

UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA



FACOLTÀ DI SCIENZE STATISTICHE

Corso di Laurea:

STATISTICA E GESTIONE DELLE IMPRESE

TESI DI LAUREA

“LA DOMANDA DI MONETA IN EUROLANDIA”

PROF. RELATORE: DOTT. EFREM CASTELNUOVO

LAUREANDO: MATTIA LAGO

MATRICOLA: 573249

ANNO ACCADEMICO: 2009/2010

INDICE

Introduzione.....	5
I dati	9
I modelli	11
Un modello.....	11
Analisi di un sottocampione	17
Conclusioni	23
Appendice tecnica	25
Bibliografia	27
Ringraziamenti	29

Introduzione

In questa tesi si tratterà della possibilità che la domanda di moneta influenzi l'equazione di Philips sull'output previsto in Eurolandia.

Per fare questo è stato preso come spunto un articolo dove vi era lo stesso studio realizzato per gli Stati Uniti d'America. Gli scrittori dell'articolo partivano dal fatto che una teoria che continua ad essere dibattuta riguarda gli aggregati della moneta e il loro ruolo nella moderna politica monetaria, infatti, recentemente c'è un emergente consenso al fatto che gli aggregati della moneta possono essere ignorati nell'analisi della macroeconomia e nella formazione della politica monetaria.

I risultati di questi due studiosi per quanto riguarda gli USA determinano teoricamente come nelle regole di politica monetaria siano rilevanti il tasso d'interesse e l'inflazione mentre non risulti rilevante l'aggregato della moneta, dal punto di vista empirico invece lo studio condotto da questi ultimi fa notare alcuni risultati a prova di un modello libero dal denaro. Più precisamente, i loro risultati empirici indicano che:

- Vi è una sistematica relazione inversa tra il tasso reale d'interesse e l'output;
- Gli aggregati monetari non sono importanti per comprendere l'effetto delle azioni di politica monetaria;
- Un semplice modello retrogrado è una buona rappresentazione della produzione;

- Questo modello è utile per lo svolgimento ottimale di esperimenti sulla politica monetaria.

In questo lavoro, si deve quindi ri-esaminare il rapporto tra denaro e movimenti futuri di output nelle frequenze di business-ciclo. Nella misura in cui il legame di denaro in uscita è al centro dell'idea che quest'ultimo può servire come indicatore della politica utile, la prova qui svolta riguarda direttamente i primi 2 punti dell'elenco sopracitato. Se le modifiche della domanda di denaro sono sistematicamente correlate a future variazioni dell'output gap, poi i restanti altri 2 punti dell'elenco di cui sopra possono essere modificati.

La specificazione empirica qui utilizzata è una versione modificata e semplificata della regressione stimata da Rudebusch - Svensson (2002) .

L'obiettivo è quello di determinare i ruoli dei tassi di interesse e del denaro nel prevedere i movimenti in uscita per Eurolandia come loro fecero per gli Stati Uniti. Un risultato fondamentale è che si possa trovare una relazione statisticamente significativa tra i movimenti in denaro e l'output gap.

Dal momento che un tema ricorrente nel lavoro di questo genere è la misura del denaro, si è trovato seguendo l'esempio dell'articolo che le informazioni rilevanti utili per prevedere i movimenti dell'output gap derivino sia da movimenti di denaro all'interno che all'esterno.

Qui descrivo il modello che loro utilizzano e che anche io ho preso a riferimento per il lavoro fatto in questa relazione: in molti modelli teorici della politica monetaria, il denaro è superfluo: la politica monetaria è definita come l'impostazione di un certo tasso di interesse a breve termine, l'output e poi l'inflazione. Il denaro è ridondante in questo modello, perché l'offerta di moneta è determinata dalla domanda (quindi infinitamente elastica).

Il modello intero è descritto da tre equazioni: l'equazione della domanda aggregata, una equazione della curva di Philips e una regola di politica. In

questa tesi però come nell'articolo verrà presa in considerazione solo la prima equazione che risulta bastare allo scopo dello studio.

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

dove y_{gt} è l'output gap, misurato come la deviazione del prodotto reale dal suo potenziale, R è il tasso nominale di interesse, p è il tasso di inflazione. Questa è un'equazione in cui l'output gap dipende sia dal futuro della produzione che dal tasso di interesse reale.

Il nostro obiettivo è quello di determinare se vi è un effetto diretto degli aggregati monetari per l'output gap indipendente dai movimenti dei tassi di interesse reali.

Nel corso della nostra analisi, usiamo osservazioni trimestrali dell'output gap, la media trimestrale del valore nominale tasso dei fondi federali, l'inflazione misurata con l'indice a catena del PIL ponderata.

I dati

Da ora tutte le analisi che effettuerò saranno fatte tramite il software free source Gretl.

Utilizzerò 7 serie di dati trimestrali relativi all'Euroarea per un periodo che va dal primo trimestre del 1995 al terzo trimestre del 2009 (58 osservazioni).

- Una serie relativa ai consumi (destagionalizzata)
- Una serie relativa all'output gap
- Una serie relativa al tasso di interesse
- Una serie relativa al tasso di inflazione
- Una serie relativa al valore atteso dell'output gap
- Una serie relativa al valore atteso dell'inflazione al tempo t+1 calcolata al tempo t
- Una serie relativa alla domanda di moneta

L'equazione che utilizzerò per calcolare le mie stime è la stessa già riportata al capitolo precedente e che riporto anche qui in seguito:

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

Un Modello

Con i dati in mio possesso posso cominciare con la stima OLS di un modello che vuole spiegare gli eventuali effetti della moneta sull'output gap, e quindi se questa variabile influenza le previsioni della produzione all'interno dell'Euro Area.

Il primo modello che ho sviluppato è questo:

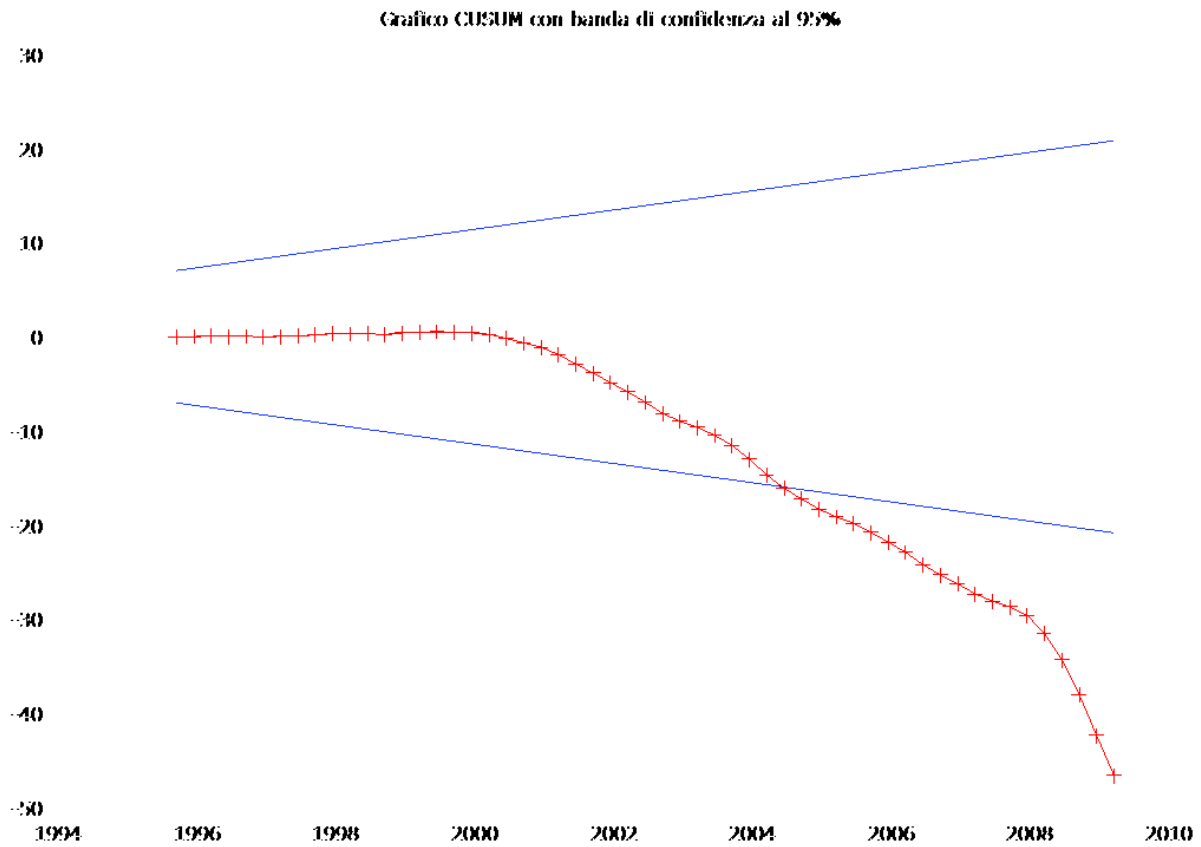
Modello 8: OLS, usando le osservazioni 1995:1-2009:2 (T = 58)
Variabile dipendente: modello
Errori standard HAC, larghezza di banda 2 (Kernel di Bartlett)

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
moneta	-1,06264	0,686016	-1,5490	0,12711	
interest	2,74738	0,899634	3,0539	0,00348	***
pil	0,898064	0,080565	11,1471	<0,00001	***

Media var. dipendente	97,45674	SQM var. dipendente	1,802036
Somma quadr. residui	1317,364	E.S. della regressione	4,894086
R-quadro	0,997609	R-quadro corretto	0,997522
F(3, 55)	3420,771	P-value(F)	1,84e-62
Log-verosimiglianza	-172,8638	Criterio di Akaike	351,7277
Criterio di Schwarz	357,9090	Hannan-Quinn	354,1354
rho	0,957532	Durbin-Watson	0,081613

- a) Il coefficiente della moneta non è significativo;
- b) I coefficienti dei tassi di interesse e del PIL sono significativi;
- c) I valori relativi a R-quadro ed R-quadro corretto sono elevati e quindi indicano una buona approssimazione lineare del modello.

Per verificare la stabilità del modello utilizzo i test CUSUM e CUSUMQ che posso darmi informazioni utili attraverso la somma cumulata dei residui ricorsivi e la somma cumulata dei quadrati dei residui.



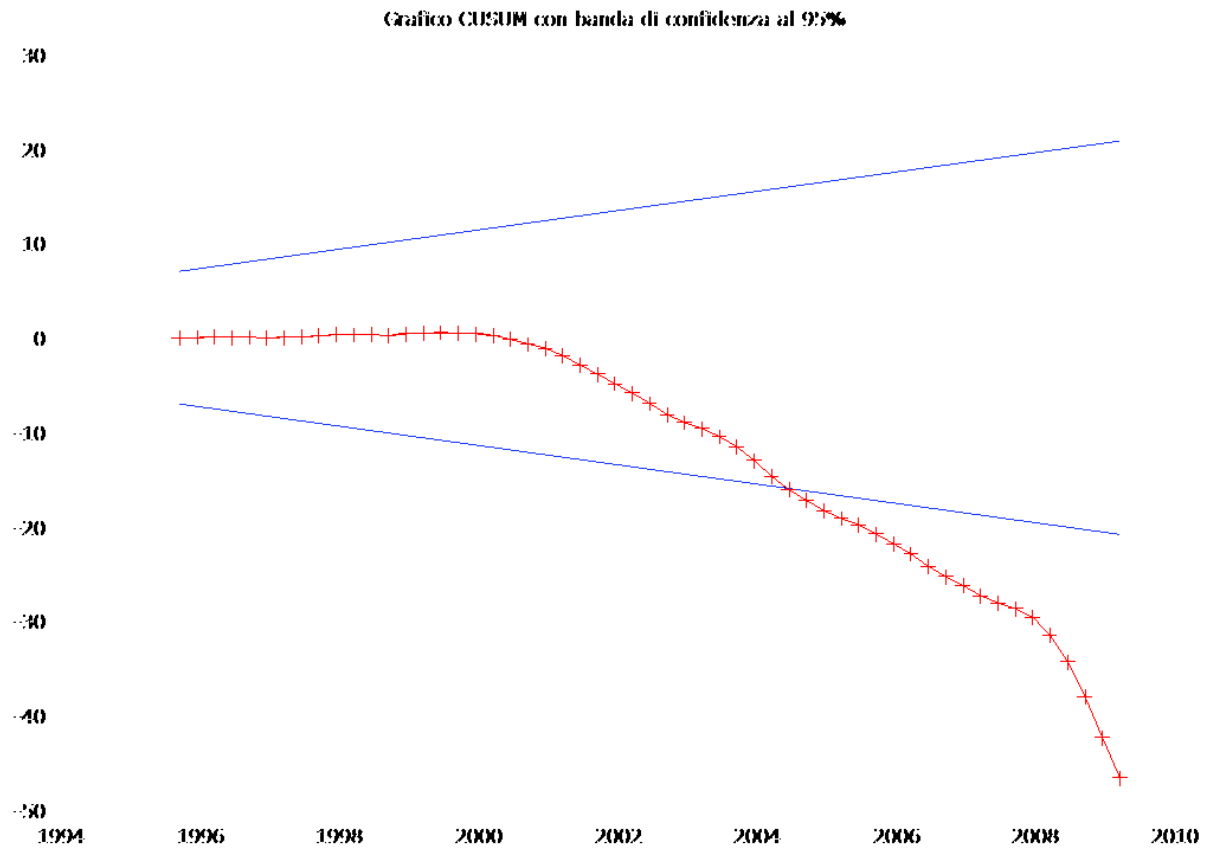


Figura 1 test CUSUM e CUSUMQ per il modello

Attraverso questi 2 grafici noto che il modello risulta molto instabile: i residui escono dalle bande di confidenza in entrambi i test.

Ora analizzo il comportamento dei residui di questa prima regressione.

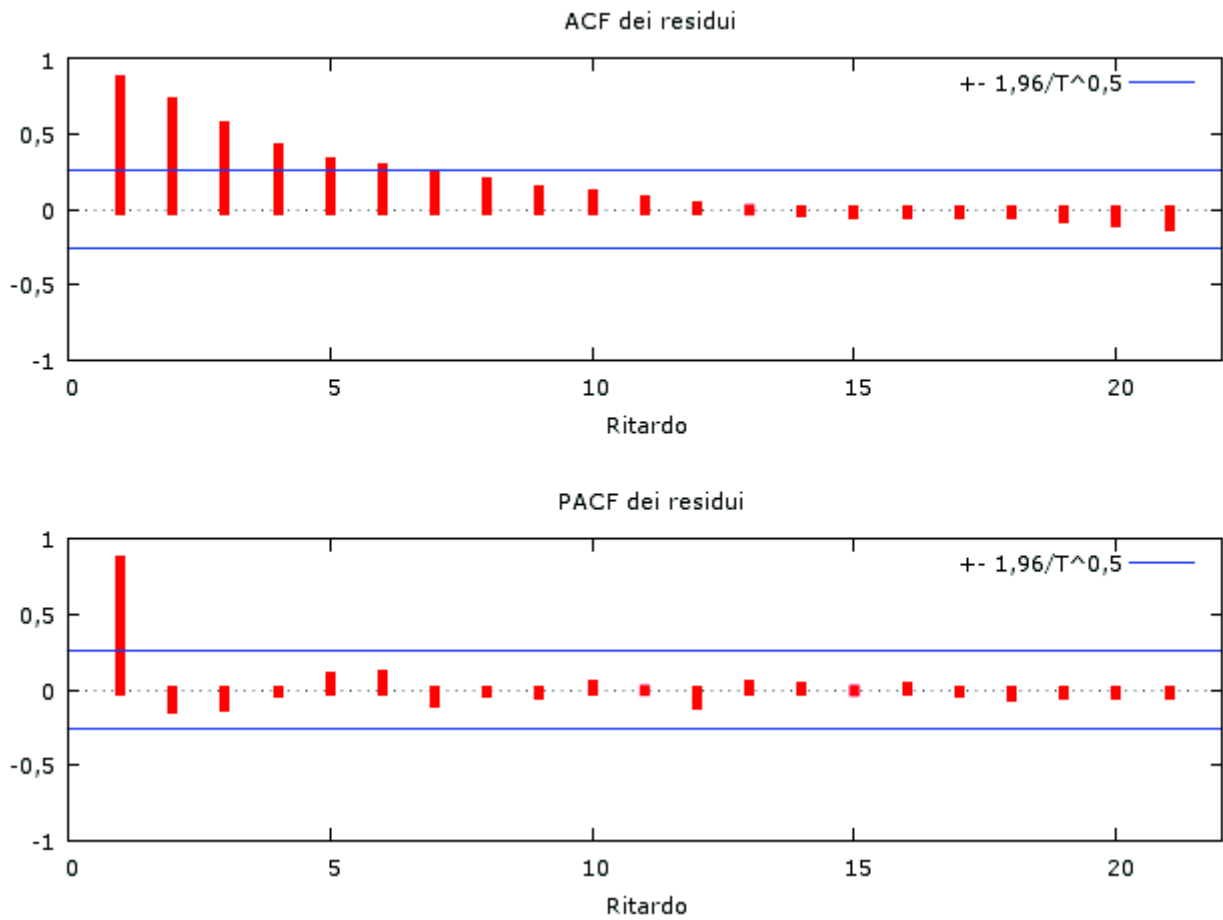


Figura 2 correlogrammi dei residui del modello

Funzione di autocorrelazione dei residui

LAG	ACF		PACF		Q-stat. [p-value]
1	0,8617	***	0,8617	***	45,3296 [0,000]
2	0,7084	***	-0,1321		76,5177 [0,000]
3	0,5478	***	-0,1164		95,5031 [0,000]
4	0,4070	***	-0,0219		106,1787 [0,000]
5	0,3131	**	0,0808		112,6142 [0,000]
6	0,2680	**	0,0983		117,4213 [0,000]
7	0,2211	*	-0,0828		120,7574 [0,000]
8	0,1801		-0,0253		123,0148 [0,000]
9	0,1325		-0,0364		124,2609 [0,000]
10	0,0944		0,0336		124,9076 [0,000]
11	0,0612		-0,0086		125,1844 [0,000]
12	0,0177		-0,0951		125,2080 [0,000]
13	-0,0076		0,0345		125,2125 [0,000]
14	-0,0227		0,0150		125,2531 [0,000]
15	-0,0350		-0,0105		125,3525 [0,000]

16	-0,0312	0,0250	125,4330	[0,000]
17	-0,0262	-0,0155	125,4914	[0,000]
18	-0,0362	-0,0477	125,6052	[0,000]
19	-0,0546	-0,0390	125,8707	[0,000]
20	-0,0799	-0,0280	126,4557	[0,000]
21	-0,1079	-0,0298	127,5510	[0,000]

In questo caso vedo che i residui sono autocorrelati e con la statistica di Ljung-Box rifiuto l'assenza di autocorrelazione.

A questo punto utilizzo il test di Breusch – Godfrey:

Test di Breusch-Godfrey per l'autocorrelazione fino all'ordine 4
 OLS, usando le osservazioni 1995:1-2009:2 (T = 58)
 Variabile dipendente: uhat

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value
moneta	-0,0213368	0,132843	-0,1606	0,8730
interest	0,0150546	0,164677	0,09142	0,9275
pil	-0,00120404	0,0135916	-0,08859	0,9298
uhat_1	1,29930	0,141863	9,159	2,36e-012 ***
uhat_2	-0,358051	0,233232	-1,535	0,1309
uhat_3	0,0925253	0,235446	0,3930	0,6960
uhat_4	-0,0487797	0,161374	-0,3023	0,7637

R-quadro = 0,899190

Statistica test: LMF = 113,725397,
 con p-value = $P(F(4,51) > 113,725) = 9,3e-025$

Statistica alternativa: $TR^2 = 52,153013$,
 con p-value = $P(\text{Chi-quadro}(4) > 52,153) = 1,28e-010$

Ljung-Box $Q' = 106,179$,
 con p-value = $P(\text{Chi-quadro}(4) > 106,179) = 4,75e-022$

In effetti noto che c'è autocorrelazione specialmente a ritardo 1.

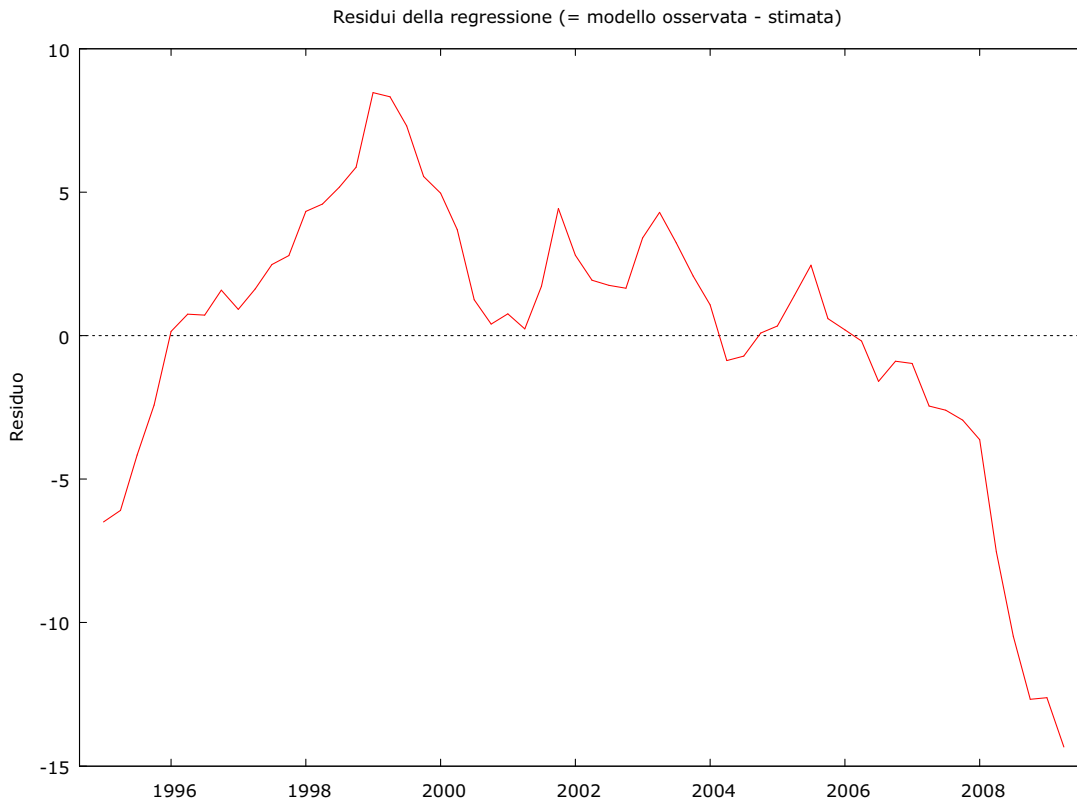


Figura 3 residui della regressione del modello rispetto al tempo

Adesso applico il test di White:

Test di White per l'eteroschedasticità
 OLS, usando le osservazioni 1995:1-2009:2 (T = 58)
 Variabile dipendente: \hat{u}^2

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value
moneta	124,416	84,0868	1,480	0,1454
interest	-32,9970	149,406	-0,2209	0,8261
pil	-11,0083	7,88300	-1,396	0,1689
sq_moneta	1,62134	1,49674	1,083	0,2840
X1_X2	1,04980	4,29214	0,2446	0,8078
X1_X3	-1,54632	0,810269	-1,908	0,0622 *
sq_interest	0,820519	5,54540	0,1480	0,8830
X2_X3	0,374249	1,11576	0,3354	0,7387
sq_pil	0,118258	0,0612568	1,931	0,0593 *

R-quadro = 0,617274

Statistica test: $TR^2 = 35,801902$,
 con p-value = $P(\text{Chi-quadro}(8) > 35,801902) = 0,000019$

Con questo test rifiuto l'omoschedasticità.

Analisi di un sottocampione

Modello 4: OLS, usando le osservazioni 2000:1-2009:3 (T = 39)

Variabile dipendente: modello

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
pil	0,786144	0,0396109	19,8466	<0,00001	***
moneta	-0,497626	0,386822	-1,2864	0,20650	
interest	4,46246	0,904039	4,9361	0,00002	***
Media var. dipendente	98,12911	SQM var. dipendente	1,428550		
Somma quadr. residui	900,0298	E.S. della regressione	5,000083		
R-quadro	0,997604	R-quadro corretto	0,997471		
F(3, 36)	4996,115	P-value(F)	3,31e-47		
Log-verosimiglianza	-116,5465	Criterio di Akaike	239,0930		
Criterio di Schwarz	244,0837	Hannan-Quinn	240,8836		
rho	0,983024	Durbin-Watson	0,094857		

a) Il coefficiente della moneta non è significativo;

b) I coefficienti dei tassi di interesse e del PIL sono significativi;

c) I valori relativi a R-quadro ed R-quadro corretto sono elevati e quindi indicano una buona approssimazione lineare del modello.

Per verificare la stabilità del modello utilizzo i test CUSUM e CUSUMQ che posso darmi informazioni utili attraverso la somma cumulata dei residui ricorsivi e la somma cumulata dei quadrati dei residui.

Grafico CUSUM con banda di confidenza al 95%

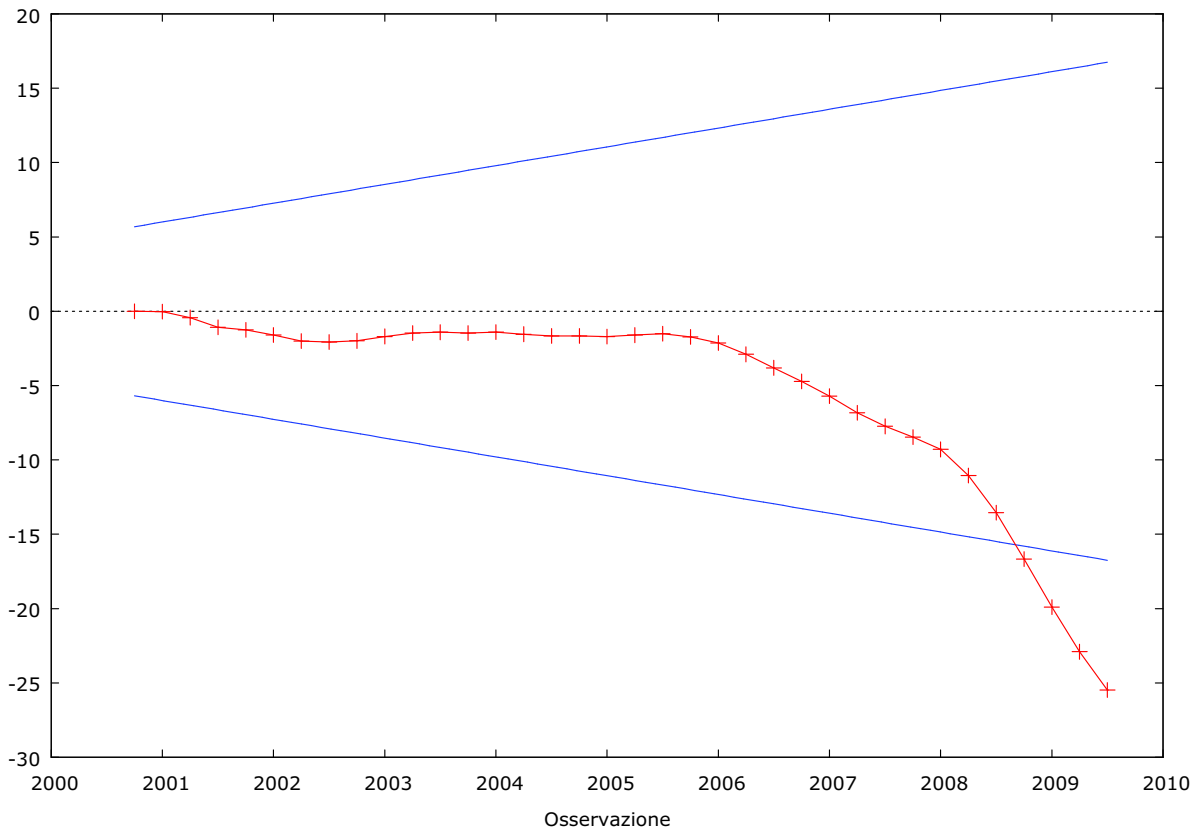


Grafico CUSUMSQ con banda di confidenza al 95%

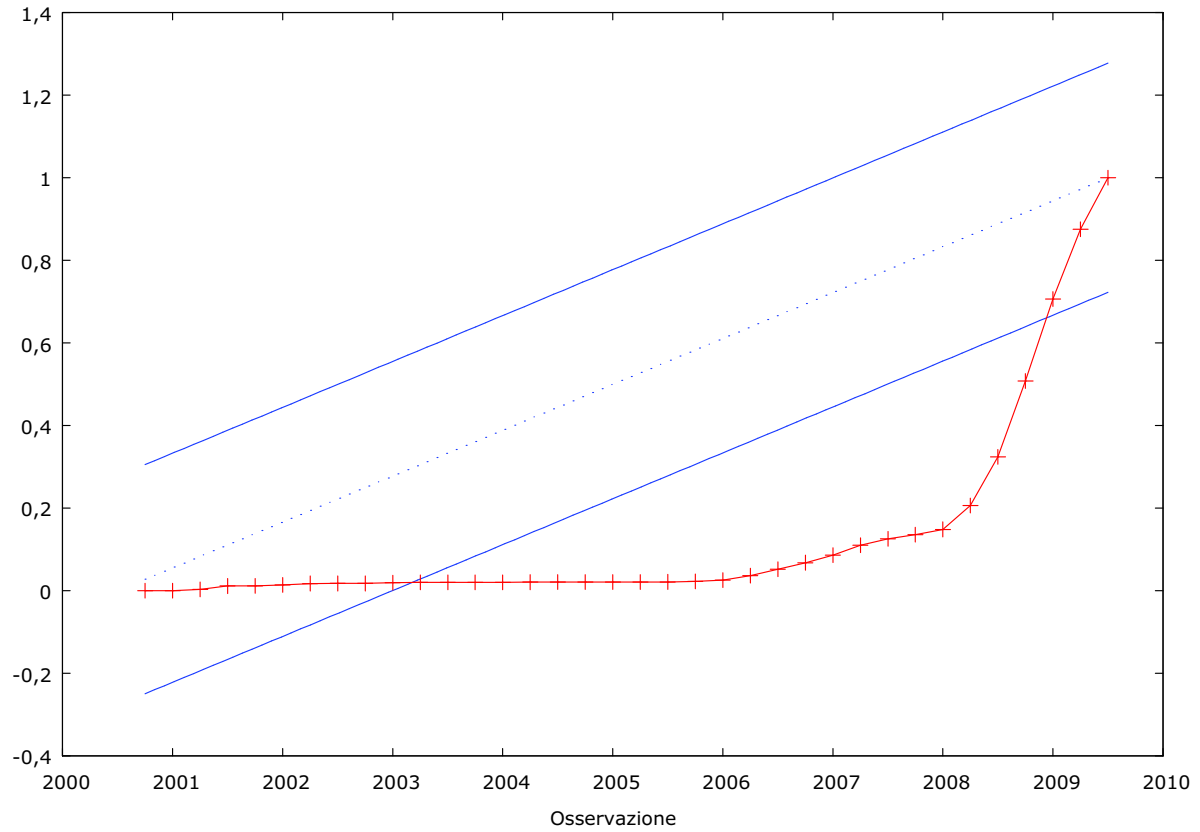


Figura 4 test CUSUM e CUSUMQ per il modello del sottocampione

Attraverso questi 2 grafici noto che il sottomodulo risulta meno instabile del modello: i residui rimangono per buona parte all'interno delle bande di confidenza in entrambi i test.

Il test CUSUMQ rivela comunque una certa instabilità del periodo che va dal 2004 al 2008 in quanto i valori escono dalle bande di confidenza.

Guardo come i residui del modello per il sottocampione si comportano rispetto a quelli del modello precedente.

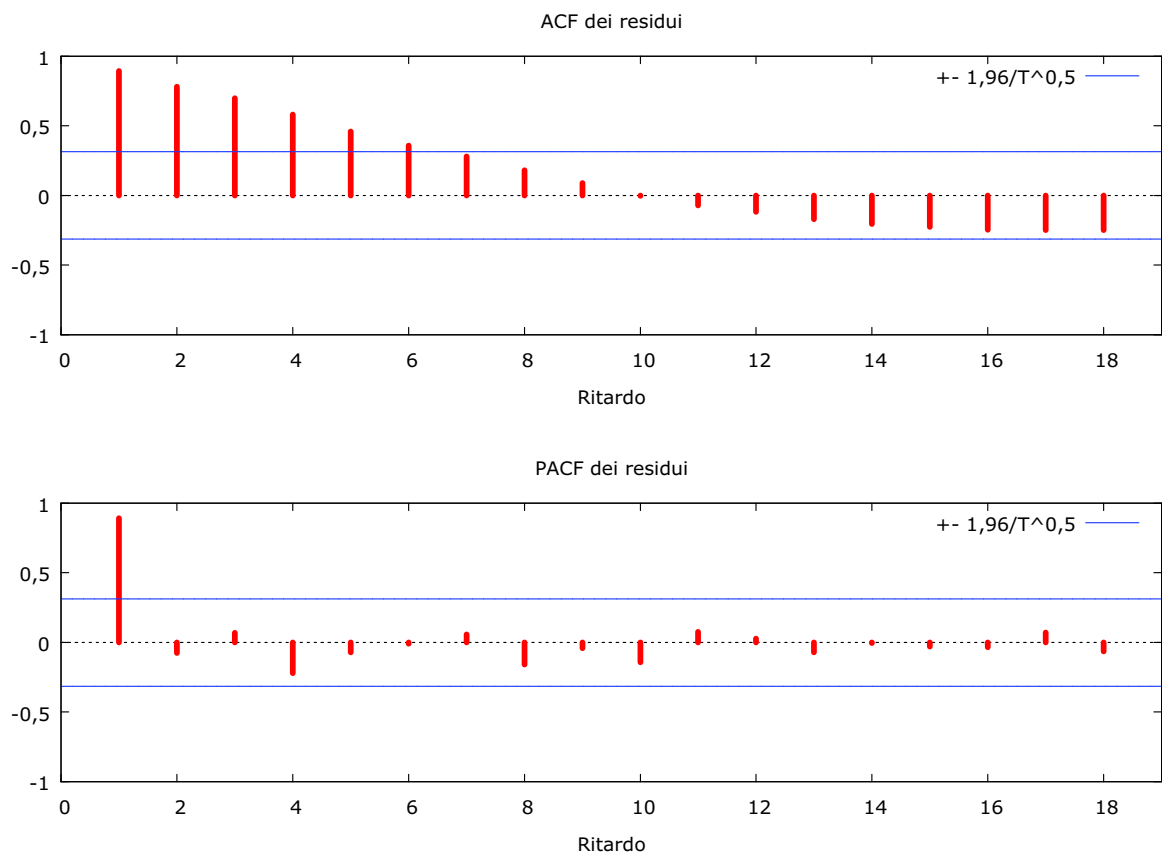


Figura 5 corerogrammi dei residui del modello del sottocampione

Funzione di autocorrelazione dei residui

LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0,8932	***	0,8932	***	33,5735	[0,000]
2	0,7827	***	-0,0751		60,0482	[0,000]
3	0,6982	***	0,0680		81,7025	[0,000]
4	0,5808	***	-0,2208		97,1122	[0,000]
5	0,4590	***	-0,0715		107,0193	[0,000]
6	0,3590	**	-0,0097		113,2641	[0,000]
7	0,2811	*	0,0584		117,2138	[0,000]
8	0,1821		-0,1592		118,9236	[0,000]
9	0,0893		-0,0405		119,3481	[0,000]
10	-0,0015		-0,1415		119,3483	[0,000]
11	-0,0704		0,0752		119,6312	[0,000]
12	-0,1174		0,0279		120,4479	[0,000]
13	-0,1710		-0,0720		122,2467	[0,000]
14	-0,2042		-0,0052		124,9135	[0,000]
15	-0,2243		-0,0304		128,2667	[0,000]
16	-0,2455		-0,0347		132,4580	[0,000]
17	-0,2489		0,0724		136,9613	[0,000]
18	-0,2493		-0,0653		141,6919	[0,000]

I residui sembrerebbero autocorrelati anche nel sottocampione ma in maniera meno netta rispetto al modello iniziale.

Procedo comunque con il test di Breusch – Godfrey:

Test di Breusch-Godfrey per l'autocorrelazione fino all'ordine 4
 OLS, usando le osservazioni 2000:1-2009:3 (T = 39)
 Variabile dipendente: uhat

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value
pil	0,0151469	0,0141454	1,071	0,2923
moneta	-0,184960	0,140302	-1,318	0,1968
interest	-0,166171	0,315759	-0,5263	0,6023
uhat_1	1,05539	0,174060	6,063	9,04e-07 ***
uhat_2	-0,320702	0,254826	-1,259	0,2173
uhat_3	0,224731	0,274659	0,8182	0,4193
uhat_4	0,0786245	0,218170	0,3604	0,7209

R-quadro = 0,896252

Statistica test: LMF = 69,109609,
 con p-value = $P(F(4,32) > 69,1096) = 2,76e-015$

Statistica alternativa: $TR^2 = 34,953812$,
 con p-value = $P(\text{Chi-quadro}(4) > 34,9538) = 4,75e-007$

Ljung-Box Q' = 97,1122,
con p-value = $P(\text{Chi-quadro}(4) > 97,1122) = 4,05e-020$

Questo test mi conferma che anche in questo sottocampione i residui sono autocorrelati infatti mi porta a non rifiutare la presenza di autocorrelazione fino al quarto ordine.

Nel sottocampione c'è autocorrelazione così come nel campione iniziale.

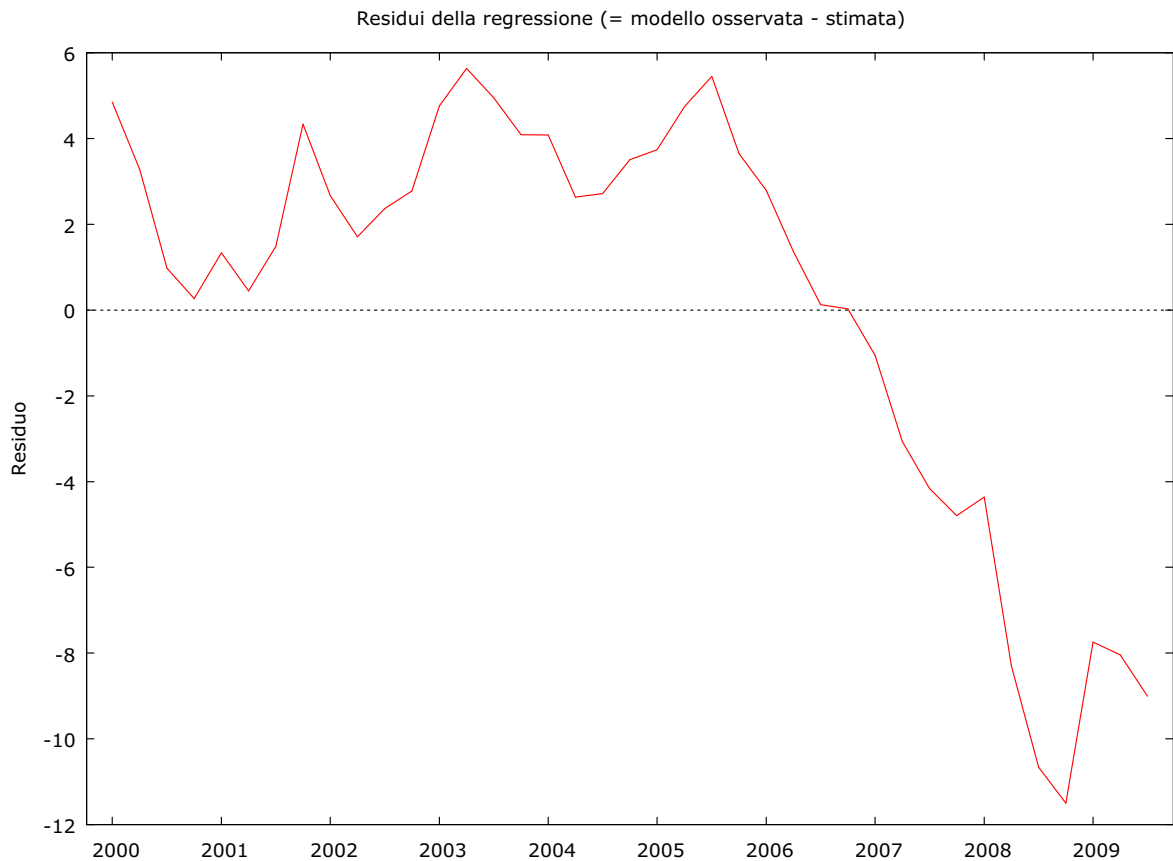


Figura 6 residui della regressione del modello del sottocampione rispetto al tempo

Voglio verificare anche per questo sottocampione la presenza di eteroschedasticità; lo faccio con il test di White:

Test di White per l'eteroschedasticità
OLS, usando le osservazioni 2000:1-2009:3 (T = 39)
Variabile dipendente: uhat^2

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
pil	0,394491	4,60337	0,08570	0,9323	
moneta	212,623	51,3621	4,140	0,0003	***
interest	-543,384	128,887	-4,216	0,0002	***
sq_pil	0,0128045	0,0349753	0,3661	0,7169	
X1_X2	-1,77317	0,440217	-4,028	0,0004	***
X1_X3	3,57607	1,04503	3,422	0,0018	***
sq_moneta	-0,781419	0,808302	-0,9667	0,3414	
X2_X3	-3,52606	3,50548	-1,006	0,3225	
sq_interest	29,0058	8,61910	3,365	0,0021	***

R-quadro = 0,868129

Statistica test: $TR^2 = 33,857020$,
con p-value = $P(\text{Chi-quadro}(8) > 33,857020) = 0,000043$

Dai risultati di questo test posso confermare che anche nel sottocampione è presente eteroschedasticità.

In definitiva, nemmeno con questo sottocampione sono riuscito ad avere un modello che ritenesse la moneta utile nella stima dell'output.

Conclusioni

Da questi modelli si evince che il denaro possa essere tralasciato nella creazione di equazioni per la spiegazione delle politiche monetarie. Però per alcuni ci sono motivazioni valide per sostenere che il denaro essere considerato. Per esempio, un aumento persistente saldi monetari reali spingerà verso il basso i tassi di interesse a lungo termine. Nelson (2002) sostiene che i movimenti dei saldi reali sono informativi dal momento che un aumento osservato in denaro reale precede un calo del imperfetto osservabile (ma estremamente importante) a lungo termine dei tassi di interesse reali. Meltzer (1999) sostiene che i cambiamenti della regolazione dell'offerta di moneta a breve termine influenza i tassi d'interesse reali (a parità di prezzi), e l'impatto patrimoniale del sistema bancario. Se le modifiche dell'offerta di moneta sono ridondanti, e poiché i tassi d'interesse sono interessati da più interventi di politica monetaria, i movimenti degli aggregati monetari potrebbero influenzare la domanda aggregata indipendente dal tasso di interesse reale. Infatti, Nelson (2002) stima una versione di questa equazione per gli Stati Uniti e il Regno Unito e scopre che i valori ritardati della base monetaria reale sono significativi, se inclusi con il tasso di interesse reale come variabile esplicativa.

Dall'analisi del modello da me proposto si può notare come la domanda di moneta risulti non significativa e quindi trascurabile come d'accordo con le teorie classiche della macroeconomia.

Negli studi attuali che ho preso in esame per la mia tesi alcuni studiosi tentano di mettere la moneta all'interno del modello come Rudebusch e Svensson (2002) e Nelson (2002) che considerano il ruolo empirico dei saldi monetari reali aumentando la regressione con valori ritardati di questi ultimi.

Dalla mia relazione comunque compare chiaro come la moneta non sia rilevante ai fini dello studio dell'output gap e come quindi per la stima di un buon modello che possa calcolare l'output si possa tralasciare quest'ultima e prendere in esame solamente i tassi di interesse e l'inflazione.

Appendice tecnica

Per controllare le caratteristiche dei modelli mi sono affidato a diversi test per l'autocorrelazione e per la presenza di eteroschedasticità.

Riporto qui sotto in breve un sunto delle specifiche di questi test:

Test di Ljung – Box:

Serve per verificare l'autocorrelazione fino ad un certo ritardo e la sua statistica con relativo p-value si trova nell'ACF.

L'ipotesi nulla è l'assenza di autocorrelazione.

Test di Breusch – Godfrey:

Serve per verificare se i residui seguono un modello auto regressivo di ordine k e si costruisce a partire da una regressione ausiliaria dei residui sulle esplicative e sui residui ritardati. La statistica test è data da T volte l' R^2 di questa regressione e si distribuisce come una X_k^2 .

L'ipotesi nulla è l'assenza di autocorrelazione di ordine k .

Test di White:

Serve per verificare la presenza di eteroschedasticità e si formula a partire da una regressione ausiliaria dei quadrati dei residui sulla costante, le esplicative, i loro quadrati e i loro prodotti incrociati non ridondanti. La statistica test è T volte l' R^2 della regressione e si distribuisce come una X_k^2 dove k indica il numero di regressori presenti esclusa la costante.

L'ipotesi nulla è l'assenza di eteroschedasticità.

Bibliografia e sitografia

- Cappuccio Nunzio, Orsi Renzo, "ECONOMETRIA" (2005), Il Mulino;
- Verbeek Marno, "ECONOMETRIA" (2006), Zanichelli;
- Mankiw N. Gregory, "MACROECONOMIA" (2004), Zanichelli;
- R.W. Hafer, Joseph H. Haslag, Garrett Jones, "On money and output: Is money redundant?", Journal of Monetary Economics 54 (2007) 945–954

Siti Internet:

- www.wikipedia.org;

Ringraziamenti

La prima persona che voglio ringraziare è il docente relatore di questa tesi, il dottor Efrem Castelnuovo, che si è dimostrato disponibile e molto attento alle mie esigenze. Ringrazio la mia famiglia che mi ha supportato e sopportato in questo lungo periodo di tesi, poi un grazie particolare va agli amici di sempre che mi hanno aiutato a tenere duro e completare questa mia laurea.