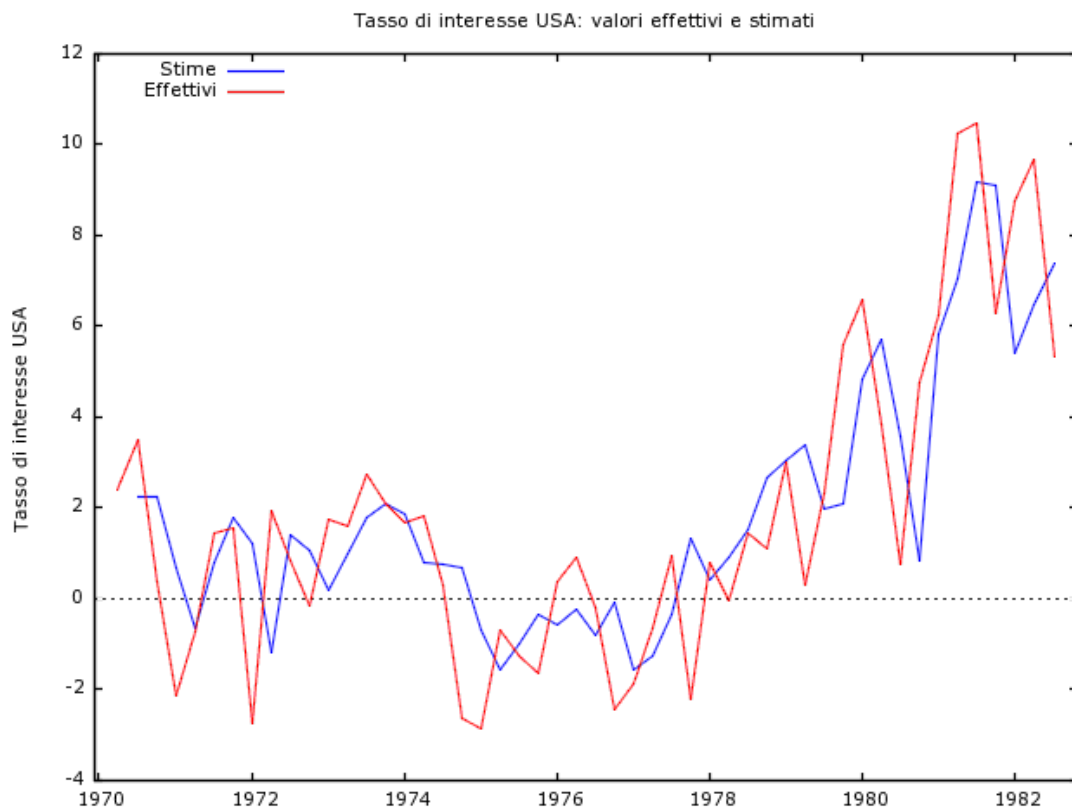
Vediamo ora cosa succede inserendo le variabili non domestiche.

Modello 8: Stime OLS usando le 49 osservazioni 1970:3-1982:3
 Variabile dipendente: tasso di interesse USA
 Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

<i>Variabile</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Statistica t</i>	<i>p-value</i>	
inflazioneUSA_1	0,413719	0,107636	3,8437	0,00039	***
outputUSA_1	0,174644	0,233968	0,7464	0,45937	

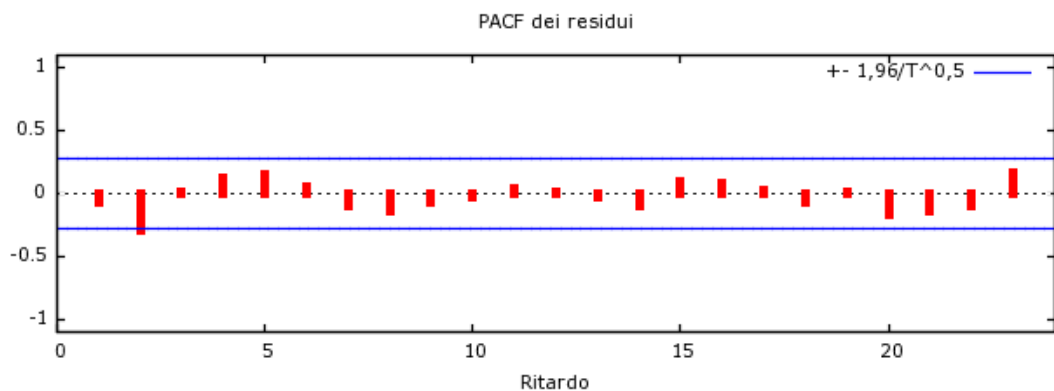
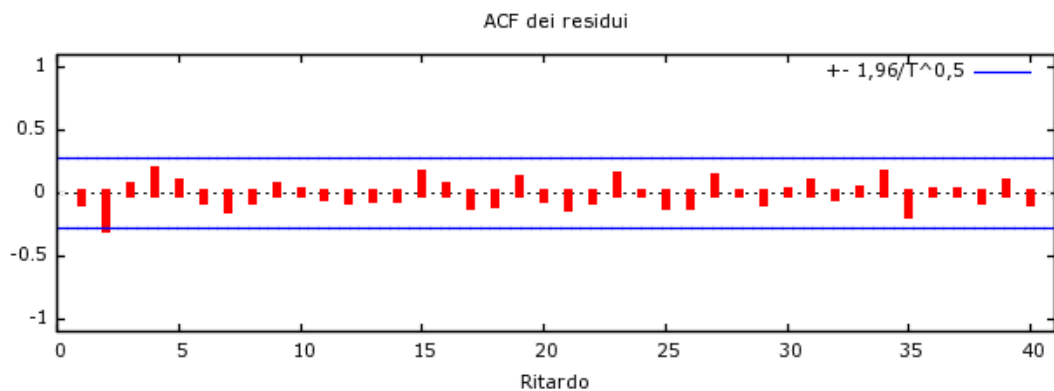
inflazioneG6_1	-0,217615	0,0678658	-3,2065	0,00250	***
outputG6_1	-0,23256	0,318926	-0,7292	0,46974	
interesseUSA_1	0,775715	0,0949986	8,1655	<0,00001	***

Media della variabile dipendente = 1,82478
 Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 3,40166
 Somma dei quadrati dei residui = 187,04
 Errore standard dei residui = 2,06177
 $R^2 = 0,73971$
 R^2 corretto = 0,716047
 Statistica F (5, 44) = 23,5752 (p-value < 0,00001)
 Statistica Durbin-Watson = 2,11372
 Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = -0,0740195
 Stat. h di Durbin -0,681157
 (Usando la variabile 11 per la statistica h, con T' = 48)
 Log-verosimiglianza = -102,346
 Criterio di informazione di Akaike = 214,692
 Criterio bayesiano di Schwarz = 224,151
 Criterio di Hannan-Quinn = 218,28



Funzione di autocorrelazione dei residui

LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
1	-0,0739	-0,0739	0,2841 [0,594]
2	-0,2794 *	-0,2864 **	4,4354 [0,109]
3	0,0625	0,0162	4,6477 [0,199]
4	0,1830	0,1208	6,5071 [0,164]
5	0,0829	0,1468	6,8978 [0,228]
6	-0,0538	0,0526	7,0662 [0,315]
7	-0,1306	-0,1014	8,0805 [0,326]
8	-0,0605	-0,1461	8,3037 [0,404]
9	0,0530	-0,0762	8,4789 [0,487]
10	0,0170	-0,0280	8,4973 [0,580]
11	-0,0284	0,0407	8,5503 [0,663]
12	-0,0570	0,0163	8,7697 [0,722]
13	-0,0384	-0,0248	8,8721 [0,783]
14	-0,0363	-0,0995	8,9664 [0,833]
15	0,1506	0,1021	10,6345 [0,778]



Come nel caso precedente, l' R^2 non è elevato e con l'inserimento delle variabili relative al G6 aumenta di poco. I coefficienti sull'inflazione sono entrambi significativi, a differenza di quelli corrispondenti all'output gap. Notiamo che l'inflazione del G6 ha segno negativo e, confrontando quest'ultimo risultato con quelli ottenuti nello studio dell'intero campione, si osserva un certo parallelismo. Le ipotesi fatte in precedenza sulla possibilità di un'influenza da parte di variabili non incluse nel modello, ma legate a quelle studiate, possono essere considerate valide anche in questo caso.

Il risultato ottenuto è interessante in quanto indica che prima del 1982 ciò che accadeva in alcune nazioni poteva influenzare l'andamento economico delle altre. Questo sembra essere in contrasto con l'ipotesi che la globalizzazione ha portato ad un aumento dei contatti e delle relazioni tra paesi. In realtà ciò che è accaduto dopo il 1985 è solo una stabilizzazione dei rapporti, che avevano avuto una forte crescita negli anni '70. Considerato che il sottocampione sopra analizzato include proprio quegli'anni, posso basarmi su queste deduzioni per spiegare la significatività e il segno dei coefficienti stimati.

3.3.1 Stima del secondo sottocampione (1985:2 – 2006:3)

Studiamo quello che succede nel secondo periodo.

Modello 9: Stime OLS usando le 85 osservazioni 1985:3-2006:3
 Variabile dipendente: tasso di interesse USA
 Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

<i>Variabile</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Statistica t</i>	<i>p-value</i>	
const	-1,27961	0,402731	-3,1773	0,00210	***
inflazioneUSA_1	0,576736	0,115593	4,9894	<0,00001	***
outputUSA_1	-0,115998	0,0901007	-1,2874	0,20161	
interesseUSA_1	0,926347	0,0622525	14,8805	<0,00001	***

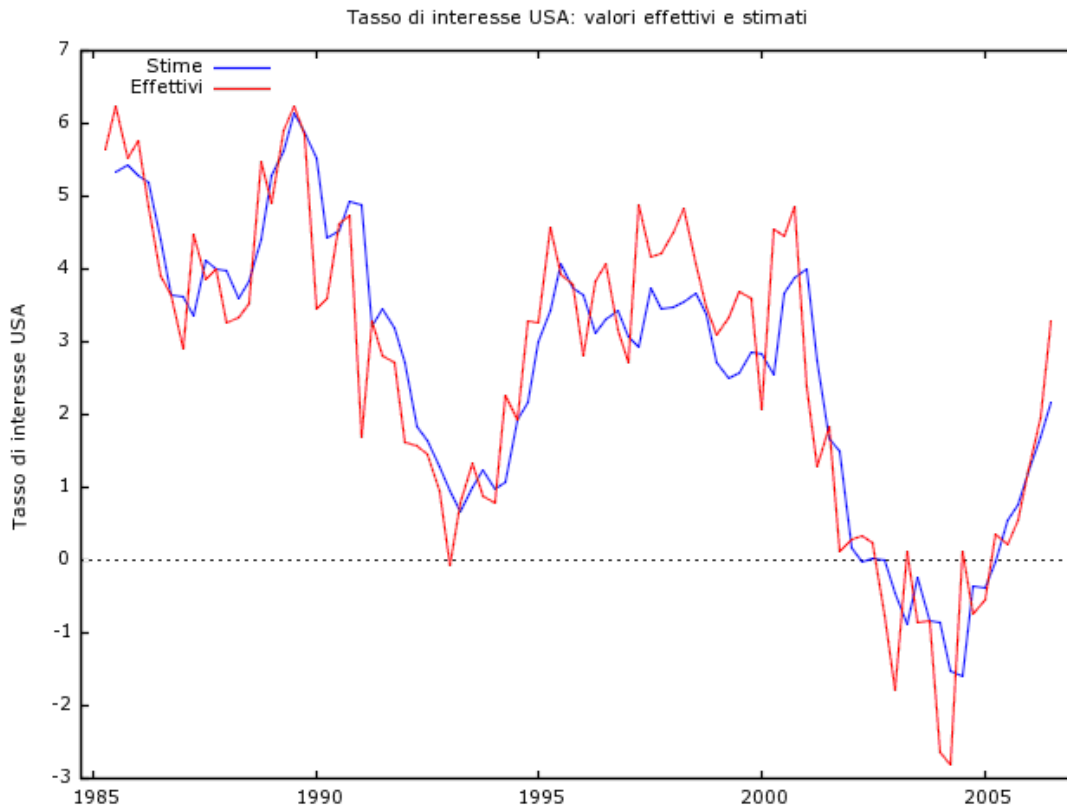
Media della variabile dipendente = 2,61914

Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 2,09735

Somma dei quadrati dei residui = 66,7277

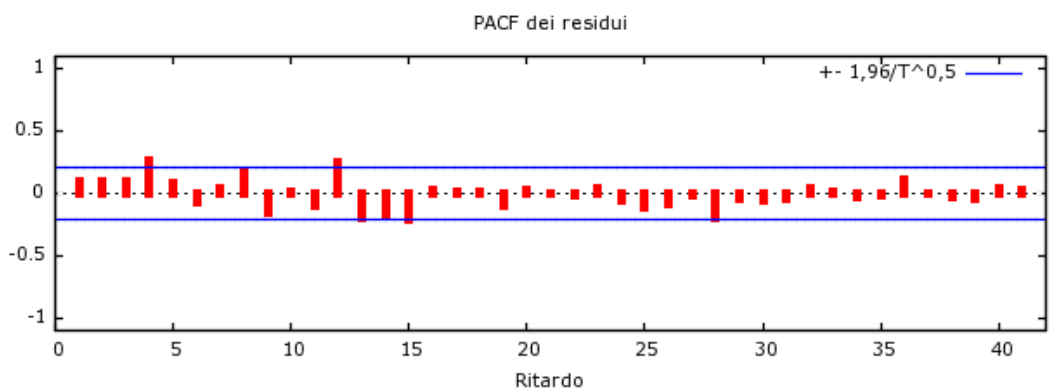
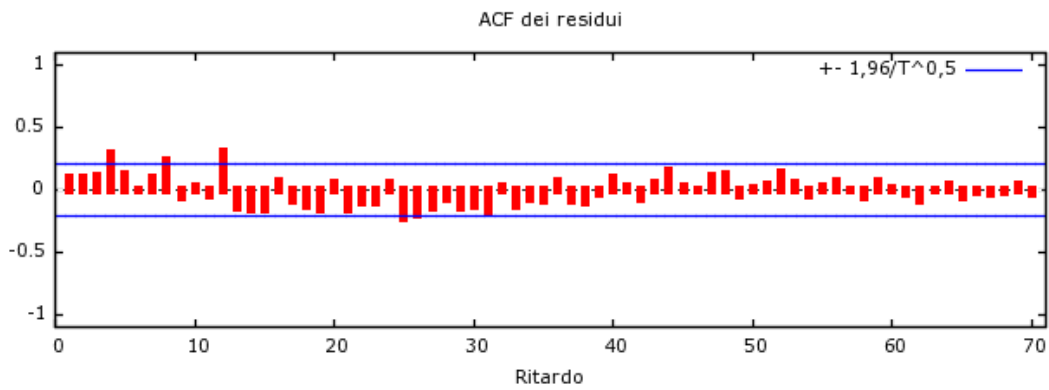
Errore standard dei residui = 0,907633
 $R^2 = 0,819414$
 R^2 corretto = 0,812726
Statistica F (3, 81) = 108,011 (p-value < 0,00001)
Statistica Durbin-Watson = 1,78169
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = 0,095155
Stat. h di Durbin 1,06192
(Usando la variabile 8 per la statistica h, con T' = 84)
Log-verosimiglianza = -110,323
Criterio di informazione di Akaike = 228,647
Criterio bayesiano di Schwarz = 238,417
Criterio di Hannan-Quinn = 232,577

In questo caso l'output non risulta significativo a differenza della costante che, raccogliendo tutte le variabili non esplicitamente indicate nel modello, ci porta a credere che ce ne siano alcune con una certa influenza per il sottocampione considerato.



Funzione di autocorrelazione dei residui

LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
1	0,0934	0,0934	0,7672 [0,381]
2	0,1028	0,0949	1,7087 [0,426]
3	0,1093	0,0934	2,7865 [0,426]
4	0,2872 ***	0,2683 **	10,3182 [0,035]
5	0,1255	0,0790	11,7734 [0,038]
6	0,0054	-0,0633	11,7761 [0,067]
7	0,1039	0,0467	12,7988 [0,077]
8	0,2429 **	0,1670	18,4663 [0,018]
9	-0,0599	-0,1546	18,8151 [0,027]
10	0,0312	0,0077	18,9112 [0,041]
11	-0,0461	-0,1009	19,1240 [0,059]
12	0,3096 ***	0,2513 **	28,8310 [0,004]
13	-0,1457	-0,1945 *	31,0118 [0,003]
14	-0,1495	-0,1624	33,3400 [0,003]
15	-0,1588	-0,2040 *	36,0032 [0,002]



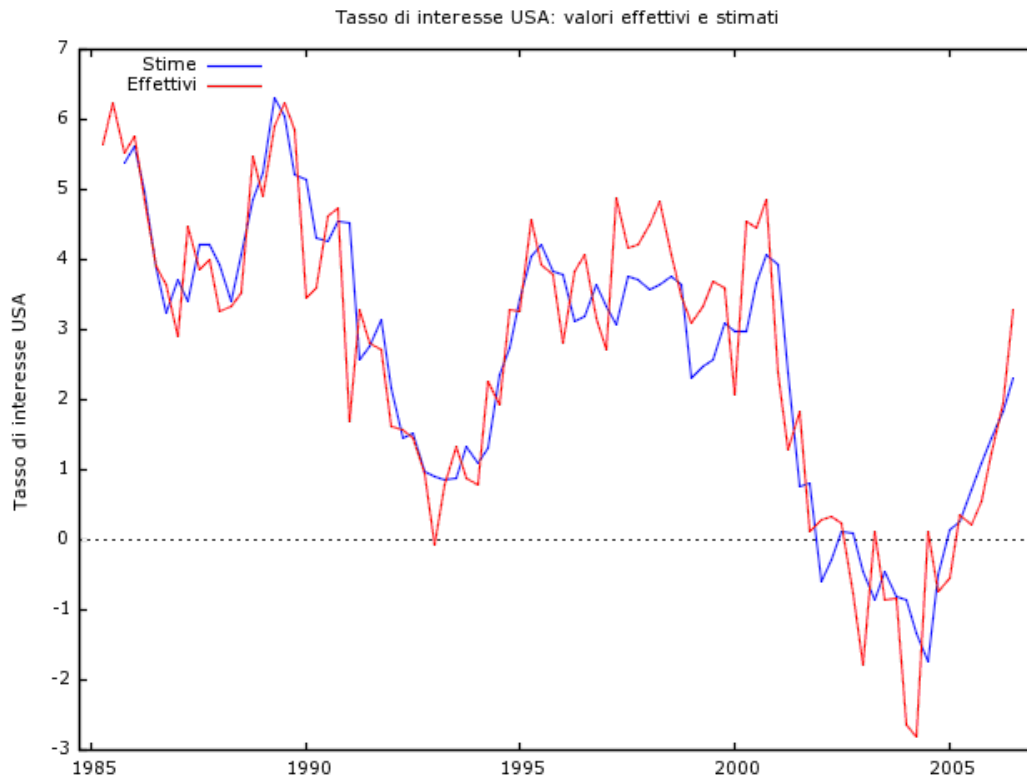
Per migliorare il modello, cerco di rendere significativo l'output e inserisco quindi tra i regressori un ulteriore ritardo dell'inflazione e dell'interesse, come riportato di seguito.

Modello 10: Stime OLS usando le 84 osservazioni 1985:4-2006:3
 Variabile dipendente: tasso di interesse USA
 Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

<i>Variabile</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Statistica t</i>	<i>p-value</i>	
const	-1,17948	0,43349	-2,7209	0,00803	***
inflazioneUSA_1	1,33159	0,218599	6,0915	<0,00001	***
inflazioneUSA_2	-0,82184	0,221243	-3,7146	0,00038	***
outputUSA_1	-0,165697	0,0897082	-1,8471	0,06853	*
interesseUSA_1	1,58256	0,190259	8,3179	<0,00001	***
interesseUSA_2	-0,637769	0,178929	-3,5644	0,00063	***

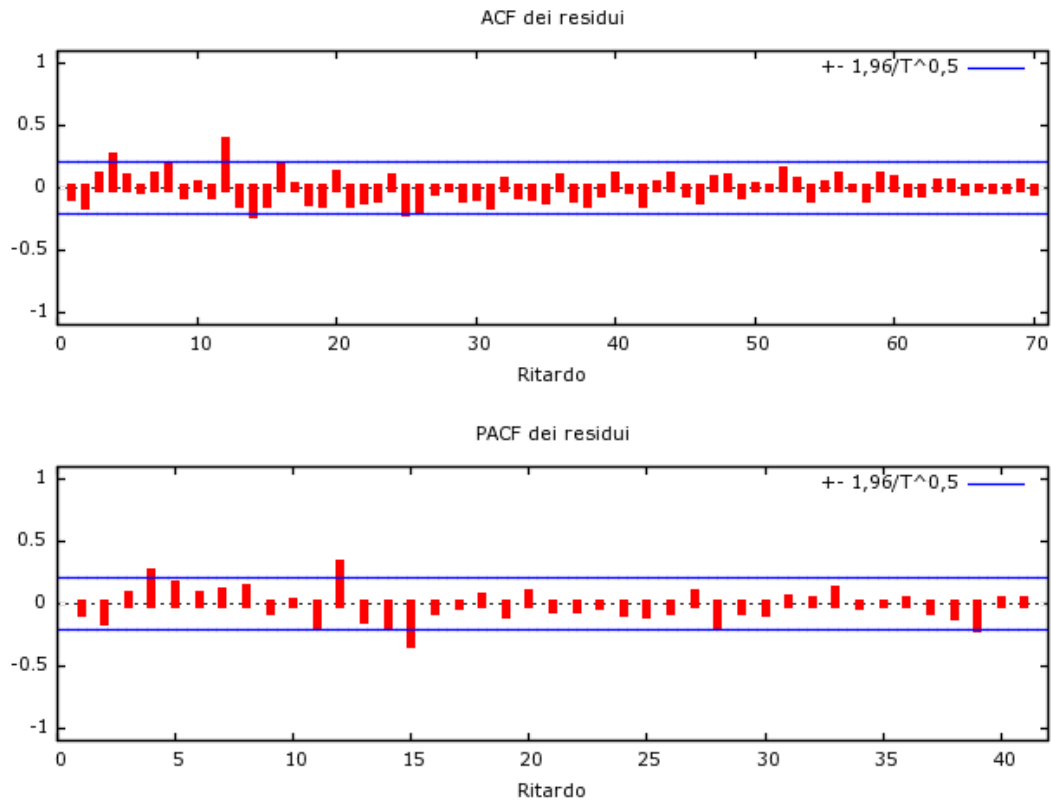
Media della variabile dipendente = 2,57601
 Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 2,07169
 Somma dei quadrati dei residui = 57,2728
 Errore standard dei residui = 0,856893
 $R^2 = 0,839224$
 R^2 corretto = 0,828918
 Statistica F (5, 78) = 75,6144 (p-value < 0,00001)
 Statistica Durbin-Watson = 2,11415
 Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = -0,0666442
 Log-verosimiglianza = -103,105
 Criterio di informazione di Akaike = 218,21
 Criterio bayesiano di Schwarz = 232,795
 Criterio di Hannan-Quinn = 224,073

La crescita dell' R^2 corretto indica un aumento dell'attendibilità delle stime, mentre l'avvicinamento della statistica di Durbin-Watson a 2 conferma l'assenza di correlazione.



Funzione di autocorrelazione dei residui

LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
1	-0,0655	-0,0655	0,3738 [0,541]
2	-0,1405	-0,1455	2,1139 [0,348]
3	0,0926	0,0744	2,8790 [0,411]
4	0,2567 **	0,2558 **	8,8315 [0,065]
5	0,0776	0,1525	9,3822 [0,095]
6	-0,0176	0,0679	9,4108 [0,152]
7	0,1040	0,1000	10,4250 [0,166]
8	0,1711	0,1270	13,2081 [0,105]
9	-0,0509	-0,0606	13,4572 [0,143]
10	0,0308	0,0124	13,5498 [0,195]
11	-0,0558	-0,1691	13,8576 [0,241]
12	0,3797 ***	0,3240 ***	28,3221 [0,005]
13	-0,1193	-0,1286	29,7698 [0,005]
14	-0,2049 *	-0,1639	34,1025 [0,002]
15	-0,1215	-0,3208 ***	35,6489 [0,002]



3.3.2 Stima del secondo sottocampione con l'aggiunta di variabili non domestiche

Calcolo nuovamente le stime di tale campione aggiungendo l'inflazione e l'output gap dei paesi facenti parte del G6. Il miglior modello in base al correlogramma è il seguente.

Modello 11: Stime OLS usando le 84 osservazioni 1985:4-2006:3

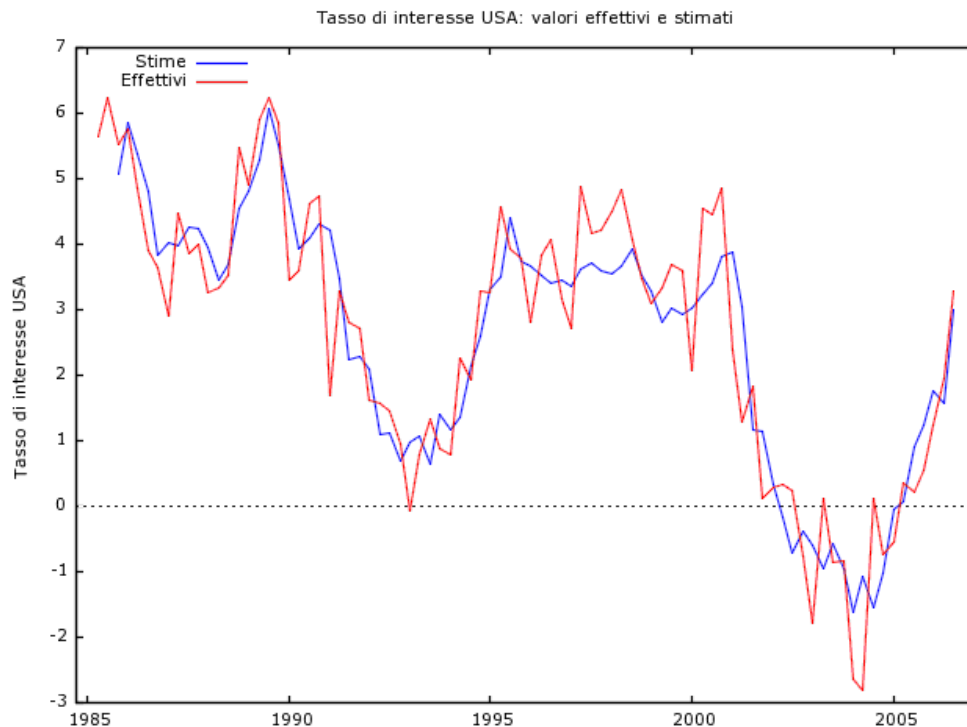
Variabile dipendente: tasso di interesse USA

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

<i>Variabile</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Statistica t</i>	<i>p-value</i>	
const	-1,8652	0,415399	-4,4901	0,00002	***
inflazioneUSA_1	0,86164	0,151464	5,6887	<0,00001	***
outputUSA_1	-0,129978	0,0852054	-1,5255	0,13124	
inflazioneG6_1	0,0669969	0,104831	0,6391	0,52466	
inflazioneG6_2	-0,288205	0,0924988	-3,1158	0,00258	***
outputG6_1	-0,240427	0,0789181	-3,0465	0,00317	***
interesseUSA_1	1,04428	0,0707534	14,7594	<0,00001	***

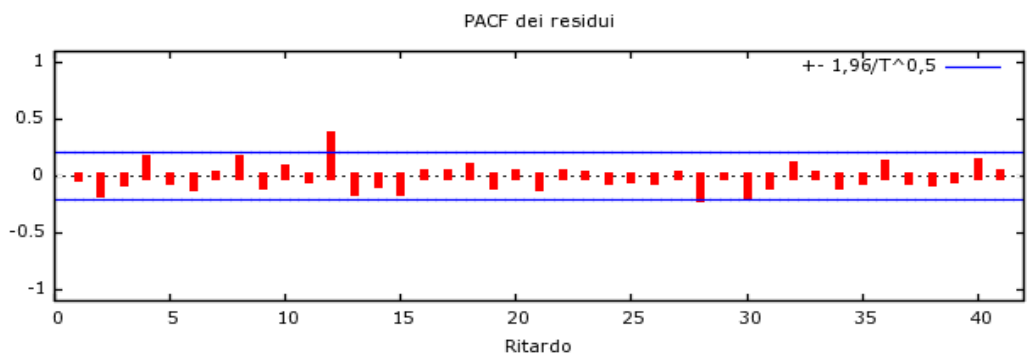
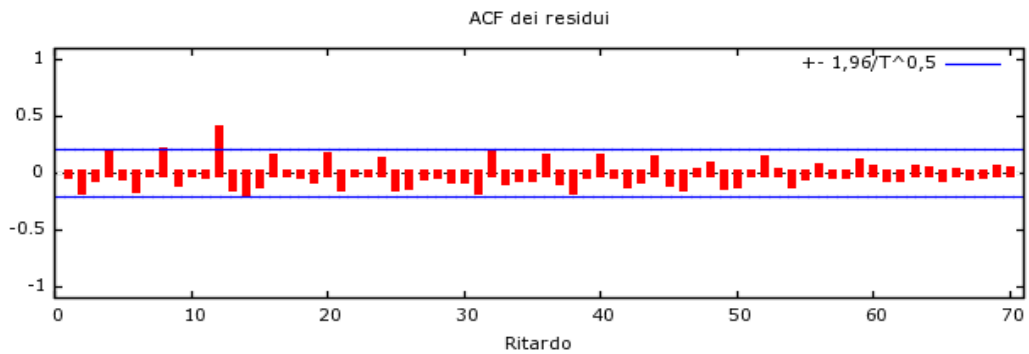
Media della variabile dipendente = 2,57601
Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 2,07169
Somma dei quadrati dei residui = 51,0611
Errore standard dei residui = 0,814329
 $R^2 = 0,856661$
 R^2 corretto = 0,845492
Statistica F (6, 77) = 86,6238 (p-value < 0,00001)
Statistica Durbin-Watson = 2,02585
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = -0,015686
Stat. h di Durbin -0,186922
(Usando la variabile 8 per la statistica h, con T' = 83)
Log-verosimiglianza = -98,2835
Criterio di informazione di Akaike = 210,567
Criterio bayesiano di Schwarz = 227,583
Criterio di Hannan-Quinn = 217,407

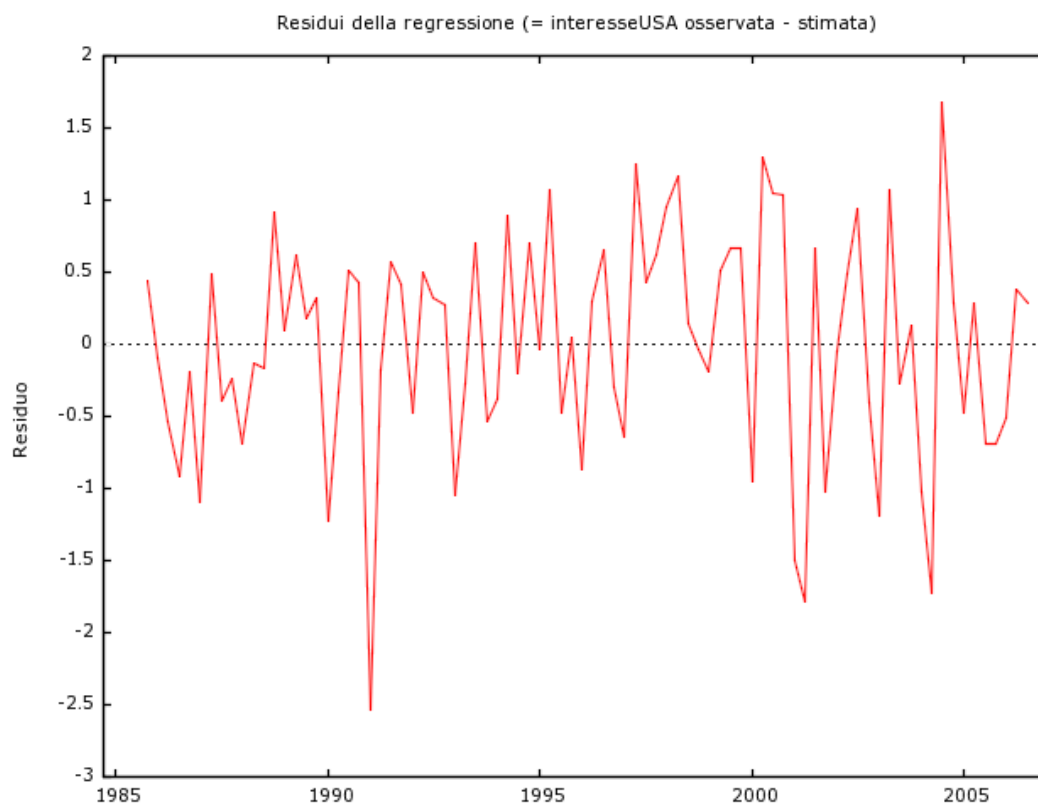
Si nota che l'inflazione del G6 è significativa solo al secondo ritardo e ha un effetto negativo sul tasso di interesse; ciò era già accaduto quando avevo considerato l'intero campione. Un ulteriore parallelismo con l'intero campione si ha riguardo alla non significatività del coefficiente sull'output gap degli Stati Uniti che in questo caso risulta negativo, mentre in precedenza era positivo.



Funzione di autocorrelazione dei residui

LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
1	-0,0157	-0,0157	0,0213 [0,884]
2	-0,1536	-0,1539	2,1002 [0,350]
3	-0,0428	-0,0491	2,2633 [0,520]
4	0,1683	0,1465	4,8221 [0,306]
5	-0,0271	-0,0360	4,8892 [0,430]
6	-0,1389	-0,1020	6,6763 [0,352]
7	0,0057	0,0083	6,6794 [0,463]
8	0,1965 *	0,1478	10,3492 [0,241]
9	-0,0858	-0,0877	11,0582 [0,272]
10	-0,0036	0,0739	11,0595 [0,353]
11	-0,0099	-0,0225	11,0692 [0,437]
12	0,3924 ***	0,3661 ***	26,5213 [0,009]
13	-0,1323	-0,1330	28,3016 [0,008]
14	-0,1796	-0,0733	31,6322 [0,005]
15	-0,0956	-0,1406	32,5887 [0,005]





Riusciamo ad avere l'output USA significativo, ma l'inflazione del G6, almeno al primo ritardo, non lo è mai (vedi Modello 12).

Modello 12: Stime OLS usando le 83 osservazioni 1986:1-2006:3
 Variabile dipendente: tasso di interesse USA
 Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

<i>Variabile</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Statistica t</i>	<i>p-value</i>	
const	-2,09621	0,349647	-5,9952	<0,00001	***
inflazioneUSA_1	1,02281	0,131815	7,7594	<0,00001	***
outputUSA_1	-0,197139	0,0737187	-2,6742	0,00919	***
inflazioneG6_1	0,153211	0,101062	1,5160	0,13372	
inflazioneG6_2	-0,170178	0,0920894	-1,8480	0,06855	*
inflazioneG6_3	-0,34258	0,0767048	-4,4662	0,00003	***
outputG6_1	-0,242238	0,080355	-3,0146	0,00351	***
interesseUSA_1	1,10968	0,0577084	19,2291	<0,00001	***

Media della variabile dipendente = 2,54056

Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 2,05848

Somma dei quadrati dei residui = 41,6771

Errore standard dei residui = 0,74545
 $R^2 = 0,880053$
 R^2 corretto = 0,868858
 Statistica F (7, 75) = 100,781 (p-value < 0,00001)
 Statistica Durbin-Watson = 1,88086
 Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = 0,0447966
 Stat. h di Durbin 0,475783
 (Usando la variabile 8 per la statistica h, con T' = 82)
 Log-verosimiglianza = -89,1831
 Criterio di informazione di Akaike = 194,366
 Criterio bayesiano di Schwarz = 213,717
 Criterio di Hannan-Quinn = 202,14

Se togliamo la costante dai modelli precedenti, riusciamo a rendere l'inflazione del G6 significativa a scapito di entrambi gli output gap; inoltre osserviamo un aumento dell' R^2 senza grandi variazioni del correlogramma. Tuttavia si osserva che i coefficienti sui ritardi dell'inflazione non domestica si annullano, quindi posso dire che le variabili estere non sono significative.

Modello 13: Stime OLS usando le 84 osservazioni 1985:4-2006:3

Variabile dipendente: tasso di interesse USA

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

<i>Variabile</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Statistica t</i>	<i>p-value</i>	
inflazioneUSA_1	0,959811	0,205645	4,6673	0,00001	***
inflazioneUSA_2	-0,798306	0,235721	-3,3867	0,00112	***
outputUSA_1	0,00361873	0,0652911	0,0554	0,95595	
inflazioneG6_1	0,255518	0,111998	2,2815	0,02532	**
inflazioneG6_2	-0,257495	0,0959635	-2,6833	0,00894	***
outputG6_1	-0,0298652	0,0699254	-0,4271	0,67051	
interesseUSA_1	1,48736	0,205894	7,2239	<0,00001	***
interesseUSA_2	-0,617933	0,197873	-3,1229	0,00253	***

Media della variabile dipendente = 2,57601

Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 2,07169

Somma dei quadrati dei residui = 56,5827

Errore standard dei residui = 0,862849

$R^2 = 0,938069$

R^2 corretto = 0,932365

Statistica F (8, 76) = 262,371 (p-value < 0,00001)

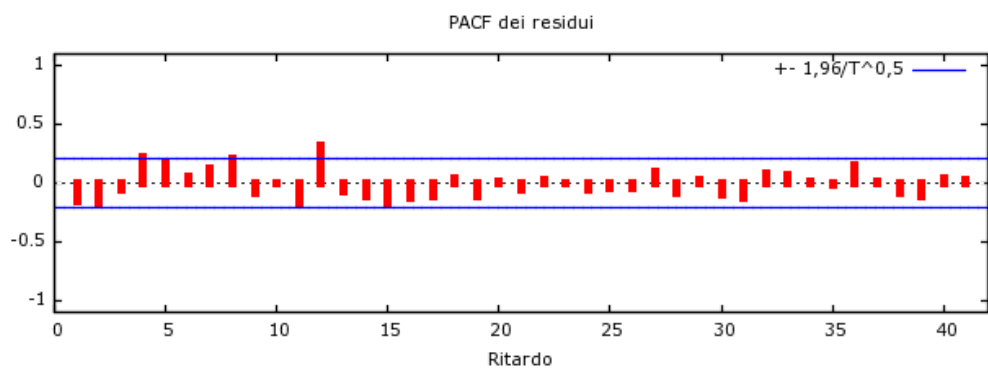
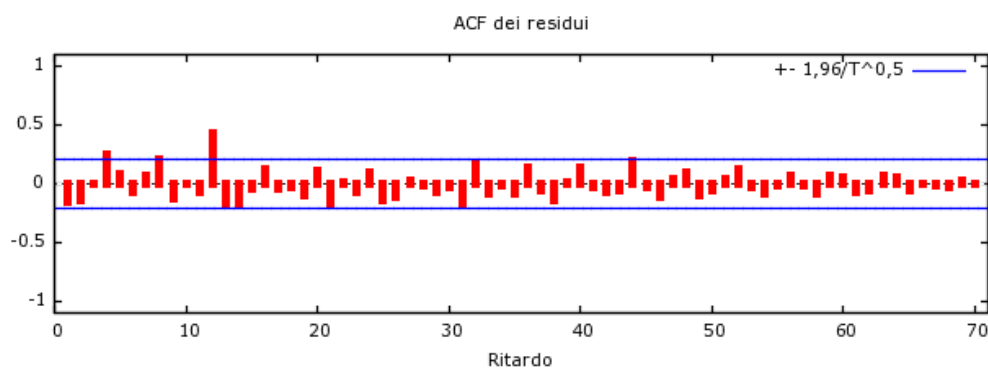
Statistica Durbin-Watson = 2,28879

Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = -0,148617

Log-verosimiglianza = -102,596
 Criterio di informazione di Akaike = 221,192
 Criterio bayesiano di Schwarz = 240,639
 Criterio di Hannan-Quinn = 229,009

Funzione di autocorrelazione dei residui

LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
1	-0,1548	-0,1548	2,0869 [0,149]
2	-0,1459	-0,1741	3,9634 [0,138]
3	-0,0045	-0,0613	3,9653 [0,265]
4	0,2490 **	0,2244 **	9,5634 [0,048]
5	0,0785	0,1725	10,1272 [0,072]
6	-0,0711	0,0518	10,5953 [0,102]
7	0,0757	0,1225	11,1326 [0,133]
8	0,2089 *	0,2136 *	15,2806 [0,054]
9	-0,1237	-0,0849	16,7542 [0,053]
10	0,0062	0,0052	16,7579 [0,080]
11	-0,0676	-0,1667	17,2108 [0,102]
12	0,4248 ***	0,3236 ***	35,3145 [0,000]
13	-0,1619	-0,0766	37,9829 [0,000]
14	-0,1640	-0,1111	40,7597 [0,000]
15	-0,0384	-0,1674	40,9138 [0,000]



4. CONCLUSIONI

In queste pagine ho cercato di comprendere meglio gli effetti che la globalizzazione ha avuto sull'andamento dell'inflazione negli Stati Uniti nel periodo che va dal secondo trimestre del 1970 al terzo del 2006. Ipotizzando di trovare una differenza tra il periodo antecedente e quello successivo al 1985 (anno in cui si fa convenzionalmente partire la globalizzazione), ho diviso il campione in corrispondenza di quell'anno, tralasciando il periodo '82-'85.

Nella prima parte del mio studio, ho constatato che risulta essenziale introdurre tra i regressori uno o più ritardi della variabile dipendente, cosa che nella regola di Taylor non è indicata. Così facendo, i modelli basati sull'intero campione spiegano bene la variabilità dei dati. Quando ho inserito i fattori non domestici, ho constatato che i coefficienti sull'inflazione e sull'output gap del G6 sono negativi; ciò significa che all'aumentare di tali variabili il tasso di interesse nominale diminuisce. Sapendo che l'inflazione è direttamente proporzionale al tasso di interesse, se l'inflazione del G6 aumenta, per mantenere costante l'inflazione domestica, la FED dovrà diminuire il tasso di interesse nominale; se invece vuole farla aumentare, deve abbassare il tasso di interesse di una misura maggiore dell'aumento dell'inflazione estera.

Dal confronto tra le due serie di modelli (con e senza variabili non domestiche), non è evidente se sia utile o meno considerare ciò che avviene fuori dai confini nazionali. Infatti sebbene il modello non migliori, non posso nemmeno dire con certezza che le stime peggiorino.

Questa incertezza potrebbe essere legata al fatto che solo le stime di una parte del campione potrebbero migliorare. Per questo motivo ho diviso il periodo in due sottoperiodi.

Nel primo sottocampione l'aggiunta dei fattori esteri ha portato a considerazioni simili a quelle fatte per l'intero periodo. Sebbene il modello non approssimi bene i dati (ma ciò può essere causato dal limitato numero di osservazioni), si nota che le

variabili relative all'output gap sono non significative, invece quelle sull'inflazione lo sono, in particolare, il coefficiente sull'inflazione del G6 è negativo. L'interpretazione non è semplice ma, come già spiegato, tale influenza può dipendere da fattori non inclusi nel modello (ad esempio il tasso di cambio) ma legati ai regressori considerati. Inoltre tale conclusione indica che la globalizzazione, o meglio la "grande moderazione", ha portato ad una stabilizzazione delle influenze che avevano visto una forte crescita negli anni '70. La significatività delle stime sottolinea quindi questa crescita.

Nel successivo sottocampione tutti i modelli stimati hanno la costante significativa; questo indica che potrebbero esserci delle variabili non considerate nella regressione che influiscono pesantemente sul tasso di interesse.

I risultati ottenuti con i dati relativi al secondo periodo sono molto simili a quelli sull'intero campione. Le osservazioni in questo caso sono più numerose rispetto a quelle tra il 1970 e il 1982 e questo può spiegare la maggiore somiglianza con l'intero periodo.

L'inflazione del G6 risulta significativa solo se viene tolta la costante e porta all'innalzamento dei p-value relativi agli output. In questi ultimi modelli calcolati, essendo la costante importante dal punto di vista statistico, non è conveniente tralasciarla. Dato ciò, a differenza di quello che avviene nell'intero campione, l'inflazione del G6 non sembra incidere sul tasso di interesse al contrario dell'output gap.

Dal confronto tra i modelli con le variabili non domestiche dei due sottocampioni non sembrano esserci grosse differenze; se per il secondo mi aspettavo una maggiore incidenza dall'esterno, che non è così marcata, per il primo pensavo di non trovare alcuna influenza. La differenza più evidente riguarda la significatività della costante. Mentre tra il 1970 e il 1982 è stata tralasciata perché non incisiva, tra il 1985 e il 2006 era statisticamente importante. Quindi possiamo ipotizzare che ci siano altri fattori che entrano in gioco dopo il 1985 e che in precedenza non erano influenti.

5. APPENDICE

5.1 Il coefficiente di determinazione

In statistica, il coefficiente di determinazione, (più comunemente R^2), è una proporzione tra la variabilità dei dati e la correttezza del modello statistico utilizzato. Non esiste una definizione concordata di R^2 . Nelle regressioni lineari esso è semplicemente il quadrato del coefficiente di correlazione:

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}$$

dove:

$$ESS = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2$$

è la devianza spiegata dal modello (*Explained Sum of Squares*);

$$TSS = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$$

è la devianza totale (*Total Sum of Squares*);

$$RSS = \sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2$$

è la devianza residua (*Residual Sum of Squares*);

y_i sono i dati osservati;

\bar{y} è la loro media;

\hat{y}_i sono i dati stimati dal modello ottenuto dalla regressione.

R^2 varia tra 0 ed 1: quando è 0 il modello utilizzato non spiega per nulla i dati; quando è 1 il modello spiega perfettamente i dati.

Adjusted R²

L' "Adjusted R²" è una variante dell' R² semplice. Può essere negativo ed è sempre minore o uguale all' R²

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{n-1}{n-k-1} \frac{RSS}{TSS}$$

dove:

n è il numero delle osservazioni;

k è il numero dei regressori.

Se l'R² o l'Adjusted R² sono prossimi ad 1 significa che i regressori predicono bene il valore della variabile dipendente in campione, mentre se è pari a 0 significa che non lo fanno.

5.2 Statistica di Durbin-Watson

La statistica di Durbin-Watson è una statistica test utilizzata per rilevare la presenza di autocorrelazione dei residui in un'analisi di regressione.

Si consideri un modello di regressione lineare:

$$y_t = \alpha + x_t' \beta + \varepsilon_t$$

Se e_t è il residuo associato all'osservazione nel periodo t la statistica test è:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^T (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T e_t^2}$$

Il valore della statistica di Durbin-Watson è sempre compreso tra 0 e 4. Un valore di 2 indica che non appare presente alcuna autocorrelazione. Valori piccoli di d indicano che i residui successivi sono, in media, vicini in valore l'uno all'altro, o correlati positivamente. Valori grandi di d indicano che i residui successivi sono, in media, molto differenti in valore l'uno dall'altro, o correlati negativamente.

La distribuzione teorica della statistica di Durbin-Watson non è nota; tuttavia gli stessi Durbin e Watson hanno tabulato i valori critici della statistica. Per verificare la presenza di autocorrelazione positiva al livello di significatività α , la statistica test d viene confrontata con dei valori critici inferiori e superiori ($d_{L,\alpha}$ and $d_{U,\alpha}$):

Se $d < d_{L,\alpha}$ si ha una prova statistica di autocorrelazione positiva degli errori.

Se $d > d_{U,\alpha}$, si ha una prova statistica di non autocorrelazione positiva degli errori.

Se $d_{L,\alpha} < d < d_{U,\alpha}$ il test non è conclusivo.

Per verificare la presenza di autocorrelazione negativa al livello di significatività α , la statistica test d viene confrontata con dei valori critici inferiori e superiori ($d_{L,\alpha}$ and $d_{U,\alpha}$):

Se $(4 - d) < d_{L,\alpha}$ si ha una prova statistica di autocorrelazione negativa degli errori.

Se $(4 - d) > d_{U,\alpha}$, si ha una prova statistica di non autocorrelazione negativa degli errori.

Se $d_{L,\alpha} < (4 - d) < d_{U,\alpha}$ il test non è conclusivo.

I valori critici $d_{L,\alpha}$ e $d_{U,\alpha}$ variano secondo il livello di significatività (α), secondo il numero di osservazioni e il numero di parametri nell'equazione di regressione e vengono generalmente ottenuti da apposite tavole.

In presenza di un panel di dati (ossia di osservazioni di N unità statistiche per T periodi), è possibile generalizzare la statistica di Durbin-Watson al fine di verificare l'ipotesi di autocorrelazione nei residui di un modello di regressione:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

In questo caso, l'espressione per la statistica test è:

$$d_{\text{pd}} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (e_{it} - e_{it-1})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T e_{it}^2}$$

Anche in questo caso la statistica non ha una distribuzione teorica nota, ma è tabulata sulla base dei risultati di esercizi di simulazione. I valori critici della statistica dipenderanno dalla lunghezza del panel di dati (T), del numero dei regressori del modello di regressione, nonché del numero di unità statistiche considerate (N).

6. BIBLIOGRAFIA

- Borio C. and Filardo A., 2007, *BIS Working Papers No 227 Globalisation and inflation: New cross-country evidence on the global determinants of domestic inflation*, Monetary and Economic Department.
- Di Fonzo T., Lisi F., 2005, *Serie storiche economiche. Analisi statistiche ed applicazioni*, Carrocci editore.
- Mankiw, G.N., 2004, *Macroeconomia*, 4[^] ed. italiana sulla 5[^] ed. americana, Zanichelli editore.
- Piccolo D., 2004, *Statistica per le decisioni. La conoscenza umana sostenuta dall'evidenza empirica*, Il Mulino editore.
- Verbeek Marno, 2006, *Econometria*, Zanichelli editore.

Sono stati inoltre consultati i seguenti siti:

- www.wikipedia.com
- www.decon.unipd.it/~castelnuovo/inflexp.pdf