

**UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI PADOVA**

**FACOLTA' DI SCIENZE STATISTICHE**

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



Tesi di laurea

**CURVE DI DOMANDA AGGREGATA: UN'ANALISI EMPIRICA PER  
L'ITALIA**

**Relatore: DOTT. EFREM CASTELNUOVO**

**Laureando: ROCCO FRANCESCO CERUNDOLO  
Matricola: 508787-SEF**

**Anno Accademico 2005 - 2006**

# INTRODUZIONE

Lo scopo di questa tesi è ottenere la stima di una curva di domanda aggregata, altresì nota come equazione di Eulero, con i dati sul reddito aggregato dell'Italia.

L'equazione di Eulero descrive il comportamento ottimale del consumatore e la sua allocazione di risorse per il consumo oggi contro il consumo domani.

Nell'ambito della Macroeconomia, poiché il consumo rappresenta i  $2/3$  del PIL complessivo in molti paesi industrializzati, si utilizza l'equazione di Eulero per stimare la curva di domanda aggregata con dati sul reddito.

L'analisi è stata condotta utilizzando dati a cadenza trimestrale che vanno dal primo trimestre 1971 al quarto trimestre 2005.

# CAPITOLO 1

## TEORIE SUL CONSUMO ED EQUAZIONE DI EULERO

### 1.1 Il consumo e la teoria di Keynes

Il consumo è un elemento fondamentale nella teoria macroeconomica, sia perché rappresenta i  $\frac{2}{3}$  del PIL complessivo in molti paesi industrializzati e quindi svolge un ruolo importante per descrivere le fluttuazioni della curva di domanda, sia perché è collegato con il reddito, altra variabile macroeconomica, e alle grandezze che lo determinano.

Il consumo è l'oggetto principale della teoria Keynesiana, la quale è stata studiata, analizzata e corretta nei principali punti deboli emersi dalle analisi sulle serie storiche svolte nel corso degli anni.

Una delle principali modifiche della teoria sul consumo, è la teoria delle “scelte intertemporali”, sviluppata da Milton Fisher, derivante dalla scoperta di Simon Kuznets circa l'esistenza di due funzioni del consumo, una di lungo periodo ed una di breve periodo,

#### 1.1.1 Fisher e la teoria delle scelte intertemporali

Nella teoria delle scelte intertemporali Fisher considera un consumatore alle prese con una funzione di utilità da massimizzare, tenendo conto di un vincolo di bilancio intertemporale: *il consumatore sa che tanto più consuma oggi, tanto meno risparmia oggi e tanto meno potrà consumare domani.*

Senza entrare nei dettagli della teoria di Fisher, si sa che, in un modello biperiodale, la massimizzazione dell'utilità si ottiene derivando la seguente funzione Lagrangiana

:

$$L_1 = U(C_1) + \beta U(C_2) - \lambda \cdot \left[ A_1 + C_1 + \frac{C_2}{1+r} - Y_1 - \frac{Y_2}{1+r} \right]$$

per  $C_1, C_2$ , e per  $\lambda$ , ovvero il moltiplicatore di Lagrange .

Derivando la Lagrangiana per  $C_1$  e  $C_2$  si ottiene l'Equazione di Eulero, una tra le più importanti in Macroeconomia, che descrive quanto consumo oggi rispetto a domani un consumatore deve implementare al fine di massimizzare la sua funzione di utilità. Quest'equazione è utilissima per prevedere l'andamento del consumo nel tempo. Dal significato macroeconomico dell'equazione di Eulero, vediamo ora come si arriva all'equazione studiata in questa analisi.

## 1.2 I nuovi modelli Keynesiani

### 1.2.1 Teoria alla base dei “modelli”<sup>1</sup>

I nuovi modelli keynesiani, usati per studiare dinamiche macroeconomiche, analizzare regole di politica monetaria e studiare dinamiche di cicli di affari, sono costituiti, nella loro versione più utilizzata, da tre equazioni:

- Un'equazione di domanda aggregata nella forma di una curva IS
- Un'equazione per l'inflazione nella forma di una curva di Phillips
- Una regola di politica per il tasso d'interesse nominale di Breve Periodo.

L'equazione da stimare in questa tesi è una *curva di domanda IS macroeconomica microfondata*, pertanto ci soffermiamo solo sugli elementi principali che caratterizzano questa, tralasciando quelli delle altre due.

In questa modellistica sono presenti le *dinamiche in avanti* (“*forward looking*”), con il tasso di inflazione atteso ( $\dot{i}_t - \pi_{t+1}^e$ ), e la *formazione dell'abitudine*, che comporta la presenza di *dinamiche all'indietro* (“*backward dynamics*”). Quest'ultima può essere una formazione dell'abitudine interna, in cui l'utilità marginale delle famiglie dipende dal passato dei propri consumi, oppure esterna, in cui l'utilità marginale dipende dai consumi delle altre famiglie.

Limitando la nostra analisi all'*Equazione di Eulero*, ottenuta considerando la formazione dell'abitudine esterna, riassumiamo ora le condizioni e le variabili che portano ad ottenere la stima.

---

<sup>1</sup> La formalizzazione qui trattata si riferisce al lavoro di R. Dennis (2005)

Con una formazione dell'abitudine esterna, l'utilità di una famiglia è condizionata tanto dalla quantità che le altre famiglie consumano, quanto dai propri consumi passati.

Per modellare la formazione dell'abitudine al consumo assumiamo che questa sia funzione del consumo ritardato di un periodo per un parametro  $\gamma$ , ovvero:

$$H_t = \gamma \cdot C_{t-1}$$

con  $0 \leq \gamma \leq 1$

La funzione di utilità istantanea è:  $u(\dots) = e^{g_t} \cdot \frac{(C_t - H_t)^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{\left[ \left( \frac{M_t}{P_t} \right)^{1-\alpha} \right]}{1-\alpha} - \frac{L_t^{1+\sigma}}{1+\sigma}$

Con la formazione dell'abitudine esterna, la massimizzazione dell'utilità porta alla seguente Equazione di Eulero per il consumo:

$$C_t = \left[ \frac{\gamma}{1+\gamma} \right] \cdot C_{t-1} + \left[ \frac{1}{1+\gamma} \right] \cdot E_t(C_{t+1}) - \left[ \frac{1-\gamma}{\sigma \cdot (1+\gamma)} \right] \cdot (R_t - E_t(\pi_{t+1}) - \rho - g_t)$$

Quest'equazione viene utilizzata per stimare la curva di domanda aggregata con dati sul reddito.

La forma dell'equazione sarà quindi:

$$Y_t = c + \left[ \frac{\gamma}{1+\gamma} \right] \cdot Y_{t-1} + \left[ \frac{1}{1+\gamma} \right] \cdot E_t(Y_{t+1}) - \left[ \frac{1-\gamma}{\sigma \cdot (1+\gamma)} \right] \cdot (R_t - E_t(\pi_{t+1})) + \varepsilon_t$$

$$\text{con } c = \left[ \frac{1-\gamma}{\sigma \cdot (1+\gamma)} \right] \cdot \rho$$

$$\text{e } \varepsilon_t = \left[ \frac{1-\gamma}{\sigma \cdot (1+\gamma)} \right] \cdot g_t$$

Per una descrizione più dettagliata della variabile dipendente si rimanda al primo paragrafo del prossimo capitolo.

Dopo aver brevemente accennato alla teoria che è alla base della nostra analisi, descriviamo le variabili utilizzate per le stime e i risultati ottenuti.

# CAPITOLO 2

## VARIABILI E PRIME STIME

### 2.1 Le variabili

In questo paragrafo si vuole fare una rapida descrizione delle variabili utilizzate in seguito.

La variabile dipendente non è il reddito, ma la sua differenza percentualizzata dal valore di stato stazionario.

Per questa ragione è utile fornire una sintesi del processo di trasformazione che ci permette di ottenere dal reddito il suo *gap percentualizzato*.

Le serie macroeconomiche crescono nel tempo e, spesso, i modelli scritti dagli economisti non tengono conto del valore della variabile, ma di quello del suo scostamento dal valore di stato stazionario.

La misura di stato stazionario si può ottenere calcolando il *trend della serie d'interesse*.

Esso si stima con il metodo OLS (*Ordinary Least Squares*) il cui modello è

$$\log(x) = [1 \dots 1]' \cdot c + t \cdot \beta_1 + t^2 \cdot \beta_2 + \dots + t^n \cdot \beta_n + \varepsilon$$

con  $t = [1 \ 2 \ 3 \ 4 \ \dots \ T]'$  con  $T = \#$  osservazioni nel campione; spesso si sceglie  $n = 1$  oppure  $n = 2$ .

La precedente regressione permette di ottenere la stima del reddito potenziale, mentre  $\varepsilon$  rappresenta il *gap* della variabile macroeconomica, usata poi nella sua forma percentualizzata.

Bisogna sottolineare che il calcolo del *gap* si riferisce solo a serie reali come reddito, consumi o altre grandezze macroeconomiche. Il calcolo non si applica invece ai tassi di crescita o ai tassi d'interesse.

Descriviamo ora brevemente i tassi d'interesse nominali di breve e lungo periodo.

Questi possono essere definiti come il *costo opportunità di detenere moneta*, ovvero è ciò a cui rinunciamo quando scegliamo di detenere moneta liquida anziché titoli di debito.

Nella teoria keynesiana il tasso d'interesse è determinato dall'incontro tra domanda e offerta di moneta.

La domanda si presenta quando la percentuale di profitto attesa uguaglia almeno il tasso d'interesse.

Infine il tasso di inflazione, suggerito dal deflatore del PIL, ovvero il rapporto tra PIL nominale e PIL reale nello stesso anno, può essere visto come un aumento generalizzato dei prezzi da un periodo a quello successivo

## **2.2 Stima dell'equazione di Eulero: Il modello teorico**

La prima parte della nostra analisi consiste nello stimare l'equazione di Eulero come descritta nel capitolo 1, utilizzando i dati sul gap percentualizzato del reddito dal suo stato stazionario, calcolato nel modo descritto nel paragrafo precedente.

La fonte dei dati è il sito OECD e il periodo preso in considerazione va dal primo trimestre del 1971 al quarto trimestre del 2005.

La stima dell'equazione è stata realizzata utilizzando il metodo a variabili strumentali TSLS ( Two Stages Least Squares ).

Per il numero di ritardi da inserire nelle variabili strumentali è stato prima stimato un VAR in cui, le variabili endogene sono il tasso di inflazione e il gap percentualizzato della stima potenziale del reddito, quelle esogene sono la costante, il tasso d'interesse nominale di lungo periodo ed il tasso d'interesse nominale di breve periodo.

Utilizzando il criterio di valutazione dei ritardi associati al VAR, fornito dal programma E-Views, emerge che il miglior numero di ritardi per le variabili strumentali è il secondo.

Nella tabella 1 di pagina 8 è riportato l'output del VAR:

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1080.011	NA	33299.92	16.08905	16.21817	16.14152
1	-385.5304	1337.518	1.202043	5.859709	6.074915	5.947163
2	-370.8849	27.77224*	1.026782*	5.701998*	6.003286*	5.824433*
3	-369.4805	2.621422	1.067260	5.740452	6.127822	5.897868
4	-367.6978	3.274846	1.103262	5.773301	6.246754	5.965699
5	-365.4644	4.036702	1.133053	5.799473	6.359007	6.026852
6	-364.5669	1.595551	1.187113	5.845436	6.491053	6.107796
7	-360.0973	7.813554	1.179880	5.838479	6.570177	6.135820
8	-359.7358	0.621335	1.246562	5.892382	6.710163	6.224705

\* indicates lag order selected by the criterion  
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)  
FPE: Final prediction error  
AIC: Akaike information criterion  
SC: Schwarz information criterion  
HQ: Hannan-Quinn information criterion

**Tabella 1**

Dopo il VAR, è stata stimata l'equazione di Eulero così come descritta nella pubblicazione di Richard Dennis, inserendo le variabili strumentali ritardate di due periodi.

Il risultato delle stime ottenute è:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005333	0.024258	0.219848	0.8263
YGAP(-1)	0.477348	0.034269	13.92956	0.0000
YGAP(1)	0.582923	0.045908	12.69751	0.0000
TASSO_INT_NOM_B REVE- INFLAZIONE(1)	-7.18E-05	0.000158	-0.452969	0.6513
R-squared	0.935431	Mean dependent var		0.046562
Adjusted R-squared	0.933963	S.D. dependent var		1.799398
S.E. of regression	0.462403	Sum squared resid		28.22378
F-statistic	583.2375	Durbin-Watson stat		2.686132
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabella 2**

Come si vede, le stime della costante e del tasso d'interesse reale risultano non significative contro l'ipotesi nulla di uguaglianza a zero.

Per migliorare questo risultato poco soddisfacente sono stati modificati i ritardi degli strumenti. Malgrado varie modifiche, le stime della costante e del tasso di interesse reale risultano comunque non significative.

Nelle prime stime il tasso d'interesse reale non sembra essere rilevante per stimare la curva di domanda oggetto della nostra analisi.

Proviamo quindi a sostituire tra le esplicative il tasso d'interesse nominale di breve periodo con quello di lungo periodo per vedere se in questo modo la variabile dipendente è influenzata dal tasso d'interesse reale.

Inserendo solo i primi due ritardi degli strumenti otteniamo il seguente output:

Dependent Variable: YGAP				
Method: Two-Stage Least Squares				
Date: 06/24/06 Time: 12:23				
Sample(adjusted): 4 139				
Included observations: 136 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)				
Instrument list: YGAP(-1 TO -2) INFLAZIONE(-1 TO -2)				
TASS_INT_NOM_LUNGO(-1 TO -2) TASSO_INT_NOM_BREVE(-1 TO -2)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005767	0.024319	0.237156	0.8129
YGAP(-1)	0.477235	0.034257	13.93120	0.0000
YGAP(1)	0.583078	0.045869	12.71170	0.0000
TASS_INT_NOM_LU NGO-INFLAZIONE(1)	-7.49E-05	0.000159	-0.471726	0.6379
R-squared	0.935425	Mean dependent var	0.046562	
Adjusted R-squared	0.933958	S.D. dependent var	1.799398	
S.E. of regression	0.462423	Sum squared resid	28.22617	
F-statistic	583.1905	Durbin-Watson stat	2.686077	
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabella 3**

Anche in questo modello le stime della costante e del tasso d'interesse reale risultano non significative contro l'ipotesi nulla di uguaglianza a zero.

Modificando i ritardi degli strumenti si ottengono comunque stime non significative.

Sembra quindi che neanche il tasso di interesse reale di lungo periodo influenzi la curva di domanda aggregata studiata.

Proviamo ad inserire nuovamente tra le esplicative il tasso d'interesse nominale di breve periodo separandolo dall'inflazione.

Effettuando sempre come prima stima quella con un numero di ritardi degli strumenti pari a due, così come descritto dal VAR, otteniamo:

Dependent Variable: YGAP				
Method: Two-Stage Least Squares				
Date: 06/24/06 Time: 12:27				
Sample(adjusted): 4 139				
Included observations: 136 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)				
Instrument list: YGAP(-1 TO -2) INFLAZIONE(-1 TO -2)				
TASSO_INT_NOM_LUNGO(-1 TO -2) TASSO_INT_NOM_BREVE(-1 TO -2)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.120001	0.071322	-1.682513	0.0949
YGAP(-1)	0.431347	0.041424	10.41303	0.0000
YGAP(1)	0.639773	0.050650	12.63117	0.0000
TASSO_INT_NOM_BREVE	0.016027	0.009156	1.750381	0.0824
INFLAZIONE(1)	0.000429	0.000317	1.352752	0.1785
R-squared	0.932027	Mean dependent var	0.046562	
Adjusted R-squared	0.929952	S.D. dependent var	1.799398	
S.E. of regression	0.476240	Sum squared resid	29.71136	
F-statistic	412.7868	Durbin-Watson stat	2.609902	
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Tabella 4**

Anche separando il tasso d'interesse nominale di breve periodo dall'inflazione, i p-value associati alla statistica  $t$  ci portano ad accettare l'ipotesi nulla di uguaglianza a zero dei coefficienti relativi alla costante, al tasso d'interesse nominale di breve periodo e all'inflazione.

Modificando anche in questo caso i ritardi degli strumenti, otteniamo comunque stime non significative delle variabili esplicative precedenti.

In conclusione, anche apportando delle modifiche al modello teorico descritto da Dennis, si ottengono stime non significative della costante, dei coefficienti del tasso d'interesse reale, del tasso d'interesse nominale di breve periodo, e dell'inflazione.

Questa conclusione sembra però essere anomala. La realtà infatti, così come asserito da Fuhrer e Rudebusch,<sup>2</sup> ci dice che i pesi di queste variabili sono rilevanti nel predire il gap del reddito potenziale.

Sembra quindi corretto passare dal modello teorico ad un modello empirico che possa adattarsi meglio ai dati.

<sup>2</sup> Fuhrer J. , Rudebusch G.D. (2004)

Nel seguito dell'analisi sono riportate le stime ottenute con nuovi modelli empirici per cercare di spiegare meglio i dati.

# CAPITOLO 3

## I MODELLI EMPIRICI

### 3.1 Primi modelli

Abbiamo visto che il modello teorico e alcune sue varianti producono stime della costante, del coefficiente del tasso d'interesse reale, di quello del tasso d'interesse nominale di breve periodo e di quello dell'inflazione non significative. Questo però non sembra corrispondere alla realtà, in cui queste variabili giocano un ruolo fondamentale per la previsione della deviazione della serie del reddito rispetto al suo valore di stato stazionario.

Sembra essere utile pertanto la stima di nuovi modelli empirici che si adattino meglio alla realtà. È importante sottolineare come empiricamente curve di domanda aggregata con dinamiche all'indietro (*backward looking*) possono meglio modellare le dinamiche del ciclo economico<sup>1</sup>.

La variabile dipendente resta sempre il gap del reddito potenziale, quello che cambia sono le esplicative e il metodo utilizzato per la stima dei coefficienti ad esse associate.

I nuovi modelli, infatti, non contengono più le aspettative dello scostamento del reddito dal suo valore di stato stazionario, così come il tasso d'interesse reale non contiene più l'aspettativa dell'inflazione.

Per questo motivo i modelli empirici non sono più stimati con il metodo TSLS ma con quello OLS.

Il primo modello preso in considerazione regredisce la dipendente sui suoi primi due ritardi e sui tassi d'interesse reale di breve e lungo periodo ottenuti ritardando sia i tassi d'interesse nominale sia l'inflazione dello stesso numero di ritardi.

---

<sup>1</sup> Una proposta in questa direzione è quella di Rudebusch e Svensson(2002)

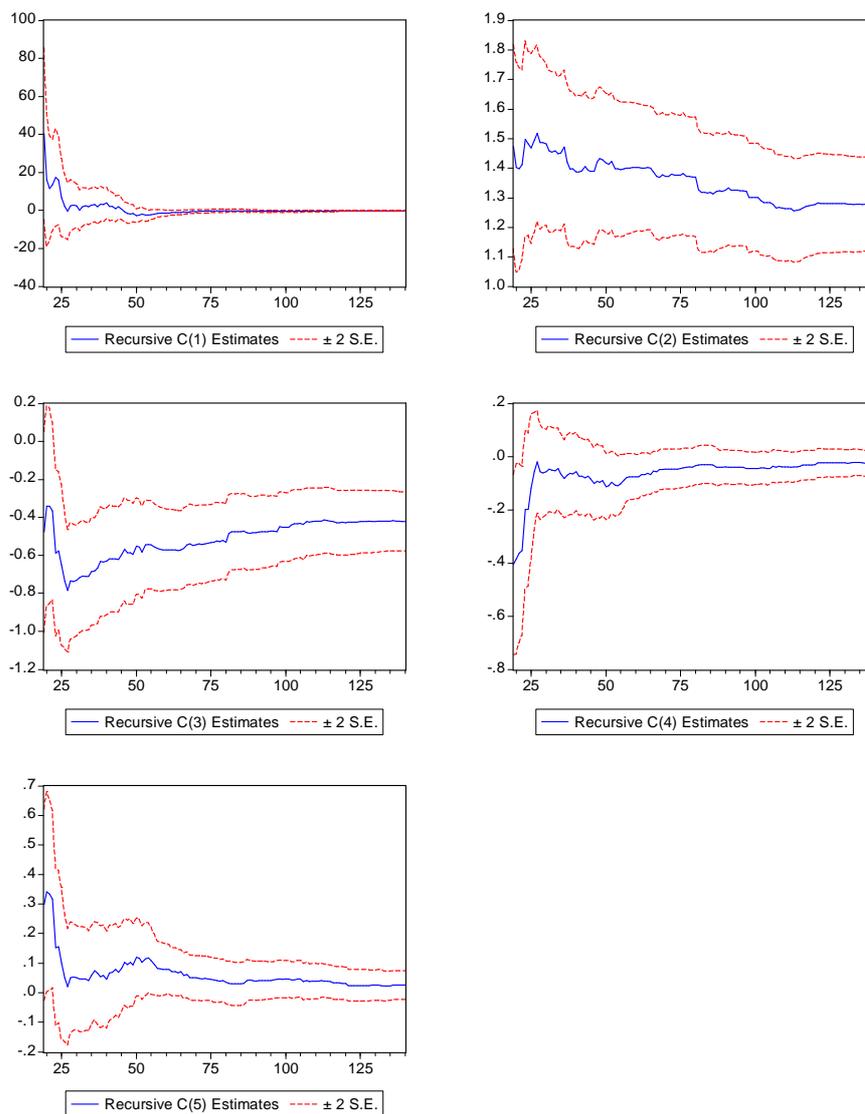
Stimando il modello appena descritto otteniamo il seguente risultato:

Dependent Variable: YGAP				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/06 Time: 18:13				
Sample(adjusted): 4 140				
Included observations: 137 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.143469	0.177353	-0.808946	0.4200
YGAP(-1)	1.280144	0.094485	13.54867	0.0000
YGAP(-2)	-0.421653	0.110642	-3.810975	0.0002
TASSO_INT_NOM_B	-0.025695	0.034838	-0.737543	0.4621
REVE(-1)- INFLAZIONE(-1)				
TASS_INT_NOM_LU	0.026033	0.034980	0.744211	0.4581
NGO(-2)- INFLAZIONE(-2)				
R-squared	0.845700	Mean dependent var		0.037294
Adjusted R-squared	0.841024	S.D. dependent var		1.796050
S.E. of regression	0.716117	Akaike info criterion		2.205867
Sum squared resid	67.69270	Schwarz criterion		2.312436
Log likelihood	-146.1019	F-statistic		180.8689
Durbin-Watson stat	2.078588	Prob(F-statistic)		0.000000

**Tabella 5**

Come si vede sia le stime dei coefficienti dei tassi d'interesse reale sia la stima della costante risultano ancora non significative contro l'ipotesi nulla di uguaglianza a zero. Anche eliminando la costante, le stime dei coefficienti dei tassi di interesse reale di breve e lungo periodo restano comunque non significative.

Le stime recursive dei coefficienti sono le seguenti:



**Figura 1**

I primi tre grafici descrivono l'andamento delle stime recursive della costante e dei coefficienti della dipendente ritardata di uno e due periodi.

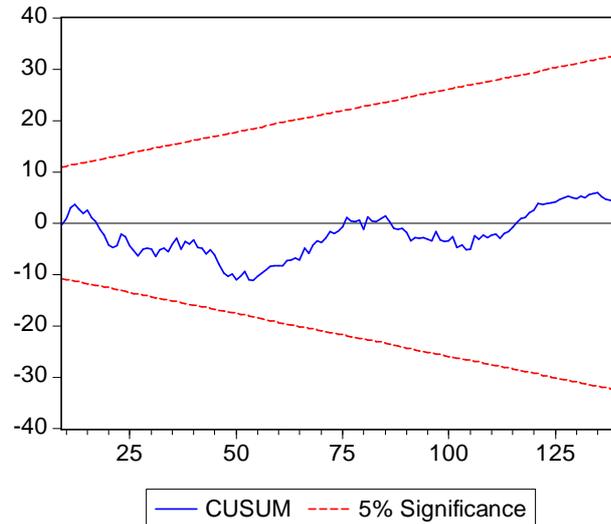
Queste ultime sembrano leggermente instabili nella prima metà del campione, per poi stabilizzarsi intorno ad 1.4 la prima e a -0.5 la seconda.

Gli ultimi due rappresentano le stime recursive dei coefficienti dei tassi d'interesse reale ritardati.

Queste sembrano più stabili delle prime tre; l'unica instabilità si rileva all'inizio in entrambe, per poi stabilizzarsi dal primo trimestre 1983 in poi.

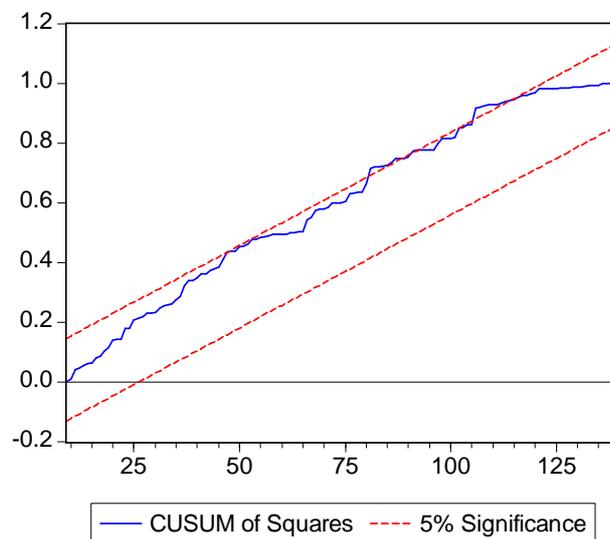
Dalle bande di confidenza si vede che queste ultime stime risultano non significative, così come evidenziato dai valori dei p-value associati alle stime dei due coefficienti.

Il test CUSUM risulta invece:



**Figura 2**

Infine il test CUSUMQ è il seguente:



**Figura 3**

Il grafico CUSUM non riporta segni di rotture strutturali. Quello CUSUMQ, invece, evidenzia fuoriuscita dalle bande di confidenza, facendo quindi pensare ad una possibile presenza di rotture strutturali.

Per verificare se sono effettivamente presenti cambi di forma strutturale del modello, è stato condotto il test di *Chow*, nei periodi in cui si rileva fuoriuscita dalle bande di confidenza.

Questo ha evidenziato instabilità per la forma strutturale del modello fino al primo trimestre 1983, così come emerge dal test CUSUMQ e dalle stime recursive dei coefficienti. Dal secondo trimestre 1983 in poi i dati sembrano seguire sempre il modello ipotizzato.

Il test non ha evidenziato invece rottura strutturale e conseguente cambio del modello tra il quarto trimestre 1996 ed il secondo trimestre 1999, così come segnalato dal test CUSUMQ.

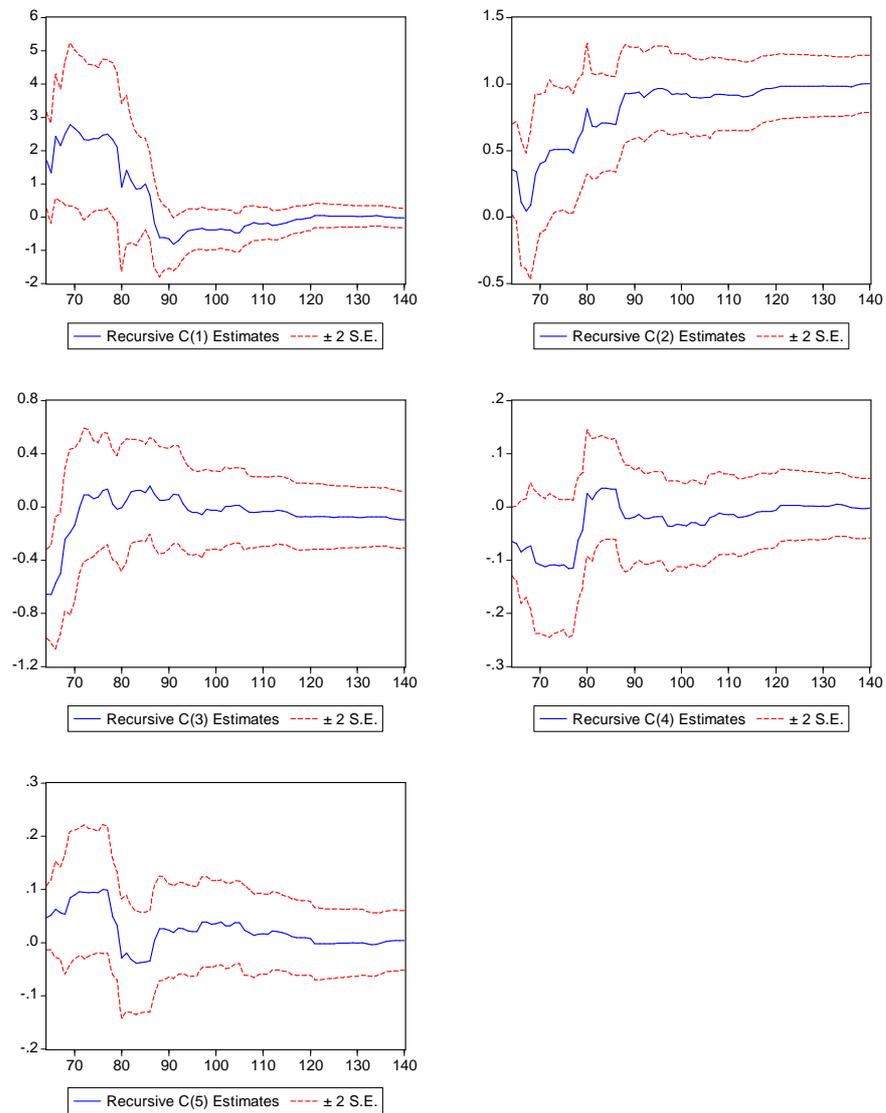
Restringendo il campione preso in considerazione e stimando i dati dal secondo trimestre 1983 si ottiene:

Dependent Variable: YGAP				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/06 Time: 18:23				
Sample(adjusted): 51 140				
Included observations: 90 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.030987	0.189450	-0.163561	0.8705
YGAP(-1)	1.000854	0.126892	7.887454	0.0000
YGAP(-2)	-0.096977	0.128440	-0.755031	0.4523
TASSO_INT_NOM_B	-0.003003	0.031878	-0.094208	0.9252
REVE(-1)- INFLAZIONE(-1)				
TASS_INT_NOM_LU	0.003311	0.031844	0.103971	0.9174
NGO(-2)- INFLAZIONE(-2)				
R-squared	0.845342	Mean dependent var	-0.177549	
Adjusted R-squared	0.838064	S.D. dependent var	1.471385	
S.E. of regression	0.592104	Akaike info criterion	1.843685	
Sum squared resid	29.79994	Schwarz criterion	1.982563	
Log likelihood	-77.96582	F-statistic	116.1498	
Durbin-Watson stat	1.989575	Prob(F-statistic)	0.000000	

**Tabella 2**

Dalla stima sul campione ristretto si nota che anche il secondo ritardo della dipendente risulta essere non significativo.

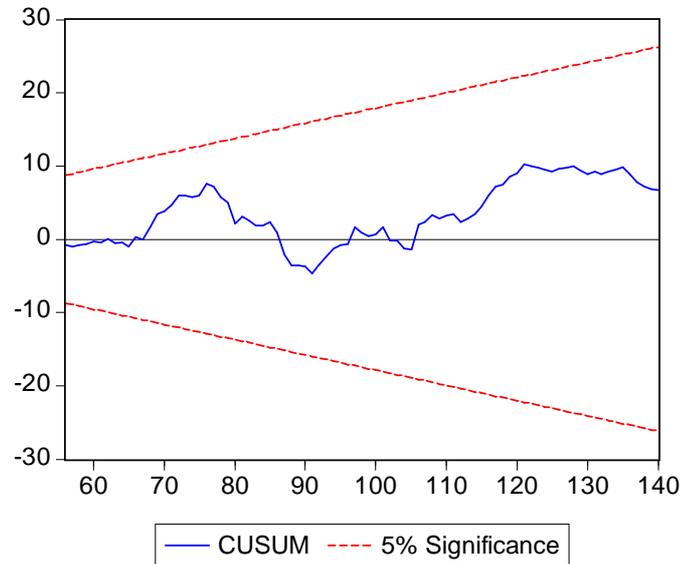
Le stime recursive del modello stimato con il campione ristretto sono le seguenti:



**Figura 4**

Queste evidenziano l'instabilità di tutte e cinque le stime fino al terzo trimestre 1995.

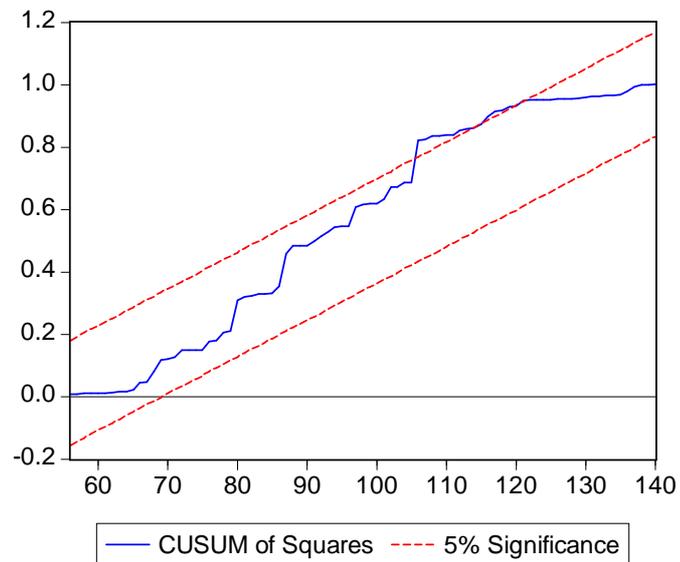
Il test CUSUM è:



**Figura 5**

Questo non sembra rilevare rotture strutturali per il nuovo modello stimato

Il test CUSUMQ è:



**Figura 6**

Il grafico mostra la presenza di rottura strutturale dal primo trimestre 1998, ma conducendo il test di *Chow*, nel periodo in cui si rileva fuoriuscita dalle bande, i p-value associati alla statistica F e a quella basata sul metodo della log-verosimiglianza ci portano ad accettare l'ipotesi nulla di assenza di break strutturale del modello.

In conclusione questo primo modello empirico non consente di ottenere risultati soddisfacenti.

I tassi d'interesse reale sembrano ancora non influenzare la variabile dipendente, in contraddizione con quello che ci si aspetta nella realtà.

Poiché l'obiettivo dell'analisi è quello di trovare un modello che descriva bene quello che effettivamente accade nella realtà, passiamo ad esaminare un nuovo modello empirico, in cui la variabile dipendente è regredita sui suoi primi due ritardi, sul tasso d'interesse nominale di breve periodo ritardato del secondo periodo, sul tasso d'interesse nominale di lungo periodo, anche questo ritardato del secondo periodo, e sull'inflazione ritardata di un periodo.

Anche in questo caso stimiamo il modello con il metodo dei minimi quadrati ordinari.

L'output di E-Views è il seguente:

Dependent Variable: YGAP				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/06 Time: 18:30				
Sample(adjusted): 3 140				
Included observations: 138 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.113092	0.178598	0.633219	0.5277
YGAP(-1)	1.198220	0.086126	13.91247	0.0000
YGAP(-2)	-0.338460	0.096667	-3.501298	0.0006
TASSO_INT_NOM_B REVE(-2)	-0.109938	0.052982	-2.075014	0.0399
TASS_INT_NOM_LU NGO(-2)	0.084751	0.057801	1.466266	0.1450
INFLAZIONE(-1)	-0.001055	0.000627	-1.681758	0.0950
R-squared	0.856613	Mean dependent var	0.026368	
Adjusted R-squared	0.851182	S.D. dependent var	1.794080	
S.E. of regression	0.692101	Akaike info criterion	2.144335	
Sum squared resid	63.22852	Schwarz criterion	2.271607	
Log likelihood	-141.9591	F-statistic	157.7176	
Durbin-Watson stat	2.060211	Prob(F-statistic)	0.000000	

**Tabella 3**

Eliminando la costante, vista la sua non significatività, si ottiene:

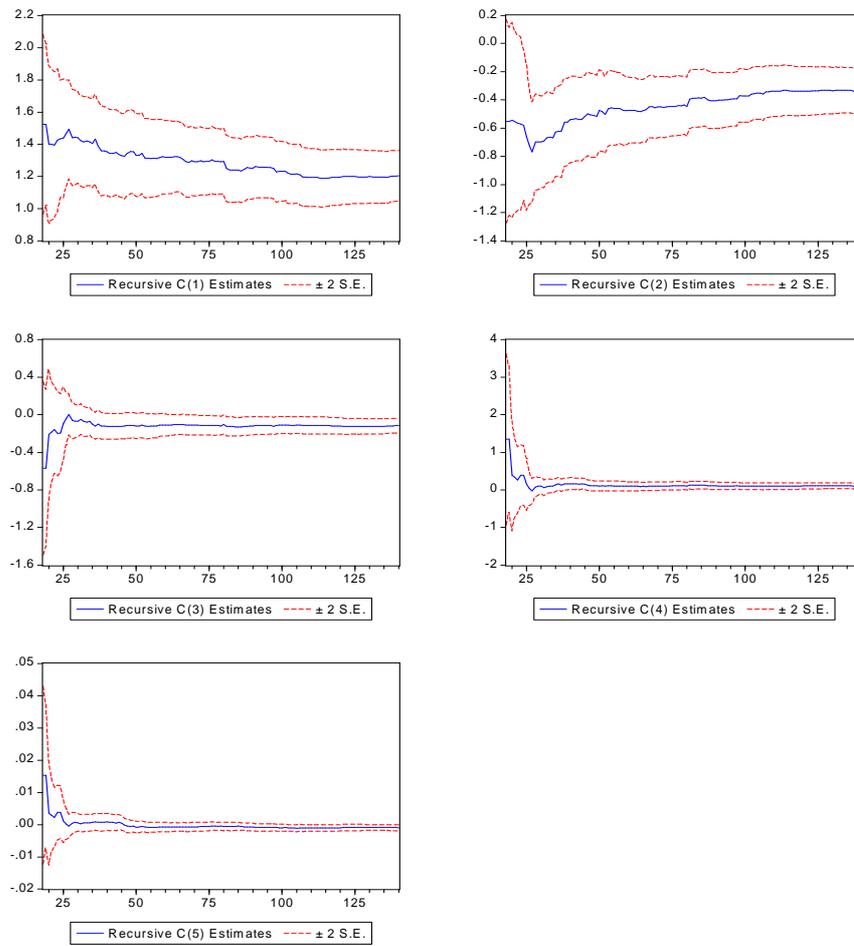
Dependent Variable: YGAP				
Method: Least Squares				
Date: 06/22/06 Time: 18:32				
Sample(adjusted): 3 140				
Included observations: 138 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YGAP(-1)	1.203134	0.085459	14.07845	0.0000
YGAP(-2)	-0.342711	0.095611	-3.584440	0.0005
TASSO_INT_NOM_B REVE(-2)	-0.116815	0.048071	-2.430046	0.0164
TASS_INT_NOM_LU NGO(-2)	0.100923	0.045417	2.222122	0.0280
INFLAZIONE(-1)	-0.001035	0.000587	-1.763177	0.0802
R-squared	0.856083	Mean dependent var		0.026368
Adjusted R-squared	0.851754	S.D. dependent var		1.794080
S.E. of regression	0.690769	Akaike info criterion		2.133536
Sum squared resid	63.46246	Schwarz criterion		2.239596
Log likelihood	-142.2140	Durbin-Watson stat		2.064503

**Tabella 4**

In quest'ultimo modello i coefficienti associati ai tassi d'interesse nominale sia di breve che di lungo periodo risultano all'interno della regione di incertezza detta border-line; visto il livello di significatività, e tenendo conto di un livello di accettabilità al 5%, rifiutiamo l'ipotesi nulla di uguaglianza a zero.

Il coefficiente dell'inflazione risulta invece non significativo al livello 5%. Per renderlo significativo dobbiamo considerare come livello di significatività il 10%.

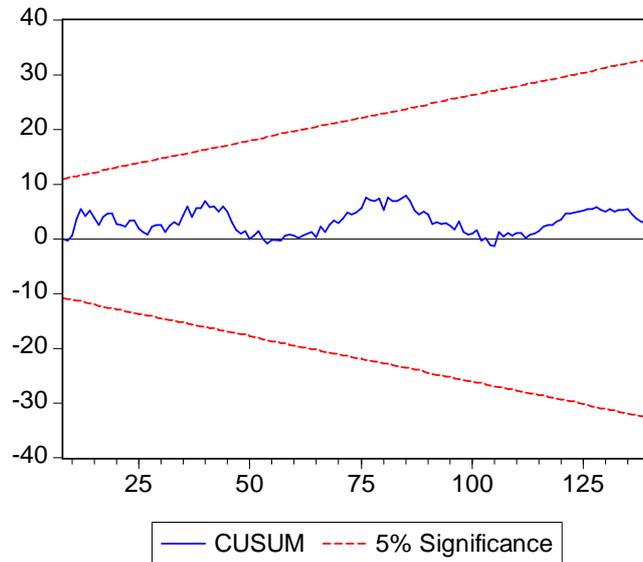
I grafici dei coefficienti recursivi del modello in tabella 4 sono i seguenti:



**Figura 9**

Le stime sembrano essere abbastanza stabili.

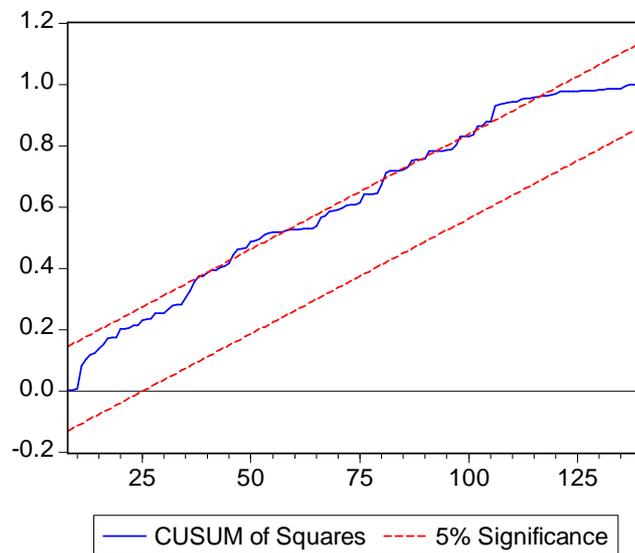
Il grafico del test CUSUM è:



**Figura 10**

e non evidenzia rotture strutturali.

Quello del test CUSUMQ è:



**Figura 11**

Dal grafico precedente si nota la fuoriuscita dalle bande di confidenza sia tra il primo trimestre 1983 e il terzo trimestre 1985, sia tra il primo trimestre 1998 e il secondo trimestre 1999.

Conducendo il test di Chow in corrispondenza delle due rotture emerse dal grafico CUSUMQ però, si rileva la presenza di rotture strutturali del modello fino al primo trimestre 1980.

Provando a stimare il modello restringendo il campione e fissando come punto di partenza la data successiva all'ultima rottura, quindi il secondo trimestre 1980, si ottiene:

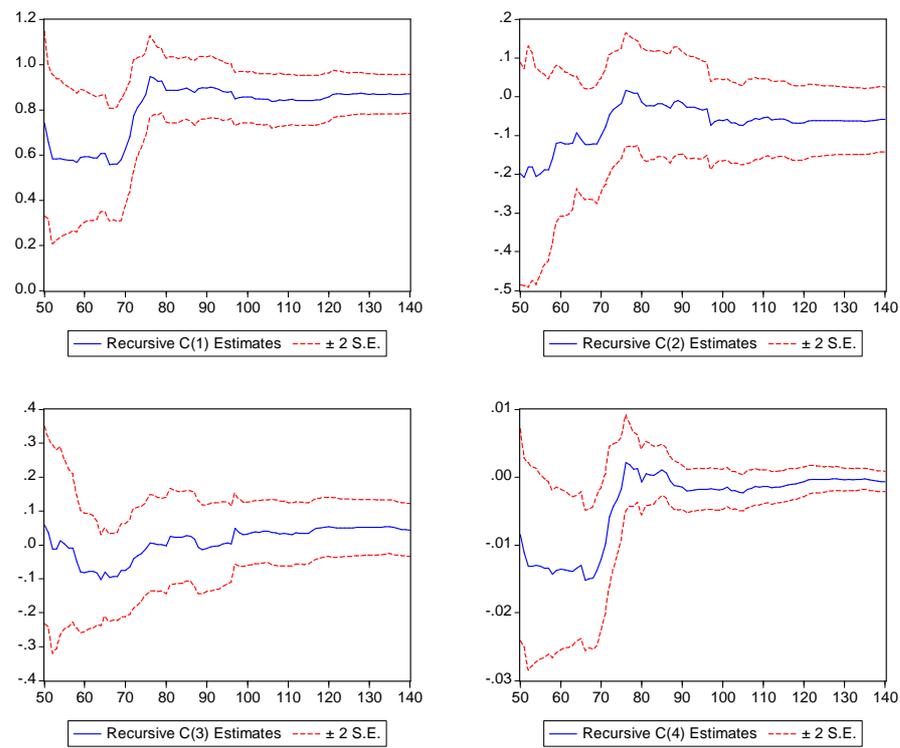
Dependent Variable: YGAP				
Method: Least Squares				
Date: 05/28/06 Time: 17:57				
Sample(adjusted): 38 140				
Included observations: 103 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YGAP(-1)	1.012296	0.110136	9.191363	0.0000
YGAP(-2)	-0.124443	0.101010	-1.231988	0.2209
TASSO_INT_NOM_B	-0.049380	0.051333	-0.961949	0.3384
REVE(-2)				
TASS_INT_NOM_LU	0.035515	0.047104	0.753962	0.4527
NGO(-2)				
INFLAZIONE(-1)	-0.000731	0.000858	-0.852021	0.3963
R-squared	0.863851	Mean dependent var		-0.071000
Adjusted R-squared	0.858294	S.D. dependent var		1.593789
S.E. of regression	0.599964	Akaike info criterion		1.863433
Sum squared resid	35.27582	Schwarz criterion		1.991333
Log likelihood	-90.96680	Durbin-Watson stat		1.998157

**Tabella 5**

Restringendo il campione, le stime diventano tutte non significative tranne quella associata al primo ritardo della dipendente.

Provando a modificare i ritardi delle esplicative, si ottengono risultati analoghi.

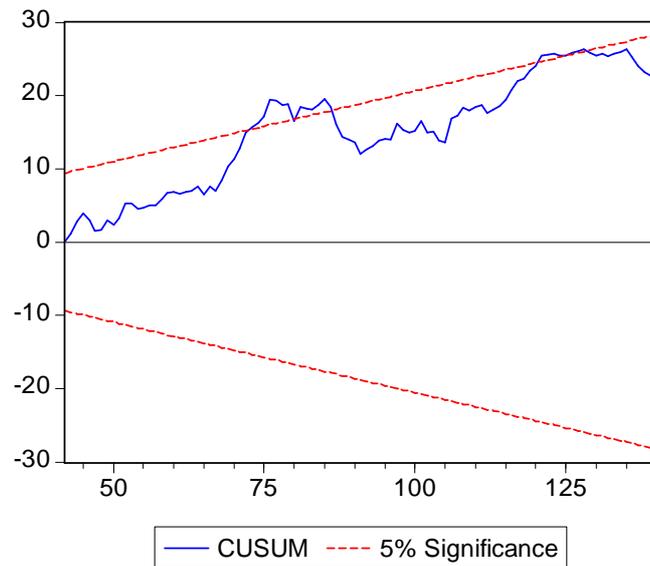
Le stime recursive dei coefficienti stimati nel modello in tabella 5 sono le seguenti:



**Figura 12**

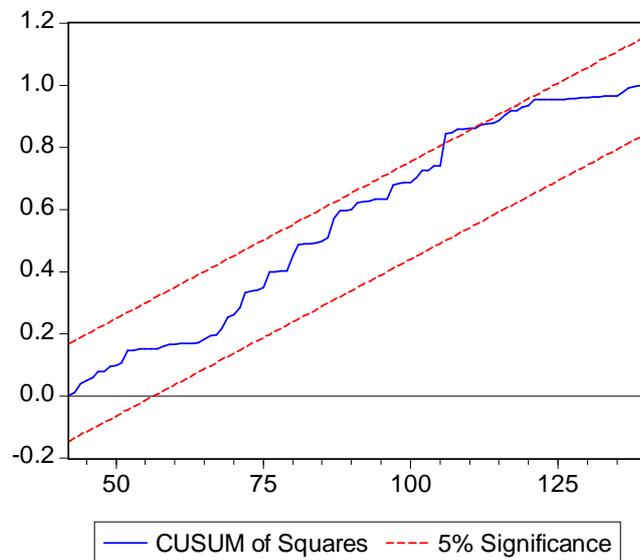
Le stime recursive dei coefficienti del campione ristretto sono instabili ed evidenziano possibili rotture strutturali del modello.

Il test CUSUM risulta:



**Figura 13**

e il test CUSUMQ invece



**Figura 14**

Dal test CUSUM sembra esserci rottura strutturale sia tra il secondo trimestre 1989 e il primo trimestre 1993, sia tra il terzo trimestre 2000 e il secondo trimestre 2003. Il test CUSUMQ evidenzia rotture strutturali tra il quarto trimestre 1996 ed il quarto trimestre 1998.

Conducendo però il test di *Chow* in corrispondenza di queste date, accettiamo l'ipotesi nulla di stabilità del modello.

Riassumendo, il secondo modello empirico, stimato considerando tutto il campione, sembra essere migliore sia rispetto al modello teorico descritto nella prima parte dell'analisi, sia rispetto a quello empirico, che stimava la dipendente inserendo tra le esplicative i tassi d'interesse reali di breve e lungo periodo ottenuti dalla differenza tra i rispettivi tassi d'interesse nominale e l'inflazione ritardati dello stesso numero di periodi.

Applicando il nuovo modello ad un campione ristretto, che inizia dal primo trimestre 1980, data da cui il test di *Chow* per verificare la presenza di rotture strutturali evidenzia stabilità, si ottengono nuovamente stime non significative per tutte le esplicative fatta eccezione della dipendente ritardata di un periodo.

Però anche considerando il campione completo otteniamo una stima del coefficiente dell'inflazione ritardata di un periodo significativa soltanto al livello 10%.

Consideriamo, quindi, un nuovo modello empirico per stimare una regressione che può ritenersi una forma ristretta di quella appena stimata.

In questa ulteriore regressione inseriamo tra le esplicative la dipendente ritardata di due periodi; inoltre inseriamo il tasso d'interesse reale di breve periodo ed il tasso d'interesse reale di lungo periodo, entrambi ritardati del numero di periodi che risulta maggiormente influente sulla dipendente.

È importante sottolineare che la prima stima dei seguenti modelli è stata condotta inserendo la costante tra le esplicative, ma questa è risultata non significativa.

Per questo motivo è stata eliminata dal modello.

Di seguito sono riportate solo le stime senza costante.

Analizzando questo modello abbiamo rilevato due possibili stime.

Solitamente si utilizzano i criteri forniti in automatico da E-Views, in particolare l'R-quadro aggiustato e i criteri di Akaike(AIC) e Schwarz(SIC), per valutare la bontà di un modello e decidere quale si adatta meglio ai dati.

In questo caso però, i criteri non portano ad una decisione univoca.

Confrontando gli R-quadro aggiustati si è portati a considerare il primo modello migliore del secondo. Confrontando gli AIC e SIC si sceglierebbe invece il secondo modello.

Per questo motivo riportiamo di seguito i due modelli stimati, in cui cambiano i ritardi delle variabili esplicative, e quindi i livelli di significatività osservati delle stime dei coefficienti.

La stima della regressione è fatta sempre con i minimi quadrati ordinari, con gli standard errors robusti calcolati con il metodo di Newey-West.

Del nuovo modello otteniamo due stime in cui tutte le esplicative risultano significative.

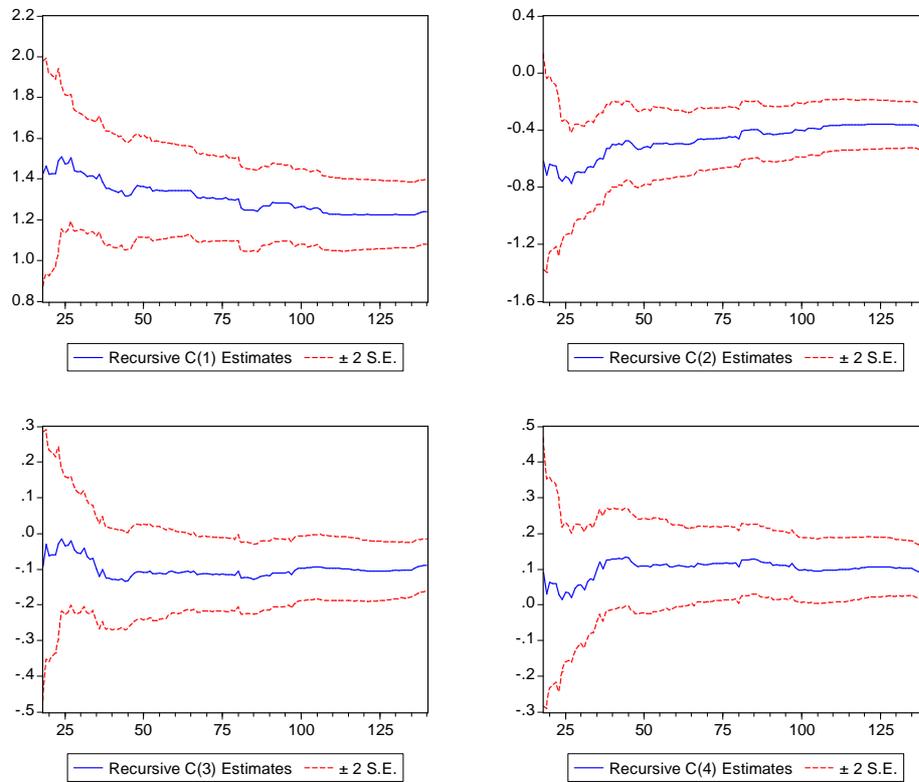
Nel primo la dipendente risulta significativa per i primi due ritardi, e i tassi d'interesse reale sia di breve sia di lungo periodo risultano significativi al secondo ritardo, sempre considerando un livello di significatività del 5%.

L'output di E-Views è il seguente:

Dependent Variable: YGAP				
Method: Least Squares				
Date: 05/29/06 Time: 10:30				
Sample(adjusted): 4 140				
Included observations: 137 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YGAP(-1)	1.239115	0.088615	13.98316	0.0000
YGAP(-2)	-0.377644	0.100760	-3.747952	0.0003
TASSO_REALE(-2)	-0.088772	0.042933	-2.067681	0.0406
TASSO_REALE_L(-2)	0.089055	0.043055	2.068413	0.0405
R-squared	0.850822	Mean dependent var		0.037294
Adjusted R-squared	0.847457	S.D. dependent var		1.796050
S.E. of regression	0.701478	Akaike info criterion		2.157509
Sum squared resid	65.44558	Schwarz criterion		2.242764
Log likelihood	-143.7894	Durbin-Watson stat		2.051196

**Tabella 6**

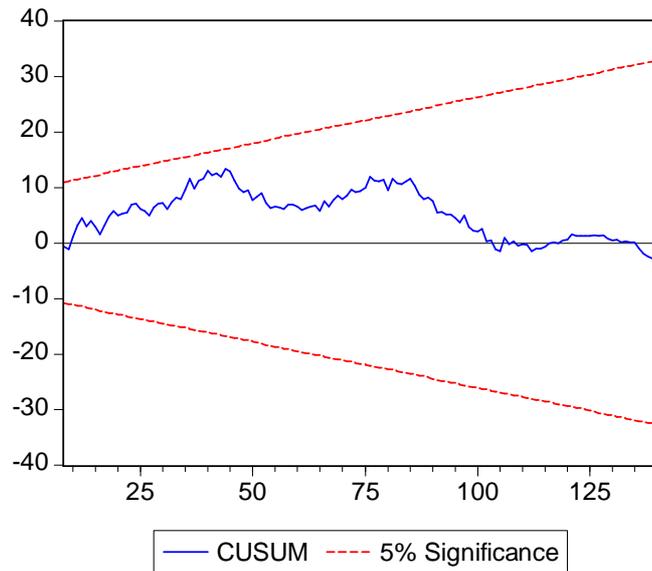
Le stime recursive dei coefficienti sono:



**Figura 15**

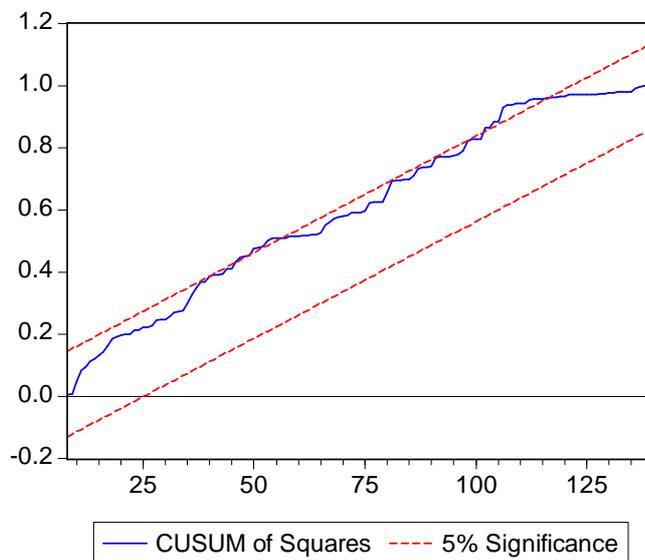
Le stime recursive dei coefficienti della dipendente ritardata al primo ritardo sembrano leggermente instabili, le altre tre sembrano invece abbastanza stabili.

Il test CUSUM risulta essere:



**Figura 16**

Il test CUSUMQ invece



**Figura 17**

Dal grafico del CUSUM test non sembra essere presente rottura strutturale.

Dal grafico del test CUSUMQ si nota invece fuoriuscita dalle bande della somma dei quadrati delle stime recursive sia tra il terzo trimestre 1982 e il terzo trimestre 1983, sia tra il secondo trimestre 1996 ed il terzo trimestre 1998.

Conducendo il test di Chow per verificare la rottura evidenziata dall'ultimo test, emerge break strutturale fino al primo trimestre 1984.

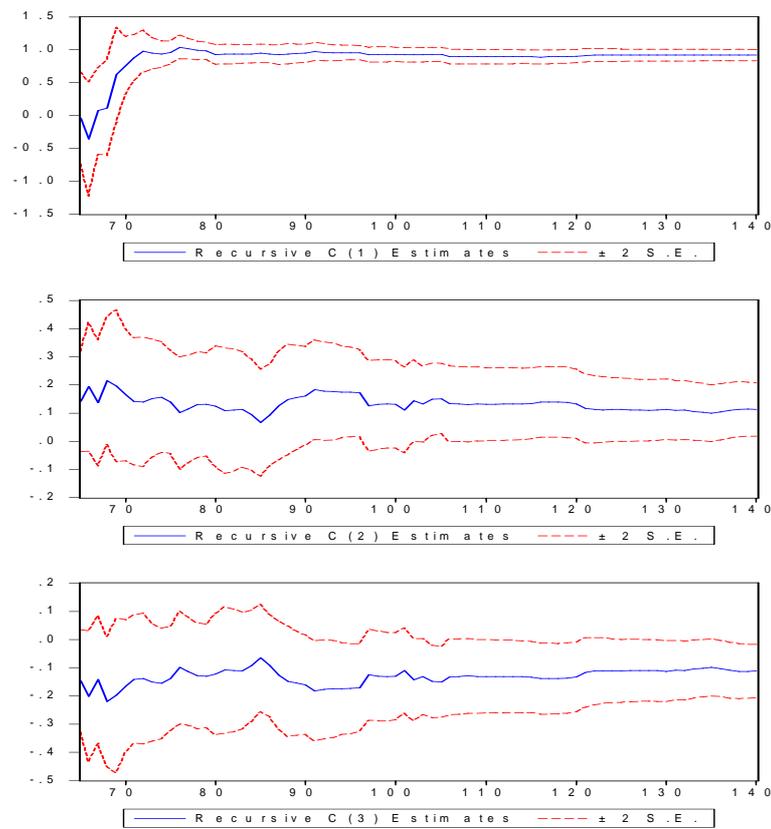
Stimando il modello ristretto, facendo quindi partire la stima dal primo trimestre 1984, si ottengono stime significative solo per il primo ritardo dell'esplicativa e per il settimo ritardo dei due tassi d'interesse reali.

La stima ottenuta con E-Views è la seguente:

Dependent Variable: YGAP				
Method: Least Squares				
Date: 05/29/06 Time: 11:33				
Sample(adjusted): 54 140				
Included observations: 87 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YGAP(-1)	0.918653	0.045402	20.23397	0.0000
TASSO_REALE(-7)	0.112046	0.046358	2.416959	0.0178
TASSO_REALE_L(-7)	-0.112425	0.046605	-2.412296	0.0180
R-squared	0.854566	Mean dependent var	-0.134535	
Adjusted R-squared	0.851103	S.D. dependent var	1.475246	
S.E. of regression	0.569256	Akaike info criterion	1.744902	
Sum squared resid	27.22042	Schwarz criterion	1.829933	
Log likelihood	-72.90322	Durbin-Watson stat	1.910282	

**Tabella 7**

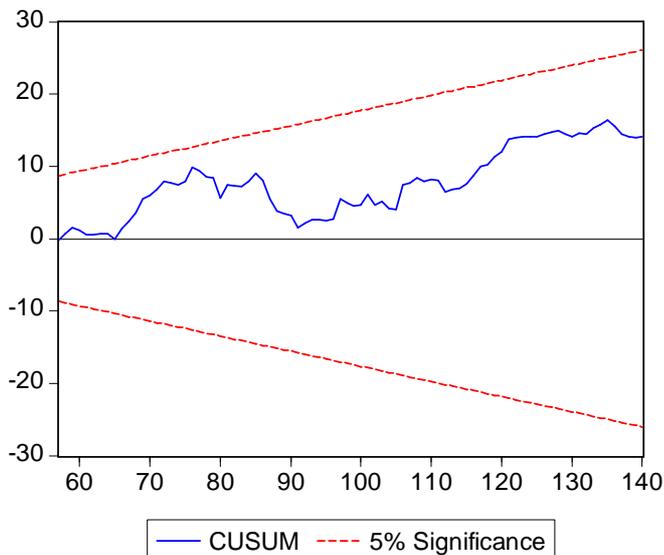
I grafici delle stime recursive sono:



**Figura 18**

La stima recursiva del coefficiente del gap percentualizzato risulta abbastanza stabile, a differenza di quelle dei tassi d'interesse reali.

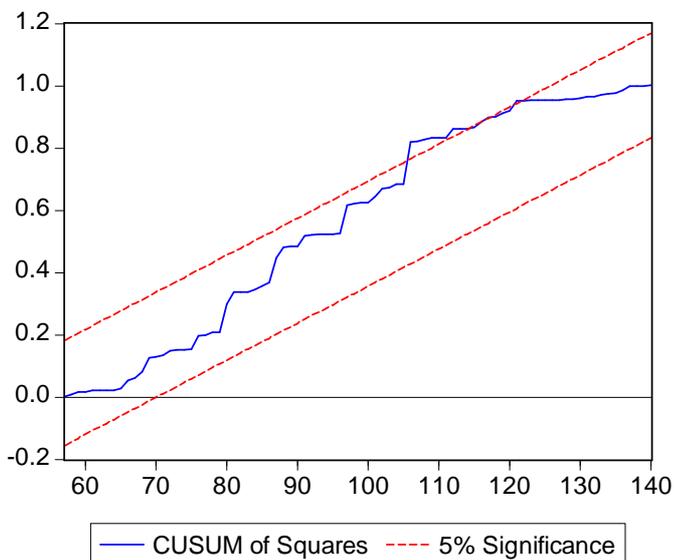
Il grafico del test CUSUM è:



**Figura 19**

da cui non emerge fuoriuscita dalle bande.

Infine il grafico del test CUSUMQ è:



**Figura 20**

Il test CUSUMQ evidenzia fuoriuscita dalle bande di confidenza tra il quarto trimestre 1996 e il secondo trimestre 1999.

Conducendo il test di *Chow* in corrispondenza dei punti di sospetta rottura, non si rilevano break strutturali.

Per la stima della seconda versione del modello ritorniamo al campione intero.

In questo caso risultano significative le stime dei coefficienti della dipendente ritardata dei primi due ritardi ed entrambi i tassi d'interesse reale ritardati di tre periodi.

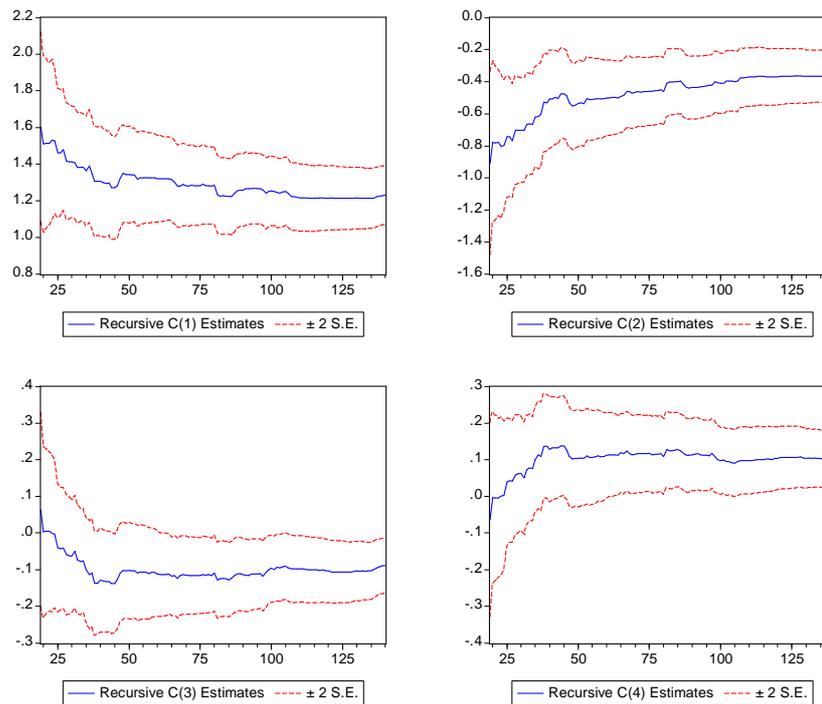
La stima ottenuta con E-Views è la seguente:

Dependent Variable: YGAP				
Method: Least Squares				
Date: 05/29/06 Time: 12:14				
Sample(adjusted): 5 140				
Included observations: 136 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YGAP(-1)	1.230627	0.086639	14.20400	0.0000
YGAP(-2)	-0.383660	0.100928	-3.801315	0.0002
TASSO_REALE(-3)	-0.088680	0.037251	-2.380627	0.0187
TASSO_REALE_L(-3)	0.089008	0.037442	2.377216	0.0189
R-squared	0.851045	Mean dependent var		0.050649
Adjusted R-squared	0.847660	S.D. dependent var		1.795849
S.E. of regression	0.700934	Akaike info criterion		2.156164
Sum squared resid	64.85267	Schwarz criterion		2.241830
Log likelihood	-142.6191	Durbin-Watson stat		2.042625

**Tabella 8**

L'output mostra stime significative considerando un livello di significatività al 5%.

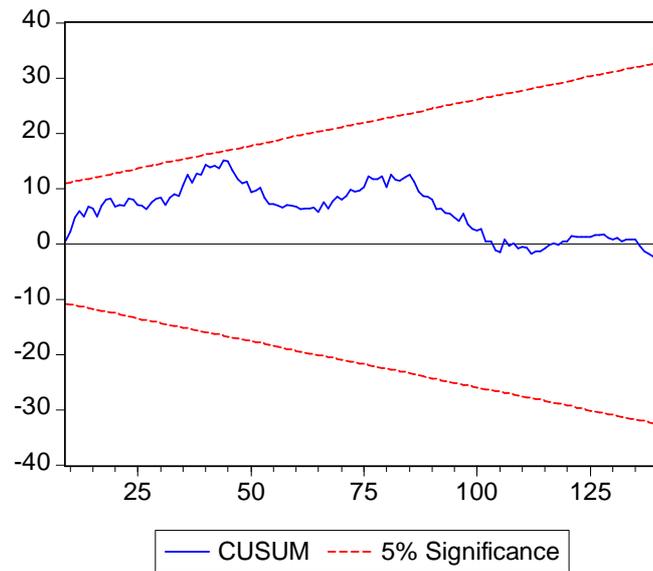
Le stime recursive dei coefficienti risultano le seguenti:



**Figura 21**

Le stime dei quattro coefficienti sono leggermente instabili per la prima metà del campione.

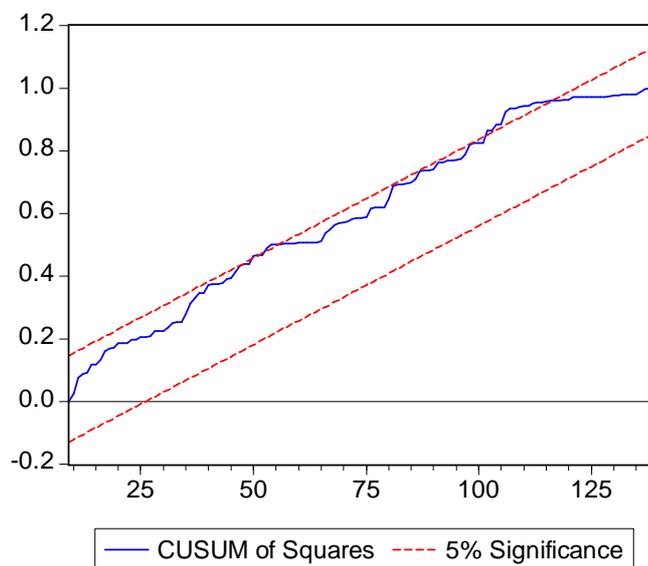
Il test CUSUM risulta:



**Figura 22**

Il grafico non mostra fuoriuscite dalle bande, quindi non ci si aspetta la presenza di break strutturali.

Il grafico del test CUSUMQ è



**Figura 23**

Ancora una volta appare rottura strutturale sia tra il primo trimestre 1983 e il secondo trimestre 1984, sia tra il secondo trimestre 1996 e il terzo trimestre 2000.

Conducendo il consueto test di *Chow* per verificare l'effettiva presenza del break, è possibile affermare che questo è effettivamente presente fino al primo trimestre 1984. Ristimiamo anche questo modello con il campione ristretto, facendo partire la nostra stima da quest'ultima data.

Mantenendo la stessa forma del modello otteniamo:

Dependent Variable: YGAP				
Method: Least Squares				
Date: 05/29/06 Time: 17:20				
Sample(adjusted): 54 140				
Included observations: 87 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YGAP(-1)	1.020394	0.138636	7.360224	0.0000
YGAP(-2)	-0.108939	0.136516	-0.797992	0.4272
TASSO_REALE(-3)	-0.004923	0.040397	-0.121866	0.9033
TASSO_REALE_L(-3)	0.005064	0.040672	0.124514	0.9012
R-squared	0.846682	Mean dependent var	-0.134535	
Adjusted R-squared	0.841140	S.D. dependent var	1.475246	
S.E. of regression	0.587992	Akaike info criterion	1.820681	
Sum squared resid	28.69600	Schwarz criterion	1.934056	
Log likelihood	-75.19962	Durbin-Watson stat	2.024894	

**Tabella 9**

in cui tutte le variabili risultano altamente non significative, ad eccezione della dipendente ritardata di un periodo.

Anche in questo caso modificando i ritardi delle esplicative, le stime di tutti i coefficienti, tranne quello associato alla dipendente ritardata di un periodo, restano non significative.

## CAPITOLO 4

### UN ULTIMO MODELLO

Dai risultati ottenuti dalle regressioni dei due modelli del capitolo precedente si può notare un'interessante caratteristica delle stime dei coefficienti dei tassi d'interesse reale di breve e lungo periodo.

Per notare questa caratteristica riproponiamo i due modelli stimati tenendo conto dell'intera numerosità campionaria:

l'output del primo modello è:

Dependent Variable: YGAP				
Method: Least Squares				
Date: 05/29/06 Time: 10:30				
Sample(adjusted): 4 140				
Included observations: 137 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YGAP(-1)	1.239115	0.088615	13.98316	0.0000
YGAP(-2)	-0.377644	0.100760	-3.747952	0.0003
TASSO_REALE(-2)	-0.088772	0.042933	-2.067681	0.0406
TASSO_REALE_L(-2)	0.089055	0.043055	2.068413	0.0405
R-squared	0.850822	Mean dependent var		0.037294
Adjusted R-squared	0.847457	S.D. dependent var		1.796050
S.E. of regression	0.701478	Akaike info criterion		2.157509
Sum squared resid	65.44558	Schwarz criterion		2.242764
Log likelihood	-143.7894	Durbin-Watson stat		2.051196

**Tabella 6**

Quello del secondo è:

Dependent Variable: YGAP				
Method: Least Squares				
Date: 05/14/06 Time: 12:13				
Sample(adjusted): 5 140				
Included observations: 136 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YGAP(-1)	1.230627	0.086639	14.20400	0.0000
YGAP(-2)	-0.383660	0.100928	-3.801315	0.0002
TASSO_REALE(-3)	-0.088680	0.037251	-2.380627	0.0187
TASSO_REALE_L(-3)	0.089008	0.037442	2.377216	0.0189
R-squared	0.851045	Mean dependent var		0.050649
Adjusted R-squared	0.847660	S.D. dependent var		1.795849
S.E. of regression	0.700934	Akaike info criterion		2.156164
Sum squared resid	64.85267	Schwarz criterion		2.241830
Log likelihood	-142.6191	Durbin-Watson stat		2.042625

**Tabella 7**

Come risulta dall'output di entrambi i modelli, i valori assoluti delle stime dei coefficienti dei tassi d'interesse reale risultano molto simili. Confrontando inoltre gli standard errors, anche questi sono molto simili.

In formule il primo modello può essere scritto nel modo seguente

$$Y_t = \gamma_1 \cdot Y_{t-1} + \gamma_2 \cdot Y_{t-2} - \gamma_3 \cdot (i^b_{t-2} - \pi_{t-2}) + \gamma_4 \cdot (i^l_{t-2} - \pi_{t-2}) + v_t$$

Mentre il secondo:

$$Y_t = \gamma_1 \cdot Y_{t-1} + \gamma_2 \cdot Y_{t-2} - \gamma_3 \cdot (i^b_{t-3} - \pi_{t-3}) + \gamma_4 \cdot (i^l_{t-3} - \pi_{t-3}) + v_t$$

con  $v_t$  termine d'errore.

Dato il valore delle stime e quello degli standard errors, possiamo applicare un'ulteriore trasformazione del modello, considerando l'uguaglianza:

$$-\gamma_3 = \gamma_4$$

ottenendo un nuovo modello che può essere scritto nel primo caso come

$$Y_t = \gamma_1 \cdot Y_{t-1} + \gamma_2 \cdot Y_{t-2} - \gamma_3 \cdot (i^b_{t-2} - \pi_{t-2} - i^l_{t-2} + \pi_{t-2})$$

e nel secondo come

$$Y_t = \gamma_1 \cdot Y_{t-1} + \gamma_2 \cdot Y_{t-2} - \gamma_3 \cdot (i^b_{t-3} - \pi_{t-3} - i^l_{t-3} + \pi_{t-3})$$

Eliminando all'interno delle parentesi di entrambi i modelli il termine d'inflazione ritardata, resta soltanto la differenza tra tasso d'interesse nominale di breve periodo e tasso d'interesse nominale di lungo periodo ritardati.

La forma del nuovo modello da stimare è la seguente:

$$Y_t = \gamma_1 \cdot Y_{t-1} + \gamma_2 \cdot Y_{t-2} + \gamma_3 \cdot (i^l_{t-i} - i^b_{t-i})$$

con "i" numero di ritardi da inserire all'interno della regressione.

In questo caso si dice che nella curva IS è presente "yield spread".

Zagaglia ha già evidenziato, nel caso degli U.S.A., il potere predittivo dello "spread" nel ciclo economico<sup>1</sup>.

Anche in questo caso ci sono due modelli che possono essere adatti a descrivere i dati.

Visto che i criteri per valutare la bontà dei modelli stimati non portano a preferirne uno in modo certo, riportiamo anche in questo caso entrambe le stime trovate.

È importante sottolineare che i modelli seguenti sono stati stimati prima tenendo conto della costante.

Questa è però risultata non significativa, e quindi i modelli sono stati ristimati eliminandola.

Di seguito sono riportate solo le stime senza costante.

---

<sup>1</sup> Zagaglia (2006)

La prima stima del modello è la seguente:

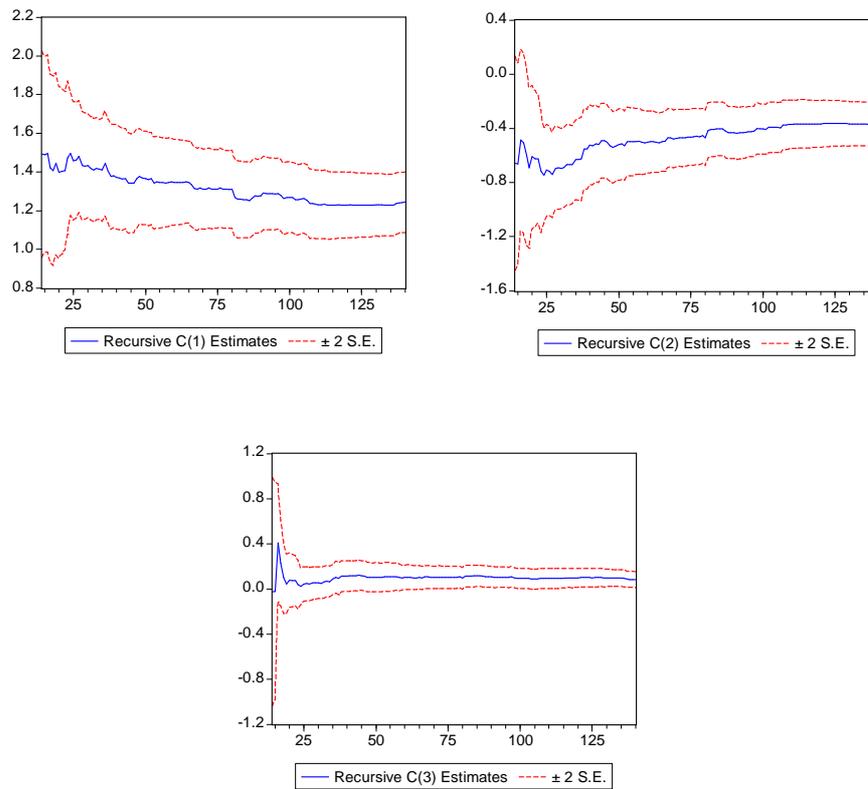
Dependent Variable: YGAP				
Method: Least Squares				
Date: 05/29/06 Time: 21:52				
Sample(adjusted): 3 140				
Included observations: 138 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YGAP(-1)	1.243750	0.092985	13.37582	0.0000
YGAP(-2)	-0.382963	0.105257	-3.638373	0.0004
TASS_INT_NOM_LU	0.080574	0.038793	2.077018	0.0397
NGO(-2)- TASSO_INT_NOM_B REVE(-2)				
R-squared	0.850097	Mean dependent var		0.026368
Adjusted R-squared	0.847876	S.D. dependent var		1.794080
S.E. of regression	0.699747	Akaike info criterion		2.145303
Sum squared resid	66.10218	Schwarz criterion		2.208939
Log likelihood	-145.0259	Durbin-Watson stat		2.064518

**Tabella 8**

Tutte le stime dei coefficienti risultano significative contro l'ipotesi nulla.

Bisogna solo sottolineare che la stima del coefficiente della differenza dei tassi risulta all'interno della border-line, anche se, considerando un livello di significatività del 5%, rifiutiamo l'ipotesi nulla di uguaglianza a zero.

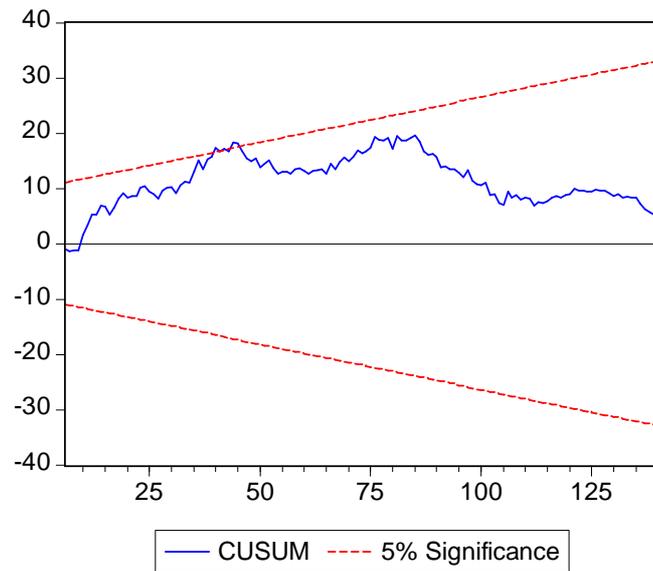
Le stime recursive dei coefficienti risultano:



**Figura 4**

Come si vede dal grafico la stima recursive del coefficiente della differenza tra i tassi risulta stabile, quelle del gap ritardato risultano invece leggermente instabili.

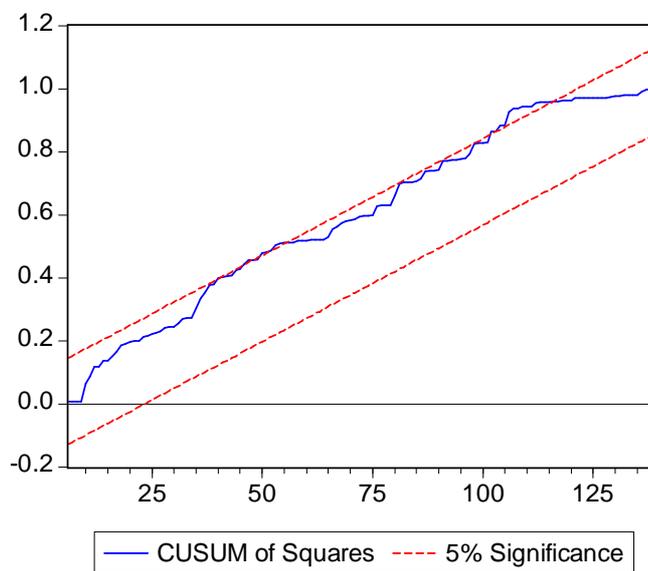
Il test CUSUM è:



**Figura 5**

da cui si può pensare alla presenza di break strutturale vista la fuoriuscita dalle bande di confidenza tra il terzo trimestre 1980 e il primo trimestre 1983.

Il test CUSUMQ risulta essere:



**Figura 6**

in cui è confermata la fuoriuscita dalle bande tra il terzo trimestre 1980 e il primo trimestre 1983; inoltre bisogna sottolineare che questo test rileva anche una fuoriuscita dalle bande tra il quarto trimestre 1996 e il secondo trimestre 1999.

Effettivamente, i p-value associati al test di *Chow*, condotto nel periodo di sospetta rottura strutturale, portano a ritenere la presenza di break strutturali fino al primo trimestre 1987.

Accettiamo invece l'ipotesi nulla di assenza di rotture strutturali del modello dal secondo trimestre 1987 fino alla fine del periodo campionario, a differenza dei segnali dati dal test CUSUMQ tra il 1996 e il 1999.

Vista la presenza di rottura strutturale fino al primo trimestre 1987, ristimiamo il modello considerando un sottocampione di quello completo, facendo partire la stima dal secondo trimestre in poi.

L'output di questa nuova regressione è la seguente:

Dependent Variable: YGAP				
Method: Least Squares				
Date: 05/30/06 Time: 10:46				
Sample(adjusted): 67 140				
Included observations: 74 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YGAP(-1)	1.036774	0.138955	7.461239	0.0000
YGAP(-2)	-0.128628	0.134352	-0.957396	0.3416
TASS_INT_NOM_LU	0.012205	0.042126	0.289717	0.7729
NGO(-2)- TASSO_INT_NOM_B REVE(-2)				
R-squared	0.842154	Mean dependent var		0.065515
Adjusted R-squared	0.837708	S.D. dependent var		1.501372
S.E. of regression	0.604835	Akaike info criterion		1.871974
Sum squared resid	25.97360	Schwarz criterion		1.965382
Log likelihood	-66.26302	Durbin-Watson stat		1.980790

**Tabella 9**

Stimando lo stesso modello su un sottocampione di quello di partenza, sia la dipendente al secondo ritardo, sia il termine dato dalla differenza tra i due tassi d'interesse nominale risultano altamente non significativi.

Stime significative si possono ottenere modificando il numero dei ritardi.

Una seconda versione del modello può essere la seguente:

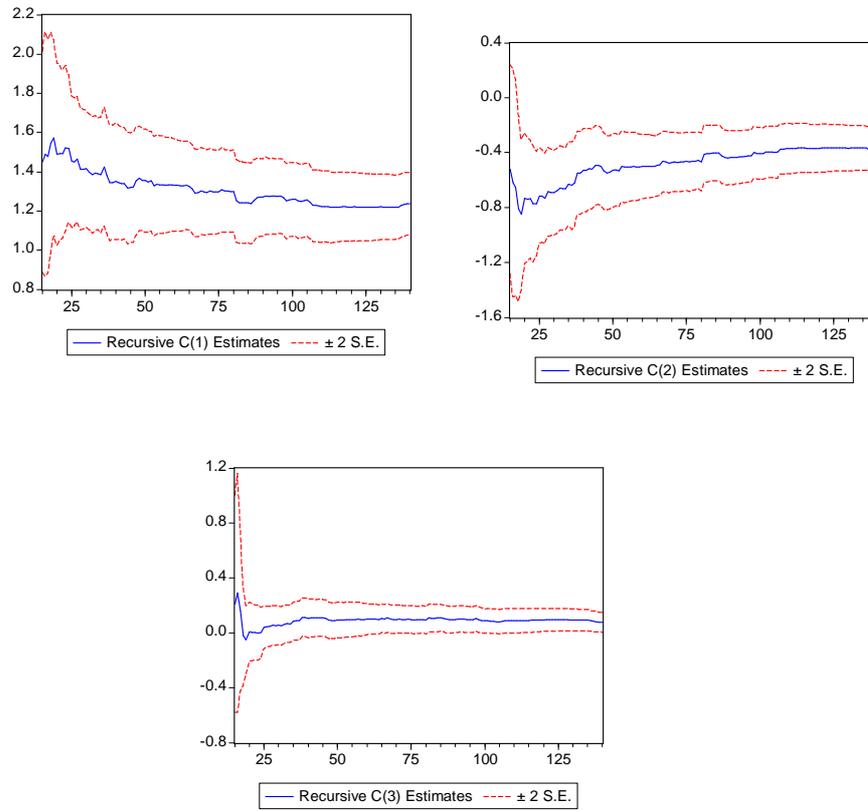
Dependent Variable: YGAP				
Method: Least Squares				
Date: 05/30/06 Time: 11:42				
Sample(adjusted): 4 140				
Included observations: 137 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=4)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YGAP(-1)	1.238073	0.088915	13.92426	0.0000
YGAP(-2)	-0.384652	0.103505	-3.716260	0.0003
TASS_INT_NOM_LU	0.076846	0.031770	2.418802	0.0169
NGO(-3)- TASSO_INT_NOM_B REVE(-3)				
R-squared	0.849210	Mean dependent var		0.037294
Adjusted R-squared	0.846960	S.D. dependent var		1.796050
S.E. of regression	0.702621	Akaike info criterion		2.153656
Sum squared resid	66.15260	Schwarz criterion		2.217597
Log likelihood	-144.5254	Durbin-Watson stat		2.026392

**Tabella 5**

Considerando un livello di significatività del 5%, anche la differenza tra i due tassi d'interesse nominale ritardati di tre periodi risulta significativa contro l'ipotesi nulla di uguaglianza a zero.

È importante sottolineare che aumentando i ritardi dei tassi d'interesse nominale, il coefficiente stimato della differenza tra questi risulta non significativo contro l'ipotesi nulla di uguaglianza a zero.

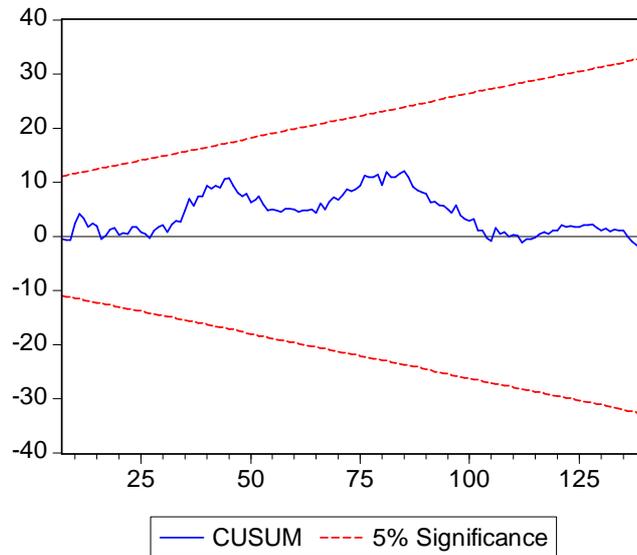
Le stime recursive dei coefficienti sono:



**Figura 7**

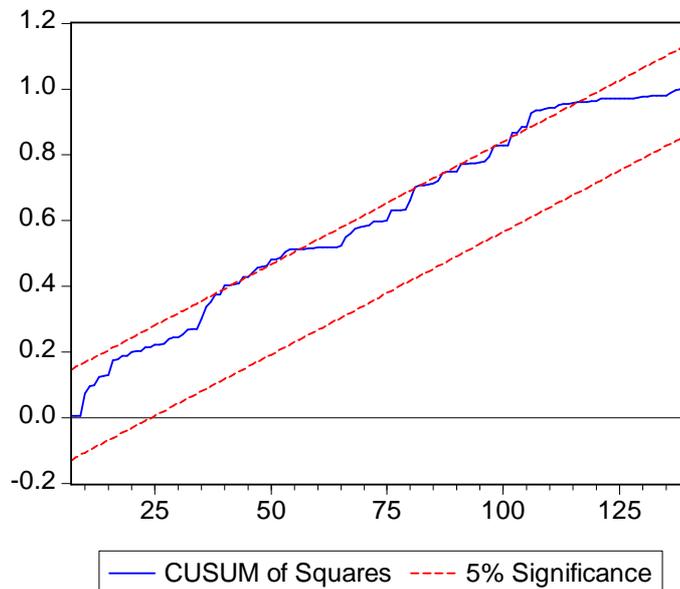
La stima recursiva del coefficiente della dipendente ritardata appare leggermente instabile, le altre due sono più stabili.

Il test CUSUM è:



**Figura 8**

Il test CUSUMQ è:



**Figura 9**

Anche in questo caso, dal test CUSUMQ si nota una fuoriuscita dalle bande tra il primo trimestre 1978 ed il terzo trimestre 1985, in cui la somma cumulata dei quadrati delle stime è costantemente sopra le bande di confidenza.

Inoltre si rileva una fuoriuscita tra il quarto trimestre 1996 ed il primo trimestre 1998.

Come per gli altri modelli conduciamo anche per questo il test di Chow per verificare l'effettiva presenza di queste rotture.

I p-value associati alle consuete statistiche utilizzate da questo test risultano effettivamente significativi contro l'ipotesi nulla di assenza di break strutturali fino al terzo trimestre 1987;

Sono non significativi, invece, contro l'ipotesi nulla nel secondo intervallo in cui il test CUSUMQ evidenzia fuoriuscita dalle bande di confidenza.

In seguito all'ultimo risultato stimiamo anche per questo modello una nuova regressione basata su un campione ristretto che parte dal terzo trimestre 1987.

Mantenendo la stessa forma della regressione otteniamo la seguente stima:

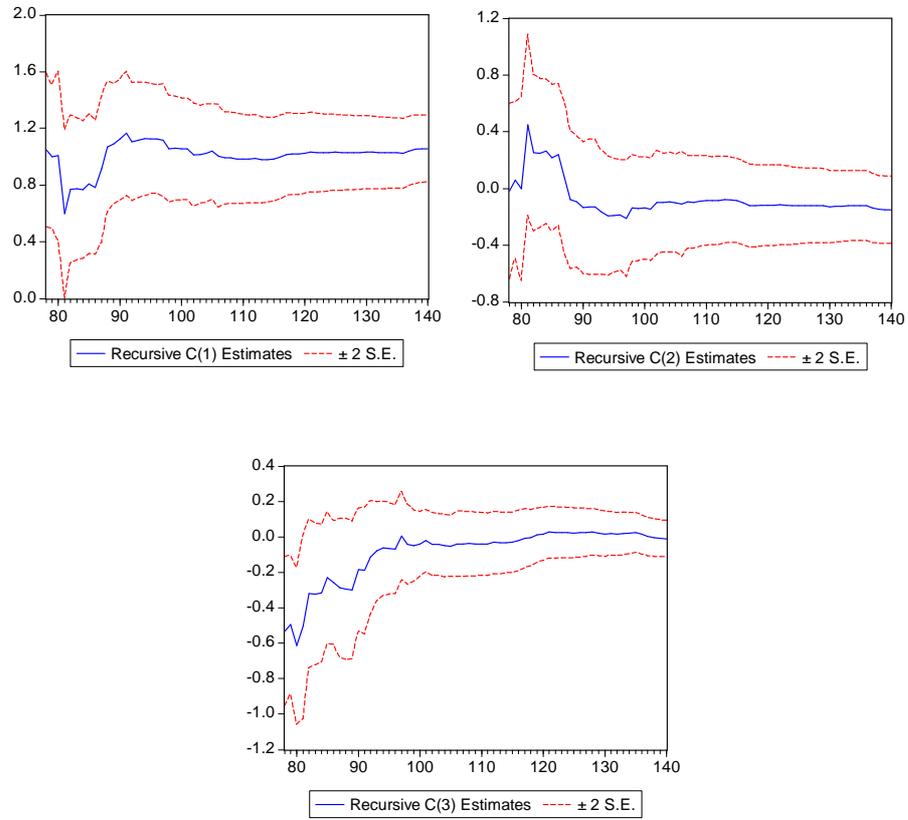
Dependent Variable: YGAP				
Method: Least Squares				
Date: 05/30/06 Time: 12:38				
Sample(adjusted): 68 140				
Included observations: 73 after adjusting endpoints				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
YGAP(-1)	1.057799	0.145427	7.273737	0.0000
YGAP(-2)	-0.150460	0.141433	-1.063822	0.2911
TASS_INT_NOM_LU NGO(-3)- TASSO_INT_NOM_B REVE(-3)	-0.009074	0.043051	-0.210771	0.8337
R-squared	0.843269	Mean dependent var		0.074352
Adjusted R-squared	0.838791	S.D. dependent var		1.509823
S.E. of regression	0.606206	Akaike info criterion		1.877034
Sum squared resid	25.72400	Schwarz criterion		1.971162
Log likelihood	-65.51173	Durbin-Watson stat		1.987824

**Tabella 6**

Come si vede le stime dei coefficienti della dipendente ritardata al secondo periodo e la differenza tra i tassi di interesse nominali ritardati di tre periodi diventano non significativi contro l'ipotesi nulla.

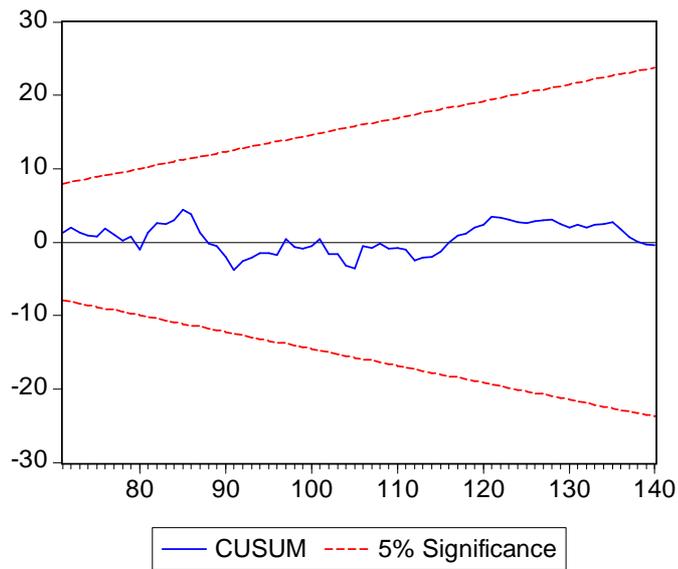
Anche in questo caso, è possibile ottenere stime significative dei coefficienti associati modificando i ritardi delle esplicative.

I grafici dei coefficienti recursivi per la regressione stimata nella tabella 6 sono:



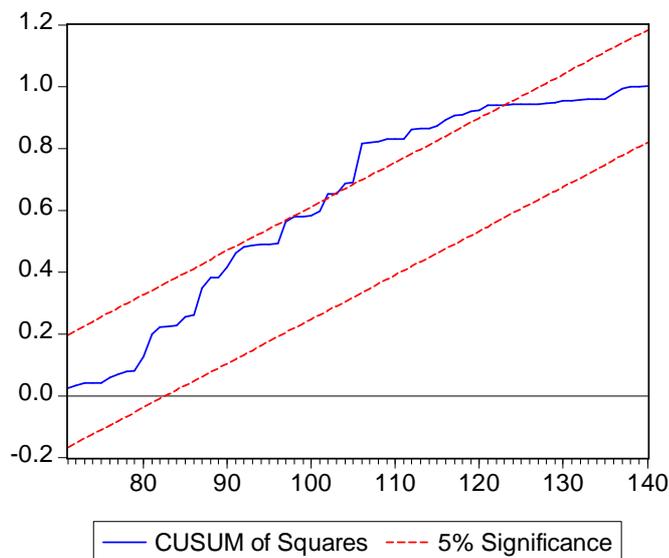
**Figura 10**

Il grafico del test CUSUM è:



**Figura 11**

Quello del test CUSUMQ è:



**Figura 12**

Come si vede da quest'ultimo grafico, sembra esserci rottura strutturale anche per il campione ridotto. In realtà, conducendo il test di Chow in corrispondenza del periodo di sospetta rottura, possiamo accettare l'ipotesi nulla di stabilità strutturale.

Riassumendo, dalla stima del modello precedente otteniamo un nuovo modello, in cui inseriamo tra le esplicative sia la dipendente ritardata di due ritardi, sia la differenza tra i tassi di interesse nominale ritardati dello stesso periodo (yield spread).

Di questo modello consideriamo due possibili stime, poichè i criteri utilizzati per scegliere il miglior modello non ci permettono di stabilire quale sia preferibile.

Le stime recursive ed i test CUSUM e CUSUMQ di entrambi i modelli portano a ritenere l'effettiva presenza di rotture strutturali.

Per questo abbiamo stimato un ulteriore modello che si basa su un sotto campione del modello precedente, in cui abbiamo visto che otteniamo stime non significative. Solo modificando i ritardi delle esplicative è possibile ottenere stime significative dei coefficienti associati alle esplicative.

# CAPITOLO 5

## CONCLUSIONI

Sintetizziamo il lavoro svolto e descritto nei capitoli precedenti.

La tesi ha l'obiettivo di stimare una curva di domanda aggregata, o equazione di Eulero.

In particolare la forma della curva di domanda aggregata è la seguente:

$$Y_t = c + \left[ \frac{\gamma}{1+\gamma} \right] \cdot Y_{t-1} + \left[ \frac{1}{1+\gamma} \right] \cdot E_t(Y_{t+1}) - \left[ \frac{1-\gamma}{\sigma \cdot (1+\gamma)} \right] \cdot (R_t - E_t(\pi_{t+1})) + \varepsilon_t$$

Stimando l'equazione, scopriamo che il tasso d'interesse reale all'interno dell'equazione è non significativo contro l'ipotesi nulla; le cose non cambiano anche se inseriamo il tasso d'interesse nominale di lungo periodo.

Poiché questa conclusione non sembra corrispondere alla realtà, passiamo da un modello teorico alla stima di modelli empirici per verificare in che modo le variabili prese in considerazione influenzano il gap percentualizzato del reddito.

Abbiamo quindi prima provato ad inserire tra le esplicative la dipendente e il tasso d'interesse reale ritardati. La dipendente ritardata risulta significativa se inserita fino al secondo ritardo, il tasso d'interesse reale, invece, non risulta significativo contro l'ipotesi nulla di uguaglianza a zero.

Abbiamo poi provato a separare il tasso d'interesse nominale di breve periodo dall'inflazione e ad inserire tra le esplicative anche il tasso d'interesse nominale di lungo periodo.

In questo caso le stime dei coefficienti risultano tutte significative tranne quella associata all'inflazione ritardata di un periodo.

Per questo motivo stimiamo un terzo modello che contiene il tasso d'interesse reale di breve e lungo periodo. In questo caso tutte le stime risultano significative contro l'ipotesi nulla di uguaglianza a zero.

I risultati però ci dicono una cosa in più: i coefficienti stimati dei due tassi d'interesse reale sono simili in valore assoluto, e anche gli standard errors risultano simili.

Per questo motivo abbiamo stimato un ulteriore modello che include tra le esplicative la differenza tra i tassi d'interesse nominali presi con ritardi contemporanei ("*yield spread*"), ed anche in questo caso abbiamo ottenuto stime che risultano significative contro l'ipotesi nulla di uguaglianza a zero, e quindi che influenzano il gap di reddito percentualizzato.