

UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI PADOVA



FACOLTA' DI SCIENZE STATISTICHE

CORSO DI LAUREA IN

STATISTICA ECONOMIA E FINANZA

***“Regola di Taylor, reazione a output gap
vs. growth: il caso europeo”***

Relatore: Prof. Efrem Castelnuovo

Laureanda: Maraj Fabjola

Matricola: 597919-SEF

Anno accademico 2011/2012

INDICE	Pagina
1.Introduzione	3
2.La regola di Taylor	6
3.Analisi dei dati	9
3.1.1 Stima della regola di Taylor con un ritardo della variabile dipendente	9
3.1.2 Stima della regola di Taylor con due ritardi della variabile dipendente	12
3.2.1 Stima del primo sottocampione (1970:1-1979:2) con un ritardo della variabile dipendente	15
3.2.2 Stima del primo sottocampione (1970:1-1979:2) con due ritardi della variabile dipendente	18
3.3.1 Stima del secondo sottocampione (1985:2-2008:3) con un ritardo della variabile dipendente	20
3.3.2 Stima del secondo sottocampione (1985:2-2008:3) con due ritardi della variabile dipendente	23
3.4.1 Stima del terzo sottocampione (1985:3-2009:4) con un ritardo della variabile dipendente	26
3.4.2 Stima del terzo sottocampione (1985:3-2009:4) con due ritardi della variabile dipendente	28
4. Conclusioni	32
5. Appendice	34
5.1. La correlazione seriale	34
5.2. il coefficiente di determinazione	36
6.Bibliografia	38

1. INTRODUZIONE

Dal 1° giugno del 1998 l'Italia non gestisce più autonomamente la propria politica monetaria ma delega la gestione di questo importante settore alla Banca Centrale Europea, la quale si occupa dell'intera "Zona Euro", ad oggi costituita da 17 Paesi: Italia, Belgio, Germania, Estonia, Irlanda, Grecia, Spagna, Francia, Cipro, Lussemburgo, Malta, Paesi Bassi, Austria, Portogallo, Slovenia, Slovacchia, Finlandia.

Le banche centrali sono enti che si occupano dell'emissione di moneta e della gestione della politica monetaria di un determinato Paese o un'Area. Nel perseguire i propri obiettivi, queste devono tenere in considerazione la struttura dell'economia.

Un obiettivo comune delle banche centrali è mantenere la stabilità dei prezzi, per due ragioni: in primo luogo, questo migliora le prospettive economiche, sia per gli investimenti aziendali, sia per le decisioni riguardanti le famiglie; in secondo luogo, i fondamenti teorici e l'esperienza dimostrano che la politica monetaria può incidere solo sul livello dei prezzi e non esercita alcuna influenza durevole sulle variabili dell'economia reale: ecco perché le banche centrali devono agire sui prezzi. Un altro importante obiettivo è quello di mantenere l'inflazione entro certi limiti, agendo sul valore del tasso di interesse nominale, aumentando o diminuendo così la quantità di moneta circolante.

La banca centrale minimizza una funzione di perdita (legata all'inflazione e all'output) muovendo la sua variabile di interesse (tasso di interesse nominale di breve periodo) considerando i vincoli del problema, che non sono altro che la rappresentazione del sistema economico. La variabile di interesse della banca centrale è influenzata da operazioni di mercato aperto (compravendita di titoli a breve termine) che la banca centrale effettua al fine di modificare la massa monetaria in circolazione ed influenzare il prezzo della medesima, cioè il tasso di interesse.

Tale comportamento viene spesso catturato tramite una semplice regola: la regola di Taylor. Questa regola ha particolare importanza perché consiste in una relazione matematica che lega alcune variabili economiche (inflazione e

prodotto interno lordo) a uno strumento di politica monetaria e consente di rappresentare il comportamento di molte banche centrali (come FED e BCE). Nello specifico, la regola indica il livello al quale il tasso di interesse nominale di breve periodo dovrebbe essere formulato dall'autorità monetaria, affinché sia pari al tasso d'interesse reale di equilibrio, ossia il tasso di interesse reale a cui corrisponde un livello di domanda aggregata pari all'offerta aggregata di piena occupazione (PIL potenziale).

Il tasso di interesse nominale è quel tasso che ogni banca centrale applica alle operazioni di prestito che pone in essere con le altre banche del territorio di appartenenza; abbassando il tasso di interesse nominale, alle banche risulta conveniente chiedere liquidità alla banca centrale, il che comporta un aumento della moneta circolante e quindi dell'inflazione; nel caso in cui la banca centrale decida di alzare il tasso nominale, come conseguenza si osserva una diminuzione di liquidità tra le banche in quanto diviene più costoso per loro avere la disponibilità di moneta.

A riguardo di quanto detto sopra, riporto un articolo del Corriere della Sera del 19 agosto 2011:

“Bruxelles, 29 ago - In materia di politica monetaria, la Bce "fa quello che ritiene adeguato per garantire la stabilità dei prezzi e mantenere stabili le attese di inflazione". Lo ha detto il presidente della Bce, Jean-Claude Trichet, all'Europarlamento, aggiungendo che questo obiettivo "non è in contraddizione con le esigenze di crescita e occupazione". Se perdessimo il controllo delle attese di inflazione, "avremmo un aumento generalizzato dei tassi a medio-lungo termine che dovrebbero incorporare queste nuove attese. Gli europei sarebbero impauriti nel vedere che non possono contare su una valuta in grado di mantenere il proprio valore e ci sarebbe un calo di fiducia generalizzato".

Questa tesi stima la regola di Taylor per l'area dell'euro. Mi concentrerò sui dati relativi all'inflazione, all'output gap e all'output growth. **L'output gap** è la differenza tra il prodotto interno lordo effettivo e quello potenziale (che è il livello di PIL massimo raggiungibile stabilmente da un sistema

economico). Se questa differenza è positiva, allora l'output gap viene chiamato inflationary gap e indica che la crescita della domanda aggregata sta superando la crescita dell'offerta aggregata, il che può portare ad un aumento dell'inflazione. Se il risultato è negativo, allora l'output gap viene chiamato recessionary gap che porta a deflazione. Una distanza molto piccola tra prodotto interno lordo effettivo e potenziale indica che le risorse economiche sono utilizzate efficacemente, mentre una distanza più grande indica che le risorse sono sfruttate oltre le loro capacità. L'output gap è stato calcolato usando le differenze logaritmiche della serie storica GDP e stimando un modello di regressione lineare semplice, prendendo la nostra serie storica differenziata come variabile risposta, usando un trend lineare come variabile esplicativa e includendo, nel modello, anche la costante. I residui percentualizzati del modello stimato sono il nostro Output Gap. **L'output growth** è il livello di crescita del reddito. **L'inflazione**, in economia, indica un generale aumento continuo dei prezzi di beni e servizi in un dato periodo di tempo, che genera una diminuzione del potere d'acquisto della moneta.

Inizialmente stimerò il modello relativo alla regola di Taylor considerando, in una prima fase, solo un ritardo della variabile dipendente e in seguito aggiungerò il secondo ritardo al modello. Successivamente dividerò il campione in tre sottocampioni e studierò gli effetti che hanno i ritardi e la correlazione seriale nella stima della regola di Taylor oppure quale spiega meglio la politica monetaria.

2. LA REGOLA DI TAYLOR

La regola di Taylor (1993) prende il nome da John B. Taylor che la presentò negli anni novanta dopo tanti studi fatti sugli effetti della politica monetaria. La regola descrive in che modo le Banche Centrali dovrebbero fissare il tasso d'interesse a breve termine, in funzione degli obiettivi da perseguire in termini di crescita economica e inflazione.

La regola di Taylor in una sua prima versione si presenta come tale:

$$i_t = i^* + \alpha (\pi_t - \pi^*) + \alpha_y (y_t - y_t^*) + \alpha_{dy} (y_t - y_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Nell'equazione compaiono :

- ❖ l'obiettivo inflazionistico (inflativo target) di lungo periodo π^* : questo è il tasso d'inflazione che prevarrà in media nel lungo periodo;
- ❖ il tasso d'inflazione corrente π_t è misurato solitamente come deflatore del PIL;
- ❖ il tasso di interesse nominale obiettivo i^* che risulta dalla somma di $(\pi^* + r^*)$ che sono tasso di inflazione corrente e il tasso di interesse reale naturale;
- ❖ la produzione y_t corrente misurata come deviazione del PIL reale dal suo livello potenziale;
- ❖ il tasso di interesse i_t che altro non è che la nostra variabile di interesse, la variabile dipendente del modello;
- ❖ l'errore ε_t , che si suppone distribuirsi come un white noise $N(0, \sigma^2)$.

Questa equazione spiega che il tasso di interesse nominale, che è la variabile dipendente oppure la variabile risposta, dipende da tre fattori diversi che sono:

1. la differenza tra l'inflazione obiettivo e quella effettiva;

2. l'output gap, cioè la differenza tra il livello di produzione realmente misurato e quello obiettivo(potenziiale);

3. il livello dei tassi d'interesse;

4. l'output growth, cioè la differenza tra il livello di produzione realmente misurato e quello realmente misurato del periodo precedente.

Appare evidente che il tasso d'interesse dovrebbe aumentare in presenza di inflazione, al fine di rendere più oneroso il costo del denaro che concorre a surriscaldare i prezzi, mentre al contrario dovrebbe diminuire nelle fasi recessive contribuendo a dare impulso alla crescita del Prodotto Interno Lordo (Pil).

Nella formula di Taylor, il tasso di interesse fissato dalla Banca Centrale viene derivato proprio dai valori di inflazione e crescita del Pil. Il calcolo è pari a una volta e mezza il tasso di inflazione, più metà della differenza fra la crescita del Pil reale e quello potenziale, più uno.

La differenza fra la crescita del Pil reale e quello potenziale viene definito anche output gap ed è negativo quando la crescita è inferiore a quella potenziale, mentre assume valori positivi quando l'economia si surriscalda e tende a generare inflazione.

La condotta della BCE si è sempre mostrata più attenta alla regola di Taylor, seguita abbastanza fedelmente tra il 1999 e il 2003. Successivamente, la tendenza è stata accompagnata, pur con un certo ritardo e una tolleranza, fino a un punto percentuale.

Attualmente l'inflazione dell'Eurozona è al 2,8%, con una crescita media del Pil dello 0,3%. Cercando di mantenere l'inflazione vicina all'obiettivo del 2%, con una crescita del Pil al 2%, il tasso Bce dovrebbe essere intorno al 3% ($1,5 \times 2\% + 0,5 \times -1,7\% + 1 = 3,15\%$). Si tratta di un valore ancora lontano dall'attuale 1,25%; possiamo quindi ipotizzare che seguiranno nuovi rialzi dei tassi nel caso la BCE intenda seguire la regola di Taylor.

Interessante sarà, inoltre, seguire le mosse del nuovo Presidente Mario Draghi che è stato nominato a ottobre in sostituzione di Jean-Claude Triche.

L'obiettivo delle banche centrali sarà sempre quello di avere tassi d'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 d'interesse nominale e controbilanciare in questo modo le spinte inflazionistiche.

3. ANALISI DEI DATI

3.1.1. Stima della regola di Taylor con un ritardo della variabile dipendente

I dati oggetto di studio sono dati trimestrali riferiti al periodo 1970:1-2009:4; i dati sono tratti dalla banca dati AWM elaborati dalla BCE; le serie sono destagionalizzate e calcolate per trimestre. Stimerò la regola di Taylor considerando fino a due ritardi della variabile dipendente per catturare la correlazione seriale dei residui.

Modello 1: Stime OLS usando le 159 osservazioni 1970:2-2009:4

Variabile dipendente: tasso d'interesse

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

Variabile	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value
const	0,0198090	0,0909221	0,2179	0,8278
inflazione	0,0643412	0,0209039	3,078	0,0025 ***
output_growth	0,0690324	0,0177563	3,888	0,0002 ***
output_gap	0,100575	0,0173162	5,808	3,50e-08 ***
interesse_1	0,923921	0,0180395	51,22	1,26e-098 ***

Media della variabile dipendente = 7,364466

Scarto quadratico medio della variabile dipendente = 3,573448

Somma dei quadrati dei residui = 51,70982

Errore standard della regressione = 0,579464

R-quadro = 0,974370

R-quadro corretto = 0,973705

Statistica Durbin-Watson = 1,4634 (p-value = 9,94826e-005)

F(4, 154) = 1766,959 (p-value = 1,6e-127)

Log-verosimiglianza = -136,3123

Criterio di Akaike = 282,6247

Criterio di Schwarz = 297,9692

Hannan-Quinn = 288,8559

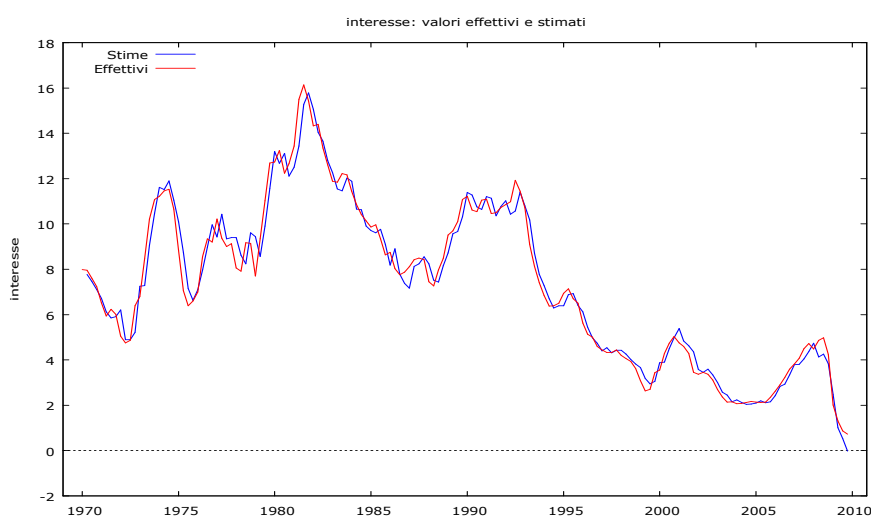
Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine = 0,265470

Valore h di Durbin = 3,426151

In questo primo caso, le variabili considerate per stimare il tasso di interesse sono: l'inflazione, l'output gap, l'output growth e il tasso di interesse nominale ritardato solo una volta. Osservando le stime del nostro modello si vede che il coefficiente dell'output gap è positivo e significativo: questo significa che la crescita della domanda aggregata sta superando la crescita dell'offerta aggregata, il che può portare ad un aumento dell'inflazione. La regola di Taylor indica una relazione proporzionale tra l'inflazione e tasso di interesse che qui è confermata dalla positività del coefficiente su inflazione.

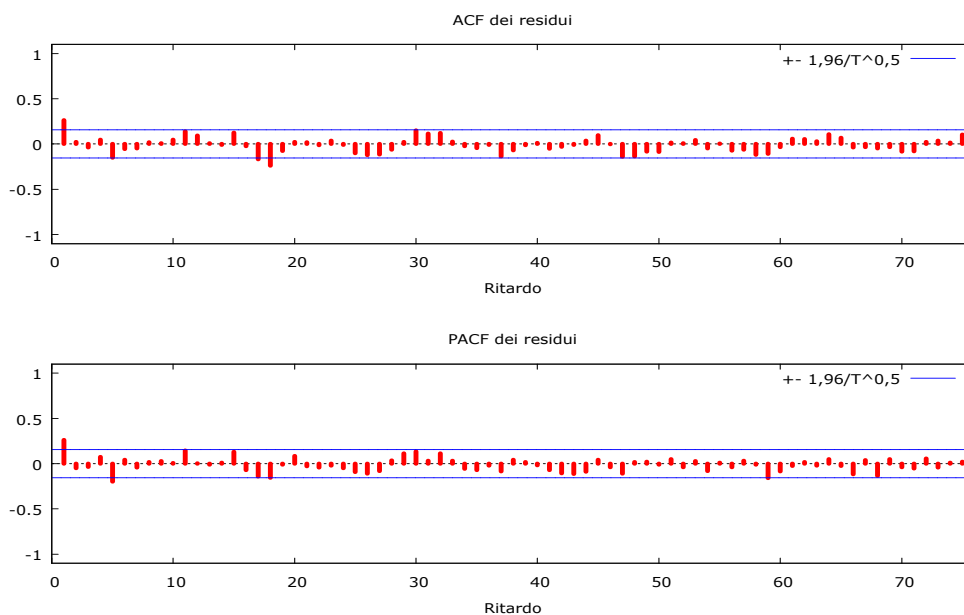
Tutte le variabili del nostro modello sono significative (ad eccezione della costante); l' R^2 corretto è tanto elevato e indica che il modello spiega il 97% della variabilità dei dati.

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

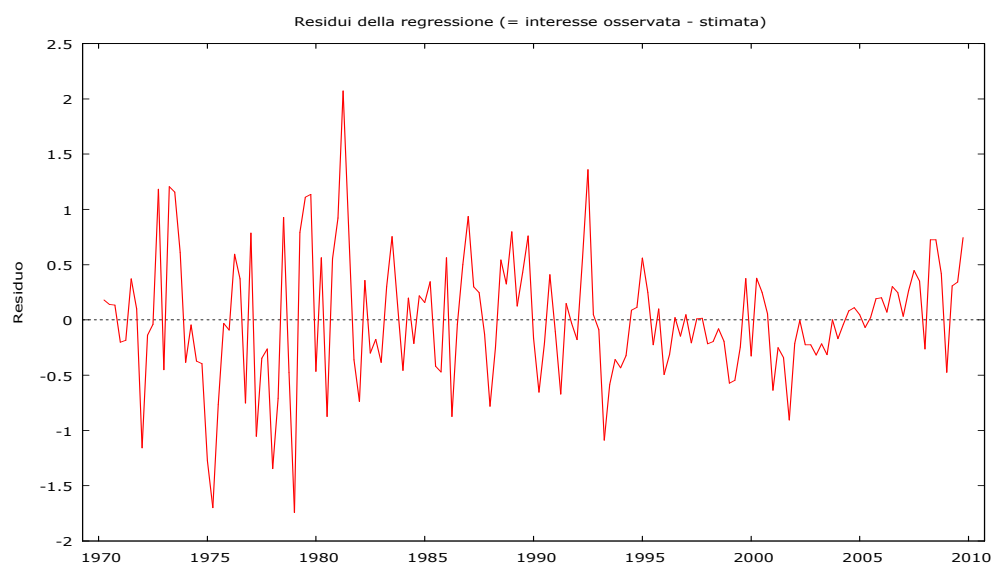


Funzione di autocorrelazione dei residui:

LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
1	0,2626 ***	0,2626 ***	11,1752 [0,001]
2	0,0239	-0,0484	11,2684 [0,004]
3	-0,0386	-0,0349	11,5127 [0,009]
4	0,0481	0,0741	11,8947 [0,018]
5	-0,1490 *	-0,1971 **	15,5868 [0,008]
6	-0,0554	0,0411	16,1003 [0,013]
7	-0,0472	-0,0410	16,4757 [0,021]
8	0,0174	0,0174	16,5271 [0,035]
9	0,0095	0,0294	16,5424 [0,056]
10	0,0471	0,0067	16,9230 [0,076]
11	0,1376 *	0,1446 *	20,1979 [0,043]
12	0,0936	0,0022	21,7224 [0,041]
13	0,0091	-0,0106	21,7371 [0,060]
14	-0,0083	0,0113	21,7492 [0,084]
15	0,1264	0,1319 *	24,5911 [0,056]



Come si vede dalla funzione di autocorrelazione globale e parziale, i valori che escono dalle fasce di Bartlett sono pochi; in particolare, le due funzioni di autocorrelazione non sono significative al primo ritardo, al quinto ritardo e all'undicesimo ritardo: questo verifica la presenza di correlazione seriale nei residui.



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

3.1.2. Stima della regola di Taylor con due ritardi della variabile dipendente

Stimando un modello alternativo, che fornisca una correlogramma migliore, arriviamo ad includere due ritardi della variabile dipendente dei quali tutti e due risultano significativamente diversi da zero; l' R^2 corretto aumenta e l'inflazione perde un po' di significatività. Tale modello è il migliore da me ottenuto.

Modello 2: Stime OLS usando le 158 osservazioni 1970:3-2009:4

Variabile dipendente: tasso di interesse

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

Variabile	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value
const	0,0642944	0,0851637	0,7550	0,4514
inflazione	0,0481270	0,0214048	2,248	0,0260 **
output gap	0,0703148	0,0206635	3,403	0,0009 ***
output growth	0,0604701	0,0187398	3,227	0,0015 ***

interesse_1	1,23513	0,0948709	13,02	1,67e-026 ***
interesse_2	-0,301137	0,0878203	-3,429	0,0008 ***

Media var. dipendente = 7,360719

SQM var. dipendente = 3,584497

Somma quadr. residui = 46,39837

E.S. della regressione = 0,552497

R-quadro = 0,976999

R-quadro corretto = 0,976242

F(5, 152) = 1611,452

P-value(F) = 1,1e-129

Log-verosimiglianza = -127,3912

Criterio di Akaike = 266,7823

Criterio di Schwarz = 285,1579

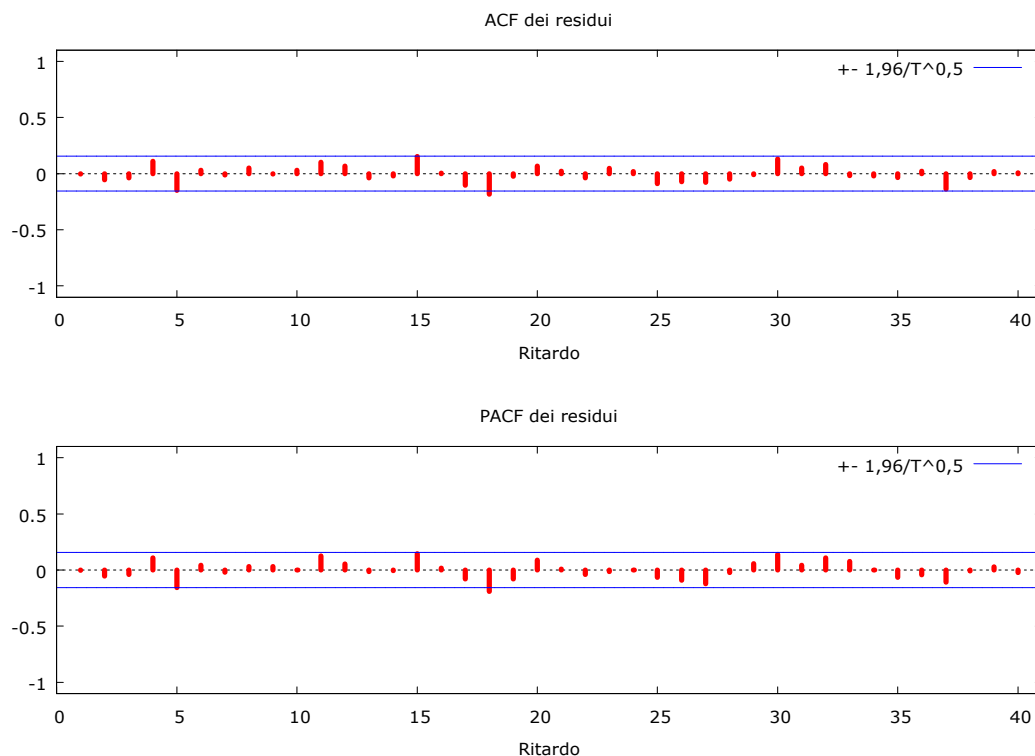
Hannan-Quinn = 274,2449

il coefficiente di correlazione di primo ordine = -0,004375

Durbin-Watson = 2,001905

Funzione di autocorrelazione dei residui:

LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
1	-0,0043	-0,0043	0,0030 [0,956]
2	-0,0541	-0,0541	0,4772 [0,788]
3	-0,0387	-0,0393	0,7221 [0,868]
4	0,1111	0,1082	2,7485 [0,601]
5	-0,1500 *	-0,1557 *	6,4666 [0,263]
6	0,0298	0,0431	6,6142 [0,358]
7	-0,0115	-0,0209	6,6362 [0,468]
8	0,0513	0,0326	7,0803 [0,528]
9	-0,0037	0,0308	7,0826 [0,629]
10	0,0292	0,0008	7,2286 [0,704]
11	0,1015	0,1262	8,9986 [0,622]
12	0,0691	0,0552	9,8257 [0,631]
13	-0,0384	-0,0150	10,0834 [0,687]
14	-0,0208	-0,0057	10,1591 [0,750]
15	0,1540 *	0,1458 *	14,3542 [0,499]



Come si vede dalla funzione di autocorrelazione globale e parziale, non ci sono valori che escono dalle fasce di Bartlett oppure ce ne sono pochi; le due funzione di autocorrelazione sono significative e questo indica la presenza di non correlazione seriale nei residui.

Dal confronto tra le due serie di modelli (con un ritardo della variabile dipendente e con due ritardi), abbiamo avuto un'influenza sia sulla autocorrelazione tra i residui sia sul tasso di interesse. Le stime risultano migliori con l'inserimento del secondo ritardo della variabile dipendente e l'autocorrelazione sembra quasi sparita. Questa constatazione potrebbe non essere vera per una parte del campione, quindi possiamo ora verificare questa ipotesi per tre sottocampioni, il primo tra il primo trimestre 1970 e il secondo trimestre 1979, il secondo tra il primo trimestre 1985 e il secondo trimestre 2008 e il terzo tra il primo trimestre 1985 e il quarto trimestre 2009.

3.2.1. Stima del primo sottocampione (1970:1-1979:2) con un ritardo della variabile dipendente.

Vediamo cosa succede nel primo periodo.

Guardando i risultati, il modello non sembra in grado di adattarsi ai dati. Tutti i coefficienti sono significativi tranne la variabile di inflazione e la costante. Tuttavia, dobbiamo considerare che le osservazioni non sono molte e quindi è più difficile ottenere una buona approssimazione dei dati. Il correlogramma indica che non c'è correlazione seriale tra i residui e R^2 corretto è troppo basso: questo significa che il modello non è sbagliato, ma che può anche essere migliorato con l'inserimento di altre variabile esplicative. Quindi il modello non è il migliore che si può ottenere.

Modello 3: Stime OLS usando le 37 osservazioni 1970:2-1979:2

Variabile dipendente: tasso di interesse

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

Variabile	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
const	0,520010	0,639522	0,8131	0,4222	
inflazione	0,0681070	0,0508806	1,339	0,1901	
output_growth	0,0847353	0,0351123	2,413	0,0217	**
output_gap	0,288150	0,0721300	3,995	0,0004	***
interesse_1	0,822049	0,0767000	10,72	4,05e-012	***

Media var. dipendente 8,162123

SQM var. dipendente 1,881436

Somma quadr. residui 16,64710

E.S. della regressione 0,721264

R-quadro = 0,869366

R-quadro corretto = 0,853036

F(4, 32) = 122,7909 P-value(F) = 6,15e-19

Log-verosimiglianza -37,72511

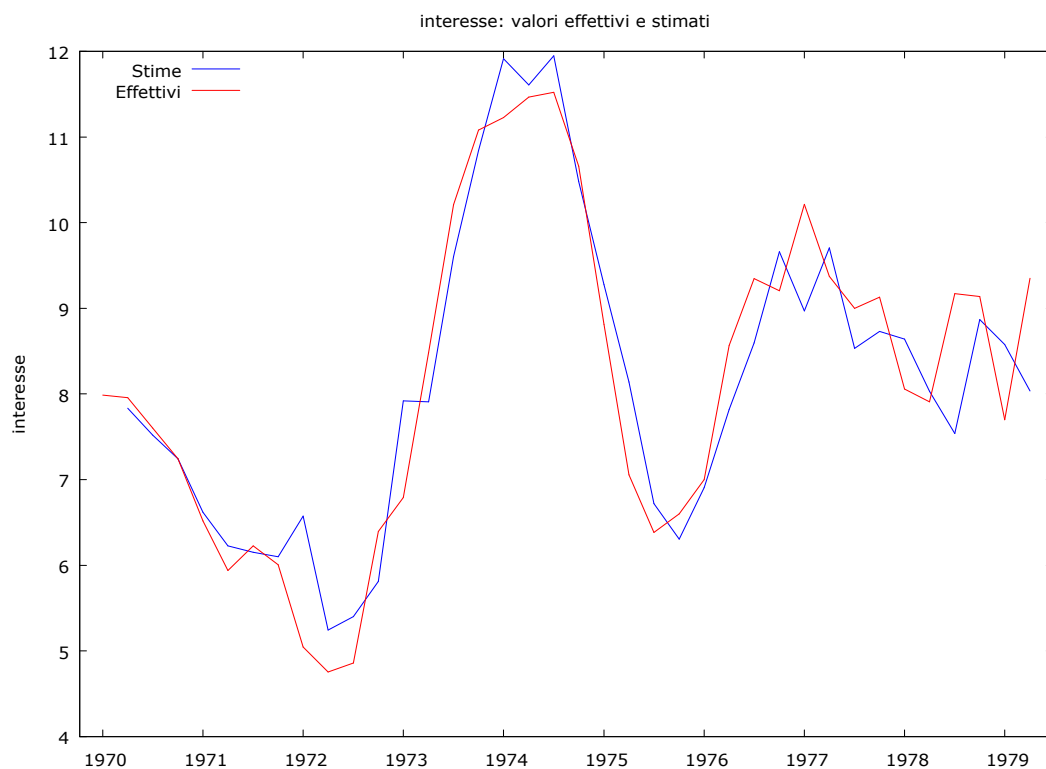
Criterio di Akaike 85,45022

Criterio di Schwarz 93,50481

Hannan-Quinn 88,28984

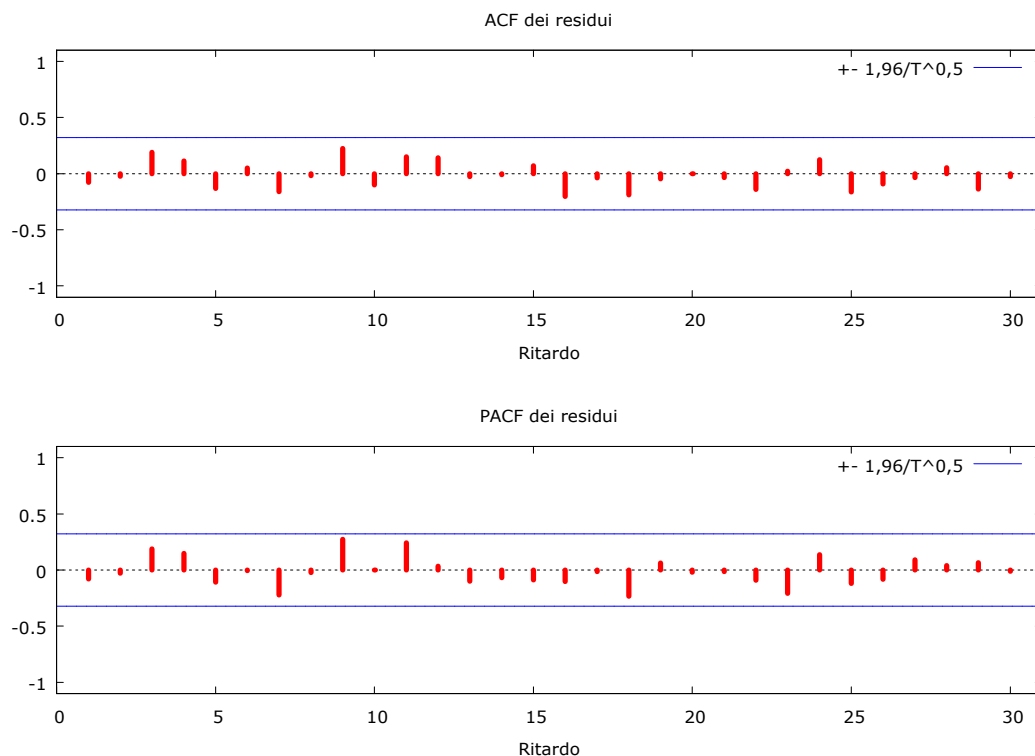
Coefficiente di correlazione di primo ordine = -0,087546

Valore h di Durbin -0,591652



Funzione di autocorrelazione dei residui:

LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
1	-0,0784	-0,0784	0,2466 [0,619]
2	-0,0233	-0,0297	0,2690 [0,874]
3	0,1898	0,1869	1,7981 [0,615]
4	0,1140	0,1488	2,3664 [0,669]
5	-0,1324	-0,1088	3,1567 [0,676]
6	0,0501	-0,0055	3,2736 [0,774]
7	-0,1600	-0,2224	4,5043 [0,720]
8	-0,0193	-0,0238	4,5228 [0,807]
9	0,2231	0,2745 *	7,0874 [0,628]
10	-0,0998	0,0003	7,6198 [0,666]
11	0,1507	0,2429	8,8805 [0,633]
12	0,1413	0,0354	10,0334 [0,613]
13	-0,0262	-0,1010	10,0746 [0,688]
14	-0,0102	-0,0684	10,0812 [0,756]
15	0,0716	-0,0894	10,4178 [0,793]



Possiamo osservare che le funzioni di autocorrelazione globale e parziale (ACF e PACF) sono perfette: tutti i valori si trovano entro le fasce di Bartlett. Una conferma che non c'è correlazione seriale tra i residui.

3.2.1. Stima del primo sottocampione (1970:1-1979:2) con due ritardi della variabile dipendente.

Stimando un modello alternativo, includiamo due ritardi della variabile dipendente e vediamo che il secondo ritardo non è significativo e anche l'inflazione continua ad essere non significativa. Includendo il secondo ritardo, l'output growth diventa non significativo. Vediamo che R^2 diminuisce di poco. In questo caso, includendo il secondo ritardo si ha un peggioramento del nostro modello.

Modello 4: Stime OLS usando le 36 osservazioni 1970:3-1979:2
 Variabile dipendente: tasso di interesse
 Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

Variabile	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value
const	0,674424	0,770563	0,8752	0,3884
inflazione	0,0651363	0,0512014	1,272	0,2131
output_growth	0,0748581	0,0473585	1,581	0,1244
output_gap	0,267220	0,0796298	3,356	0,0022 ***
interesse_1	0,902444	0,164080	5,500	5,68e-06 ***
interesse_2	-0,0917728	0,181895	-0,5045	0,6176

Media var. dipendente = 8,167834

SQM var. dipendente = 1,907800

Somma quadr. residui = 16,48472

E.S. della regressione = 0,741276

R-quadro = 0,870596

R-quadro corretto = 0,849029

F(5, 30) = 112,5992 P-value(F) = 1,67e-18

Log-verosimiglianza = -37,02225

Criterio di Akaike = 86,04451

Criterio di Schwarz = 95,54562

Hannan-Quinn = 89,36065

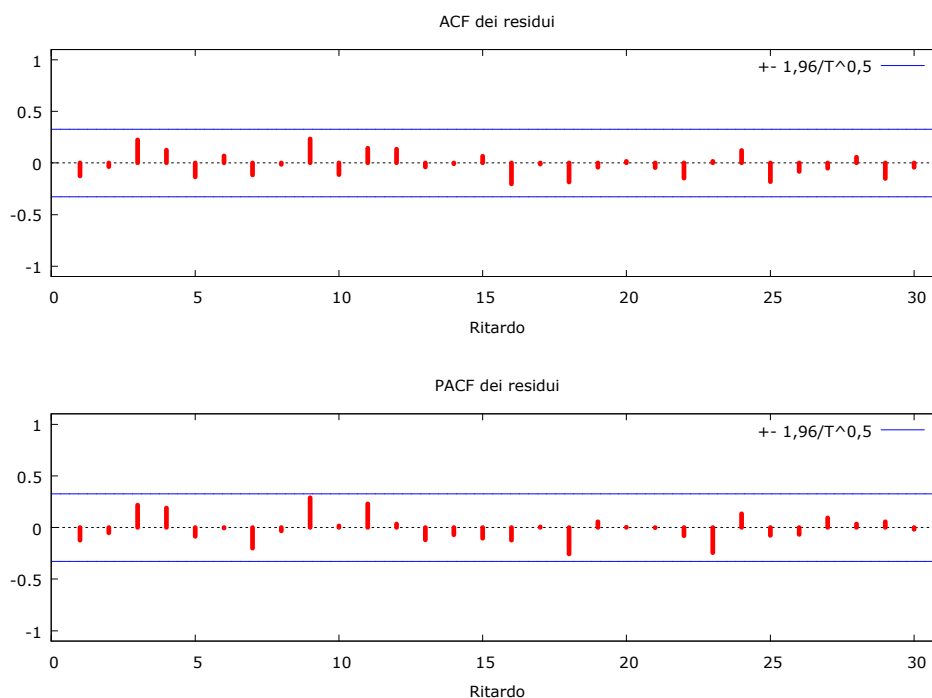
Coefficiente di correlazione di primo ordine = -0,143109

Valore h di Durbin = -3,523887

Funzione di autocorrelazione dei residui:

LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
1	-0,1243	-0,1243	0,6037 [0,437]
2	-0,0347	-0,0510	0,6522 [0,722]
3	0,2235	0,2166	2,7237 [0,436]
4	0,1258	0,1909	3,4006 [0,493]
5	-0,1344	-0,0865	4,1974 [0,521]
6	0,0711	-0,0071	4,4278 [0,619]

7	-0,1169	-0,2008	5,0720	[0,651]
8	-0,0136	-0,0325	5,0811	[0,749]
9	0,2328	0,2886 *	7,8270	[0,552]
10	-0,1127	0,0159	8,4957	[0,581]
11	0,1447	0,2305	9,6414	[0,563]
12	0,1355	0,0332	10,6884	[0,556]
13	-0,0393	-0,1197	10,7805	[0,629]
14	-0,0066	-0,0713	10,7832	[0,703]
15	0,0661	-0,1049	11,0678	[0,748]



3.3.1. Stima del secondo sottocampione (1985:1-2008:2) con un ritardo della variabile dipendente.

Studiamo quello che succede nel secondo periodo.

Modello 5: Stime OLS usando le 93 osservazioni 1985:2-2008:2

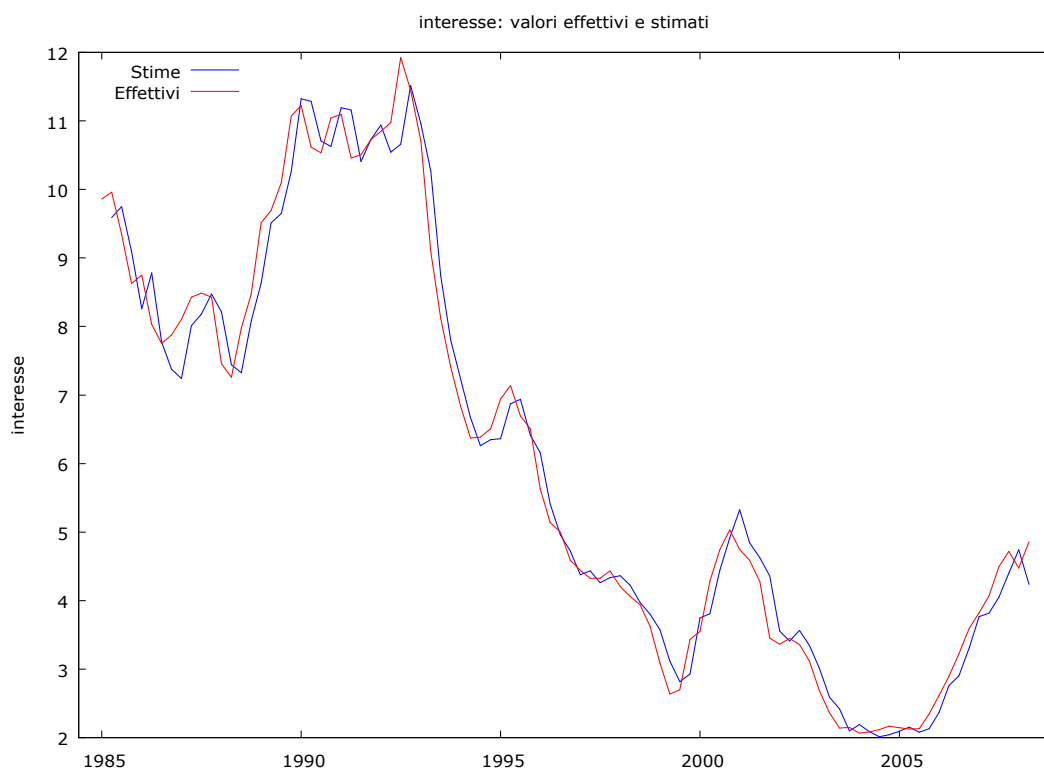
Variabile dipendente: tasso di interesse

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

Variabile	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value
const	-0,00559274	0,110363	-0,05068	0,9597

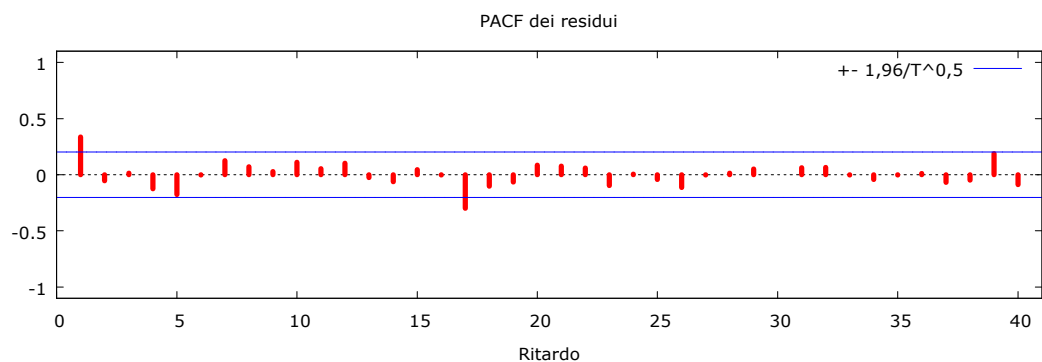
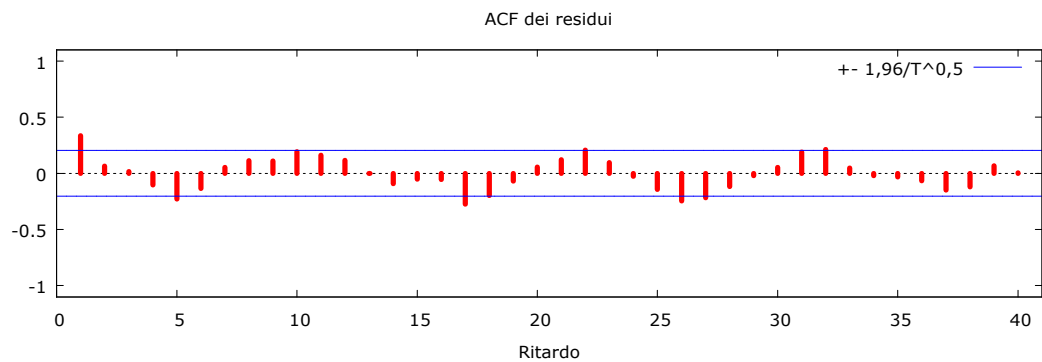
inflazione	0,0657938	0,0492166	1,337	0,1847	
output_growth	0,0480720	0,0284593	1,689	0,0947	*
output_gap	0,0904112	0,0329903	2,741	0,0074	***
interesse_1	0,941912	0,0275268	34,22	1,26e-052	***

Media var. dipendente 6,066935
 SQM var. dipendente 3,022565
 Somma quadr. residui 15,65996
 E.S. della regressione 0,421846
 R-quadro = 0,981368
 R-quadro corretto = 0,980521
 F(4, 88) = 1157,694 P-value(F) = 3,58e-75
 Log-verosimiglianza = -49,12188
 Criterio di Akaike = 108,2438
 Criterio di Schwarz = 120,9068
 Hannan-Quinn = 113,3567
 Coefficiente di autocorrelazione di primo ordine = 0,345293
 Valore h di Durbin 3,433779



Funzione di autocorrelazione dei residui:

LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
1	0,3368 ***	0,3368 ***	10,8929 [0,001]
2	0,0663	-0,0532	11,3196 [0,003]
3	0,0172	0,0131	11,3487 [0,010]
4	-0,1039	-0,1251	12,4204 [0,014]
5	-0,2290 **	-0,1752 *	17,6860 [0,003]
6	-0,1345	-0,0013	19,5232 [0,003]
7	0,0544	0,1243	19,8278 [0,006]
8	0,1122	0,0707	21,1373 [0,007]
9	0,1107	0,0271	22,4265 [0,008]
10	0,1941 *	0,1115	26,4379 [0,003]
11	0,1620	0,0539	29,2661 [0,002]
12	0,1161	0,1013	30,7365 [0,002]
13	-0,0018	-0,0266	30,7368 [0,004]
14	-0,0910	-0,0622	31,6620 [0,004]
15	-0,0520	0,0449	31,9685 [0,007]



Come si vede dalla funzione di autocorrelazione globale e parziale, ci sono valori che escono dalle fasce di Bartlett: questo verifica la presenza di correlazione seriale nei residui. Poiché R^2 risulta elevato, questo modello si adatta bene ai dati, pur avendo alcune variabili non statisticamente significative.

3.3.1. Stima del secondo sottocampione (1985:1-2008:2) con due ritardi della variabile dipendente.

Adesso vediamo cosa succede quando includiamo anche il secondo ritardo della variabile dipendente. Tutti e due i ritardi inseriti sono significativi mentre tutte le altre variabili sono insignificative. Il valore di R^2 corretto è elevato.

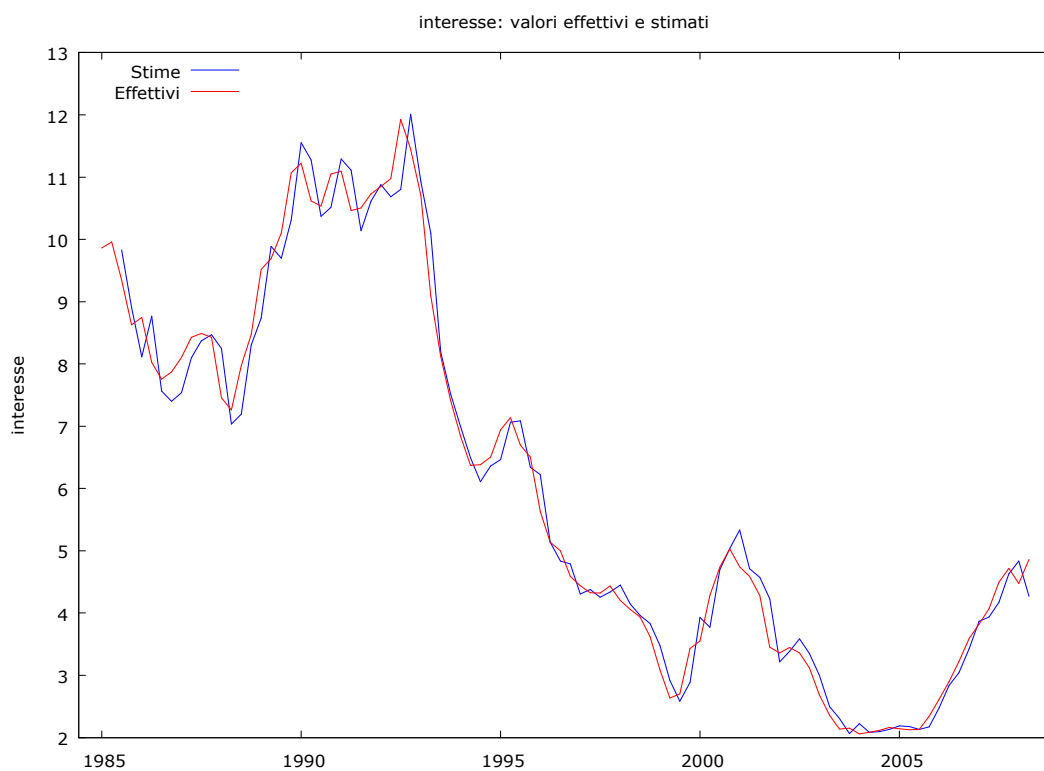
Modello 5: Stime OLS usando le 92 osservazioni 1985:3-2008:2

Variabile dipendente: tasso di interesse

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

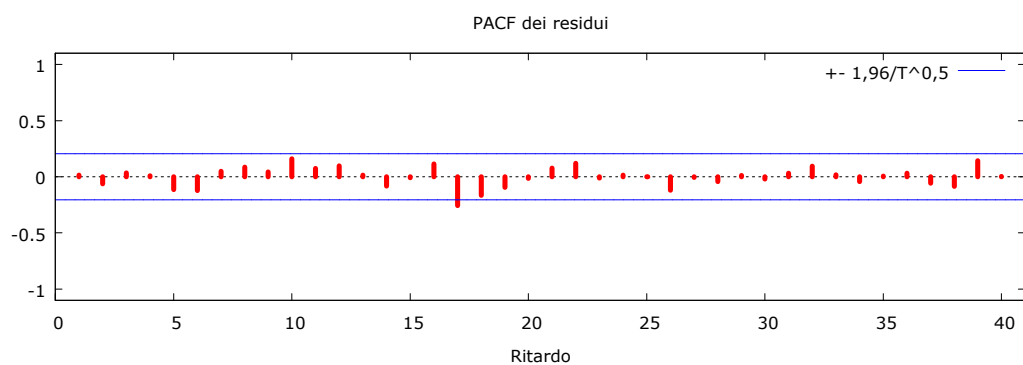
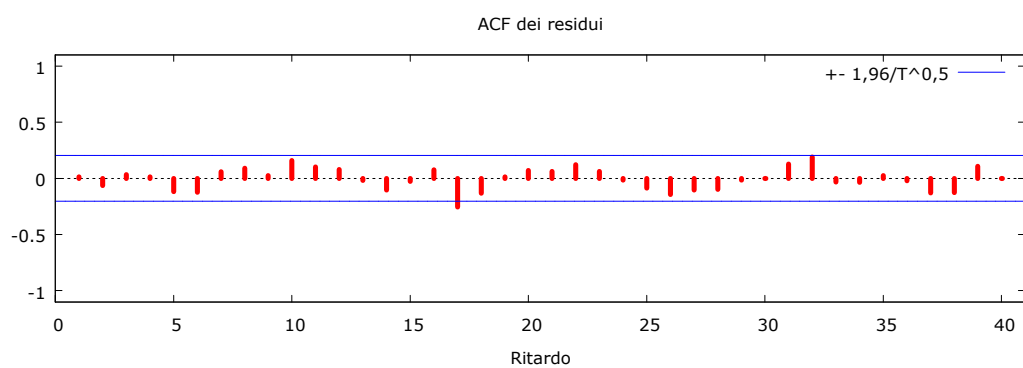
Variabile	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value
const	0,0702175	0,105638	0,6647	0,5080
inflazione	0,0422023	0,0485710	0,8689	0,3873
output_growth	0,0243316	0,0274487	0,8864	0,3779
output_gap	0,0551017	0,0329337	1,673	0,0979 *
interesse_1	1,35726	0,0998078	13,60	3,85e-023 ***
interesse_2	-0,404005	0,0863775	-4,677	1,07e-05 ***

Media var. dipendente 6,024602
 SQM var. dipendente 3,011278
 Somma quadr. residui 13,02937
 E.S. della regressione 0,389236
 R-quadro = 0,984210
 R-quadro corretto = 0,983292
 $F(5, 86) = 991,7229$ $P\text{-value}(F) = 1,98e-74$
 Log-verosimiglianza = -40,63156
 Criterio di Akaike = 93,26312
 Criterio di Schwarz = 108,3939
 Hannan-Quinn = 99,37001
 Coefficiente di correlazione di primo ordine = 0,015451
 Valore h di Durbin 0,482052



Funzione di autocorrelazione dei residui:

LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
1	0,0150	0,0150	0,0215 [0,883]
2	-0,0623	-0,0625	0,3939 [0,821]
3	0,0335	0,0356	0,5031 [0,918]
4	0,0133	0,0083	0,5205 [0,971]
5	-0,1171	-0,1138	1,8842 [0,865]
6	-0,1241	-0,1220	3,4339 [0,753]
7	0,0577	0,0475	3,7727 [0,806]
8	0,0918	0,0868	4,6411 [0,795]
9	0,0263	0,0421	4,7130 [0,859]
10	0,1583	0,1590	7,3572 [0,691]
11	0,1010	0,0740	8,4469 [0,673]
12	0,0798	0,0966	9,1359 [0,691]
13	-0,0182	0,0153	9,1721 [0,760]
14	-0,1039	-0,0834	10,3692 [0,735]
15	-0,0263	-0,0073	10,4468 [0,791]



3.4.1. Stima del terzo sottocampione (1985:3-2009:4) con un ritardo della variabile dipendente

Vediamo cosa succede nel terzo periodo.

L'obiettivo di questo esercizio è quello di inserire osservazioni relative alla recente crisi finanziaria, possibilmente in regime di politiche monetarie diverse.

Modello 7: Stime OLS usando le 99 osservazioni 1985:2-2009:4

Variabile dipendente: tasso di interesse

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

Variabile	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
const	-0,141810	0,0921638	-1,539	0,1272	
inflazione	0,0690844	0,0469860	1,470	0,1448	
output_growth	0,0670754	0,0230084	2,915	0,0044	***
output_gap	0,0722629	0,0222186	3,252	0,0016	***
interesse_1	0,952724	0,0254518	37,43	2,85e-058	***

Media var. dipendente 5,841987

SQM var. dipendente 3,088324

Somma quadr. residui 17,13833

E.S. della regressione 0,426993

R-quadro = 0,981664

R-quadro corretto = 0,980884

F(4, 94) = 1125,341 P-value(F) = 1,91e-78

Log-verosimiglianza = -53,66170

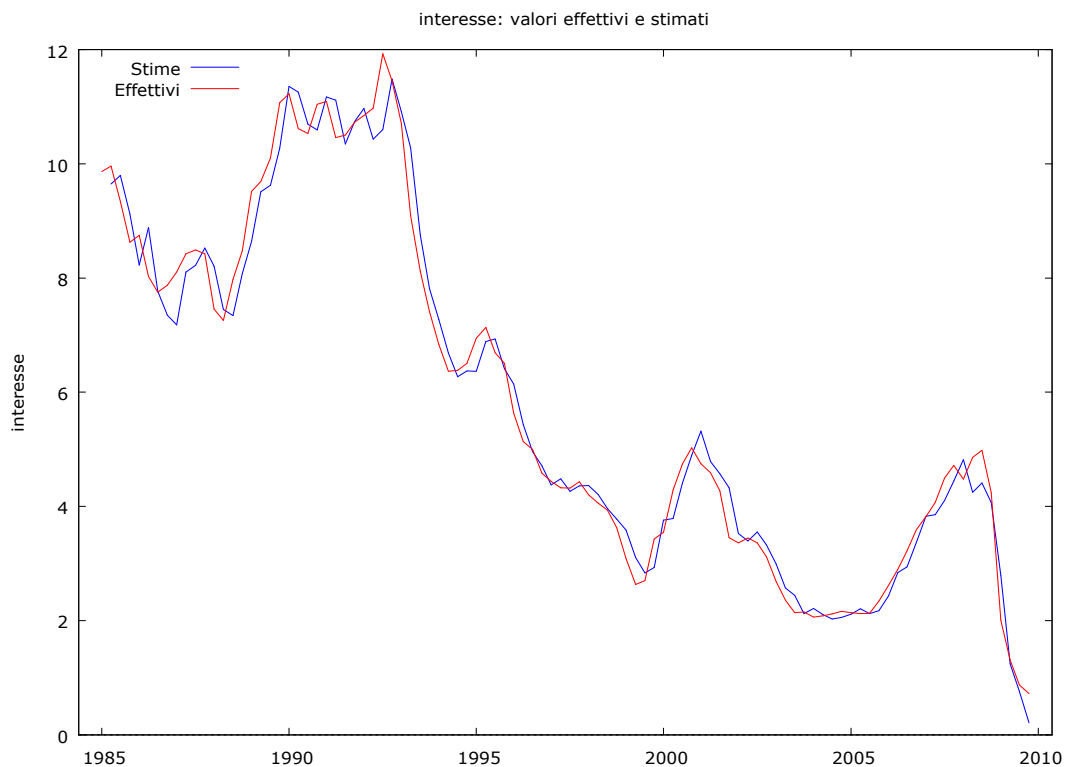
Criterio di Akaike = 117,3234

Criterio di Schwarz = 130,2990

Hannan-Quinn = 122,5733

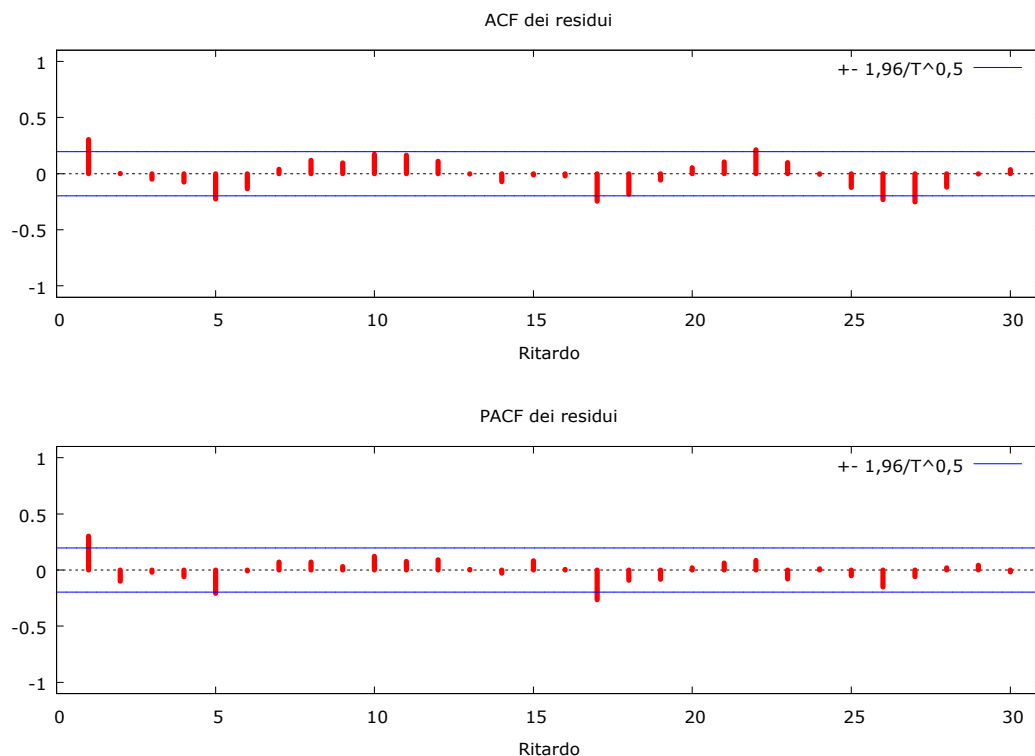
Coefficiente di correlazione di primo ordine = 0,308453

Valore h di Durbin= 3,155327



Funzione di autocorrelazione dei residui

LAG	ACF		PACF		Q-stat. [p-value]
1	0,3038	***	0,3038	***	9,4159 [0,002]
2	0,0012		-0,1004		9,4160 [0,009]
3	-0,0478		-0,0196		9,6536 [0,022]
4	-0,0747		-0,0587		10,2406 [0,037]
5	-0,2247	**	-0,2088	**	15,6119 [0,008]
6	-0,1350		-0,0098		17,5727 [0,007]
7	0,0385		0,0714		17,7339 [0,013]
8	0,1188		0,0704		19,2847 [0,013]
9	0,0962		0,0308		20,3133 [0,016]
10	0,1733	*	0,1212		23,6888 [0,008]
11	0,1660	*	0,0758		26,8217 [0,005]
12	0,1118		0,0920		28,2582 [0,005]
13	-0,0043		0,0068		28,2604 [0,008]
14	-0,0706		-0,0271		28,8475 [0,011]
15	-0,0130		0,0822		28,8676 [0,017]



Come si vede dalla funzione di autocorrelazione globale e parziale, ci sono valori che escono dalle fasce di Bartlett: questo verifica la presenza di correlazione seriale nei residui. Per questo, anche il terzo sottocampione analizzato va a influire negativamente sul campione totale, dimostrando che l'inserimento della variabile ritardata non depura dalla presenza di correlazione seriale.

3.4.2. Stima del terzo sottocampione (1985:3-2009:4) con due ritardi della variabile dipendente

Vediamo cosa succede al nostro modello quando includiamo anche il secondo ritardo della variabile dipendente. Tutti e due i ritardi sono significativi, le due variabili che prima non erano significative lo sono ancora e l'output gap è meno significativo.

Modello 8: Stime OLS usando le 98 osservazioni 1985:3-2009:4

Variabile dipendente: tasso di interesse

Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

Variabile	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
const	-0,0627630	0,0946343	-0,6632	0,5089	
inflazione	0,0455105	0,0490142	0,9285	0,3556	
output_growth	0,0576389	0,0241486	2,387	0,0190	**
output_gap	0,0417735	0,0247834	1,686	0,0953	*
interesse_1	1,30284	0,0919444	14,17	7,44e-025	***
interesse_2	-0,344030	0,0836294	-4,114	8,47e-05	***

Media var. dipendente 5,799950

SQM var. dipendente 3,075602

Somma quadr. residui 14,85157

E.S. della regressione 0,401784

R-quadro = 0,983814

R-quadro corretto = 0,982934

F(5, 92) = 931,5146 P-value(F) = 3,83e-77

Log-verosimiglianza = -46,59975

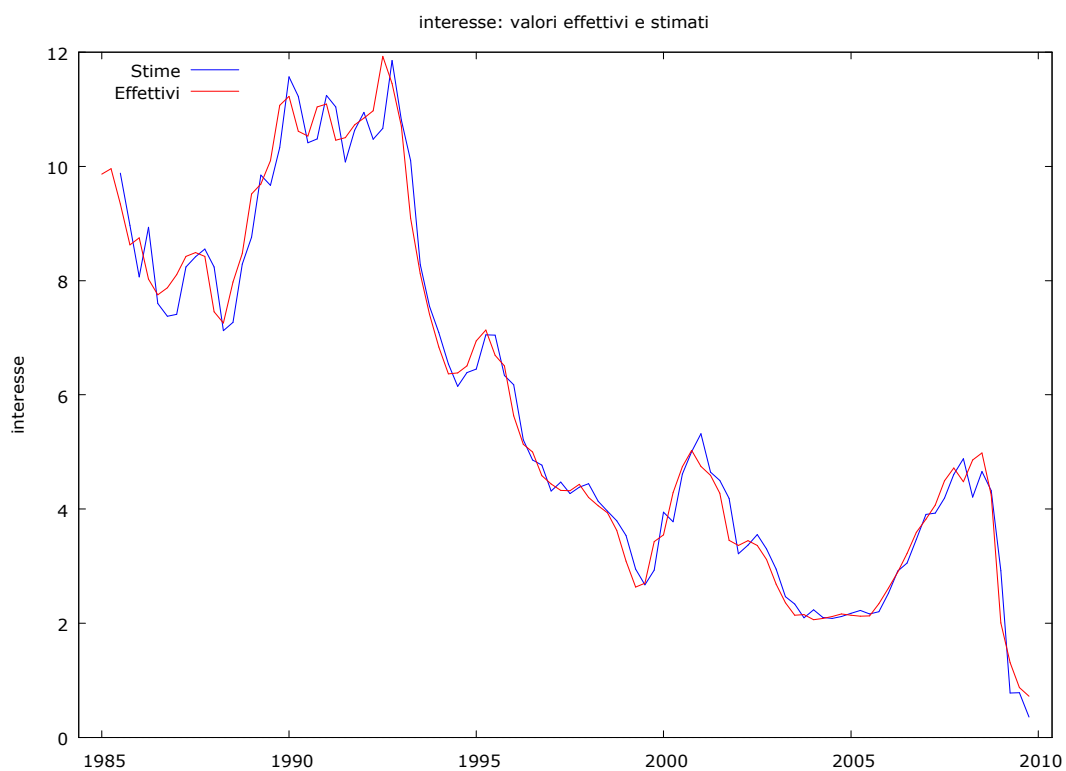
Criterio di Akaike = 105,1995

Criterio di Schwarz = 120,7093

Hannan-Quinn = 111,4729

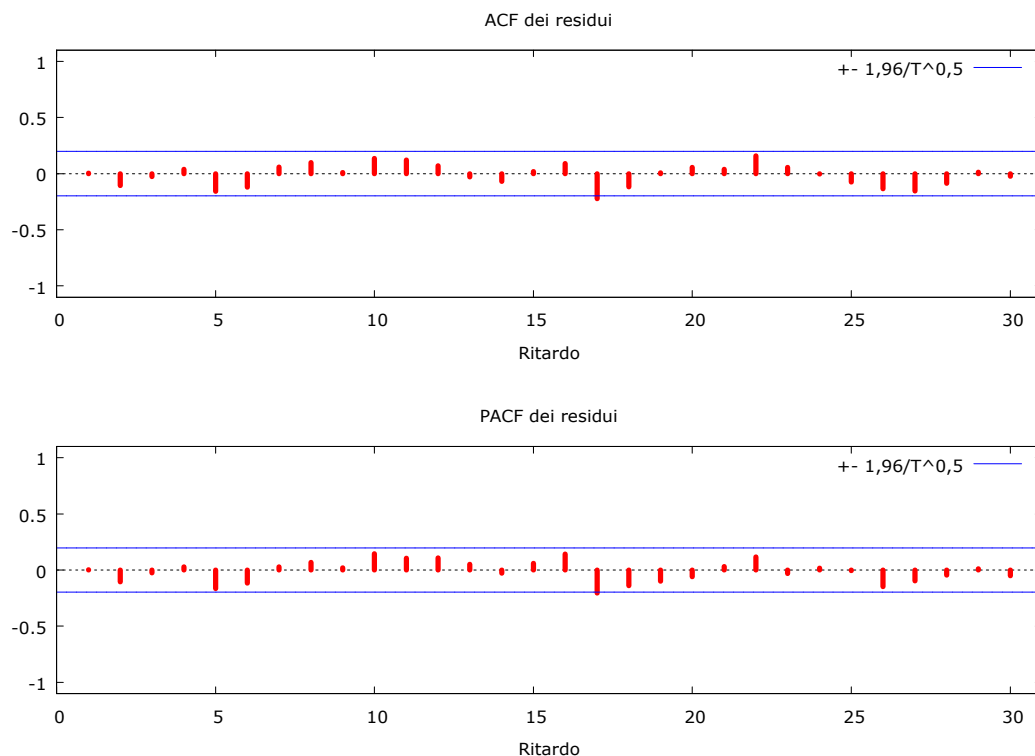
Coefficiente di correlazione di primo ordine = 0,003779

Valore h di Durbin = 0,087729



Funzione di autocorrelazione dei residui

LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
1	0,0037	0,0037	0,0014 [0,970]
2	-0,1053	-0,1053	1,1332 [0,567]
3	-0,0275	-0,0270	1,2113 [0,750]
4	0,0396	0,0290	1,3749 [0,849]
5	-0,1576	-0,1655	3,9912 [0,551]
6	-0,1200	-0,1168	5,5243 [0,479]
7	0,0579	0,0270	5,8850 [0,553]
8	0,1003	0,0672	6,9796 [0,539]
9	0,0098	0,0214	6,9902 [0,638]
10	0,1356	0,1450	9,0390 [0,528]
11	0,1224	0,1045	10,7272 [0,466]
12	0,0708	0,1084	11,2988 [0,503]
13	-0,0286	0,0507	11,3931 [0,578]
14	-0,0697	-0,0283	11,9591 [0,610]
15	0,0183	0,0605	11,9987 [0,679]



Come si vede dalla funzione di autocorrelazione globale e parziale, i valori che escono dalle fasce di Bartlett sono pochi: questo verifica la presenza di non correlazione seriale nei residui. Quindi, solo inserendo anche il secondo ritardo della variabile interesse si riesce a depurare la serie dalla presenza di autocorrelazione tra i residui, migliorando la qualità del nostro modello.

4. CONCLUSIONI

In queste pagine ho cercato di comprendere meglio gli effetti che la correlazione seriale e i ritardi della variabile dipendente hanno sul comportamento della politica monetaria nel periodo che va dal primo

trimestre 1970 al quarto trimestre 2009. Ipotizzando di trovare una differenza tra un periodo e l'altro, ho diviso il campione in 3 sottocampioni. Nella prima parte del mio studio, ho ritenuto opportuno introdurre tra i regressori due ritardi della variabile dipendente: in un primo tempo, ho inserito solo un ritardo e dopo ho inserito anche il secondo ritardo, osservando le stime del modello, cosa che nella regola di Taylor non è osservata. Così facendo, i modelli basati sull'intero campione spiegano bene la variabilità dei dati.

Dal confronto tra le due serie di modelli (con un ritardo della variabile dipendente e con due ritardi), abbiamo avuto un'influenza sia sulla autocorrelazione tra i residui sia sul tasso di interesse. Le stime risultano migliori con l'inserimento del secondo ritardo della variabile dipendente e l'autocorrelazione sembra quasi sparita. Inoltre notiamo dall'output che i valori dei tre test critici per la scelta del miglior modello attraverso il Criterio d'informazione Akaike, il Criterio bayesiano di Schwarz e il Criterio di Hannan-Quinn risultano tutti e tre minori rispetto al modello con un ritardo.

Nei sottocampioni abbiamo notato che, rispetto al campione totale, il modello presenta una caratteristica contraddittoria: si nota che la variabile inflazione risulta essere non significativa mentre nel campione totale lo è per qualunque ritardo utilizzato della variabile interesse. I dati ci suggeriscono una certa instabilità dell'inflazione nei sottocampioni.

Inoltre notiamo che, sia nel secondo/terzo sottocampione che nel campione completo, l'aggiunta del ritardo secondo della variabile "interesse" aiuta a migliorare il modello: da una parte aumenta la significatività delle esplicative ritardate, dall'altra diminuisce la correlazione dei residui.

Dal punto di vista economico, ho notato una instabilità del coefficiente relativo alla risposta all'inflazione, che risulta essere significativo solo dal 1985 in avanti; inoltre, il 'gradualismo' del banchiere centrale, catturato dai ritardi delle variabili dipendenti, è differentemente modellato (uno/due ritardi) a seconda del periodo storico analizzato. Questa evidenza supporta

l'utilizzo di tecniche e coefficienti variabili nel tempo per modellare la politica monetaria europea.

5. APPENDICE

5.1 La correlazione seriale

La presenza di autocorrelazione (o correlazione seriale) in un'analisi dei residui di regressione viene rilevata attraverso l'uso di statistica test di Durbin-Watson; nel caso di questi dati, però, non si può utilizzare in quanto in questo modello ci sono variabili ritardate. Nel caso di errori autocorrelati, viene violata l'assunzione che gli errori legati alle osservazioni in istanti temporali diversi sono incorrelati. Questo problema si verifica spesso nel caso di dati serie storiche come nel nostro caso. L'errore relativo a un periodo dipende in modo sistematico dall'errore di un altro periodo. Abbiamo due tipi di correlazione seriale: la correlazione seriale pura e impura.

a) La correlazione seriale pura

si verifica quando la violazione dell'assunzione sull'incorrelazione degli errori accade in un'equazione di regressione correttamente specificata

$$E(u_i, u_j) \neq 0 \text{ per } i \neq j$$

$$E(u_t, u_{t-j}) \neq 0$$

Se si assume correlazione seriale del 1° ordine, allora:

$$u_t = \rho \cdot u_{t-1} + v_t \rightarrow \text{schema di Markov del 1° ordine}$$

dove

u_t è l'errore al tempo t

u_{t-1} è l'errore al tempo $t-1$

ρ è il parametro che indica la forza della correlazione seriale

v_t è il disturbo (non autocorrelato)

se $\rho=0$ non c'è correlazione seriale

per $|\rho| \rightarrow 1$ aumenta la correlazione seriale

$|\rho| > 1$ cioè $\rho > 1$ o se $\rho < -1$ gli errori crescono nel tempo (esplodono)

$$\Rightarrow -1 < \rho < 1$$

Se $0 < \rho < 1$ c'è correlazione seriale positiva, il segno degli errori si mantiene da un periodo all'altro.

Se $-1 < \rho < 0$ c'è correlazione seriale negativa, si può riscontrare un sorta di ciclo nella struttura degli errori.

Possiamo avere diverse forme di correlazione seriale:

$u_t = \rho u_{t-4} + v_t$ correlazione seriale stagionale, nei nostri dati questo tipo di correlazione seriale non è presente perché i dati sono destagionalizzati.

$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + v_t$ correlazione seriale del 2° ordine.

b) La correlazione seriale impura

Essa è causata da errori nella specificazione del modello (ad esempio variabili omesse, errore nella specificazione della forma funzionale). Questa forma di correlazione può essere corretta.

Le conseguenze della correlazione seriale

Mentre l'omissione di variabili rilevanti, l'inserimento di variabili irrilevanti e la multicollinearità presentano sintomi esterni che si trovano facilmente, esse influenzano le stime dei coefficienti e i relativi errori standard, la correlazione seriale degli errori presenta solo sintomi interni che non si trovano facilmente.

Le tre maggiori conseguenze della correlazione seriale sono:

1-la correlazione seriale pura non influenza la correttezza delle stime dei coefficienti

2-la correlazione seriale aumenta la varianza della distribuzione campionaria delle stime

3-la correlazione seriale induce le stime OLS ad una sottostima degli errori standard dei coefficienti

1-si ricorda che le stime OLS sono BLUE ovvero presentano varianza minima tra le varianze delle stime dei coefficienti. La presenza di disturbi

autocorrelati provoca la perdita dell'efficienza delle stime ma la correttezza non viene persa.

Se il modello non fosse correttamente specificato anche la correttezza delle stime potrebbe essere persa. Comunque, anche se le stime risultano corrette, ciò non toglie che i coefficienti stimati, data la correlazione seriale dei disturbi, possano essere non prossimi ai valori veri dei coefficienti. Inoltre gli errori standard delle stime possono risultare maggiori e ciò può implicare un aumento della probabilità che le stime differiscano dai valori veri dei coefficienti.

1-la presenza di disturbi autocorrelati induce la violazione del teorema di Gauss Markov, per cui le stime OLS non sono più quelle aventi varianza minima.

2-la correlazione seriale induce una sottostima degli errori standard dei coefficienti, per cui si ha una sovrastima dei t-scores ed una maggiore probabilità di rifiutare l'ipotesi nulla $\beta=0$ quando essa risulta in realtà vera.

5.2.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. Nelle regressioni lineari esso è semplicemente il quadrato del coefficiente di correlazione:



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 e 1: quando è 0 il modello utilizzato non spiega per nulla i dati ; quando è 1 il modello spiega perfettamente i dati.

Adjusted R^2

L'”Adjusted R^2 ” è una variante dell' R^2 semplice. Può essere negativo ed è sempre minore o uguale all' R^2

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

dove :

n è il numero delle osservazioni;

k è il numero dei regressori.

Se l' R^2 o l'Adjusted R^2 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.

6. BIBLIOGRAFIA

- ❖ Di Fonzo T., Lisi F., 2005, *Serie storiche economiche. Analisi statistiche ed applicazioni*, Carocci 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:

- ❖ **Errore. Riferimento a collegamento ipertestuale non valido.**
- ❖ www.decon.unipd.it/~castelnuovo/inflexp.pdf
- ❖ <http://www.ecb.int>
- ❖ www.wikipedia.com