

# UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA



## FACOLTÀ DI SCIENZE STATISTICHE

Corso di Laurea:  
Statistica, Economia e Finanza

TESI DI LAUREA

### "ILLUSIONE MONETARIA: UNA VERIFICA EMPIRICA PER L'EUROPA"

PROFESSOR RELATORE: EFREM CASTELNUOVO

LAUREANDO: GIANLUCA CONZON

MATRICOLA: 600441

ANNO ACCADEMICO 2010/2011



# INDICE

<b>Introduzione.....</b>	<b>4</b>
<b>L'illusione monetaria.....</b>	<b>5</b>
<b>Il saggio.....</b>	<b>7</b>
<b>I dati.....</b>	<b>17</b>
<b>Il modello.....</b>	<b>22</b>
<b>Le stime.....</b>	<b>25</b>
OLS-Campione completo.....	26
SMV-Campione completo.....	36
OLS-Campione ridotto.....	41
SMV-Campione ridotto.....	49
<b>Commento alle stime.....</b>	<b>53</b>
<b>Conclusioni.....</b>	<b>57</b>
<b>Bibliografia e sitografia.....</b>	<b>59</b>

## **Introduzione**

La tesi vuole trattare un semplice approfondimento empirico del fenomeno dell'illusione monetaria, cioè della difficoltà a percepire il denaro in termini reali anziché nominali. Il lavoro prende le mosse dal saggio "On money and output: is money redundant?" di R. W. Hafer, Joseph H. Haslag e Garrett Jones (2007). In particolare, si vuole ristimare un'equazione presente nel paper con dati relativi all'Europa: si tratta di un modello autoregressivo, in cui l'output gap viene spiegato dai suoi primi due ritardi e da un tasso di interesse reale a breve termine.

Il nostro interesse è rivolto al coefficiente relativo al tasso di interesse: si vuole verificare come varia la capacità predittiva del tasso di interesse a seconda che si consideri il tasso reale o nominale. Infatti, se il tasso d'interesse nominale dovesse rivelarsi maggiormente significativo di quello reale, significherebbe che viene violata l'assunzione di razionalità degli agenti economici perché non si tiene sufficientemente in considerazione l'effetto dell'inflazione: si verificherebbe quindi il

fenomeno dell'illusione monetaria.

### **L'illusione monetaria**

Con "illusione monetaria" ci si riferisce a quell'atteggiamento proprio della natura umana a considerare il denaro in termini nominali, anziché reali. In pratica, si confonde il valore numerico di una moneta o banconota con l'effettivo potere d'acquisto che questa ha. Ciò è evidentemente un errore, visto che, al giorno d'oggi, il denaro non ha un valore intrinseco ma solo un valore di facciata, e il suo effettivo valore è dato dalla sua potenzialità di essere scambiato con beni e servizi.

La letteratura su questo fenomeno ha quasi un secolo. In particolare, l'espressione "illusione monetaria" fu coniata da John Maynard Keynes, all'inizio del ventesimo secolo, mentre Irving Fisher nel 1928 scrisse un importante libro intitolato proprio "The Money Illusion".

L'esistenza di questo fenomeno è messa in discussione dagli economisti della scuola monetarista, i quali obiettano che le persone agiscono

razionalmente, cioè concepiscono la propria ricchezza in termini reali.

Shafir, Diamond e Tversky, d'altro canto, hanno fornito una dimostrazione empirica dell'illusione monetaria e il fenomeno è stato attestato in una grande varietà di situazioni empiriche e reali (Wikipedia).

Si suppone che l'illusione monetaria possa influenzare l'andamento del ciclo economico in tre modi:

- La vischiosità dei prezzi. Infatti, l'illusione monetaria è una ragione che è stata adottata nel tentativo di spiegare perché i prezzi nominali cambiano lentamente anche quando l'inflazione ha spinto i prezzi reali a crescere.
- Le varie forme legislative non sono indicizzate all'inflazione con la stessa frequenza che sarebbe lecito razionalmente aspettarsi.
- L'opinione pubblica riflette spesso un atteggiamento poco corretto dal punto di vista economico riguardo ai concetti di valore reale e nominale, per cui si ha una percezione sbagliata della

propria situazione economica.

Per esempio, degli esperimenti hanno dimostrato che la gente concepisce un taglio del 2% nominale del proprio stipendio come ingiusto, ma non si dispiace di un aumento del 2% del proprio stipendio nominale a fronte di un 4% dell'inflazione.

L'economista sa invece che le due situazioni sono equivalenti in termini di potere d'acquisto.

Alcuni studiosi hanno ipotizzato che l'illusione monetaria potrebbe essere un sostegno alla tesi, avversata da alcune recenti teorie macroeconomiche, che vi sia una relazione negativa tra inflazione e disoccupazione (relazione descritta dalla curva di Phillips).

## **Il saggio**

### *Introduzione*

Il saggio "On money and output: is money redundant?" di R. Hafer, Joseph H. Haslag e Garrett Jones (2007) tratta il ruolo della moneta

nelle decisioni di politica monetaria.

Mentre vi è un crescente consenso attorno alla tesi che la moneta può essere in gran parte ignorata nella formulazione di politiche monetarie, nel saggio si cerca di dimostrare che la moneta non è superflua, ma, al contrario, esiste una relazione statisticamente significativa tra l'output gap e valori ritardati della moneta, anche nel caso in cui si considerino valori ritardati del tasso di interesse reale e dell'output gap.

Innanzitutto nel saggio vengono spiegate le tesi di quegli studiosi che pensano che la moneta sia ridondante: questi ritengono che il tasso di interesse venga spiegato solamente dai movimenti dell'output gap e dell'inflazione. I risultati empirici per quanto riguardano la realtà degli Stati Uniti sostengono questa tesi e in particolare emerge che:

- vi è una relazione sistematica e inversa tra il tasso di interesse reale e l'output;
- gli aggregati monetari sono ininfluenti per capire gli effetti delle operazioni di politica monetaria;

- un semplice modello autoregressivo è una buona rappresentazione dell'output degli Stati Uniti;
- il modello è utile per condurre validi esperimenti di politica monetaria.

Quello che si vuole ridiscutere nel paper è la veridicità degli ultimi due punti. Infatti, il risultato principale che si ottiene è che la moneta, soprattutto M2, e i suoi ritardi, hanno un'importanza statisticamente significativa nello spiegare l'output gap, sia che si consideri la moneta esterna che quella interna.

### *Il modello e le analisi di Rudebusch e Svensson*

Il modello stimato consiste di tre equazioni: un'equazione sulla domanda aggregata, un'equazione che rappresenta la curva di Phillips e una regola di politica monetaria.

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

$$p_t = d(y_{gt}) + w_1 p_{t-1} + w_2 E_t(p_{t+1}) + e_{2t} \quad (2)$$

$$R_t = r^* + E_t(p_{t+1}) + f y_{gt-1} + g(p_{t-1} - p^T) \quad (3)$$

In queste equazioni  $y_{gt}$  è l'output gap,  $R_t$  è il tasso nominale di interesse,  $p$  è il tasso d'inflazione,  $r^*$  è il tasso di interesse reale d'equilibrio,  $p^T$  è il tasso di inflazione fissato come obiettivo dalla Banca Centrale. I termini  $e_1$  e  $e_2$  sono shock stocastici e i coefficienti  $w_1$  e  $w_2$  sono complementari a 1 per soddisfare le condizioni di stabilità del primo ordine.

Rudebusch e Svensson (2002) forniscono una prima stima dell'equazione (1) per gli Stati Uniti considerando il periodo 1961-1996:

$$y_{gt+1} = 1,161y_{gt} - 0,259y_{gt-1} - 0,088(i - p_t)$$

$$(14,70) \quad (3,36) \quad (2,75)$$

$$R^2=0,90 \quad SE=0,823 \quad DW=2,09$$

(le statistiche t sono tra parentesi)

L'output gap è misurato come differenza percentuale fra il PIL reale e la misura del PIL potenziale fatta dal Congressional Budget Office,  $i$  è una media trimestrale del tasso dei fondi federali,  $p_t$  è il tasso di inflazione trimestrale calcolato con l'indice concatenato pesato del PIL. Le variabili sono misurate come deviazioni dalla media, e per questo viene omessa la costante.

Rudebusch e Svensson affermano che la relazione stimata rimane costante nel periodo di tempo considerato, e che gli aggregati monetari e i loro ritardi sono sempre non significativi quando vengono aggiunti. Per questo loro reputano inutile considerare la moneta per predire l'andamento dell'output gap.

Tuttavia, vi sono diverse ragioni che si possono addurre a supporto della tesi opposta. Nelson (2002) obietta che i movimenti nei bilanci di moneta reale danno un'informazione aggiuntiva: infatti, a un aumento nella quantità di moneta reale segue una diminuzione del tasso di interesse reale di lungo termine, diminuzione che noi non possiamo

osservare ma che è estremamente importante.

Nelson (2002) stima una versione dell'equazione (1) per gli Stati Uniti e il Regno Unito e in questi casi valori ritardati della base monetaria reale sono significativi quando il tasso di interesse reale è incluso come variabile indipendente.

### *La stima del modello base di Hafer, Haslag e Jones*

Nel paper si riconsidera l'equazione (1) con dati che arrivano fino all'anno 2000.

Riporto qui le stime ottenute:

Table 1  
Estimates of baseline model: various sample periods

Variable <sup>b</sup>	Replication results <sup>a</sup>			
	Ours		Subperiod results	
	1961–1996	1961–2000	1961–1982	1983–2000
GAP (–1)	1.177 (15.09)	1.177 (15.74)	1.083 (10.50)	1.195 (10.84)
GAP (–2)	–0.269 (3.49)	–0.261 (3.53)	–0.153 (1.46)	–0.295 (2.80)
Real rate (–1)	–0.085 (2.74)	–0.077 (2.57)	–0.174 (3.45)	0.012 (0.32)
Constant	NA	0.002 (2.12)	0.003 (2.10)	–0.0003 (0.20)
$\bar{R}^2$	0.91	0.91	0.910	0.94
SE	0.008	0.008	0.009	0.005
DW	2.10	2.09	2.03	2.20
F (pr) <sup>c</sup>	0.101	0.039		

<sup>a</sup>These estimates use the CBO gap measure. Absolute value of *t*-statistics appear in parentheses.

<sup>b</sup>Variables are defined in text.

<sup>c</sup>Probabilities for F-statistic based on 1982/IV break.

Si può notare che le stime sono molto simili in significatività, segno e grandezza, a quelle già ottenute da Rudebusch e Svensson. Quindi l'ampliamento del lasso di tempo considerato non varia le stime.

Tuttavia, gli studiosi verificano l'eventuale presenza di un break strutturale nel periodo 1982.4. Questo periodo è indicato da numerosi studi e vi è un gran numero di ragioni a supporto. Infatti, fu proprio attorno a tale periodo che le velocità di alcuni aggregati monetari cominciarono a cambiare di molto e che la Federal Reserve si convertì a una politica mirata a controllare non più gli aggregati monetari ma il tasso dei fondi federali.

Qui si nota una prima differenza tra i dati usati da Rudebusch e Svensson e quelli del campione esteso fino al 2000. Nel primo caso la stabilità è accettata al 10%, mentre se si estende il campione oltre il 1996 la statistica cambia drasticamente e rifiuta la stabilità strutturale al 5%. Pertanto il campione viene diviso in due sottocampioni, uno riguardante il periodo 1961-1982 e uno il periodo 1983-2000.

I risultati sono profondamente diversi: infatti, la stima del parametro relativo al tasso di interesse reale, che fino al 1982 risulta indubbiamente significativa, nel sottoperiodo successivo diventa non significativa ad ogni livello e può essere quindi considerata pari a 0 (il segno diventa persino da negativo a positivo).

Il primo risultato indiscutibile è quindi che il modello di Rudebusch e Svensson è instabile e perciò molto discutibile per condurre esperimenti di politica monetaria.

### *L'importanza della moneta*

Per verificare l'effettiva capacità predittiva della moneta i tre studiosi hanno aggiunto diverse misure della moneta nel modello base. Coerentemente con la letteratura sull'argomento, la variabile riguardante la moneta è calcolata come percentuale annua di cambio nella bilancia di moneta reale, che è la moneta nominale meno l'inflazione calcolata con l'indice concatenato del PIL. In particolare, si sono usati valori tri-

mestrali ritardati di tre tipi di aggregati monetari -la base monetaria aggiustata, M1 e M2- onde evitare di inoltrarsi nel dibattito su quale aggregato risulti migliore.

Di seguito presento le stime ottenute:

Table 2  
Estimations results with money<sup>a</sup>

Variable	Monetary Aggregate/Sample Period							
	MB		M1		M2		M2 multiplier/Base	
	1961–2000	1983–2000	1961–2000	1983–2000	1961–2000	1983–2000	1961–2000	1983–2000
GAP (–1)	1.127 (14.44)	1.254 (11.33)	1.139 (14.90)	1.260 (11.76)	1.013 (13.28)	1.112 (10.36)	0.982 (12.53)	1.050 (9.62)
GAP (–2)	–0.226 (2.99)	–0.339 (3.16)	–0.218 (2.85)	–0.347 (3.28)	–0.106 (1.42)	–0.214 (2.07)	–0.086 (1.13)	–0.155 (1.49)
Real rate (–1)	–0.086 (2.88)	–0.001 (0.04)	–0.079 (2.66)	–0.001 (0.15)	–0.081 (2.91)	–0.118 (2.46)	–0.087 (3.12)	–0.158 (2.80)
M (–1)	0.040 (2.06)	0.004 (0.18)	0.033 (2.01)	–0.004 (0.28)	0.106 (5.18)	0.099 (3.47)	0.131 (5.11)	0.081 (3.96)
mm (–1)	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	0.102 (4.96)	0.013 (3.96)
Constant	0.002 (1.39)	–0.000 (0.00)	0.002 (1.79)	0.0003 (0.23)	–0.001 (0.80)	0.002 (1.32)	–0.001 (1.12)	0.005 (2.12)
R <sup>2</sup>	0.91	0.94	0.91	0.94	0.92	0.95	0.92	0.94
SE	0.007	0.005	0.008	0.005	0.007	0.005	0.007	0.004
DW	2.10	2.27	2.06	2.29	2.05	2.21	2.26	2.12
F (pr) <sup>*</sup>	0.09		0.00		0.06		0.17	

Si può notare che la base monetaria, M1 e M2 hanno un coefficiente positivo e significativo, contrariamente a quanto affermato da certa letteratura precedente.

Inoltre la stabilità strutturale, relativamente al periodo 1982:4, è rifiutata, e questo offre uno spunto per diverse osservazioni.

Nel periodo 1983-2000, il tasso d'interesse reale diventa non significativo e allo stesso tempo sono non significativi sia la base monetaria che M1. Al contrario, quando consideriamo la regressione con M2, sia il tasso d'interesse che M2 sono significativi, e la statistica  $R^2$  è la più alta rispetto alle altre regressioni. Pertanto si può senza dubbio affermare che un aggregato piuttosto vasto come M2 non può essere tralasciato senza conseguenze nella formulazione di una politica monetaria.

Il saggio affronta nell'ultimo paragrafo il tema della differenza tra moneta interna e moneta esterna, tema che tralasciamo perché non inerente allo scopo di questa tesi.

### *Conclusioni*

Dal saggio si possono trarre le seguenti conclusioni:

- Omettere gli aggregati monetari dai modelli empirici non è senza conseguenze.

- In un modello dinamico IS moderno, M2 influenza l'output gap indipendentemente dal tasso reale dei fondi federali.
- M2 si adatta meglio ai dati di M1.
- Sia la base monetaria che le componenti moltiplicatrici di M2 spiegano significativamente i movimenti dell'output gap indipendentemente dal tasso reale di fondi.
- In conclusione, non si può considerare il solo tasso di interesse reale per studiare le politiche monetarie, perché gli aggregati monetari giocano un ruolo imprescindibile.

## **I dati**

Per stimare il modello, abbiamo utilizzato tre serie storiche di dati che fanno riferimento all'Europa. Queste serie storiche sono trimestrali, iniziano nel primo trimestre 1991 e finiscono nel terzo trimestre 2009.

Le tre serie riguardano:

- l'output gap totale dell'economia;

- il tasso d'interesse nominale a breve termine;
- l'inflazione calcolata col deflatore del PIL;

L'*output gap* è dato dalla differenza tra PIL reale e PIL potenziale. Se questa differenza è positiva viene chiamato "gap di inflazione" e indica che la crescita di domanda aggregata supera l'offerta aggregata, creando presumibilmente inflazione; se la differenza è negativa si chiama "gap di recessione" ed è probabile che si crei deflazione.

Il *tasso di interesse a breve termine* è il tasso di interesse a cui viene prestato il denaro per periodi inferiori o uguali a un anno. Nello specifico ci si riferisce al tasso dei fondi federali.

Il *deflatore del PIL* misura il rapporto tra PIL nominale e PIL reale. In particolare, si divide il PIL nominale per il PIL reale e si moltiplica per 100.

Diversamente da altri indici di prezzo, il deflatore del PIL non si basa su un paniere fissato di beni e servizi. Questo paniere si lascia variare a seconda del consumo della gente e dei parametri d'investimento.

La ragione fondamentale a sostegno di quest'approccio è che il deflatore del PIL riflette aggiornati parametri di spesa. Per esempio, se il prezzo del pollo aumenta rispetto al prezzo del manzo, è evidente che la gente probabilmente spenderà di più sul manzo come sostituto del pollo.

In pratica, tuttavia, la differenza tra il deflatore e un altro indice come l'Indice dei Prezzi al Consumo spesso non è molto grande.

Dalle ultime due serie storiche, ne abbiamo ricavato una terza, il *tasso di interesse reale a breve termine*. Il tasso di interesse reale si ottiene sottraendo al tasso di interesse nominale l'inflazione calcolata col deflatore del PIL.

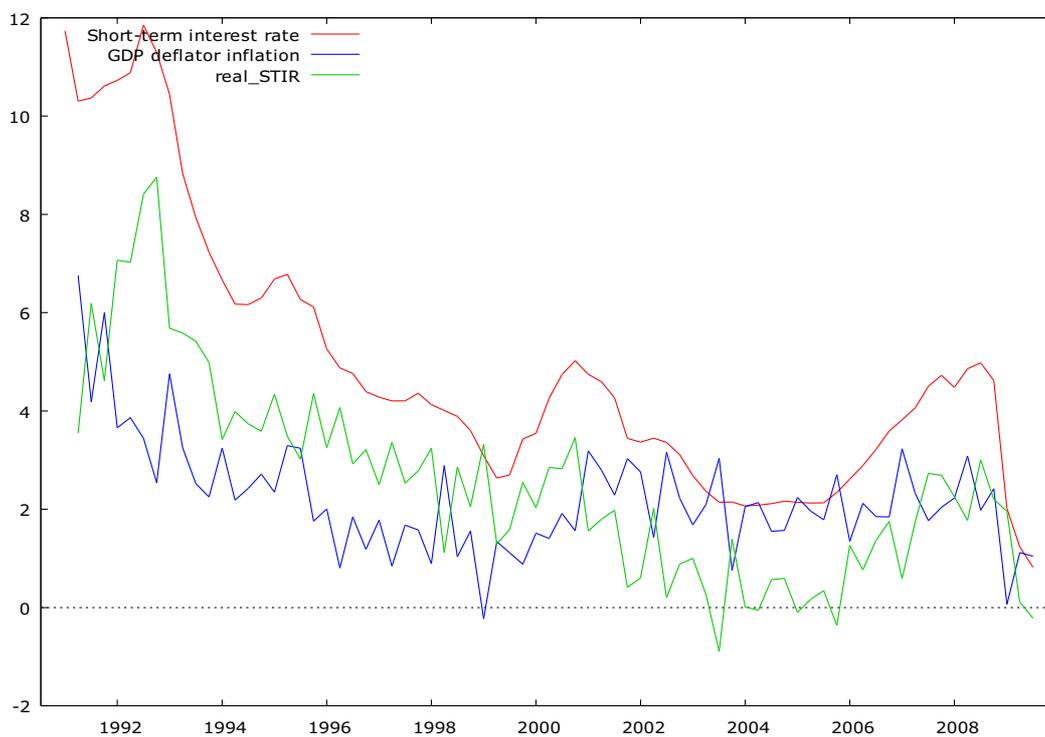
## Alcune statistiche sui dati

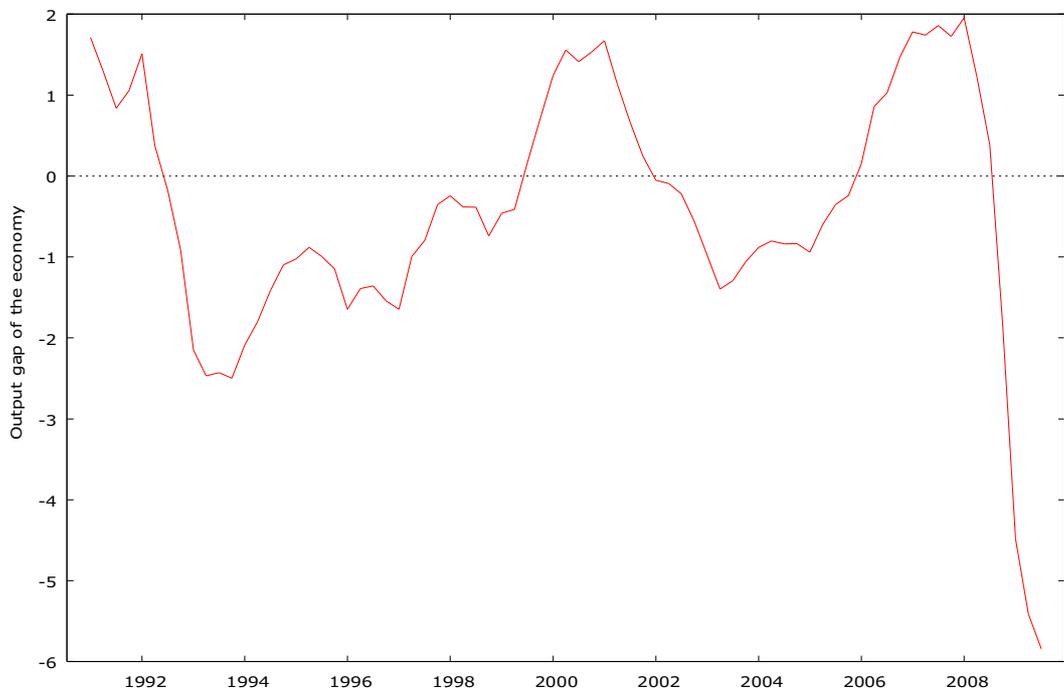
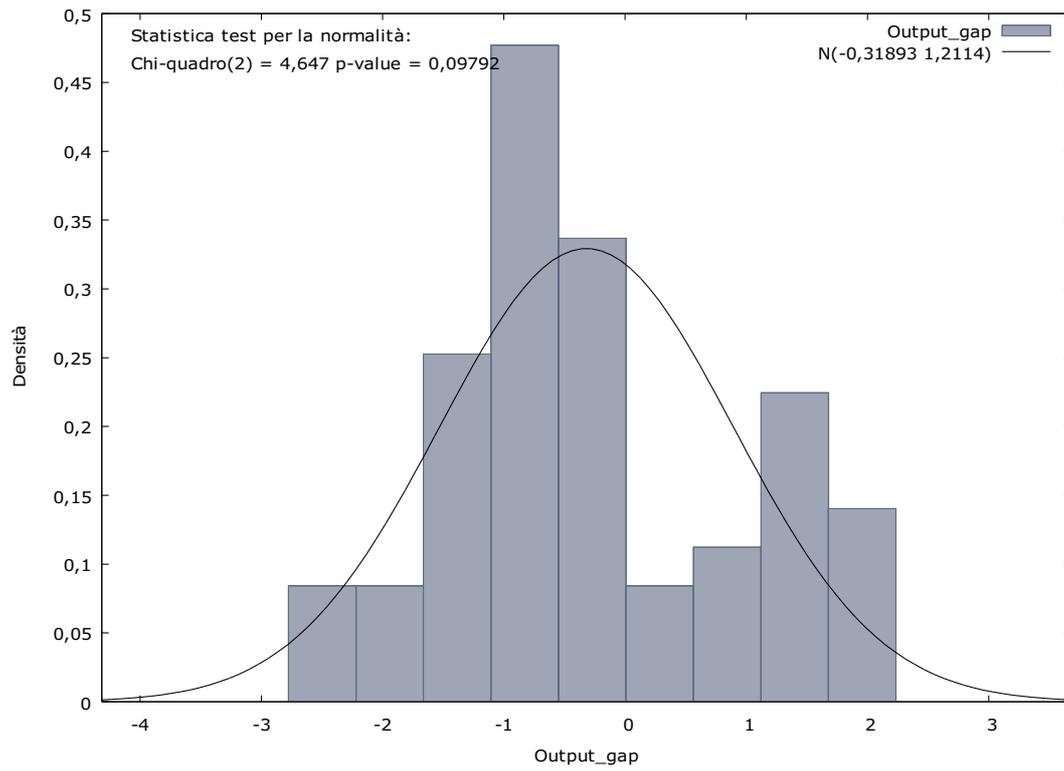
Statistiche descrittive, usando le osservazioni 1991:1 - 2009:3

(i valori mancanti sono stati saltati)

Variabile	Media	Mediana	Minimo	Massimo
Output_gap	-0,410953	-0,412048	-5,84039	1,95585
STIR	4,85332	4,26037	0,820000	11,8524
GDP_defl_infl	2,22822	2,07763	-0,231737	6,75726
real_STIR	2,53218	2,37713	-0,893632	8,75419
Variabile	Dev. Std.	Coeff. di variazione	Asimmetria	Curtosi
Output_gap	1,56929	3,81865	-0,936490	1,82919
STIR	2,73782	0,564112	1,15855	0,515794
GDP_defl_infl	1,15087	0,516497	1,24482	3,25585
real_STIR	2,03464	0,803515	0,894208	0,818119

$$\text{corr}(\text{STIR}, \text{real\_STIR}) = 0,91004914$$





## Il modello

Il nostro obiettivo per verificare se siamo di fronte a un caso di illusione monetaria è quello di stimare l'equazione (4) del paper:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 y_{t-2} + \beta_4 (i_{t-1} - p_{t-1}) + \varepsilon_t$$

dove  $y_t$  è l'output gap,  $i_t$  un tasso di interesse a breve termine,  $p_t$  l'inflazione calcolata attraverso il deflatore del PIL. Nel nostro caso, per verificare se riscontriamo effettivamente illusione monetaria, dobbiamo:

- stimare l'equazione col tasso di interesse reale, cioè il tasso di interesse a cui è stata sottratta l'inflazione (come riporta l'equazione (4));
- stimare l'equazione col tasso di interesse nominale;
- provare a stimare l'equazione con entrambi i tassi di interesse.

La significatività dei coefficienti relativi ai vari tassi di interesse dà diverse indicazioni riguardo al rispetto dell'assunzione di razionalità degli agenti economici. In particolare, riguardo al fenomeno dell'illusione monetaria, ci accingiamo a fare le stime secondo le seguenti consi-

derazioni preliminari:

- se sia il tasso di interesse reale che quello nominale risultano *singolarmente* non significativi a spiegare l'output gap, e il tasso di interesse reale si adatta meglio ai dati, vengono confermati per dati europei risultati analoghi a quelli trovati da Hafer, Ha-slag e Jones per dati statunitensi. E' rispettata inoltre l'assunzione di comportamento razionale.
- Se entrambi i tassi di interesse sono *singolarmente* non significativi, e il tasso di interesse nominale si adatta decisamente meglio ai dati di quello reale, siamo di fronte a un caso in cui sembra esserci una certa illusione monetaria, visto che il tasso nominale ha un'influenza maggiore di quello reale, anche se non significativa di per sé.
- Se il tasso di interesse reale risulta *singolarmente* significativo a determinare l'output gap e il tasso di interesse nominale no, i risultati del saggio sono diversi da quelli su dati europei ma non

siamo di fronte a un caso di illusione monetaria.

- Se il tasso di interesse nominale risulta *singolarmente* significativo, allora:
  - se il tasso di interesse reale è non significativo siamo di fronte a un caso sorprendente di illusione monetaria e vorrebbe dire che gli agenti si muovono in modo irrazionale senza tener conto dell'inflazione;
  - se anche il tasso di interesse reale è significativo, è opportuno stimare i due tassi di interesse congiuntamente.
- Se, quando i due tassi vengono stimati *congiuntamente*, quello reale risulta significativo e quello nominale no, l'assunzione di razionalità è rispettata.
- Se, quando i due tassi vengono stimati *congiuntamente*, quello nominale risulta significativo, si verifica illusione monetaria: l'illusione monetaria è molto evidente se il tasso reale è non significativo, mentre è un po' meno importante se quello reale è

anch'esso significativo.

## **Le stime**

Le stime ottenute attraverso il software free source Gretl sono risultate piuttosto diverse a seconda del metodo di stima (I Minimi Quadrati Ordinari o la Stima di Massima Verosimiglianza) e a seconda del campione di osservazioni considerato.

Infatti, indagini preliminari che ho condotto su diversi sottocampioni evidenziano una certa instabilità dei coefficienti e diversi problemi di normalità degli errori.

Pertanto, dopo aver stimato il modello col campione completo, che viene presentato evidenziandone tutte le problematiche, ho deciso di limitare le stime all'arco temporale 1992:3-2008:2. Questo sottoperiodo, infatti, gode di caratteristiche particolarmente favorevoli alle stime, quali:

- i coefficienti rimangono stabili nel tempo, secondo le statistiche

test CUSUM e CUSUMQ (a differenza delle stime col campione completo);

- gli errori risultano sempre incorrelati;
- gli errori si possono considerare senza dubbio normali (il che non avviene per le stime col campione completo), per cui non viene violata un'assunzione fondamentale per la validità delle stime.

In tutti i casi, le stime OLS sono state effettuate con standard error robusti per ovviare ai problemi di eteroschedasticità.

Ora presento le stime col campione completo, di cui evidenzio i break strutturali e i problemi di diagnostica che le stime presentano.

### *Stime tramite OLS-Campione completo*

Modello 5: OLS, usando le osservazioni 1991:3-2009:3 (T = 73)  
 Variabile dipendente: Output\_gap  
 Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	0,0322672	0,0662631	0,4870	0,62783	
real_STIR_1	-0,0373484	0,0187139	-1,9958	0,04991	**
Output_gap_1	1,62661	0,126151	12,8942	<0,00001	***
Output_gap_2	-0,728191	0,15189	-4,7942	<0,00001	***

Media var. dipendente	-0,463357	SQM var. dipendente	1,557371
Somma quadr. residui	11,76493	E.S. della regressione	0,412924
R-quadro	0,932629	R-quadro corretto	0,929700
F(3, 69)	966,5049	P-value(F)	2,88e-56
Log-verosimiglianza	-36,95775	Criterio di Akaike	81,91549
Criterio di Schwarz	91,07733	Hannan-Quinn	85,56664
rho	-0,084719	Durbin-Watson	2,158093

Test per la normalità dei residui -

Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente

Statistica test: Chi-quadro(2) = 10,9324

con p-value = 0,00422723

Test Chow per break strutturale all'osservazione 1992:2 -

Ipotesi nulla: nessun break strutturale

Statistica test asintotica: Chi-quadro(3) = 311,791

con p-value = 2,79085e-067

Test Chow per break strutturale all'osservazione 2008:2 -

Ipotesi nulla: nessun break strutturale

Statistica test asintotica: Chi-quadro(4) = 65,2022

con p-value = 2,33274e-013

Test CUSUM per la stabilità dei parametri -

Ipotesi nulla: nessun cambiamento nei parametri

Statistica test: Harvey-Collier  $t(68) = -3,0862$

con p-value =  $P(t(68) > -3,0862) = 0,00293183$

Questo modello è in qualche modo comparabile con quello riportato nel saggio, stimato per il sottoperiodo 1983-2000. Come ci si poteva aspettare, i risultati sono simili. La percentuale di variabilità spiegata supera il 90%. La costante risulta non significativa, mentre i due ritardi dell'output gap sono molto significativi. Per quanto riguarda il tasso di interesse reale, a differenza delle stime del saggio, siamo al limite

del livello di significatività (5%) e il segno è negativo. I valori dei coefficienti relativi ai due ritardi della variabile dipendente si discostano di più di quanto ci aspettassimo: 1,63 per il primo ritardo (era 1,19 nel paper) e -0,73 per il secondo (-0,29).

Le stime tuttavia sono inficiate, come già sottolineato, dall'instabilità strutturale dei coefficienti e delle stime e dalla non-normalità dei residui (vedi grafici successivi).

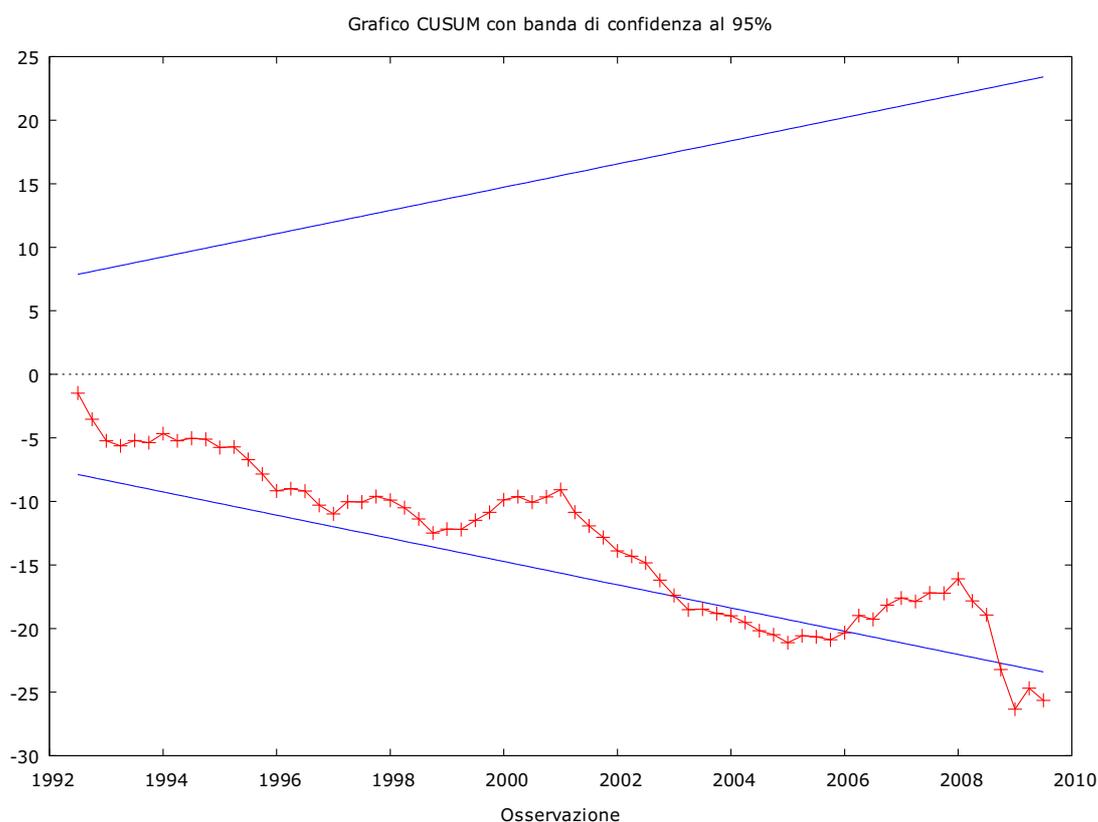
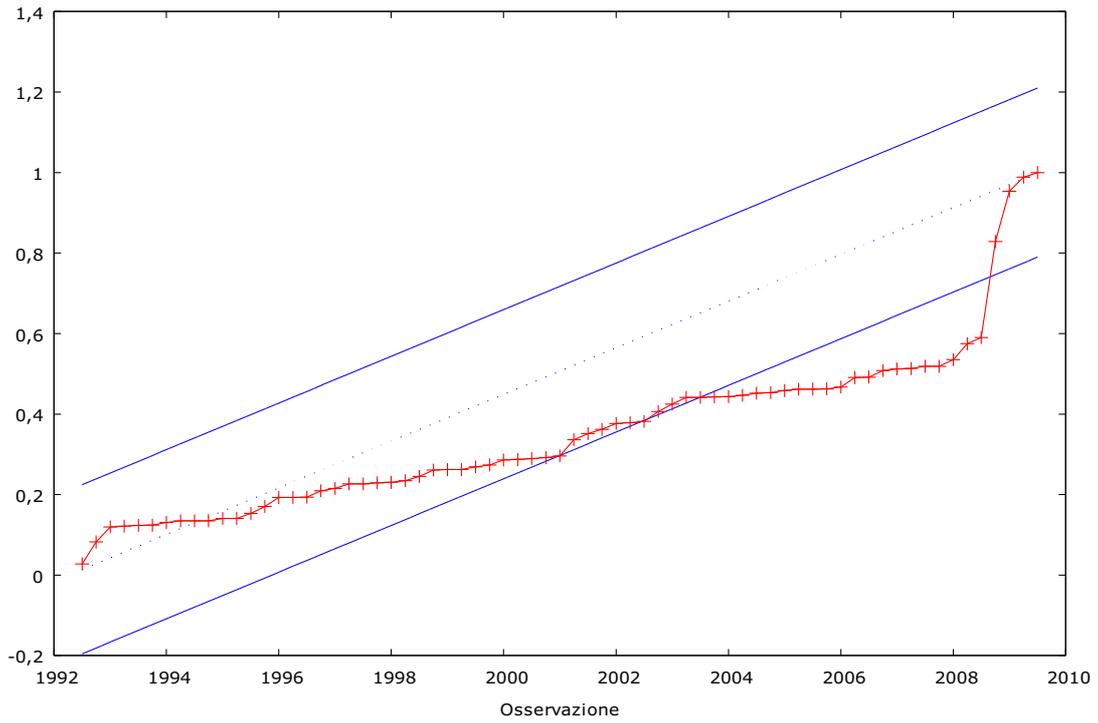
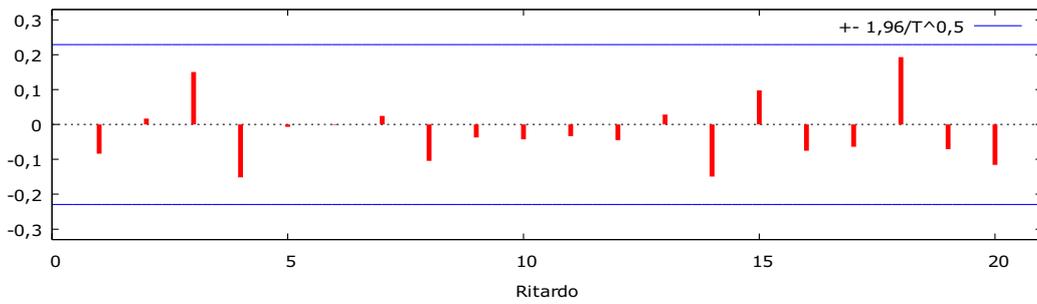


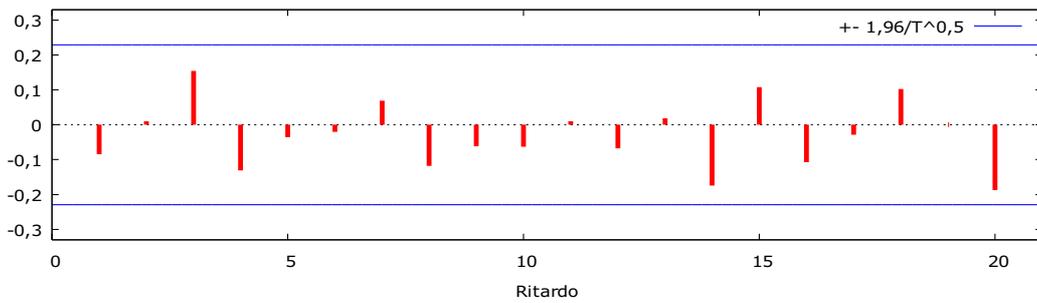
Grafico CUSUMSQ con banda di confidenza al 95%



ACF dei residui



PACF dei residui



Proviamo ora a considerare il tasso di interesse nominale anziché quello reale.

Modello 6: OLS, usando le osservazioni 1991:3-2009:3 (T = 73)

Variabile dipendente: Output\_gap

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

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	0,0423533	0,0944235	0,4485	0,65516	
STIR_1	-0,0217074	0,0171698	-1,2643	0,21038	
Output_gap_1	1,62877	0,12598	12,9288	<0,00001	***
Output_gap_2	-0,725325	0,153389	-4,7287	0,00001	***
Media var. dipendente	-0,463357	SQM var. dipendente	1,557371		
Somma quadr. residui	11,94794	E.S. della regressione	0,416123		
R-quadro	0,931581	R-quadro corretto	0,928606		
F(3, 69)	930,7488	P-value(F)	1,02e-55		
Log-verosimiglianza	-37,52114	Criterio di Akaike	83,04228		
Criterio di Schwarz	92,20412	Hannan-Quinn	86,69343		
rho	-0,096977	Durbin-Watson	2,183302		

Test per la normalità dei residui -

Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente

Statistica test: Chi-quadro(2) = 11,2606

con p-value = 0,00358758

Test Chow per break strutturale all'osservazione 1992:2 -

Ipotesi nulla: nessun break strutturale

Statistica test asintotica: Chi-quadro(3) = 3600,14

con p-value = 0

Test Chow per break strutturale all'osservazione 2008:2 -

Ipotesi nulla: nessun break strutturale

Statistica test asintotica: Chi-quadro(4) = 302,657

con p-value = 2,89549e-064

Test CUSUM per la stabilità dei parametri -

Ipotesi nulla: nessun cambiamento nei parametri

Statistica test: Harvey-Collier  $t(68) = -2,68233$

con p-value =  $P(t(68) > -2,68233) = 0,00916985$

Grafico CUSUM con banda di confidenza al 95%

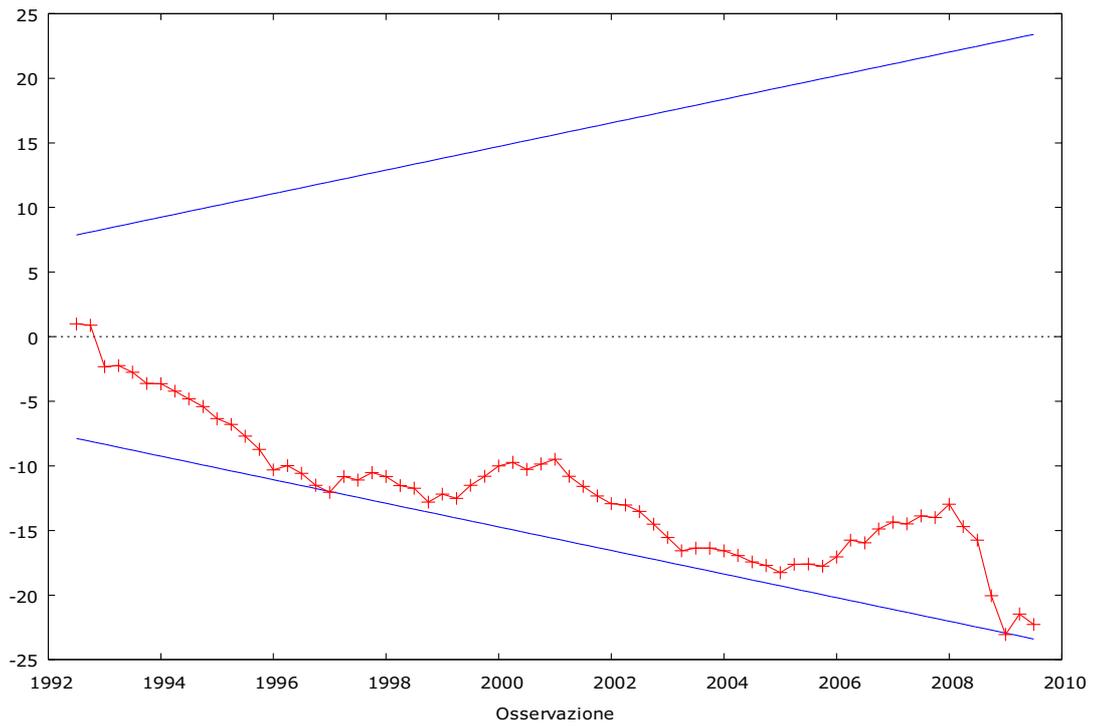
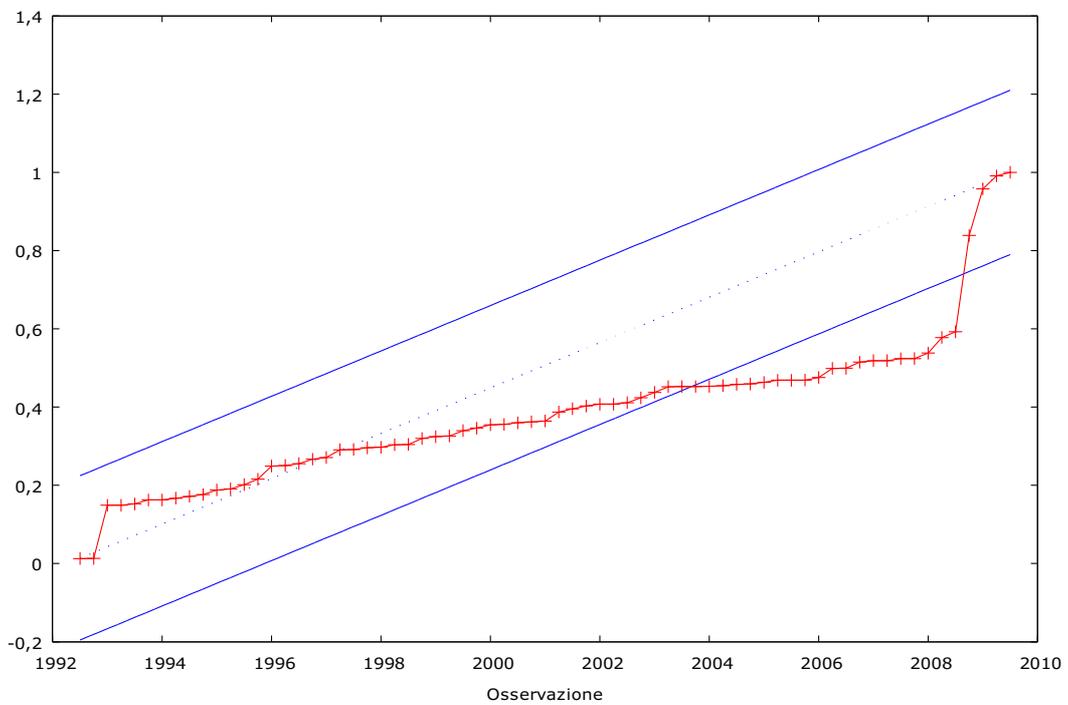
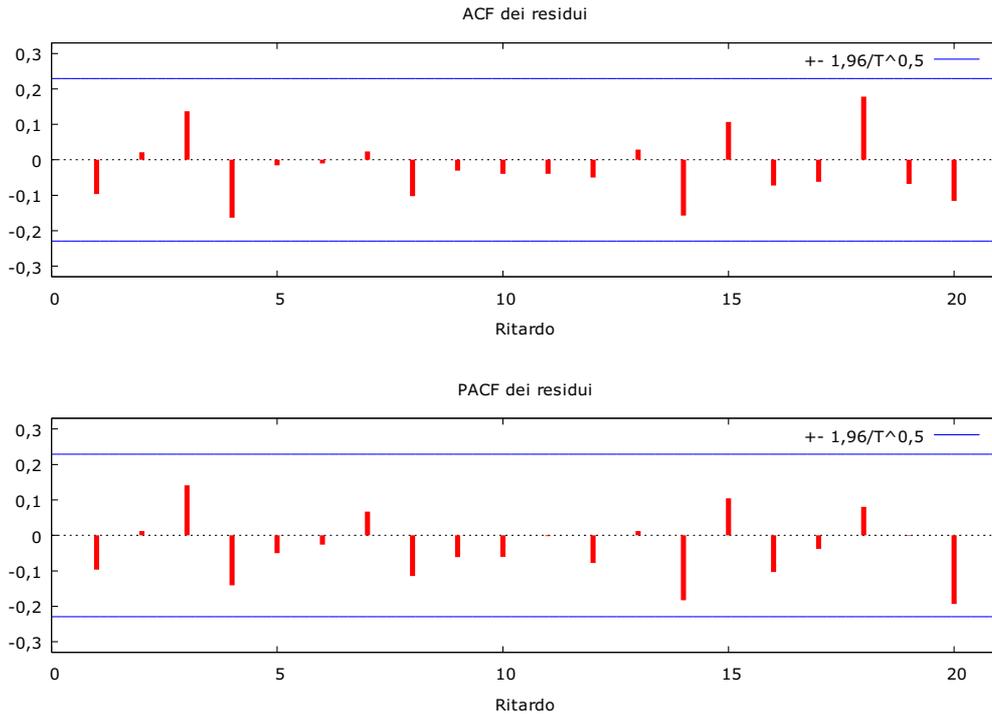


Grafico CUSUMSQ con banda di confidenza al 95%





Il coefficiente associato al tasso di interesse nominale ritardato non è significativo; pertanto, almeno col campione completo, non sembra esserci illusione monetaria. Bisogna ricordare però che anche queste stime sono affette dai problemi di non-normalità e instabilità già citati.

Il seguente modello vuole confermare i risultati ottenuti nelle stime precedenti.

Modello 7: OLS, usando le osservazioni 1991:3-2009:3 (T = 73)

Variabile dipendente: Output\_gap

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

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,0257539	0,11094	-0,2321	0,81712	
STIR_1	0,0307919	0,0396619	0,7764	0,44023	
real_STIR_1	-0,0730693	0,0484439	-1,5083	0,13610	
Output_gap_1	1,63204	0,122552	13,3171	<0,00001	***
Output_gap_2	-0,741483	0,149285	-4,9669	<0,00001	***
Media var. dipendente	-0,463357	SQM var. dipendente	1,557371		
Somma quadr. residui	11,69137	E.S. della regressione	0,414647		
R-quadro	0,933050	R-quadro corretto	0,929112		
F(4, 68)	859,6945	P-value(F)	2,06e-57		
Log-verosimiglianza	-36,72879	Criterio di Akaike	83,45759		
Criterio di Schwarz	94,90988	Hannan-Quinn	88,02153		
rho	-0,085191	Durbin-Watson	2,159168		

Test per la normalità dei residui -

Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente

Statistica test: Chi-quadro(2) = 10,4741

con p-value = 0,00531603

Test Chow per break strutturale all'osservazione 1992:2 -

Ipotesi nulla: nessun break strutturale

Statistica test asintotica: Chi-quadro(3) = 208,754

con p-value = 5,41397e-045

Test Chow per break strutturale all'osservazione 2008:2 -

Ipotesi nulla: nessun break strutturale

Statistica test asintotica: Chi-quadro(5) = 1640,73

con p-value = 0

Test CUSUM per la stabilità dei parametri -

Ipotesi nulla: nessun cambiamento nei parametri

Statistica test: Harvey-Collier  $t(67) = -2,25518$

con p-value =  $P(t(67) > -2,25518) = 0,0273938$

Fattori di Inflazione della Varianza (VIF)

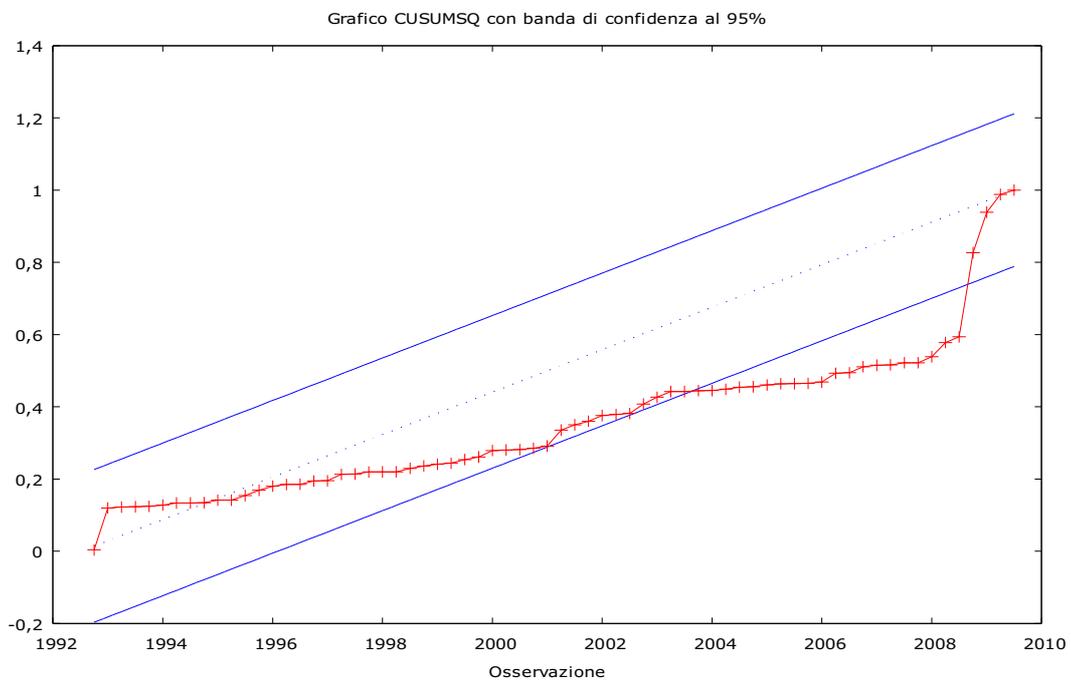
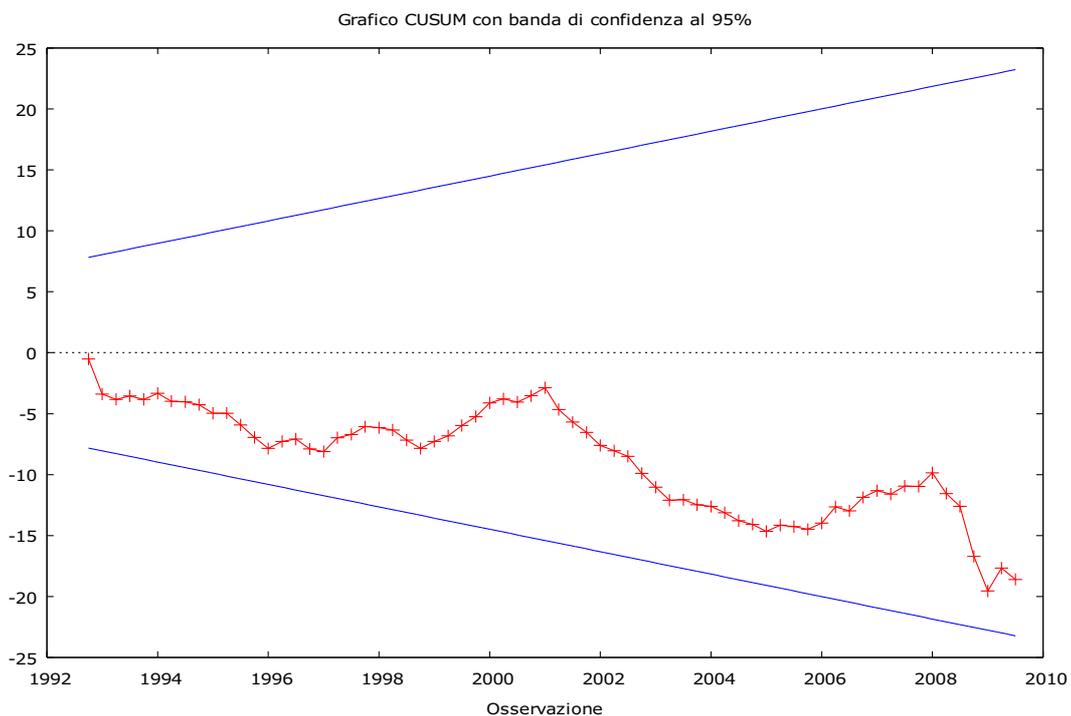
Valore minimo possibile: 1.0

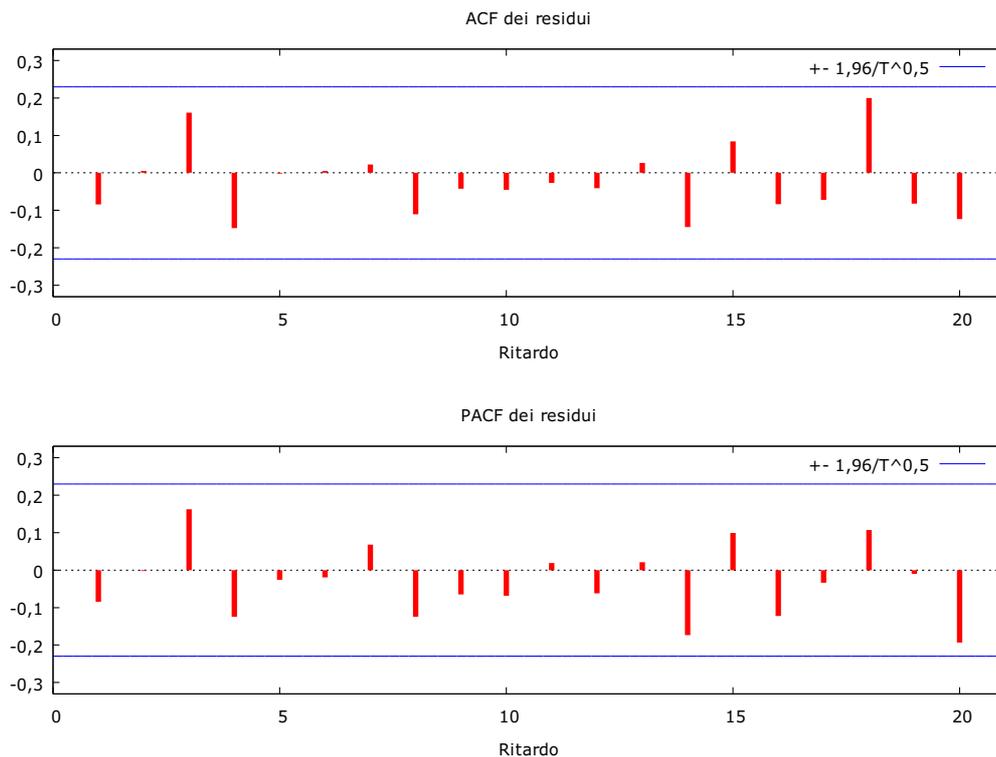
Valori superiori a 10.0 indicano un problema di collinearità

real_STIR_1	6,129
STIR_1	6,328
Output_gap_1	6,542
Output_gap_2	6,786

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$ , dove  $R(j)$  è il coefficiente di correlazione multipla

tra la variabile j e le altre variabili indipendenti





Le stime risultano non significative per entrambi i tassi di interesse ritardati, tuttavia il tasso di interesse reale si avvicina di più alla regione di significatività.

Gli standard error, in questa regressione, possono essere inficiati, oltre che dai soliti problemi di non-normalità e di instabilità, anche dall'alta correlazione tra i due tassi di interesse.

Comunque, riguardo alle stime OLS sul campione completo, possiamo affermare che queste rifiutano l'ipotesi che il tasso di interesse nomi-

nale sia significativo, e lasciano qualche dubbio sulla capacità predittiva del tasso di interesse reale.

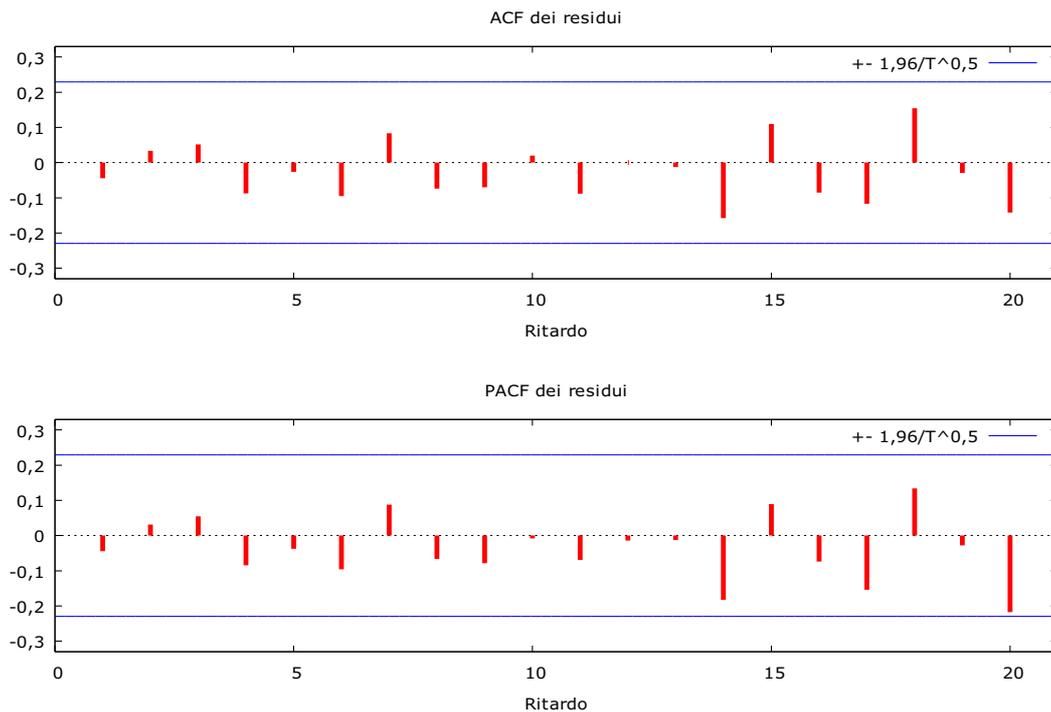
Analizziamo ora come le stime variano, mutando metodo di stima.

### *Stime tramite SMV-Campione completo*

Modello 9: ARMAX, usando le osservazioni 1991:3-2009:3 (T = 73)  
 Variabile dipendente: Output\_gap  
 Errori standard basati sull'Hessiana

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,419536	0,391431	-1,0718	0,28381	
Output_gap_1	1,67494	0,0751171	22,2977	<0,00001	***
Output_gap_2	-0,792988	0,0825529	-9,6058	<0,00001	***
real_STIR_1	-0,0666198	0,0281187	-2,3692	0,01783	**
Media var. dipendente	-0,463357	SQM var. dipendente		1,557371	
Media innovazioni	0,017649	SQM innovazioni		0,387097	
Log-verosimiglianza	-36,32111	Criterio di Akaike		82,64222	
Criterio di Schwarz	94,09452	Hannan-Quinn		87,20616	

Test per la normalità dei residui -  
 Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente  
 Statistica test: Chi-quadro(2) = 17,5196  
 con p-value = 0,000156917



Il tasso di interesse reale ha segno negativo ed è significativo al 5% ma non all'1%. La costante risulta non significativa, mentre i coefficienti relativi all'output gap ritardato variano leggermente rispetto alle stime precedenti: 1,67 per il primo ritardo e -0,8 per il secondo.

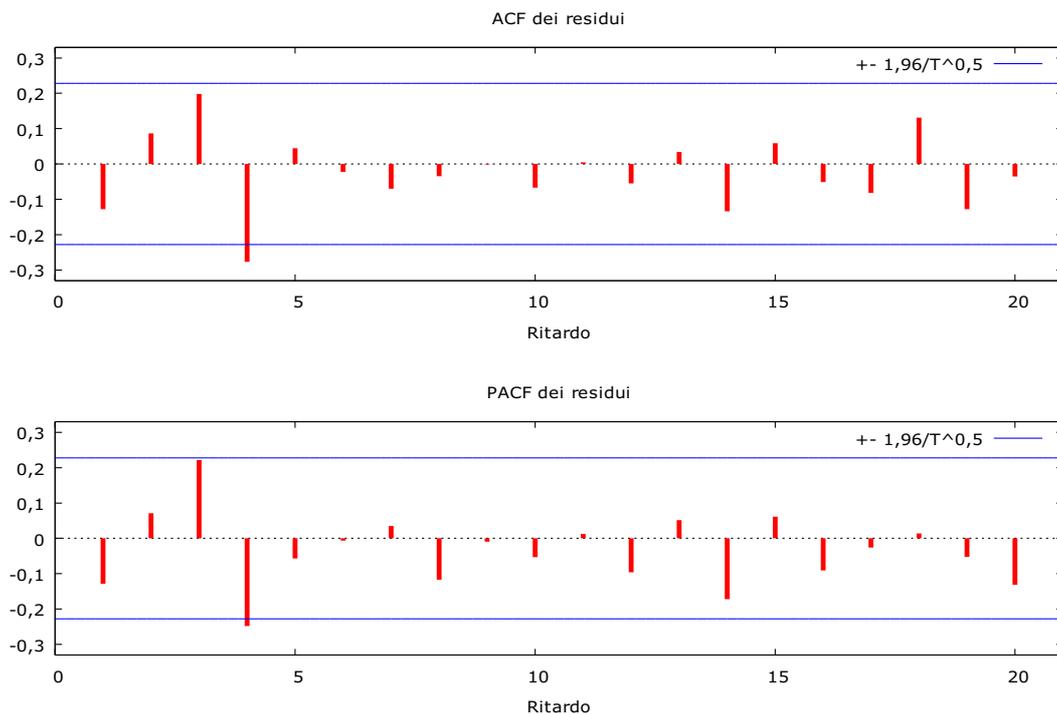
I residui soffrono sempre di non-normalità.

Modello 10: ARMAX, usando le osservazioni 1991:2-2009:3 (T = 74)

Variabile dipendente: Output\_gap  
Errori standard basati sull'Hessiana

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,614002	0,653074	-0,9402	0,34713	
Output_gap_1	1,635	0,0840068	19,4627	<0,00001	***
Output_gap_2	-0,739422	0,0917299	-8,0609	<0,00001	***
STIR_1	0,0209575	0,0906218	0,2313	0,81711	
Media var. dipendente	-0,439665	SQM var. dipendente		1,560037	
Media innovazioni	0,007866	SQM innovazioni		0,409184	
Log-verosimiglianza	-40,74212	Criterio di Akaike		91,48424	
Criterio di Schwarz	103,0046	Hannan-Quinn		96,07984	

Test per la normalità dei residui -  
Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente  
Statistica test: Chi-quadro(2) = 26,9535  
con p-value = 1,40319e-006



Il tasso di interesse nominale ritardato si può considerare pari a zero.

Le stime SMV sembrano quindi confermare nella sostanza gli esiti ot-

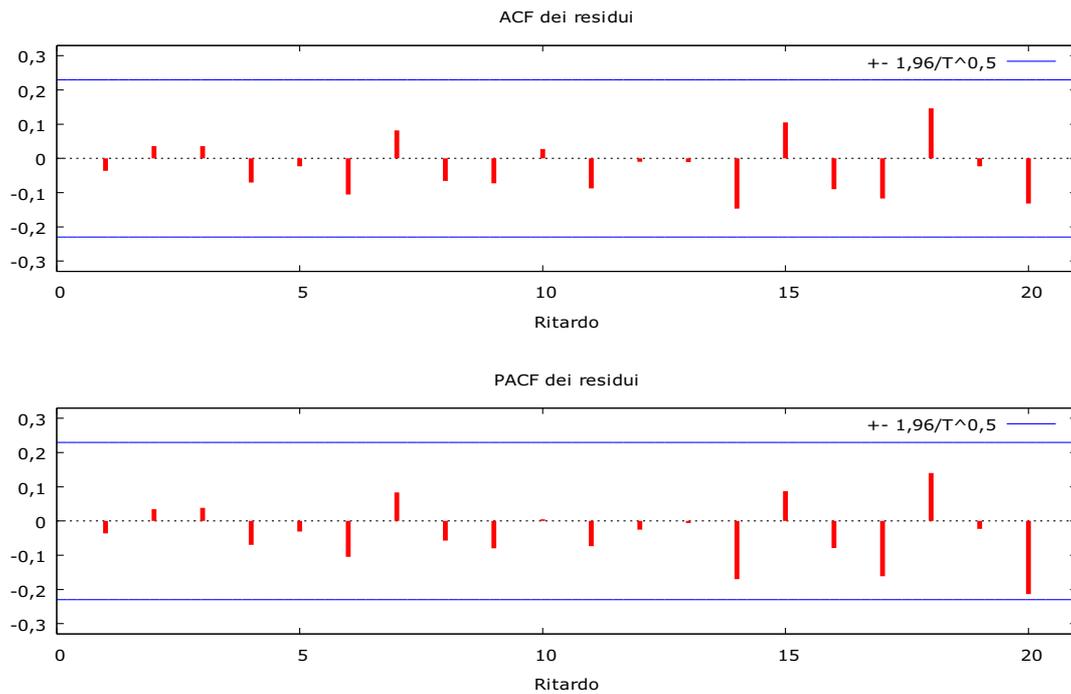
tenuti con le stime OLS, anche se soffrono degli stessi problemi delle stime precedenti.

Modello 11: ARMAX, usando le osservazioni 1991:3-2009:3 (T = 73)

Variabile dipendente: Output\_gap  
Errori standard basati sull'Hessiana

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,144206	0,585211	-0,2464	0,80536	
Output_gap_1	1,68924	0,0764602	22,0931	<0,00001	***
Output_gap_2	-0,810717	0,0851881	-9,5168	<0,00001	***
STIR_1	-0,0566086	0,0923609	-0,6129	0,53994	
real_STIR_1	-0,0645153	0,0280066	-2,3036	0,02125	**
Media var. dipendente	-0,463357	SQM var. dipendente		1,557371	
Media innovazioni	0,021311	SQM innovazioni		0,385751	
Log-verosimiglianza	-36,13747	Criterio di Akaike		84,27494	
Criterio di Schwarz	98,01770	Hannan-Quinn		89,75167	

Test per la normalità dei residui -  
Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente  
Statistica test: Chi-quadro(2) = 31,6042  
con p-value = 1,37162e-007



Quest'ultima regressione conferma nella sostanza le due precedenti: il tasso di interesse reale è significativo, anche se solo al 5%, quello nominale no.

In generale, possiamo osservare che lo stesso modello stimato con OLS e SMV riporta valori relativi ai coefficienti stimati abbastanza simili.

Qualche differenza è inerente alla stima degli standard error: con la stima di massima verosimiglianza sono tendenzialmente più bassi.

Tuttavia, risulta difficile fare un confronto tra la capacità predittiva dei due modelli: se si confida nei criteri di Akaike e di Schwarz, notiamo che questi hanno valori assai leggermente più bassi (quindi, per così dire, "migliori") per le stime tramite OLS.

Prendiamo ora in esame le stime col campione di 64 osservazioni relativo al periodo 1992:3-2008:2.

### *Stime tramite OLS-campione ridotto*

Modello 12: OLS, usando le osservazioni 1992:3-2008:2 (T = 64)

Variabile dipendente: Output\_gap

Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	0,101428	0,0660274	1,5361	0,12976	
real_STIR_1	-0,0490943	0,0216536	-2,2673	0,02699	**
Output_gap_1	1,40284	0,0921123	15,2297	<0,00001	***
Output_gap_2	-0,489977	0,0855808	-5,7253	<0,00001	***
Media var. dipendente	-0,318934	SQM var. dipendente		1,211386	
Somma quadr. residui	5,009627	E.S. della regressione		0,288953	
R-quadro	0,945812	R-quadro corretto		0,943103	
F(3, 60)	460,0057	P-value(F)		2,40e-41	
Log-verosimiglianza	-9,291372	Criterio di Akaike		26,58274	
Criterio di Schwarz	35,21828	Hannan-Quinn		29,98472	
rho	-0,095216	Valore h di Durbin		-1,107741	

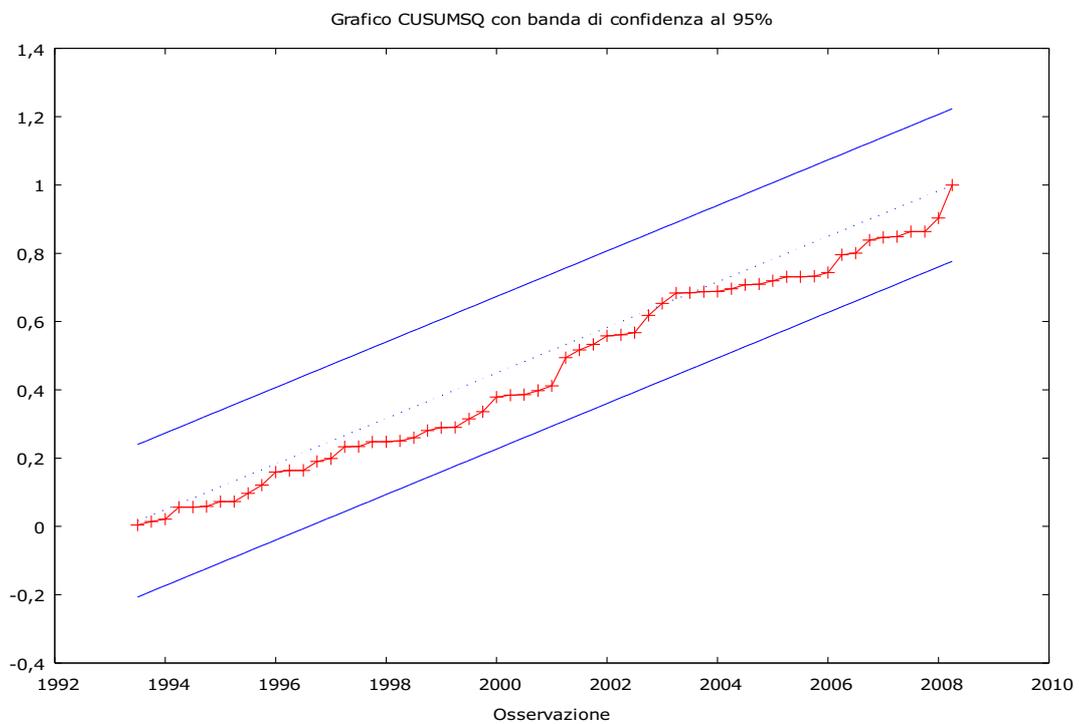
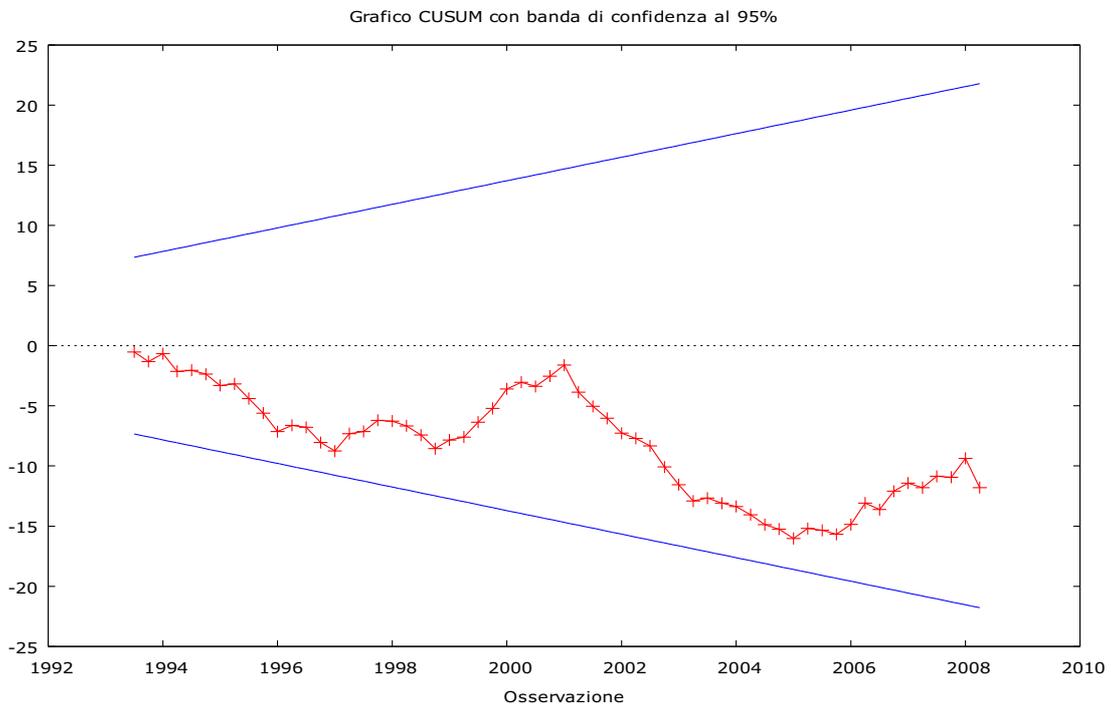
Test per la normalità dei residui -

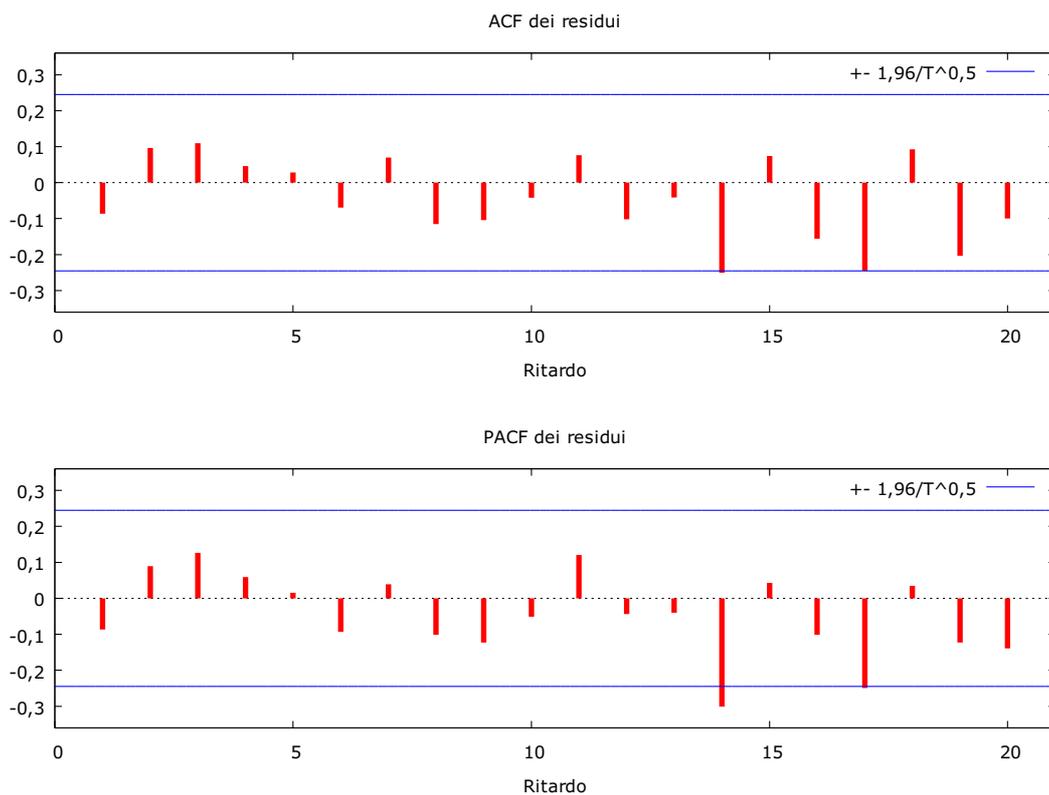
Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente

Statistica test: Chi-quadro(2) = 0,144791

con p-value = 0,930163

Test CUSUM per la stabilità dei parametri -  
Ipotesi nulla: nessun cambiamento nei parametri  
Statistica test: Harvey-Collier  $t(59) = -1,52337$   
con p-value =  $P(t(59) > -1,52337) = 0,133008$





Osserviamo che, rispetto alle stime effettuate col campione completo, i valori dei criteri di Akaike e Schwarz si abbassano notevolmente.

Inoltre, come già annunciato, per i residui si accetta con ampio margine l'ipotesi nulla di normalità; essi inoltre risultano incorrelati. Anche i coefficienti risultano stabili nella gran parte del periodo analizzato.

La costante risulta non significativa, mentre il coefficiente del tasso di interesse reale è significativo (ma solo al 5%) e negativo (-0,05).

Modello 13: OLS, usando le osservazioni 1992:3-2008:2 (T = 64)

Variabile dipendente: Output\_gap

Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	0,195383	0,0940292	2,0779	0,04201	**
STIR_1	-0,0469089	0,0180478	-2,5992	0,01174	**
Output_gap_1	1,35276	0,102206	13,2357	<0,00001	***
Output_gap_2	-0,438941	0,09605	-4,5699	0,00002	***
Media var. dipendente	-0,318934	SQM var. dipendente	1,211386		
Somma quadr. residui	4,971192	E.S. della regressione	0,287842		
R-quadro	0,946228	R-quadro corretto	0,943540		
F(3, 60)	431,7790	P-value(F)	1,48e-40		
Log-verosimiglianza	-9,044917	Criterio di Akaike	26,08983		
Criterio di Schwarz	34,72537	Hannan-Quinn	29,49181		
rho	-0,103352	Valore h di Durbin	-1,402936		

Test per la normalità dei residui -

Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente

Statistica test: Chi-quadro(2) = 0,370206

con p-value = 0,831019

Test CUSUM per la stabilità dei parametri -

Ipotesi nulla: nessun cambiamento nei parametri

Statistica test: Harvey-Collier  $t(59) = -0,909549$

con p-value =  $P(t(59) > -0,909549) = 0,366761$

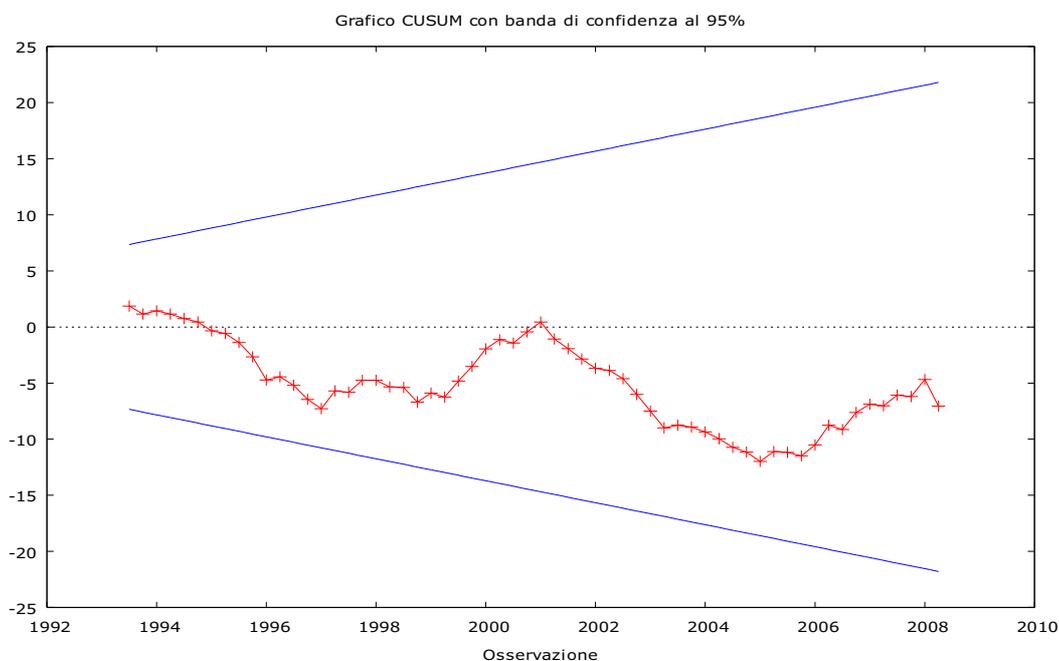
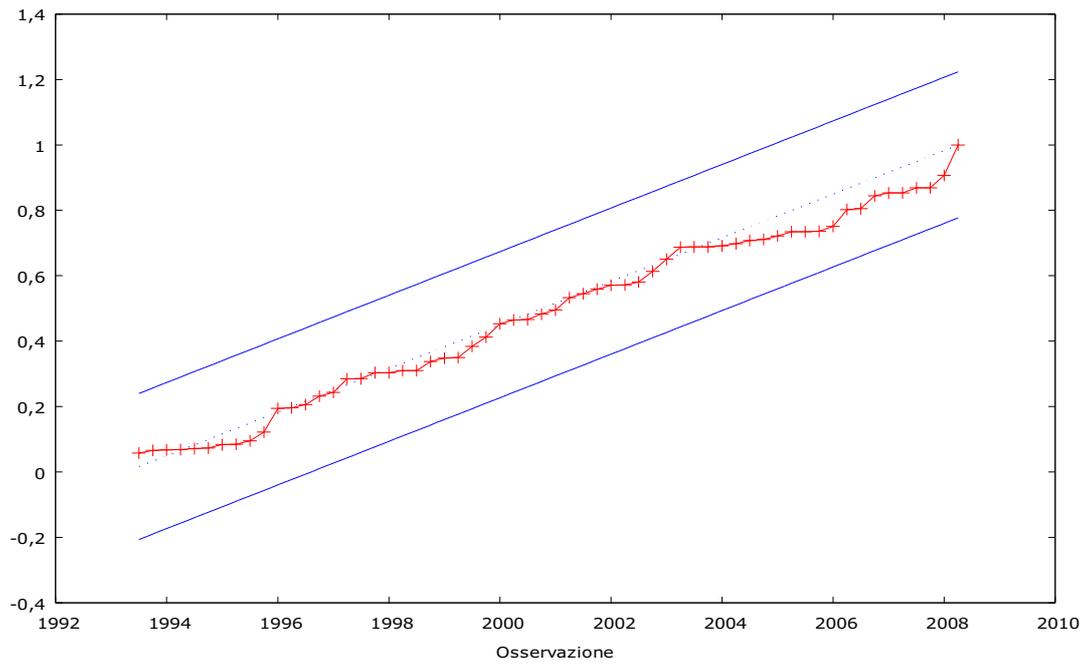
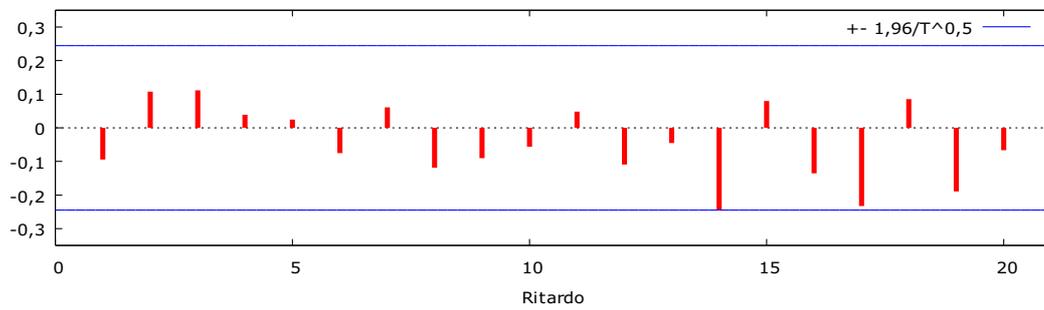


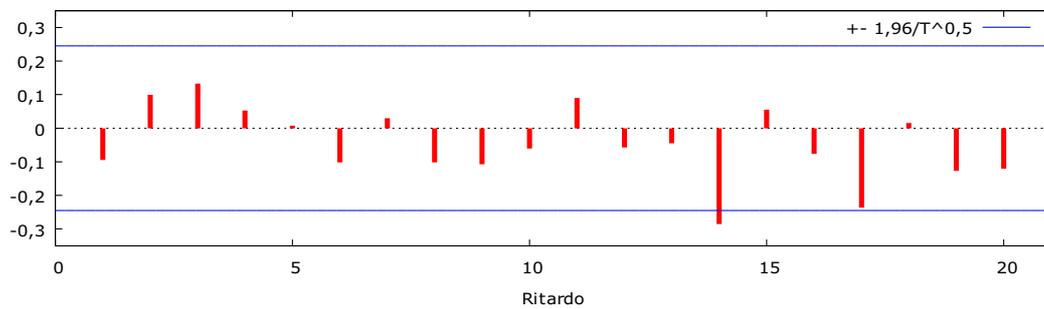
Grafico CUSUMSQ con banda di confidenza al 95%



ACF dei residui



PACF dei residui



In questo modello, il tasso di interesse nominale non solo è significativo, ma sembra addirittura adattarsi meglio ai dati di quello reale, se guardiamo i valori dell' $R^2$  corretto, i p-value e i criteri di Akaike e Schwarz. Questo potrebbe essere un indicatore del verificarsi di una certa illusione monetaria. Il coefficiente del tasso di interesse nominale risulta negativo e significativo al 5%, anche se non all'1%.

Il modello, inoltre, non presenta particolari problemi di diagnostica.

Ora, per approfondire i risultati, vediamo cosa succede nella stima del modello con entrambi i coefficienti dei tassi di interesse ritardati, tenendo presente gli eventuali problemi di multicollinearità.

Modello 19: OLS, usando le osservazioni 1992:3-2008:2 (T = 64)  
 Variabile dipendente: Output\_gap  
 Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	0,176025	0,101494	1,7343	0,08808	*
real_STIR_1	-0,0132552	0,0491211	-0,2698	0,78822	
STIR_1	-0,0355867	0,0385417	-0,9233	0,35960	
Output_gap_1	1,36213	0,0978928	13,9145	<0,00001	***
Output_gap_2	-0,44898	0,0927509	-4,8407	<0,00001	***

Media var. dipendente	-0,318934	SQM var. dipendente	1,211386
Somma quadr. residui	4,966066	E.S. della regressione	0,290122
R-quadro	0,946284	R-quadro corretto	0,942642
F(4, 59)	327,9199	P-value(F)	1,47e-39
Log-verosimiglianza	-9,011904	Criterio di Akaike	28,02381
Criterio di Schwarz	38,81822	Hannan-Quinn	32,27627
rho	-0,096952	Valore h di Durbin	-1,222446

Test per la normalità dei residui -  
 Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente  
 Statistica test: Chi-quadro(2) = 0,319685  
 con p-value = 0,852278

Test CUSUM per la stabilità dei parametri -  
 Ipotesi nulla: nessun cambiamento nei parametri  
 Statistica test: Harvey-Collier  $t(58) = -1,18761$   
 con p-value =  $P(t(58) > -1,18761) = 0,239826$

Fattori di Inflazione della Varianza (VIF)

Valore minimo possibile: 1.0

Valori superiori a 10.0 indicano un problema di collinearità

real\_STIR\_1 8,495  
 STIR\_1 9,783  
 Output\_gap\_1 14,969  
 Output\_gap\_2 14,438

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$ , dove  $R(j)$  è il coefficiente di correlazione multipla tra la variabile  $j$  e le altre variabili indipendenti

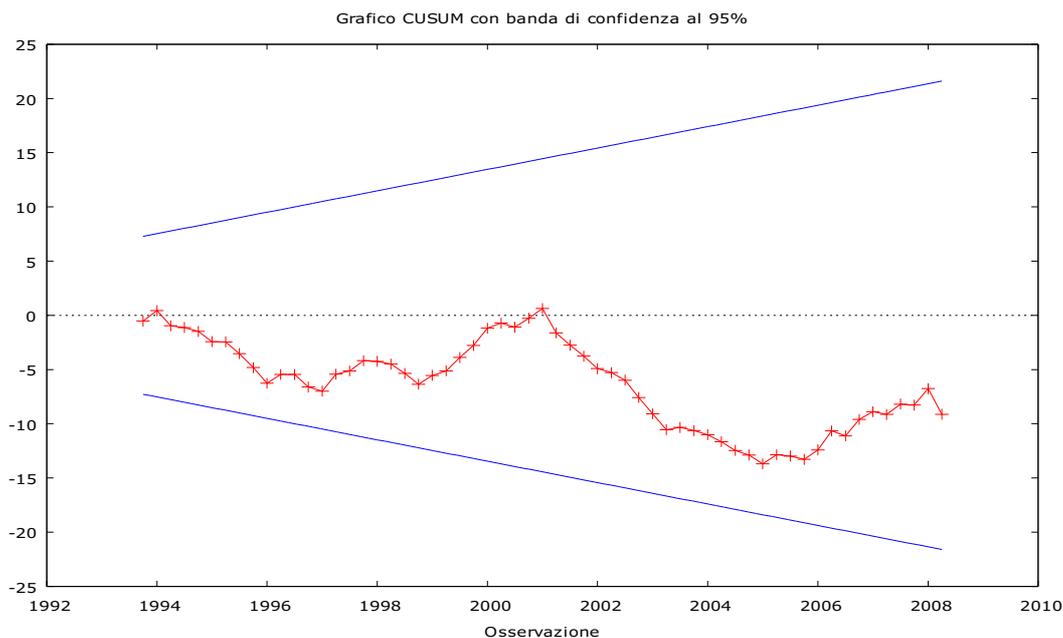
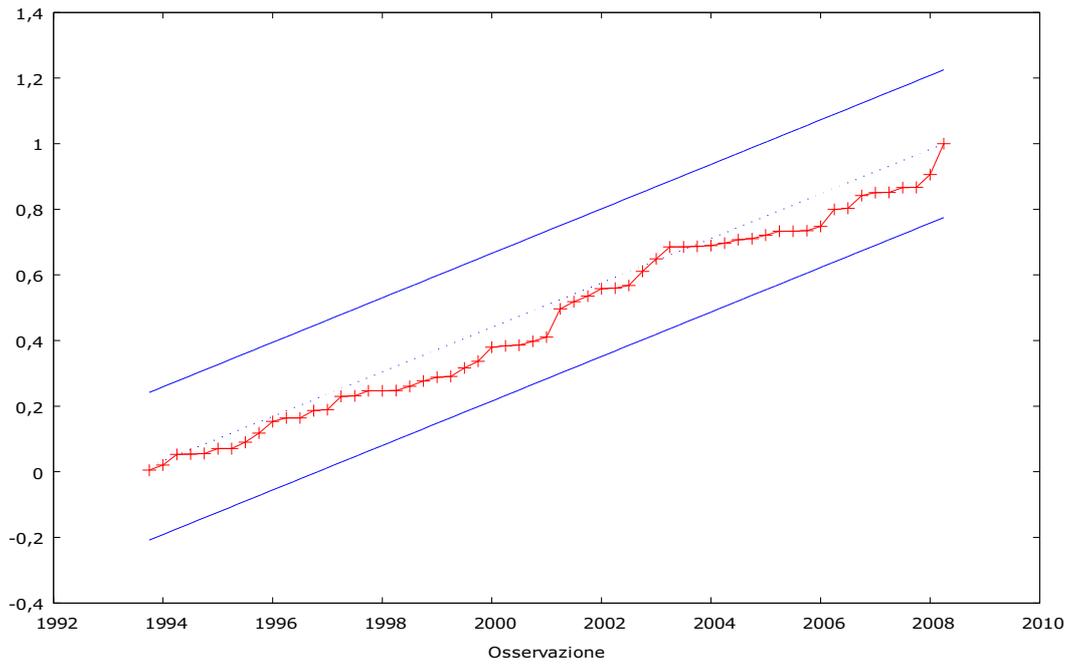
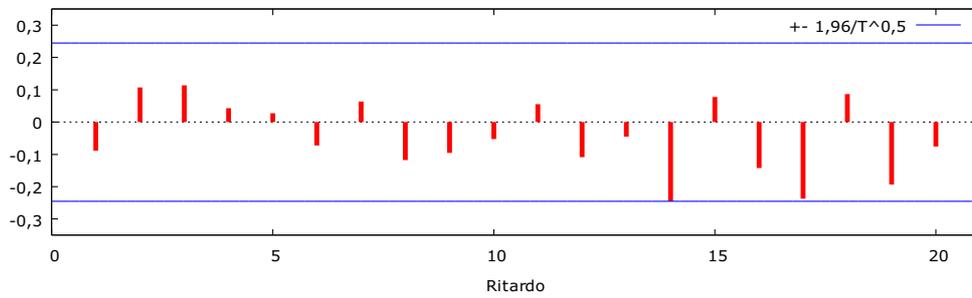


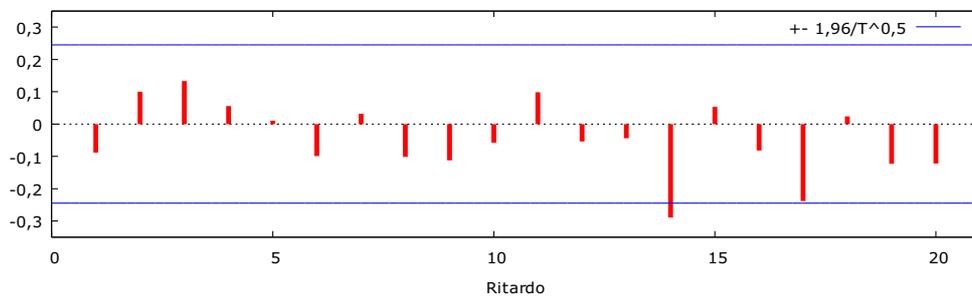
Grafico CUSUMSQ con banda di confidenza al 95%



ACF dei residui



PACF dei residui



Entrambe le stime dei tassi di interesse risultano non significative. Ciò è probabilmente dovuto a problemi di multicollinearità.

Il tasso di interesse nominale risulta leggermente più significativo di quello reale, e la somma dei due coefficienti dà -0,048, all'incirca come il valore dei tassi di interesse singoli.

Possiamo trarre la conclusione che, per il lasso di tempo considerato, è difficile prescindere dall'informazione fornita dal tasso di interesse, e che quello nominale sembra addirittura più importante di quello reale.

Vediamo ora come variano i risultati cambiando il metodo di stima.

### *Stime tramite SMV-campione ridotto*

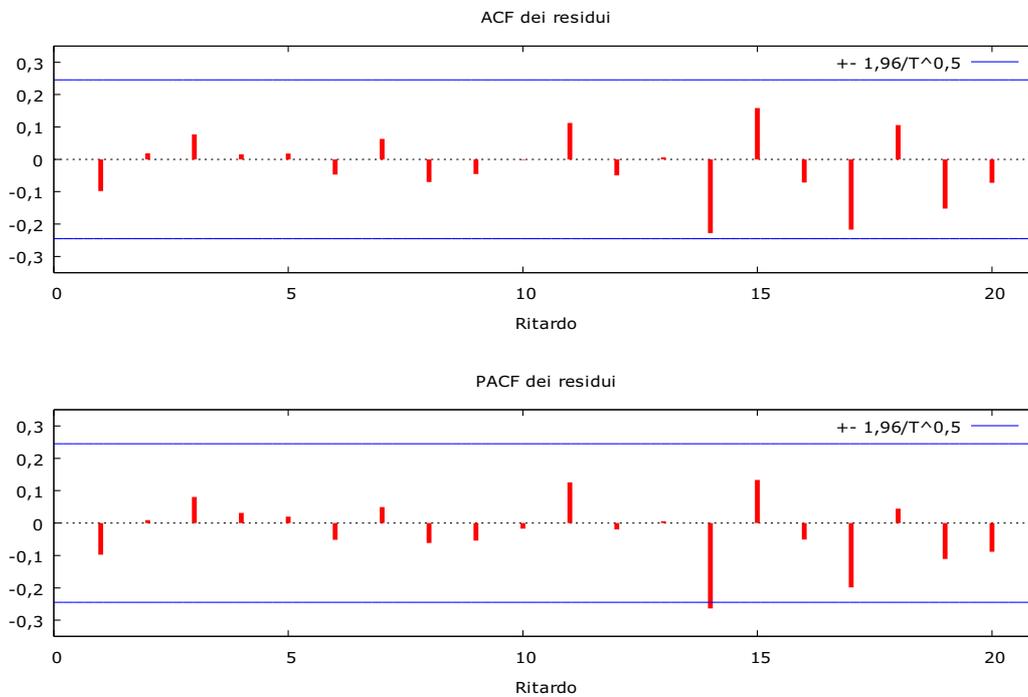
Modello 20: ARMAX, usando le osservazioni 1992:3-2008:2 (T = 64)

Variabile dipendente: Output\_gap

Errori standard basati sull'Hessiana

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,136802	0,423259	-0,3232	0,74654	
Output_gap_1	1,51973	0,105501	14,4049	<0,00001	***
Output_gap_2	-0,603297	0,108458	-5,5625	<0,00001	***
real_STIR_1	-0,0375415	0,0264375	-1,4200	0,15561	
Media var. dipendente	-0,318934	SQM var. dipendente		1,211386	
Media innovazioni	-0,005547	SQM innovazioni		0,293339	
Log-verosimiglianza	-13,91690	Criterio di Akaike		37,83380	
Criterio di Schwarz	48,62822	Hannan-Quinn		42,08627	

Test per la normalità dei residui -  
Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente  
Statistica test: Chi-quadro(2) = 1,74788  
con p-value = 0,417305



In questa stima tramite il criterio della Massima Verosimiglianza Esatta il tasso di interesse reale non è significativo. La costante è pure non significativa ed assume anche segno negativo. I residui sono normali e incorrelati. Notiamo subito che i valori dei criteri di Akaike e Schwarz per questa stima sono abbastanza più alti di quelli per la stima tramite OLS, e ciò sarà valido anche per le stime successive.

Modello 21: ARMAX, usando le osservazioni 1992:3-2008:2 (T = 64)

Variabile dipendente: Output\_gap  
Errori standard basati sull'Hessiana

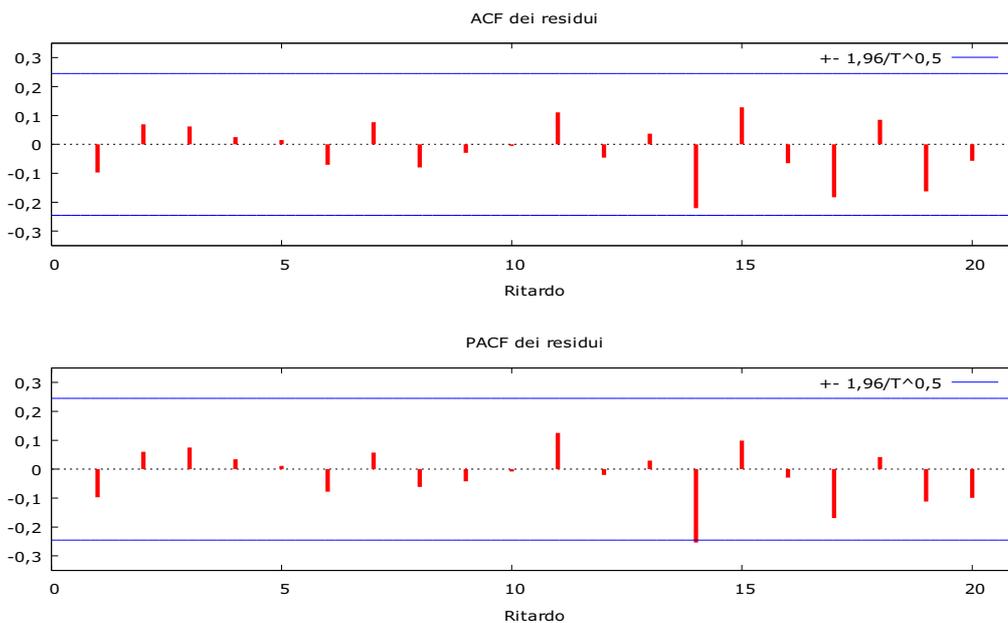
	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,201631	0,667126	-0,3022	0,76247	
Output_gap_1	1,50355	0,107759	13,9529	<0,00001	***
Output_gap_2	-0,583545	0,111569	-5,2304	<0,00001	***
STIR_1	-0,00405797	0,108589	-0,0374	0,97019	
Media var. dipendente	-0,318934	SQM var. dipendente		1,211386	
Media innovazioni	-0,006444	SQM innovazioni		0,297960	
Log-verosimiglianza	-14,89650	Criterio di Akaike		39,79300	
Criterio di Schwarz	50,58742	Hannan-Quinn		44,04547	

Test per la normalità dei residui -

Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente

Statistica test: Chi-quadro(2) = 1,75546

con p-value = 0,415725



Anche il tasso di interesse nominale non è significativo, e ad un livello molto più alto rispetto al tasso di interesse reale. Ci si aspetta che la prossima regressione confermi questi risultati.

Modello 22: ARMAX, usando le osservazioni 1992:3-2008:2 (T = 64)

Variabile dipendente: Output\_gap  
Errori standard basati sull'Hessiana

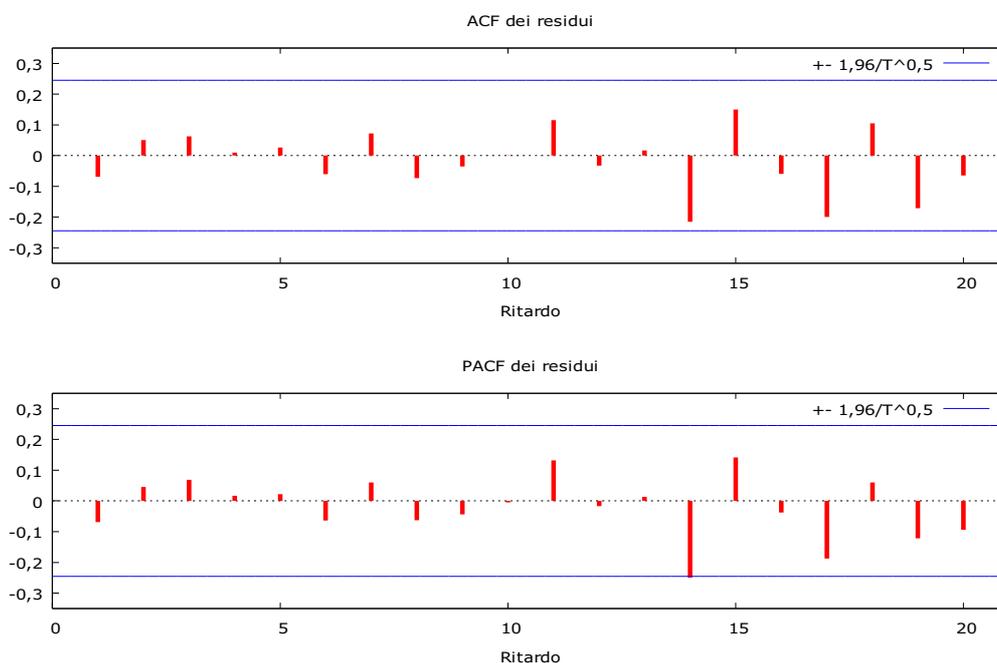
	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,318935	0,668733	-0,4769	0,63342	
Output_gap_1	1,51981	0,106339	14,2922	<0,00001	***
Output_gap_2	-0,598994	0,109767	-5,4570	<0,00001	***
STIR_1	0,041021	0,11244	0,3648	0,71524	
real_STIR_1	-0,0403509	0,027514	-1,4666	0,14250	
Media var. dipendente	-0,318934	SQM var. dipendente		1,211386	
Media innovazioni	-0,006822	SQM innovazioni		0,292954	
Log-verosimiglianza	-13,84985	Criterio di Akaike		39,69969	
Criterio di Schwarz	52,65299	Hannan-Quinn		44,80265	

Test per la normalità dei residui -

Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente

Statistica test: Chi-quadro(2) = 1,82761

con p-value = 0,400996



Infatti, quest'ultima regressione conferma gli esiti delle due regressioni

precedenti: le stime SMV sembrano indicare che i tassi di interesse ri-

tardati non hanno capacità predittiva.

### Commento alle stime

Innanzitutto cerchiamo di avere uno sguardo d'insieme sulle stime effettuate attraverso le seguenti tabelle (sono presentati i valori dei coefficienti con i relativi p-value tra parentesi, mentre sono sottolineati i valori significativi al 5% di confidenza).

#### *Riepilogo stime- campione completo*

1991:3-2009:3	Cost	$y_{t-1}$	$y_{t-2}$	real_STIR_1	STIR_1	Akaike
<b>OLS</b>	0,03 (0,63)	<u>1,63 (0)</u>	<u>-0,73 (0)</u>	<u>-0,04 (0,05)</u>	-	81,92
<b>OLS</b>	0,04 (0,65)	<u>1,63 (0)</u>	<u>-0,73 (0)</u>	-	-0,01 (0,49)	83,04
<b>OLS</b>	-0,03 (0,82)	<u>1,63 (0)</u>	<u>-0,74 (0)</u>	-0,07 (0,14)	0,03 (0,44)	83,46
<b>SMV</b>	-0,42 (0,28)	<u>1,67 (0)</u>	<u>-0,79 (0)</u>	<u>-0,07 (0,02)</u>	-	82,64
<b>SMV</b>	-0,61 (0,35)	<u>1,64 (0)</u>	<u>-0,74 (0)</u>	-	0,02 (0,82)	91,48
<b>SMV</b>	-0,14 (0,81)	<u>1,69 (0)</u>	<u>-0,81 (0)</u>	<u>-0,06 (0,02)</u>	-0,06 (0,54)	84,27

In queste stime, la costante risulta sempre non significativa e uguagliabile a 0, mentre i due ritardi dell'output gap sono significativi ad ogni livello. Il coefficiente relativo al primo ritardo si aggira in tutte le sti-

me attorno a 1,66, quello relativo al secondo attorno a -0,75. Il coefficiente relativo al tasso di interesse reale è sempre ai limiti della significatività e leggermente negativo, mentre il tasso di interesse nominale non risulta mai significativo. Il criterio di Akaike dà valori molto più alti, quindi “peggiori”, rispetto al campione ridotto, presentato di seguito.

*Riepilogo stime-campione ridotto*

1992:3-2008:2	cost	y <sub>t-1</sub>	y <sub>t-2</sub>	real_STIR_1	STIR_1	Akaike
<b>OLS</b>	0,1 (0,13)	<u>1,4 (0)</u>	<u>-0,49 (0)</u>	<u>-0,05 (0,03)</u>	-	26,58
<b>OLS</b>	<u>0,2 (0,04)</u>	<u>1,35 (0)</u>	<u>-0,44 (0)</u>	-	<u>-0,05 (0,01)</u>	26,09
<b>OLS</b>	0,18 (0,09)	<u>1,36 (0)</u>	<u>-0,45 (0)</u>	-0,01 (0,79)	-0,04 (0,36)	28,02
<b>SMV</b>	-0,14 (0,75)	<u>1,52 (0)</u>	<u>-0,6 (0)</u>	-0,04 (0,16)	-	37,83
<b>SMV</b>	-0,2 (0,76)	<u>1,5 (0)</u>	<u>-0,58 (0)</u>	-	-0 (0,97)	39,79
<b>SMV</b>	-0,32 (0,63)	<u>1,52 (0)</u>	<u>-0,6 (0)</u>	-0,04 (0,14)	0,04 (0,71)	39,7

A differenza delle stime precedenti, la costante nelle stime OLS è ai limiti della significatività, almeno al 10%, mentre è palesemente non significativa per le stime SMV. Il primo ritardo dell'output gap si attesta attorno all'1,4 — 1,5, quello per il secondo attorno a -0,5 — -0,6, con

una certa differenza tra stime OLS e stime SMV. Fra i tassi di interesse, risultano significativi solo quelli reale e nominale presi singolarmente con le stime OLS (coefficiente pari a -0,05).

Notiamo che vi sono differenze abbastanza consistenti nelle stime, a seconda che consideriamo il campione completo o quello ridotto, e a seconda che usiamo come metodo di stima i Minimi Quadrati Ordinari o la Stima di Massima Verosimiglianza.

Il campione completo presenta diverse problematiche: vi sono almeno due break molto significativi, al periodo 1992:2 e 2008:2, che vanno a inficiare la stabilità delle stime dei coefficienti. Queste stime possono anche essere messe in discussione poiché viene costantemente violata l'assunzione di normalità dei residui. Inoltre, i valori di Akaike e Schwarz sono molto più alti che con le stime sul campione ridotto. In tutte le stime, comunque, la percentuale di variabilità spiegata è molto alta, superiore al 90%, grazie soprattutto ai due termini autoregressivi.

*Le stime OLS col campione completo* presentano un tasso di interesse reale ai limiti della significatività, mentre quello nominale non risulta significativo. Queste stime sembrano quindi rigettare l'ipotesi di presenza di illusione monetaria.

*Le stime effettuate sul campione completo con la Massima Verosimiglianza* confermano sostanzialmente i risultati ottenuti tramite OLS, ma presentano valori di Akaike e Schwarz più alti, e soffrono sempre di non-normalità dei residui.

*Le stime OLS sul campione ridotto* sono quelle che più si avvicinano all'ipotesi della presenza di illusione monetaria. Infatti, entrambi i tassi ritardati hanno segno negativo e sono significativi, ma sorprende che quello nominale sia addirittura più significativo di quello reale. Da sottolineare, inoltre, che queste stime non soffrono di nessun problema di diagnostica e godono di valori del criterio di Akaike più bassi rispetto a tutte le altre stime effettuate.

Un risultato opposto viene fornito dalle *stime tramite SMV sul cam-*

*pione ridotto*. Nessun coefficiente dei tassi di interesse risulta infatti significativo.

## **Conclusioni**

Come abbiamo visto, i risultati ottenuti sono molto contrastanti, probabilmente a causa anche del fatto che il nostro campione cattura un lasso di tempo non molto ampio, tuttavia qualche conclusione si può trarre.

Innanzitutto, le stime sul campione completo godono di poco credito per i problemi già citati, e quindi non diamo troppa importanza ai risultati ottenuti. E' necessario quindi porsi il problema se siano più attendibili le stime tramite Massima Verosimiglianza o Minimi Quadrati. E' un quesito che lasciamo aperto, tuttavia possiamo dire che per i Minimi Quadrati non sembra violata nessuna assunzione (normalità e non correlazione dei residui, stabilità strutturale nell'arco di tempo considerato) e otteniamo un miglior adattamento ai dati (statistica  $R^2$ ,

criteri di Akaike e Schwarz). Prenderemo quindi come riferimento principale le stime OLS per il sottoperiodo 1992:3-2008:2.

Possiamo quindi affermare che, almeno per dati europei, è difficile trascurare la capacità predittiva dei tassi di interesse per periodi successivi al 1983, al contario di quanto risultava nel saggio di Hafer, Haslag e Jones per dati, però, statunitensi.

Infatti, per le stime, per così dire, più “affidabili” che abbiamo, sia il tasso di interesse nominale che quello reale risultano significativi.

Per quanto riguarda la presenza di illusione monetaria, bisogna registrare l'anomalia del tasso di interesse nominale che risulta non solo significativo, ma addirittura più influente di quello reale. Per questo siamo propensi ad affermare che l'ipotesi di razionalità degli agenti economici viene messa in dubbio e che sembra esservi una certa illusione monetaria, almeno per i dati europei e per l'arco di tempo considerato.

## Bibliografia e sitografia

- Tommaso Di Fonzo, Francesco Lisi, “Serie storiche economiche. Analisi statistiche e applicazioni”, Roma, Carocci, 2005.
- R. W. Hafer, Joseph H. Haslag, Garrett Jones, "On money and output: is money redundant?", *Journal of Monetary Economics* 54 (2007) 945-954.
- Nelson, E., 2002, “Direct effects of base money on aggregate demand: theory and evidence”, *Journal of Monetary Economics* 49 (4), 687-708.
- Rudebusch, G.D., Svensson, L.E. O., 2002, “Eurosystem monetary targeting: lessons from US data”, *European Economic Review* 46, 417-442.
- [en.wikipedia.org/wiki/Money\\_illusion](https://en.wikipedia.org/wiki/Money_illusion).