

UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA  
FACOLTÀ DI SCIENZE STATISTICHE



Corso di Laurea Triennale in  
Statistica Economia e Finanza

TESI:

“Ridondanza dello spread finanziario negli U.S.A. tra il 1958 e2009”

**Relatore:** Prof. Castelnovo Efrem

**Laureando:** Stefano Peruzzo

Matricola: 599701 – SEF

Anno accademico 2010/2011



# INDICE

1. Introduzione . . . . .	5
2. Il modello di partenza . . . . .	7
3. Riduzione del campione . . . . .	13
4. Esclusione della crisi . . . . .	18
5. Conclusioni . . . . .	25
6. Appendice . . . . .	27
7. Bibliografia . . . . .	36



# 1. INTRODUZIONE

Recentemente si sta diffondendo l'opinione che gli aggregati della moneta possano essere trascurati nelle decisioni di politica economica. Su tale opinione Hafer, Haslag e Jones hanno scritto un'articolo il cui scopo è condurre una analisi empirica per verificare la validità o meno di questa ipotesi. Operativamente utilizzano una versione semplificata del modello di Rudebusch e Svensson (2002). I risultati dell'analisi evidenziano che la moneta non è ridondante, e non può essere esclusa a priori dal modello di previsione senza un costo. In questa tesi verrà riprodotto un lavoro simile a quello citato con uno spread finanziario nel ruolo della moneta. Si tratterà di verificare se tale spread influenza o meno il tasso di produzione industriale americano (tra il 1958 e il 2009) e di conseguenza se è ridondante nelle scelte di politica economica. Un aspetto interessante che emerge dall'analisi dei dati è il ruolo del tasso di interesse reale. In particolare risulta necessario, per il nostro obiettivo, che la Fed riesca ad ancorare le aspettative di inflazione e quindi la relazione tra tasso di interesse reale e produzione. Quando questo non accade (nel nostro caso durante le crisi degli anni settanta e l'ultima del 2007) i risultati saranno significativamente diversi. Gli studi riguardo l'esclusione delle crisi, derivano da un articolo di Castelnuovo, dal quale, tra i vari aspetti, viene rilevato come la Fed non sia stata in grado di mantenere stabile l'inflazione prima della metà degli anni ottanta. Quando queste condizioni sono valide, è evidente che lo spread finanziario può essere trascurato dal modello e quindi dalle scelte di politica monetaria.



## 2. IL MODELLO DI PARTENZA

Nell'articolo *"On money and output: Is money redundant?"* (2005) Hafer, Haslag e Jones vogliono verificare empiricamente una tesi sempre più diffusa nella macroeconomia riguardo il ruolo della moneta. Tale tesi sostiene che la moneta possa essere trascurata nelle decisioni di politica economica. A dimostrazione di ciò, utilizzano tre serie storiche trimestrali relative agli Stati Uniti dal 1961 al 1996:

- una sull'output gap (ovvero la differenza relativa tra il PIL effettivo e quello potenziale)
- la seconda sul tasso di interesse reale
- la terza su alcuni aggregati monetari.

A partire da queste serie storiche costruiscono un modello di regressione lineare che è la versione modificata e semplificata della regressione stimata da Rudebusch e Svensson(2002). La variabile d'interesse di tale modello è l'output gap, mentre le variabili esplicative sono i suoi ritardi al tempo t-1 e t-2, il tasso di interesse reale e la moneta. Operativamente devono verificare se la moneta è utile o meno nel prevedere l'output gap. Di seguito c'è l'equazione usata per rappresentare il modello:

$$y_{gt} = ay_{gt-1} + bE_t(y_{gt+1}) - c[R_t - E_t(p_{t+1})] + e_t$$

dove  $y_{gt}$  è l'output gap al tempo t, R è il tasso nominale di interesse e p è il tasso di inflazione. I risultati ottenuti dalla stima del modello evidenziano una relazione inversa tra tasso di interesse reale-output gap e sono una verifica che il modello è utile nel condurre esperimenti di politica economica. Per

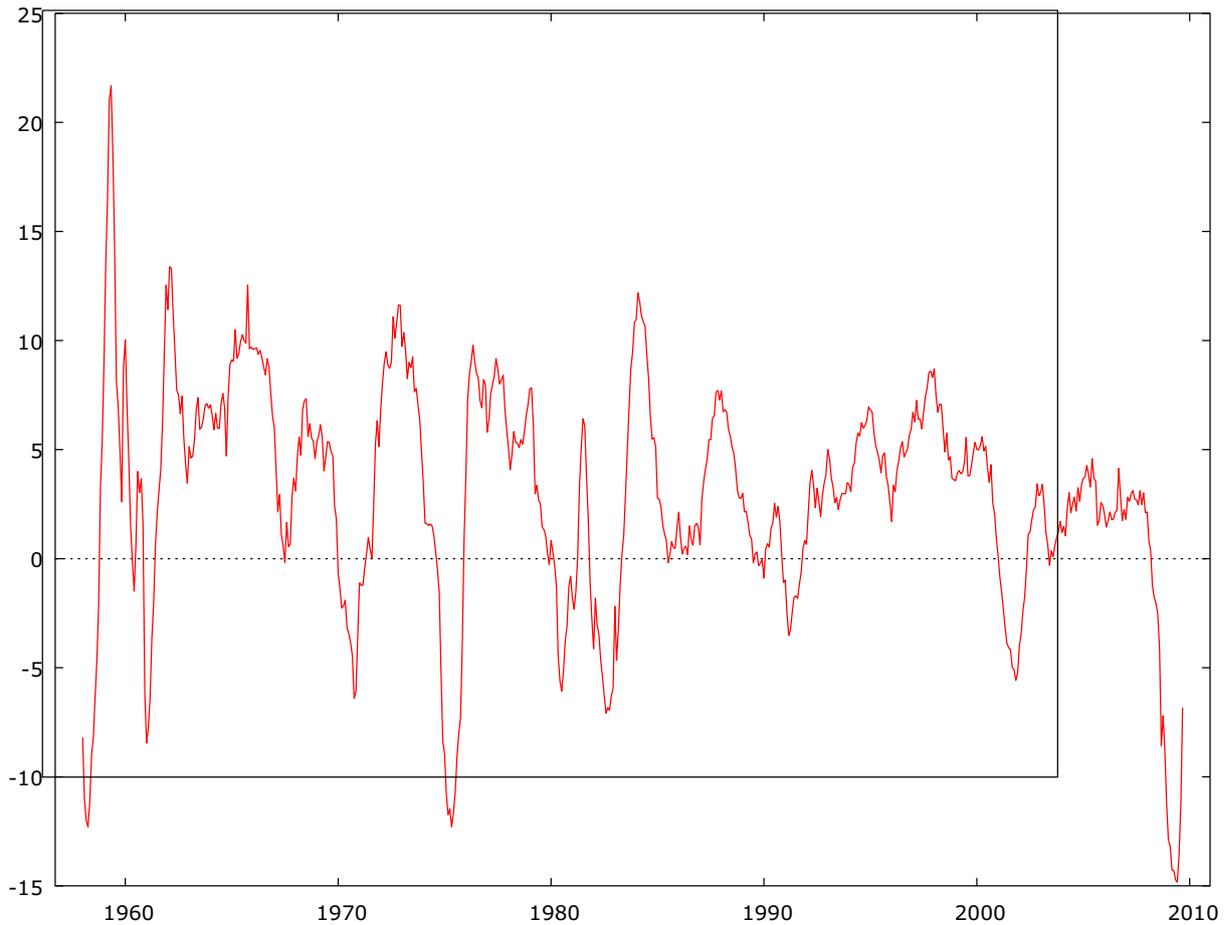
quanto riguarda la moneta le stime del modello portano Hafer, Haslag e Jones a non escluderla dalle scelte di politica economica in quanto il coefficiente della moneta stessa risulta in modo significativo diverso da zero. Quindi non può essere esclusa senza un costo.

Da questo lavoro prende spunto la mia tesi. Sulla falsariga dell'articolo la domanda da cui inizia la tesi è se lo spread finanziario influenza o meno le scelte di politica economica. I dati di partenza sono delle serie storiche mensili destagionalizzate relative agli Stati Uniti che iniziano da Gennaio 1958 fino a Settembre 2009. Tali serie sono:

- il tasso di produzione industriale

- lo spread finanziario calcolato come differenza di due serie storiche

- il tasso di interesse reale calcolato come differenza tra la serie storica del tasso di interesse nominale e quella dell'inflazione.



**figura 1 Serie storica del tasso di produzione industriale(variabile di interesse)**

Empiricamente devo verificare se lo spread finanziario influenza il tasso di produzione industriale, cioè ripetere il lavoro di Hafer, Haslag e Jones con lo spread finanziario nel ruolo della moneta.

Il modello utilizzato è basato su quello di Rudebusch e Svensson ed è descritto dalla seguente equazione:

$$y_t = \text{cost} + ay_{t-1} + by_{t-2} + cR_t + dx_t + e_t$$

dove  $y_t$  è il tasso di produzione industriale,  $y_{t-1}$  e  $y_{t-2}$  i suoi ritardi,  $R_t$  è il tasso di interesse reale,  $x_t$  è lo spread finanziario ed  $e_t$  la componente stocastica. Le stime (robuste) di tale modello sono riportate nel seguente output (d'ora in poi per le stime dei modelli verrà usato il software Gretl).

Modello 4: OLS, usando le osservazioni 1958:03-2009:09 (T = 619)

Variabile dipendente: tasso\_INDPRO

Errori standard HAC, larghezza di banda 6 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficient</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
	<i>e</i>				
const	0.738781	0.165758	4.4570	<0.00001	***
R	0.0264135	0.0312691	0.8447	0.39860	
spread	-0.540192	0.154175	-3.5038	0.00049	***
tasso_INDPR_1	1.34666	0.067274	20.0176	<0.00001	***
tasso_INDPR_2	-0.426401	0.0654548	-6.5144	<0.00001	***
Media var. dipendente	2.900308	SQM var. dipendente	5.245683		
Somma quadr. residui	836.8122	E.S. della regressione	1.167427		
R-quadro	0.950792	R-quadro corretto	0.950471		
F(4, 614)	2298.859	P-value(F)	0.000000		
Log-verosimiglianza	-971.6355	Criterio di Akaike	1953.271		
Criterio di Schwarz	1975.411	Hannan-Quinn	1961.878		
rho	-0.071675	Durbin-Watson	2.133973		

Test di White per l'eteroschedasticità -

Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente

Statistica test: LM = 14.6855

con p-value =  $P(\text{Chi-Square}(13) > 14.6855) = 0.327393$

Dai risultati ottenuti notiamo che non c'è eteroschedasticità tra gli errori quindi le stime sono efficienti (p-value del test di White = 0.32). Il modello spiega bene la varianza dei dati, infatti l' $R^2$  corretto è 0.95. Inoltre lo spread finanziario rifiuta l'ipotesi di nullità ed ha il coefficiente negativo (il che coincide con la teoria). Quello che non convince, è il segno e la non significatività del tasso di interesse reale. Infatti questo, secondo la teoria, dovrebbe essere negativo e, in linea con gli studi di Hafer, Haslag e Jones, dovrebbe rifiutare l'ipotesi di nullità.



### 3. RIDUZIONE DEL CAMPIONE

Per capire dove può essere l'errore nel modello precedente o per essere sicuri prima di trascurare il tasso di interesse reale, considero alcune soluzioni ipotetiche:

-inserire il tasso di interesse reale ritardato oppure inserirlo tramite una media mobile definita come:  $(R_t + R_{t-1} + R_{t-2} + R_{t-3})/4$

-ridurre il campione escludendo i primi anni fino al 1984.

In particolare quest'ultima ipotesi deriva dall'articolo "*Tracking U.S. inflation expectations with domestic and global indicators*" di Castelnuovo. Infatti ci sono alcuni risultati interessanti che possono essere utili per migliorare il ruolo del tasso di interesse reale nel modello. Questo lavoro tra le altre cose mette in risalto come la Fed (che influenza il tasso di interesse reale) non sia stata in grado nel passato di ancorare le aspettative di inflazione (questo aspetto in parte è visibile dal grafico della serie storica dell'inflazione, dove si nota che tale serie è più stabile a partire da metà anni ottanta, figura2 ). Di conseguenza vi erano fluttuazione nell'economia non controllate dalla Fed, in particolare quest'ultima non era in grado di controllare la relazione tra tasso di interesse reale e produzione. Le cose sono cambiate a partire dalla metà degli anni ottanta, finita la crisi degli anni settanta, quando per merito di una politica monetaria restrittiva da parte di Paul Volcker presidente della Fed, quest'ultima è riuscita ad ancorare le aspettative dell'inflazione e quindi controllare la relazione tra tasso di interesse reale e produzione.

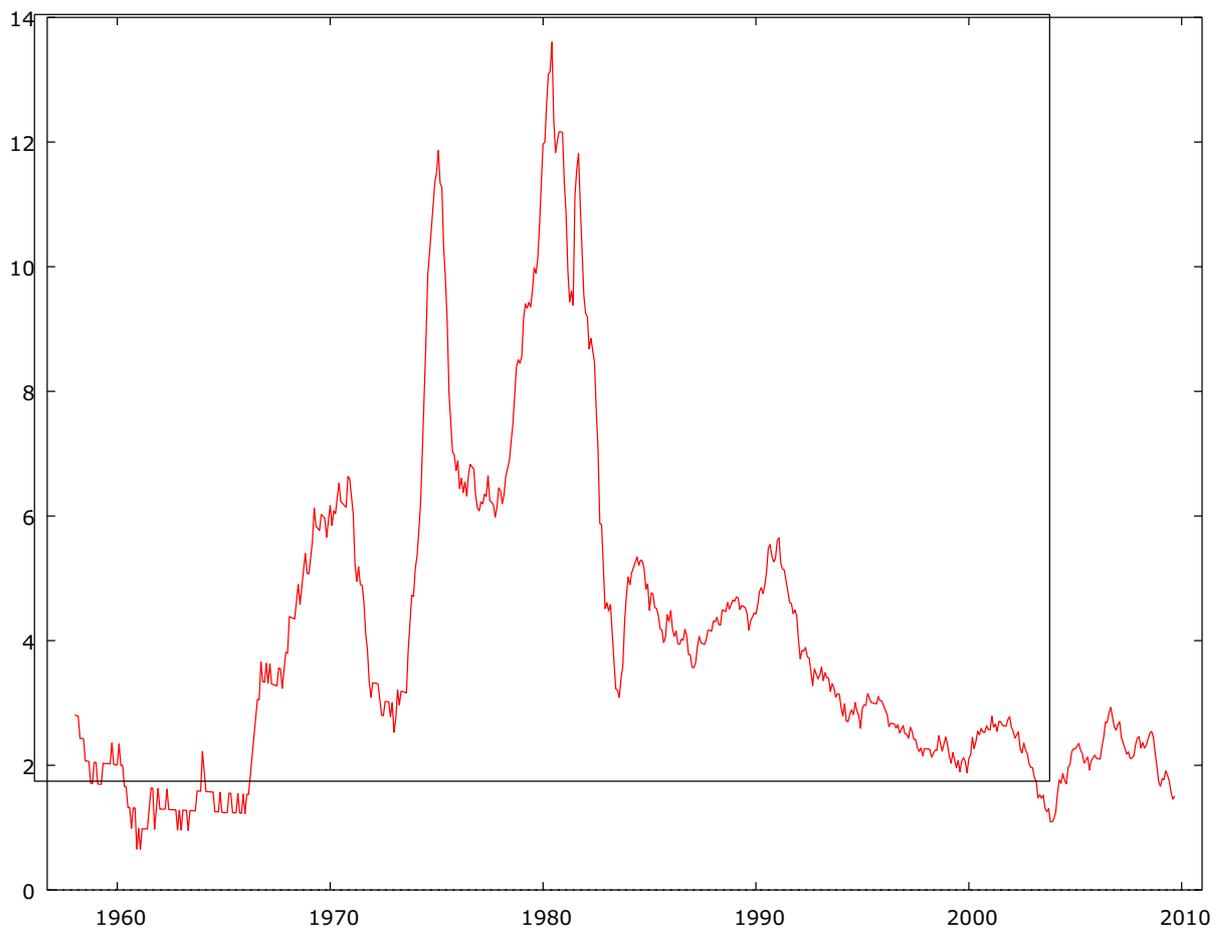


figura 2 Serie storica dell'inflazione dal 1958 al 2009

Per questi motivi decido di ridurre il campione tenendo il periodo che va dal 1984 al 2009, e stimare lo stesso modello precedente il cui output è:

Modello 5: OLS, usando le osservazioni 1984:01-2009:09 (T = 309)

Variabile dipendente: tasso\_INDPRO

Errori standard HAC, larghezza di banda 5 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficient</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
	<i>e</i>				
const	0.693878	0.23447	2.9593	0.00333	***
R	-0.0185947	0.0323764	-0.5743	0.56617	

spread	-0.574893	0.204726	-2.8081	0.00531	***
tasso_INDPR_1	1.11562	0.0777595	14.3471	<0.00001	***
tasso_INDPR_2	-0.167551	0.0846945	-1.9783	0.04880	**
Media var. dipendente	2.292201	SQM var. dipendente	4.224925		
Somma quadr. residui	198.0965	E.S. della regressione	0.807238		
R-quadro	0.963968	R-quadro corretto	0.963494		
F(4, 304)	1209.275	P-value(F)	3.0e-185		
Log-verosimiglianza	-369.7633	Criterio di Akaike	749.5266		
Criterio di Schwarz	768.1933	Hannan-Quinn	756.9896		
rho	-0.039153	Durbin-Watson	2.011239		

Test di White per l'eteroschedasticità -

Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente

Statistica test: LM = 58.9758

con p-value =  $P(\text{Chi-Square}(13) > 58.9758) = 8.0035e-008$

I risultati mostrano che c'è eteroschedasticità tra gli errori (rifiuto l'ipotesi nulla del test di White con p-value vicino allo 0) pertanto le stime sono inefficienti. Per quanto riguarda i singoli coefficienti quello dello spread rimane significativo e negativo, mentre quello del tasso di interesse reale diventa negativo rispetto al modello con il campione completo (come ci aspettavamo) ma rimane comunque non significativo. Quindi continua ad essere in contrasto con Hafer, Haslag e Jones. La decisione però, di ridurre il campione sembra essere interessante. In quanto, se stimiamo il modello dal 1958 al 1983, notiamo che le stime non si discostano troppo dalle stime del campione

completo e soprattutto il coefficiente del tasso di interesse reale rimane negativo (l'output di quest'ultimo modello è presente nell'appendice, modello 1). Per quanto riguarda la prima ipotesi (utilizzare i ritardi o le medie mobili del tasso di interesse reale) i risultati non sono soddisfacenti. Infatti anche il coefficiente del ritardo al tempo  $t-1$  del tasso di interesse reale (stimato nel modello con e senza il coefficiente dello spread finanziario) non è significativo e continua ad avere segno positivo (gli output dei due modelli sono nell'appendice con titolo modello 2a e 2b). La stessa cosa si verifica per il coefficiente della media mobile ritardata (appendice, modello 3). Un altro modello stimato (appendice, modello 4) che considera sia il tasso di interesse reale che il suo ritardo, mostra come i coefficienti di entrambe le variabili siano altamente significativi. Tuttavia se facciamo un test congiunto sulla significatività di entrambi i coefficienti delle variabili vediamo che la loro somma non è significativamente diversa da 0 (appendice, test 1). A questo punto nonostante alcune correzioni i risultati ottenuti da Hafer, Haslag e Jones e la teoria continuano ad essere in disaccordo con le stime ottenute dai modelli.



## 4. ESCLUSIONE DELLA CRISI

Per risolvere il problema e capire come mai il tasso di interesse reale e il suo ritardo non sono significativi presi singolarmente ma, se messi in un unico modello diventano entrambi significativi, prendo in considerazione l'ipotesi che, questo disaccordo, sia causato dalle osservazioni degli ultimi anni. Più precisamente dall'inizio dell'ultima crisi economico-finanziaria nel Giugno 2007. Questo perché come era successo per la crisi degli anni settanta in cui la Fed, come abbiamo visto, non era in grado di mantenere stabile l'inflazione, probabilmente la cosa si è ripetuta per la recente crisi. Per questo motivo riduco il campione e mi limito alle osservazioni che vanno da Gennaio 1984 a Giugno 2007. Per quanto riguarda il tasso di interesse reale nel modello, provo a utilizzarlo sia senza ritardo che al tempo  $t-1$  (appendice, modello 5). Di seguito c'è il primo dei due modelli stimati (con il tasso di interesse reale non ritardato).

Modello 3: OLS, usando le osservazioni 1984:01-2007:06 (T = 282)

Variabile dipendente: tasso\_INDPRO

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

	<i>Coefficient</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	0.285083	0.201672	1.4136	0.15860	
R	-0.0684248	0.0290338	-2.3567	0.01913	**
spread	-0.0901742	0.202492	-0.4453	0.65643	
tasso_INDPR_1	1.06501	0.0621882	17.1256	<0.00001	***
tasso_INDPR_2	-0.091748	0.0589176	-1.5572	0.12056	

Media var. dipendente	3.023359	SQM var. dipendente	3.035962
Somma quadr. residui	141.8119	E.S. della regressione	0.715511
R-quadro	0.945246	R-quadro corretto	0.944456
F(4, 277)	804.1926	P-value(F)	4.4e-151
Log-verosimiglianza	-303.2165	Criterio di Akaike	616.4330
Criterio di Schwarz	634.6426	Hannan-Quinn	623.7352
rho	-0.021110	Durbin-Watson	2.040154

Test di White per l'eteroschedasticità -

Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente

Statistica test: LM = 7.12962

con p-value =  $P(\text{Chi-Square}(13) > 7.12962) = 0.895349$

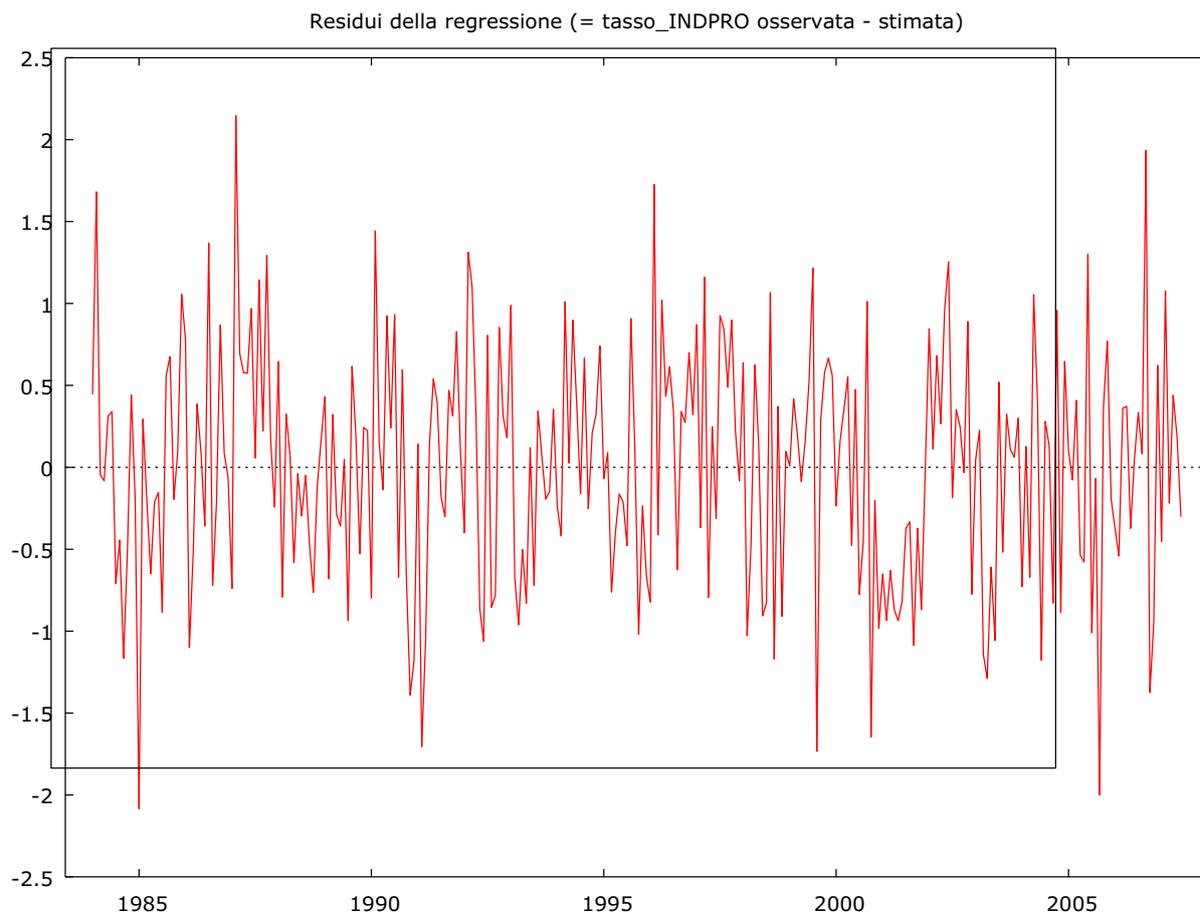
Test LM per l'autocorrelazione fino all'ordine 2 -

Ipotesi nulla: Non c'è autocorrelazione

Statistica test: LMF = 2.53778

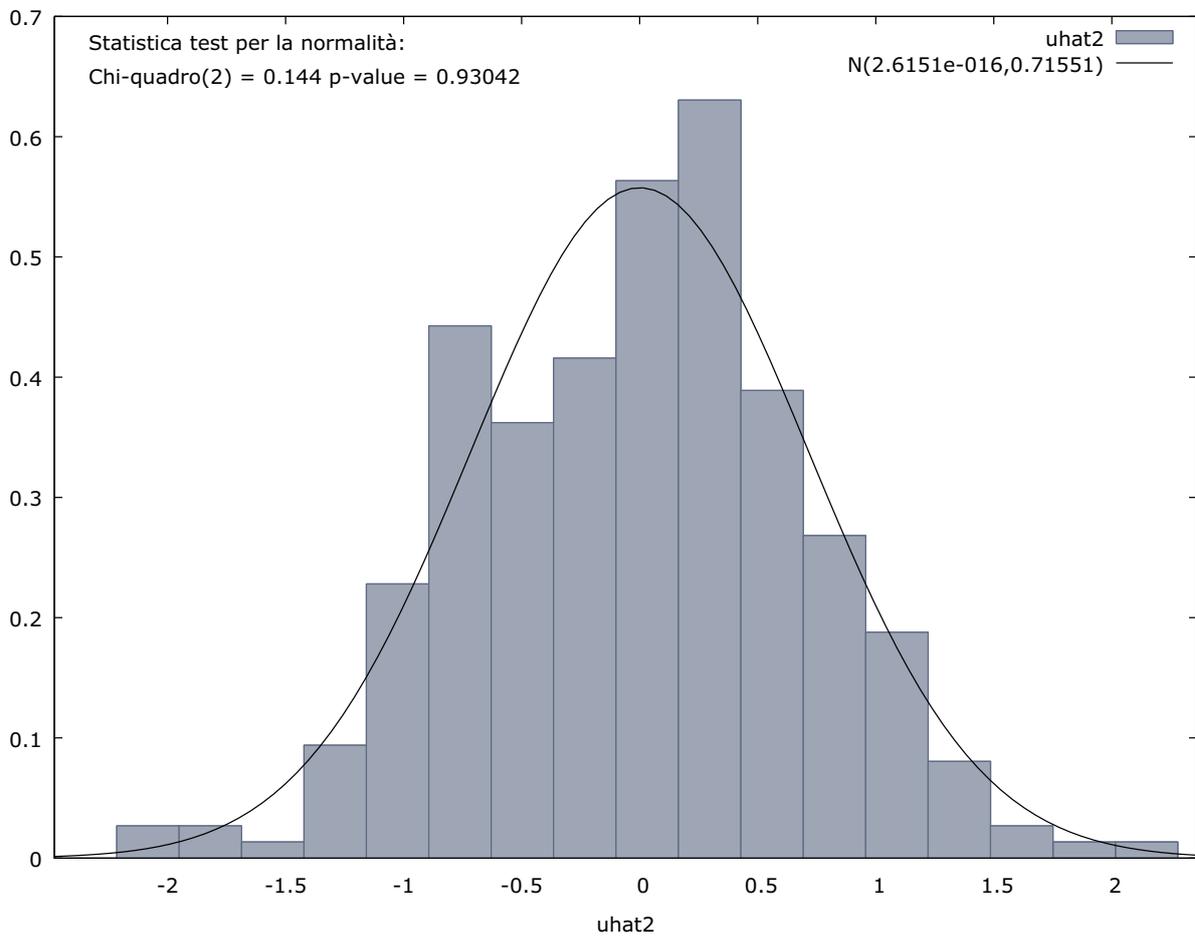
con p-value =  $P(F(2,275) > 2.53778) = 0.0808919$

Da questi risultati è possibile vedere che il tasso di interesse reale ha coefficiente negativo ed è significativamente diverso da 0. Tale risultato è conforme con la teoria e con quanto affermato nell'articolo da Hafer, Haslag e Jones. Inoltre il coefficiente dello spread finanziario è anch'esso negativo ma non è significativo contro l'ipotesi di nullità. Per quanto riguarda la diagnostica dei residui, vediamo che questi sono omoschedastici quindi le stime consistenti. Questo è visibile dal test di White il cui p-value è 0.89 quindi non rifiuta l'ipotesi nulla di omoschedasticità.



**Grafico dei residui rispetto al tempo**

Oltre all'omoschedasticità i residui sono anche incorrelati come evidenzia il test di Godfrey il cui p-value è 0.08. Un altro test che conferma la bontà di adattamento del modello ai dati è il test sulla distribuzione dei residui che accetta l'ipotesi di normalità, come mostra il seguente grafico.



Per verificare la stabilità strutturale dei parametri utilizzo i test CUSUM e CUSUMQ (riportati successivamente). I quali non rifiutano l'ipotesi nulla e confermano che i parametri rimangono in modo significativo costanti nel tempo.

Grafico CUSUM con banda di confidenza al 95%

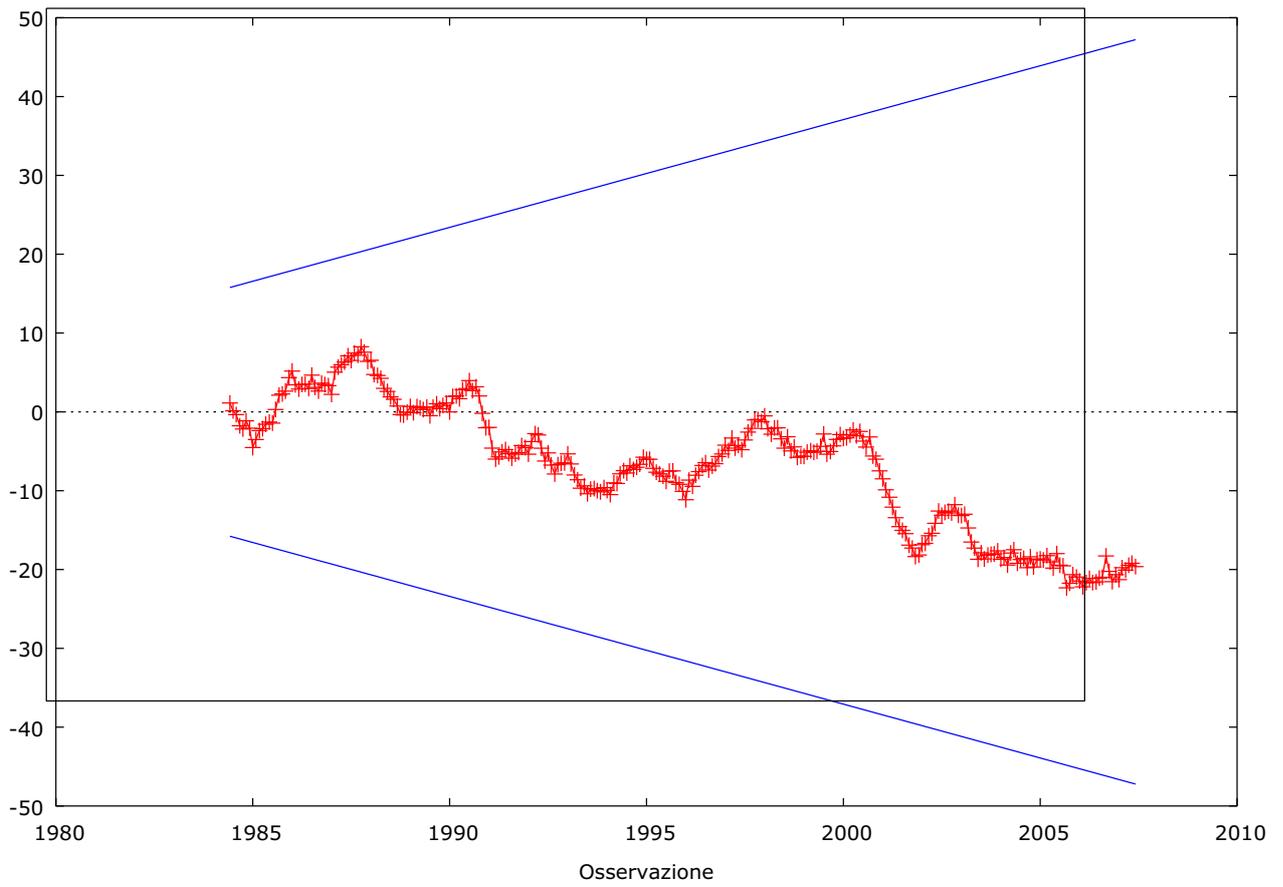
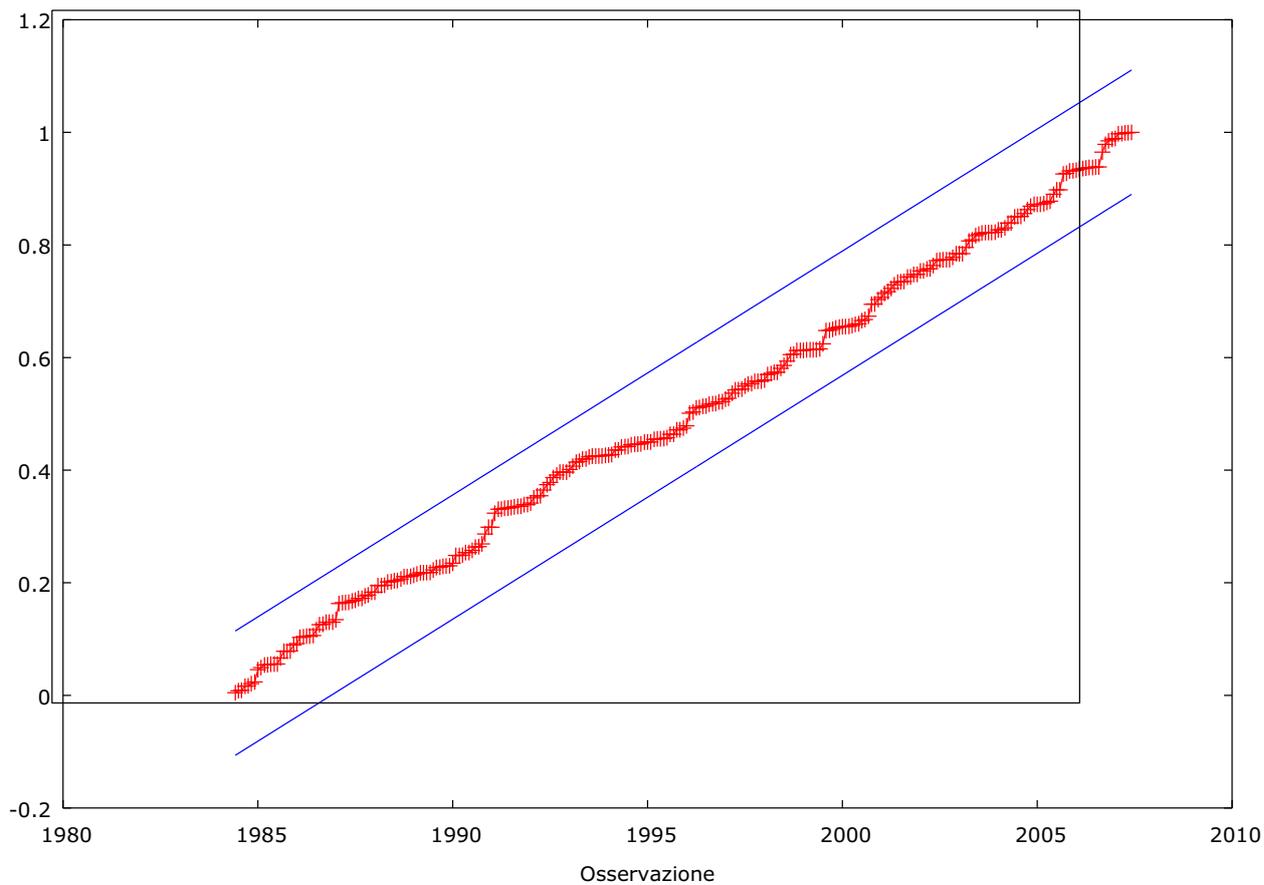


Grafico CUSUMSQ con banda di confidenza al 95%





## 5. CONCLUSIONI

Dato il modello finale, che comprende le osservazioni dal 1984 al Giugno 2007, possiamo concludere che: 1) il tasso di interesse reale ha un'influenza negativa e statisticamente significativa sul tasso di produzione industriale (come osservato da Hafer, Haslag e Jones) 2) lo spread finanziario, ha un coefficiente negativo, ma non è statisticamente significativo. Quindi possiamo affermare che quest'ultimo non influisce sul tasso di produzione industriale e di conseguenza può essere trascurato nelle scelte di politica economica. Ciò è però valido solamente quando la Fed riesce ad ancorare le aspettative di inflazione. Cioè di fatto quando riesce a controllare la relazione tra il tasso di interesse reale e la produzione. Infatti i risultati ci suggeriscono che, quando questo non era possibile (nel nostro caso durante la crisi degli anni settanta e in quella più recente del 2007), il tasso di interesse reale non è più significativo o comunque di difficile interpretazione. Mentre lo spread finanziario era fortemente significativo e influenzava l'indice di produzione industriale. Quindi per concludere (in linea con il lavoro di Hafer, Haslag e Jones) lo spread finanziario può essere escluso nelle decisioni di politica economica ma, questa operazione va fatta con attenzione, perché altrimenti ci sarebbe una perdita di efficacia da parte del modello nella fase di previsione.



## 6. APPENDICE

### Modello 1

Modello 1: OLS, usando le osservazioni 1958:03-1983:12 (T = 310)

Variabile dipendente: tasso\_INDPRO

Errori standard HAC, larghezza di banda 5 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficient</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
	<i>e</i>				
const	0.932316	0.235729	3.9550	0.00010	***
R	0.0390523	0.0400328	0.9755	0.33008	
spread	-0.621758	0.210968	-2.9472	0.00345	***
tasso_INDPR_1	1.38811	0.0755951	18.3624	<0.00001	***
tasso_INDPR_2	-0.482599	0.0720771	-6.6956	<0.00001	***
Media var.	3.506453	SQM var. dipendente	6.041834		
dipendente					
Somma quadr. residui	617.2398	E.S. della regressione	1.422581		
R-quadro	0.945279	R-quadro corretto	0.944561		
F(4, 305)	1387.305	P-value(F)	3.0e-194		
Log-verosimiglianza	-546.6172	Criterio di Akaike	1103.234		
Criterio di Schwarz	1121.917	Hannan-Quinn	1110.703		
rho	-0.068338	Durbin-Watson	2.131230		

Test di White per l'eteroschedasticità -

Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente

Statistica test: LM = 6.79889

con p-value =  $P(\text{Chi-Square}(13) > 6.79889) = 0.912216$

## Modello 2a

Modello 6: OLS, usando le osservazioni 1958:03-2009:09 (T = 619)

Variabile dipendente: tasso\_INDPRO

Errori standard HAC, larghezza di banda 6 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficient</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
	<i>e</i>				
const	0.746161	0.166916	4.4703	<0.00001	***
R_1	0.00211825	0.0302376	0.0701	0.94417	
spread	-0.518288	0.154424	-3.3563	0.00084	***
tasso_INDPR_1	1.34943	0.0658458	20.4938	<0.00001	***
tasso_INDPR_2	-0.42461	0.0647006	-6.5627	<0.00001	***
Media var. dipendente	2.900308	SQM var. dipendente	5.245683		
Somma quadr. residui	838.4711	E.S. della regressione	1.168584		
R-quadro	0.950694	R-quadro corretto	0.950373		
F(4, 614)	2145.435	P-value(F)	0.000000		
Log-verosimiglianza	-972.2484	Criterio di Akaike	1954.497		
Criterio di Schwarz	1976.637	Hannan-Quinn	1963.104		
rho	-0.072096	Durbin-Watson	2.134853		

Test di White per l'eteroschedasticità -

Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente

Statistica test: LM = 15.3863

con p-value =  $P(\text{Chi-Square}(13) > 15.3863) = 0.28386$

## Modello 2b

Modello 7: OLS, usando le osservazioni 1958:03-2009:09 (T = 619)

Variabile dipendente: tasso\_INDPRO

Errori standard HAC, larghezza di banda 6 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficient</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
	<i>e</i>				
const	0.169544	0.0857663	1.9768	0.04851	**
R_1	-0.0160468	0.0272983	-0.5878	0.55686	
tasso_INDPR_1	1.37329	0.0626661	21.9145	<0.00001	***
tasso_INDPR_2	-0.419069	0.0641283	-6.5349	<0.00001	***
Media var. dipendente	2.900308	SQM var. dipendente	5.245683		
Somma quadr. residui	861.3981	E.S. della regressione	1.183489		
R-quadro	0.949346	R-quadro corretto	0.949099		
F(3, 615)	2176.347	P-value(F)	0.000000		
Log-verosimiglianza	-980.5977	Criterio di Akaike	1969.195		
Criterio di Schwarz	1986.908	Hannan-Quinn	1976.081		
rho	-0.066988	Durbin-Watson	2.123450		

Test di White per l'eteroschedasticità -

Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente

Statistica test: LM = 18.6756

con p-value =  $P(\text{Chi-Square}(8) > 18.6756) = 0.0166943$

### Modello 3

Modello 8: OLS, usando le osservazioni 1958:05-2009:09 (T = 617)

Variabile dipendente: tasso\_INDPRO

Errori standard HAC, larghezza di banda 6 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficient</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
	<i>e</i>				
const	0.780036	0.171605	4.5455	<0.00001	***
ma_1	-0.0249896	0.0299061	-0.8356	0.40370	
spread	-0.508318	0.155415	-3.2707	0.00113	***
tasso_INDPR_1	1.34287	0.0656767	20.4466	<0.00001	***
tasso_INDPR_2	-0.415699	0.0648774	-6.4074	<0.00001	***
Media var.	2.949117	SQM var. dipendente	5.183427		
dipendente					
Somma quadr. residui	835.4137	E.S. della regressione	1.168356		
R-quadro	0.949524	R-quadro corretto	0.949194		
F(4, 612)	1892.127	P-value(F)	0.000000		
Log-verosimiglianza	-968.9785	Criterio di Akaike	1947.957		
Criterio di Schwarz	1970.081	Hannan-Quinn	1956.559		
rho	-0.066444	Durbin-Watson	2.124622		

Test di White per l'eteroschedasticità -

Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente

Statistica test: LM = 16.4694

con p-value =  $P(\text{Chi-Square}(13) > 16.4694) = 0.224708$

## Modello 4

Modello 9: OLS, usando le osservazioni 1958:03-2009:09 (T = 619)

Variabile dipendente: tasso\_INDPRO

Errori standard HAC, larghezza di banda 6 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficient</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
	<i>e</i>				
const	0.721657	0.161473	4.4692	<0.00001	***
R	0.285558	0.0643139	4.4401	0.00001	***
R_1	-0.271309	0.0612606	-4.4288	0.00001	***
spread	-0.509515	0.150221	-3.3918	0.00074	***
tasso_INDPR_1	1.3304	0.0674425	19.7264	<0.00001	***
tasso_INDPR_2	-0.407532	0.066201	-6.1560	<0.00001	***
Media var.	2.900308	SQM var. dipendente	5.245683		
dipendente					
Somma quadr. residui	821.8038	E.S. della regressione	1.157854		
R-quadro	0.951675	R-quadro corretto	0.951280		
F(5, 613)	1885.108	P-value(F)	0.000000		
Log-verosimiglianza	-966.0341	Criterio di Akaike	1944.068		
Criterio di Schwarz	1970.637	Hannan-Quinn	1954.396		
rho	-0.079378	Durbin-Watson	2.148828		

Test di White per l'eteroschedasticità -

Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente

Statistica test: LM = 17.9922

con p-value =  $P(\text{Chi-Square}(19) > 17.9922) = 0.522957$

## Modello 5

Modello 1: OLS, usando le osservazioni 1984:01-2007:06 (T = 282)

Variabile dipendente: tasso\_INDPRO

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

	<i>Coefficient</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
	<i>e</i>				
const	0.287125	0.199861	1.4366	0.15195	
R_1	-0.0721457	0.0301642	-2.3918	0.01743	**
spread	-0.0820518	0.201675	-0.4069	0.68443	
tasso_INDPR_1	1.05825	0.0616191	17.1741	<0.00001	***
tasso_INDPR_2	-0.0854779	0.0585008	-1.4611	0.14511	
Media var.	3.023359	SQM var. dipendente	3.035962		
dipendente					
Somma quadr. residui	141.3967	E.S. della regressione	0.714463		
R-quadro	0.945407	R-quadro corretto	0.944618		
F(4, 277)	815.8055	P-value(F)	7.1e-152		
Log-verosimiglianza	-302.8030	Criterio di Akaike	615.6061		
Criterio di Schwarz	633.8156	Hannan-Quinn	622.9083		
rho	-0.020808	Durbin-Watson	2.039328		

Test di White per l'eteroschedasticità -

Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente

Statistica test: LM = 6.50761

con p-value =  $P(\text{Chi-Square}(13) > 6.50761) = 0.925716$

## Test 1

Vincolo:

$$b[R] + b[R\_1] = 0$$

Statistica test: F robusta(1, 613) = 0.218593, con p-value = 0.64028

Stime vincolate:

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
const	0.725331	0.152521	4.756	2.47e-06	***
R	0.278634	0.0801046	3.478	0.0005	***
R_1	-0.278634	0.0801046	-3.478	0.0005	***
spread	-0.496048	0.123229	-4.025	6.40e-05	***
tasso_INDPR_1	1.33147	0.0367040	36.28	7.88e-155	***
tasso_INDPR_2	-0.405916	0.0363647	-11.16	1.81e-026	***

Errore standard della regressione = 1.15724

## Test utilizzati

### Test di White

Serve per verificare se gli errori sono omoschedastici. Questa ipotesi è importante perché se non è valida le stime non sono efficienti e quindi lo stimatore OLS non è lo stimatore con varianza minima. Si costruisce partendo da una regressione ausiliaria, formata dai quadrati dei residui, regrediti sui quadrati e sui prodotti incrociati non ridondanti delle esplicative. L'ipotesi nulla è l'assenza di eteroschedasticità. La statistica test è  $R^2$  moltiplicato per N volte, dove N è il numero delle osservazioni, e si distribuisce come una  $\chi^2$  con p gradi di libertà (dove p è il numero di esplicative della regressione ausiliaria senza la costante).

## Test di Chow

Serve per verificare la stabilità strutturale dei parametri, ovvero se i parametri variano al variare del tempo. L'ipotesi nulla è l'assenza di break strutturali. Operativamente si costruisce un modello con delle dummy che identificano i diversi intervalli di tempo e poi si fa un test sulla nullità congiunta di tali parametri.

## Test di Godfrey

Serve per verificare se gli errori sono autocorrelati all'ordine  $p$ . Si costruisce partendo da una regressione ausiliaria formata dai residui regrediti sulle esplicative e sui residui ritardati. La statistica test è  $R^2$  di tale regressione, moltiplicato per  $N-p$  (osservazioni) e si distribuisce come una  $\chi^2$  con  $p$  gradi di libertà.



## 7. BIBLIOGRAFIA

Azzalini A., 2001. *“Inferenza statistica: una presentazione basata sul concetto di verosimiglianza”*, 2<sup>a</sup> edizione. Milano. Springer Italia.

Cappuccio N., Orsi R., 2005. *“Econometria”*. Bologna. Il Mulino.

Castelnuovo E., 2010. *“Tracking U.S. inflation expectations with domestic and global indicators”*. Journal of International Money and Finance 29 1340-1356.

Di Fonzo T., Lisi F., 2005. *“Serie storiche economiche. Analisi statistiche e applicazioni”*. Roma. Carocci.

Hafer R. W., Haslag Joseph H., Jones Garret, 2007. *“On money and output: Is money redundant?”*. Journal of Monetary Economics 54 945-954.

Mankiw G. N., 2004. *“Macroeconomia”*, 4<sup>a</sup> edizione italiana condotta sulla 5<sup>a</sup> edizione americana. Zanichelli.

