

UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA
FACOLTÀ DI SCIENZE STATISTICHE

CORSO DI LAUREA IN
STATISTICA, ECONOMIA E FINANZA



TESI:

“L’asimmetria informativa tra la Federal Reserve ed i commercial
forecasters: una verifica empirica”

Relatore: Efrem Castelnovo

Laureando: Mattia Simionato

Matricola: 539863-SEF

Anno Accademico 2008/2009

INDICE

Introduzione.....	<i>pag.5</i>
1. Presentazione dell'articolo "Federal Reserve Information and the Behavior of Interest Rates".....	<i>pag.7</i>
2. Replicazione e verifica del Test per l'asimmetria informativa con correzione di Newey-West.....	<i>pag.13</i>
3. Analisi dei modelli con un termine autoregressivo e divisione del campione.....	<i>pag.28</i>
4. Indici per valutare la qualità delle previsioni.....	<i>pag.48</i>
Conclusioni.....	<i>pag.53</i>
Bibliografia.....	<i>pag.55</i>
Ringraziamenti.....	<i>pag.57</i>

INTRODUZIONE

Come le previsioni meteorologiche, le previsioni economiche sono un'informazione cruciale per le decisioni degli individui e dei governi. I manager d'impresa si affidano alle previsioni sull'andamento dell'economia per decidere quanto produrre e quanto investire in impianti produttivi; i responsabili della politica economica si affidano a previsioni per formulare i propri interventi. Eppure, proprio come accade in meteorologia, in economia le previsioni sono ben distanti dall'essere precise.

È forse partendo da questo presupposto che i due economisti *Christina D. Romer e David H. Romer* (June 2000, *The American Economic Review*) hanno voluto studiare se veramente esistono delle differenze significative tra previsioni fatte dalla banca centrale, in questo caso la *Federal Reserve* rispetto ai diversi *commercial forecasters* che fanno del proprio mestiere queste previsioni.

Con il loro studio essi hanno cercato di mettere in evidenza l'esistenza di asimmetria informativa tra la *Federal Reserve* ed il pubblico, hanno usato la *Federal Reserve* e i *commercial forecasters* per esaminare se la banca centrale davvero possiede informazioni superiori sullo stato corrente e futuro dell'economia e se grazie a queste riesce a fare stime qualitativamente migliori rispetto ai commerciali.

Questa analisi sull'asimmetria informativa e le implicazioni sulle previsioni inflazionistiche procede in diversi passi.

La Sezione 1 della loro ricerca, descrive le previsioni e i dati che i due studiosi utilizzano. Sono inoltre presentati dei test diagnostici preliminari sulla razionalità delle varie previsioni.

La Sezione 2 investiga se la *Federal Reserve* ha informazioni riguardo l'inflazione oltre a quelle conosciute dai partecipanti del mercato.

Per analizzare tale questione, loro esaminano delle regressioni dell'inflazione avvenuta sulle previsioni commerciali e della *Federal Reserve* e scoprono che la *Federal Reserve* possiede informazioni statisticamente significative e quantitativamente rilevanti che il pubblico non conosce.

Infatti, in una tipica regressione, il coefficiente delle previsioni commerciali è piccolo e non significativo mentre quello delle previsioni Federal Reserve è sempre positivo e diverso da zero. Questo suggerisce che la strategia di previsione ottimale, avendo a disposizione ambo le previsioni, è di non dare peso alle previsioni commerciali.

Gli autori, inoltre, credono che il vantaggio della Federal Reserve sui commercial forecasters, aziende che operano sul campo delle previsioni economiche, non scaturisca dal facile accesso alle statistiche governative o dalle informazioni interne riguardo alla politica monetaria, ma piuttosto dalle enormi risorse che dedica alle previsioni.

È partendo da quest'ultima considerazione che si basa il mio lavoro. Mi sono chiesto: com'è possibile che la Federal Reserve abbia un vantaggio così significativo sugli operatori commerciali nel predire l'inflazione? Se gli stessi autori ammettono che questo vantaggio non deriva dall'accesso immediato alle statistiche del governo o da informazioni privilegiate di politica monetaria; perché queste società non dovrebbero essere in grado di stimare altrettanto bene l'inflazione? Insomma, sono lautamente remunerate e possiedono anch'esse enormi risorse diramate in tutto il territorio statunitense¹, proprio come la Federal Reserve, per arrivare a delle buone previsioni. Allora ho pensato: e se per caso i due autori sono giunti a questi risultati facendo delle analisi superficiali o addirittura scorrette sui dati a loro disposizione? E da quest'ultimo quesito ho cominciato il mio lavoro, che come obiettivo finale ha quello di testare la solidità dei risultati ottenuti da C. Romer e D. Romer.

La mia analisi procede in quattro passi:

1. Presentare in sintesi la ricerca di C. Romer e D. Romer, *Federal Reserve Information and the Behavior of Interest Rates*.
2. Replicare i risultati ottenuti dai due economisti usando la correzione di *Newey-West (1986)* e sottoporli ai più classici test statistici.

¹ I Blue Chip Economic Indicators e il Survey of Professional Forecasters per le loro previsioni si basano sulla cooperazione di oltre 50 istituti bancari e società finanziarie.

3. Dividere il campione in 2 sottoperiodi ed aggiungere un termine auto regressivo per verificare se i risultati conseguiti si manifestano in tutto il campione o sono evidenti solo in determinati periodi mentre in altri sono meno persistenti.
4. Valutare la qualità delle previsioni tramite *la radice dell'errore quadratico medio di previsione e il coefficiente di Giano*

1. FEDERAL RESERVE INFORMATION AND THE BEHAVIOR OF INTEREST RATES

by Christina D. Romer and David H. Romer (2000)

I. DATA

C. Romer e D. Romer interpretano le previsioni commerciali come le aspettative dei partecipanti di mercato, o perlomeno, un contributo chiave per la formazione delle loro aspettative. Una considerazione che possiamo prendere per vera dato che i commercial forecasters da loro considerati sono anche gli stessi che creano larghi portafogli usando le proprie previsioni sull'andamento dell'economia e quindi hanno tutto l'interesse che il siano più precise possibili; inoltre i partecipanti di mercato pagano per queste previsioni commerciali, il che suggerisce che le considerino preziose ai fini del proprio processo informativo.

A. Previsioni

Vengono prese in considerazione previsioni della Federal Reserve e di tre commercial forecasters. In particolare vengono analizzate le previsioni sull'inflazione del GNP deflator, in alternativa al CPI (Composite Price Index), per il semplice fatto che sono disponibili più osservazioni.

Le previsioni della Federal Reserve sono contenute nel *Green Book* preparato dallo staff dei *Board of Governors* prima di ogni meeting del *Federal Open Market Committee* (FOMC).

Queste previsioni sono disponibili per un periodo compreso tra novembre 1965 e novembre 1991, tipicamente per cinque o anche sei trimestri in avanti.

Per quanto riguarda le previsioni commerciali, C. Romer e D. Romer prendono in considerazione tre dei più importanti commercial forecasters degli Stati Uniti; il primo set di previsioni commerciali arriva dal *Blue Chip Economic Indicators* che fu acquistato da *Capitol Publications, Inc.* ; il secondo set è preparato da *Data Resources, Inc.* ; infine, il terzo set è creato dal *Survey of Professional Forecasters* (SPF), attualmente condotto dalla *Federal Reserve Bank of Philadelphia*.

Nel mio lavoro prenderò in considerazione solo quest'ultimo set di previsioni commerciali, per il semplice fatto che sono le uniche disponibili a tutti, mentre i dati da DRI e BlueChip sono di proprietà e quindi necessitano delle opportune autorizzazioni. Ritengo comunque, che le previsioni del SPF siano sufficienti per la mia analisi soprattutto constatando che hanno un comportamento pressoché identico a quello delle previsioni degli altri commercial forecasters.

Le previsioni del Survey of Professional Forecasters sono condotte verso la fine del secondo mese di ogni trimestre, quindi per compararle con le previsioni della Federal Reserve (FED), che sono mensili, trattiamo le Survey of Professional Forecasters come una serie mensile disponibile solo nei mesi di febbraio, maggio, agosto e novembre. Le previsioni SPF cominciano nel quarto trimestre del 1968 quindi la prima osservazione disponibile su base mensile è del novembre 1968. L'orizzonte di previsione per il GNP deflator è di quattro trimestri in avanti.

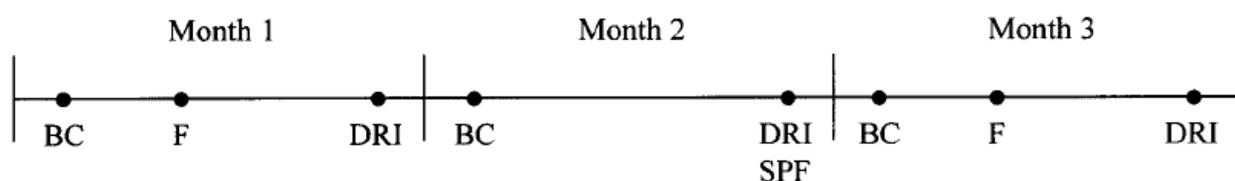


FIGURE 1. TIMING OF FORECASTS IN A TYPICAL QUARTER

Note: BC is the abbreviation for Blue Chip Economic Indicators, F is for the Federal Reserve, DRI is for Data Resources, Inc., and SPF is for the Survey of Professional Forecasters.

B. Dati sull'Inflazione Attuale ed Output

Un problema di dati coinvolge la serie dell'inflazione attuale che usiamo per comparare le varie previsioni. Infatti i dati del *U.S Commerce Departement* sul GNP deflator sono continuamente revisionati così sorge il problema di quale revisione

usare. La prima stima è sicuramente da scartare, perché alcune delle componenti non sono ancora disponibili e quindi ha un ampio margine d'errore. La seconda revisione viene fatta nel secondo mese seguente il trimestre e la terza alla fine del terzo mese.

I due economisti usano i dati provenienti dalla seconda revisione; la scelta è giustificata dal fatto che questa serie è basata su dati relativamente completi ed è inoltre abbastanza contemporanea con le previsioni che andiamo ad analizzare. Così dovremmo avere dati concettualmente simili alle previsioni SPF ed allo stesso tempo, evitiamo gli errori associati alle incomplete stime iniziali.

C. Correlazione Seriale

Nelle regressioni, vengono comparati previsioni e dati attuali, così è inevitabile il problema che gli errori del modello siano serialmente correlati e questa correlazione incrementi via via che aumenta l'orizzonte delle previsioni.

I due economisti per ovviare al problema, calcolano degli standard errors robusti per tutte le regressioni; nello specifico, quando considerano previsioni per l'inflazione h trimestri in avanti, gli standard errors sono calcolati correttamente per l'eteroschedasticità e per la correlazione seriale su $h+1$ trimestri grazie alla correzione della matrice di covarianza proposta da Lars P. Hansen e Robert J. Hodrick.

D. Razionalità delle Previsioni

Prima di studiare l'asimmetria informativa, C. Romer e D. Romer hanno testato la razionalità delle previsioni, servendosi di un semplice test:

π_{ht} denota l'inflazione attuale nel trimestre, h trimestri quarti dopo il mese t . Per esempio, se $t =$ gennaio 1990 e $h = 3$, abbiamo che π_{ht} è l'inflazione attuale nel quarto trimestre del 1990 (la variazione percentuale del livello dei prezzi ad un tasso annuale tra il terzo e il quarto trimestre del 1990). Similmente $\hat{\pi}_{ht}$ denota una previsione di π_{ht} fatta nel mese t . Per testare la razionalità delle previsioni, loro stimano la seguente regressione $\pi_{ht} = \alpha + \beta \hat{\pi}_{ht} + \varepsilon_{ht}$ e verificano l'ipotesi nulla $\alpha = 0$ e $\beta = 1$.

Nella seguente tabella sono riportati i dati ottenuti per tutti i forecasters considerati; nella prima colonna è indicato l'orizzonte di previsione ($h=0,1,\dots,7$ trimestri in avanti), poi sono presenti le stime di α e β con i rispettivi standard errors tra parentesi e p -value per $H_0: \alpha = 0; \beta = 1$.

TABLE 1—RATIONALITY TESTS FOR INFLATION FORECASTS

$$\pi_{ht} = \alpha + \beta \hat{\pi}_{ht} + \epsilon_{ht}$$

Forecast horizon (Quarters)	α	β	p -value	R^2	N
Blue Chip					
0	-0.41 (0.36)	1.02 (0.08)	0.082	0.76	143
1	-0.67 (0.42)	1.02 (0.09)	0.004	0.69	143
2	-0.71 (0.75)	0.98 (0.17)	0.001	0.62	143
3	-0.52 (1.07)	0.90 (0.23)	0.001	0.53	143
4	0.58 (0.76)	0.63 (0.13)	0.000	0.31	138
5	1.05 (1.10)	0.48 (0.19)	0.000	0.22	102
6	1.46 (0.92)	0.33 (0.13)	0.000	0.19	66
DRI					
0	0.26 (0.27)	0.97 (0.06)	0.559	0.76	219
1	0.91 (0.37)	0.87 (0.07)	0.052	0.56	219
2	0.80 (0.46)	0.88 (0.09)	0.228	0.47	219
3	1.27 (0.89)	0.76 (0.17)	0.342	0.35	219
4	1.88 (1.25)	0.63 (0.23)	0.263	0.23	219
5	2.43 (1.49)	0.52 (0.27)	0.202	0.15	219
6	3.16 (1.87)	0.37 (0.32)	0.144	0.07	219
7	3.53 (1.99)	0.28 (0.34)	0.089	0.04	217
SPF					
0	-0.12 (0.41)	1.05 (0.08)	0.569	0.71	93
1	0.42 (0.50)	0.97 (0.10)	0.275	0.50	93
2	0.88 (0.83)	0.89 (0.16)	0.442	0.33	93
3	1.76 (1.06)	0.71 (0.19)	0.253	0.20	93
4	2.08 (1.19)	0.65 (0.22)	0.217	0.16	88
Federal Reserve					
0	0.03 (0.33)	1.03 (0.07)	0.479	0.78	251
1	0.34 (0.47)	1.00 (0.11)	0.280	0.60	242
2	0.74 (0.58)	0.95 (0.12)	0.275	0.44	224
3	0.34 (0.72)	1.03 (0.13)	0.534	0.43	207
4	0.12 (0.99)	1.05 (0.17)	0.656	0.38	177
5	-0.16 (1.15)	1.06 (0.22)	0.922	0.34	118
6	-0.80 (1.14)	1.09 (0.28)	0.312	0.47	61
7	-1.19 (1.43)	1.03 (0.36)	0.000	0.53	38

Notes: π denotes inflation, and $\hat{\pi}$ denotes the inflation forecast; h and t index the horizon and date of the forecast. The sample periods are 1980:1–1991:11 for Blue Chip; 1970:7–1991:11 for DRI; 1968:11–1991:11 for SPF; and 1965:11–1991:11 for the Federal Reserve. Numbers in parentheses are robust standard errors. The p -value is for the test of the null hypothesis $\alpha = 0, \beta = 1$.

I risultati ci indicano che l'ipotesi nulla di razionalità delle previsioni non è mai rifiutata, eccetto per le previsioni Blue Chip ed inoltre che essenzialmente tutte le

previsioni contengono importante informazione per l'inflazione; la stima di β anche se spesso minore di uno e in tutti i casi sempre maggiore di 0,5 e significativamente diversa da zero. Si può notare già da queste semplici regressioni, come le previsioni della Federal Reserve si avvicinino di più all'inflazione attuale; infatti, il coefficiente β per la Federal Reserve è sempre prossimo a uno anche per previsioni a cinque o più trimestri in avanti.

II. TEST FOR THE EXISTENCE OF ASYMMETRIC INFORMATION BETWEEN THE FEDERAL RESERVE AND THE COMMERCIAL FORECASTERS

Presentiamo ora i risultati ottenuti dai due economisti per verificare la presenza di asimmetria informativa tra la Federal Reserve ed i commercial forecasters.

Come prima, π_{ht} indica l'inflazione attuale h trimestri dopo il mese t . Poi con π_{ht}^C e π_{ht}^F denotiamo rispettivamente le previsioni commerciali e della Federal Reserve per π_{ht} nel mese t .

Supponiamo che i *market participants* usino le previsioni commerciali come linea guida per le loro previsioni o per la formazione di aspettative, essi useranno una proiezione lineare dell'inflazione sulle informazioni previsive che possiedono. Se le previsioni Federal Reserve sono disponibili, il settore privato potrebbe usare queste informazioni per fare una proiezione lineare dell'inflazione attuale sulle previsioni commerciali e quelle della Federal Reserve:

$$\pi_{ht} = \delta + \gamma_C \hat{\pi}_{ht}^C + \gamma_F \hat{\pi}_{ht}^F + v_{ht}$$

In questa regressione, le previsioni Federal Reserve sono utili nel predire l'inflazione se e solo se γ_F è diverso da zero; in particolare i due coefficienti delle previsioni del Survey of Professional Forecasters e della Federal Reserve ci dovrebbero indicare quale dei due set di previsioni è superiore nel predire l'inflazione.

Nella seguente tabella abbiamo i risultati ottenuti da C. Romer e D. Romer per questa regressione; nella prima colonna sono presenti i tre commercial forecasters con i vari orizzonti di previsione trimestrali, a seguire i rispettivi coefficienti γ_C e γ_F delle variabili esplicative ed gli R^2 .

TABLE 2—TESTS OF FEDERAL RESERVE ADDITIONAL INFORMATION FOR INFLATION

$$\pi_{ht} = \delta + \gamma_C \hat{\pi}_{ht}^C + \gamma_F \hat{\pi}_{ht}^F + \nu_{ht}$$

Forecast horizon (Quarters)	δ	γ_C	γ_F	R^2	N
Blue Chip					
0	-0.06 (0.40)	0.35 (0.23)	0.64 (0.18)	0.83	97
1	0.49 (0.52)	-0.35 (0.27)	1.21 (0.20)	0.81	97
2	0.56 (0.45)	-0.30 (0.25)	1.12 (0.22)	0.70	97
3	0.22 (0.60)	-0.34 (0.32)	1.23 (0.25)	0.71	97
4	0.18 (0.68)	-0.31 (0.32)	1.19 (0.37)	0.54	93
5	0.64 (1.17)	-0.23 (0.41)	0.93 (0.49)	0.37	69
6	1.30 (0.77)	0.55 (0.18)	-0.20 (0.18)	0.27	38
μ (0-4)	0.50 (0.36)	-0.28 (0.21)	1.11 (0.21)	0.91	93
DRI					
0	-0.17 (0.34)	0.39 (0.16)	0.66 (0.18)	0.80	170
1	0.10 (0.43)	-0.03 (0.21)	1.04 (0.23)	0.62	170
2	0.27 (0.50)	-0.19 (0.20)	1.18 (0.18)	0.49	168
3	-0.16 (0.57)	-0.24 (0.30)	1.32 (0.29)	0.48	161
4	-0.51 (0.65)	-0.65 (0.38)	1.80 (0.41)	0.46	146
5	-0.67 (0.85)	-0.72 (0.49)	1.87 (0.53)	0.41	105
6	-0.81 (1.05)	-0.33 (0.43)	1.45 (0.55)	0.45	60
7	-1.51 (1.49)	-0.30 (0.38)	1.42 (0.66)	0.54	38
μ (0-4)	-0.15 (0.41)	-0.53 (0.36)	1.57 (0.38)	0.74	146
SPF					
0	-0.00 (0.38)	0.15 (0.19)	0.88 (0.18)	0.76	79
1	0.46 (0.47)	-0.47 (0.21)	1.45 (0.21)	0.64	79
2	1.55 (0.77)	-0.78 (0.44)	1.57 (0.38)	0.49	78
3	1.27 (0.83)	-0.83 (0.33)	1.70 (0.32)	0.46	73
4	0.72 (0.81)	-0.93 (0.36)	1.89 (0.34)	0.48	64
μ (0-4)	1.09 (0.53)	-1.08 (0.38)	1.93 (0.35)	0.75	64

Notes: π denotes inflation, and $\hat{\pi}^C$ and $\hat{\pi}^F$ denote commercial and Federal Reserve inflation forecasts; h and t index the horizon and date of the forecasts. The sample periods are 1980:1–1991:11 for Blue Chip; 1970:7–1991:11 for DRI; and 1968:11–1991:11 for SPF. Numbers in parentheses are robust standard errors. The forecast horizon μ (0–4) refers to the average of 0 to 4 quarters ahead.

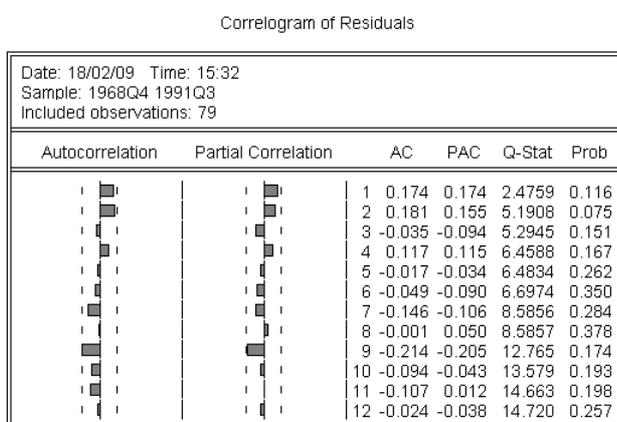
Le stime indicano in modo inequivocabile che la Federal Reserve possiede importanti informazioni non contenute nelle previsioni commerciali. Per orizzonti di previsione in avanti rispetto al trimestre corrente, le stime di γ_F sono sempre comprese tra 1.0 e 1.5; per il trimestre corrente sono più piccole ma comunque

superiori a 0.5. Ma soprattutto quasi tutte sono significativamente diverse da zero. Per quanto riguarda il coefficiente delle previsioni commerciali γ_C , abbiamo valori piccoli o addirittura negativi e non statisticamente significativi.

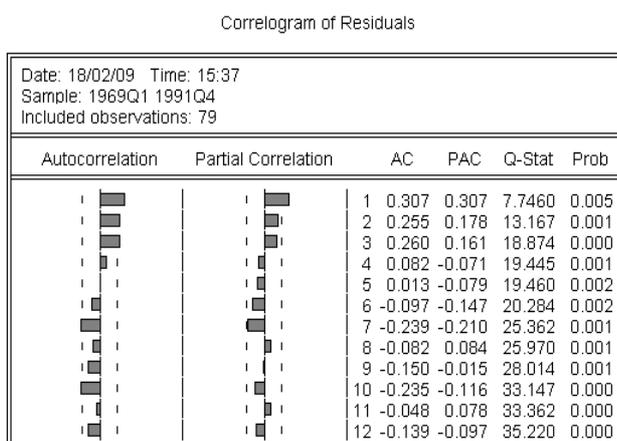
Da queste considerazioni i due economisti concludono che un individuo con accesso ad ambo le previsioni, darà poco peso alle previsioni commerciali in favore di quelle Federal Reserve.

2. REPLICAZIONE E VERIFICA DEL TEST PER L'ASIMMETRIA INFORMATIVA CON CORREZIONE DI NEWEY-WEST

Da qui comincia il mio lavoro. Effettuerò i più semplici test statistici per verificare la solidità del modello proposto dai nostri due economisti; come detto in precedenza userò solo i dati provenienti dal Survey of Professional Forecasters.



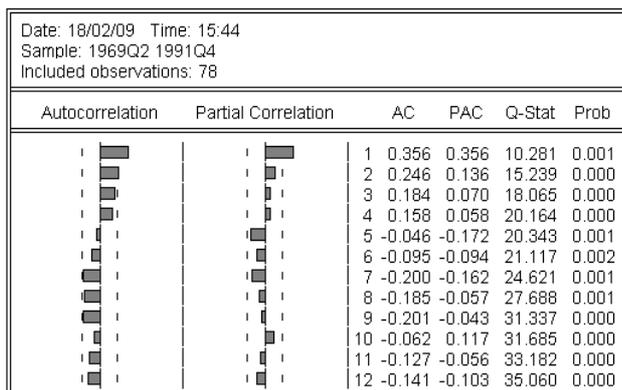
Correlogram of residuals for h=0



Correlogram of residuals for h=1

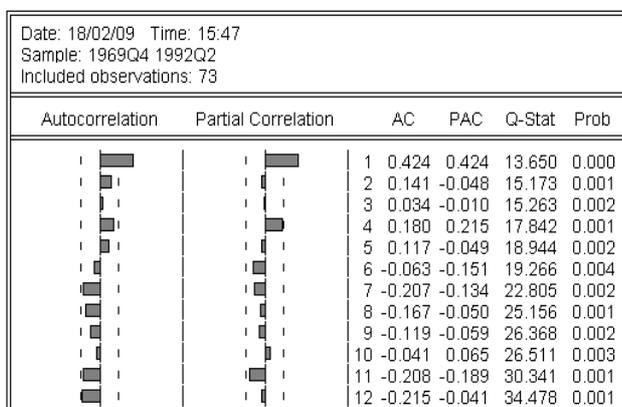
Per prima cosa cercherò di replicare i risultati della tabella 2 tramite il metodo dei minimi quadrati ordinari (stime OLS) però a differenza di Romer and Romer userò la ponderazione di *Bartlett*, suggerita da *Newey-West* (1987). In questo schema di ponderazione i pesi diminuiscono linearmente con j : $w_j = 1 - j/H$; l'uso di questo schema di ponderazione è coerente con l'idea che l'impatto dell'autocorrelazione di ordine j diminuisce con $|j|$. Gli standard errors così calcolati sono consistenti in caso di eteroschedasticità e autocorrelazione (*HAC*, *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent*). Possiamo vedere infatti

Correlogram of Residuals



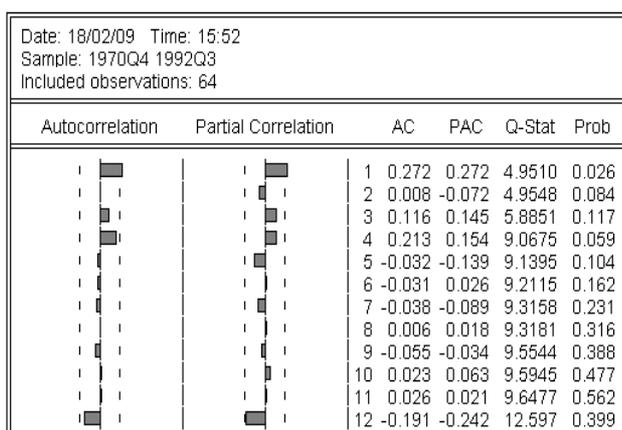
Correlogram of residuals for h=2

Correlogram of Residuals



Correlogram of residuals for h=3

Correlogram of Residuals



Correlogram of residuals for h=4

che i residui delle nostre regressioni, esclusa quella delle previsioni per il trimestre attuale, soffrono inevitabilmente di autocorrelazione nei primi ritardi, perciò diventa di estrema utilità una correzione della matrice per preservare la consistenza del modello.

Mi affido alla correzione della matrice di varianza e covarianza proposta da Newey-West per due ragioni. Primo, il software econometrico *Eviews* si serve solo di due metodi di correzione, quello di *White* e quello appunto di Newey-West. Secondo, anche se fosse disponibile la correzione proposta da Lars P.

Hansen e Robert J. Hodrick, punterei lo stesso sull'approccio proposto da Newey-West che ha il vantaggio di essere più recente ed universalmente riconosciuto.

Dependent Variable: GNPD0				
Method: Least Squares				
Date: 10/02/09 Time: 18:12				
Sample (adjusted): 1968Q4 1991Q3				
Included observations: 79 after adjustments				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
GNPD0=C(1)+C(2)*SPF0+C(3)*FED0				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.004259	0.839647	-0.005072	0.9960
C(2)	0.147039	0.179338	0.819896	0.4148
C(3)	0.882066	0.218622	4.034669	0.0001
R-squared	0.764548	Mean dependent var	5.554253	
Adjusted R-squared	0.758351	S.D. dependent var	2.716543	
S.E. of regression	1.335392	Akaike info criterion	3.453561	
Sum squared resid	135.5286	Schwarz criterion	3.543540	
Log likelihood	-133.4157	Durbin-Watson stat	1.691880	

Dependent Variable: GNPD1				
Method: Least Squares				
Date: 10/02/09 Time: 18:11				
Sample (adjusted): 1969Q1 1991Q4				
Included observations: 79 after adjustments				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.461779	0.510833	0.903973	0.3689
SPF1(-1)	-0.469281	0.211141	-2.222596	0.0292
FED1(-1)	1.445033	0.237541	6.083307	0.0000
R-squared	0.642133	Mean dependent var	5.542418	
Adjusted R-squared	0.632716	S.D. dependent var	2.771401	
S.E. of regression	1.679580	Akaike info criterion	3.912199	
Sum squared resid	214.3951	Schwarz criterion	4.002178	
Log likelihood	-151.5319	F-statistic	68.18475	
Durbin-Watson stat	1.400551	Prob(F-statistic)	0.000000	

Dependent Variable: GNPD2				
Method: Least Squares				
Date: 10/02/09 Time: 18:12				
Sample (adjusted): 1969Q2 1991Q4				
Included observations: 78 after adjustments				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
GNPD2=C(1)+C(2)*SPF2(-2)+C(3)*FED2(-2)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.547004	2.305667	0.670958	0.5043
C(2)	-0.778799	0.417014	-1.867560	0.0657
C(3)	1.567909	0.447331	3.505026	0.0008
R-squared	0.486114	Mean dependent var	5.542210	
Adjusted R-squared	0.472410	S.D. dependent var	2.762721	
S.E. of regression	2.006713	Akaike info criterion	4.268575	
Sum squared resid	302.0172	Schwarz criterion	4.359218	
Log likelihood	-163.4744	Durbin-Watson stat	1.300463	

Qui al lato presento i risultati delle regressioni per l'inflazione attuale su l'inflazione prevista dal Survey of Professional Forecasters e dalla Federal Reserve. Stimo un modello per ogni orizzonte di previsione (dal trimestre attuale fino a quattro trimestri in avanti). Il primo coefficiente nel modello è l'intercetta che fisso in modo da rendere nulla la media degli errori di approssimazione (residui); il secondo coefficiente C(2), dovrebbe rappresentare quanto le previsioni commerciali spiegano l'inflazione attuale; stesso ragionamento per il terzo coefficiente C(3), per le previsioni della Federal Reserve.

Le stime dei coefficienti nella regressione sono uguali a quelle trovate da Romer and Romer, sono aumentati però gli standard errors per l'intercetta e il coefficiente C(3), delle previsioni Federal Reserve. Ora abbiamo fino alla regressione per due trimestri in avanti, l'intercetta non significativa; C(2), il coefficiente

delle previsioni commerciali negativo oppure non diverso da zero e C(3) significativo e sempre maggiore di 0,5. Per quanto riguarda le regressioni sulle

Dependent Variable: GNP3				
Method: Least Squares				
Date: 10/02/09 Time: 18:12				
Sample (adjusted): 1969Q4 1992Q2				
Included observations: 73 after adjustments				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
GNPD3=C(1)+C(2)*SPF3(-3)+C(3)*FED3(-3)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.271555	5.108938	0.248888	0.8042
C(2)	-0.830687	0.269854	-3.078285	0.0030
C(3)	1.697360	0.934043	1.817218	0.0735
R-squared	0.457187	Mean dependent var	5.448665	
Adjusted R-squared	0.441678	S.D. dependent var	2.731769	
S.E. of regression	2.041205	Akaike info criterion	4.305185	
Sum squared resid	291.6561	Schwarz criterion	4.399313	
Log likelihood	-154.1392	Durbin-Watson stat	1.024974	

Dependent Variable: GNP4				
Method: Least Squares				
Date: 10/02/09 Time: 18:12				
Sample (adjusted): 1970Q4 1992Q3				
Included observations: 64 after adjustments				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
GNPD4=C(1)+C(2)*SPF4(-4)+C(3)*FED4(-4)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.724612	8.879534	0.081605	0.9352
C(2)	-0.931566	0.423245	-2.201006	0.0315
C(3)	1.894412	1.927706	0.982729	0.3296
R-squared	0.479821	Mean dependent var	5.406245	
Adjusted R-squared	0.462766	S.D. dependent var	2.888101	
S.E. of regression	2.116870	Akaike info criterion	4.383495	
Sum squared resid	273.3494	Schwarz criterion	4.484693	
Log likelihood	-137.2718	Durbin-Watson stat	0.919360	

previsioni a tre e quattro trimestri in avanti vediamo che il coefficiente della Federal Reserve non è più significativamente diverso da zero.

Detto questo potremmo concludere che i dati di Romer and Romer vengono confermati anche usando la correzione di Newey-West per la matrice di varianza e covarianza eccetto per orizzonti di previsione superiori ai due trimestri, dove vediamo che i risultati non sono più indiscutibili come sostenevano i due economisti. Ritengo comunque sia importante verificare la validità di

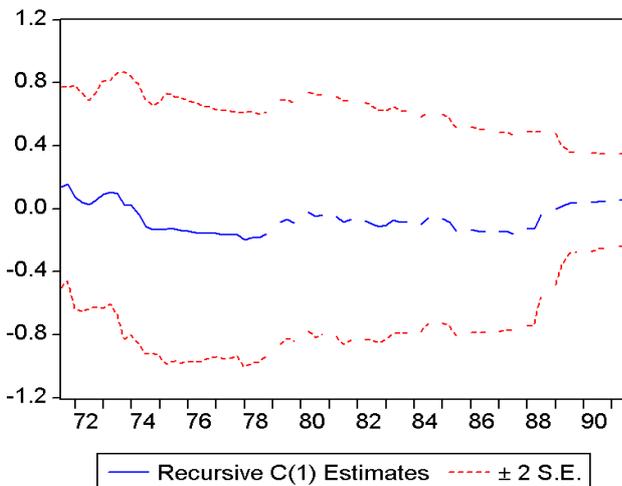
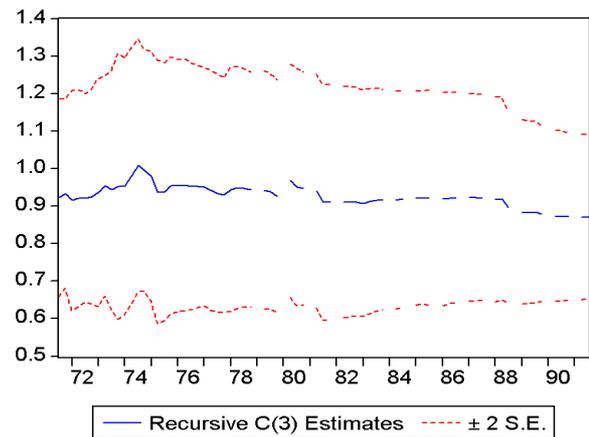
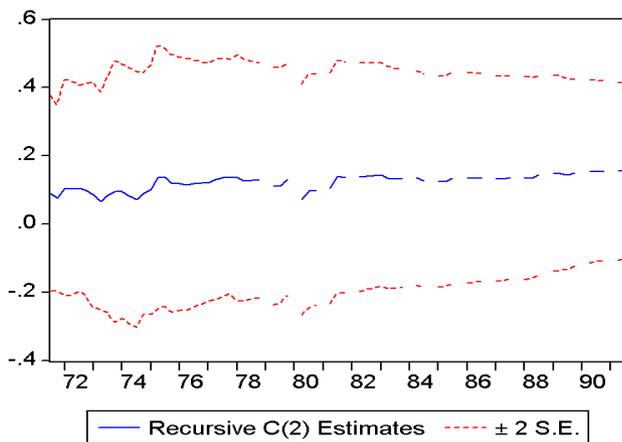
queste regressioni con i più classici test statistici, per vedere se i modelli sono veramente in grado di spiegare la relazione tra l'inflazione attuale e le sue previsioni. Procedo all'analisi delle cinque regressioni, caratterizzate da differenti orizzonti temporali.

STIMA OLS PER PREVISIONI SUL TRIMESTRE ATTUALE (h=0)

$$\text{GNPD0} = \text{C(1)} + \text{C(2)}\text{SPF0} + \text{C(3)}\text{FED0} + \epsilon$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.004259	0.839647	-0.005072	0.9960
C(2)	0.147039	0.179338	0.819896	0.4148
C(3)	0.882066	0.218622	4.034669	0.0001

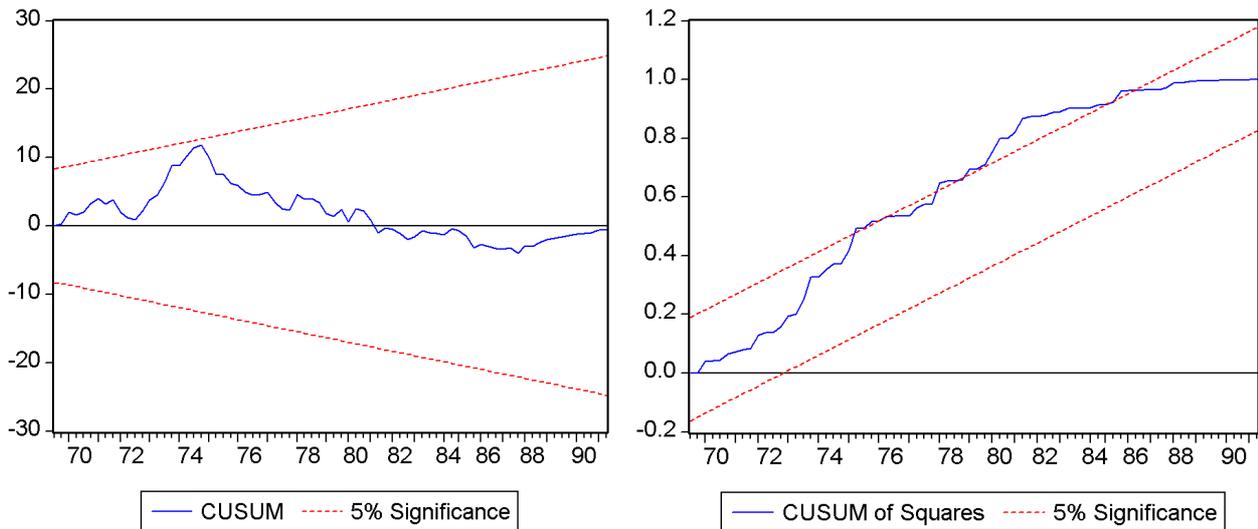
Comincio col verificare la stabilità dei coefficienti nel intervallo 11:1968 – 11:1991, attuando una stima OLS ricorsiva nel tempo; stimo cioè la regressione partendo dalla prima osservazione fino ad arrivare all'ultima e monitoro che i parametri mantengano un andamento regolare con l'aggiungersi di nuova informazione.



I coefficienti delle previsioni SPF e Federal Reserve per il trimestre contemporaneo sono sicuramente stabili.

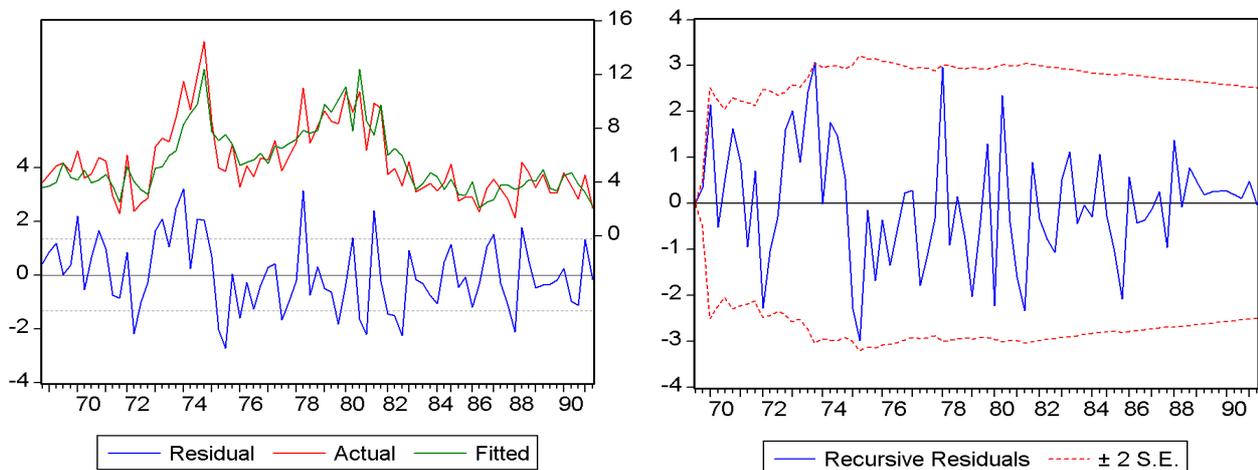
Infatti C(2) mantiene un valore prossimo allo zero per tutto il range e C(3) oscilla tra 0,9 ed 1; e soprattutto le stime ricorsive non escono mai dagli intervalli di confidenza.

Vediamo ora se anche i test CUSUM e CUSUMQ ci confermano la stabilità strutturale del modello.



I test CUSUM e CUSUMQ si basano rispettivamente sulla somma cumulata dei residui ricorsivi e sulla somma cumulata dei residui al quadrato; l'idea è che se i dati sono stabili i residui cumulati non dovrebbero uscire dalle bande di confidenza. La rappresentazione grafica dei test, mostra che i valori non fuoriescono dalle bande del primo grafico e viceversa fuoriescono nel secondo grafico, questo è un segnale di non stabilità dei dati che si scontra con quanto emerso dal test dei coefficienti ricorsivi. Quindi non posso affermare con assoluta certezza la stabilità strutturale del modello.

Dai seguenti grafici possiamo notare come i valori fittati non spieghino in maniera perfetta l'inflazione attuale che si è verificata, i residui fuoriescono più di una volta dalle bande di confidenza ed i residui ricorsivi sfiorano in più occasioni i valori limite (± 2 S.E.). Credo questo sia dovuto agli errori nelle previsioni, inevitabili, commessi sia dalla Federal Reserve che dal Survey of Professional Forecaster.



Visti i risultati della stima OLS che attribuiscono quasi tutto il peso nelle previsioni Federal Reserve per l'inflazione attuale, posso concludere che le previsioni per il trimestre attuale della Federal Reserve sono migliori di quelle proposte dal Survey of Professional Forecasters e di conseguenza siano pure la causa principale degli errori nella stima.

Un'ulteriore conferma ci arriva dal test di Wald ($H_0 : C(2) = 0 ; C(3) = 1$)

Wald Test: Equation: REGRESSION0			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.344761	(2, 76)	0.7095
Chi-square	0.689522	2	0.7084
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(2)	0.147039	0.179338	
-1 + C(3)	-0.117934	0.218622	
Restrictions are linear in coefficients.			

L'ipotesi nulla non viene rifiutata ai convenzionali livelli di probabilità. Quindi almeno per quanto riguarda le previsioni per il trimestre attuale sembra che Romer and Romer siano giunti ad osservazioni corrette o almeno confermate anche dalla stima OLS corretta per Newey-West.

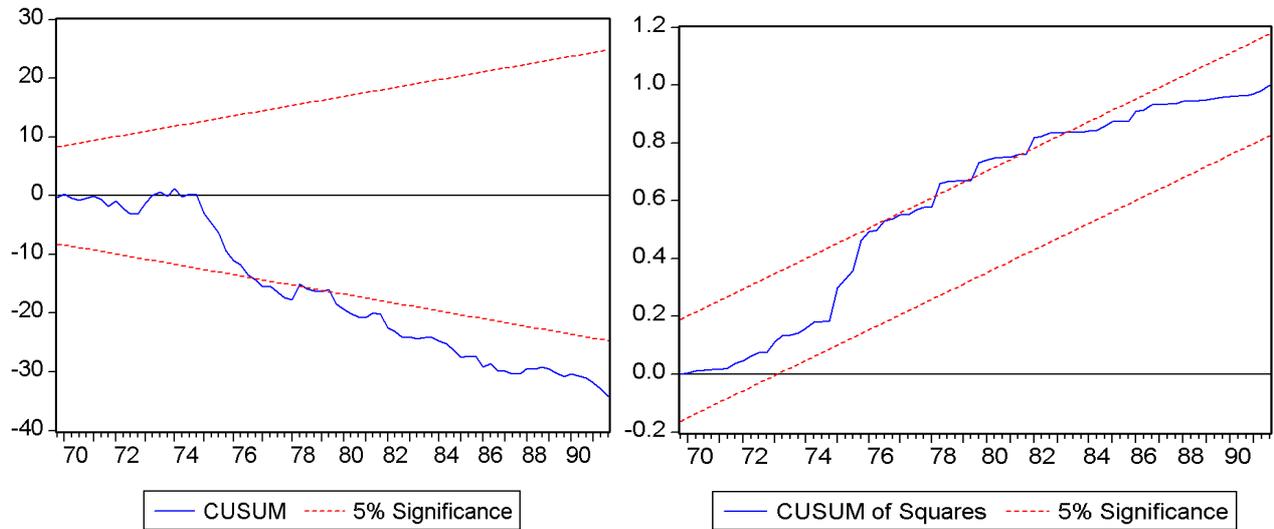
Vediamo velocemente se aumentando l'orizzonte di previsione otteniamo risultati analoghi.

STIMA OLS PER PREVISIONI AD UN TRIMESTRE IN AVANTI (h=1)

$$\text{GNPD1} = C(1) + C(2)\text{SPF1} + C(3)\text{FED1} + \varepsilon$$

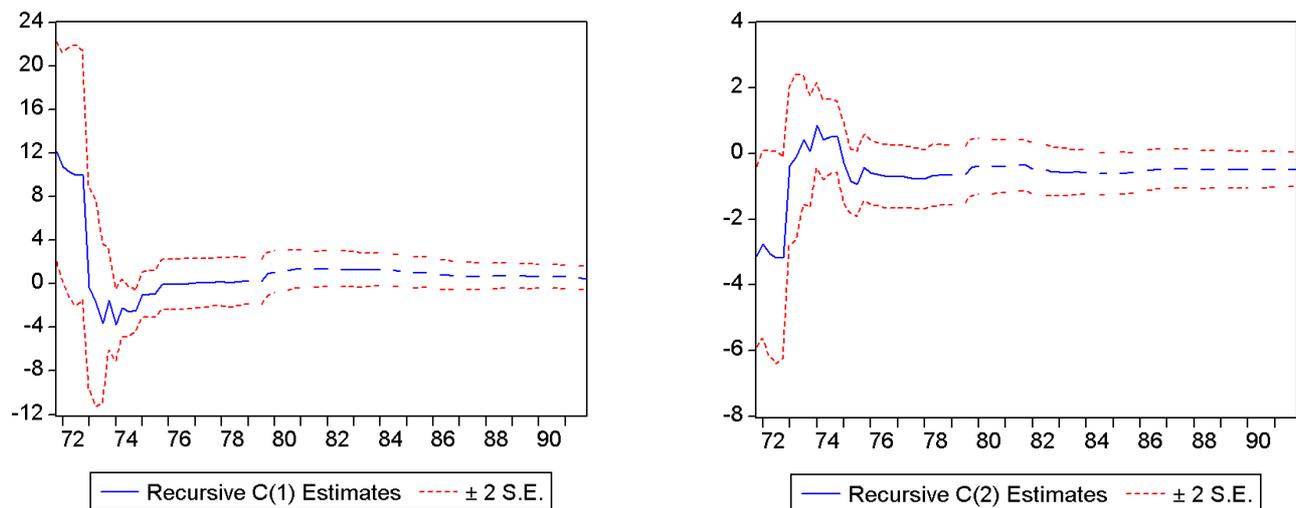
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.461779	0.510833	0.903973	0.3689
SPF1(-1)	-0.469281	0.211141	-2.222596	0.0292
FED1(-1)	1.445033	0.237541	6.083307	0.0000

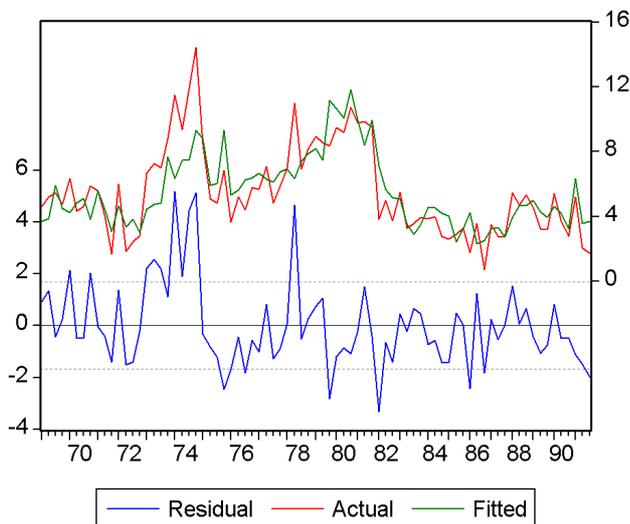
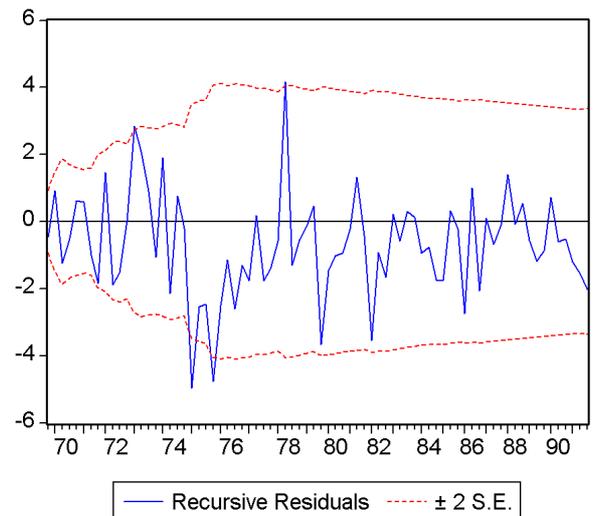
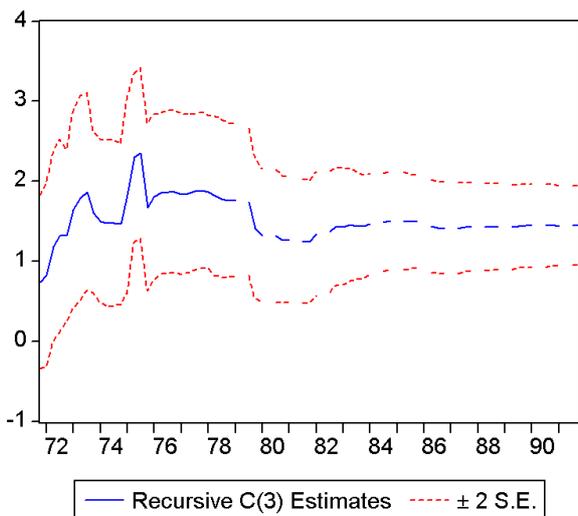
Verifichiamo la stabilità dei residui



Dai due test sui residui cumulati scartiamo l'ipotesi di stabilità strutturale; gli scarti della regressione cominciano dal 1975 ad incrementare costantemente fino ad uscire dagli intervalli.

A seguire, presento i grafici dei tre coefficienti ricorsivi, il Residual, Actual, Fitted graph e il grafico dei residui ricorsivi.





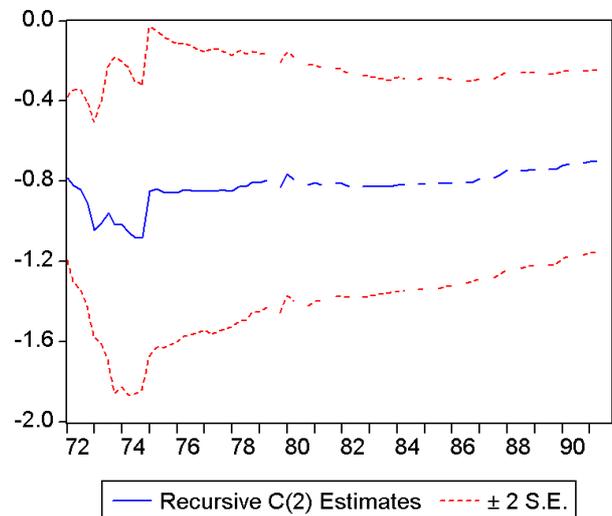
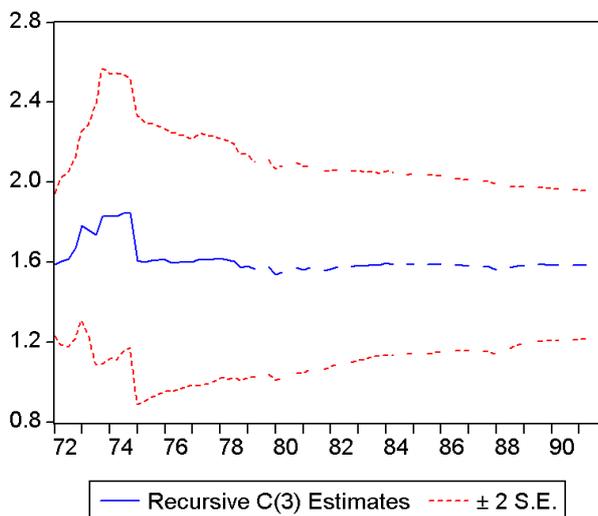
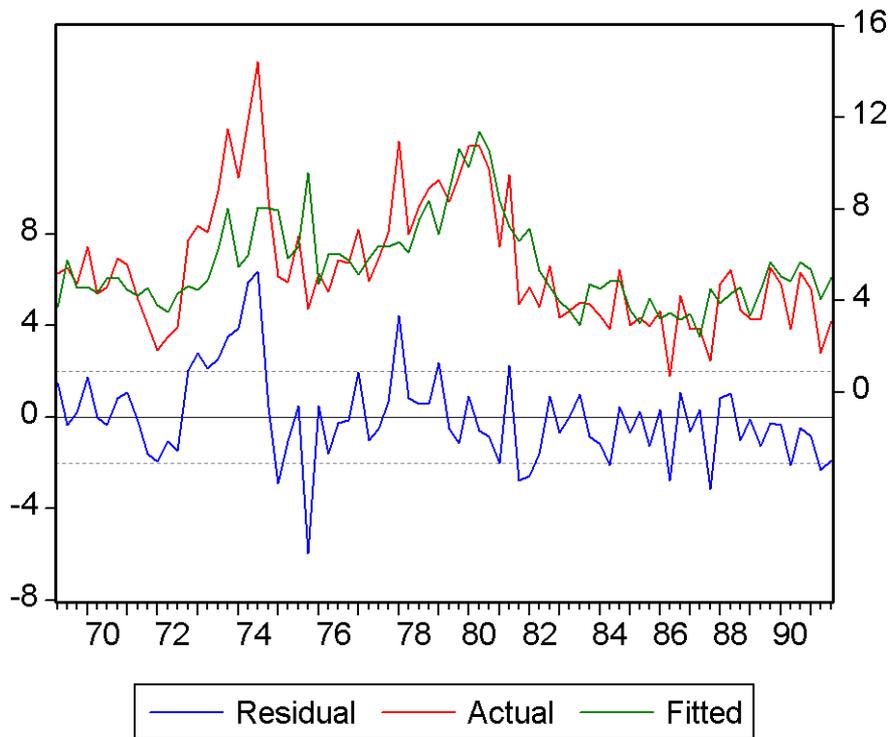
I test sui coefficienti ricorsivi, il diagramma sui residui ricorsivi e l'Actual, Fitted, Residual graph confermano i test CUSUM; il modello non è stabile nel tempo. I residui sono particolarmente elevati prima del 1975, deduco che sia dovuto all'impennata dell'inflazione verificatasi in quegli anni che le previsioni non sono state in grado di prevedere.

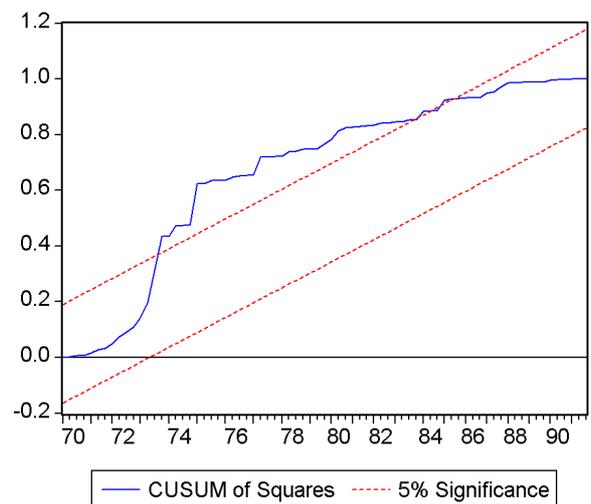
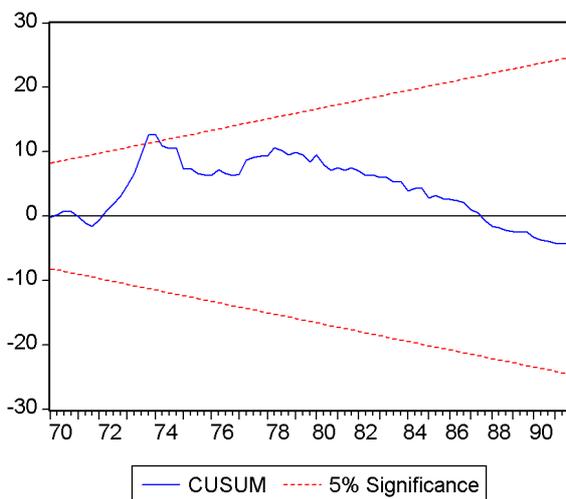
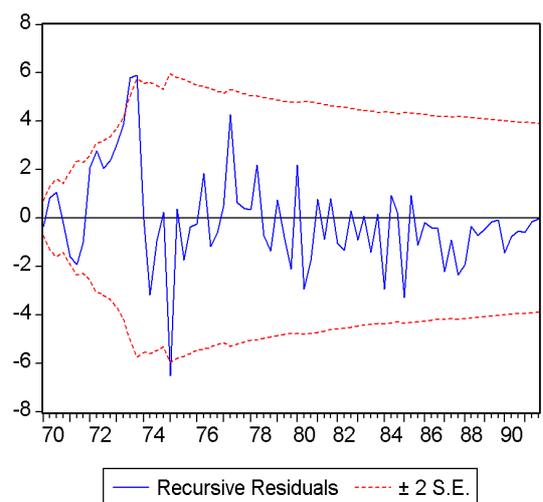
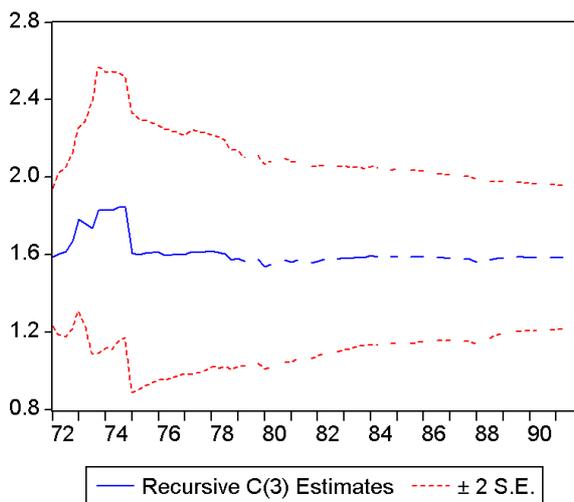
Vediamo se per le previsioni a due, tre e quattro trimestri in avanti succede lo stesso.

STIMA OLS PER PREVISIONI A DUE TRIMESTRE IN AVANTI (h=2)

$$\text{GNPD2} = C(1) + C(2)\text{SPF2} + C(3)\text{FED2} + \varepsilon$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.547004	2.305667	0.670958	0.5043
C(2)	-0.778799	0.417014	-1.867560	0.0657
C(3)	1.567909	0.447331	3.505026	0.0008



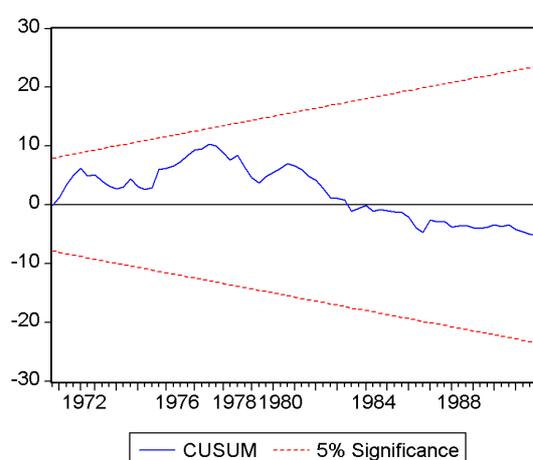
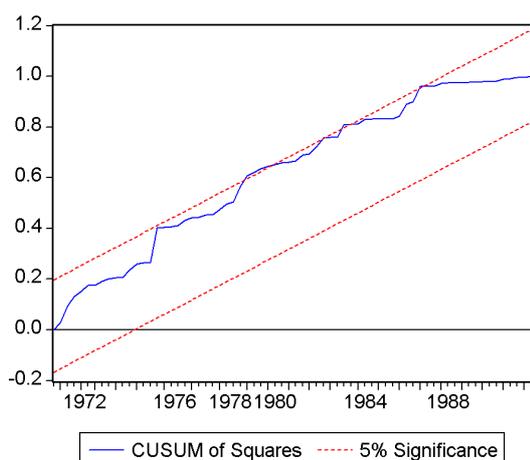
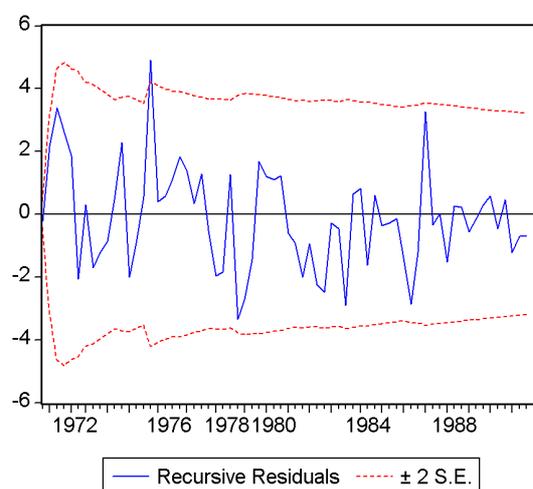
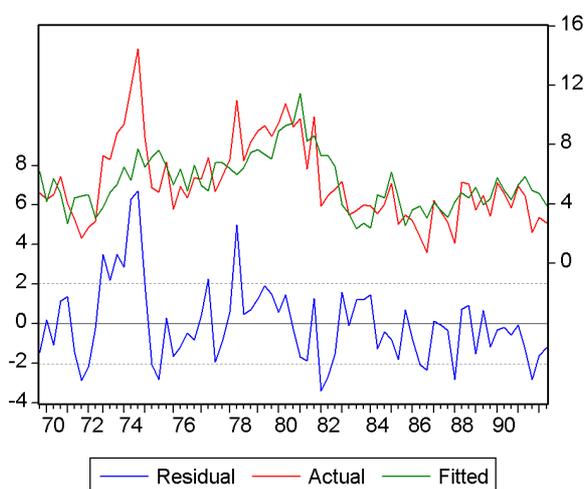


Dai vari grafici possiamo vedere che anche per le previsioni a due trimestri le stime dei coefficienti ed i residui non sono quelli previsti da un modello strutturalmente stabile. I coefficienti prima del 1975 non mantengono un andamento costante ed i residui sono caratterizzati da forte variabilità ed inoltre fuoriescono dagli intervalli di confidenza nei CUSUM test.

STIMA OLS PER PREVISIONI A TRE TRIMESTRE IN AVANTI (h=3)

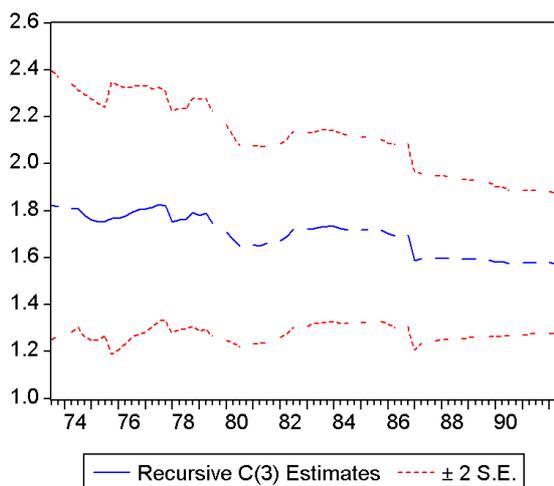
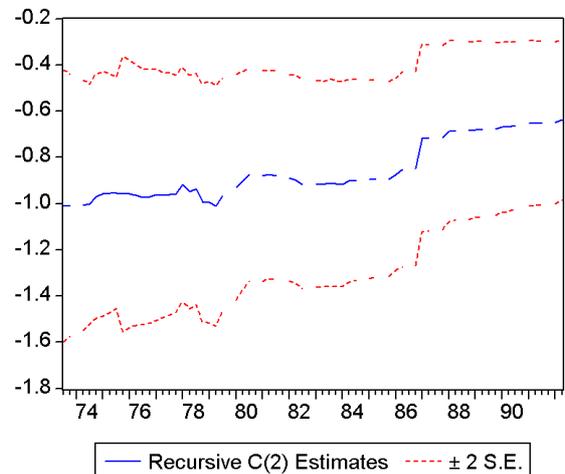
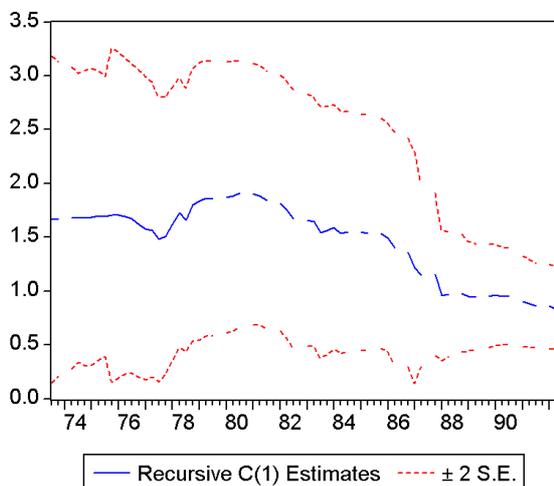
$$\text{GNPD3} = \text{C}(1) + \text{C}(2)\text{SPF3} + \text{C}(3)\text{FED3} + \varepsilon$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.271555	5.108938	0.248888	0.8042
C(2)	-0.830687	0.269854	-3.078285	0.0030
C(3)	1.697360	0.934043	1.817218	0.0735



Per l'orizzonte di tre trimestri in avanti, i residui presentano sempre qualche problema prima del 1975; però osserviamo un miglioramento, infatti nei CUSUM e

CUSUMQ test i valori anche se al limite non oltrepassano gli intervalli di confidenza a differenza delle precedenti regressioni. Vediamo ora il comportamento dei coefficienti.



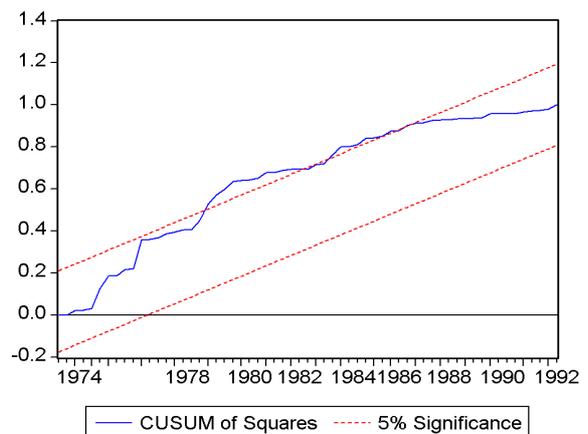
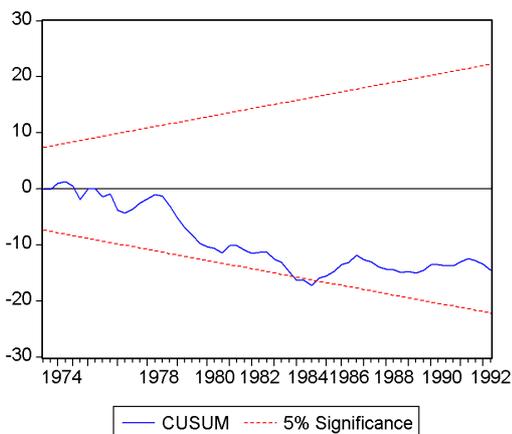
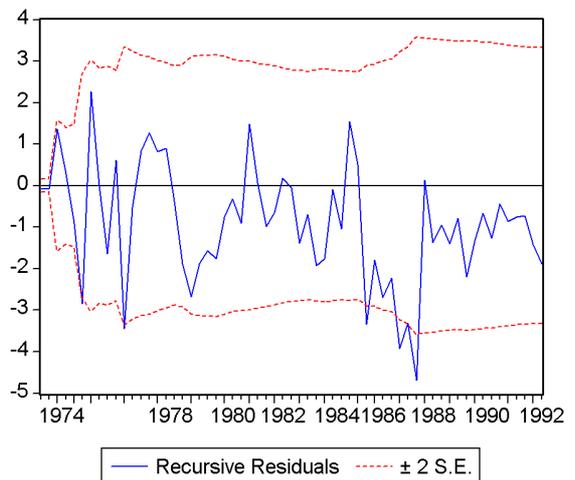
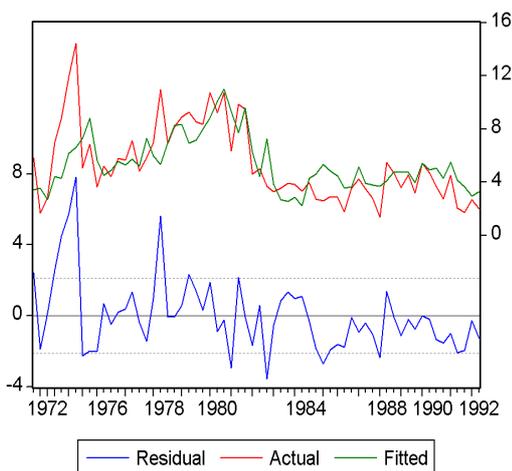
Dai grafici dei coefficienti ricorsivi confermiamo che il modello sembra essere abbastanza stabile come era emerso dall'analisi dei residui. Da notare che il coefficiente delle previsioni della Federal Reserve non è più significativamente diverso da zero per un livello del cinque per cento.

Passiamo ora all'analisi dell'ultima regressione.

STIMA OLS PER PREVISIONI A QUATTRO TRIMESTRI IN AVANTI (h=4)

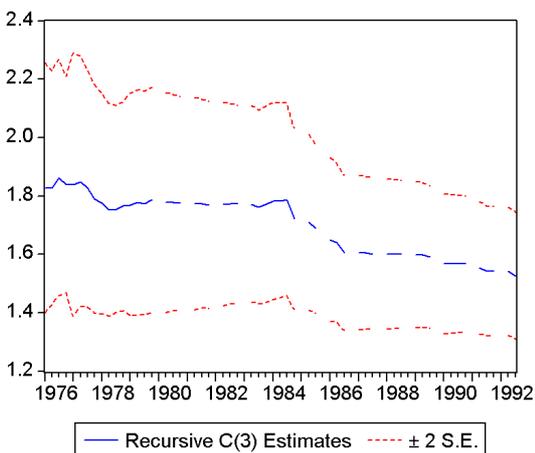
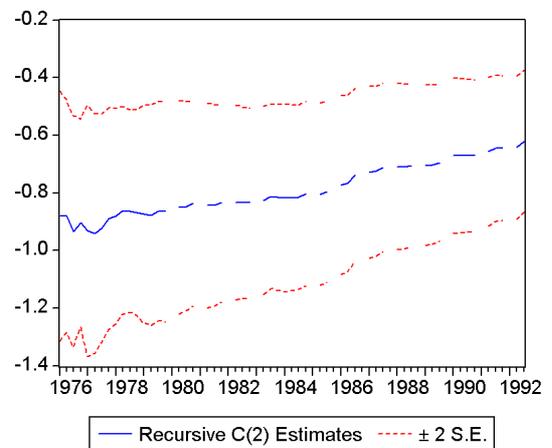
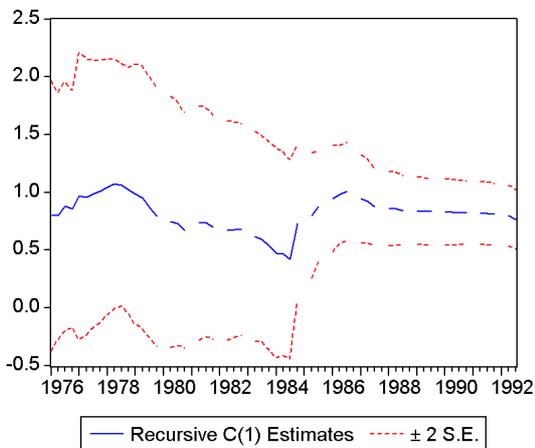
$$\text{GNPD4} = \text{C(1)} + \text{C(2)SPF4} + \text{C(3)FED4} + \varepsilon$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.724612	8.879534	0.081605	0.9352
C(2)	-0.931566	0.423245	-2.201006	0.0315
C(3)	1.894412	1.927706	0.982729	0.3296



Per la regressione sulle previsioni a quattro trimestri in avanti, i residui manifestano discontinuità in più parti del campione e non possono essere considerati

soddisfacenti con tutte quelle uscite dall'intervallo di confidenza. Vediamo se la stima dei coefficienti ricorsivi ci dice qualcosa a proposito.



I grafici dei coefficienti ricorsivi hanno un andamento abbastanza regolare e soddisfacente che rimane sempre dentro gli intervalli di confidenza. In questa regressione la stima del coefficiente delle previsioni della Federal Reserve non è più significativamente diverso da zero.

In conclusione, avendo messo a prova la stabilità delle stime OLS sul campione per vari orizzonti di previsione, posso dire che non sono convinto della bontà di queste stime.

Osservo che i coefficienti non escono mai dal proprio intervallo di confidenza, però non dimostrano di tener un comportamento costante nel tempo almeno per le

previsioni ad uno e due trimestri in avanti, anche dai residui intuivamo che il modello spiega solo in parte la relazione tra inflazione attesa e previsioni.

Da queste considerazioni deduco che i modelli non sono efficaci per tutto il periodo considerato, quindi comincio la terza parte del mio lavoro.

3. ANALISI DEI MODELLI CON UN TERMINE AUTOREGRESSIVO E DIVISIONE DEL CAMPIONE

Aggiungerò tra le esplicative la variabile dipendente ritardata così dovrei eliminare definitivamente la presenza di autocorrelazione tra i residui e aggiungere informazione al modello, infatti ho notato che il modello così come proposto dai due economisti potrebbe avere problemi di *multicollinearità*, cioè se la correlazione fra due variabili è troppo alta, è possibile che la matrice dei coefficienti sia non invertibile. Ciò può determinare stime inaffidabili con standard errors elevati, con un segno o un valore inattesi. Anche da un punto di vista intuitivo il problema è chiaro². Se le previsioni della Federal Reserve e quelle commerciali sono molto correlate, può essere difficile per il modello identificare l'impatto individuale di queste due variabili, il che è esattamente ciò che stiamo tentando di fare. Appunto per questo includo il termine auto regressivo al modello così posso utilizzare più informazione, eliminando parzialmente eventuali problemi di multicollinearità. Poi dividerò l'intervallo temporale in due sottocampioni, per verificare se la superiorità delle stime della Federal Reserve si manifesta solo in determinati periodi o è costante. Il nuovo modello che andrò a testare sarà quindi:

$$\pi_{ht} = \delta + \gamma_C SPF_{ht} + \gamma_F FED_{ht} + \Phi \pi_{h-1,t} + V_{ht}$$

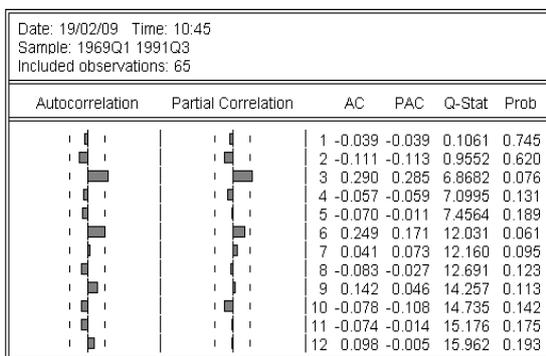
dove π_{ht} rappresenta come prima l'inflazione attuale h trimestri dopo il mese t ; γ_C è il

² Marno Verbeek, Econometria

coefficiente delle previsioni del Survey of Professional Forecasters (SPF_{ht}) fatte per il trimestre h nel mese t ; γ_F è il coefficiente delle previsioni della Federal Reserve (FED_{ht}) sempre per il trimestre h dopo il mese t ed Φ è il parametro che cattura l'effetto della variabile dipendente ritardata nella regressione.

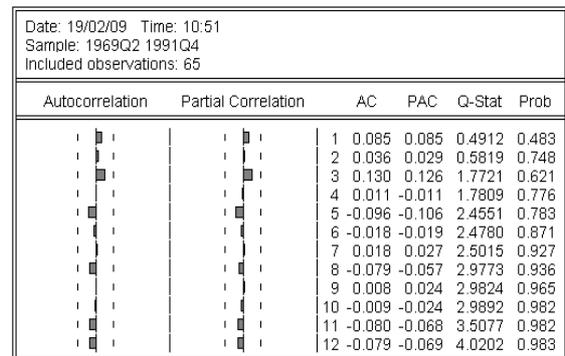
Verifichiamo per ogni orizzonte di previsione se con questo nuovo stimatore OLS i residui possano essere considerarsi incorrelati od addirittura indipendenti. Analizzo in breve il correlogramma dei residui al quadrato.

Correlogram of Residuals Squared



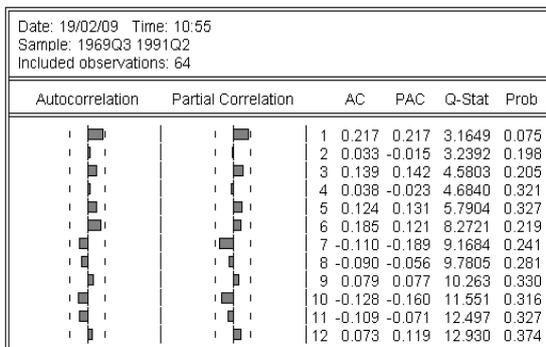
Correlogram of residuals squared for h=0

Correlogram of Residuals Squared



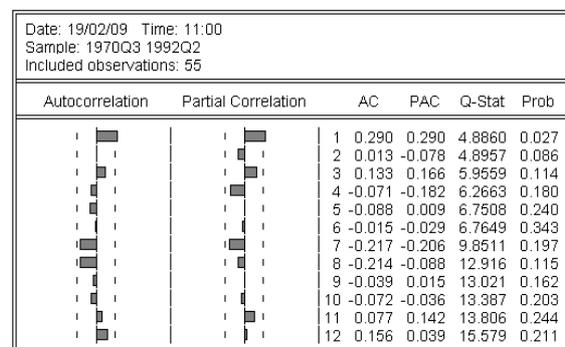
Correlogram of residuals squared for h=1

Correlogram of Residuals Squared



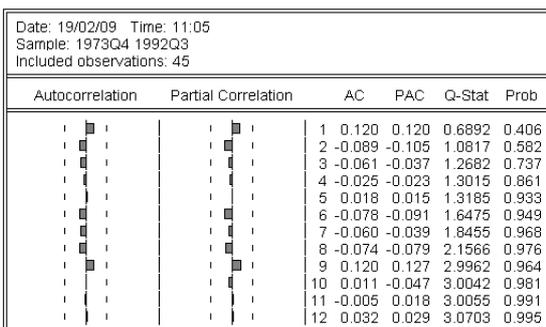
Correlogram of residuals squared for h=2

Correlogram of Residuals Squared



Correlogram of residuals squared for h=3

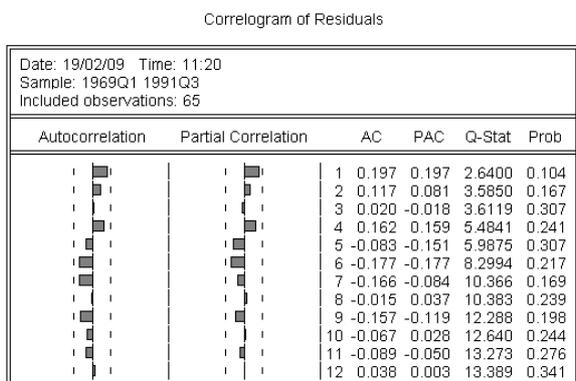
Correlogram of Residuals Squared



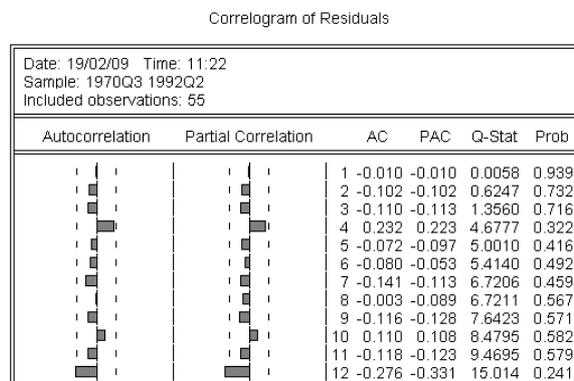
Correlogram of residuals squared for h=4

I correlogrammi confermano l'ipotesi più restrittiva di indipendenza dei coefficienti, di conseguenza assenza di autocorrelazione, solo i residui delle regressioni per il trimestre attuale ed il terzo trimestre non sono indipendenti rispettivamente al terzo ed al primo

ritardo, però possono essere considerati incorrelati, come verificano i seguenti correlogrammi.



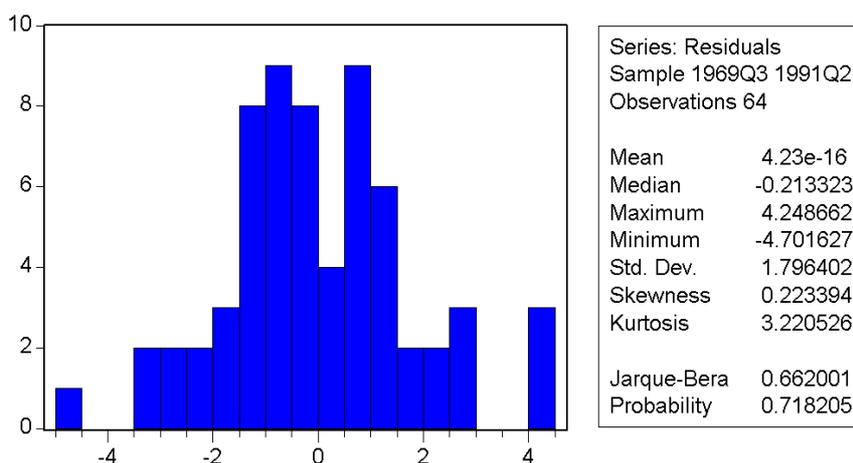
Correlogram of residual for h=0



Correlogram of residuals for h=3

Quindi possiamo affermare che l'aggiunta della variabile dipendente ritardata al modello di Romer and Romer elimina l'autocorrelazione tra i residui, assicurandoci così la consistenza delle nostre stime, salvaguardate dai problemi che comporta l'autocorrelazione.

Un altro vantaggio portato dall'inclusione del termine autoregressivo, è che ora i termini d'errore hanno distribuzione normale quindi posso esser sicuro dei risultati dei vari test statistici che andrò ad effettuare.



Infatti, molti dei più comuni test si basano proprio sulla normalità dei residui, se questa distribuzione è ignota come nel caso dei stimatori di Romer and Romer dobbiamo ricorrere ad una approssimazione asintotica (per N che tende all'infinito), quindi la qualità dell'approssimazione aumenta in questo caso al crescere della numerosità campionaria, personalmente non sono sicuro che le osservazioni a

nostra disposizione siano sufficienti per ipotizzare Normalità asintotica. Con l'aggiunta del termine autoregressivo il problema svanisce, i residui hanno distribuzione normale e non servono approssimazioni.

Ecco i risultati delle stime OLS per l'inflazione attuale sulle previsioni per l'inflazione del Survey of Professional Forecasters e della Federal Reserve e sull'inflazione attuale ritardata.

Dependent Variable: GNPD0				
Method: Least Squares				
Date: 19/02/09 Time: 14:32				
Sample (adjusted): 1969Q1 1991Q3				
Included observations: 65 after adjustments				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.130946	0.504951	-0.259323	0.7963
SPF0	0.120773	0.254613	0.474340	0.6370
FED0	0.861770	0.192396	4.479141	0.0000
GNPD0(-1)	0.082140	0.103181	0.796071	0.4291
R-squared	0.767360	Mean dependent var		5.705793
Adjusted R-squared	0.755918	S.D. dependent var		2.754314
S.E. of regression	1.360759	Akaike info criterion		3.513526
Sum squared resid	112.9515	Schwarz criterion		3.647334
Log likelihood	-110.1896	F-statistic		67.06908
Durbin-Watson stat	1.683919	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: GNPD1				
Method: Least Squares				
Date: 03/02/09 Time: 10:01				
Sample (adjusted): 1969Q2 1991Q4				
Included observations: 65 after adjustments				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.784482	0.466943	1.680039	0.0981
SPF1(-1)	-0.682511	0.214063	-3.188361	0.0023
FED1(-1)	1.229275	0.206001	5.967331	0.0000
GNPD1(-1)	0.349339	0.147548	2.367639	0.0211
R-squared	0.658387	Mean dependent var		5.712165
Adjusted R-squared	0.641586	S.D. dependent var		2.778563
S.E. of regression	1.663462	Akaike info criterion		3.915242
Sum squared resid	168.7934	Schwarz criterion		4.049051
Log likelihood	-123.2454	F-statistic		39.18813
Durbin-Watson stat	2.026712	Prob(F-statistic)		0.000000

Dependent Variable: GNPD2				
Method: Least Squares				
Date: 03/02/09 Time: 10:01				
Sample (adjusted): 1969Q3 1991Q2				
Included observations: 64 after adjustments				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.975547	0.653281	1.493303	0.1406
SPF2(-2)	-0.479622	0.430091	-1.115164	0.2692
FED2(-2)	0.804993	0.458088	1.757286	0.0840
GNPD2(-1)	0.536229	0.138274	3.878025	0.0003
R-squared	0.582325	Mean dependent var		5.747399
Adjusted R-squared	0.561441	S.D. dependent var		2.779611
S.E. of regression	1.840764	Akaike info criterion		4.118700
Sum squared resid	203.3048	Schwarz criterion		4.253630
Log likelihood	-127.7984	F-statistic		27.88408
Durbin-Watson stat	2.125083	Prob(F-statistic)		0.000000

Per prima cosa, notiamo che con l'aggiunta della variabile dipendente ritardata abbiamo meno osservazioni disponibili a causa della incompletezza delle serie e così si creano sfasamenti tra i dati.

Il coefficiente autoregressivo ad eccezione dello stimatore OLS per il trimestre attuale, che infatti non soffre di autocorrelazione tra i residui, è sempre significativamente diverso da zero per tutte le altre regressioni; questo mi conferma che non è inadeguato aggiungerlo nel modello di Romer and Romer, sembra infatti ci sia una parte dell'inflazione attuale spiegata proprio dall'inflazione avvenuta. Osserviamo cosa ci dicono i classici test per misurare la qualità dell'adattamento ai dati della retta di regressione stimata. Dato che l' R^2 non penalizza l'inclusione di troppe variabili, è preferibile

Dependent Variable: GNPD3				
Method: Least Squares				
Date: 09/02/09 Time: 15:22				
Sample (adjusted): 1970Q3 1992Q2				
Included observations: 55 after adjustments				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.680558	0.823824	0.826097	0.4126
SPF3(-3)	-0.726898	0.421859	-1.723082	0.0909
FED3(-3)	1.142186	0.368857	3.096555	0.0032
GNPD3(-1)	0.522212	0.127356	4.100401	0.0001
R-squared	0.605864	Mean dependent var	5.603479	
Adjusted R-squared	0.582679	S.D. dependent var	2.794203	
S.E. of regression	1.805066	Akaike info criterion	4.089018	
Sum squared resid	166.1713	Schwarz criterion	4.235006	
Log likelihood	-108.4480	F-statistic	26.13230	
Durbin-Watson stat	2.077268	Prob(F-statistic)	0.000000	

Dependent Variable: GNPD4				
Method: Least Squares				
Date: 03/02/09 Time: 10:02				
Sample (adjusted): 1973Q4 1992Q3				
Included observations: 45 after adjustments				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.206534	0.742334	-0.278222	0.7822
SPF4(-4)	-0.193928	0.212644	-0.911985	0.3671
FED4(-4)	0.550341	0.374193	1.470740	0.1490
GNPD4(-1)	0.729706	0.245997	2.966323	0.0050
R-squared	0.691767	Mean dependent var	5.613577	
Adjusted R-squared	0.669214	S.D. dependent var	2.931277	
S.E. of regression	1.685895	Akaike info criterion	3.967158	
Sum squared resid	116.5319	Schwarz criterion	4.127750	
Log likelihood	-85.26104	F-statistic	30.67216	
Durbin-Watson stat	2.265535	Prob(F-statistic)	0.000000	

confrontare l' R^2 corretto, una misura che incorpora un trade-off fra qualità dell'adattamento ai dati e numero di regressori utilizzati nel modello; o in alternativa l'*Akaike Information Criterion*, anche se l'uso di quest'ultimo criterio è limitato a casi in cui i modelli alternativi non sono l'uno un caso particolare dell'altro. Nelle cinque regressioni all'aumentare dell'orizzonte di previsione vediamo che l' R^2 corretto è sempre più grande di quello trovato nei risultati di Romer and Romer presentati prima. Solo nella prima regressione è un po' più

piccolo rispetto allo stesso modello senza variabile dipendente ritardata, probabilmente perché il modello non soffriva di autocorrelazione quindi non necessitava del termine autoregressivo.

Passiamo ora all'analisi dei coefficienti per le cinque regressioni, ora il modello è composto da quattro regressori: un'intercetta, due coefficienti per misurare l'adattamento delle previsioni ai dati, uno per le previsioni del Survey of Professional Forecasters indicato con SPF_h e l'altro per quelle della Federal Reserve, indicato con FED_h ed infine il coefficiente autoregressivo indicato con $GNPD_h(-1)$. I termini tra parentesi delle variabili esplicative ne indicano i ritardi, se si vuole infatti confrontare l'inflazione per il trimestre h con le previsioni fatte h trimestri prima, per mantenere l'ordine temporale di ogni serie e confrontarle dobbiamo ritardare le previsioni. In parole povere ho ribaltato l'ordine concettuale dei dati previsto dai due economisti, infatti loro per confrontare inflazione attuale e previsioni, ritardano la serie del GNP deflator, io il contrario. Ho usato questo modo di ordinare i dati perché più semplice e comunque so per certo che non ne altera i

risultati visto che è stato impiegato anche per la replica degli stimatori OLS di Romer and Romer, dando stime precise a quelle dei due economisti.

Le stime dei coefficienti nel nuovo modello sembrano confermare parzialmente l'idea secondo cui la Federal Reserve fa previsioni sull'inflazione migliori rispetto ai commerciali. Se da una parte infatti il coefficiente delle previsioni del Survey of Professional Forecasters (SPF_h) continuano ad essere negative o non significativamente diverse da zero; dall'altra abbiamo il coefficiente delle previsioni della Federal Reserve per i modelli con $h = 2 ; 4$ trimestri in avanti non è più significativamente diverso da zero mentre per gli altri orizzonti di previsione conferma la superiorità delle informazioni della banca centrale statunitense.

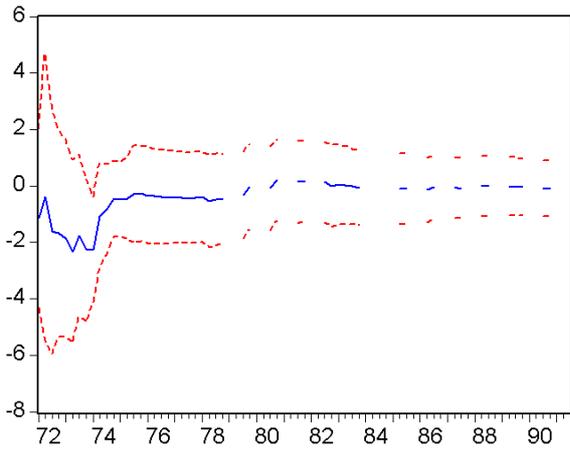
Proviamo ora gli usuali test sui coefficienti ed i residui del modello per i vari orizzonti di previsione per verificare se è ancora presente instabilità strutturale e nel caso, rompere il campione.

STIMA OLS PER PREVISIONI SUL TRIMESTRE ATTUALE ($h=0$)

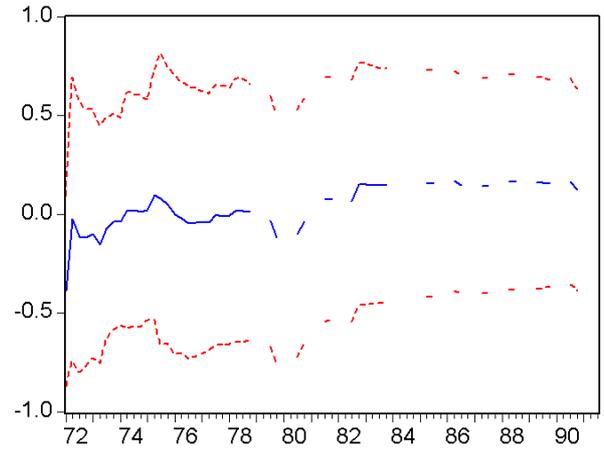
$$GNPD0 = C + \gamma_C SPF0 + \gamma_F FED0 + \Phi GNP0(-1) + \varepsilon$$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.130946	0.504951	-0.259323	0.7963
SPF0	0.120773	0.254613	0.474340	0.6370
FED0	0.861770	0.192396	4.479141	0.0000
GNPD0(-1)	0.082140	0.103181	0.796071	0.4291

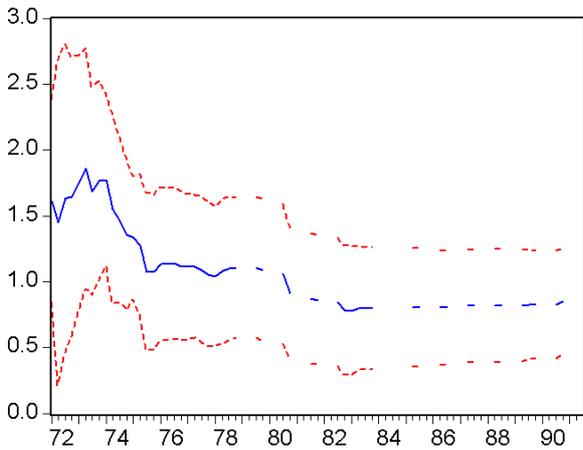
I grafici sui coefficienti ricorsivi (nella pagina che segue) dello stimatore OLS con l'inclusione della variabile dipendente ritardata, hanno un andamento abbastanza regolare per i coefficienti delle previsioni commerciali C(2) e della Federal Reserve C(3), anche se a dire il vero quest'ultimo decresce fino al 1975 per poi mantenere un valore costante. Comunque si mantengono sempre dentro gli intervalli di confidenza.



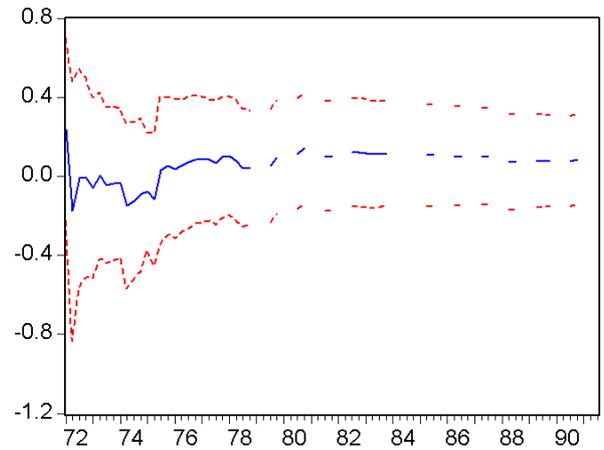
— Recursive C(1) Estimates - - - ± 2 S.E.



— Recursive C(2) Estimates - - - ± 2 S.E.

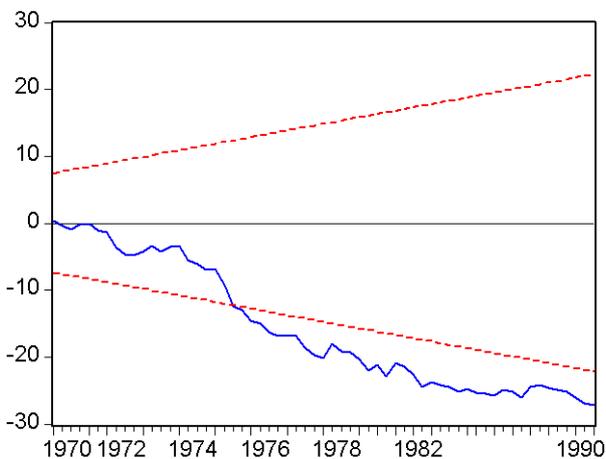


— Recursive C(3) Estimates - - - ± 2 S.E.

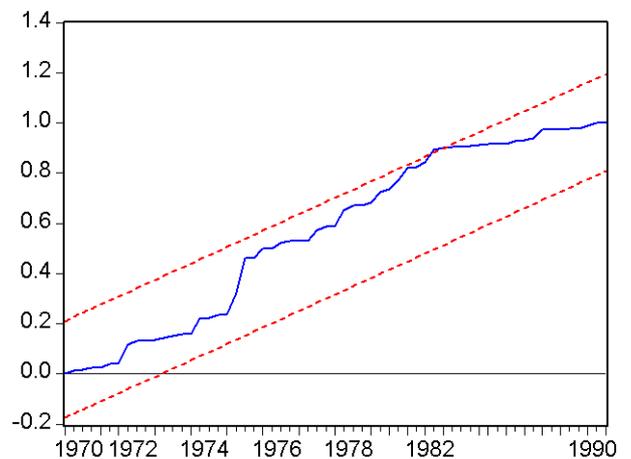


— Recursive C(4) Estimates - - - ± 2 S.E.

Verifichiamo il comportamento dei residui ricorsivi.



— CUSUM - - - 5% Significance



— CUSUM of Squares - - - 5% Significance

Nel primo grafico, i residui cumulati sembrano seguire una relazione lineare negativa, penso dovuta all'inclusione del termine autoregressivo nel modello, che

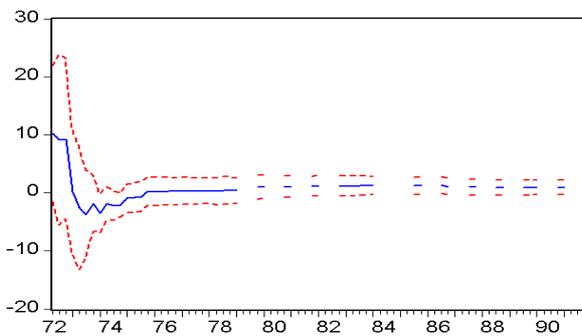
come abbian visto prima non è utile per la regressione sulle previsioni per il trimestre attuale; infatti nel secondo grafico, i residui cumulati sono al quadrato, quindi non negativi e si mantengono dentro l'intervallo di confidenza. Deduco che il modello si presenta abbastanza stabile.

Vediamo rapidamente la stabilità strutturale del nostro modello per gli altri orizzonti previsivi.

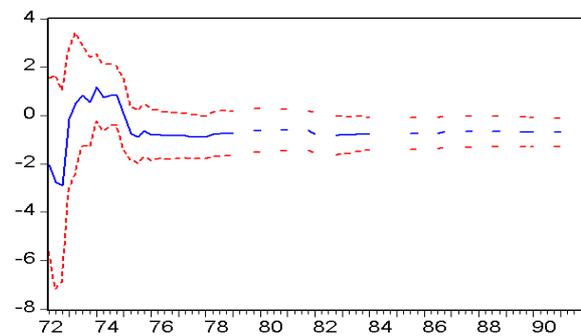
STIMA OLS PER PREVISIONI AD UN TRIMESTRE IN AVANTI (h=1)

$$\text{GNPD1} = C + \gamma_C \text{SPF1} + \gamma_F \text{FED1} + \phi \text{GNPD1}(-1) + \varepsilon$$

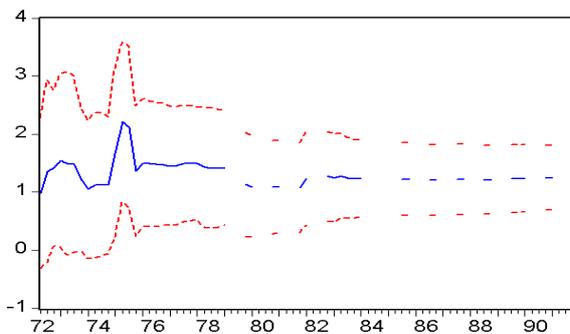
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.784482	0.466943	1.680039	0.0981
SPF1(-1)	-0.682511	0.214063	-3.188361	0.0023
FED1(-1)	1.229275	0.206001	5.967331	0.0000
GNPD1(-1)	0.349339	0.147548	2.367639	0.0211



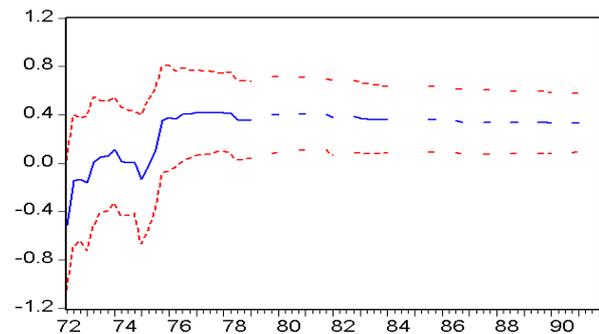
Recursive C(1) Estimates ± 2 S.E.



Recursive C(2) Estimates ± 2 S.E.

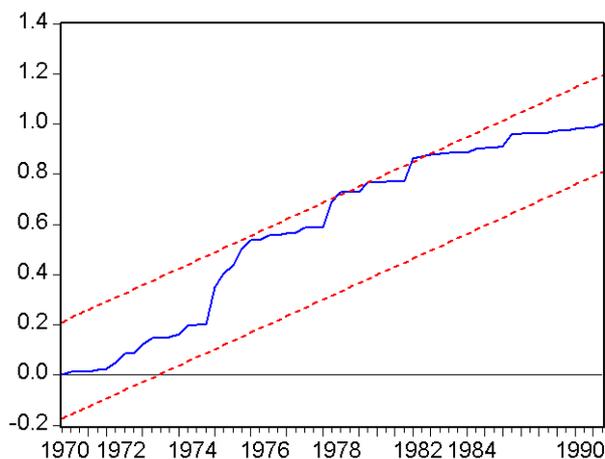
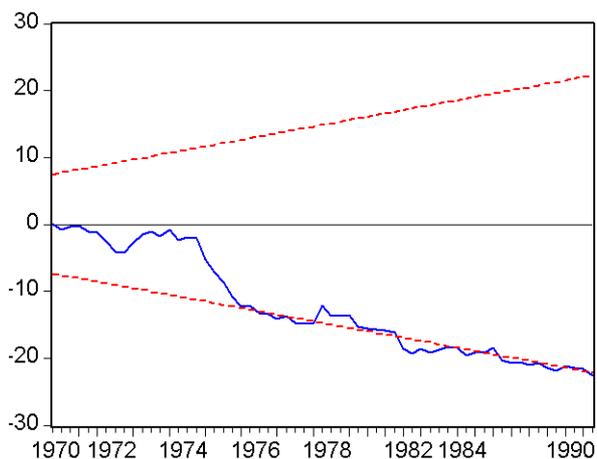


Recursive C(3) Estimates ± 2 S.E.



Recursive C(4) Estimates ± 2 S.E.

Anche nello stimatore OLS per previsioni ad un trimestre in avanti, i grafici dei coefficienti ricorsivi e dei residui cumulati sono abbastanza soddisfacenti; i residui mostrano i soliti scostamenti all'inizio del campione per poi stabilizzarsi ed i residui cumulati stanno sul filo dell'intervallo di confidenza, mostrando comunque un comportamento migliore rispetto ai residui cumulati nel modello senza variabile dipendente ritardata.



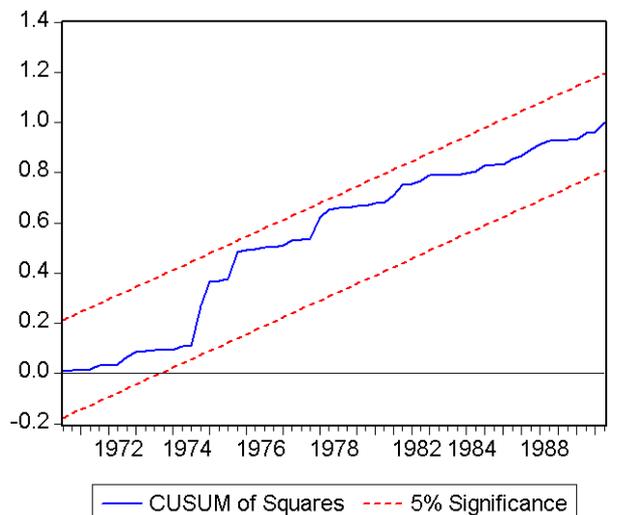
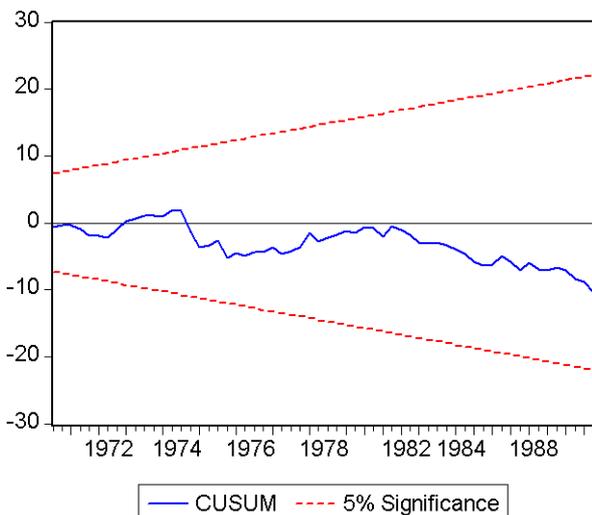
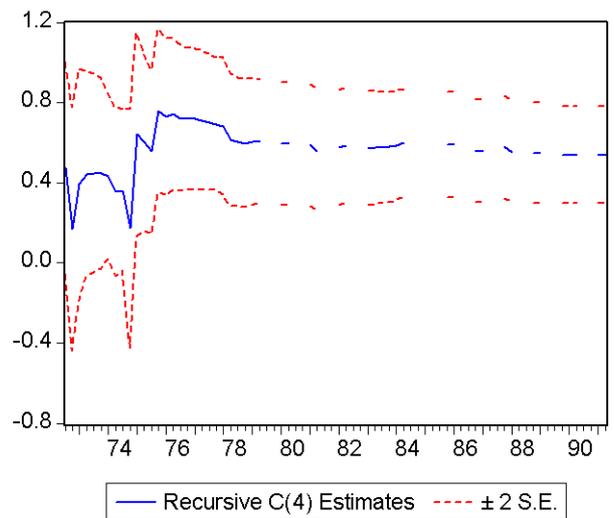
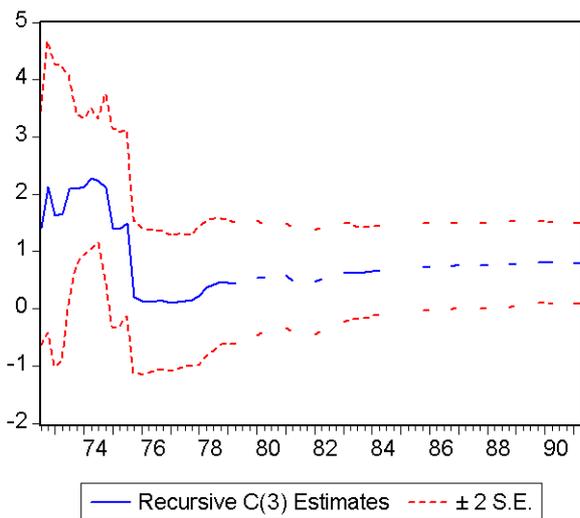
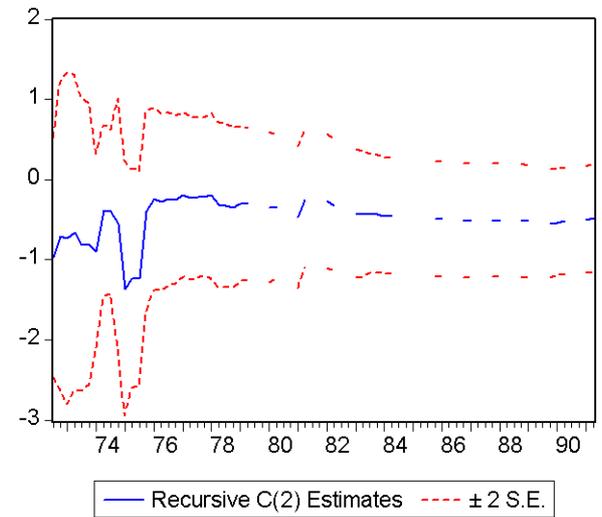
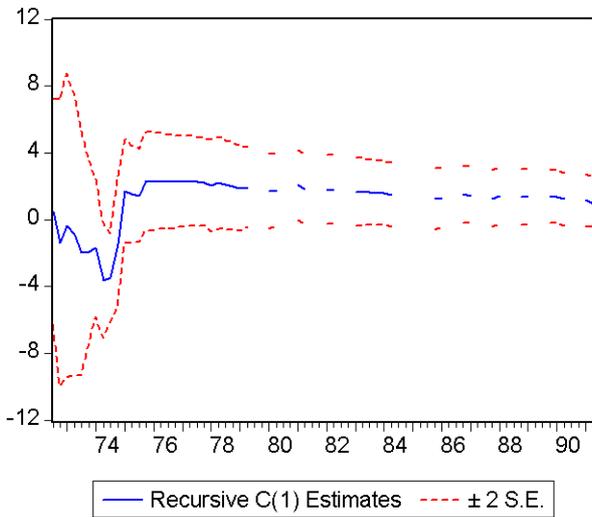
STIMA OLS PER PREVISIONI A DUE TRIMESTRE IN AVANTI (h=2)

$$\text{GNPD2} = C + \gamma_C \text{SPF2} + \gamma_F \text{FED2} + \Phi \text{GNPD2}(-1) + \varepsilon$$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.975547	0.653281	1.493303	0.1406
SPF2(-2)	-0.479622	0.430091	-1.115164	0.2692
FED2(-2)	0.804993	0.458088	1.757286	0.0840
GNPD2(-1)	0.536229	0.138274	3.878025	0.0003

Vediamo i grafici sui coefficienti ricorsivi per questa regressione su previsioni per l'inflazione a due trimestri in avanti e quelli relativi ai residui cumulati. Il modello così proposto con il termine autoregressivo ha una stabilità strutturale soddisfacente. I coefficienti non escono mai dagli intervalli di confidenza e dopo

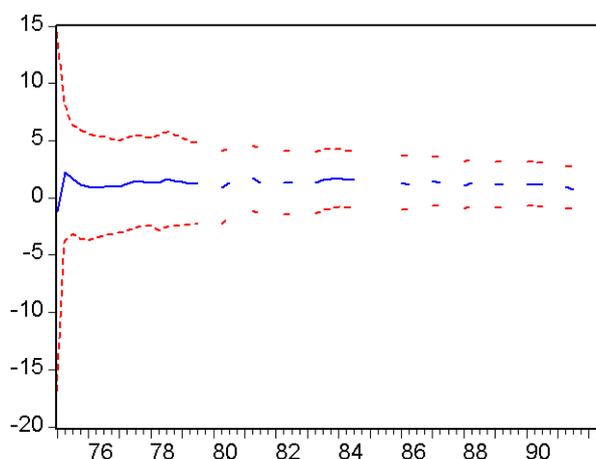
essersi assestati mantengono un andamento costante. I residui cumulati per la prima volta si comportano veramente come in un modello strutturalmente stabile.



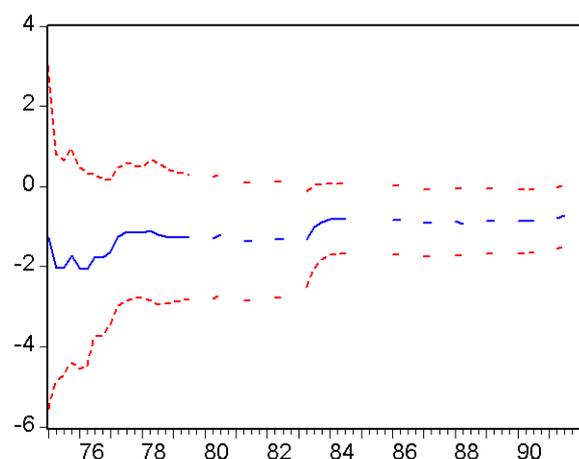
STIMA OLS PER PREVISIONI A TRE TRIMESTRE IN AVANTI (h=3)

$$\text{GNPD3} = C + \gamma_C \text{SPF3} + \gamma_F \text{FED3} + \Phi \text{GNPD3}(-1) + \varepsilon$$

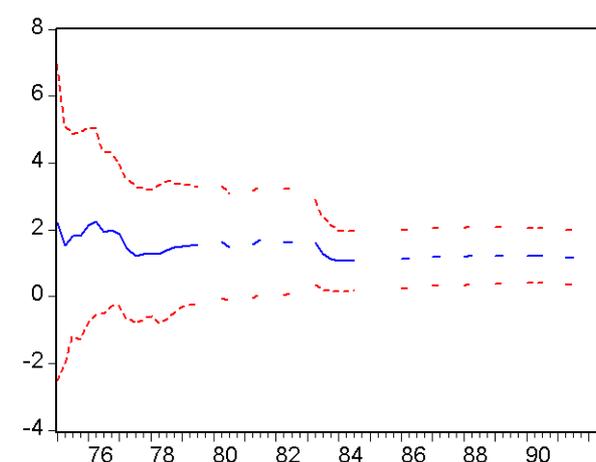
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.680558	0.823824	0.826097	0.4126
SPF3(-3)	-0.726898	0.421859	-1.723082	0.0909
FED3(-3)	1.142186	0.368857	3.096555	0.0032
GNPD3(-1)	0.522212	0.127356	4.100401	0.0001



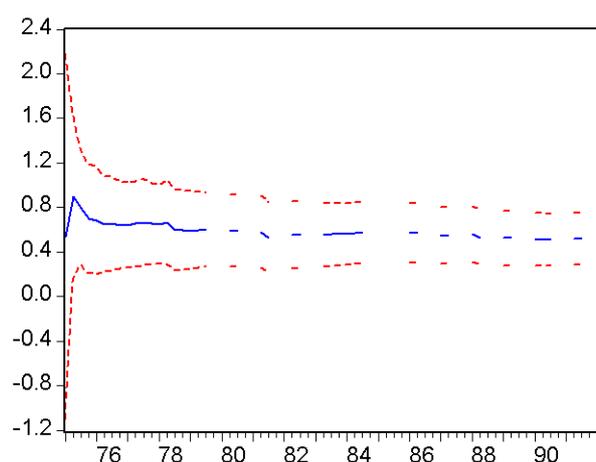
— Recursive C(1) Estimates - - - ± 2 S.E.



— Recursive C(2) Estimates - - - ± 2 S.E.

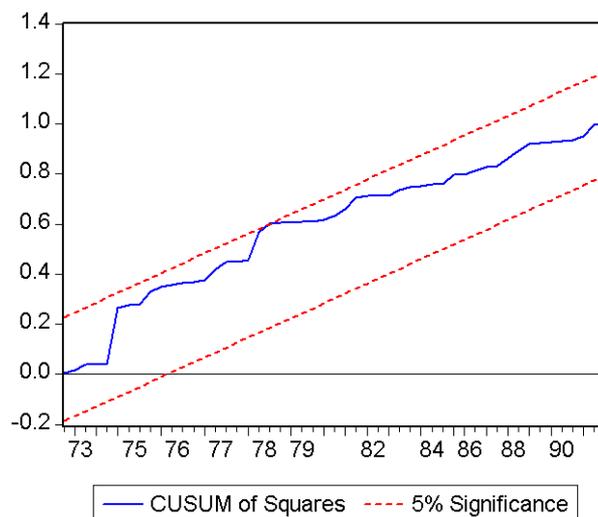
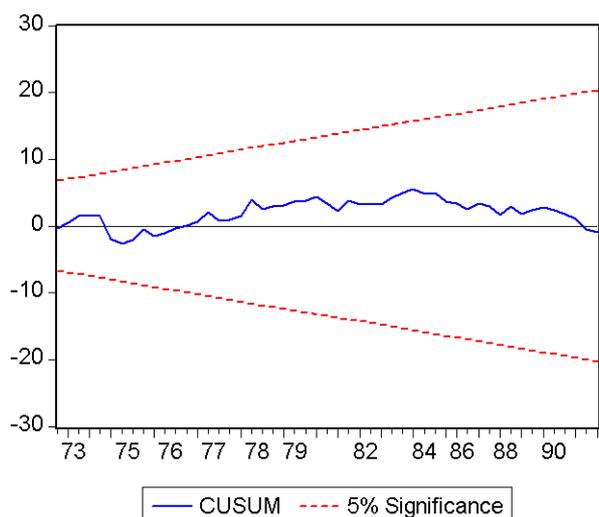


— Recursive C(3) Estimates - - - ± 2 S.E.



— Recursive C(4) Estimates - - - ± 2 S.E.

I coefficienti ricorsivi come nel modello di Romer and Romer per un orizzonte di previsione di tre trimestri mantengono un andamento regolare dentro gli intervalli di confidenza. Nel seguito vediamo il comportamento dei residui cumulati.



Come nella regressione precedente, i residui cumulati hanno un andamento in linea con quello di un modello strutturalmente stabile; del resto, anche nel modello senza variabile dipendente ritardata il modello dimostrava già una certa stabilità che con l'aggiunta del termine autoregressivo, si è consolidata.

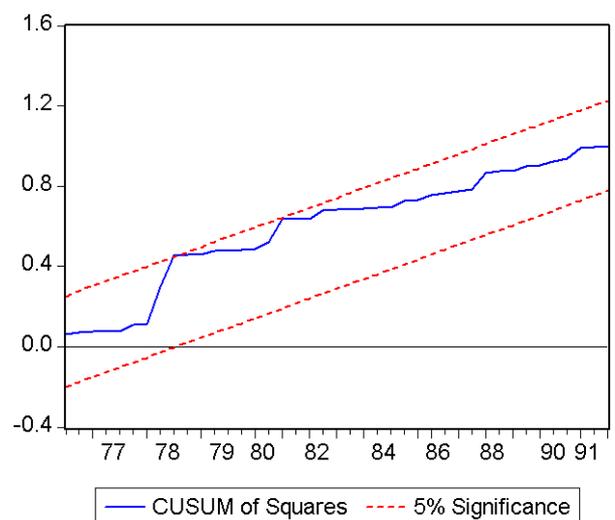
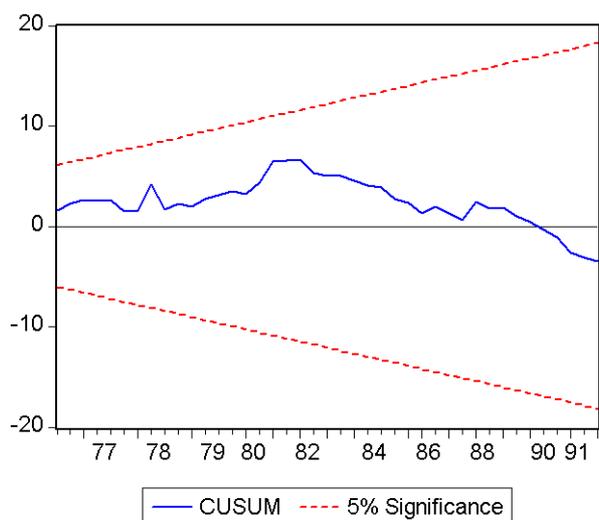
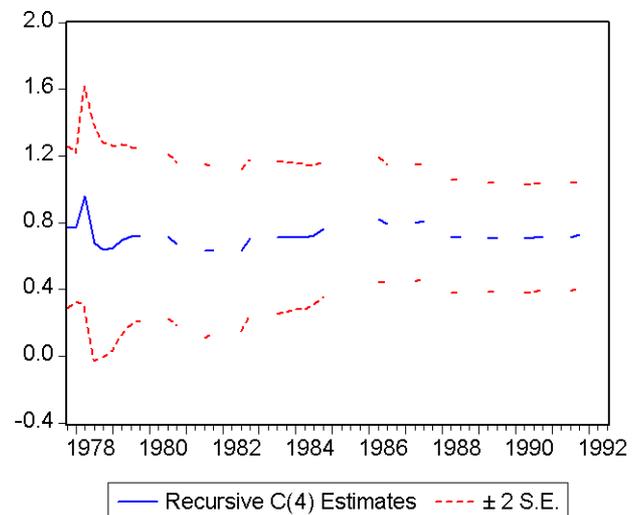
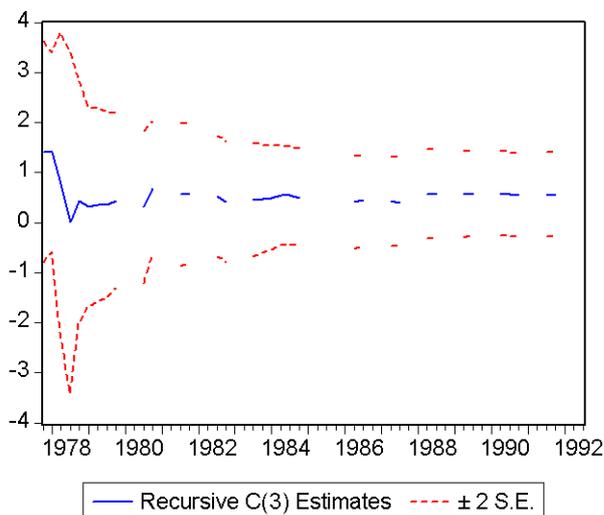
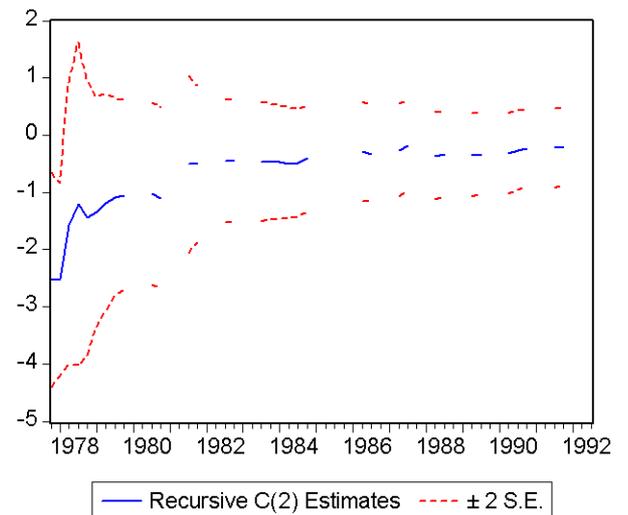
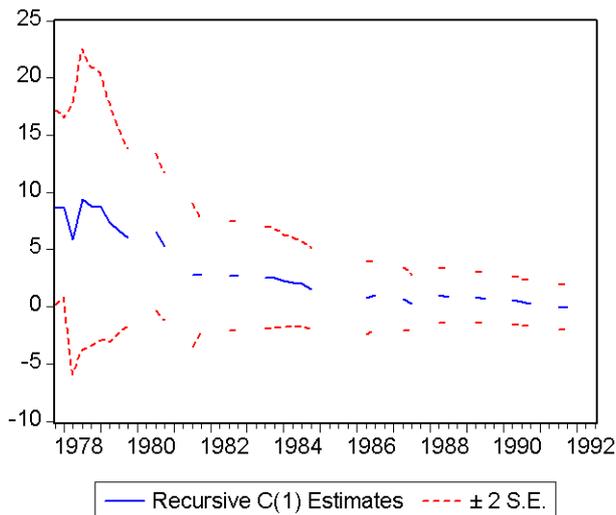
Passiamo all'analisi del modello per l'ultimo orizzonte previsivo di quattro trimestri.

STIMA OLS PER PREVISIONI A QUATTRO TRIMESTRI IN AVANTI (h=4)

$$\text{GNPD4} = C + \gamma_C \text{SPF4} + \gamma_F \text{FED4} + \Phi \text{GNPD4}(-1) + \varepsilon$$

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.206534	0.742334	-0.278222	0.7822
SPF4(-4)	-0.193928	0.212644	-0.911985	0.3671
FED4(-4)	0.550341	0.374193	1.470740	0.1490
GNPD4(-1)	0.729706	0.245997	2.966323	0.0050

Anche nell'ultima regressione il modello può considerarsi stabile, anche se come possiamo vedere mancano moltissime osservazioni. Comunque a differenza della regressione proposta da Romer and Romer, i residui cumulati non fuoriescono dagli intervalli di confidenza. Quindi anche in questo caso, comprendere nel modello dei due economisti la variabile dipendente ritardata, comporta una stabilità strutturale che senza il termine autoregressivo non avevamo.



Adesso che ho verificato la stabilità strutturale del modello con termine autoregressivo per i cinque orizzonti di previsione, posso trarre un po' di

conclusioni sulle teorie di C. Romer e D. Romer avendo la consapevolezza di usare uno stimatore più corretto e consistente. Sembra, che il modello proposto dai due economisti venga confermato nei risultati da quello da me proposto. Cioè, lo stimatore OLS con variabile dipendente ritardata mi conduce a confermare l'ipotesi che la Federal Reserve faccia previsioni sull'inflazione migliori dei commercial forecasters.

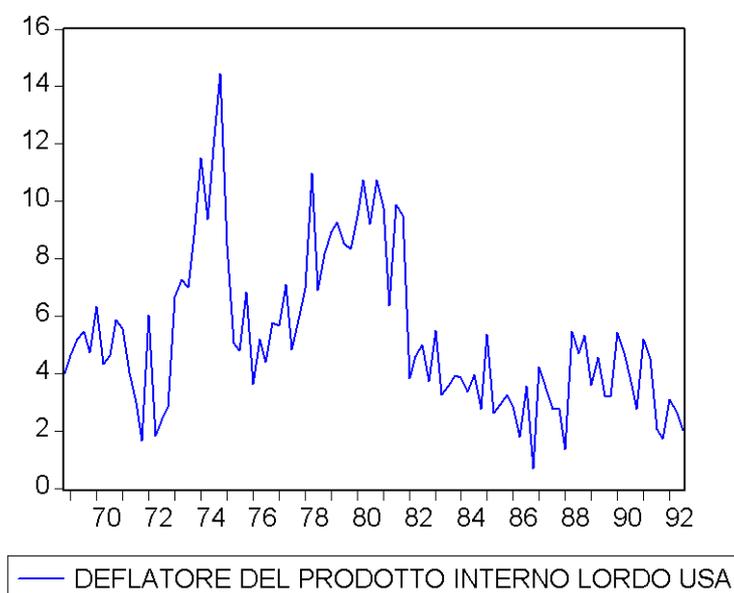
Nella prima regressione, le stime dei coefficienti delle previsioni per l'inflazione dei commerciali e della Federal Reserve mantengono praticamente gli stessi valori del modello senza intercetta. Nella regressione per le previsioni ad un trimestre in avanti, il coefficiente delle previsioni del Survey of Professional Forecasters è negativo mentre il coefficiente delle previsioni della Federal Reserve è positivo, maggiore di uno e significativamente diverso da zero; lo stesso vale per le previsioni a tre trimestri in avanti. Per quanto riguarda invece il modello per orizzonti di previsione a due e quattro trimestri in avanti, l'ipotesi nulla di uguaglianza a zero per il coefficiente delle previsioni della Federal Reserve non è rifiutata ad un livello di significatività del cinque per cento e neppure al dieci per cento per i quattro trimestri. Tuttavia il coefficiente in tutte e due i casi è maggiore di 0,5 mentre quello delle previsioni del Survey of Professional Forecasters è come al solito negativo, dunque anche quest'ultime due regressioni dimostrano che la Federal Reserve fa stime superiori rispetto ai commerciali. La non significatività delle stime per le previsioni della Federal Reserve è probabilmente dovuta al fatto che ci sono poche osservazioni con conseguente crescita degli standard errors ed inoltre vediamo come in questi due orizzonti di previsioni la variabile dipendente ritardata catturi quasi tutta l'informazione lasciando poco peso alle previsioni.

In definitiva sembra proprio che mi debba arrendere all'idea che Christina Romer e David Romer c'abbiano azzeccato. Ma non prima di aver scomposto il campione, sono curioso di vedere se la superiorità delle previsioni della Federal Reserve si manifesta per tutto l'arco temporale considerato o è caratteristica solo di determinati periodi.

ANALISI SOTTO-CAMPIONARIA

Per questa analisi mi affiderò allo stimatore OLS senza variabile dipendente ritardata, questa scelta è giustificata dal fatto che non ho moltissime osservazioni a disposizione soprattutto dagli anni ottanta in poi, con il modello che comprende la variabile dipendente ritardata abbiamo visto che il campione diventa ancora più piccolo e non è il caso visto che devo pure spezzarlo. Comunque dovrei ottenere risultati non troppo distorti visto che il modello un po' spartano di Romer and Romer mi ha dato più o meno gli stessi risultati di quello più fine che comprendeva il termine autoregressivo.

Ora non mi resta che individuare i due sottocampioni. A questo proposito decido di dare un'occhiata alla serie trimestrale del deflatore del PIL degli Stati Uniti per il periodo che va dall'ultimo trimestre del 1968 al terzo trimestre del 1992 e passare in rassegna i più importanti avvenimenti macroeconomici verificatisi negli Stati Uniti sino ai primi anni novanta.



L'obiettivo è appunto di individuare grazie al grafico e lo studio della storia macroeconomica, un punto per spezzare il nostro campione di osservazioni. Ecco in sintesi cosa avvenne in questi tre decenni:

Nel 1964 per sconfiggere la disoccupazione ci fu un taglio delle imposte, unito a una politica monetaria espansiva così la domanda aggregata e la spesa pubblica

per finanziare la guerra in Vietnam crebbero insieme all'inflazione sino alla fine degli anni 60.

Gli anni 70 furono un periodo di turbolenza economica; il decennio fu inaugurato da una linea di politica economica tesa a ridurre l'inflazione ereditata dagli anni 60. Il tasso d'inflazione però diminuì solo marginalmente, infatti nel 1972, il tasso di disoccupazione era salito al livello di dieci anni prima, ma con un'inflazione più elevata di tre punti percentuali. A partire dal 1973 i responsabili della politica economica dovettero fare i conti con un massiccio shock di offerta, provocato dall'*OPEC*, il cartello dei paesi produttori di petrolio, che avevano spinto verso l'alto il prezzo del greggio, generando una forte spinta inflazionistica. Questo shock di offerta negativo, insieme ad una intempestiva politica monetaria restrittiva, condussero alla recessione del 1975, durante la quale la disoccupazione contribuì a ridurre l'inflazione in una misura poi vanificata da ulteriori spinte verso l'alto dei prezzi del petrolio, alla fine degli anni 70.

Gli anni 80 esordirono con alta inflazione e aspettative di alta inflazione. Sotto la guida di *Paul Volcker* la Federal Reserve perseguì con determinazione una politica monetaria restrittiva il cui obiettivo era il contenimento dell'inflazione. Nel 1982 e 1983 il tasso d'inflazione raggiunse il massimo livello registrato nel decennio. L'elevato tasso di disoccupazione, aiutato dalla caduta del prezzo del petrolio avviatasi nel 1986, fece abbassare il tasso d'inflazione dal 10% al 3%. La disoccupazione continuò a scendere fino alla fine del decennio, raggiungendo un minimo del 5,2% nel 1989, avviando così nuovamente il fenomeno dell'inflazione spinta dalla domanda.

Rispetto ai 30 anni precedenti gli anni 90 furono relativamente tranquilli. Il decennio iniziò con una recessione provocata da diversi shock negativi della domanda aggregata: politica monetaria restrittiva, crisi dei depositi e prestiti e caduta della fiducia dei consumatori in coincidenza con la Guerra del Golfo. Nel 1992 il tasso di disoccupazione era salito; l'inflazione era scesa ma solo marginalmente...³

Considerate le circostanze storiche e l'andamento dell'inflazione appena accennati decido di spezzare le osservazioni in due sottocampioni; il primo partirà dal quarto

³ N. Gregory Mankiw, *Macroeconomia* 4° edizione

trimestre del 1968 fino al terzo trimestre del 1979; il secondo andrà dal quarto trimestre del 1979 fino al terzo trimestre del 1992; è infatti nell'ottobre del 1979, pochi mesi dopo essere stato nominato governatore della Federal Reserve Bank, che Paul Volcker annunciò che la politica monetaria si sarebbe concentrata sulla riduzione del tasso d'inflazione. Così diviso, il campione metterà in risalto le differenze delle previsioni sull'inflazione tra un decennio caratterizzato da picchi d'inflazione e volatilità elevata come fu quello degli anni settanta e un decennio caratterizzato da inflazione contenuta e relativamente stabile nel tempo.

Nel calcolare lo stimatore OLS per il decennio 1969:04-1979:03 mi avvarrò come prima della correzione della matrice di varianza e covarianza proposta da Newey-West mentre per il sottocampione che va dal quarto trimestre del 1979 al terzo trimestre del 1992 mi avvarrò della correzione di White che garantisce consistenza in caso di eteroschedasticità degli standard errors. Ho scoperto infatti che il modello sui vari orizzonti di previsione nel decennio degli anni 70 soffre sia di eteroschedasticità sia di autocorrelazione degli standard errors mentre nel decennio degli anni 80 abbiamo solo presenza di eteroschedasticità quindi ritengo opportuno in quest'ultima analisi usare solo la correzione di White per non generare standard errors troppo elevati visto che abbiamo già poche osservazioni.

Comincio quindi a stimare il modello per i due sottocampioni nei diversi orizzonti di previsione.

STIMA OLS PER PREVISIONI SUL TRIMESTRE ATTUALE (h=0)

$$\text{GNPD0} = \text{C}(1) + \text{C}(2)\text{SPF0} + \text{C}(3)\text{FED0} + \varepsilon$$

Dependent Variable: GNPD0				
Method: Least Squares				
Date: 23/02/09 Time: 10:06				
Sample: 1968Q4 1979Q3				
Included observations: 42				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
GNPD0=C(1)+C(2)*SPF0+C(3)*FED0				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.314133	1.632949	-0.192371	0.8484
C(2)	0.053823	0.220364	0.244246	0.8083
C(3)	1.065596	0.394059	2.704151	0.0101
R-squared	0.738880	Mean dependent var	6.278868	
Adjusted R-squared	0.725490	S.D. dependent var	2.729561	
S.E. of regression	1.430119	Akaike info criterion	3.622141	
Sum squared resid	79.76436	Schwarz criterion	3.746261	
Log likelihood	-73.06497	Durbin-Watson stat	1.337738	

Dependent Variable: GNPD0				
Method: Least Squares				
Date: 23/02/09 Time: 15:10				
Sample (adjusted): 1979Q4 1991Q3				
Included observations: 37 after adjustments				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
GNPD0=C(1)+C(2)*SPF0+C(3)*FED0				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.192086	0.548696	0.350077	0.7284
C(2)	0.331703	0.383065	0.865918	0.3926
C(3)	0.599718	0.285053	2.103880	0.0429
R-squared	0.802622	Mean dependent var	4.731716	
Adjusted R-squared	0.791012	S.D. dependent var	2.489158	
S.E. of regression	1.137924	Akaike info criterion	3.173893	
Sum squared resid	44.02562	Schwarz criterion	3.304508	
Log likelihood	-55.71702	Durbin-Watson stat	2.435236	

Nella tabella di sinistra ho i risultati dello stimatore OLS per previsioni sul trimestre attuale dal quarto trimestre del 1968 al terzo trimestre del 1979, su quella di destra ci sono i risultati delle stime per il periodo 1979:04-1991:03.

Notiamo che i risultati confrontando il modello per i due sottocampioni sono abbastanza simili, nei due sottocampioni viene confermata la pista secondo cui la Federal Reserve fa previsioni migliori rispetto ai commerciali, il coefficiente delle previsioni del Survey of Professional Forecasters C(2) non è significativamente diverso da zero e il coefficiente delle previsioni della Federal Reserve è prossimo all'uno o comunque superiore allo 0,5 e significativamente diverso da zero.

STIMA OLS PER PREVISIONI AD UN TRIMESTRE IN AVANTI (h=1)

$$\text{GNPD1} = C + \gamma_C \text{SPF1} + \gamma_F \text{FED1} + \varepsilon$$

Dependent Variable: GNPD1				
Method: Least Squares				
Date: 23/02/09 Time: 10:50				
Sample (adjusted): 1969Q1 1979Q3				
Included observations: 41 after adjustments				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.202435	1.058169	0.191307	0.8493
SPF1(-1)	-0.629732	0.303126	-2.077455	0.0446
FED1(-1)	1.740499	0.462563	3.762730	0.0006
R-squared	0.508983	Mean dependent var	6.352136	
Adjusted R-squared	0.483140	S.D. dependent var	2.702551	
S.E. of regression	1.942944	Akaike info criterion	4.236642	
Sum squared resid	143.4512	Schwarz criterion	4.362025	
Log likelihood	-83.85115	F-statistic	19.69521	
Durbin-Watson stat	1.401030	Prob(F-statistic)	0.000001	

Dependent Variable: GNPD1				
Method: Least Squares				
Date: 23/02/09 Time: 15:16				
Sample (adjusted): 1979Q4 1991Q4				
Included observations: 38 after adjustments				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.068417	0.533996	-0.128123	0.8988
SPF1(-1)	0.039299	0.284565	0.138102	0.8910
FED1(-1)	0.915878	0.214908	4.261724	0.0001
R-squared	0.841331	Mean dependent var	4.668775	
Adjusted R-squared	0.832265	S.D. dependent var	2.604858	
S.E. of regression	1.066833	Akaike info criterion	3.042922	
Sum squared resid	39.83462	Schwarz criterion	3.172205	
Log likelihood	-54.81552	F-statistic	92.79283	
Durbin-Watson stat	1.764981	Prob(F-statistic)	0.000000	

Come prima abbiamo i risultati del modello per il decennio degli anni 70 nella tabella di sinistra e quelli per il decennio degli anni 80 nella destra. Le ipotesi di Romer and Romer vengono confermate dal modello per tutti e due i sottocampioni; il coefficiente delle previsioni commerciali SPF1(-1) è negativo o non diverso da zero mentre il coefficiente delle previsioni Federal Reserve è sempre positivo e significativamente diverso da zero. Sembra quindi che la superiorità della Federal Reserve si manifesti indiscriminatamente su tutto il periodo 1968:04-1991:04.

STIMA OLS PER PREVISIONI A DUE TRIMESTRE IN AVANTI (h=2)

$$\text{GNPD2} = C(1) + C(2)\text{SPF2} + C(3)\text{FED2} + \varepsilon$$

Dependent Variable: GNPD2				
Method: Least Squares				
Date: 23/02/09 Time: 11:08				
Sample (adjusted): 1969Q2 1979Q2				
Included observations: 40 after adjustments				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
GNPD2=C(1)+C(2)*SPF2(-2)+C(3)*FED2(-2)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.411101	1.959848	1.230249	0.2264
C(2)	-0.702423	0.815226	-0.861631	0.3944
C(3)	1.454979	0.794698	1.830858	0.0752
R-squared	0.279195	Mean dependent var	6.504607	
Adjusted R-squared	0.240233	S.D. dependent var	2.704221	
S.E. of regression	2.357124	Akaike info criterion	4.624800	
Sum squared resid	205.5733	Schwarz criterion	4.751466	
Log likelihood	-89.49600	Durbin-Watson stat	1.092540	

Dependent Variable: GNPD2				
Method: Least Squares				
Date: 23/02/09 Time: 15:18				
Sample (adjusted): 1979Q4 1991Q4				
Included observations: 38 after adjustments				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
GNPD2=C(1)+C(2)*SPF2(-2)+C(3)*FED2(-2)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.064355	0.839803	0.076631	0.9394
C(2)	-0.191921	0.334531	-0.573703	0.5698
C(3)	1.110491	0.211252	5.256713	0.0000
R-squared	0.756278	Mean dependent var	4.529161	
Adjusted R-squared	0.742351	S.D. dependent var	2.474005	
S.E. of regression	1.255784	Akaike info criterion	3.369054	
Sum squared resid	55.19480	Schwarz criterion	3.498338	
Log likelihood	-61.01203	Durbin-Watson stat	2.195292	

STIMA OLS PER PREVISIONI A TRE TRIMESTRE IN AVANTI (h=3)

$$\text{GNPD3} = C(1) + C(2)\text{SPF3} + C(3)\text{FED3} + \varepsilon$$

Dependent Variable: GNPD3				
Method: Least Squares				
Date: 23/02/09 Time: 15:27				
Sample (adjusted): 1969Q4 1979Q3				
Included observations: 34 after adjustments				
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=3)				
GNPD3=C(1)+C(2)*SPF3(-3)+C(3)*FED3(-3)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.690193	9.106205	0.185609	0.8540
C(2)	-0.919652	1.242036	-0.740439	0.4646
C(3)	1.835327	2.782078	0.659697	0.5143
R-squared	0.256800	Mean dependent var	6.456842	
Adjusted R-squared	0.208851	S.D. dependent var	2.799977	
S.E. of regression	2.490483	Akaike info criterion	4.746928	
Sum squared resid	192.2776	Schwarz criterion	4.881606	
Log likelihood	-77.69777	Durbin-Watson stat	0.979039	

Dependent Variable: GNPD3				
Method: Least Squares				
Date: 23/02/09 Time: 15:25				
Sample (adjusted): 1980Q1 1992Q2				
Included observations: 39 after adjustments				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
GNPD3=C(1)+C(2)*SPF3(-3)+C(3)*FED3(-3)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.012964	0.818295	-0.015842	0.9874
C(2)	-0.210746	0.273562	-0.770374	0.4461
C(3)	1.163373	0.196149	5.931079	0.0000
R-squared	0.710223	Mean dependent var	4.569741	
Adjusted R-squared	0.694124	S.D. dependent var	2.372555	
S.E. of regression	1.312167	Akaike info criterion	3.455040	
Sum squared resid	61.98412	Schwarz criterion	3.583006	
Log likelihood	-64.37327	Durbin-Watson stat	1.611302	

Nelle stime OLS per orizzonti di previsione di 2 e 3 trimestri otteniamo che per il sottocampione delle osservazioni del decennio degli anni 70 il coefficiente C(2) delle previsioni commerciali è sempre negativo e non significativamente diverso da zero mentre il coefficiente delle previsioni della Federal Reserve C(3), è maggiore di uno ma anch'esso non significativo. Nel sottocampione 1979:04-1992:03 invece i risultati cambiano per il coefficiente delle previsioni Federal Reserve, è sempre

maggiore di uno come nell'altro sottocampione ed inoltre è significativo. Vediamo se otteniamo risultati analoghi per l'ultimo stimatore.

STIMA OLS PER PREVISIONI A QUATTRO TRIMESTRI IN AVANTI (h=4)

$$\text{GNPD4} = \text{C}(1) + \text{C}(2)\text{SPF4} + \text{C}(3)\text{FED4} + \varepsilon$$

Dependent Variable: GNPD4				
Method: Least Squares				
Date: 23/02/09 Time: 15:46				
Sample (adjusted): 1970Q4 1979Q3				
Included observations: 24 after adjustments				
GNPD4=C(1)+C(2)*SPF4(-4)+C(3)*FED4(-4)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	4.180211	2.528673	1.653125	0.1132
C(2)	-1.205401	0.752783	-1.601260	0.1243
C(3)	1.720362	0.753861	2.282068	0.0330
R-squared	0.203919	Mean dependent var	6.939424	
Adjusted R-squared	0.128101	S.D. dependent var	2.890014	
S.E. of regression	2.698565	Akaike info criterion	4.939786	
Sum squared resid	152.9273	Schwarz criterion	5.087043	
Log likelihood	-56.27743	Durbin-Watson stat	0.777528	

Dependent Variable: GNPD4				
Method: Least Squares				
Date: 23/02/09 Time: 15:48				
Sample: 1979Q4 1992Q3				
Included observations: 40				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
GNPD4=C(1)+C(2)*SPF4(-4)+C(3)*FED4(-4)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.347758	0.586045	-0.593399	0.5565
C(2)	-0.575694	0.179162	-3.213266	0.0027
C(3)	1.598896	0.204076	7.834817	0.0000
R-squared	0.735207	Mean dependent var	4.486338	
Adjusted R-squared	0.720894	S.D. dependent var	2.496800	
S.E. of regression	1.319072	Akaike info criterion	3.463772	
Sum squared resid	64.37815	Schwarz criterion	3.590438	
Log likelihood	-66.27544	Durbin-Watson stat	1.817973	

In quest'ultima regressione analizzata, nel modello stimato per i due sottocampioni non notiamo molte differenze, il coefficiente C(2) delle previsioni commerciali è negativo mentre quello delle previsioni Federal Reserve C(3) è positivo, maggiore di una e significativamente diverso da zero. Da notare comunque che non ho usato alcuna correzione della matrice di varianza e covarianza per il sottocampione delle osservazioni degli anni 70 perché non avevo problemi né di eteroschedasticità né di autocorrelazione tra i residui, se invece applico il metodo di Newey-West gli standard errors crescono e non mi confermano più l'ipotesi di significatività del coefficiente della Federal Reserve, proprio come accade nelle precedenti due regressioni, dove tuttavia la correzione di Newey-West è necessaria visti i problemi di autocorrelazione nei residui dello stimatore OLS per orizzonti di previsione a due e trimestri.

Detto questo, mi arrendo all'idea che la Federal Reserve posseda veramente un'arma in più rispetto ai commerciali per le sue previsioni sull'inflazione. In ogni sottoperiodo considerato e per ogni orizzonte di previsione lo stimatore OLS conferma in modo più o meno deciso la superiorità della banca centrale americana. È interessante comunque notare dalla divisione in due sottocampioni, come i valori

degli R^2 siano sempre superiori nel secondo sottocampione, quello che va dal quarto trimestre del 1979 al terzo trimestre del 1992, e via via che aumenta l'orizzonte di previsione questa differenza tra gli R^2 dei due sottocampioni aumenti; penso questo sia un chiaro segnale di come le previsioni sia per i commerciali sia per la Federal Reserve abbiano subito un costante miglioramento nel corso dei decenni, dovuto in parte all'affinamento delle Scienze Statistiche che sappiamo essere una scienza relativamente giovane ed in parte all'andamento dell'inflazione negli ultimi due decenni, sicuramente meno volatile e burrascoso rispetto al decennio degli anni 70.

Partendo proprio da quest'ultima considerazione comincia l'ultima parte del mio lavoro.

4. INDICI PER VALUTARE LA QUALITA' DELLE PREVISIONI

Analizzando l'inflazione, gli stimatori OLS per vari orizzonti di previsione e per i diversi sottocampioni, ho concluso che la Federal Reserve fa previsioni migliori rispetto ai commerciali come avevano dedotto Christina Romer e David Romer nella loro ricerca. Ora il mio obiettivo alla luce dei risultati ottenuti diventa quello di costruire degli indici per confrontare la qualità delle previsioni e l'attendibilità delle stesse nei due sottoperiodi (1968:04-1982:03 ; 1982:04-1992:03) senza usare lo stimatore OLS, che a mio avviso soffre di troppi problemi, come ad esempio le poche osservazioni a disposizione, l'eventuale multicollinearità presente tra le variabili esplicative o tutte quella serie di proprietà che non devono essere violate per ottenere delle stime consistenti. In parole povere voglio valutare la bontà delle previsioni ricorrendo a test meno 'sostanziosi' e più chiari ma non per questo meno 'illuminanti'. A questo proposito mi vengono in aiuto due semplici indici per valutare la qualità delle previsioni della Federal Reserve e quelle del Survey of Commercial Forecasters, la *media quadratica degli errori di previsione* ed il cosiddetto *coefficiente di Giano*. Nel seguito, presento brevemente questi due approcci alternativi ed i risultati che si ottengono nel nostro caso.

a. Media quadratica degli errori di previsione

Per *errore di previsione* intendiamo la quantità $e_t = p_t - r_t$, $t = 1, \dots, n$ dove p_t è il valore previsto per il tempo t e r_t è il valore realizzato al tempo t . Volendo giudicare l'accuratezza complessiva delle previsioni nell'intervallo, è ragionevole proporre come sintesi una funzione monotona non decrescente degli errori che assuma valore zero se, e solo se, gli errori sono tutti nulli. Risponde a tali requisiti la media quadratica degli errori di previsione, comunemente nota come *radice dell'errore quadratico medio di previsione*:

$$MQE = (1/n \sum e_t^2)^{1/2}$$

Di seguito sono illustrati i risultati ottenuti per i due set di previsioni.

Orizzonte di previsione (Trimestri)	MQE Previsioni della Federal Reserve	MQE Previsioni del Survey of Professional Forecasters
0	1,322	1,528
1	1,719	2,015
2	2,094	2,395
3	2,152	2,497
4	2,239	2,648

Osservando la media quadratica degli errori di previsione per i due set, notiamo subito che viene confermata la superiorità delle previsioni fatte dalla Federal Reserve, per ogni orizzonte di previsione mantengono un valore inferiore rispetto alla MQE delle previsioni del Survey of Commercial Forecasters. Inoltre, come era logico supporre, più grande diventa l'orizzonte di previsione, meno accurate sono le previsioni e di conseguenza la radice dell'errore quadratico medio di previsione sale.

b. Coefficiente di Giano

Ora voglio confrontare l'attendibilità delle previsioni in due archi di tempi successivi. Questa analisi si può prefiggere, ad esempio, di cogliere gli eventuali miglioramenti nelle previsioni intervenuti a seguito di una manovra di politica monetaria o di una nuova metodologia di previsione.

Un indice per la comparazione dell'attendibilità delle previsioni nei due sottoperiodi (1968:04-1982:03 ; 1982:04-1992:03) è il *coefficiente di Giano*:

$$J = (1/n_2 \sum e_{t2}^2) / (1/n_1 \sum e_{t1}^2)$$

L'indice è definito come rapporto tra i quadrati di due medie quadratiche degli errori di previsione, quella al numeratore riferita al secondo sottoperiodo e quella al denominatore riferita al primo sottoperiodo. L'indice assume valore nullo quando a previsioni non tutte esatte nel primo sottoperiodo corrispondono previsioni perfette nel secondo, e tende a infinito quando a previsioni (quasi) perfette nel periodo iniziale corrispondono previsioni non tutte esatte nel secondo. Valori dell'indice maggiori (minori) di uno segnalano un peggioramento (miglioramento) della attendibilità delle previsioni nel secondo periodo rispetto al primo.⁴ Di seguito riporto i risultati per le nostre previsioni nei due sottoperiodi.

1968:04-1982:03 VS 1982:04-1992:03

Orizzonte di previsione (Trimestrale)	J per previsioni Federal Reserve	J per previsioni del Survey of Commercial Forecasters
0	0,456	0,372
1	0,214	0,269
2	0,195	0,261
3	0,162	0,274
4	0,205	0,298

⁴ Tommaso Di Fonzo, Francesco Lisi, Serie Storiche Economiche

Ho deciso di spezzare il campione tra il terzo e quarto trimestre del 1982 perché è da qui che finisce l'elevata e volatile inflazione caratteristica degli anni 70 e comincia un decennio di inflazione stabile ed a livelli accettabili.

Come possiamo vedere, il coefficiente di Giano per ogni orizzonte di previsione, ci indica che entrambe le previsioni sono migliori nel secondo sottoperiodo; proprio come ci segnalava il confronto degli R^2 dello stimatore OLS per i due sottoperiodi: negli anni 80 si assiste ad un netto miglioramento nelle previsioni sia da parte della Federal Reserve sia di quelle del Survey of Commercial Forecasters.

CONCLUSIONI

Arrivato al termine del mio lavoro, non nascondo un po' di amarezza per i risultati ottenuti. Speravo infatti, di poter in qualche modo ribattere la teoria di Christina Romer e David Romer sulla superiorità delle previsioni Federal Reserve, ma come ho potuto verificare, i due economisti pur servendosi di un modello non proprio stabile e giungendo a delle conclusioni abbastanza affrettate sembra siano arrivati comunque a dei risultati abbastanza corretti. Dico 'abbastanza' perché, mi sono sì tolto il dubbio che la Federal Reserve faccia previsioni superiori rispetto ai commercial forecasters ma non sono ancora così convinto che questa superiorità sia così marcata come dicono i due economisti. Ho testato lo stimatore OLS proposto da Romer and Romer e corretto per la matrice di varianza e covarianza di Newey-West, poi lo stesso stimatore con l'aggiunta della variabile dipendente ritardata; i risultati appoggiavano sempre l'idea di asimmetria informativa tra Federal Reserve e commercial forecasters però come abbiamo potuto osservare il modello nel primo caso non era stabile strutturalmente, si appoggiava ad una approssimazione asintotica per giustificare la consistenza dello stimatore OLS non avendo secondo me osservazioni sufficienti ed inoltre presentava problemi di multicollinearità che potrebbero aver generato stime di regressione inaffidabili. Nel secondo caso, il modello con l'aggiunta del termine autoregressivo, non era necessario affidarsi ad una approssimazione asintotica visto che i residui del modello avevano una distribuzione normale. Però a mio avviso il problema della multicollinearità non è stato debellato neanche per questo modello; per risolvere il problema dovevamo necessariamente usare più informazione, per esempio imponendo alcuni vincoli sui parametri. Di solito questo implica l'omissione di una o più variabili dal modello o l'aumento della numerosità campionaria; questo evidentemente non era possibile nella nostra analisi.

Per ultimo mi sono servito di indici per valutare la qualità delle previsioni. E devo dire la verità, pur essendo dei test molto semplici ed intuitivi, è proprio da quest'ultima analisi che mi sono veramente fatto un'idea della superiorità delle previsioni Federal Reserve. Il test della radice dell'errore quadratico medio di

previsione ha messo in luce la superiorità delle previsioni della Federal Reserve per ogni orizzonte di previsione, ma ci ha pure indicato che questa superiorità non è poi così abissale, basti pensare che la media quadratica degli errori di previsione è costantemente superiore per le previsioni del Survey of Commercial Forecasters ma non di molto rispetto alle previsioni della Federal Reserve (+0,2÷0,5). Con il coefficiente di Giano poi, ho scoperto che esiste una differenza rilevante tra le previsioni fatte in periodi di turbolenza economica e periodi di relativa quiete.

Detto questo, ripeto comunque che mi sono convinto dell'esistenza di asimmetria informativa e ripensandoci ora potrebbe essere del tutto naturale che sia presente questa differenza di informazioni. Stiamo parlando infatti della banca centrale americana, insomma l'organo che ha in mano le redini della politica monetaria della più grande potenza economica mondiale. Forse qualche segreto è giusto che ce l'abbia, no?

BIBLIOGRAFIA

- Appunti vari del corso di *Econometria dei Mercati Finanziari* by Nunzio Capuccio
- Tommaso Di Fonzo, Francesco Lisi, *Serie Storiche Economiche*. (2005, ed. Carocci)
- N. Gregory Mankiw, *Macroeconomia 4° edizione*. (2004, ed. Zanichelli)
- Christina D. Romer and David H. Romer, *Federal Reserve Information and the Behavior of Interest Rates*. Fonte: *The American Economic Review*, June 2000.
- Marno Verbeek, *Econometria*. (ed. Zanichelli)
- Il database utilizzato per la verifica è disponibile sul sito di Christina D. Romer.
<http://elsa.berkeley.edu/~cromer/index.shtml>

Ringraziamenti

Desidero ringraziare prima di tutto le persone che più mi sono state vicine in questi ultimi tre anni :
Simionato Giacomo , Simionato Giuseppe , Piovesan Graziana e nonna Maria , la mia Famiglia .
Senza il loro appoggio incondizionato non sarei potuto arrivare a questa tappa fondamentale della mia vita. Non posso dimenticare inoltre, tutti coloro che mi hanno fatto vivere momenti unici in questo mio percorso, in particolare :
Francesco Brunato , Alberto Torresin ed Alberto Dal Maren .

Per ultimo , ma non per questo meno importante , un doveroso Grazie va al Professor Efrem Castelnovo ; con la sua professionalità e simpatia mi ha sempre garantito assistenza e disponibilità per la stesura di questa tesi .

Mattia Simionato