

INDICE

Introduzione	p. 5
Dati	p. 7
La Curva di Domanda Aggregata	p. 11
Stima dei modelli	p. 13
Modello con filtro CBO	p. 13
Modello con filtro HP	p. 18
Modello con filtro LIN	p. 22
Modello con filtro LBR	p. 27
Modello con filtro BP	p. 32
Modello con filtro FD	p. 37
Filtri Multipli	p. 41
Modello con filtro GR.Infl.	p. 41
Modello con filtro GR.Moder.	p. 46
Confronto tra i Modelli	p. 51
Conclusioni	p. 53
Bibliografia	p. 55

INTRODUZIONE

Il seguente studio ha preso spunto dalle idee elaborate da Canova e Ferroni (2009) nel loro articolo “Multiple filtering devices for the estimation of cyclical DSGE models”. Essi affermano che studi condotti nella stima di modelli, basati su una stessa serie di dati grezzi trasformati detrendizzandoli con l’utilizzo di filtri diversi, danno risultati assai differenti tra loro. Dimostrano come la scelta arbitraria di un filtro possa portare a grandi distorsioni nelle stime, mentre l’utilizzo di filtri diversi tenda a ridurre tali distorsioni.

Per investigare quanto asserito in questo articolo, è stata presa in considerazione la *curva di domanda aggregata*, che descrive quanto consumo oggi rispetto a domani un consumatore deve implementare al fine di massimizzare la sua funzione di utilità. Tale curva è rappresentata, nella sua forma, analitica, *dall’equazione di Eulero*. Tale equazione è stata opportunamente modificata per dar conto alla possibile influenza, nella stima dei suoi parametri, indotta dal tasso d’interesse reale ritardato e dai ritardi dell’output gap.

Si è quindi passati alla stima dei parametri nei modelli detrendizzati con filtri diversi con l’ausilio del programma E-Views.

Si sono ricercate eventuali rotture strutturali attraverso il CUSUM e CUSUMQ TEST, per vedere se anche in questo caso ci fossero differenze sostanziali tra i vari modelli.

Si sono confrontati i risultati anche in termini di volatilità, caratteristica di certe variabili di essere difficilmente prevedibili, calcolata come deviazione standard dei valori fittati nei diversi modelli.

Infine si sono costruiti due filtri multipli attraverso una media ponderata per vedere se un unico filtro, con caratteristiche comuni a tutti i possibili filtri utilizzati per detrendizzare le serie di dati, generasse dei risultati ancora differenti.

I pesi dei diversi filtri sono stati suggeriti da Castelnuovo nell’articolo “Investigating post-WWII U.S inflation dynamics with multiple filters”.

DATI

Per l'analisi sono stati utilizzati dati a cadenza trimestrale di una serie che va dal terzo trimestre del 1954 al secondo trimestre del 2008 la cui area geografica è circoscritta agli USA.

I dati utilizzati si riferiscono al reddito reale americano detrendizzato secondo diverse *strategie o filtri*, al tasso d'inflazione USA calcolato come tasso di crescita del deflatore del PIL (dato dal rapporto tra PIL nominale per il PIL reale dello stesso anno) e al Federal Fundus Rate, tasso di interesse nominale a breve termine controllato dalla Federal Bank.

I "filtri" utilizzati per detrendizzare il reddito reale sono sei¹:

- **CBO**: misura dell'output potenziale calcolato dal Congressional Budget Office utilizzato per filtrare le oscillazioni a bassa frequenza del PIL reale nella serie di dati grezzi.
- **HP**: filtro di Hodrick-Prescott con il peso standard di 1.600.
- **LIN**: trasformazione che adatta un trend lineare alla serie grezza di dati senza tener conto di eventuali *break strutturali* nel campione.
- **LBR**: adatta un trend lineare tenendo conto di eventuali *break strutturali*.
- **BP**: filtro band-pass di Baxter-King utilizzato per estrarre cicli all'interno della periodicità di (8/32) trimestri.
- **FD**: tasso di crescita della serie grezza del PIL.

¹ E. Castelnuovo "Investigating post-WWII U.S inflation dynamics with multiple filters", 2009 .

Da questa prima analisi si sono costruiti successivamente altri due filtri multipli ottenuti dando dei diversi pesi² ai vari filtri e facendone una media ponderata secondo la seguente tabella:

	CBO	HP	LIN	LBR	BP	FD
GR.Infl.	1	1,77	0,91	0,85	2,04	4,33
GR.Moder.	1	1,17	0,83	0,80	1,34	4,88

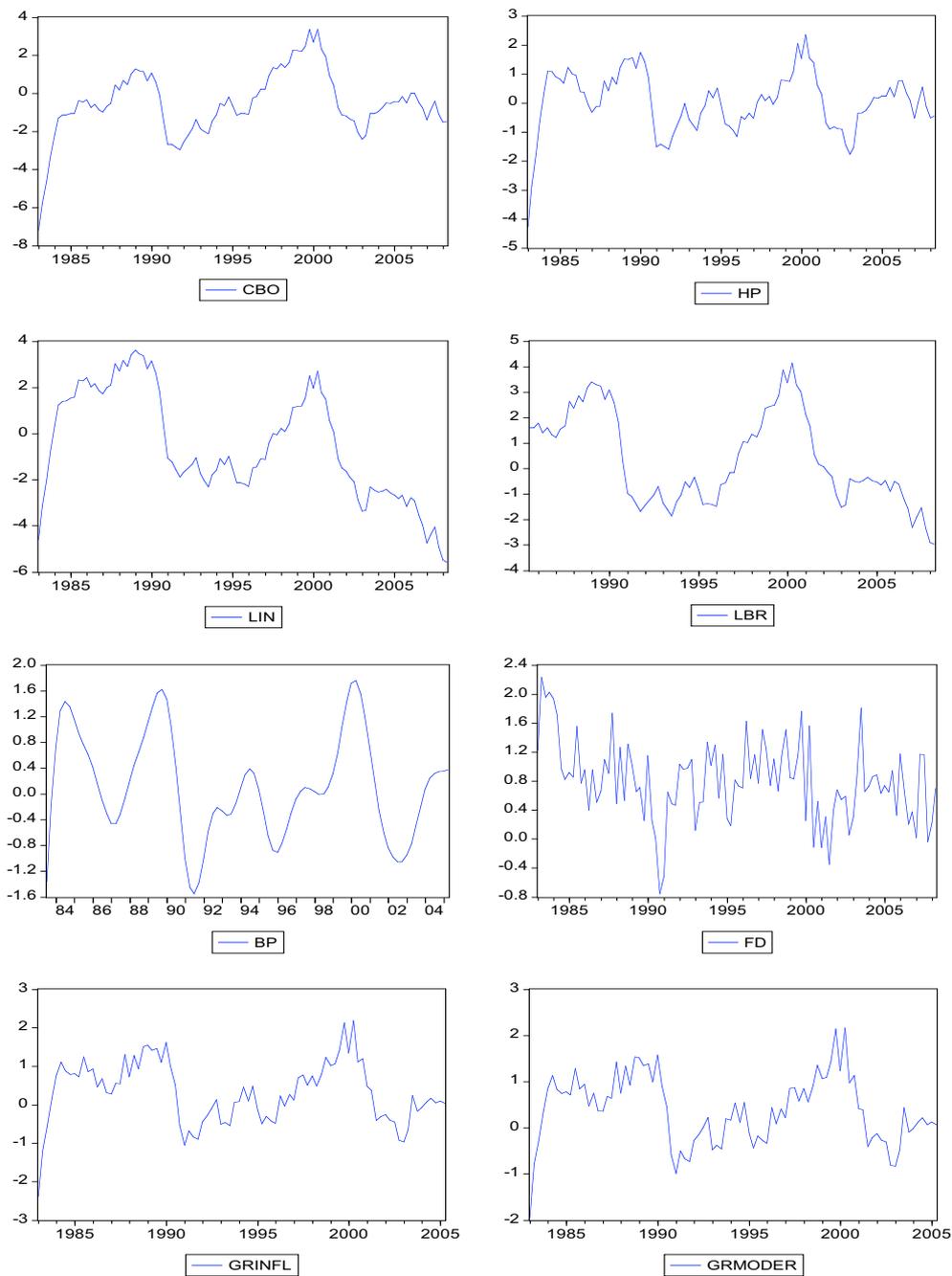
il peso del filtro CBO è normalizzato a 1 in quanto viene considerato il filtro di riferimento nell'analisi. Gli altri pesi sono dunque da interpretare come pesi relativi rispetto a quello dell'output gap basato sul CBO.

Di seguito viene riportata la matrice di correlazione dei vari filtri. Sulla diagonale sono poste le deviazioni standard dei singoli filtri.

	CBO	BP	FD	GRINFL	GRMOD	HP	LBR	LIN
CBO	2.2134	0.7571	0.2681	0.8846	0.8715	0.8018	0.8723	0.6227
BP	0.7571	1.3337	0.1345	0.8412	0.7888	0.9361	0.6864	0.5977
FD	0.2681	0.1345	0.2642	0.4874	0.5616	0.2767	0.1921	0.1108
GRINFL	0.8846	0.8412	0.4874	1.0038	0.9949	0.8948	0.8562	0.7715
GRMOD	0.8715	0.7888	0.5616	0.9949	0.9013	0.8558	0.8451	0.7559
HP	0.8015	0.9361	0.2767	0.8948	0.8558	1.3145	0.6987	0.6042
LBR	0.8723	0.6864	0.1921	0.8562	0.8451	0.6987	2.4844	0.7428
LIN	0.6227	0.5977	0.1108	0.7715	0.7559	0.6042	0.7428	3.6932

Come si può notare tutti i filtri sembrano avere un buon grado di correlazione. L'unica eccezione è data dal filtro FD che, come dimostrano i grafici che seguono, ha un comportamento diverso rispetto agli altri filtri.

² E. Castelmovo "Investigating post-WWII U.S inflation dynamics with multiple filters", 2009 .



Anche dai grafici si può notare come il filtro FD sia più irregolare rispetto agli altri filtri.

LA CURVA DI DOMANDA AGGREGATA

I modelli neo-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 della curva di domanda aggregata (equazione di Eulero)
- un'equazione per l'inflazione (curva di Phillips)
- una regola di politica per il tasso d'interesse nominale di Breve Periodo

In questo elaborato ci si soffermerà nell'analizzare la curva di domanda aggregata, che descrive quanto consumo oggi rispetto a domani un consumatore deve implementare al fine di massimizzare la sua funzione di utilità, attraverso l'equazione di Eulero. Tale equazione verrà opportunamente modificata³, dalla sua forma originale, per la possibile influenza, nella stima dei suoi parametri, data dai ritardi (lags) dell'output gap (che potranno essere uno, due, o tre, a seconda della loro significatività) e dall'elasticità di sostituzione intertemporale φ anch'essa ritardata di un periodo.

Otterremo così un'equazione del tipo:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \beta_3 y_{t-3} + \phi(\overline{i_{t-1}} + \overline{\pi_{t-1}}) + \varepsilon_t$$

dove:

y_t , rappresenta il *reddito reale detrendizzato* (output gap)

$\overline{i_{t-1}}$ è il *tasso d'interesse nominale medio* di breve periodo (che può essere definito come il costo opportunità di detenere moneta, ovvero ciò a cui si rinuncia quando si sceglie di detenere moneta liquida anziché titoli di debito) ottenuto con:

$$\overline{i_{t-1}} = \frac{i_{t-1} + i_{t-2} + i_{t-3} + i_{t-4}}{4}$$

³ J.C. Fuhrer, G.D. Rudebusch "Estimating the Euler equation for output", *Journal of Monetary Economics*, 2004.

$\overline{\pi_{t-1}}$ è il *tasso d'inflazione medio* (dato dal delatore del PIL, che può essere visto come un aumento generalizzato dei prezzi da un periodo a quello successivo) ottenuto con:

$$\overline{\pi_{t-1}} = \frac{\pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \pi_{t-3} + \pi_{t-4}}{4}$$

ε_t rappresenta uno shock di domanda aggregata.

Il metodo utilizzato per la stima dei parametri dell'equazione di Eulero è quello dei minimi quadrati OLS (*Ordinary Least Squares*). La stima della matrice di varianza-covarianza è effettuata usando il *metodo di White*, che tiene conto della presenza di eteroschedasticità dei residui. Tale metodo non va ad intaccare la stima puntuale dei parametri.

Una volta stimata la significatività dei parametri nelle varie equazioni filtrate si andrà a controllare tramite il CUSUM e il CUSUMQ TEST, il primo basato sulla somma cumulativa dei residui ricorsivi, il secondo sulla somma dei residui al quadrato, la stabilità dei parametri stessi, ovvero si verificherà se vi siano break strutturali all'interno del modello preso in esame. Qualora si osservi qualche rottura strutturale, ovvero instabilità dei parametri, si procederà a stimare dei sottocampioni dopo aver ricercato il punto di rottura tramite il *Chow Breakpoint test*.

Questa analisi permette di verificare empiricamente la presenza di diversità tra le varie equazioni a seconda del filtro utilizzato per detrendizzare le serie di dati del reddito reale.

Questo a dimostrazione del fatto che usare un filtro scelto arbitrariamente può portare a grandi distorsioni nelle stime, mentre l'utilizzo di filtri diversi tende a ridurre tali distorsioni⁴.

Come ultima analisi è stata calcolata la deviazione standard dei valori fittati per controllare se vi siano differenze tra i vari filtri ed i vari sottocampioni in termini di volatilità, la caratteristica di certe variabili di essere difficilmente prevedibili.

⁴ F. Canova, F. Ferroni "Multiple filtering devices for the estimation of cyclical DSGE models", 2009.

STIMA DEI MODELLI

Come primo modello in esame si è scelto di analizzare il modello con reddito reale detrendizzato tramite filtro CBO.

Da un'analisi preliminare sui ritardi, fatta osservando l'output di E-Views nel quale si era stimato un modello con più ritardi, si propende a scegliere quello con due lags.

MODELLO CON FILTRO CBO

CAMPIONE 1954:3-2008:2

Dependent Variable: Y

Method: Least Squares

Date: 02/12/09 Time: 15:40

Sample(adjusted): 1955:3 2008:2

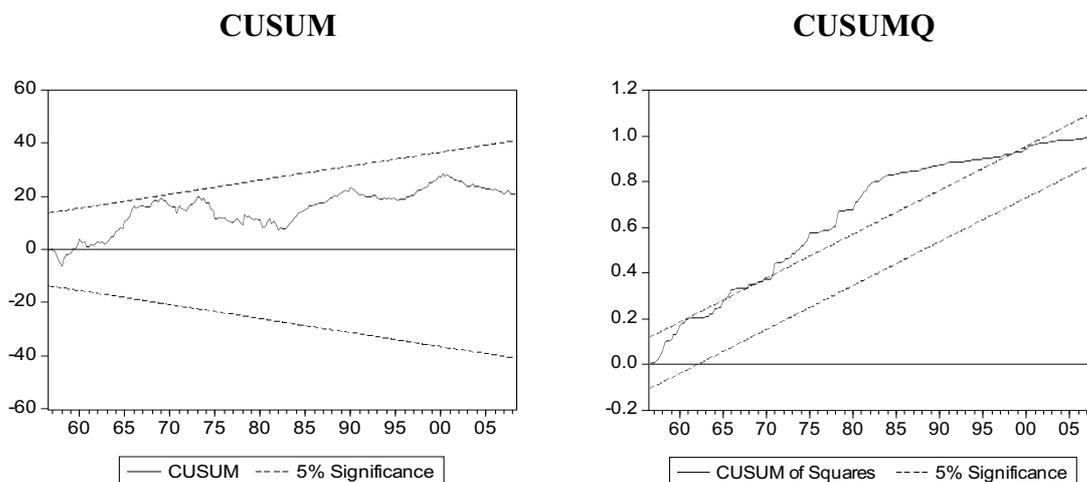
Included observations: 212 after adjusting endpoints

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.057692	0.081049	0.711815	0.4774
Y(-1)	1.198805	0.078349	15.30086	0.0000
Y(-2)	-0.299316	0.075162	-3.982260	0.0001
PHI(-1)	-0.187488	0.103443	-1.812474	0.0714
R-squared	0.882244	Mean dependent var		0.283384
Adjusted R-squared	0.880546	S.D. dependent var		2.356529
S.E. of regression	0.814466	Akaike info criterion		2.446120
Sum squared resid	137.9778	Schwarz criterion		2.509451
Log likelihood	-255.2887	F-statistic		519.4570
Durbin-Watson stat	2.093569	Prob(F-statistic)		0.000000

Come si può notare i due ritardi della variabile dipendente sono significativi mentre la costante è decisamente non significativa, come ci si aspettava per il fatto che la media campionaria della serie costruita è molto vicina allo zero. Il parametro φ si può, invece, considerare significativo a livello di confidenza del 90% mentre a livello di confidenza del 95% perde la sua significatività. Questo è dovuto al fatto che l'elasticità di sostituzione intertemporale è tipicamente borderline in termini di significatività.

Andiamo ora ad eseguire il CUSUM e il CUSUMQ TEST per la verifica di eventuali rotture strutturali.



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

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

Chow Breakpoint Test: 1983:1

F-statistic	2.477294	Probability	0.045358
Log likelihood ratio	10.05550	Probability	0.039503

L'output di E-views evidenzia un break strutturale intorno al primo trimestre dell'anno 1983.

Si è passati quindi alla stima dei due sottocampioni, uno antecedente al break e uno successivo.

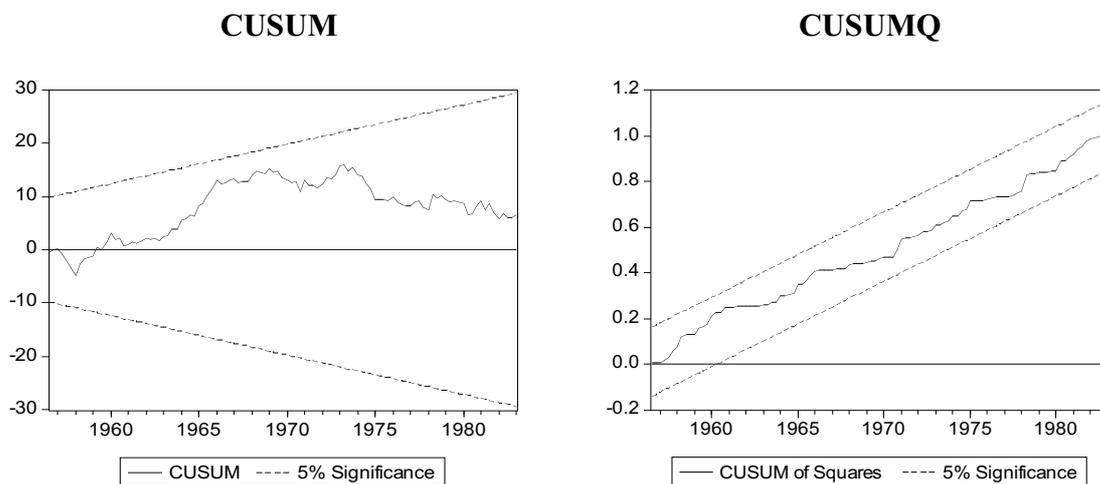
SOTTOCAMPIONE 1954:3-1983:1

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 02/23/09 Time: 22:13
Sample(adjusted): 1955:3 1983:1
Included observations: 111 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.116688	0.117800	0.990560	0.3241
Y(-1)	1.140539	0.092735	12.29893	0.0000
Y(-2)	-0.244856	0.093741	-2.612055	0.0103
PHI(-1)	-0.524679	0.190546	-2.753551	0.0069
R-squared	0.879388	Mean dependent var		0.092781
Adjusted R-squared	0.876006	S.D. dependent var		2.886160
S.E. of regression	1.016297	Akaike info criterion		2.905578
Sum squared resid	110.5159	Schwarz criterion		3.003219
Log likelihood	-157.2596	F-statistic		260.0470
Durbin-Watson stat	2.039815	Prob(F-statistic)		0.000000

Si può notare come tutti i parametri, a meno della costante, siano significativi ($\alpha = 5\%$).

Andiamo ora ad eseguire il CUSUM e il CUSUMQ TEST per la verifica di eventuali rotture strutturali.



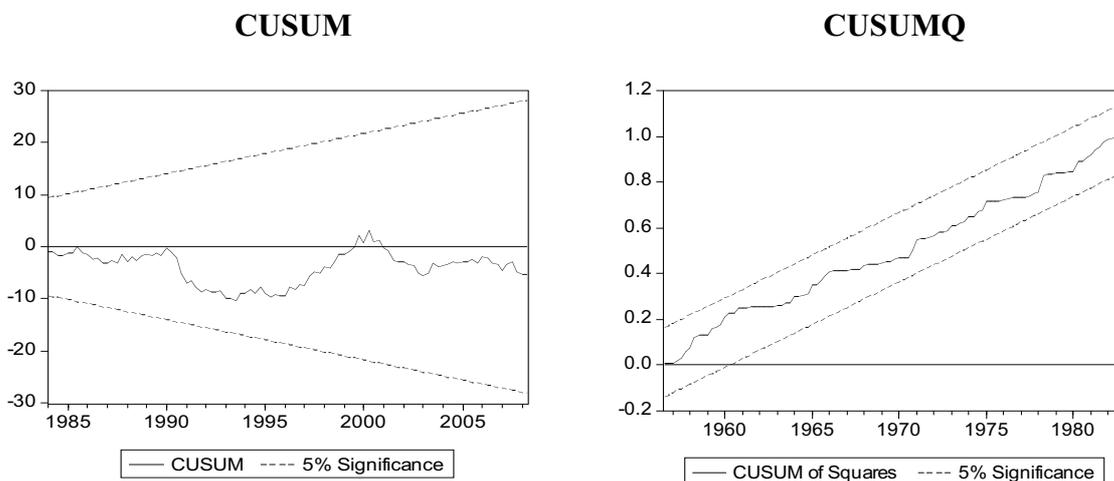
Come si può notare da entrambi i test, sono assenti break strutturali nel modello.

SOTTOCAMPIONE 1983:1-2008:2

Dependent Variable: Y
 Method: Least Squares
 Date: 02/23/09 Time: 22:13
 Sample: 1983:1 2008:2
 Included observations: 102

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.065630	0.080285	-0.817458	0.4156
Y(-1)	1.202812	0.091458	13.15147	0.0000
Y(-2)	-0.313033	0.086522	-3.617961	0.0005
PHI(-1)	0.055213	0.085589	0.645097	0.5204
R-squared	0.926226	Mean dependent var		-0.558804
Adjusted R-squared	0.923968	S.D. dependent var		1.699670
S.E. of regression	0.468667	Akaike info criterion		1.360577
Sum squared resid	21.52556	Schwarz criterion		1.463517
Log likelihood	-65.38942	F-statistic		410.1267
Durbin-Watson stat	2.234197	Prob(F-statistic)		0.000000

I ritardi restano significativi, mentre il parametro ϕ perde la sua significatività anche a livello di confidenza del 90%. Inoltre, il segno del parametro non è in linea con quanto suggerito dalla teoria economica. Questo segnala una maggiore difficoltà da parte della Banca Centrale nell'influenzare i consumi nel periodo della "Great Moderation".



Si può facilmente notare l'assenza di break strutturali.

Vengono ora riportate delle statistiche descrittive dei tre modelli al fine di far notare le possibili differenze in termini di volatilità.

	1954-2008	1954-1983	1983-2008
Mean	-0.341076	-0.209469	-0.493174
Median	-0.508088	-0.435649	-0.585574
Max	5.875878	5.600051	3.310358
Min	-7.430928	-7.969982	-6.931294
Std. Dev.	2.213437	2.706517	1.635774
Jarque-Bera	6.489930	3.735865	43.07764
Probability	0.038970	0.154443	0.000000
Sum	-72.30805	-23.25101	-50.30378
Sum Sq. Dev.	1033.753	805.7759	270.2515
Observation	212	111	102

Considerando il test di *Jarque-Bera*, la cui ipotesi nulla è che la serie sia distribuita come una normale, il *p-value* del test ci fa vedere come per la prima serie siamo al limite del rifiuto, per la seconda accettiamo senza dubbio l'ipotesi nulla, per la terza la rifiutiamo.

Si può anche notare come le tre deviazioni standard (volatilità) differiscano alquanto tra loro. Anche questa diversità può essere imputata e spiegata dalla "Great Moderation".

Andiamo ora ad analizzare il modello con il reddito reale detrendizzato tramite filtro HP.

L'analisi sui ritardi fa propendere a stimare il modello con due lags.

MODELLO CON FILTRO HP

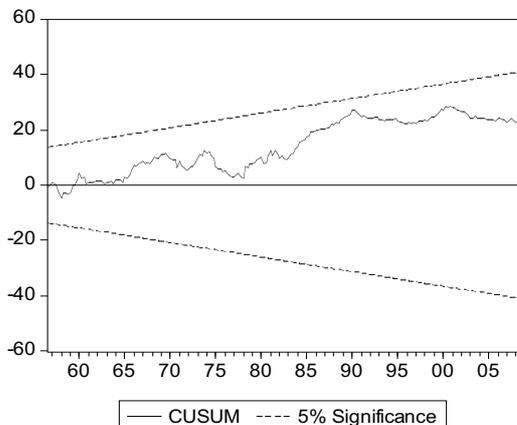
CAMPIONE 1954:3-2008:2

Dependent Variable: Y
 Method: Least Squares
 Date: 02/12/09 Time: 15:57
 Sample(adjusted): 1955:3 2008:2
 Included observations: 212 after adjusting endpoints
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

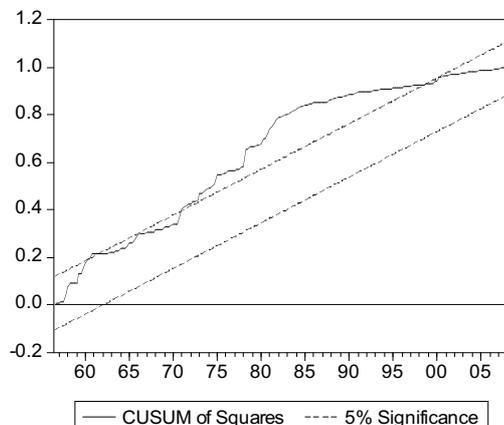
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.084484	0.079488	1.062859	0.2891
Y(-1)	1.084353	0.076316	14.20881	0.0000
Y(-2)	-0.282205	0.075013	-3.762071	0.0002
PHI(-1)	-0.163614	0.102098	-1.602527	0.1106
R-squared	0.747467	Mean dependent var		0.012025
Adjusted R-squared	0.743825	S.D. dependent var		1.520375
S.E. of regression	0.769518	Akaike info criterion		2.332583
Sum squared resid	123.1689	Schwarz criterion		2.395915
Log likelihood	-243.2538	F-statistic		205.2187
Durbin-Watson stat	2.103834	Prob(F-statistic)		0.000000

Dall'output si evince che i due ritardi sono significativi al contrario della costante ($\alpha = 10\%$). L'elasticità di sostituzione intertemporale è borderline.

CUSUM



CUSUMQ



Come nel modello precedente, anche in questo si può notare l'uscita dalle bande di confidenza nel test CUSUMQ.

Applichiamo il *Chow test* per verificare la presenza di break strutturali.

Chow Breakpoint Test: 1983:1

F-statistic	2.672639	Probability	0.033205
Log likelihood ratio	10.82849	Probability	0.028561

Anche per questo modello si trova una rottura strutturale intorno al primo trimestre del 1983.

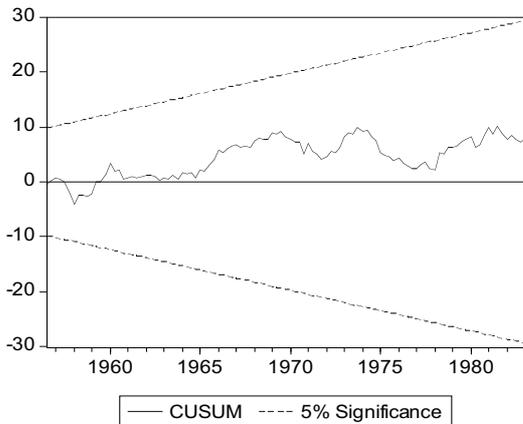
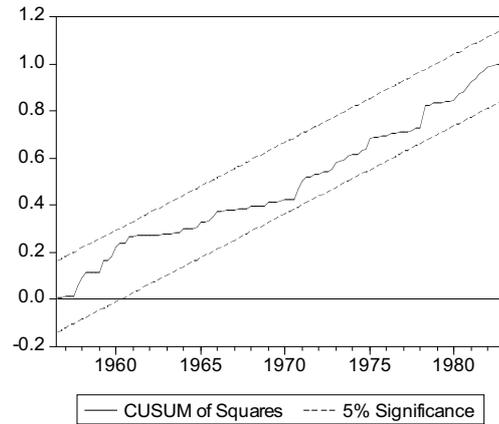
Analizziamo, quindi, i due sottocampioni, uno antecedente e uno successivo alla data del break.

SOTTOCAMPIONE 1954:3-1983:1

Dependent Variable: Y
 Method: Least Squares
 Date: 02/23/09 Time: 22:19
 Sample(adjusted): 1955:3 1983:1
 Included observations: 111 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.144468	0.110699	1.305053	0.1947
Y(-1)	1.029816	0.092243	11.16417	0.0000
Y(-2)	-0.233685	0.094433	-2.474604	0.0149
PHI(-1)	-0.504134	0.177176	-2.845384	0.0053
R-squared	0.752465	Mean dependent var		-0.033374
Adjusted R-squared	0.745525	S.D. dependent var		1.900952
S.E. of regression	0.958946	Akaike info criterion		2.789406
Sum squared resid	98.39469	Schwarz criterion		2.887047
Log likelihood	-150.8120	F-statistic		108.4207
Durbin-Watson stat	2.065571	Prob(F-statistic)		0.000000

I due ritardi sono sempre significativi e anche il parametro φ lo è diventato a livello di confidenza del 95%.

CUSUM**CUSUMQ**

Il test evidenzia l'assenza di rotture strutturali e quindi la stabilità dei parametri.

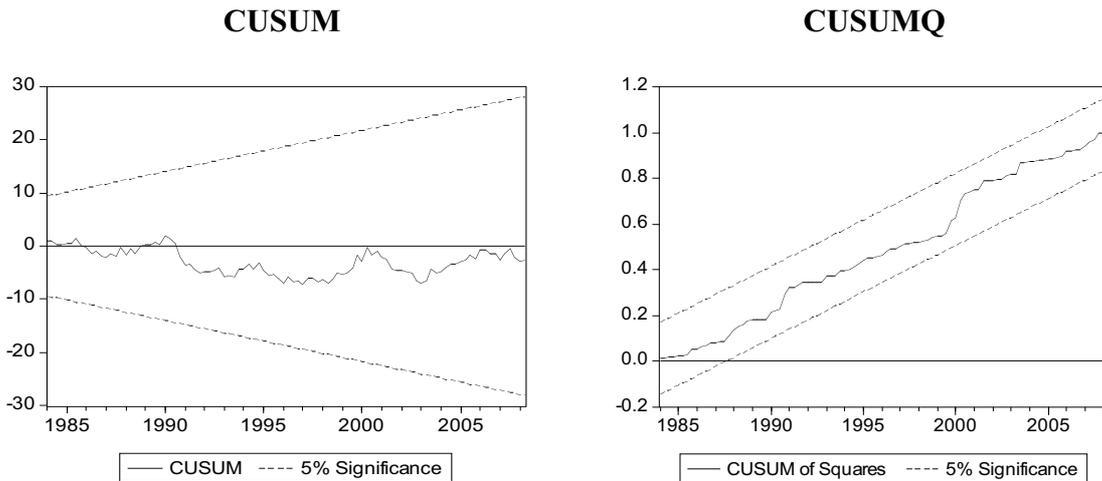
SOTTOCAMPIONE 1983:1-2008:2

Dependent Variable: Y
 Method: Least Squares
 Date: 02/23/09 Time: 22:18
 Sample: 1983:1 2008:2
 Included observations: 102

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.028080	0.074083	-0.379031	0.7055
Y(-1)	1.082179	0.092059	11.75529	0.0000
Y(-2)	-0.278386	0.086627	-3.213601	0.0018
PHI(-1)	0.074999	0.080369	0.933187	0.3530
R-squared	0.826516	Mean dependent var		0.019287
Adjusted R-squared	0.821206	S.D. dependent var		1.036371
S.E. of regression	0.438220	Akaike info criterion		1.226235
Sum squared resid	18.81960	Schwarz criterion		1.329175
Log likelihood	-58.53796	F-statistic		155.6316
Durbin-Watson stat	2.249350	Prob(F-statistic)		0.000000

Il parametro dell'elasticità di sostituzione intertemporale torna a non essere significativo anche a livello di confidenza del 90%.

Come per il sottocampione stimato dopo il 1983 per il modello con filtro CBO il coefficiente stimato del parametro diventa positivo in controtendenza a ciò che è suggerito dalle teorie economiche.



Come ci si aspettava non vi è fuoriuscita dalle bande di confidenza in nessuno dei due test. Vi è stabilità strutturale.

Sono ora riportate delle statistiche descrittive dei tre modelli al fine di far notare le possibili differenze in termini di volatilità.

	1954-2008	1954-1983	1983-2008
Mean	-0.072459	-0.177842	0.047367
Median	0.036824	-0.086672	0.091840
Max	3.153760	2.999291	2.186534
Min	-4.276340	-4.825903	-3.855365
Std. Dev.	1.314457	1.648977	0.942195
Jarque-Bera	16.84869	4.349426	47.58381
Probability	0.000219	0.113641	0.000000
Sum	-15.36134	-19.74048	4.831393
Sum Sq. Dev.	364.5653	299.1036	89.66088
Observation	212	111	102

Considerando il test di *Jarque-Bera* il *p-value* del test dimostra che per la prima e per la terza serie di dati si rifiuta l'ipotesi nulla di normalità, per la seconda invece la si accetta.

Le tre deviazioni standard (volatilità) sono differenti tra loro come nel caso precedente.

Andiamo ora ad analizzare il modello con reddito reale detrendizzato tramite filtro LIN.

L'analisi sui ritardi fa propendere a stimare il modello con due lags.

MODELLO CON FILTRO LIN

CAMPIONE 1954:3-2008:2

Dependent Variable: Y

Method: Least Squares

Date: 02/12/09 Time: 16:17

Sample(adjusted): 1955:3 2008:2

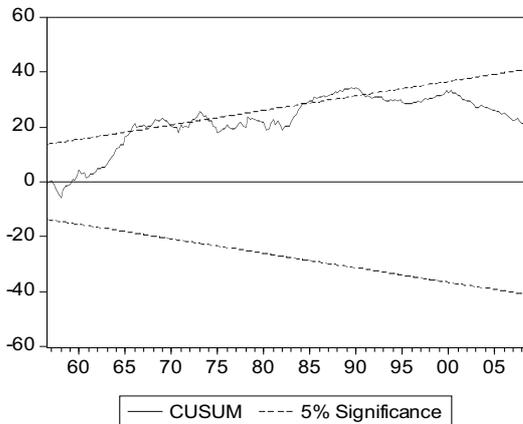
Included observations: 212 after adjusting endpoints

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

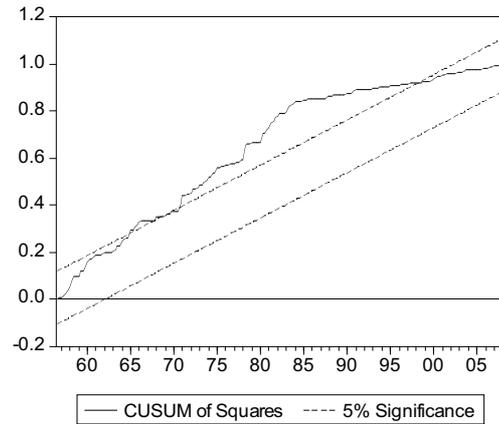
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.050343	0.086691	0.580725	0.5621
Y(-1)	1.261258	0.076857	16.41041	0.0000
Y(-2)	-0.291743	0.076867	-3.795414	0.0002
PHI(-1)	-0.111919	0.110759	-1.010470	0.3134
R-squared	0.950561	Mean dependent var		0.076493
Adjusted R-squared	0.949848	S.D. dependent var		3.787999
S.E. of regression	0.848312	Akaike info criterion		2.527551
Sum squared resid	149.6836	Schwarz criterion		2.590882
Log likelihood	-263.9204	F-statistic		1333.060
Durbin-Watson stat	2.061698	Prob(F-statistic)		0.000000

L'output di E-Views ci indica che il parametro *dell'elasticità di sostituzione intertemporale* in questo modello con filtro LIN non è significativo nemmeno a livello di confidenza del 90%.

CUSUM



CUSUMQ



Per la prima volta si nota fuoriuscita dalle bande di confidenza in entrambi i test, segno di una forte instabilità nei parametri, probabilmente dovuto al fatto che il filtro LIN adatta un trend lineare alla serie grezza di dati senza tener conto di eventuali break strutturali nel campione.

Cerchiamo ora attraverso il *Chow test* la data di rottura strutturale.

Chow Breakpoint Test: 1983:1

F-statistic	2.841675	Probability	0.025300
Log likelihood ratio	11.49511	Probability	0.021529

Anche in questo caso il test di Chow conferma la rottura strutturale intorno al primo trimestre del 1983.

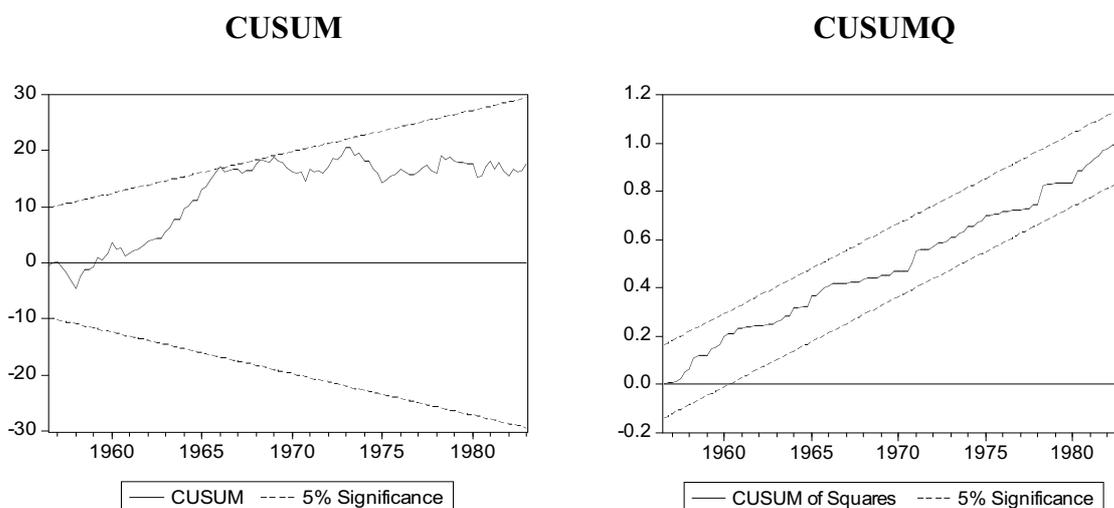
Si procede ora con la stima dei due sottocampioni.

SOTTOCAMPIONE 1954:3-1983:1

Dependent Variable: Y
 Method: Least Squares
 Date: 02/23/09 Time: 22:24
 Sample(adjusted): 1955:3 1983:1
 Included observations: 111 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.161108	0.122667	1.313376	0.1919
Y(-1)	1.188191	0.094142	12.62131	0.0000
Y(-2)	-0.219639	0.094766	-2.317693	0.0224
PHI(-1)	-0.440270	0.195240	-2.255024	0.0262
R-squared	0.950555	Mean dependent var		0.626131
Adjusted R-squared	0.949169	S.D. dependent var		4.681229
S.E. of regression	1.055421	Akaike info criterion		2.981127
Sum squared resid	119.1887	Schwarz criterion		3.078768
Log likelihood	-161.4526	F-statistic		685.6730
Durbin-Watson stat	1.997503	Prob(F-statistic)		0.000000

L'elasticità di sostituzione intertemporale in questo sottocampione torna ad essere significativa a livello di confidenza del 95%.



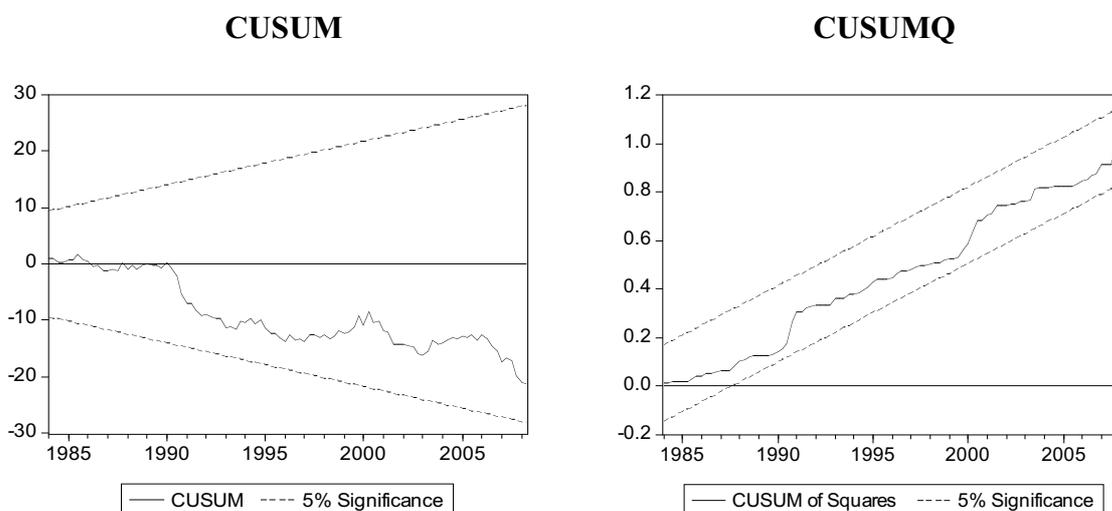
Anche in questo sottocampione vi è stabilità strutturale.

SOTTOCAMPIONE 1983:1-2008:2

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 02/23/09 Time: 22:25
Sample: 1983:1 2008:2
Included observations: 102

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.259660	0.101678	-2.553752	0.0122
Y(-1)	1.292665	0.091706	14.09568	0.0000
Y(-2)	-0.366056	0.090175	-4.059370	0.0001
PHI(-1)	0.291272	0.108266	2.690339	0.0084
R-squared	0.957747	Mean dependent var	-0.567489	
Adjusted R-squared	0.956454	S.D. dependent var	2.361259	
S.E. of regression	0.492740	Akaike info criterion	1.460757	
Sum squared resid	23.79372	Schwarz criterion	1.563698	
Log likelihood	-70.49863	F-statistic	740.4607	
Durbin-Watson stat	2.226068	Prob(F-statistic)	0.000000	

Per la prima volta troviamo tutti i parametri significativi. Come negli altri casi il parametro dell'elasticità, nel sottocampione successivo al break, è diventato positivo.



Non c'è uscita dalle bande di confidenza. Si può quindi affermare che vi sia stabilità nei parametri.

Vengono ora riportate delle statistiche descrittive dei tre modelli al fine di far notare le possibili differenze in termini di volatilità.

	1954-2008	1954-1983	1983-2008
Mean	0.026149	0.465024	-0.567489
Median	-0.100087	1.340606	-1.068586
Max	7.911506	7.743116	3.465387
Min	-10.54400	-10.27531	-5.386896
Std. Dev.	3.693172	4.564034	2.310835
Jarque-Bera	2.238095	7.285181	5.163083
Probability	0.326591	0.026184	0.075657
Sum	5.543607	51.61768	-57.88389
Sum Sq. Dev.	2877.938	2291.344	539.3358
Observation	212	111	102

Per quanto riguarda il test di *Jarque-Bera* il *p-value* del test dimostra che per la prima e la terza serie di dati si può accettare l'ipotesi nulla di normalità, per la seconda la si deve invece rifiutare.

Come segnalato in precedenza le tre deviazioni standard (volatilità) differiscono alquanto tra loro.

Passiamo ad analizzare il modello con reddito reale detrendizzato con filtro LBR.
 Anche per questo modello il ritardo di secondo ordine è significativo.

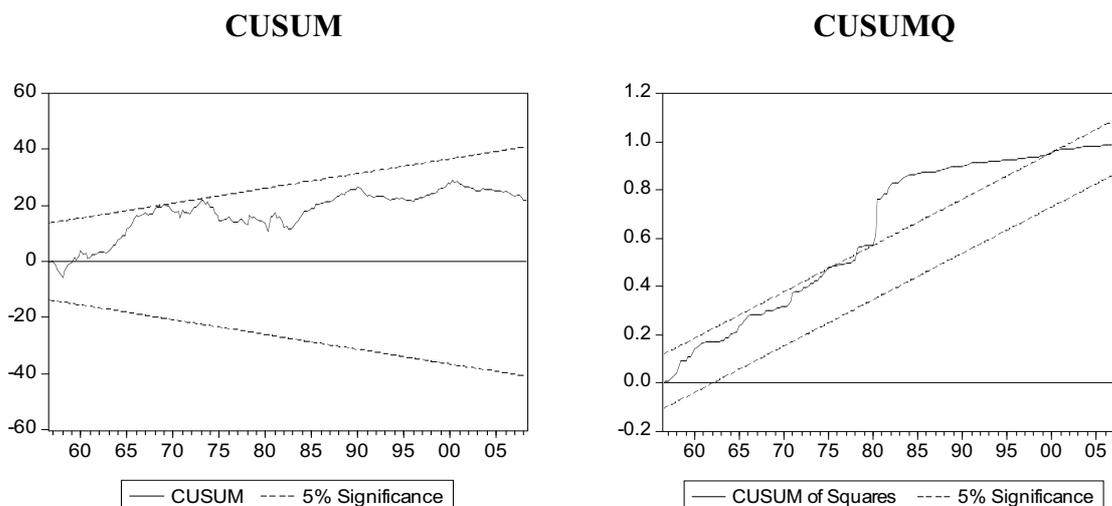
MODELLO CON FILTRO LBR

CAMPIONE 1954:3-2008:2

Dependent Variable: Y
 Method: Least Squares
 Date: 02/12/09 Time: 16:38
 Sample(adjusted): 1955:3 2008:2
 Included observations: 212 after adjusting endpoints
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.014758	0.082759	-0.178324	0.8586
Y(-1)	1.158658	0.108058	10.72258	0.0000
Y(-2)	-0.237119	0.095880	-2.473091	0.0142
PHI(-1)	-0.014460	0.119471	-0.121031	0.9038
R-squared	0.884547	Mean dependent var	-0.026054	
Adjusted R-squared	0.882882	S.D. dependent var	2.641540	
S.E. of regression	0.904002	Akaike info criterion	2.654717	
Sum squared resid	169.9817	Schwarz criterion	2.718049	
Log likelihood	-277.4000	F-statistic	531.1996	
Durbin-Watson stat	2.091442	Prob(F-statistic)	0.000000	

L'output evidenzia la significatività dei due ritardi e la mancanza della stessa per la costante e il parametro ϕ .



Il CUSUM test porterebbe ad affermare la stabilità dei parametri, mentre il CUSUMQ sottolinea l'instabilità strutturale.

Si esegue quindi il *Chow test* per trovare in che periodo può esserci questo break strutturale.

Chow Breakpoint Test: 1958:3

F-statistic	2.594593	Probability	0.037623
Log likelihood ratio	10.52000	Probability	0.032523

Chow Breakpoint Test: 1963:3

F-statistic	2.609751	Probability	0.036722
Log likelihood ratio	10.57995	Probability	0.031713

Chow Breakpoint Test: 1973:3

F-statistic	2.588345	Probability	0.038544
Log likelihood ratio	10.51946	Probability	0.032530

Chow Breakpoint Test: 1982:4

F-statistic	2.591249	Probability	0.038367
Log likelihood ratio	10.53093	Probability	0.032374

Chow Breakpoint Test: 1985:3

F-statistic	2.852572	Probability	0.026275
Log likelihood ratio	11.60709	Probability	0.020525

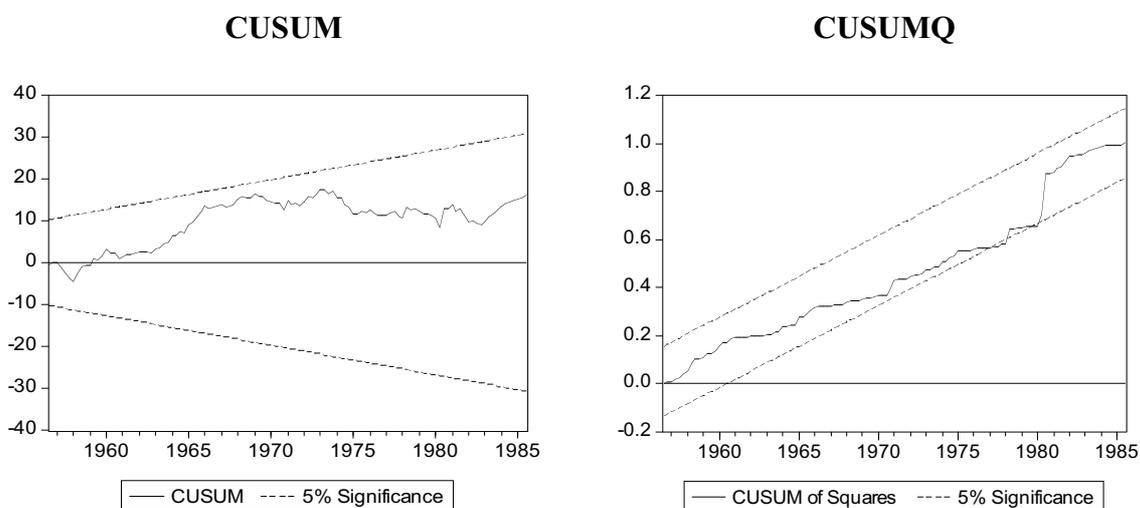
Come si può facilmente notare il Chow test evidenzia più di un break strutturale nel modello. Il break-point trovato che adatta meglio la serie in due sottocampioni è quello del 1985:3, non troppo "distante" dal break-point supportato da altri studi macroeconomici.

SOTTOCAMPIONE 1954:3-1985:3

Dependent Variable: Y
 Method: Least Squares
 Date: 02/25/09 Time: 17:16
 Sample(adjusted): 1955:3 1985:3
 Included observations: 121 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007481	0.128362	0.058281	0.9536
Y(-1)	1.145356	0.089881	12.74305	0.0000
Y(-2)	-0.236781	0.089477	-2.646295	0.0093
PHI(-1)	-0.095574	0.170713	-0.559852	0.5767
R-squared	0.872167	Mean dependent var	-0.303732	
Adjusted R-squared	0.868889	S.D. dependent var	3.108742	
S.E. of regression	1.125650	Akaike info criterion	3.107098	
Sum squared resid	148.2494	Schwarz criterion	3.199521	
Log likelihood	-183.9794	F-statistic	266.0859	
Durbin-Watson stat	2.078810	Prob(F-statistic)	0.000000	

L'output evidenzia la significatività dei due ritardi e la mancanza della stessa per la costante e il parametro ϕ .



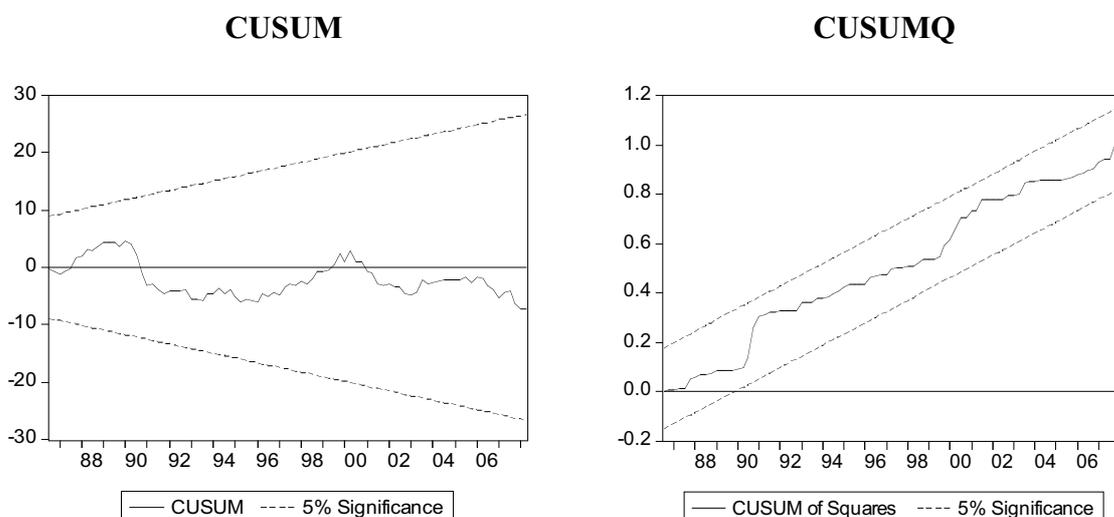
I due test indurrebbero ad affermare la stabilità strutturale, anche se, probabilmente per il fatto che si sono trovati più break tramite il test di Chow, nel grafico CUSUMQ, la banda di confidenza viene sfiorata.

SOTTOCAMPIONE 1985:3-2008:2

Dependent Variable: Y
 Method: Least Squares
 Date: 02/25/09 Time: 17:16
 Sample: 1985:3 2008:2
 Included observations: 92

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.073457	0.090603	-0.810766	0.4197
Y(-1)	1.196860	0.103753	11.53564	0.0000
Y(-2)	-0.247847	0.105883	-2.340762	0.0215
PHI(-1)	0.094602	0.124770	0.758211	0.4504
R-squared	0.927515	Mean dependent var		0.356788
Adjusted R-squared	0.925044	S.D. dependent var		1.792558
S.E. of regression	0.490767	Akaike info criterion		1.456812
Sum squared resid	21.19503	Schwarz criterion		1.566455
Log likelihood	-63.01334	F-statistic		375.3501
Durbin-Watson stat	2.123476	Prob(F-statistic)		0.000000

Anche qui come in tutti i sottocampioni successivi alla data di rottura, il parametro ϕ è diventato positivo e non significativo.



Entrambi i test dimostrano stabilità strutturale nei parametri.

Vengono ora riportate delle statistiche descrittive dei tre modelli al fine di far notare le possibili differenze in termini di volatilità.

	1954-2008	1954-1985	1985-2008
Mean	-0.011296	-0.311213	0.430245
Median	-0.204419	-0.238706	-0.160490
Max	5.716987	5.598263	4.212823
Min	-6.297341	-6.219154	-2.830576
Std. Dev.	2.484378	2.903250	1.726370
Jarque-Bera	0.870524	2.772934	6.160225
Probability	0.647095	0.249957	0.045954
Sum	-2.394837	-37.65683	39.58257
Sum Sq. Dev.	1302.320	1011.463	271.2120
Observation	212	121	92

Per quanto riguarda il test di *Jarque-Bera* il *p-value* del test propende per la prima e la seconda serie di dati ad accettare l'ipotesi nulla di normalità. Per la terza, invece, si è al limite della zona di rifiuto.

Passiamo ad analizzare il modello con reddito reale detrendizzato con filtro BP.

In questo modello, a causa della tipologia di filtro usato, è stato ristretto il campione dal terzo trimestre del 1957 al secondo trimestre del 2005.

Lo studio sui ritardi ha evidenziato la significatività dei ritardi anche di terzo ordine.

MODELLO CON FILTRO BP

CAMPIONE 1957:3-2005:2

Dependent Variable: Y

Method: Least Squares

Date: 02/12/09 Time: 16:57

Sample(adjusted): 1958:2 2005:2

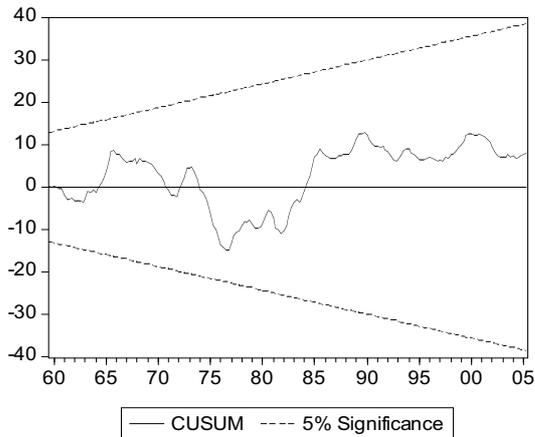
Included observations: 189 after adjusting endpoints

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

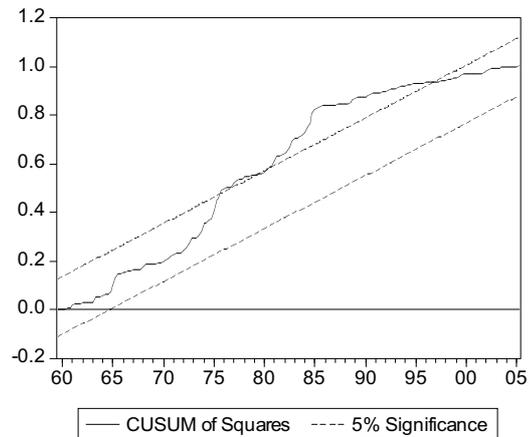
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.012618	0.008286	1.522902	0.1295
Y(-1)	2.611132	0.035900	72.73310	0.0000
Y(-2)	-2.491925	0.065405	-38.10019	0.0000
Y(-3)	0.861783	0.035640	24.18014	0.0000
PHI(-1)	-0.017784	0.011120	-1.599321	0.1115
R-squared	0.996944	Mean dependent var	-0.009118	
Adjusted R-squared	0.996877	S.D. dependent var	1.338974	
S.E. of regression	0.074825	Akaike info criterion	-2.321226	
Sum squared resid	1.030181	Schwarz criterion	-2.235465	
Log likelihood	224.3558	F-statistic	15004.34	
Durbin-Watson stat	0.791484	Prob(F-statistic)	0.000000	

Come già notato in precedenza, si vede come il parametro φ sia borderline.

CUSUM



CUSUMQ



Dal CUSUMQ ci si aspetta una rottura strutturale in quanto si può notare un'uscita dalle bande di confidenza nel grafico riportato.

Con l'analisi fatta attraverso al *test di Chow* si è visto che anche in questo caso vi sono più rotture strutturali (dal 1970:1 al 1975:2 e dal 1981:4 al 1984:3).

La data che meglio suddivide il modello in due sottocampioni è il terzo trimestre del 1983.

Chow Breakpoint Test: 1983:3

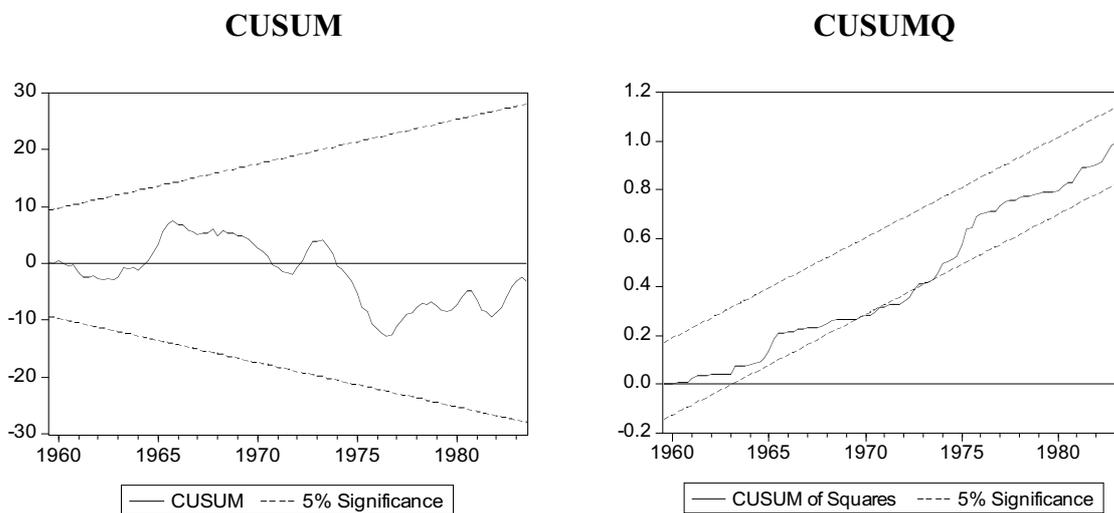
F-statistic	3.823864	Probability	0.002575
Log likelihood ratio	19.18043	Probability	0.001779

SOTTOCAMPIONE 1957:3-1983:3

Dependent Variable: Y
 Method: Least Squares
 Date: 02/25/09 Time: 17:44
 Sample: 1958:2 1983:3
 Included observations: 102

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.021583	0.011437	1.887139	0.0621
Y(-1)	2.605909	0.046144	56.47325	0.0000
Y(-2)	-2.507115	0.083300	-30.09753	0.0000
Y(-3)	0.881980	0.045758	19.27506	0.0000
PHI(-1)	-0.053181	0.017233	-3.086098	0.0026
R-squared	0.997382	Mean dependent var	-0.123439	
Adjusted R-squared	0.997274	S.D. dependent var	1.661902	
S.E. of regression	0.086766	Akaike info criterion	-2.003419	
Sum squared resid	0.730254	Schwarz criterion	-1.874744	
Log likelihood	107.1744	F-statistic	9239.140	
Durbin-Watson stat	0.808577	Prob(F-statistic)	0.000000	

Si può notare come sia il parametro dell'*elasticità di sostituzione intertemporale* (al 95%) e la costante (al 90%) siano significative.



Si può notare una leggera fuoriuscita dalle bande di confidenza proprio in corrispondenza dei primi anni Settanta, come confermato dal *test di Chow* in precedenza.

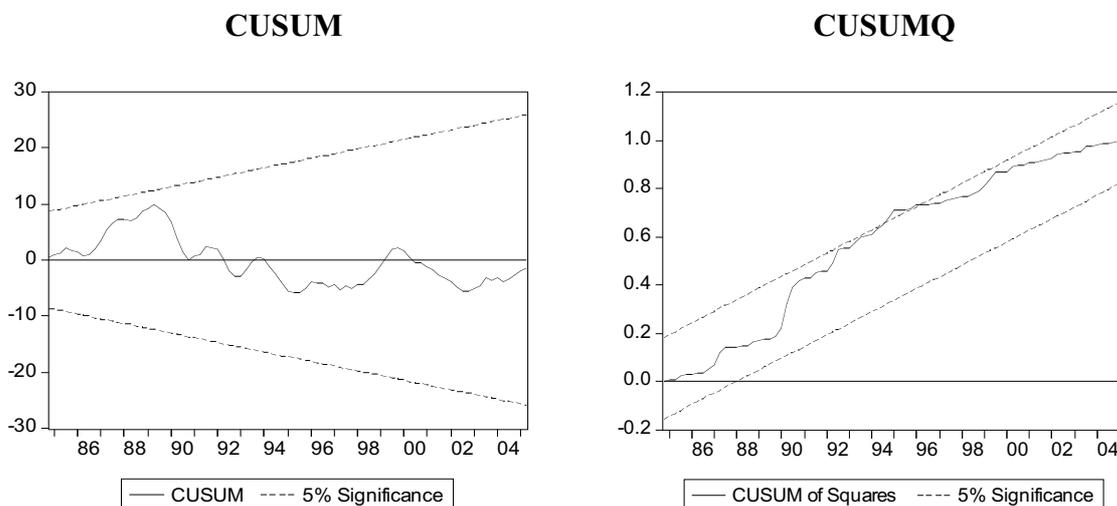
SOTTOCAMPIONE 1983:3-2005:2

Dependent Variable: Y
 Method: Least Squares
 Date: 02/25/09 Time: 17:45
 Sample(adjusted): 1983:3 2005:2
 Included observations: 88 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004956	0.009703	0.510794	0.6109
Y(-1)	2.521821	0.059151	42.63356	0.0000
Y(-2)	-2.268593	0.103814	-21.85248	0.0000
Y(-3)	0.729209	0.053234	13.69816	0.0000
PHI(-1)	-0.004116	0.010603	-0.388189	0.6989
R-squared	0.996446	Mean dependent var	0.107870	
Adjusted R-squared	0.996275	S.D. dependent var	0.812478	
S.E. of regression	0.049590	Akaike info criterion	-3.114912	
Sum squared resid	0.204112	Schwarz criterion	-2.974154	

La costante e il parametro ϕ tornano ad essere non significativi.

Per la prima volta per dei sottocampioni successivi al punto di rottura il parametro resta negativo.



Sembra esserci una leggera fuoriuscita dalle bande di confidenza nel test del CUSUMQ, ma non è segnalata dal *test di Chow*.

Vengono ora riportate delle statistiche descrittive dei tre modelli al fine di far notare le possibili differenze in termini di volatilità.

	1957-2005	1957-1983	1983-2005
Mean	-0.019544	-0.145022	0.102913
Median	-0.050052	-0.264753	0.057858
Max	3.488081	3.458570	1.809178
Min	-4.207015	-4.241970	-1.624303
Std. Dev.	1.333726	1.659725	0.811032
Jarque-Bera	4.941159	0.637662	1.621643
Probability	0.084536	0.726999	0.444493
Sum	-3.713436	-14.79224	9.056386
Sum Sq. Dev.	336.1979	278.2235	57.22622
Observation	190	102	88

Il *p-value* del test di *Jarque-Bera* porta ad accettare per tutte tre le serie di dati l'ipotesi nulla di normalità.

Come ultimo si stimerà il modello con reddito reale detrendizzato con filtro FD.
 Lo studio sui ritardi ha evidenziato la significatività dei ritardi solo di primo ordine.

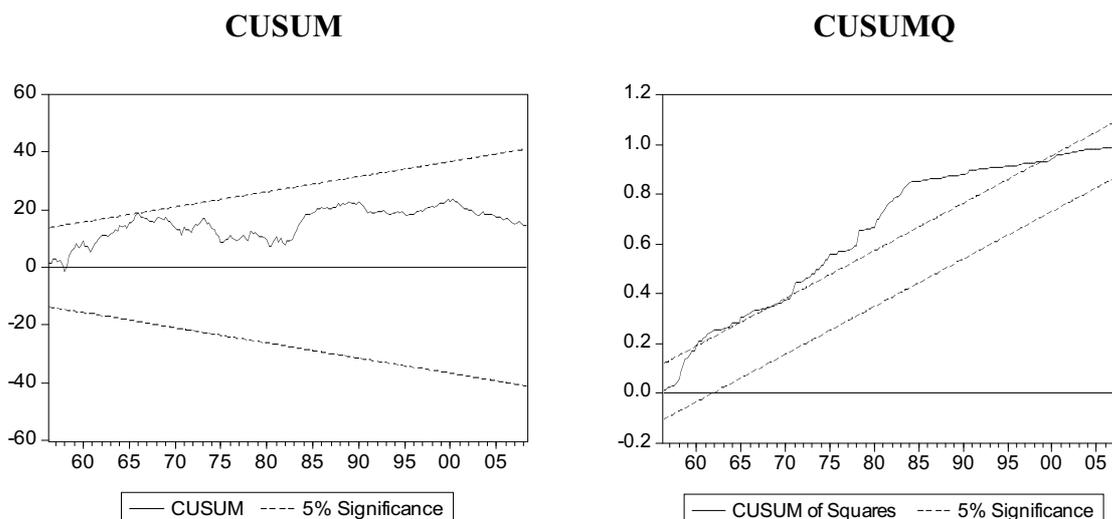
MODELLO CON FILTRO FD

CAMPIONE 1954:3-2008:2

Dependent Variable: Y
 Method: Least Squares
 Date: 02/12/09 Time: 17:09
 Sample(adjusted): 1955:3 2008:2
 Included observations: 212 after adjusting endpoints
 White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.647844	0.117793	5.499834	0.0000
Y(-1)	0.272470	0.077022	3.537544	0.0005
PHI(-1)	-0.139816	0.109711	-1.274410	0.2039
R-squared	0.088145	Mean dependent var		0.788516
Adjusted R-squared	0.079419	S.D. dependent var		0.889908
S.E. of regression	0.853839	Akaike info criterion		2.535903
Sum squared resid	152.3697	Schwarz criterion		2.583401
Log likelihood	-265.8057	F-statistic		10.10153
Durbin-Watson stat	2.042695	Prob(F-statistic)		0.000065

La costante risulta significativa da subito al contrario del parametro φ .



Si nota fuoriuscita dalle bande di confidenza nel test CUSUMQ.

Passiamo alla verifica del break strutturale con il *test di Chow*.

Chow Breakpoint Test: 1983:1

F-statistic	3.122798	Probability	0.026945
Log likelihood ratio	9.428470	Probability	0.024105

Il break si ha intorno al primo trimestre del 1983.

SOTTOCAMPIONE 1954:3-1983:1

Dependent Variable: Y

Method: Least Squares

Date: 02/25/09 Time: 16:14

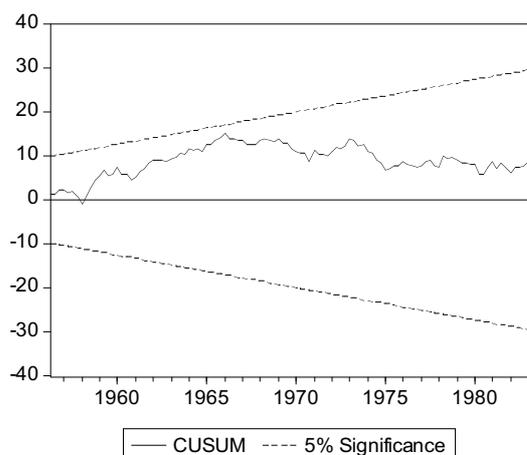
Sample(adjusted): 1955:3 1983:1

Included observations: 111 after adjusting endpoints

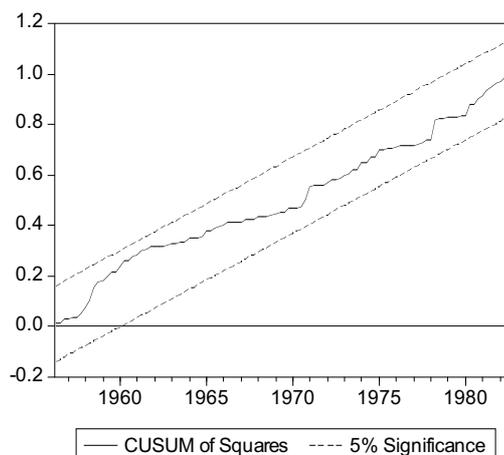
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.788758	0.153476	5.139278	0.0000
Y(-1)	0.200014	0.094251	2.122143	0.0361
PHI(-1)	-0.452942	0.196014	-2.310770	0.0227
R-squared	0.112196	Mean dependent var	0.782593	
Adjusted R-squared	0.095755	S.D. dependent var	1.115427	
S.E. of regression	1.060680	Akaike info criterion	2.982352	
Sum squared resid	121.5044	Schwarz criterion	3.055582	
Log likelihood	-162.5205	F-statistic	6.824249	
Durbin-Watson stat	1.981350	Prob(F-statistic)	0.001619	

Tutti i parametri risultano significativi con $\alpha = 5\%$.

CUSUM



CUSUMQ



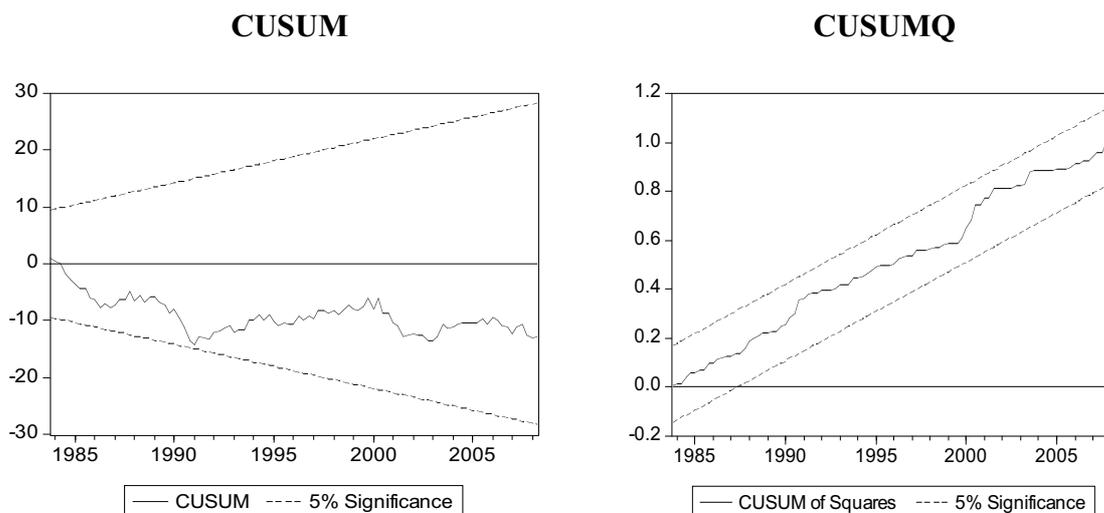
In entrambi i test vi è stabilità strutturale.

SOTTOCAMPIONE 1983:1-2008:2

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 02/25/09 Time: 16:15
Sample: 1983:1 2008:2
Included observations: 102

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.435631	0.106046	4.107932	0.0001
Y(-1)	0.345551	0.093260	3.705242	0.0003
PHI(-1)	0.120083	0.094437	1.271567	0.2065
R-squared	0.149556	Mean dependent var		0.799248
Adjusted R-squared	0.132376	S.D. dependent var		0.548756
S.E. of regression	0.511146	Akaike info criterion		1.524649
Sum squared resid	25.86579	Schwarz criterion		1.601854
Log likelihood	-74.75709	F-statistic		8.704924
Durbin-Watson stat	2.127008	Prob(F-statistic)		0.000329

Il parametro ϕ torna ad essere non significativo e positivo.



I due grafici mostrano stabilità strutturale nel campione in esame.

Vengono ora riportate delle statistiche descrittive dei tre modelli al fine di far notare le possibili differenze in termini di volatilità.

	1954-2008	1954-1983	1983-2008
Mean	0.788516	0.782592	0.799247
Median	0.790619	0.837087	0.805794
Max	1.703429	1.569405	1.368624
Min	-0.117978	-0.563568	0.295360
Std. Dev.	0.264206	0.373620	0.212218
Jarque-Bera	23.41909	34.75570	1.555739
Probability	0.000008	0.000000	0.459384
Sum	167.1653	86.86773	81.52321
Sum Sq. Dev.	14.72884	15.35510	4.548675
Observation	212	111	102

Per quanto riguarda il test di *Jarque-Bera*, il *p-value* del test rende accettabile l'ipotesi nulla di normalità solo per la terza serie di dati.

FILTRI MULTIPLI

Scopo di questo elaborato, oltre a far vedere le differenze che intercorrono nella stima dei parametri in modelli costruiti su serie di stessi dati trasformati con l'utilizzo di filtri diversi⁵, è costruire un filtro multiplo attraverso la media ponderata dei filtri stessi.

I pesi dati ai differenti filtri sono riportati nella seguente tabella⁶:

	CBO	HP	LIN	LBR	BP	FD
GR.Infl.	1	1,77	0,91	0,85	2,04	4,33
GR.Moder.	1	1,17	0,83	0,80	1,34	4,88

Per poter costruire tali filtri multipli si è dovuto restringere il campione di dati da modellare dal primo trimestre 1960 al secondo trimestre 2005 a causa della numerosità campionaria dell'output gap costruito con il filtro BP.

MODELLO CON FILTRO GR.INFL.

CAMPIONE 1957:3-2005:2

Dependent Variable: Y

Method: Least Squares

Date: 03/03/09 Time: 14:29

Sample(adjusted): 1957:4 2005:2

Included observations: 191 after adjusting endpoints

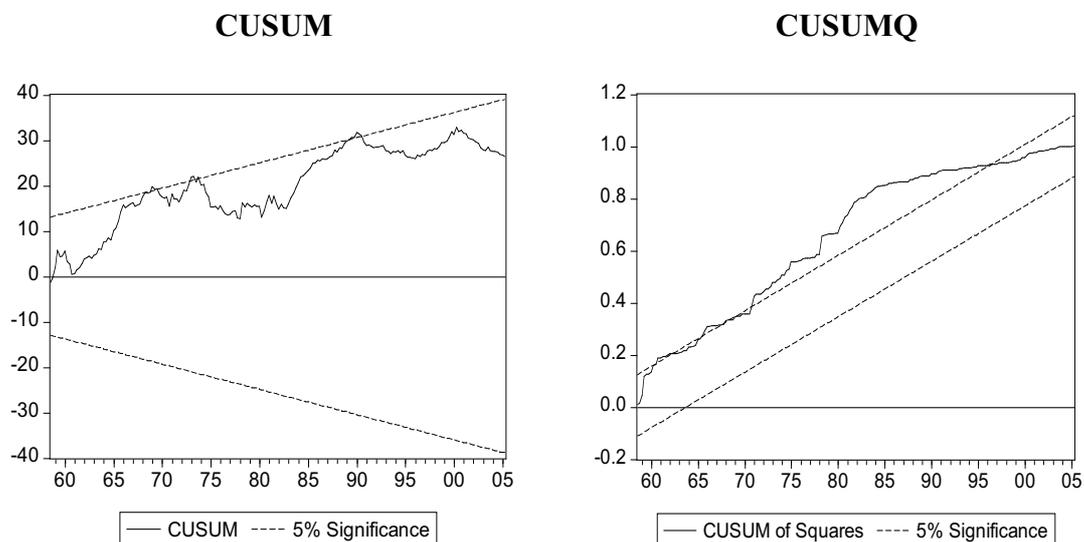
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.140243	0.082435	1.701254	0.0905
Y(-1)	0.808926	0.043106	18.76612	0.0000
PHI(-1)	-0.137241	0.097639	-1.405606	0.1615
R-squared	0.657808	Mean dependent var		0.314663
Adjusted R-squared	0.654168	S.D. dependent var		1.237609
S.E. of regression	0.727807	Akaike info criterion		2.218021
Sum squared resid	99.58421	Schwarz criterion		2.269104
Log likelihood	-208.8210	F-statistic		180.6996
Durbin-Watson stat	2.016456	Prob(F-statistic)		0.000000

⁵ F. Canova, F. Ferroni "Multiple filtering devices for the estimation of cyclical DSGE models", 2009.

⁶ E. Castelnuovo "Investigating post-WWII U.S inflation dynamics with multiple filters", 2009

L'output di E-Views mette in luce la significatività dei parametri, compresa la costante, a livello di confidenza del 90%. Il parametro φ è borderline.



Entrambi i grafici mostrano una fuoriuscita dalle bande di confidenza, il che sta a significare la mancanza di stabilità strutturale.

Applicando il *test di Chow* si è notato come il break strutturale si trovi intorno al 1983.

Chow Breakpoint Test: 1983:1

F-statistic	3.599890	Probability	0.014596
Log likelihood ratio	10.83663	Probability	0.012643

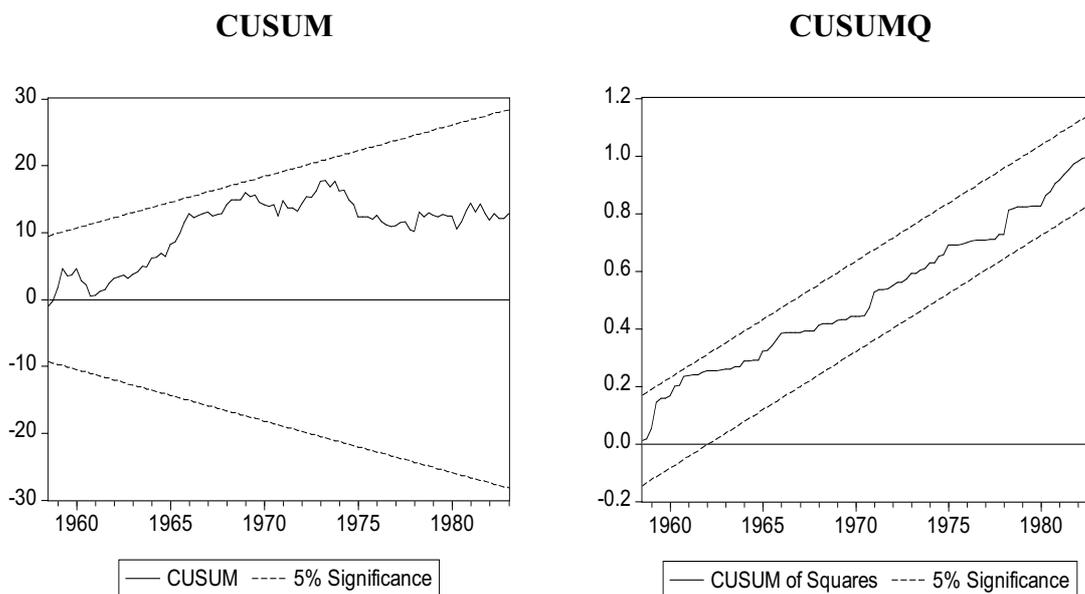
Passiamo alla stima dei due sottocampioni, uno precedente e uno successivo alla data della rottura strutturale.

SOTTOCAMPIONE 1957:3-1983:1

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 03/03/09 Time: 14:28
Sample(adjusted): 1957:4 1983:1
Included observations: 102 after adjusting endpoints
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.224351	0.119391	1.879122	0.0632
Y(-1)	0.788447	0.052806	14.93107	0.0000
PHI(-1)	-0.445942	0.170680	-2.612738	0.0104
R-squared	0.666268	Mean dependent var		0.289533
Adjusted R-squared	0.659526	S.D. dependent var		1.544262
S.E. of regression	0.901079	Akaike info criterion		2.658522
Sum squared resid	80.38236	Schwarz criterion		2.735728
Log likelihood	-132.5846	F-statistic		98.82271
Durbin-Watson stat	2.053474	Prob(F-statistic)		0.000000

Si nota la significatività di tutti i parametri a livello di confidenza del 95%.



Entrambi i grafici mostrano stabilità strutturale nei parametri.

SOTTOCAMPIONE 1983:1-2005:2

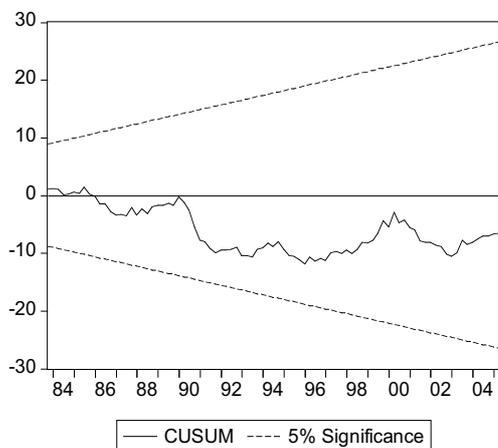
Dependent Variable: Y
 Method: Least Squares
 Date: 03/03/09 Time: 14:30
 Sample: 1983:1 2005:2
 Included observations: 90

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

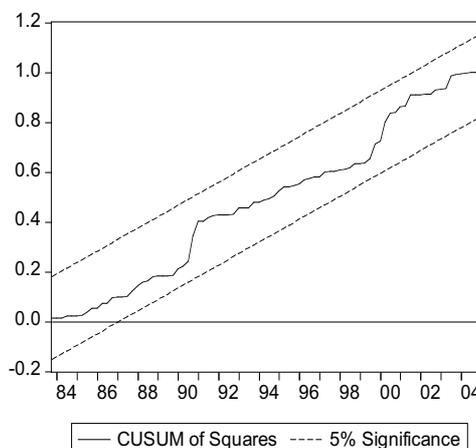
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.010968	0.061331	-0.178828	0.8585
Y(-1)	0.766573	0.050698	15.12032	0.0000
PHI(-1)	0.138217	0.062866	2.198586	0.0306
R-squared	0.753328	Mean dependent var		0.313129
Adjusted R-squared	0.747657	S.D. dependent var		0.803028
S.E. of regression	0.403391	Akaike info criterion		1.054943
Sum squared resid	14.15699	Schwarz criterion		1.138270
Log likelihood	-44.47243	F-statistic		132.8476
Durbin-Watson stat	2.137883	Prob(F-statistic)		0.000000

Come si era notato nei vari filtri utilizzati in precedenza, anche in questo filtro multiplo si vede come il parametro φ diventi positivo nei sottocampioni successivi al break.

CUSUM



CUSUMQ



Entrambi i test mostrano stabilità strutturale.

Vengono ora riportate delle statistiche descrittive dei tre modelli al fine di far notare le possibili differenze in termini di volatilità.

	1957-2005	1957-1983	1983-2005
Mean	0.314663	0.289533	0.324097
Median	0.318597	0.309211	0.362784
Max	2.871648	2.794746	1.796315
Min	-3.053785	-3.018205	-2.130837
Std. Dev.	1.003767	1.260507	0.696984
Jarque-Bera	10.91165	4.228805	5.850636
Probability	0.004271	0.120705	0.053648
Sum	60.10062	29.53232	29.16875
Sum Sq. Dev.	191.4342	160.4768	43.23497
Observation	191	102	90

Per quanto riguarda il test di *Jarque-Bera*, il *p-value* del test porta ad accettare l'ipotesi nulla di normalità solo per la prima serie di dati.

MODELLO CON FILTRO GR.MODER.

CAMPIONE 1957:3-2005:2

Dependent Variable: Y

Method: Least Squares

Date: 03/03/09 Time: 14:31

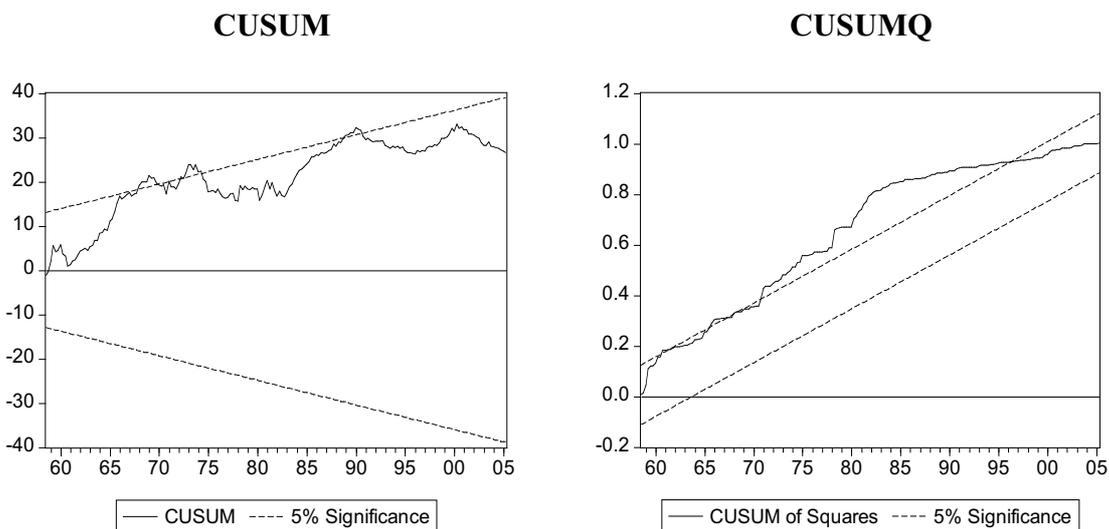
Sample(adjusted): 1957:4 2005:2

Included observations: 191 after adjusting endpoints

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.165502	0.088069	1.879224	0.0618
Y(-1)	0.761553	0.048573	15.67860	0.0000
PHI(-1)	-0.125131	0.101895	-1.228045	0.2210
R-squared	0.584819	Mean dependent var		0.388799
Adjusted R-squared	0.580402	S.D. dependent var		1.178522
S.E. of regression	0.763404	Akaike info criterion		2.313523
Sum squared resid	109.5637	Schwarz criterion		2.364606
Log likelihood	-217.9415	F-statistic		132.4074
Durbin-Watson stat	2.135257	Prob(F-statistic)		0.000000

Anche per questo filtro multiplo la significatività sui ritardi della dipendente fa propendere per la scelta di un solo lag. Tutti i parametri sono significativi a livello di confidenza del 95%.



In entrambi i test c'è fuoriuscita dalle bande di confidenza, indice di forte instabilità strutturale.

Il *Chow test* mostra un break strutturale intorno al 1983.

Chow Breakpoint Test: 1983:1

F-statistic	3.109500	Probability	0.027670
Log likelihood ratio	9.396106	Probability	0.024463

Stimiamo i due sottocampioni.

SOTTOCAMPIONE 1957:3-1983:1

Dependent Variable: Y

Method: Least Squares

Date: 03/03/09 Time: 14:33

Sample(adjusted): 1957:4 1983:1

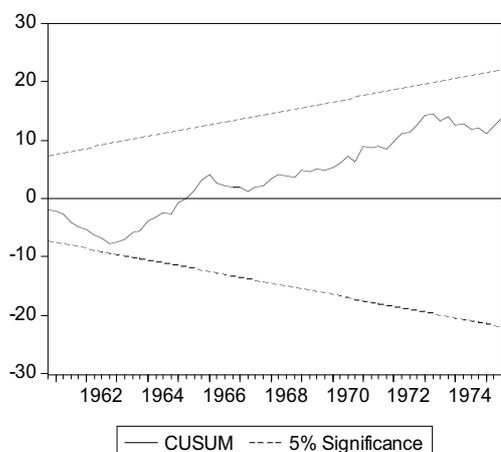
Included observations: 102 after adjusting endpoints

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

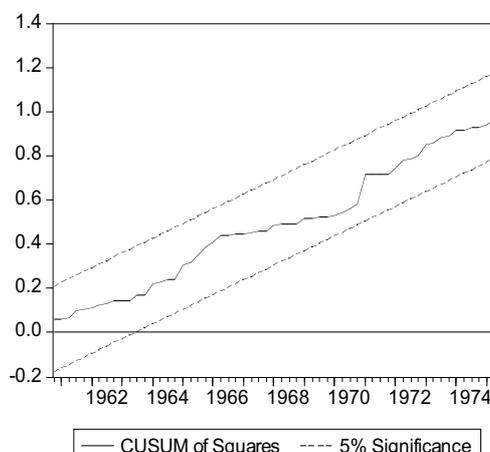
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.260711	0.129442	2.014107	0.0467
Y(-1)	0.734446	0.060157	12.20888	0.0000
PHI(-1)	-0.433745	0.183025	-2.369864	0.0197
R-squared	0.594566	Mean dependent var	0.371822	
Adjusted R-squared	0.586376	S.D. dependent var	1.476697	
S.E. of regression	0.949718	Akaike info criterion	2.763666	
Sum squared resid	89.29438	Schwarz criterion	2.840871	
Log likelihood	-137.9470	F-statistic	72.59151	
Durbin-Watson stat	2.138530	Prob(F-statistic)	0.000000	

Si può notare che in questo caso vi sia solo un ritardo significativo. Tutti i parametri risultano significativi al 95%.

CUSUM



CUSUMQ



In entrambi i test non vi è uscita dalle bande di confidenza, il che indica stabilità strutturale.

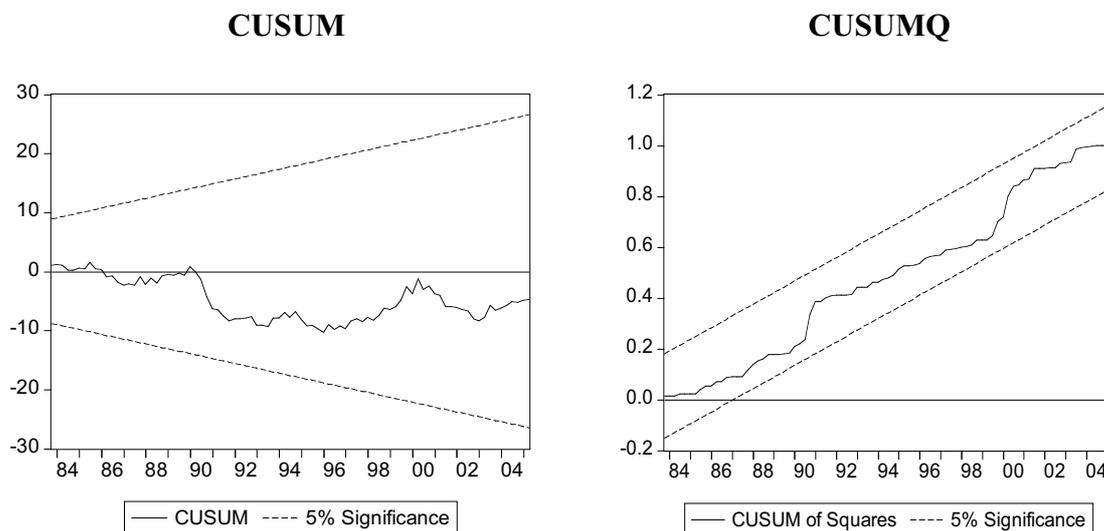
SOTTOCAMPIONE 1983:1-2005:2

Dependent Variable: Y
 Method: Least Squares
 Date: 03/03/09 Time: 14:34
 Sample: 1983:1 2005:2
 Included observations: 90

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.006286	0.063989	0.098241	0.9220
Y(-1)	0.725793	0.056833	12.77068	0.0000
PHI(-1)	0.150920	0.064898	2.325488	0.0224
R-squared	0.686884	Mean dependent var	0.382049	
Adjusted R-squared	0.679686	S.D. dependent var	0.742667	
S.E. of regression	0.420322	Akaike info criterion	1.137175	
Sum squared resid	15.37037	Schwarz criterion	1.220502	
Log likelihood	-48.17289	F-statistic	95.42610	
Durbin-Watson stat	2.312074	Prob(F-statistic)	0.000000	

Si evidenzia la significatività del ritardo della dipendente e del parametro ϕ al 95%.



Entrambi i test dimostrano stabilità strutturale.

Vengono ora riportate delle statistiche descrittive dei tre modelli al fine di far notare le possibili differenze in termini di volatilità.

	1957-2005	1957-1983	1983-2005
Mean	0.388799	0.371822	0.375762
Median	0.364107	0.388286	0.435392
Max	2.701173	2.614003	1.697793
Min	-2.808685	-2.605172	-1.711298
Std. Dev.	0.901257	1.138654	0.615511
Jarque-Bera	13.84065	5.321869	2.776235
Probability	0.000988	0.069883	0.249545
Sum	74.26070	37.92583	33.81859
Sum Sq. Dev.	154.3301	130.9499	33.71799
Observation	191	102	90

Il test di *Jarque-Bera* dimostra la normalità solo nella prima serie di dati.

CONFRONTO TRA I MODELLI

A questo punto si è passati ad un confronto tra le serie di dati filtrate con *strategie* diverse.

Si è focalizzata l'attenzione sulla stima dei parametri analizzati e sull'indice di volatilità, ovvero la deviazione standard dei valori fittati.

È stata, qui di seguito, riportata una tabella riassuntiva. In grassetto sono evidenziati i parametri significativi a livello di confidenza del 90%.

I dati per ogni filtro si riferiscono al rispettivo campione più esteso.

	β_0	β_1	β_2	β_3	Φ	ST.DEV.
CBO	0.0577	1.1988	-0.2993	///////	-0.1875	2.2134
HP	0.0845	1.0844	-0.2822	///////	-0.1636	1.3145
LIN	0.0503	1.2613	-0.2917	///////	-0.1119	3.6932
LBR	-0.0148	1.1587	-0.2371	///////	-0.0145	2.4844
BP	0.0126	2.6111	-2.4919	0.8618	-0.0178	1.3337
FD	0.6478	0.2725	///////	///////	-0.1398	0.2642
GR.INFL.	0.1402	0.8089	///////	///////	-0.1372	1.0038
GR.MOD.	0.1655	0.7616	///////	///////	-0.1251	0.9013

Come si può notare, si riscontra una notevole diversità, tra i vari filtri, nella stima dei parametri e nell'evidenziare o meno la loro significatività ($\alpha = 10\%$).

Da notare come il parametro della costante β_0 risulti non significativo nei filtri singoli, tranne che nel filtro FD; del resto, la media campionaria delle serie costruite è molto vicina allo zero.

Per quanto riguarda il *parametro dell'elasticità di sostituzione intertemporale* (φ), si nota come sia sempre borderline.

Notevoli differenze si riscontrano anche nell'indice di volatilità.

Una cosa che accomuna tutti i filtri utilizzati è l'aver ritrovato, in ogni analisi effettuata, un break strutturale intorno ai primi anni Ottanta, in particolar modo intorno all'anno 1983. In quegli anni l'amministrazione Reagan si prefisse di arrestare la stagflazione, situazione nella quale sono presenti, in un determinato mercato, sia un incremento generalizzato e continuativo del livello dei prezzi nel tempo (inflazione), che una mancanza di crescita dell'economia in termini reali (stagnazione economica), dell'economia americana, aggravatasi con la recessione ciclica iniziata verso la fine del 1979. Si effettuò quindi una sperimentazione, in materia di politica monetaria, provocando una forte inflazione seguita poi da una politica monetaria più aggressiva che portò ad aumentare i tassi d'interesse per evitare un'inflazione incontrollabile. .

CONCLUSIONI

L'obiettivo di questa tesi era dimostrare come la scelta di un filtro arbitrario nella trasformazione delle serie di dati non sia il metodo migliore.

Si è partiti dall'equazione di Eulero, che rappresenta la curva di domanda aggregata, modificandola secondo i suggerimenti del Fuhrer e Rudebusch (2004).

Tale analisi è stata effettuata, con l'ausilio di E-Views, su serie di dati trimestrali USA dal 1954 al 2008.

Si è dimostrato come la stima dei parametri cambi, e anche di molto, a seconda del filtro utilizzato, come asserito da Canova e Ferroni ("Multiple filtering devices for the estimation of cyclical DSGE models", 2008).

Si sono poi ricercate possibili rotture strutturali, e si è notato, che in questo caso, i filtri danno bene o male la stessa risposta individuando tali break intorno ai primi anni Ottanta.

Si sono poi costruiti due filtri multipli, utilizzando una media ponderata degli altri filtri, secondo i pesi forniti da Castelnuovo ("Investigating post-WWII U.S inflation dynamics with multiple filters", 2009).

Si è notato una notevole differenza tra questi due filtri multipli e gli altri sia in termini di stima dei parametri e significatività degli stessi, sia in termini di volatilità.

Il metodo usato da un ricercatore per modellare il ciclo economico non è innocuo: questa tesi dimostra che, per quanto riguarda la curva di domanda aggregata negli Stati Uniti nel dopoguerra, ad ogni filtro corrisponde un risultato, e i risultati risultano piuttosto eterogenei in termini di stima dei parametri, volatilità e individuazione di eventuali break strutturali.

Quindi questa tesi corrobora Canova e Ferroni (2009).

BIBLIOGRAFIA

E. Castelmnuovo “Investigating post-WWII U.S inflation dynamics with multiple filters”, 2009 .

F. Canova, F. Ferroni “Multiple filtering devices for the estimation of cyclical DSGE models”, 2008.

J.C. Fuhrer, G.D. Rudebusch “Estimating the Euler equation for output”, *Journal of Monetary Economics*, 2004.

T. Di Fonzo, F. Lisi “Serie Storiche Economiche, Analisi Statistiche e Applicazioni”, 2005, Carrocci Editore.