

UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI PADOVA



FACOLTA' DI SCIENZE STATISTICHE

**CORSO DI LAUREA IN STATISTICA,
ECONOMIA E FINANZA**

Tesi di Laurea

**RUOLO DELLA MONETA PER IL CICLO ECONOMICO
STATUNITENSE:
UNA VERIFICA EMPIRICA**

Relatore: DOTT. CASTELNUOVO EFREM

**Laureanda: PITTARELLO ARIANNA
Matricola: 541730 – SEF**

Anno Accademico 2007/2008

INDICE

INTRODUZIONE	5
ANALISI DEI DATI	9
primo modello	10
secondo modello	15
terzo modello	20
quarto modello	25
gli altri modelli	28
PREVISIONI	32
CONCLUSIONI	35
BIBLIOGRAFIA	36

INTRODUZIONE

Quanto può essere importante la moneta nel grande gioco della politica economica?

E' proprio da questa domanda che parte il mio percorso di valutazione, con un'analisi concreta dei dati. La mia "avventura" parte con la lettura di un articolo che è apparso nel "Journal of monetary economics" scritto da R.W.Hafer, Joseph H.Haslag e Garrett Jones. La mia curiosità per l'argomento è nata fin da subito, infatti, la disputa che da anni è in corso, mi ha subito colpita ed interessata.

L'idea di fondo del mio lavoro non è altro che un' accesa diatriba su quanto gli aggregati monetari siano necessari alla determinazione di una politica monetaria.

"Tuttora esiste un esteso accordo in cui la Federal Reserve fissa un tasso sui fondi federali per ottenere i suoi obiettivi politici. Per di più molte banche centrali oggi usano il tasso d'interesse come strumento di politica." ¹

L'articolo parte proprio con quest'affermazione, che ci fa capire come ancora oggi molti economisti sono impegnati nella discussione e nell'analisi del problema "moneta". L'analisi che viene condotta prende come riferimento la situazione economica, il modello e i dati della grande nazione degli Stati Uniti. Come si intuisce fin da subito, nello sviluppare questo problema si sono create due fazioni: una pro moneta(ossia la moneta deve essere considerata nel modello) e l'altra contro moneta(la variabile può essere omessa dal modello), un po' come accade in politica o in una qualsiasi altra materia di discussione.

Infatti alcuni economisti sostengono l'ipotesi che gli aggregati monetari non abbiano una diretta influenza sulla determinazione della politica, in particolare Rudebusch e Svensson hanno ottenuto e affermato che:

- Esiste una sistematica relazione inversa tra il tasso reale d'interesse e quello emesso.
- Gli aggregati monetari non sono importanti per capire gli effetti delle azioni di politica monetaria.

¹ Articolo di "Hafer et al (2007)"

- Che un semplice sguardo al passato del modello è una buona rappresentazione della situazione economica statunitense.
- Che il loro modello è sufficiente per condurre esperimenti di politica monetaria.²

Dall'altra parte della medaglia ci stanno gli economisti che invece ritengono gli aggregati monetari delle variabili che aiutano e che anzi sono indispensabili per la determinazione dei movimenti di output gap.

Un modello standard di politica monetaria è formato da tre equazioni: un'equazione di aggregati di domanda ossia la curva IS; un'equazione che spiega l'andamento dell'inflazione (la curva di Phillips) e una policy rule, dove il tasso d'interesse è lo strumento di politica economica della banca centrale:

1. $y_{gt} = ay_{gt-1} + bE_t(y_{gt+1}) - c[R_t - E_t(p_{t+1})] + e_{1t}$
2. $p_t = d(y_{gt}) + w_1p_{t-1} + w_2E_t(p_{t+1}) + e_{2t}$
3. $R_t = r^* + E_t(p_{t+1}) + fy_{gt-1} + g(p_{t-1} - p^T)$

Dove y_{gt} è l'output gap, misurato come deviazione tra quello reale da quello potenziale, R è il tasso nominale d'interesse, p è il tasso d'inflazione, r^* è il tasso reale d'interesse in equilibrio e p^T è il tasso d'inflazione posto dalle banche. Mentre e_1 ed e_2 sono gli shocks stocastici.

Da notare che nell'articolo la curva LM, che serve a determinare l'equilibrio nel mercato monetario, non viene tenuta in considerazione ma è sostituita con la descrizione di come i policymarkes stabiliscono un tasso d'interesse di equilibrio³.

Tutte e tre queste equazioni sono importanti per l'analisi e lo studio dell'andamento economico in un paese. La curva di Phillips per esempio ci permette di capire come l'autorità di politica monetaria affronta un trade-off quando interviene per combattere l'inflazione⁴.

Hafer et al (2007) si basa proprio su questo modello per scrivere l'articolo infatti dopo la presentazione e la spiegazione delle formule e delle variabili che compongono il

² Dall'articolo di "Hafer et al (2007)"

³ Dall'articolo di "Hafer et al (2007)"

⁴ G.Mankiw, "Macroeconomia", Zanichelli, 2004

modello, cominciano a susseguirsi una serie di analisi che cercano di farci comprendere e di conseguenza magari assumere anche una posizione sulla significatività della variabile moneta. Sono per l'appunto riportati numerosi esempi di serie di dati analizzati e studiati ognuno dei quali riporta risultati robusti e che sembrano essere concreti per la teoria che si sostiene. In quelle poche pagine vengono inseriti i risultati ottenuti da modelli che non tengono conto degli aggregati monetari, successivamente è riportato un confronto, inserendo nell'analisi del modello la moneta e determinando quanto effettivamente si può perdere se questa variabile viene considerata o viene tolta. Dalle righe lette, è molto evidente il pensiero e la "politica" di R.W. Hafer che con le sue "scrupolose" analisi ci presenta un modello completo della variabile moneta. Infatti i suoi risultati ci portano a sostenere l'idea che gli aggregati monetari sono significativi per la determinazione di un'eventuale manovra di politica economica. Mi ha poi colpita molto il fatto che egli è stato un bravo "amanuense", perché in questo articolo ha proposto dati opposti alla sua teoria per poi riuscire così ad inserire e spiegare con ottime argomentazioni ciò che egli pensava.

Presentato ed esposto dunque l'argomento di partenza non mi resta che anticipare il lavoro che voglio svolgere. Il mio percorso vuole svilupparsi dall'acquisizione di una serie di dati per poterla studiare e valutare per riuscire alla fine a prendere una decisione e quindi potermi schierare da una parte. Nel testare l'importanza della moneta per l'analisi di politica economica, userò dati americani scaricati dal sito della FED⁵. A partire da questi dati mi costruirò il modello riproposto nell'articolo di Hafer, cercando appunto di analizzarlo per vedere se effettivamente i risultati proposti si possano davvero considerare robusti a favore della moneta. Ciò ha implicato che la mia analisi si svolgesse "al contrario", o meglio volevo cercare di mettere in discussione la teoria di partenza. Per prima cosa inizierò quindi ad analizzare i dati che mi sono stati forniti in particolare il modello già stimato per effettivamente controllare se questo può essere considerato buono e quindi possa confermare l'ipotesi di partenza (la moneta rimane). Altro passo sarà quello, con i dati che ho a disposizione,

⁵ Dal sito della Federal Reserve Bank of St. Louis

di cercare di ottenere e stimare un modello che sia altrettanto buono ma che non consideri la variabile moneta come una parte significativa del modello e quindi possa essere tolta. I tentativi potranno essere di diverso tipo: allungare lo spazio temporale in cui si estende il modello, considerare periodi di tempo diversi magari analizzando anni più recenti o più distanti dai giorni nostri o cambiare i ritardi delle variabili che fanno parte del modello. Proverò a trovare anche dei motivi per cui una scelta sarà migliore di un'altra. Successivamente, dopo aver scelto il mio modello mancante della variabile moneta, farò delle previsioni all'incirca per otto passi in avanti ossia equivalenti a due anni, che è l'orizzonte temporale di riferimento per la banca centrale. L'ulteriore passo sarà di confrontare i due modelli, traendo così le mie conclusioni e facendo delle riflessioni su ciò che risulterà dal mio lavoro. In un certo senso ho già un'idea a cui vorrei arrivare ossia a dire che forse il mio modello senza moneta possa essere quasi migliore dell'altro o che comunque non ci sia un'abissale differenza tra i risultati dell'uno rispetto a quelli dell'altro. Il perché potrebbe essere sintetizzato col fatto che forse è meglio avere un'equazione con una variabile in meno (la moneta) e quindi che si possa semplificare la determinazione di una politica monetaria senza avere la paura di perdere qualche cosa di significativo.

ANALISI DEI DATI

Finite le mie considerazioni teoriche sull'argomento mi concentro sull'analisi e lo studio del modello che prima ho presentato verificando per l'appunto quanto importante sia la moneta.

I dati che ho ricevuto erano già inseriti in un workfile di Eviews, si riferiscono a misurazioni degli Stati Uniti e il periodo in cui sono concentrati va all'incirca dal 1947 al 2007. Altro particolare da non tralasciare è che i dati sono trimestrali quindi vengono fatte 4 misurazioni all'anno e questo permette di avere una maggiore numerosità campionaria ed essere quindi più precisi nelle misurazioni.

A questo punto mi sono adoperata alla costruzione di un modello che potesse essere vicino a quello proposto da R.W. Hafer nell'articolo letto.

La stima del modello che è stata fatta nel seguente modo:

$$y_{gt} = c_1 + c_2 y_{gt-1} + c_3 r_{t-1} + c_4 m_{t-1} + \varepsilon_t$$

che se si vuole tradurre con quello che abbiamo visto prima può diventare così:

$$y_{gt} = c + a y_{gt-1} + b y_{gt-2} + d r_{t-1} + f m_{t-1} + e_1^6$$

dove per l'appunto y_{gt} misura l'output gap misurato come la deviazione tra output reale dal suo potenziale, y_{gt-1} e y_{gt-2} non sono altro che la stessa variabile ritardata rispettivamente di 1 e di 2, r_{t-1} invece è il tasso reale d'interesse ed infine m_{t-1} rappresenta la moneta reale divisa per il tasso di crescita.

Nell'analisi fatta ho aggiunto un disturbo stocastico ε_t , che va inteso come parte del processo generatore dei dati. Per essere tale devono essere soddisfatte 3 condizioni⁷:

1. I residui (ε_t) devono avere valore atteso uguale a zero, $E(\varepsilon_t)=0$.
2. La varianza deve essere costante e positiva, $var(\varepsilon_t)=\sigma_t^2=\sigma^2$
3. $\varepsilon_t = v_t$ dove: $\varepsilon_t = c_1 \varepsilon_{t-1} + c_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + c_i \varepsilon_{t-i} + v_t$, in cui $v_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ è distribuito come un White Noise con media 0 e varianza σ^2 .⁸

⁶ Dall'articolo di "Hafer et al (2007)"

⁷ Ritardi per evitare endogeneità

⁸ T.Di Fonzo, F.Lisi, "Serie Storiche Economiche, Analisi Statistiche e Applicazioni", 2005.

Al fine di confrontare i miei risultati con quelli di Hafer et al (2007) il range del modello costruito va dal primo trimestre del 1983 al quarto trimestre del 2000.

Ciò che mi risulta dall'output è:

Dependent Variable: YGAPCBO

Method: Least Squares

Date: 05/12/08 Time: 19:14

Sample: 1983:1 2000:4

Included observations: 72

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

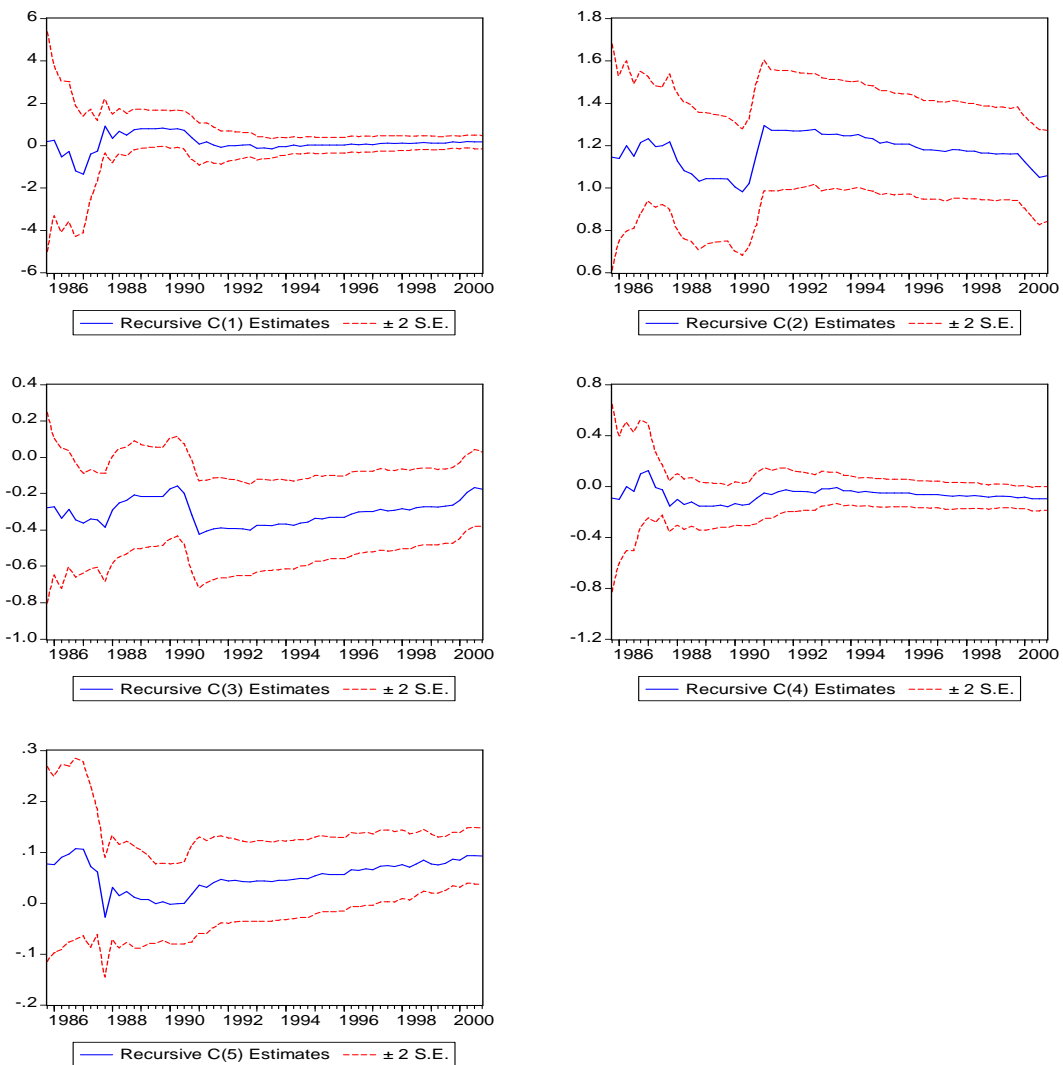
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.156017	0.116293	1.341582	0.1843
YGAPCBO(-1)	1.056213	0.144708	7.298916	0.0000
YGAPCBO(-2)	-0.176469	0.138526	-1.273900	0.2071
RRATEYEARLY(-1)	-0.096935	0.046994	-2.062710	0.0430
RM2GRYEARLY(-1)	0.091815	0.029357	3.127490	0.0026
R-squared	0.949127	Mean dependent var	-0.591228	
Adjusted R-squared	0.946090	S.D. dependent var	1.926586	
S.E. of regression	0.447324	Akaike info criterion	1.295850	
Sum squared resid	13.40664	Schwarz criterion	1.453952	
Log likelihood	-41.65060	F-statistic	312.5032	
Durbin-Watson stat	2.190447	Prob(F-statistic)	0.000000	

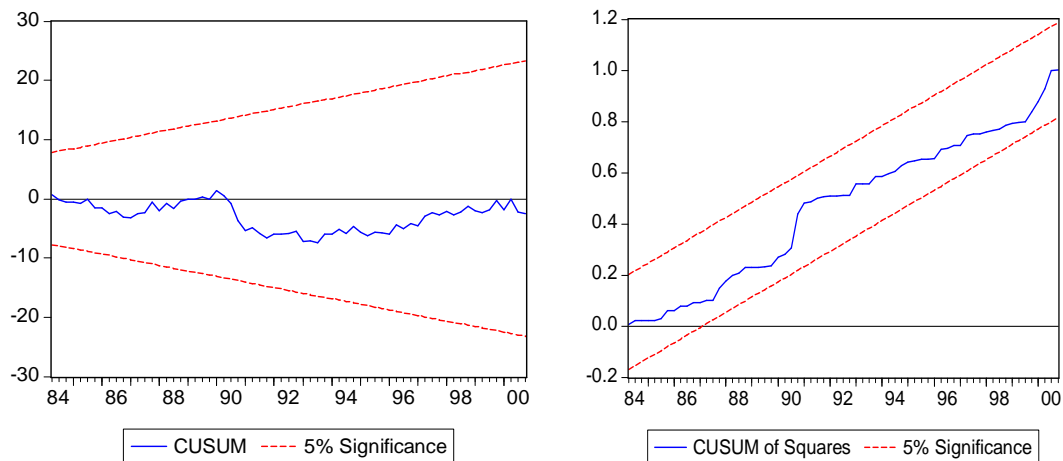
Nell' output che è risultato si può vedere come questo sia stato calcolato con l'opzione di Newey-West al fine di ottenere uno standard error ed una covarianza il più possibile esatta e robusta alla presenza di eteroschedasticità e/o correlazione seriale del termine d'errore.

Da un certo punto di vista siamo soddisfatti di quello che abbiamo trovato, anzi ci potevamo aspettare questo output. Infatti come si può vedere la variabile rrateyearly (tasso d'interesse) è significativa per il modello e per di più assume un segno negativo, questo porta a far scendere il reddito e quindi scendono sia gli investimenti sia i consumi, perché ovviamente se il tasso sale si sarà incentivati ad investire meno e si consumerà anche meno per cercare di risparmiare di più. Altro aspetto da sottolineare è che la variabile moneta rimane significativa per il modello poiché il p-value è inferiore dello 0,05 e quindi rigetto l'ipotesi nulla di insignificatività. La moneta si può considerare parzialmente correlata con Y (reddito) questo viene detto "effetto

finanziario” (la moneta come parte dello stock di ricchezza finanziaria di un soggetto). Nel modello le variabili che non sono significative sono la costante e y_{gapcbo} al ritardo 2. Altra cosa importante da sottolineare è che R^2 è molto alto è vicino a 1 e questo mi dice che il modello è buono come lo posso vedere dal valore dell’Adjusted R^2 , ciò significa che la varianza non spiegata dalla variabile dipendente non è poi così alta.

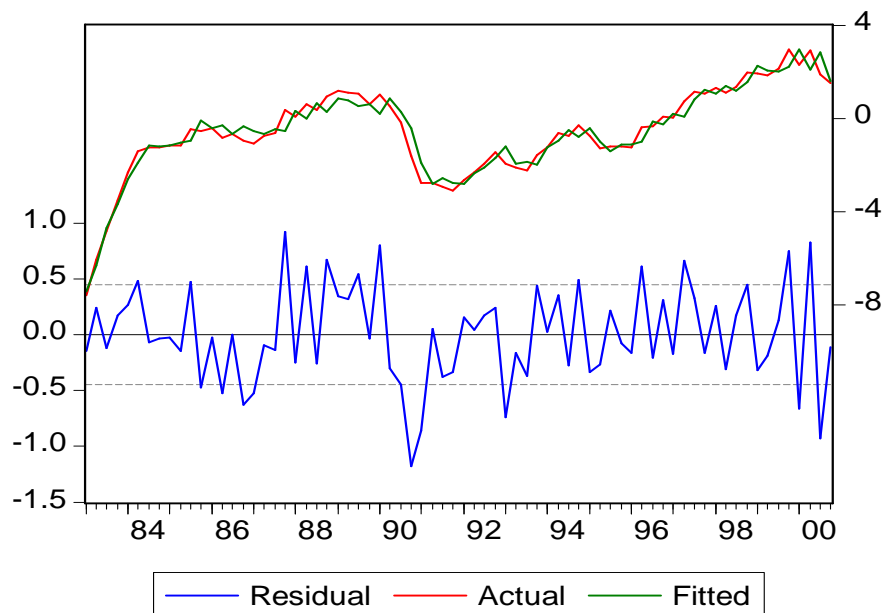
Per verificare la stabilità dei coefficienti nel tempo si può attuare una stima OLS ricorsiva che consiste nello stimare i parametri della regressione ripetutamente utilizzando serie storiche sempre più ampie di dati. Ogni stima successiva è effettuata comprendendo un’osservazione in più, ripetendo il processo fino ad utilizzare tutte le osservazioni.





Dal grafico delle stime ricorsive osservo la stabilità dei coefficienti. Infatti come si può notare per tutti i coefficienti la curva blu rimane all'interno delle bande di confidenza. La tesi di stabilità strutturale dell'intero modello è confermata anche dai grafici del CUSUM e CUSUM of square.

Dopo questa prima analisi potrei vedere come si comporta il modello sotto il grafico dei valori fittati:



Dal grafico si nota come i valori fittati, ottenuti dalla stima, si avvicinano abbastanza ai valori osservati e la serie storica assume valori vicino allo zero⁹. L'analisi dei residui è fondamentale perché ci permette di valutare la bontà del modello stimato. Per verificare la presenza di autocorrelazione nel modello non è appropriato utilizzare il valore del test Durbin-Watson poiché tra le variabili esplicative vi è la dipendente ritardata.

Analizzando il correlogramma dei residui e il correlogramma dei residui al quadrato possiamo dire se i residui stessi si distribuiscono come un processo White Noise e vedere appunto se risultano incorrelati.

Date: 06/06/08 Time: 10:57

Sample: 1983:1 2000:4

Included observations: 72

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. * .	. * .	1	-0.097	-0.097	0.6990	0.403
. **	. **	2	0.327	0.320	8.8251	0.012
. * .	. .	3	-0.092	-0.044	9.4761	0.024
. .	. * .	4	0.006	-0.120	9.4794	0.050
. .	. .	5	0.005	0.050	9.4816	0.091
. * .	. * .	6	-0.131	-0.110	10.860	0.093
. .	. * .	7	-0.055	-0.110	11.110	0.134
** .	** .	8	-0.247	-0.199	16.206	0.040
. *	. *	9	0.116	0.149	17.339	0.044
. * .	. .	10	-0.094	0.048	18.102	0.053
. * .	** .	11	-0.115	-0.291	19.249	0.057
. * .	** .	12	-0.182	-0.255	22.194	0.035

Da questa analisi sono un po' dubbiosa se definirli veramente incorrelati perché non tutti i valori fin qui considerati mi permettono di accettare l'ipotesi nulla.

⁹ N. Cappuccio, R. Orsi, "Econometria", Il Mulino, 2005

Date: 06/06/08 Time: 11:00
Sample: 1983:1 2000:4
Included observations: 72

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	0.156	0.156	1.8363	0.175
. .	. .	2	0.044	0.020	1.9809	0.371
. .	. .	3	0.125	0.118	3.1850	0.364
. .	. .	4	0.013	-0.025	3.1987	0.525
. .	. .	5	-0.050	-0.056	3.3960	0.639
. .	. .	6	-0.046	-0.046	3.5644	0.735
. .	. .	7	-0.080	-0.066	4.0886	0.770
. .	. .	8	0.038	0.078	4.2115	0.838
. .	. .	9	0.094	0.096	4.9538	0.838
. .	. .	10	-0.010	-0.025	4.9620	0.894
. .	. .	11	-0.059	-0.082	5.2632	0.918
. .	. .	12	0.170	0.166	7.8271	0.798

Mentre qui sono molto più sicura di non rigettare l'ipotesi nulla e quindi direi che i residui sono incorrelati.

L'esercizio fatto fino ad ora mi ha permesso di replicare i risultati proposti da Hafer et al(2007); cercherò quindi d'ora in poi di capire quanto effettivamente robusti siano tali risultati al variare del campione e/o al variare dei ritardi delle variabili.

Come prima prova ho deciso di prendere come periodo d'oggetto il terzo trimestre del 1966, poiché si pensa questa la data scelta come inizio del periodo di gestione della politica monetaria tramite l'influenza sui tassi di interesse, fino al primo trimestre del 1980. Ho mantenuto sempre lo stesso modello ed ho ottenuto questo output:

Dependent Variable: YGAPCBO

Method: Least Squares

Date: 05/30/08 Time: 15:38

Sample(adjusted): 1966:3 1980:1

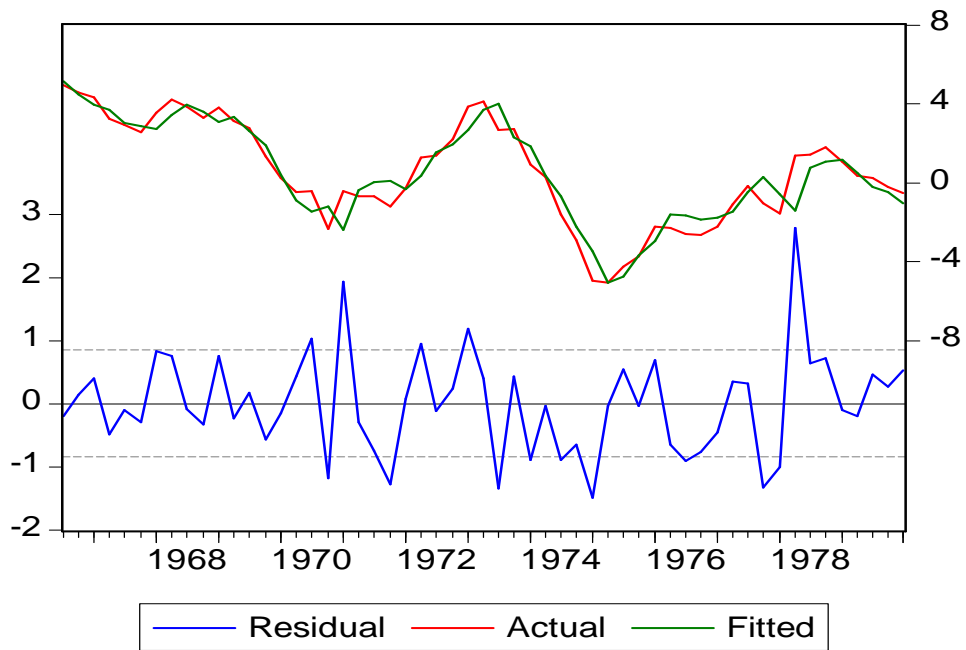
Included observations: 55 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.272109	0.226260	-1.202639	0.2348
YGAPCBO(-1)	0.812652	0.131004	6.203270	0.0000
YGAPCBO(-2)	0.129832	0.112064	1.158547	0.2521
RRATEYEARLY(-1)	-0.176414	0.103685	-1.701451	0.0951
RM2GRYEARLY(-1)	0.128283	0.047251	2.714939	0.0091
R-squared	0.902838	Mean dependent var		0.511649
Adjusted R-squared	0.895065	S.D. dependent var		2.598205
S.E. of regression	0.841655	Akaike info criterion		2.579616
Sum squared resid	35.41919	Schwarz criterion		2.762101
Log likelihood	-65.93943	F-statistic		116.1506
Durbin-Watson stat	2.012622	Prob(F-statistic)		0.000000

Per questo insieme di dati sicuramente abbastanza corposo, i risultati che otteniamo non sono molto diversi dai precedenti: la variabile moneta si presenta ancora significativa per il modello, la costante ed il ritardo due di ygapcbo rimangono ancora non significative per il modello, infine il coefficiente del tasso d'interesse sarebbe ancora positivo ma di poco non significativo se si considera la soglia del 5%, potrebbe andare ancora bene se si considerasse la soglia del 10%. Tutto sommato il modello funziona ancora bene perché il valore di R^2 e di Adjusted R^2 sono abbastanza elevati e vicino a 1.

L'analisi dei residui mi dice che:



Forse dopo la visione di questo grafico potrei pensare che tutto sommato il modello non sembra essere poi così buono ma vediamo che cosa ci dice l'analisi del correlogramma.

Date: 06/06/08 Time: 11:26
 Sample: 1966:3 1980:1
 Included observations: 55

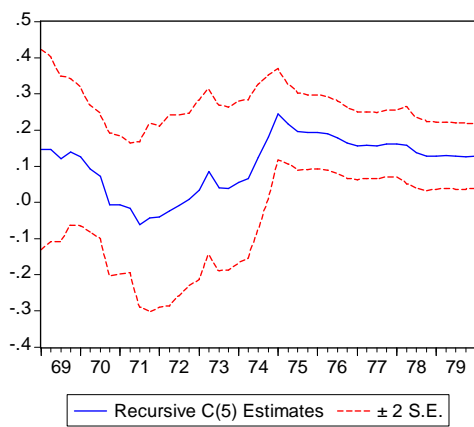
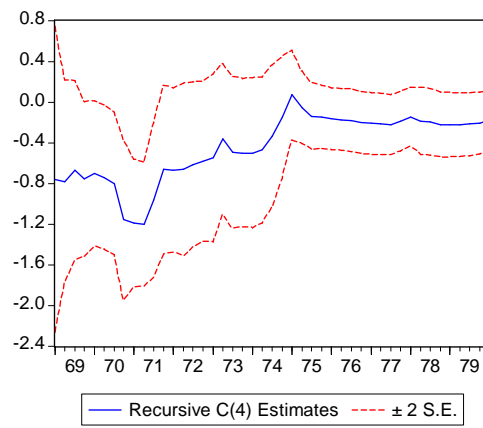
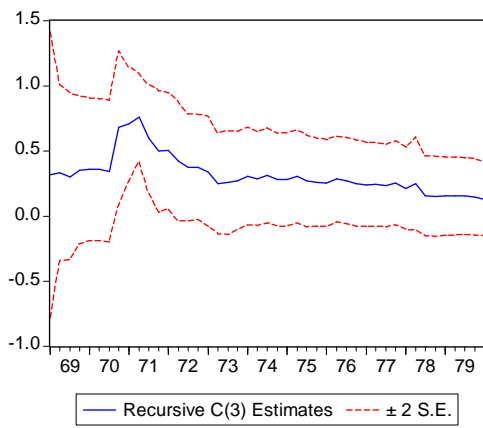
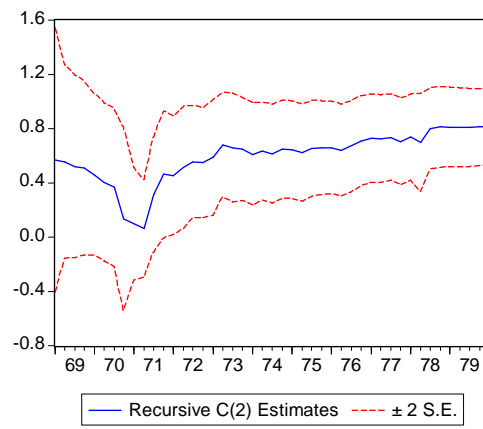
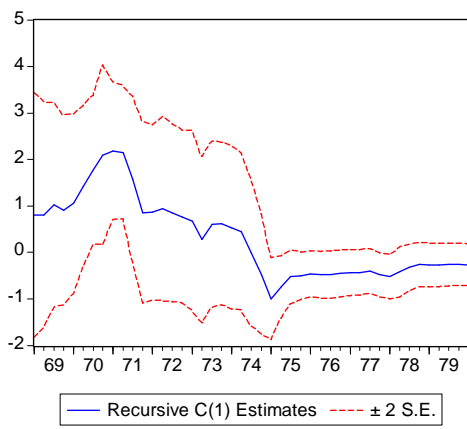
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.011	-0.011	0.0065	0.936
.* .	.* .	2 -0.083	-0.083	0.4139	0.813
.* .	.* .	3 -0.098	-0.101	0.9987	0.802
. .	. .	4 0.059	0.050	1.2158	0.875
. .	. .	5 -0.013	-0.029	1.2271	0.942
. .	. .	6 0.005	0.004	1.2290	0.975
.* .	.* .	7 -0.069	-0.063	1.5435	0.981
. .	. .	8 0.009	0.001	1.5487	0.992
. .	. .	9 0.039	0.032	1.6508	0.996
.* .	.* .	10 -0.080	-0.094	2.0929	0.996
. **	. **	11 0.221	0.241	5.5805	0.900
. *	. .	12 0.070	0.064	5.9423	0.919

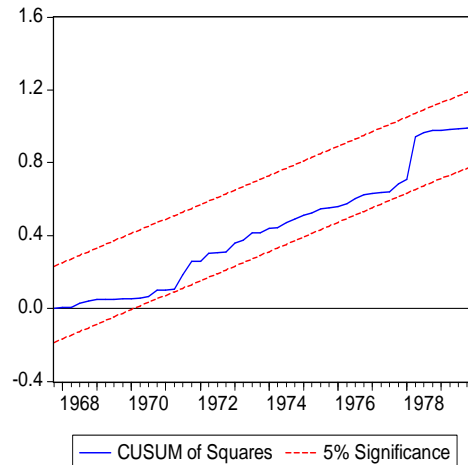
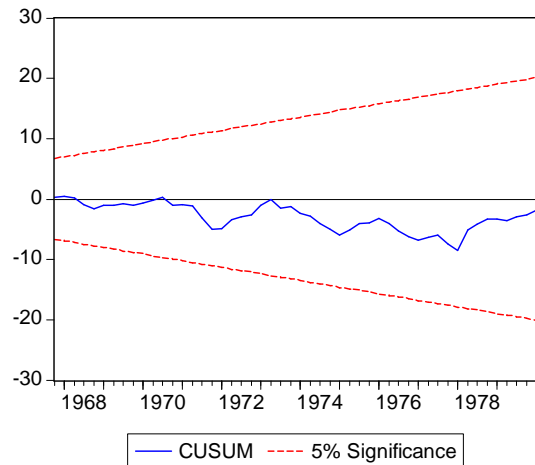
Date: 06/06/08 Time: 11:26
 Sample: 1966:3 1980:1
 Included observations: 55

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 0.034	0.034	0.0657	0.798
. *	. *	2 0.151	0.150	1.4109	0.494
.* .	.* .	3 -0.110	-0.122	2.1429	0.543
.* .	.* .	4 -0.122	-0.141	3.0593	0.548
.* .	. .	5 -0.065	-0.021	3.3241	0.650
.* .	. .	6 -0.064	-0.034	3.5902	0.732
. .	.* .	7 -0.045	-0.061	3.7245	0.811
. .	. .	8 0.017	0.009	3.7428	0.880
.* .	.* .	9 -0.075	-0.086	4.1245	0.903
. .	.* .	10 -0.039	-0.071	4.2322	0.936
. .	. .	11 0.020	0.038	4.2621	0.962
. .	. .	12 -0.036	-0.046	4.3592	0.976

Possiamo affermare dai dati trovati che i residui stessi si distribuiscono come un processo White Noise, risultando così incorrelati.

Mentre la stabilità dei coefficienti nel tempo:





Da ciò che ottengo non posso che ribadire quello che è stato scritto in precedenza; lo stesso modello continua ad andare bene con la moneta inserita.

Infatti sia i grafici delle stime ricorsive che i CUSUM e CUSUM of Square accettano di nuovo l'ipotesi di stabilità del modello.

Provando invece a prendere in esame dati più recenti che arrivino più o meno ai giorni nostri che succede?

Allora tenendo sempre lo stesso modello e in particolare partendo dal quarto trimestre del 2000 e arrivando al secondo del 2007 risulta questo output:

Dependent Variable: YGAPCBO

Method: Least Squares

Date: 05/30/08 Time: 15:38

Sample: 2000:4 2007:2

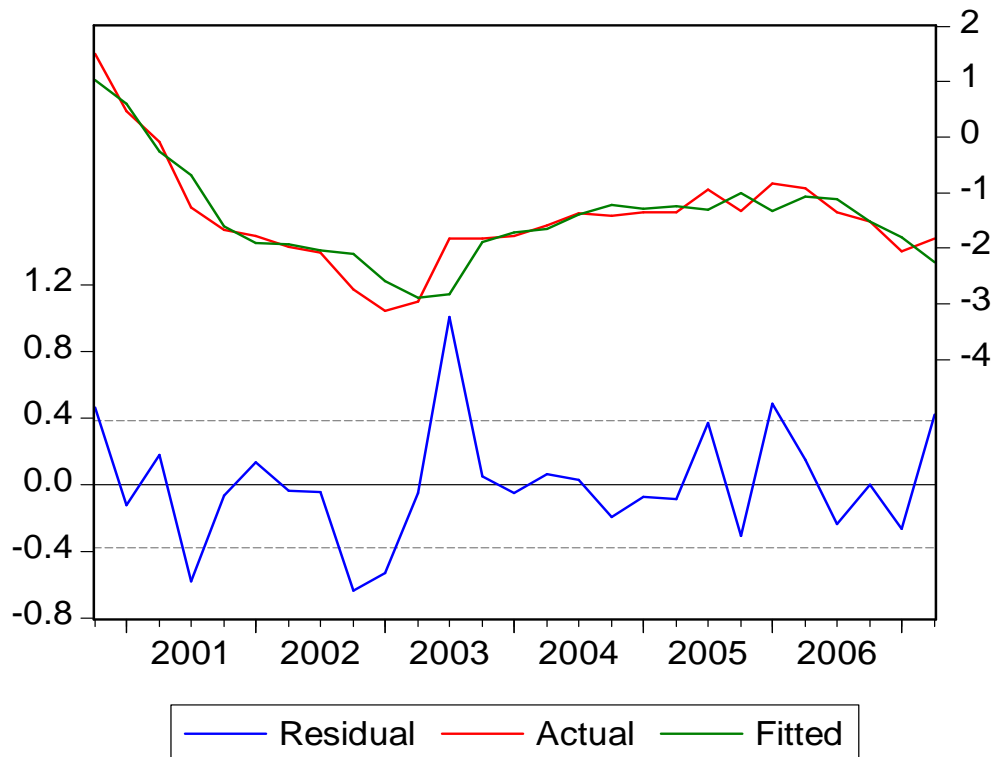
Included observations: 27

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.187138	0.144956	-1.290997	0.2101
YGAPCBO(-1)	0.768976	0.196881	3.905792	0.0008
YGAPCBO(-2)	0.095801	0.199480	0.480254	0.6358
RRATEYEARLY(-1)	-0.112114	0.047130	-2.378824	0.0265
RM2GRYEARLY(-1)	-0.024048	0.039006	-0.616514	0.5439
R-squared	0.865893	Mean dependent var		-1.447001
Adjusted R-squared	0.841510	S.D. dependent var		0.954344
S.E. of regression	0.379932	Akaike info criterion		1.067928
Sum squared resid	3.175667	Schwarz criterion		1.307898
Log likelihood	-9.417030	F-statistic		35.51204
Durbin-Watson stat	1.954623	Prob(F-statistic)		0.000000

Qui le cose sembrano cambiare, si nota subito che ora accetto l'ipotesi nulla che la moneta possa essere ignorata nell'analisi, come anche le precedenti altre due variabili cioè la costante e il ritardo 2 di ygapbco. R^2 e Adjusted R^2 sono ancora alti e possiamo dire che è buono perché la varianza non spiegata dalla variabile dipendente continua a non avere valori alti. Il valore del coefficiente del tasso d'interesse è sempre negativo e questa volta rimane significativo per il modello e continua ad esserci lo stesso gioco di variabili descritto in precedenza.

L'analisi dei residui mi propone:



Da questo grafico vediamo che i residui sono abbastanza vicini allo zero, anche se c'è un po' di differenza tra i valori fittati e quelli calcolati, infatti le due curve (rossa e verde) non hanno proprio lo stesso andamento e molto spesso il divario tra di loro è rilevante.

Proviamo a vedere in questo caso che cosa ci dicono i correlogrammi:

Date: 06/06/08 Time: 15:56

Sample: 2000:4 2007:2

Included observations: 27

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. .	. .	1	-0.038	-0.038	0.0441	0.834
. * .	. * .	2	-0.110	-0.112	0.4263	0.808
. ** .	. ** .	3	-0.306	-0.320	3.4842	0.323
. * .	. * .	4	-0.069	-0.134	3.6448	0.456
. * .	. .	5	0.134	0.047	4.2869	0.509
. .	. * .	6	-0.020	-0.144	4.3020	0.636
. * .	. .	7	0.071	0.018	4.4967	0.721
. * .	. * .	8	-0.112	-0.085	5.0107	0.756
. * .	. * .	9	-0.089	-0.149	5.3556	0.802
. .	. .	10	0.062	0.031	5.5332	0.853
. * .	. * .	11	0.133	0.093	6.4029	0.845
. * .	. * .	12	-0.079	-0.180	6.7325	0.875

Date: 06/06/08 Time: 15:57

Sample: 2000:4 2007:2

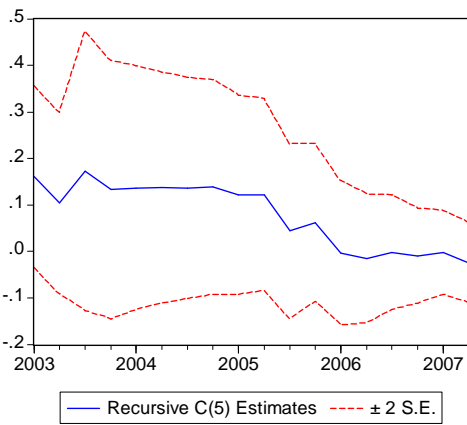
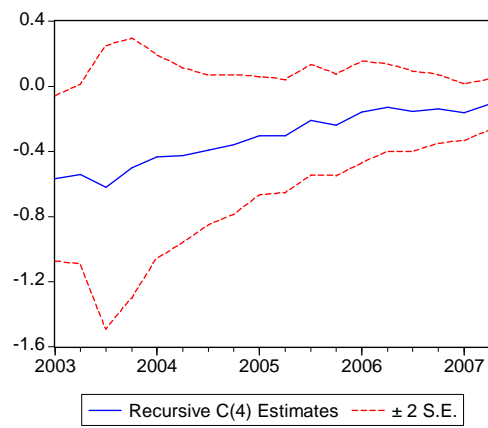
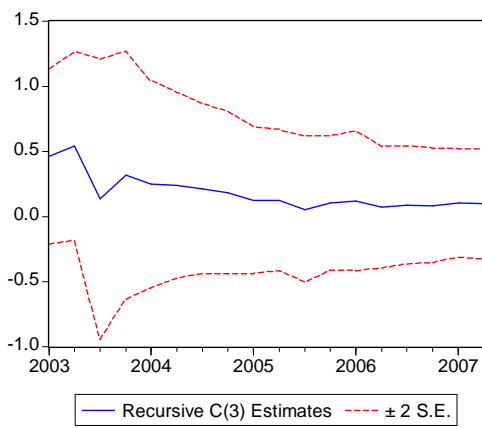
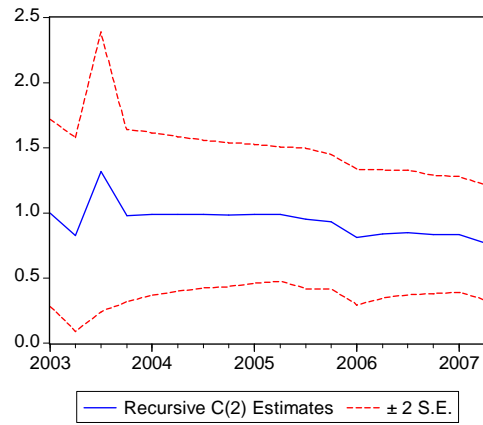
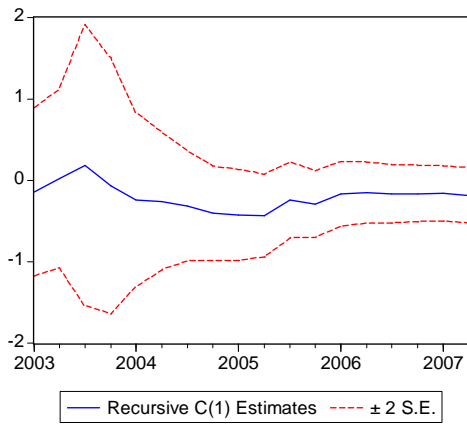
Included observations: 27

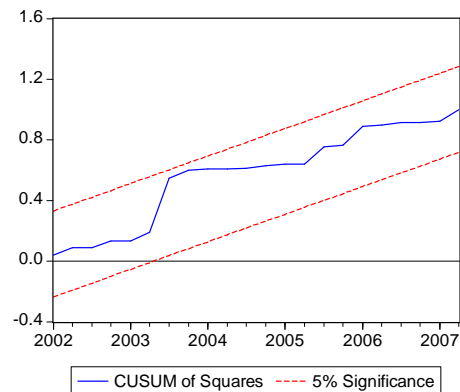
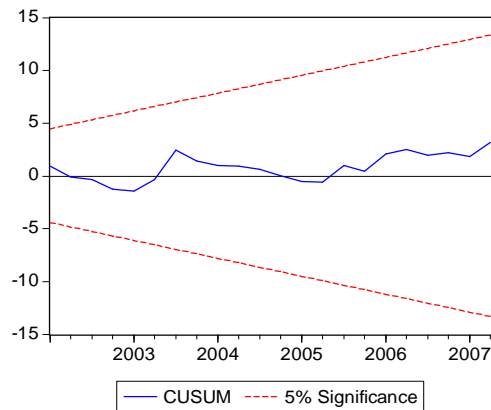
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. * .	. * .	1	-0.127	-0.127	0.4819	0.488
. .	. .	2	0.011	-0.005	0.4858	0.784
. * .	. * .	3	0.143	0.146	1.1524	0.764
. ** .	. ** .	4	-0.235	-0.206	3.0295	0.553
. * .	. * .	5	-0.074	-0.137	3.2243	0.665
. * .	. * .	6	-0.133	-0.185	3.8867	0.692
. ** .	. ** .	7	-0.213	-0.219	5.6681	0.579
. ** .	. * .	8	0.231	0.177	7.8674	0.447
. * .	. .	9	-0.073	-0.025	8.0972	0.524
. .	. .	10	0.034	-0.012	8.1505	0.614
. .	. * .	11	0.040	-0.156	8.2290	0.693
. .	. .	12	-0.002	-0.008	8.2293	0.767

Tutte e due le tabelle ci danno dei buoni risultati per quanto riguarda i residui, possiamo quindi dire che assumono una distribuzione White Noise e che sono incorrelati.

Dopo i risultati ottenuti dovrei ottenere anche dall'analisi della stabilità che il modello si possa considerare stabile, dovremmo comunque vedere qualche cosa che non

funziona su coefficienti che si pensano uguali a zero.





Per quanto riguarda i grafici delle stime ricorsive sembrano confermare l'ipotesi di stabilità perché nessuna delle curve oltrepassa le bande di confidenza, però c'è una particolarità che mi sento di sottolineare cioè le curve non partono tutte dallo zero come è giusto che sia ma con l'andare del tempo alcune tendono proprio a raggiungerlo e a stabilirsi lungo la sua altezza. La CUSUM sembra essere normale all'interno delle bande invece la CUSUM of Square ha un picco che arriva quasi a toccare la banda senza tuttavia oltrepassarla. Ma tutto sommato questo continua ad essere un buon modello.

Da queste prime analisi sembra che la moneta non possa essere eliminata dai modelli che arrivano al 2000, mentre per quanto riguarda le osservazioni più recenti 2000-2007 vediamo come sia possibile togliere la variabile moneta. E' da tenere in considerazione però che queste ultime osservazioni non hanno un range così esteso da poter essere certa di ciò che dico, perché il numero di osservazioni è esteso solo per 7 anni. E quindi non posso considerare i miei risultati così robusti da poter fare delle considerazioni sicure.

Giunta a questa conclusione, potrei provare ad estendere il campo di osservazione mantenendo sempre il periodo recente quindi gli anni che vanno dal 2000 al 2007 ma andando un po' più all'indietro, partire proprio dall'anno 1983 per vedere come il modello si comporta all'unione di un periodo che vuole la moneta(1983-2000) e di un periodo che può fare a meno della moneta(2000-2007).

Questo è l'output che ottengo:

Dependent Variable: YGAPCBO

Method: Least Squares

Date: 06/17/08 Time: 10:46

Sample: 1983:1 2007:2

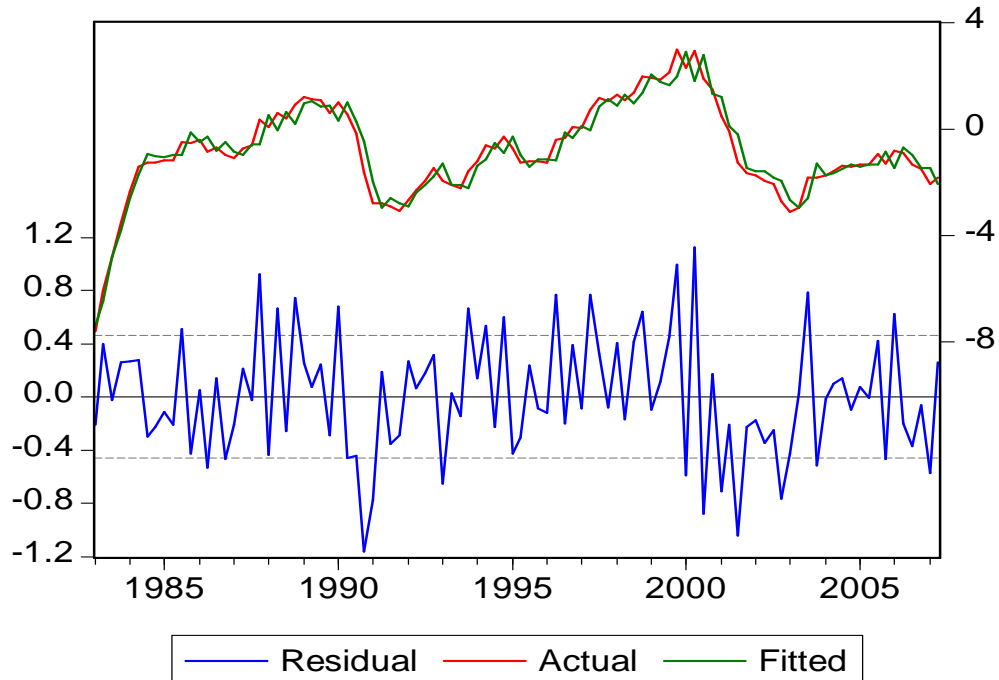
Included observations: 98

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.179545	0.064169	-2.797997	0.0063
YGAPCBO(-1)	1.205365	0.108973	11.06117	0.0000
YGAPCBO(-2)	-0.316984	0.109765	-2.887841	0.0048
RRATEYEARLY(-1)	0.015755	0.018613	0.846435	0.3995
RM2GRYEARLY(-1)	0.026464	0.020268	1.305721	0.1949
R-squared	0.932281	Mean dependent var		-0.848225
Adjusted R-squared	0.929369	S.D. dependent var		1.747423
S.E. of regression	0.464404	Akaike info criterion		1.353550
Sum squared resid	20.05743	Schwarz criterion		1.485436
Log likelihood	-61.32394	F-statistic		320.0829
Durbin-Watson stat	2.275190	Prob(F-statistic)		0.000000

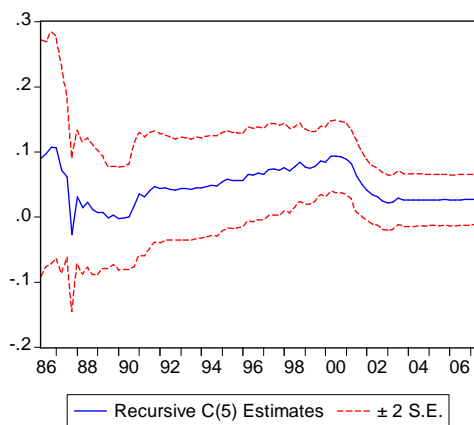
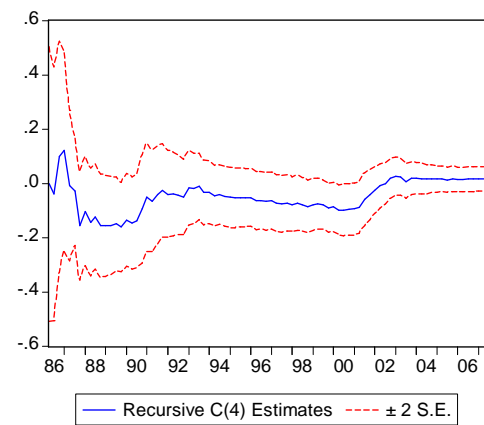
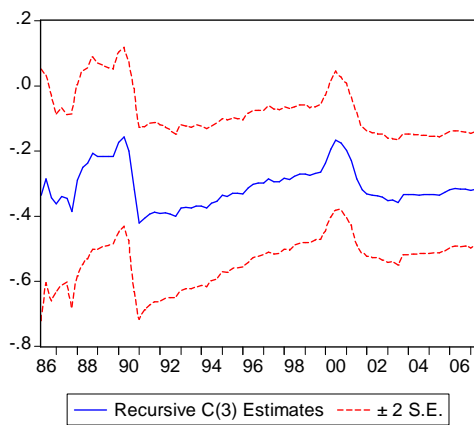
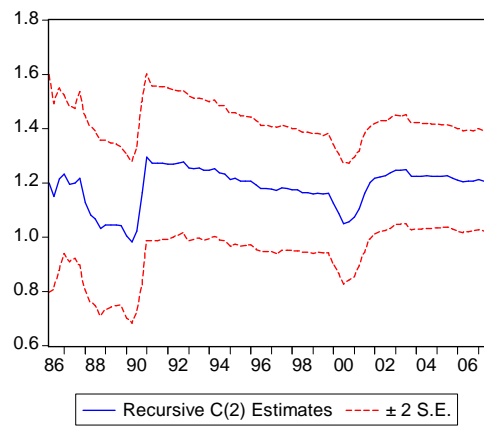
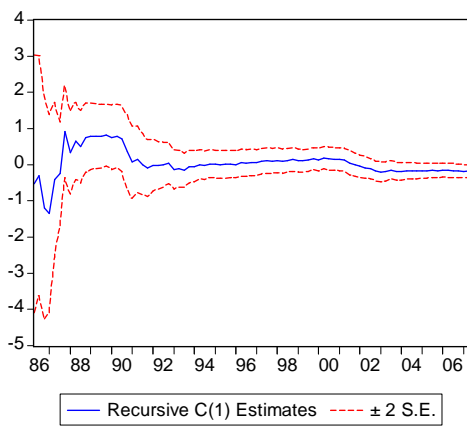
Che succede? Per prima cosa vado a guardare che succede alla moneta, si vede bene che il coefficiente della variabile moneta si può considerare pari a zero perché l'ipotesi nulla non è rifiutata. La costante, che nelle precedenti analisi poteva essere tolta, qui è significativa, e cambia anche il ritardo 2 della variabile ygapbco che può essere considerato significativo mentre la variabile rrateyaerly in questo caso può essere con certezza ignorata. Altra cosa che deve essere sottolineata è che in questo modello sia R^2 che l'Adjusted R^2 assumono valori molto vicini a 1 e quindi sembra essere comunque un buon modello.

Vediamo il grafico dei valori fittati che cosa ci aiuta ad intuire:

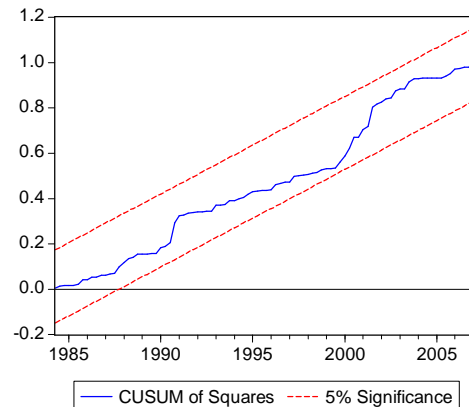
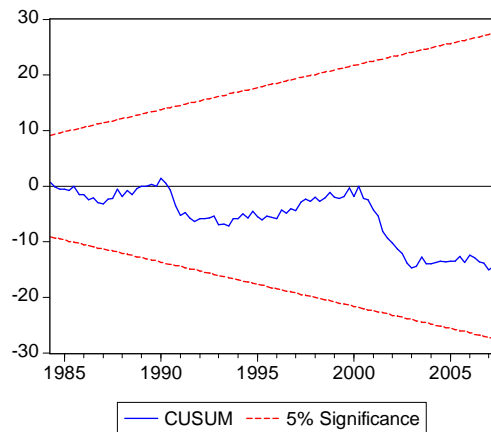


I valori fittati, ottenuti dalla stima, sembrano avvicinarsi a quelli osservati, oserei dire che hanno proprio lo stesso andamento solamente un po' più in ritardo. I residui sono abbastanza buoni vicini allo zero, tranne che per un paio di picchi.

Mentre i grafici che ci permettono di analizzare la stabilità strutturale risultano così:



Forse mi aspettavo qualcosa di diverso, tipo che le curve blu potessero uscire dalle bande di confidenza ma ciò non capita quindi questa prima analisi di stabilità del modello sembra essere buona.



In questo caso ci aspettavamo un'uscita dalle bande di confidenza, ciò mi fa dubitare della "bravura" di questi test perché non sono riusciti a trovare e a mettere in luce il break che sicuramente ci dovrebbe essere nel periodo visto i risultati contrastanti trovati in precedenza. Dai grafici dovrei appunto dire che anche la CUSUM e la CUSUM of Square confermano la stabilità del modello.

Se non tenessi in considerazione i risultati trovati in precedenza dovrei dire che questo modello mi "piace" di più rispetto al precedente sicuramente perché ho un insieme di dati più elevato e quindi ho più sicurezza. Poi ho un R^2 ed un Adjusted R^2 più vicini ad 1 e ciò mi indica che il modello è più buono.

In Eviews ho provato a stimare altri modelli che partono dall'anno successivo quindi dal 1984 poi dal 1985 e poi dal 1986 e così via fino al 2007, ma ho trovato sempre il medesimo risultato che la moneta non è significativa, ma ogni anno sempre più in là il valore della statistica test diminuisce ciò indica che ogni volta non rifiuto l'ipotesi nulla sempre con più certezza, poi anche il tasso d'interesse continua ad essere non significativo.

Provo comunque ad analizzare altri modelli, partendo sempre dalla stima del modello iniziale ma aggiungendo qualche ritardo: potrei già dire che aggiungendo un'ulteriore ritardo nella variabile y_{gapcbo} le cose non dovrebbero cambiare perché già il ritardo due non era significativo, vediamo se aggiungendo un ritardo sul tasso d'interesse le

cose cambiano.

Con ritardo 3 nella variabile yagpbco vediamo che cosa succede

Dependent Variable: YGAPCBO

Method: Least Squares

Date: 06/05/08 Time: 13:41

Sample: 1983:1 2000:4

Included observations: 72

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.138449	0.125744	1.101038	0.2749
YGAPCBO(-1)	0.936335	0.119441	7.839324	0.0000
YGAPCBO(-2)	0.233950	0.157416	1.486192	0.1420
YGAPCBO(-3)	-0.304654	0.077922	-3.909753	0.0002
RRATEYEARLY(-1)	-0.099135	0.048061	-2.062704	0.0431
RM2GRYEARLY(-1)	0.088421	0.028437	3.109365	0.0028
R-squared	0.955802	Mean dependent var	-0.591228	
Adjusted R-squared	0.952454	S.D. dependent var	1.926586	
S.E. of regression	0.420094	Akaike info criterion	1.182977	
Sum squared resid	11.64759	Schwarz criterion	1.372699	
Log likelihood	-36.58716	F-statistic	285.4573	
Durbin-Watson stat	1.872822	Prob(F-statistic)	0.000000	

Continua ad essere non significativo il coefficiente a ritardo 2 di ygapcbo ma quello a ritardo 3 sembra essere significativo.

Invece per gli anni precedenti e successivi:

Dependent Variable: YGAPCBO

Method: Least Squares

Date: 06/05/08 Time: 13:41

Sample(adjusted): 1966:3 1980:1

Included observations: 55 after adjusting endpoints

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.268091	0.232375	-1.153703	0.2542
YGAPCBO(-1)	0.808191	0.125188	6.455824	0.0000
YGAPCBO(-2)	0.133989	0.101772	1.316562	0.1941
RRATEYEARLY(-1)	-0.157255	0.231994	-0.677842	0.5011
RRATEYEARLY(-2)	-0.022904	0.252133	-0.090843	0.9280
RM2GRYEARLY(-1)	0.127789	0.047692	2.679476	0.0100
R-squared	0.902857	Mean dependent var	0.511649	
Adjusted R-squared	0.892945	S.D. dependent var	2.598205	
S.E. of regression	0.850115	Akaike info criterion	2.615778	
Sum squared resid	35.41206	Schwarz criterion	2.834760	
Log likelihood	-65.93390	F-statistic	91.08242	
Durbin-Watson stat	2.009954	Prob(F-statistic)	0.000000	

Dependent Variable: YGAPCBO

Method: Least Squares

Date: 06/05/08 Time: 13:40

Sample: 2000:4 2007:2

Included observations: 27

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.257071	0.138111	-1.861337	0.0768
YGAPCBO(-1)	0.791698	0.174835	4.528266	0.0002
YGAPCBO(-2)	0.222099	0.227161	0.977719	0.3393
YGAPCBO(-3)	-0.169718	0.138271	-1.227429	0.2332
RRATEYEARLY(-1)	-0.081948	0.045991	-1.781829	0.0892
RM2GRYEARLY(-1)	-0.007078	0.036524	-0.193789	0.8482
R-squared	0.870743	Mean dependent var	-1.447001	
Adjusted R-squared	0.839968	S.D. dependent var	0.954344	
S.E. of regression	0.381776	Akaike info criterion	1.105164	
Sum squared resid	3.060811	Schwarz criterion	1.393128	
Log likelihood	-8.919720	F-statistic	28.29349	
Durbin-Watson stat	1.938859	Prob(F-statistic)	0.000000	

In questi casi il ritardo 2 di yagpbco continua ad essere non significativo come il ritardo

3. I modelli nel complesso sono comunque buoni.

Dependent Variable: YGAPCBO

Method: Least Squares

Date: 06/05/08 Time: 13:42

Sample: 1983:1 2000:4

Included observations: 72

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.213646	0.112142	1.905139	0.0611
YGAPCBO(-1)	0.980766	0.118320	8.289075	0.0000
YGAPCBO(-2)	-0.120485	0.115225	-1.045646	0.2995
RRATEYEARLY(-1)	0.147916	0.137772	1.073624	0.2869
RRATEYEARLY(-2)	-0.274778	0.151177	-1.817587	0.0737
RM2GRYEARLY(-1)	0.116189	0.032690	3.554285	0.0007
R-squared	0.951020	Mean dependent var	-0.591228	
Adjusted R-squared	0.947309	S.D. dependent var	1.926586	
S.E. of regression	0.442239	Akaike info criterion	1.285723	
Sum squared resid	12.90798	Schwarz criterion	1.475445	
Log likelihood	-40.28603	F-statistic	256.2951	
Durbin-Watson stat	2.220414	Prob(F-statistic)	0.000000	

Con l'aggiunta di questa variabile il modello cambia, è vero la variabile ygapbco di

ritardo 2 rimane sempre non significativa e diventa non significativa anche la variabile

del tasso d'interesse al ritardo 1 e per di più anche l'aggiunta di un ulteriore ritardo non aiuta perché non è comunque significativa. Sia R^2 che Adjusted R^2 sono molto vicini a 1 quindi il modello sembra essere buono.

Dependent Variable: YGAPCBO

Method: Least Squares

Date: 06/05/08 Time: 14:16

Sample: 1966:4 1980:1

Included observations: 54

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.267805	0.233079	-1.148988	0.2563
YGAPCBO(-1)	0.806391	0.124854	6.458667	0.0000
YGAPCBO(-2)	0.139358	0.102577	1.358577	0.1806
RRATEYEARLY(-1)	-0.163805	0.235669	-0.695065	0.4904
RRATEYEARLY(-2)	-0.018083	0.255025	-0.070906	0.9438
RM2GRYEARLY(-1)	0.128682	0.048026	2.679401	0.0101
R-squared	0.897374	Mean dependent var		0.429861
Adjusted R-squared	0.886684	S.D. dependent var		2.550135
S.E. of regression	0.858437	Akaike info criterion		2.637033
Sum squared resid	35.37191	Schwarz criterion		2.858031
Log likelihood	-65.19990	F-statistic		83.94378
Durbin-Watson stat	2.005000	Prob(F-statistic)		0.000000

Anche qui succede quello che è avvenuto per gli anni 1983-2000.

Dependent Variable: YGAPCBO

Method: Least Squares

Date: 06/05/08 Time: 14:24

Sample: 2000:4 2007:2

Included observations: 27

Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.415040	0.241668	-1.717401	0.1006
YGAPCBO(-1)	0.719010	0.191424	3.756109	0.0012
YGAPCBO(-2)	0.174811	0.177214	0.986440	0.3351
RRATEYEARLY(-1)	0.236517	0.260255	0.908790	0.3738
RRATEYEARLY(-2)	-0.410719	0.304573	-1.348507	0.1919
RM2GRYEARLY(-1)	0.065764	0.088588	0.742358	0.4661
R-squared	0.881300	Mean dependent var		-1.447001
Adjusted R-squared	0.853038	S.D. dependent var		0.954344
S.E. of regression	0.365853	Akaike info criterion		1.019962
Sum squared resid	2.810823	Schwarz criterion		1.307926
Log likelihood	-7.769487	F-statistic		31.18338
Durbin-Watson stat	1.794672	Prob(F-statistic)		0.000000

Per questo periodo di tempo la moneta continua ad essere non significativa, come non lo sono le variabili ritardate di y_g e quelle del tasso d'interesse.

A codesto punto potrei concludere la mia analisi per quanto riguarda la scelta di un modello che possa fare a meno della moneta.

Ho valutato le varie possibilità di stima, scelgo dunque il modello che rigetta la variabile moneta ma lo tengo con un range più ampio, in modo da avere stime più affidabili, in particolare la stima del modello che va dal 1983 al 2007.

Fatta la mia scelta a riguardo di un modello per cui la moneta può essere tolta, passo alla seconda parte della mia valutazione ed analisi, ossia provare a dare uno sguardo al futuro e vedere se effettivamente l'eliminazione degli aggregati monetari mi fa perdere in maniera significativa nella determinazione di y_{gt} .

Da questo punto in poi mi dedico quindi allo studio di **previsione**: voglio fare delle previsioni per circa 8 passi in avanti sia con il modello stimato che mi è stato dato all'inizio sia con quello scelto da me. Farò poi un confronto tra i vari risultati per vedere effettivamente se gli aggregati monetari influiscono in maniera significativa oppure no.

Sapendo che ε_t stimato si distribuisce come una normale di media 0 e varianza σ^2 stimato e poiché la previsione al tempo t la considero come la media del modello non ho problemi ad analizzare e tenere in considerazione ε_t , poiché la sua media è 0. Visto ciò, le mie previsioni le faccio ristimando i due modelli per sette passi in avanti, che corrispondono a due anni, in pratica io inserisco in Eviews l'analogia formula inserita prima, ossia per stimare tutti gli altri modelli ma con la particolarità che la variabile dipendente viene sempre portata avanti di uno, proprio perché devo fare delle previsioni.

Un esempio è questo:

`ygapcbo(1) c ygapcbo(-1 to -2) rrateyearly(-1) rm2gryearly(-1) un passo avanti`
`ygapcbo(2) c ygapcbo(-1 to -2) rrateyearly(-1) rm2gryearly(-1) due passi avanti`

...

e così via per i successivi passi.

Ciò che ne è risultato sono stati 14 output uguali a quelli che ho riportato anche prima, ovviamente in questo caso non mi serve analizzare tutto ma mi basta vedere il coefficiente che assume la variabile moneta e la sua statistica test per vedere se è o no compresa all'interno degli intervalli di confidenza.

Che cosa significa questo? Possiamo dire che gli intervalli di confidenza mi servono come punti di riferimento, perché se il valore della mia statistica test cade all'interno dell'intervallo allora la variabile che assume quel valore, non è significativa per quel modello, se invece il valore della statistica test esce dall'intervallo allora la variabile può essere tenuta nel modello. Una cosa importante da fare è quella di scegliere un unico intervallo di confidenza come punto di riferimento: preferisco scegliere il livello di confidenza pari al 5%, come viene fatto da moltissimi autori in letteratura. Detto questo il t-critico è $|1,96|$.

Svolto anche il lavoro di previsione, ho riportato qui di seguito una piccola tabella che riassume i risultati ottenuti.

		Coefficiente	Statistica test
Previsione ad 1 passo	1983-2000	0,148964	3,223104
	1983-2007	0,041821	1,236898
Previsione a 2 passi	1983-2000	0,227509	3,352450
	1983-2007	0,059075	1,139827
Previsione a 3 passi	1983-2000	0,266638	3,181607
	1983-2007	0,060901	0,916739
Previsione a 4 passi	1983-2000	0,293211	3,182139
	1983-2007	0,059270	0,764481
Previsione a 5 passi	1983-2000	0,309103	2,930566
	1983-2007	0,057101	0,670265
Previsione a 6 passi	1983-2000	0,314672	2,650440
	1983-2007	0,057943	0,662395
Previsione a 7 passi	1983-2000	0,312228	2,384211
	1983-2007	0,056961	0,649236

Come si nota dalle date inserite ho preso come modello di riferimento quello di Hafer et al(2007), mentre l'altro è quello che ho stimato io prolungando il periodo fino a tempi più recenti.

Come si può vedere dalla tabella i coefficienti della variabile moneta sono bassi e vicini allo 0 sia per il modello da cui sono partita per l'analisi sia per quello allungato nel tempo. I coefficienti del modello 1983-2007 sono così piccoli che si possono considerare uguali a zero, infatti io sono partita con un modello nel quale la moneta poteva essere non tenuta in considerazione. Facendo ora cadere lo sguardo sui vari valori che assumono le diverse statistiche test si nota con facilità che i valori ottenuti sono abbastanza diversi tra loro; in particolare per il modello di partenza i valori sono più grandi e pressoché tutti si distribuiscono all'incirca sul 3, questo mi dice che non cadono all'interno dell'intervallo che prendo in considerazione (quello al 5%). Ciò mi dice che per tutte e sette le previsioni la variabile moneta continua ad essere una variabile indispensabile per il modello. Da notare anche come i valori della statistica test si riducono con l'andare avanti con la previsione. Per quanto riguarda invece il modello degli anni 1983-2007, i valori assunti dalla statistica test calano sempre come gli altri partendo praticamente da 1 e scendendo sempre di volta in volta fino ad arrivare all'incirca a 0,5. Posso dire con certezza che tutti questi valori cadono all'interno dell'intervallo prescelto e per questo motivo considero la variabile moneta non indispensabile per tutte le sette previsioni quello che non accada nel modello proposto da Hafer et al (2007).

CONCLUSIONI

L'esercizio che mi ero proposta l'ho eseguito e analizzato passo per passo, a questo punto mi sono fatta una personale idea su tutta la "questione moneta" e dovrei essere dunque pronta a dare un mio giudizio, ma ciò lo faccio con la maggiore cautela possibile e dico fin da subito che la mia opinione può essere controbattuta in qualsiasi momento sempre però con gli opportuni risultati a sostegno.

Sono dell'idea che la teoria proposta da Hafer et al (2007) vista e letta da sola può anche essere accettata, ma la critica che poi sta alla base del mio lavoro è che il periodo da lui preso in esame lo posso considerare un sottocampione di dati rispetto a quello che ho analizzato io. Infatti mi viene da dire che la moneta continua ad essere importante e significativa solo per alcuni specifici sottoinsiemi di dati, esempi sono che per gli anni 1983 2000 è significativa per gli anni 1966 1980 continua ad essere significativa ma poi quando ho analizzato dal 1983 al 2007 un range più elevato e un campione più vicino ai giorni nostri diventa non significativa. Di conseguenza questo mi porta a dire che neppure per svolgere eventuali previsioni il modello proposto da Hafer et al (2007) sembra essere utile. Quindi per ciò che sono riuscita a dire con le mie analisi è che i risultati ottenuti e proposti da Hafer et al (2007) non sono effettivamente robusti.

Più in generale si può affermare che forse la teoria presentata nell'articolo è stata un po' "azzardata" perché i dati presentati sembrano essere abbastanza fragili di fronte ad un confronto come il mio, non posso dunque dire con certezza che la moneta debba essere esclusa dal modello ma sicuramente posso concludere con una certa sicurezza che la possibilità di tenerla in considerazione può essere con facilità confutata.

BIBLIOGRAFIA

- ✓ Articolo: dal titolo “On money and output: Is money redundant?” di R.W. Hafer, Joseph Haslag, Garrett Jones dal Journal of Monetary Economics (aprile 2005) disponibile nel sito www.sciencedirect.com
- ✓ G. Mankiw, “Macroeconomia”, Zanichelli, 2004
- ✓ T. Di Fonzo, F. Lisi, “Serie Storiche Economiche, Analisi Statistiche e Applicazioni”, 2005
- ✓ N. Cappuccio, R. Orsi, “Econometria”, Il Mulino, 2005
- ✓ Consultazione dei dati dal sito della FED (Federal Reserve Bank of St.Louis)

