

UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA



FACOLTÀ DI SCIENZE STATISTICHE

Corso di Laurea triennale in Statistica,
Economia e Finanza

Tesi di Laurea:

**LE DINAMICHE DELL'INFLAZIONE:
UNA VERIFICA EMPIRICA PER GLI STATI UNITI**

Relatore: Dott. EFREM CASTELNUOVO

Laureanda: ANNA VERANDA

Matricola: 557781 – SEF

Anno Accademico 2009/2010

INDICE

Introduzione	5
I dati	9
Il modello	11
Analisi di un sottocampione	18
Un nuovo modello	24
Un ulteriore modello	27
Un modello empirico	32
Conclusioni	37
Appendice tecnica	40
Bibliografia	41
Ringraziamenti	42

INTRODUZIONE

Non serve essere economisti o matematici per accorgersi del rialzo continuo, nel tempo, dei prezzi (e la conseguente perdita di valore della moneta). Si tratta dell'inflazione, una cosa ben nota agli studiosi della Macroeconomia.

Un po' meno chiare e note sono le sue esatte dinamiche: come si muove, infatti, l'inflazione? E i suoi movimenti a cosa sono dovuti?

Per spiegarne l'evoluzione, la letteratura Macroeconomica l'ha studiata per decenni, dovendo anche a volte ritrattare i risultati ottenuti.

Partendo dalla definizione del tasso d'inflazione, cioè la "variazione percentuale del livello dei prezzi"¹, ciò che voglio fare io è verificare con dei dati la validità di uno dei tanti modelli proposti nel corso degli anni per spiegarne il comportamento.

L'inflazione infatti può essere causata da molteplici fattori, come un eccesso di moneta in circolazione, un eccesso di domanda o da un aumento dei costi di produzione.

È proprio da quest'ultimo punto che vuole partire la mia analisi: ho letto infatti un articolo comparso nel "*Journal of Monetary Economics*" in cui Jordi Galí e Mark Gertler, due economisti, sviluppano (dopo una serie di analisi su modelli precedenti) un modello finale per descrivere le dinamiche dell'inflazione a partire da una misura dei costi marginali, dall'inflazione ritardata (che rappresenta il sottoinsieme di imprese che usa la regola *backward looking*)² e da una misura dell'aspettativa dell'inflazione futura (rappresentante le restanti imprese che invece usano la regola *forward looking*).

L'articolo comincia motivando la scelta del modello finale in cui tra le esplicative compare una misura dei costi marginali anziché un output gap ad hoc: sembra infatti che l'output gap calcolato con strumenti statistici non catturi l'impatto del guadagno che si ha nella produttività dall'inflazione (impatto invece catturato dai costi marginali). L'approccio degli autori si sviluppa in tre principali punti:

¹ Mankiw N. Gregory, "MACROECONOMIA" (2004), Zanichelli.

² Ovvero si tratta della frazione di imprese che non vuole o non può cambiare i prezzi nel periodo t e che basa i prezzi attuali sull'inflazione al tempo $t-1$. Al contrario, quelle imprese che seguono la regola *forward looking* sono in grado di cambiare i propri prezzi al tempo t basandosi su quella che si aspettano sarà l'inflazione futura, cioè al tempo $t+1$.

- 1- Nell'implementazione empirica usano una misura dei costi marginali anziché l'output gap;
- 2- Estendono la teoria di base usando la Nuova curva di Phillips in modo da tener conto anche delle imprese che usano la regola del *backward looking*;
- 3- Identificano e stimano i parametri strutturali del modello con metodi econometrici convenzionali.

L'analisi inizia parlando del modello di base per la Nuova curva di Phillips. La situazione è quella di concorrenza monopolistica in cui le imprese si trovano di fronte a difficoltà nell'aggiustamento dei prezzi: in ogni periodo dato ogni impresa ha $(1 - \theta)$ probabilità di aggiustare il prezzo durante questo periodo e θ probabilità di tenerlo invariato (queste probabilità sono indipendenti dal tempo trascorso dall'ultima variazione del prezzo). Con queste basi presentano la Nuova curva di Phillips in cui l'inflazione viene spiegata dall'output gap e dall'aspettativa dell'inflazione futura.

Purtroppo questo risultato non si concilia con i dati e quindi i due autori, dopo un'analisi empirica, proseguono con la presentazione di una versione ibrida tra la Vecchia e la Nuova curva di Phillips in cui tra le esplicative, con l'output gap, compaiono sia l'inflazione ritardata che l'aspettativa di quella futura:

$$\pi_t = \delta x_t + (1 - \phi)E_t\{\pi_{t+1}\} + \phi\pi_{t-1} + \varepsilon_t$$

con

$$0 < \phi < 1$$

(1)

dove π_t è l'inflazione al tempo t e $E_t\{\pi_{t+1}\}$ è l'aspettativa al tempo t dell'inflazione al tempo $t+1$.

L'idea è quella di lasciar dipendere l'inflazione da una combinazione convessa dell'aspettativa dell'inflazione futura e di quella ritardata. Si aggiunge quindi il termine ritardato della dipendente che serve a catturare la persistenza dell'inflazione che manca invece nella Nuova curva di Phillips base.

Sfortunatamente la verifica empirica del modello ha dimostrato che nemmeno questa versione sembra funzionare, soprattutto con dati trimestrali.

I due autori quindi continuano le analisi arrivando ad una ancor più Nuova curva di Phillips ibrida:

$$\pi_t = \lambda mc_t + \gamma_f E_t\{\pi_{t+1}\} + \gamma_b \pi_{t-1} + \varepsilon_t$$

dove

$$\lambda \equiv (1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)\phi^{-1},$$

$$\gamma_f \equiv \beta\theta\phi^{-1},$$

$$\gamma_b \equiv \omega\phi^{-1},$$

con

$$\phi \equiv \theta + \omega[1 - \theta(1 - \beta)]$$

(2)

dove mc_t è una misura dei costi marginali reali

che si differenzia da quella sopra descritta sia per l'utilizzo dei costi marginali reali (anziché dell'output gap, come anticipato all'inizio dell'introduzione) misurati con i *labor income share*, cioè il reddito da lavoro, sia perché tutti i coefficienti sono funzioni esplicite di tre parametri:

θ , il grado di viscosità del prezzo,

ω ; la frazione di imprese che usa la regola del *backward looking*

e β , un fattore di sconto.

Stimano infatti i parametri con il metodo non lineare dei GMM.

Essi concludono dicendo che una curva che considera solamente le imprese che seguono la regola del *forward looking* è una buona approssimazione della realtà in quanto la frazione che usa la regola del *backward looking* non è quantitativamente importante: infatti il peso dell'inflazione al primo ritardo è piccola mentre i ritardi successivi non sono per niente significativi.

Quindi, seguendo la “percorso” dei costi marginali e non quello dell’output gap la Nuova curva di Phillips sembra fornire una buona descrizione ragionevole delle dinamiche dell’inflazione.

Tornando allo scopo della tesi, ciò che voglio fare io è prendere l’equazione (1) e stimarne i parametri. Al posto della misura dell’output gap userò i costi marginali³ e scoprirò, con un’analisi concreta dei dati statunitensi, come questi controllano l’inflazione:

$$\pi_t = \delta mc_t + (1 - \phi)E_t\{\pi_{t+1}\} + \phi\pi_{t-1} + \varepsilon_t$$

(1')

Farò tutto questo usando semplici stime OLS e non mi soffermerò sull’analisi dell’equazione (2) in quanto vorrò scoprire se la semplice (1) è in grado di spiegare in maniera soddisfacente le dinamiche dell’inflazione statunitense, senza ricorrere a vincoli troppo laboriosi nei parametri.

³ Sempre nell’articolo sopra citato, si rende noto il legame che c’è tra le due variabili: sotto alcune assunzioni c’è una relazione log-lineare approssimata tra esse; possiamo infatti scrivere:

$$mc_t = \kappa x_t$$

Con $x_t = y_t - y_t^*$ dove mc_t rappresenta la variazione percentuale dei costi marginali al tempo t , y_t è il logaritmo dell’output, y_t^* è il logaritmo dell’output naturale e κ l’elasticità dell’output gap teorico rispetto ai costi marginali.

I DATI

Tutte le analisi che svolgerò saranno fatte utilizzando il software free source *gretl*.

Utilizzerò tre serie di dati trimestrali relativi agli Stati Uniti per il periodo che va dal primo trimestre del 1969 al secondo trimestre del 2008 (158 osservazioni).

Si tratta di:

- Una serie relativa al deflatore del PIL (destagionalizzata);
- Una serie relativa ai costi reali per unità lavorativa (calcolati con il filtro di Hodrick e Prescott);
- Una serie relativa all'aspettativa dell'inflazione per il tempo $t+1$ al tempo t .

Per ottenere una misura del tasso di inflazione ho così rielaborato la serie del deflatore del PIL:

$$\pi_t = \left[\frac{def_t}{def_{t-1}} - 1 \right] \times 400$$

(3)

Visualizzo le serie che ora ho a disposizione (d'ora in poi: "Infl" è π_t , "RULC" è mc_t , "Ex_infl" e "Lag_infl" sono, rispettivamente, $E_t\{\pi_{t+1}\}$ e π_{t-1}):

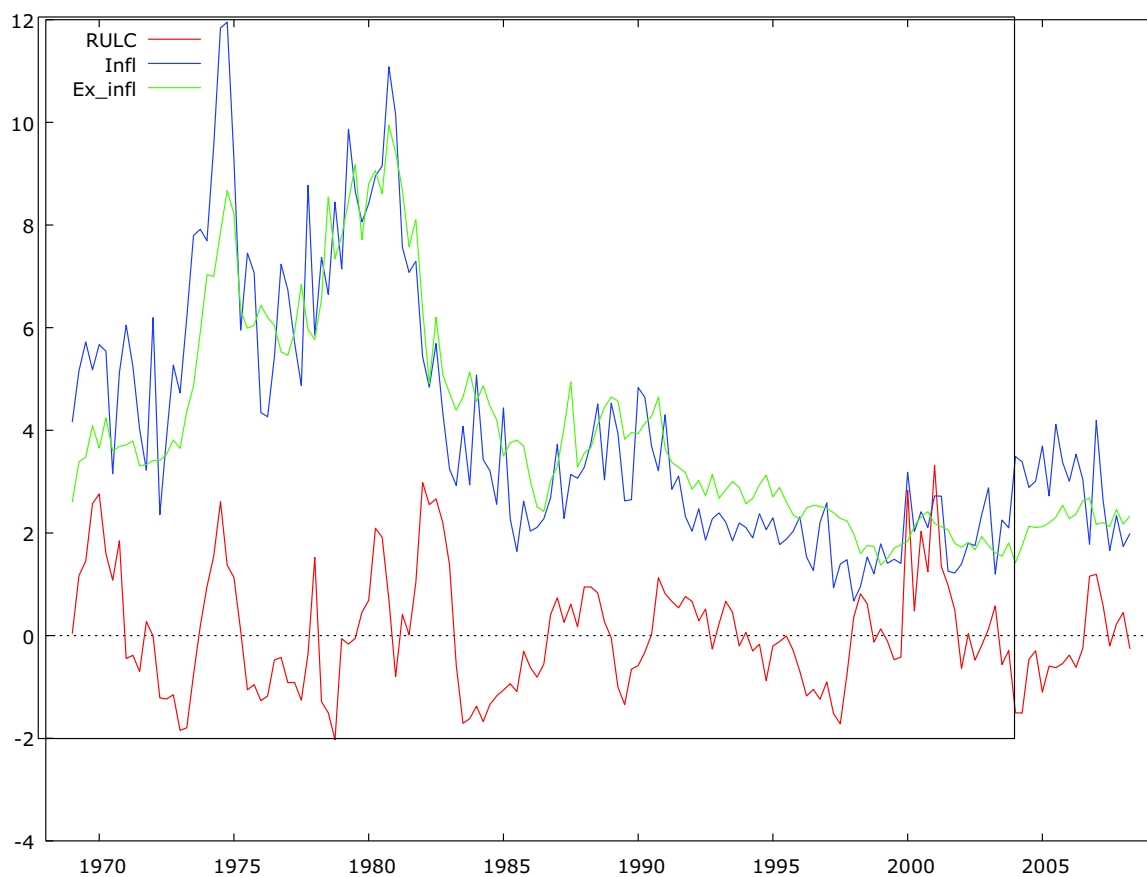


Figura 1: Il tasso di inflazione (Infl), la misura dei costi marginali reali (RULC) e quella dell'aspettativa dell'inflazione futura (Ex_infl) rispetto al tempo.

Guardando la serie di quella che sarà la mia variabile dipendente (Infl) mi accorgo chiaramente di un forte dislivello della stessa poco prima dell'anno 1985: ciò mi porterà, successivamente, a stimare un modello con un sottocampione di dati.

IL MODELLO

Con i dati così sistemati posso partire con la stima OLS di un modello che vuole spiegare gli effetti sull'inflazione provocati dai costi marginali e dal comportamento riguardo ai prezzi delle imprese (cioè quante scelgono di cambiare i prezzi vista quella che si aspettano sarà l'inflazione nel prossimo periodo e quante invece mantengono i prezzi invariati).

Un primo modello può essere così sviluppato:

Modello 1: OLS, usando le osservazioni 1969:1-2008:2 (T = 158)
Variabile dipendente: Infl
Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
RULC	0,100882	0,0868526	1,1615	0,24721	
Ex_infl	0,551334	0,0812864	6,7826	<0,00001	***
Lag_infl	0,454014	0,0798061	5,6890	<0,00001	***
Media var. dipendente	4,010646	SQM var. dipendente		2,469420	
Somma quadr. residui	174,9776	E.S. della regressione		1,062491	
R-quadro	0,949990	R-quadro corretto		0,949345	
F(3, 155)	713,9017	P-value(F)		1,78e-90	
Log-verosimiglianza	-232,2553	Criterio di Akaike		470,5105	
Criterio di Schwarz	479,6983	Hannan-Quinn		474,2418	
rho	-0,017664	Durbin-Watson		2,035152	

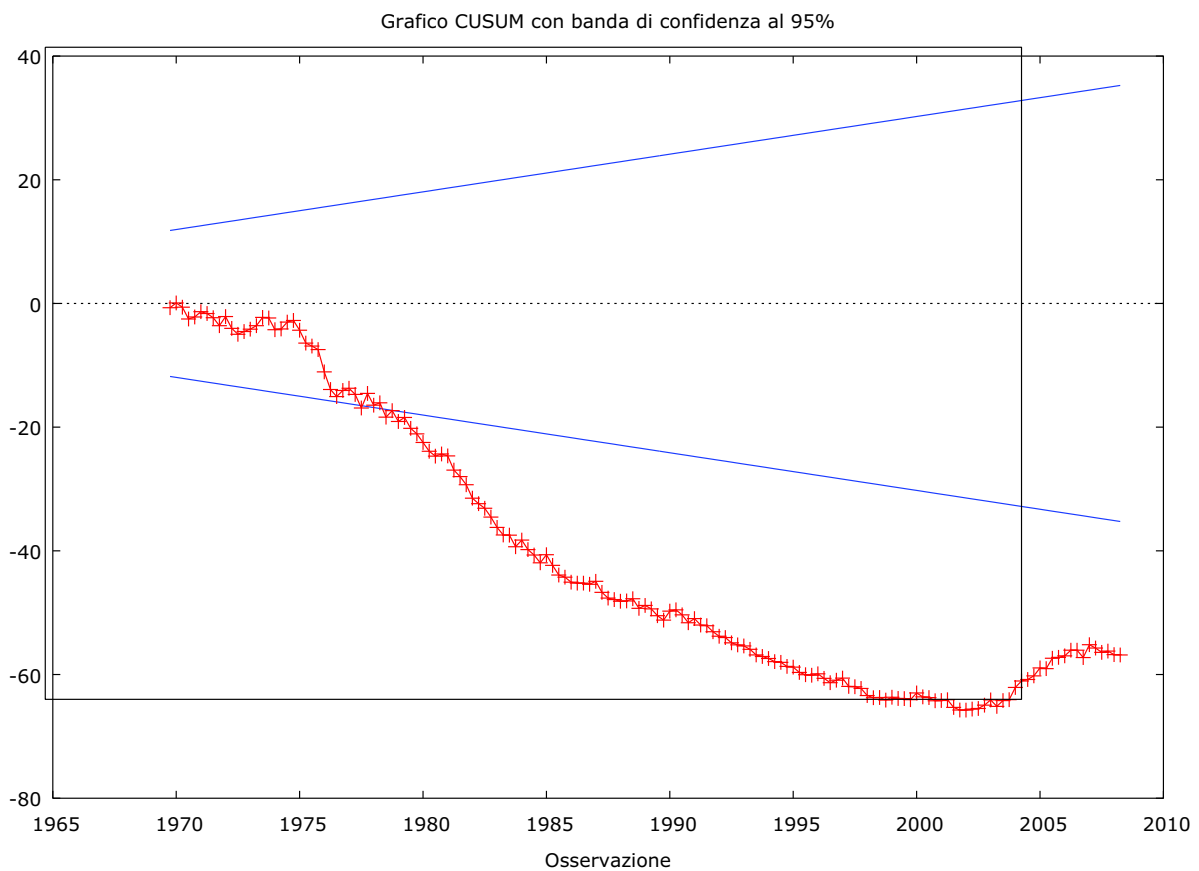
Ho aggiunto l'opzione per gli standard error HC0 di White, opzione che calcola standard error robusti rispetto all'eteroschedasticità.

Con questo primo modello si possono notare da subito delle cose particolari:

- Il coefficiente di RULC non è significativo. Esso è però positivo, come mi suggerisce la teoria economica: un aumento dei costi reali per unità lavorativa porta ad un conseguente aumento dell'inflazione e viceversa;
- I coefficienti di Lag_infl e di Ex_infl sono entrambi significativi;
- L' R^2 e l' \bar{R}^2 sono elevati e indicano una buona approssimazione lineare del modello.

d) Non tengo conto della statistica di Durbin – Watson per la correlazione: essendo ci la dipendente ritardata tra le esplicative questa statistica risulta inconsistente.

Voglio verificare la stabilità del modello e lo faccio con i test CUSUM e CUSUMQ (che si basano sulla somma cumulata dei residui ricorsivi e sulla somma cumulata dei residui al quadrato):



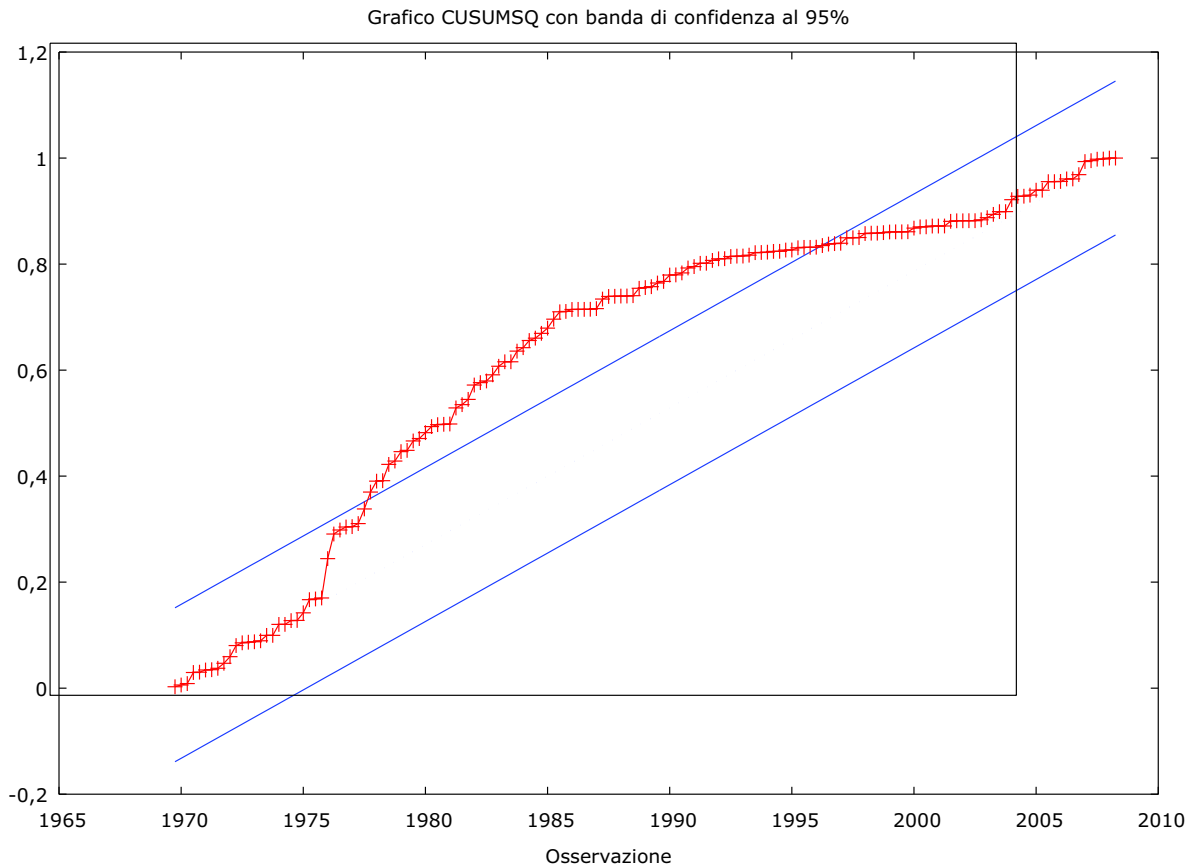


Figura 2: Test CUSUM e CUSUMQ per il modello 1.

Purtroppo il modello risulta molto instabile: i residui ricorsivi escono dalle bande di confidenza sia nel test CUSUM che nel test CUSUMQ.

Guardo come si comportano i residui di questa prima regressione:

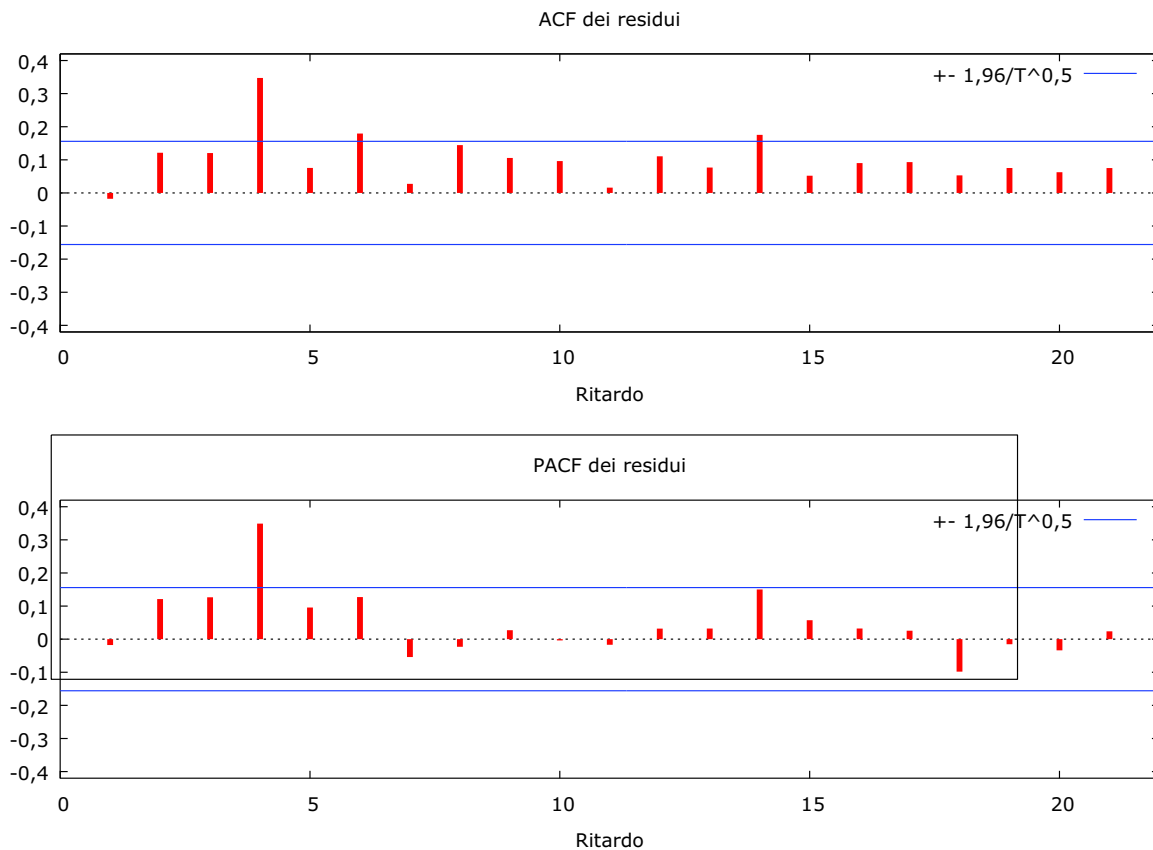


Figura 3: Correlogrammi dei residui del modello 1.

Funzione di autocorrelazione dei residui

LAG	ACF	PACF	Q-stat.	[p-value]
1	-0,0177	-0,0177	0,0505	[0,822]
2	0,1214	0,1211	2,4395	[0,295]
3	0,1205	0,1264	4,8071	[0,186]
4	0,3473 ***	0,3491 ***	24,6101	[0,000]
5	0,0754	0,0956	25,5499	[0,000]
6	0,1795 **	0,1271	30,9089	[0,000]
7	0,0274	-0,0540	31,0342	[0,000]
8	0,1445 *	-0,0231	34,5531	[0,000]
9	0,1056	0,0271	36,4464	[0,000]
10	0,0962	-0,0039	38,0273	[0,000]
11	0,0159	-0,0169	38,0710	[0,000]
12	0,1106	0,0318	40,1898	[0,000]
13	0,0767	0,0321	41,2148	[0,000]
14	0,1754 **	0,1502 *	46,6186	[0,000]
15	0,0520	0,0573	47,0964	[0,000]
16	0,0901	0,0322	48,5408	[0,000]
17	0,0930	0,0256	50,0911	[0,000]
18	0,0532	-0,0981	50,6013	[0,000]
19	0,0754	-0,0154	51,6346	[0,000]
20	0,0626	-0,0338	52,3519	[0,000]
21	0,0752	0,0237	53,3968	[0,000]

Purtroppo i residui sono autocorrelati e con la statistica di Ljung-Box rifiuto l'assenza di autocorrelazione.

Eseguo quindi il test di Breusch – Godfrey:

Test di Breusch-Godfrey per l'autocorrelazione fino all'ordine 4
 OLS, usando le osservazioni 1969:1-2008:2 (T = 158)
 Variabile dipendente: uhat

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
RULC	0,00251153	0,0732861	0,03427	0,9727	
Ex_infl	0,241781	0,131079	1,845	0,0671	*
Lag_infl	-0,246336	0,128786	-1,913	0,0577	*
uhat_1	0,121892	0,127048	0,9594	0,3389	
uhat_2	0,166037	0,0867607	1,914	0,0575	*
uhat_3	0,157398	0,0754821	2,085	0,0387	**
uhat_4	0,388167	0,0776727	4,997	1,59e-06	***

R-quadro = 0,171860

Statistica test: LMF = 7,834092,
 con p-value = $P(F(4,151) > 7,83409) = 9,17e-006$

Statistica alternativa: $TR^2 = 27,153915$,
 con p-value = $P(\text{Chi-quadro}(4) > 27,1539) = 1,85e-005$

Ljung-Box $Q' = 24,6101$,
 con p-value = $P(\text{Chi-quadro}(4) > 24,6101) = 6,03e-005$

In effetti l'autocorrelazione sembra esserci specialmente a ritardo 4. Ciò si spiega col fatto che i dati utilizzati sono trimestrali.

Dando un'occhiata ai residui rispetto al tempo sembra che sia presente una qualche forma di eteroschedasticità (meglio: si nota chiaramente la cosiddetta "grande moderazione" degli anni '80 e '90 nella quale gli standard error calcolati per i modelli macroeconomici presentano una forte riduzione a partire da questo periodo):

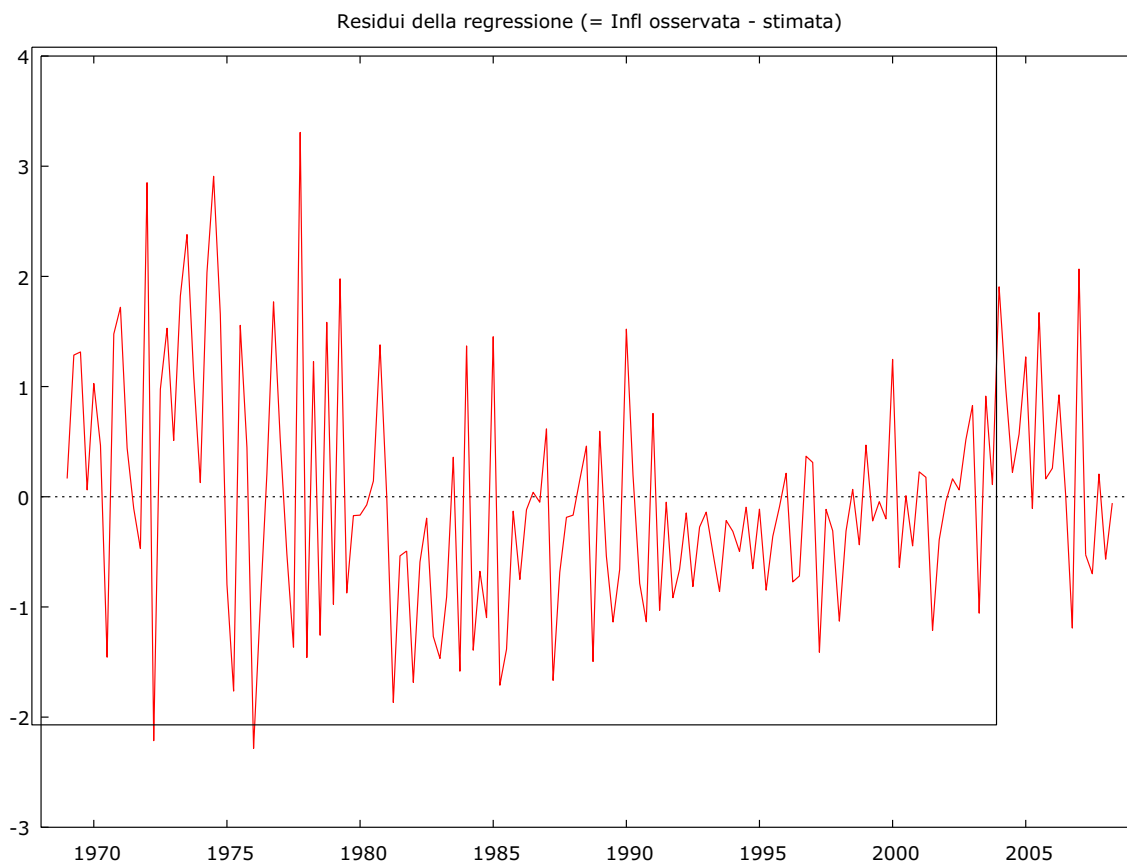


Figura 4: Residui della regressione del modello 1 rispetto al tempo.

Infatti ne ho conferma dal test di White:

Test di White per l'eteroschedasticità
 OLS, usando le osservazioni 1969:1-2008:2 (T = 158)
 Variabile dipendente: uhat^2

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value
RULC	-0,298962	0,281147	-1,063	0,2893
Ex_infl	0,0615349	0,297218	0,2070	0,8363
Lag_infl	0,305553	0,283068	1,079	0,2821
sq_RULC	0,103941	0,0814897	1,276	0,2041
X1_X2	-0,0798341	0,124170	-0,6429	0,5212
X1_X3	0,0998929	0,110905	0,9007	0,3692
sq_Ex_infl	-0,0762662	0,104606	-0,7291	0,4671
X2_X3	0,128579	0,171313	0,7506	0,4541
sq_Lag_infl	-0,0710844	0,0773824	-0,9186	0,3598

R-quadro = 0,404264

Statistica test: $TR^2 = 63,873789$,
 con p-value = $P(\text{Chi-quadro}(8) > 63,873789) = 0,000000$

Con questo test rifiuto chiaramente l'omoschedasticità.

Tutte queste constatazioni sui residui del modello mi hanno portata fin da subito ad utilizzare standard error robusti di White.

Una verifica che voglio fare, nonostante il modello non sia soddisfacente né a livello di stabilità, né per quanto riguarda la poca significatività del coefficiente relativo ai costi marginali, è quella di vedere se i coefficienti relativi all'aspettativa dell'inflazione e alla stessa ritardata mi danno come somma 1: il mio modello di partenza era infatti

$$\pi_t = \delta mc_t + (1 - \phi)E_t\{\pi_{t+1}\} + \phi\pi_{t-1} + \varepsilon_t$$

(1')

e siccome i due coefficienti sono delle probabilità voglio verificarne il complemento ad 1.

Il test sarà quindi:

```
Vincolo:
  b[Ex_infl] + b[Lag_infl] = 1
Statistic test: F robusta(1, 155) = 0,0592711, con p-value = 0,807974
Stime vincolate:
```

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value
RULC	0,102285	0,0771577	1,326	0,1869
Ex_infl	0,544085	0,0749077	7,263	1,69e-011 ***
Lag_infl	0,455915	0,0749077	6,086	8,61e-09 ***

Errore standard della regressione = 1,05935

Il risultato del test è soddisfacente: non solo viene accolta l'ipotesi nulla in cui i due coefficienti sommano ad uno, ma si alza anche la significatività del parametro dell'inflazione ritardata (anche se sembra ancora essere una componente che non spieghi l'inflazione).

ANALISI DI UN SOTTOCAMPIONE

Come avevo anticipato prima, la mia analisi continuerà analizzando lo stesso modello togliendo però dal campione le osservazioni antecedenti al 1985 che sembrano essere viziate da una più alta volatilità nei dati.

Ri - stimo il modello utilizzando il sottocampione:

Modello 2: OLS, usando le osservazioni 1985:1-2008:2 (T = 94)
 Variabile dipendente: Infl
 Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HCO

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
RULC	0,0637665	0,112945	0,5646	0,57375	
Ex_infl	0,475227	0,0849348	5,5952	<0,00001	***
Lag_infl	0,464043	0,0929214	4,9939	<0,00001	***
Media var. dipendente	2,483483	SQM var. dipendente		0,930840	
Somma quadr. residui	52,62323	E.S. della regressione		0,760445	
R-quadro	0,920309	R-quadro corretto		0,918558	
F(3, 91)	335,8597	P-value(F)		4,42e-49	
Log-verosimiglianza	-106,1138	Criterio di Akaike		218,2275	
Criterio di Schwarz	225,8574	Hannan-Quinn		221,3095	
rho	-0,090611	Durbin-Watson		2,129049	

Anche in questo caso il coefficiente dei costi marginali non risulta per niente significativo.

Ad ogni modo voglio verificare la stabilità del modello:

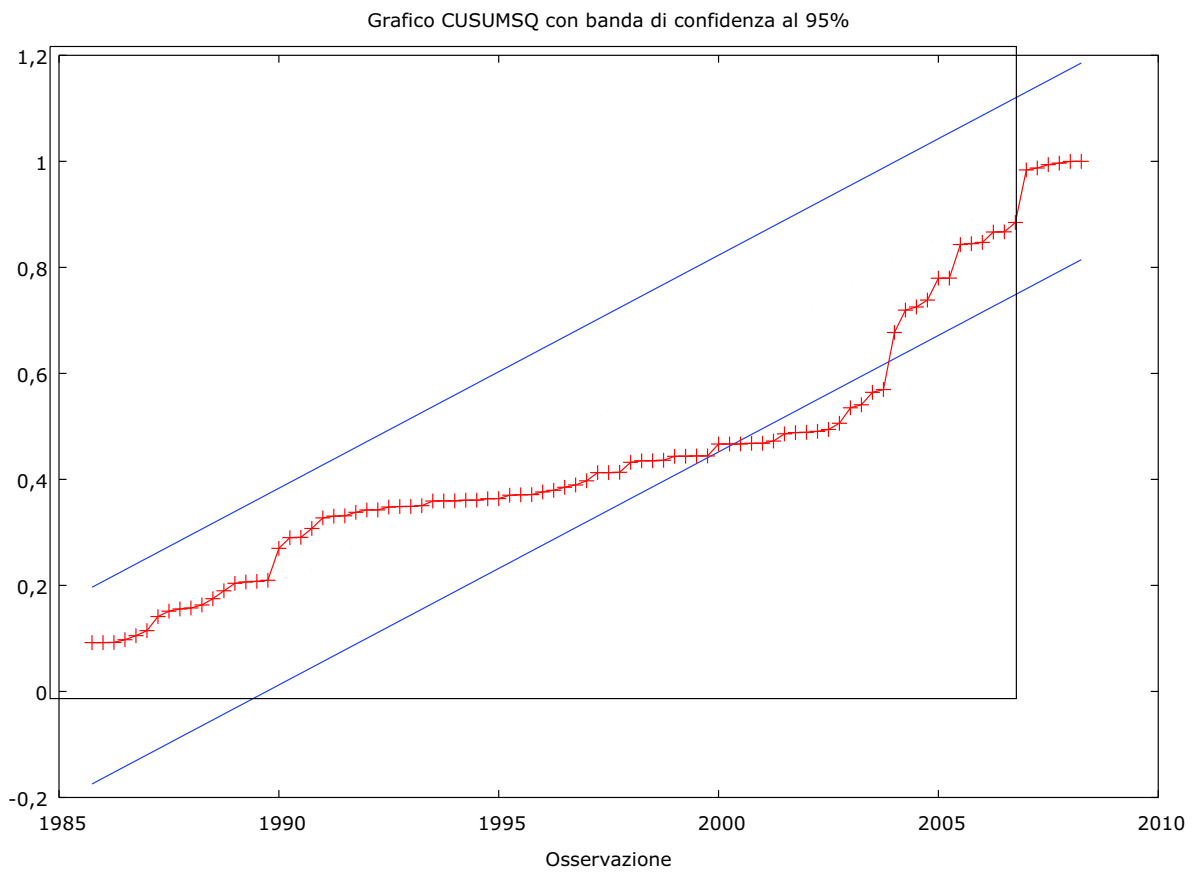
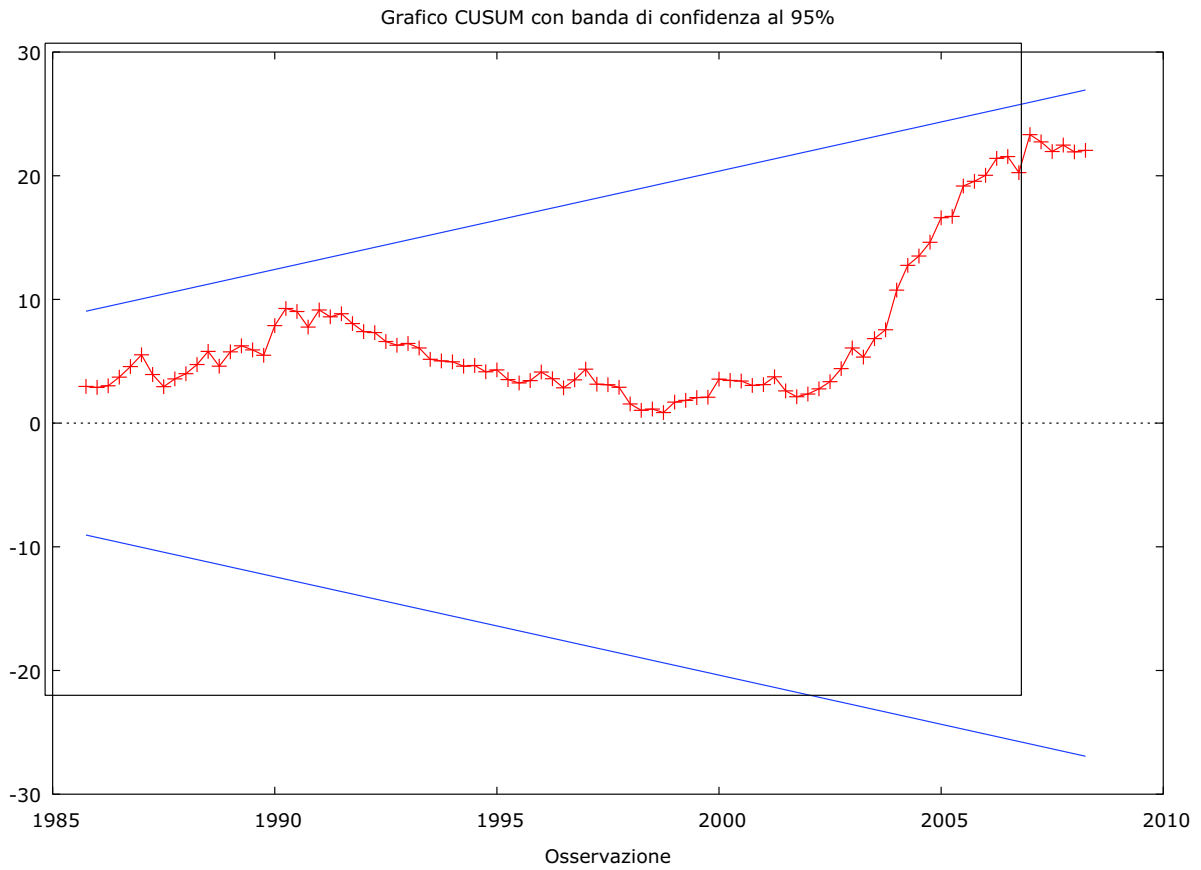


Figura 5: Test CUSUM e CUSUMQ per il modello del sottocampione.

Anche se i test non sono soddisfacenti, di sicuro nel sottocampione il modello risulta più stabile. Il test CUSUMQ rivela comunque una certa instabilità nel periodo che va circa dal 2000 al 2005 in quanto i valori escono spesso dalle bande di confidenza.

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

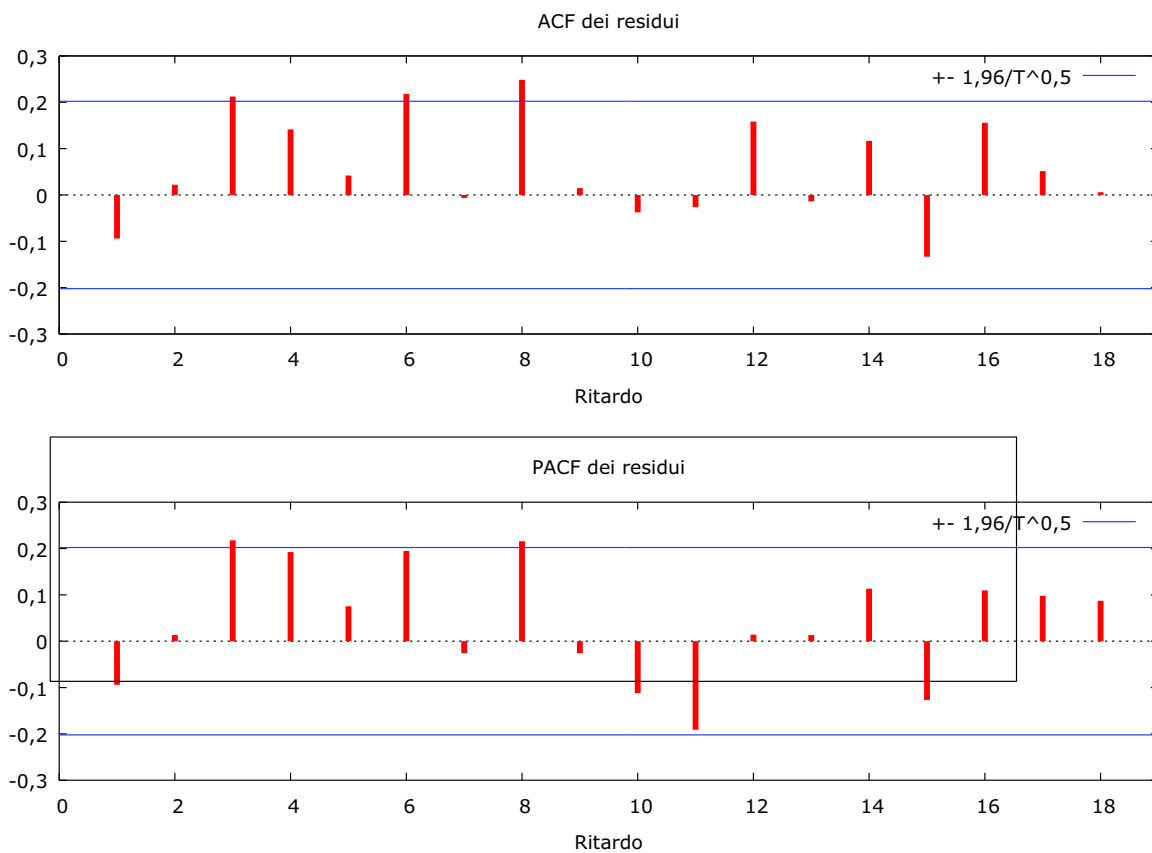


Figura 6: Correlogrammi dei residui del modello del sottocampione.

Funzione di autocorrelazione dei residui

LAG	ACF	PACF	Q-stat.	[p-value]
1	-0,0940	-0,0940	0,8575	[0,354]
2	0,0221	0,0134	0,9054	[0,636]
3	0,2124 **	0,2177 **	5,3805	[0,146]
4	0,1414	0,1922 *	7,3860	[0,117]
5	0,0419	0,0753	7,5643	[0,182]
6	0,2181 **	0,1948 *	12,4429	[0,053]
7	-0,0065	-0,0256	12,4474	[0,087]
8	0,2485 **	0,2157 **	18,9245	[0,015]
9	0,0147	-0,0260	18,9474	[0,026]
10	-0,0376	-0,1119	19,0991	[0,039]
11	-0,0263	-0,1912 *	19,1744	[0,058]
12	0,1584	0,0140	21,9363	[0,038]
13	-0,0137	0,0132	21,9572	[0,056]
14	0,1168	0,1132	23,4948	[0,053]
15	-0,1332	-0,1269	25,5208	[0,043]
16	0,1558	0,1097	28,3274	[0,029]
17	0,0515	0,0981	28,6377	[0,038]
18	0,0059	0,0872	28,6418	[0,053]

I residui sembrerebbero autocorrelati anche nel sottocampione ma questa volta lo sono in maniera meno netta.

Controllo l'ACF e la PACF dei residui al quadrato per sicurezza:

Funzione di autocorrelazione per sq_uhat2

LAG	ACF	PACF	Q-stat.	[p-value]
1	0,0396	0,0396	0,1525	[0,696]
2	0,0094	0,0078	0,1611	[0,923]
3	0,0416	0,0409	0,3323	[0,954]
4	-0,0016	-0,0049	0,3326	[0,988]
5	-0,0195	-0,0199	0,3711	[0,996]
6	0,2766 ***	0,2775 ***	8,2162	[0,223]
7	-0,0553	-0,0847	8,5337	[0,288]
8	0,1137	0,1297	9,8893	[0,273]
9	-0,0012	-0,0414	9,8895	[0,360]
10	-0,0713	-0,0663	10,4357	[0,403]
11	0,0710	0,0965	10,9834	[0,445]
12	0,1367	0,0458	13,0387	[0,366]
13	-0,1031	-0,0699	14,2231	[0,358]
14	0,0482	-0,0134	14,4855	[0,414]
15	-0,0046	0,0055	14,4879	[0,489]
16	0,0989	0,1493	15,6202	[0,480]
17	-0,0855	-0,1701	16,4774	[0,490]
18	-0,0585	-0,0776	16,8843	[0,531]

In questo caso sono più sicura della mancanza di autocorrelazione dei residui.

Procedo comunque con il test di Breusch – Godfrey:

Test di Breusch-Godfrey per l'autocorrelazione fino all'ordine 4
 OLS, usando le osservazioni 1985:1-2008:2 (T = 94)
 Variabile dipendente: uhat

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value
RULC	-0,0287530	0,0886346	-0,3244	0,7464
Ex_infl	-0,180653	0,218517	-0,8267	0,4107
Lag_infl	0,196419	0,245256	0,8009	0,4254
uhat_1	-0,318320	0,246699	-1,290	0,2004
uhat_2	-0,0316471	0,130121	-0,2432	0,8084
uhat_3	0,224742	0,105614	2,128	0,0362 **
uhat_4	0,176688	0,110743	1,595	0,1142

R-quadro = 0,102746

Statistica test: LMF = 2,490616,
 con p-value = $P(F(4,87) > 2,49062) = 0,049$

Statistica alternativa: $TR^2 = 9,658083$,
 con p-value = $P(\text{Chi-quadro}(4) > 9,65808) = 0,0466$

Ljung-Box $Q' = 7,38599$,
 con p-value = $P(\text{Chi-quadro}(4) > 7,38599) = 0,117$

Il test di Breusch – Godfrey mi porta a rifiutare la presenza di autocorrelazione fino al quarto ordine a livello dell' 1% ma non del 5%. Il test di Ljung – Box (come avevo visto dall'output della ACF) mi porta a non rifiutare l'assenza di autocorrelazione fino al quarto ordine.

Nel sottocampione l'autocorrelazione c'è ma è meno netta che nel campione completo.

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

Test di White per l'eteroschedasticità
 OLS, usando le osservazioni 1985:1-2008:2 (T = 94)
 Variabile dipendente: uhat^2

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value
RULC	0,123950	0,414111	0,2993	0,7654
Ex_infl	-0,935022	0,504565	-1,853	0,0673 *
Lag_infl	1,25212	0,548835	2,281	0,0250 **
sq_RULC	0,165339	0,0710002	2,329	0,0222 **
X1_X2	0,00876697	0,185951	0,04715	0,9625
X1_X3	-0,159204	0,161810	-0,9839	0,3280
sq_Ex_infl	0,0633238	0,114156	0,5547	0,5805
X2_X3	0,212262	0,182325	1,164	0,2476
sq_Lag_infl	-0,311849	0,141543	-2,203	0,0303 **

R-quadro = 0,392050

Statistica test: $TR^2 = 36,852704$,
 con p-value = $P(\text{Chi-quadro}(8) > 36,852704) = 0,000012$

Anche per il sottocampione è presente eteroschedasticità (anche per la stima del secondo modello ho infatti usato standard error robusti di White).

Voglio vedere se posso porre pari ad 1 la somma dei coefficienti di Lag_infl e di Ex_infl:

```
Vincolo:
b[Ex_infl] + b[Lag_infl] = 1

Statistica test: F robusta(1, 91) = 3,87572, con p-value = 0,0520321

Stime vincolate:
```

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value
RULC	0,0672396	0,0916816	0,7334	0,4652
Ex_infl	0,467059	0,0948413	4,925	3,71e-06 ***
Lag_infl	0,532941	0,0948413	5,619	2,03e-07 ***

Errore standard della regressione = 0,773635

Anche in questo caso posso accettare la somma ad 1 dei due coefficienti, ma con un livello di fiducia appena superiore al 5%.

In definitiva però, nemmeno con un sottocampione sono riuscita ad avere un buon modello per le dinamiche inflazionistiche.

Una strada consigliatami da Galì e Gertler è provare a togliere dai regressori l'inflazione ritardata e vedere se posso ottenere una buona approssimazione della realtà utilizzando solamente quella parte di società che usa la regola *forward looking*.

UN NUOVO MODELLO

Tenendo sempre il sottocampione che va dall'inizio del 1985 alla fine del 2008, provo a stimare un modello puramente *forward looking* come suggeritomi dalla lettura dell'articolo:

Modello 3: OLS, usando le osservazioni 1985:1-2008:2 (T = 94)
Variabile dipendente: Infl
Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HCO

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
RULC	0,0527471	0,122842	0,4294	0,66864	
Ex_infl	0,892386	0,0303178	29,4344	<0,00001	***
Media var. dipendente	2,483483	SQM var. dipendente	0,930840		
Somma quadr. residui	65,30919	E.S. della regressione	0,842545		
R-quadro	0,901098	R-quadro corretto	0,900023		
F(2, 92)	446,4819	P-value(F)	4,33e-48		
Log-verosimiglianza	-116,2646	Criterio di Akaike	236,5292		
Criterio di Schwarz	241,6158	Hannan-Quinn	238,5838		
rho	0,393131	Durbin-Watson	1,184971		

Anche qui il coefficiente relativo ai costi marginali è non significativo.

Continuo osservando i residui:

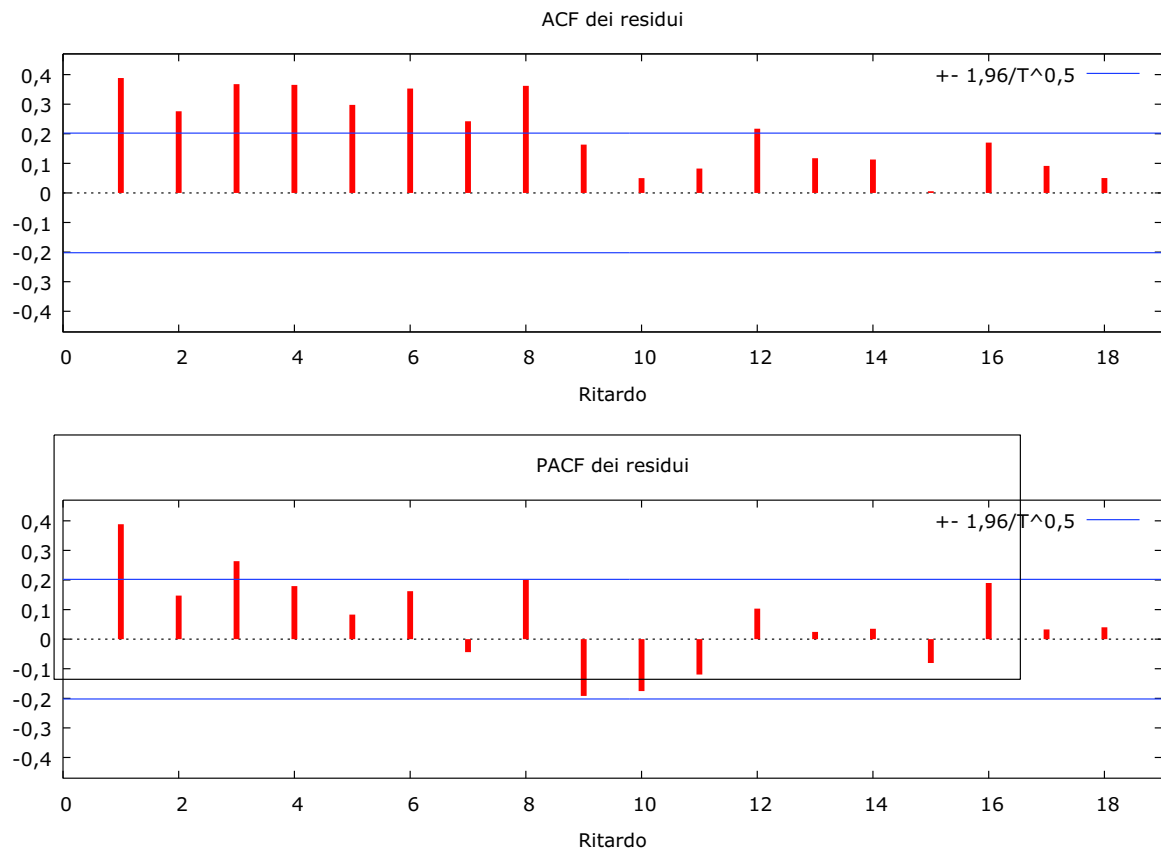


Figura 7: Correlogrammi dei residui del modello 3.

Funzione di autocorrelazione dei residui

LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0,3885	***	0,3885	***	14,6432	[0,000]
2	0,2760	***	0,1474		22,1176	[0,000]
3	0,3678	***	0,2638	**	35,5299	[0,000]
4	0,3652	***	0,1794	*	48,9028	[0,000]
5	0,2976	***	0,0829		57,8854	[0,000]
6	0,3529	***	0,1622		70,6570	[0,000]
7	0,2422	**	-0,0438		76,7405	[0,000]
8	0,3620	***	0,2009	*	90,4874	[0,000]
9	0,1632		-0,1919	*	93,3158	[0,000]
10	0,0500		-0,1755	*	93,5842	[0,000]
11	0,0823		-0,1196		94,3211	[0,000]
12	0,2170	**	0,1032		99,5027	[0,000]
13	0,1174		0,0246		101,0378	[0,000]
14	0,1129		0,0352		102,4758	[0,000]
15	0,0056		-0,0806		102,4793	[0,000]
16	0,1701		0,1899	*	105,8251	[0,000]
17	0,0913		0,0329		106,8025	[0,000]
18	0,0504		0,0400		107,1041	[0,000]

C'è presenza di autocorrelazione abbastanza evidente: è chiaramente un caso di variabili omesse (ho provato a togliere una variabile che era significativa per il modello).

L'eteroschedasticità persiste:

Test di White per l'eteroschedasticità
 OLS, usando le osservazioni 1985:1-2008:2 (T = 94)
 Variabile dipendente: uhat^2

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
RULC	-1,21501	0,441164	-2,754	0,0071	***
Ex_infl	0,250662	0,145371	1,724	0,0881	*
sq_RULC	0,287272	0,0799896	3,591	0,0005	***
X1_X2	0,312641	0,161844	1,932	0,0566	*
sq_Ex_infl	-0,0282523	0,0416019	-0,6791	0,4988	

R-quadro = 0,403869

Statistica test: $TR^2 = 37,963686$,
 con p-value = $P(\text{Chi-quadro}(4) > 37,963686) = 0,000000$

Anche per quest'ultimo modello avevo comunque continuato ad usare errori standard robusti di White.

UN ULTERIORE MODELLO

Se io, senza partire da equazioni “già pronte”, mi fossi ritrovata a svolgere un problema econometrico del genere, la strada che avrei intrapreso subito, dopo l’esclusione di parte del campione, sarebbe stata quella di escludere dal modello la variabile RULC.

Provo ora a spiegare l’inflazione solo partendo dal suo ritardo e da una sua aspettativa: voglio vedere se il tasso di variazione dei prezzi può dipendere esclusivamente da come le imprese decidono di spostarsi a riguardo.

Modello 4: OLS, usando le osservazioni 1985:1-2008:2 (T = 94)
Variabile dipendente: Infl
Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
Ex_infl	0,476664	0,0834544	5,7117	<0,00001	***
Lag_infl	0,462214	0,0908515	5,0876	<0,00001	***
Media var. dipendente	2,483483	SQM var. dipendente		0,930840	
Somma quadr. residui	52,91265	E.S. della regressione		0,758378	
R-quadro	0,919871	R-quadro corretto		0,919000	
F(2, 92)	493,6024	P-value(F)		6,48e-50	
Log-verosimiglianza	-106,3716	Criterio di Akaike		216,7431	
Criterio di Schwarz	221,8297	Hannan-Quinn		218,7977	
rho	-0,093493	Durbin-Watson		2,139324	

Il modello ha un R^2 ed un \bar{R}^2 abbastanza elevati, entrambi mi indicano che il modello spiega più del 90% della variabilità dei dati.

Anche qui ho utilizzato standard error robusti di White; mi trovo infatti nuovamente in presenza di eteroschedasticità dei residui (e una autocorrelazione leggera):

Funzione di autocorrelazione dei residui

LAG	ACF	PACF	Q-stat.	[p-value]
1	-0,0969	-0,0969	0,9116	[0,340]
2	0,0143	0,0050	0,9318	[0,628]
3	0,2029 **	0,2067 **	5,0125	[0,171]
4	0,1458	0,1954 *	7,1445	[0,128]
5	0,0352	0,0734	7,2700	[0,201]
6	0,2097 **	0,1910 *	11,7814	[0,067]
7	0,0001	-0,0169	11,7814	[0,108]
8	0,2478 **	0,2211 **	18,2258	[0,020]
9	0,0190	-0,0105	18,2643	[0,032]
10	-0,0268	-0,0940	18,3414	[0,049]
11	-0,0318	-0,1879 *	18,4512	[0,072]
12	0,1676	0,0196	21,5434	[0,043]
13	-0,0053	0,0128	21,5465	[0,063]
14	0,1200	0,1147	23,1704	[0,058]
15	-0,1305	-0,1341	25,1171	[0,048]
16	0,1776 *	0,1216	28,7663	[0,026]
17	0,0637	0,1090	29,2414	[0,032]
18	0,0131	0,0934	29,2618	[0,045]

Test di Breusch-Godfrey per l'autocorrelazione fino all'ordine 4
 OLS, usando le osservazioni 1985:1-2008:2 (T = 94)
 Variabile dipendente: uhat

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value
Ex_infl	-0,211536	0,225095	-0,9398	0,3499
Lag_infl	0,231923	0,252834	0,9173	0,3615
uhat_1	-0,348134	0,252374	-1,379	0,1713
uhat_2	-0,0507582	0,132160	-0,3841	0,7019
uhat_3	0,209817	0,105609	1,987	0,0501 *
uhat_4	0,171520	0,110255	1,556	0,1234

R-quadro = 0,101116

Statistica test: LMF = 2,474796,
 con p-value = $P(F(4,88) > 2,4748) = 0,05$

Statistica alternativa: $TR^2 = 9,504913$,
 con p-value = $P(\text{Chi-quadro}(4) > 9,50491) = 0,0496$

Ljung-Box $Q' = 7,14446$,
 con p-value = $P(\text{Chi-quadro}(4) > 7,14446) = 0,128$

Funzione di autocorrelazione per sq_uhat4

LAG	ACF	PACF	Q-stat.	[p-value]
1	0,0199	0,0199	0,0383	[0,845]
2	-0,0043	-0,0047	0,0401	[0,980]
3	0,0158	0,0160	0,0648	[0,996]
4	-0,0086	-0,0093	0,0723	[0,999]
5	-0,0511	-0,0507	0,3372	[0,997]
6	0,2605 **	0,2630 **	7,2939	[0,295]
7	-0,0624	-0,0823	7,6981	[0,360]
8	0,1046	0,1236	8,8456	[0,355]
9	-0,0173	-0,0431	8,8774	[0,449]
10	-0,0828	-0,0784	9,6142	[0,475]
11	0,0658	0,1086	10,0848	[0,523]
12	0,1457	0,0603	12,4213	[0,412]
13	-0,0998	-0,0606	13,5308	[0,408]
14	0,0432	-0,0119	13,7410	[0,469]
15	0,0023	0,0143	13,7416	[0,545]
16	0,1149	0,1727 *	15,2697	[0,505]
17	-0,0745	-0,1478	15,9208	[0,529]
18	-0,0496	-0,0786	16,2131	[0,578]

Test di White per l'eteroschedasticità

OLS, usando le osservazioni 1985:1-2008:2 (T = 94)

Variabile dipendente: uhat^2

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value
Ex_infl	-0,638767	0,489898	-1,304	0,1956
Lag_infl	1,05048	0,537281	1,955	0,0537 *
sq_Ex_infl	0,0167403	0,114608	0,1461	0,8842
X1_X2	0,194084	0,188484	1,030	0,3059
sq_Lag_infl	-0,264266	0,143849	-1,837	0,0695 *

R-quadro = 0,309562

Statistica test: TR^2 = 29,098807,

con p-value = P(Chi-quadro(4) > 29,098807) = 0,000007

La stabilità del modello sembra tuttavia essere maggiore rispetto a quello in cui include-
vo tra i regressori la variabile RULC:

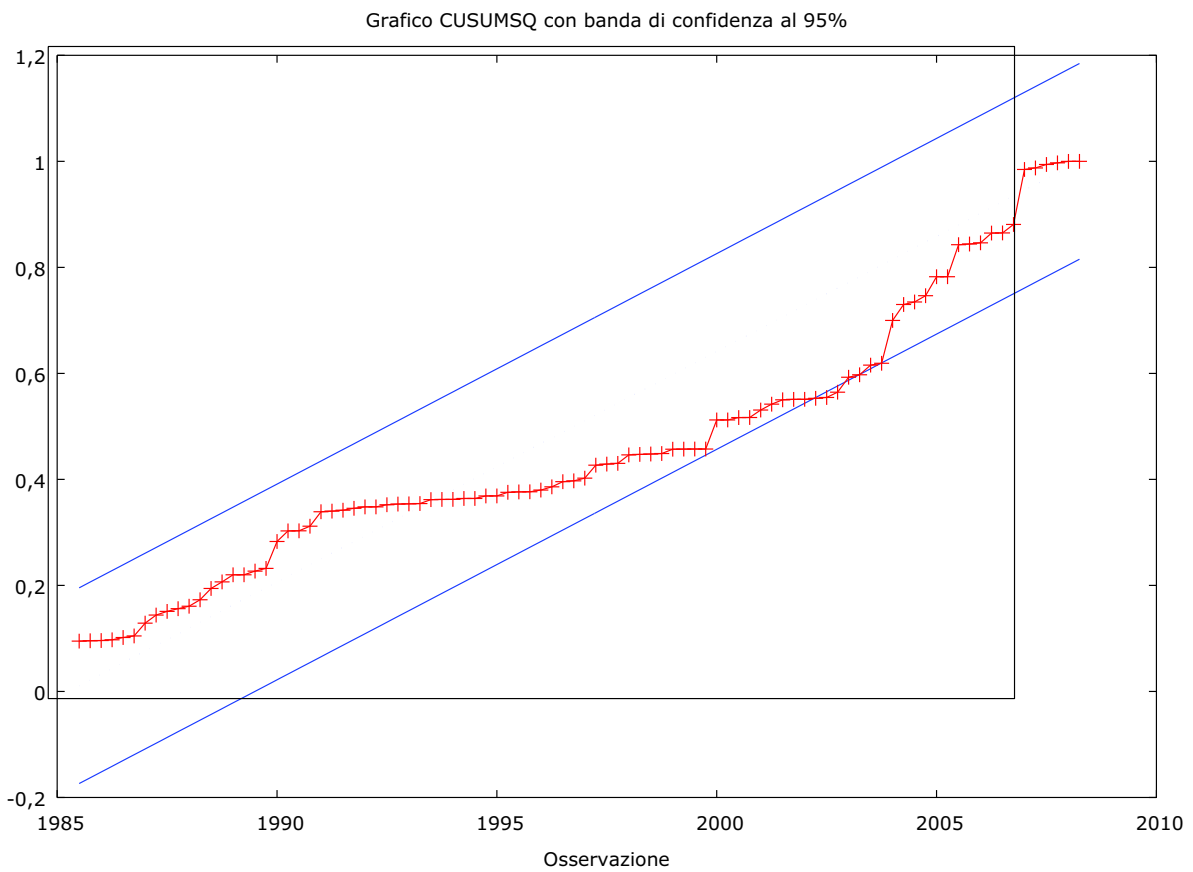
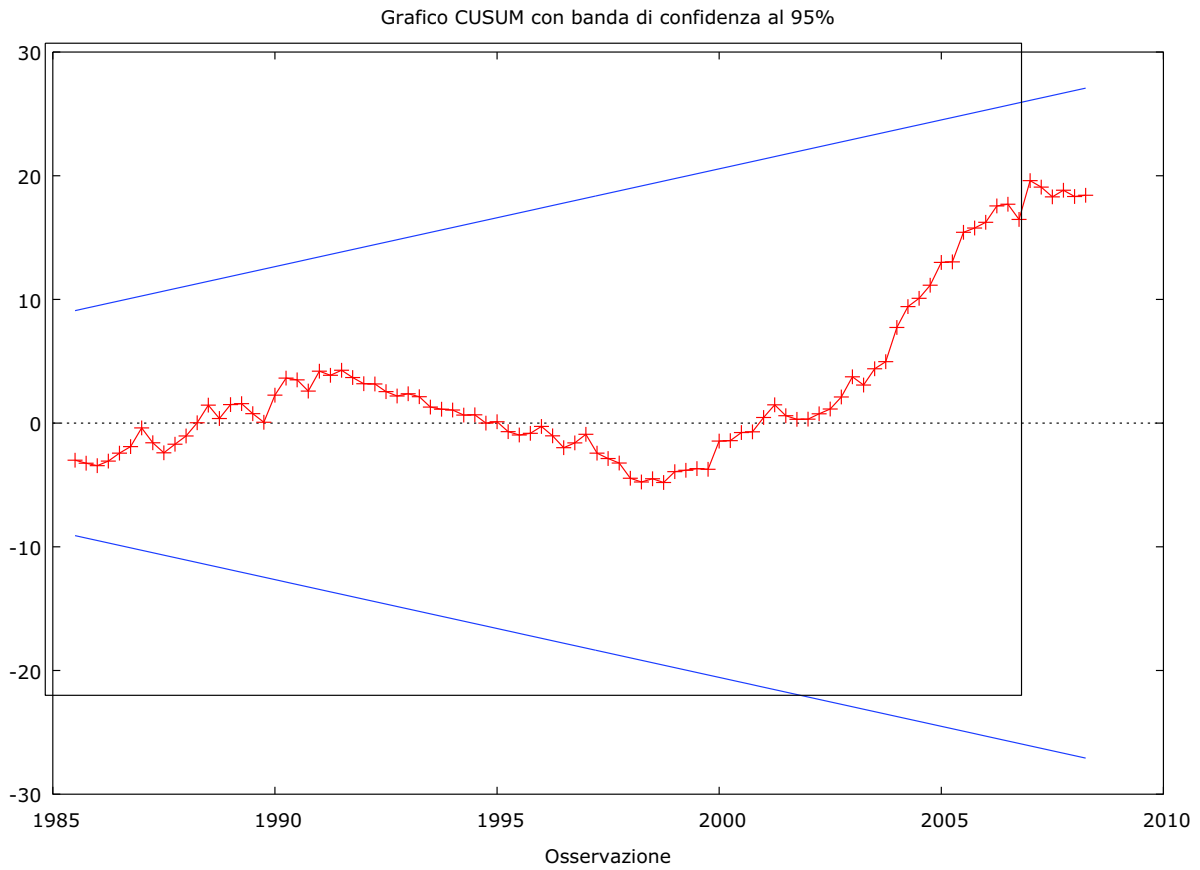


Figura 8: Test CUSUM e CUSUMQ per il modello ridotto.

Anche se nel test CUSUMQ i valori toccano leggermente le bande più volte (sempre tra il 2000 e il 2005) ciò avviene in maniera molto meno forte rispetto ai modelli precedenti.

Voglio vedere se posso accettare l'ipotesi nulla che i due coefficienti sommino ad uno:

```
Vincolo:  
b[Ex_infl] + b[Lag_infl] = 1  
  
Statistica test: F robusta(1, 92) = 3,93051, con p-value = 0,0504007  
  
Stime vincolate:  
  
-----  
                coefficiente   errore std.   rapporto t   p-value  
-----  
Ex_infl         0,468520       0,0945845     4,953        3,25e-06 ***  
Lag_infl        0,531480       0,0945845     5,619        1,99e-07 ***  
  
Errore standard della regressione = 0,77171
```

Anche in questo caso accetto l'ipotesi nulla con un livello di fiducia appena superiore al 5%.

UN MODELLO EMPIRICO

A questo punto mi posso chiedere se veramente la misura dei costi marginali non entra a far parte della spiegazione della curva di Phillips o se, in qualche modo, la sua storia può aiutarmi a capire il comportamento odierno dell'inflazione.

Voglio verificare infatti la validità di un modello del tipo:

$$\pi_t = (1 - \phi)E_t\{\pi_{t+1}\} + \phi\pi_{t-1} + \delta_0 mc_t + \delta_1 mc_{t-1} + \delta_2 mc_{t-2} + \delta_3 mc_{t-3} + \varepsilon_t$$

(4)

Modello 5: OLS, usando le osservazioni 1985:1-2008:2 (T = 94)
 Variabile dipendente: Infl
 Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
Ex_infl	0,466272	0,0868324	5,3698	<0,00001	***
Lag_infl	0,470652	0,0945232	4,9792	<0,00001	***
RULC	0,151445	0,148665	1,0187	0,31114	
RULC_1	-0,0012272	0,132406	-0,0093	0,99263	
RULC_2	-0,14136	0,124766	-1,1330	0,26029	
RULC_3	-0,0311648	0,104876	-0,2972	0,76704	
Media var. dipendente	2,483483	SQM var. dipendente	0,930840		
Somma quadr. residui	51,16860	E.S. della regressione	0,762536		
R-quadro	0,922512	R-quadro corretto	0,918109		
F(6, 88)	210,6006	P-value(F)	5,72e-50		
Log-verosimiglianza	-104,7963	Criterio di Akaike	221,5926		
Criterio di Schwarz	236,8524	Hannan-Quinn	227,7564		
rho	-0,099273	Durbin-Watson	2,152962		

Variabili: RULC RULC_1 RULC_2 RULC_3
 Somma dei coefficienti = -0,0223064
 Errore Standard = 0,112082
 t(88) = -0,19902 con p-value = 0,842707

Noto che tutti i coefficienti relativi a RULC ed ai suoi ritardi non risultano significativi. La loro somma non è nemmeno positiva. Provo ad eliminare l'ultimo ritardo:

Modello 6: OLS, usando le osservazioni 1985:1-2008:2 (T = 94)
 Variabile dipendente: Infl
 Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
Ex_infl	0,463993	0,0848977	5,4653	<0,00001	***
Lag_infl	0,473737	0,0926598	5,1126	<0,00001	***
RULC	0,156777	0,146481	1,0703	0,28738	
RULC_1	-0,0108707	0,119675	-0,0908	0,92783	
RULC_2	-0,158753	0,121627	-1,3052	0,19518	
Media var. dipendente	2,483483	SQM var. dipendente	0,930840		
Somma quadr. residui	51,20768	E.S. della regressione	0,758530		
R-quadro	0,922453	R-quadro corretto	0,918968		
F(5, 89)	238,9283	P-value(F)	5,54e-50		
Log-verosimiglianza	-104,8322	Criterio di Akaike	219,6644		
Criterio di Schwarz	232,3808	Hannan-Quinn	224,8009		
rho	-0,105489	Durbin-Watson	2,163912		

Variabili: RULC RULC_1 RULC_2
 Somma dei coefficienti = -0,0128461
 Errore Standard = 0,109431
 t(89) = -0,11739 con p-value = 0,906815

Nemmeno in questo caso la somma dei coefficienti di RULC e dei suoi ritardi risulta positiva. Provo a mantenere solamente il primo ritardo:

Modello 7: OLS, usando le osservazioni 1985:1-2008:2 (T = 94)
 Variabile dipendente: Infl
 Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
Ex_infl	0,46495	0,0845103	5,5017	<0,00001	***
Lag_infl	0,474681	0,0921123	5,1533	<0,00001	***
RULC	0,12369	0,141085	0,8767	0,38298	
RULC_1	-0,0933599	0,110721	-0,8432	0,40135	
Media var. dipendente	2,483483	SQM var. dipendente	0,930840		
Somma quadr. residui	52,25179	E.S. della regressione	0,761955		
R-quadro	0,920872	R-quadro corretto	0,918234		
F(4, 90)	253,6889	P-value(F)	4,17e-48		
Log-verosimiglianza	-105,7809	Criterio di Akaike	219,5617		
Criterio di Schwarz	229,7349	Hannan-Quinn	223,6709		
rho	-0,106611	Durbin-Watson	2,162646		

Variabili: RULC RULC_1
 Somma dei coefficienti = 0,0303302
 Errore Standard = 0,10885
 t(90) = 0,278642 con p-value = 0,781159

Ora che i due coefficienti hanno somma positiva, voglio verificare l'ipotesi che entrambi, congiuntamente, non siano significativi per il modello. Eseguo il test F (un test congiunto sulla significatività dei regressori)⁴:

$$f = \frac{(S_0 - S_1)/J}{S_0/(N - K)}$$

dove S_1 è la somma dei quadrati dei residui riferita al modello completo (il 7), S_0 è quella riferita a quello vincolato (il mio modello 4, che non considerava le variabili relative a RULC), J è il numero di vincoli, N è la numerosità campionaria e K è il numero di regressori.

Si distribuisce come una $\mathcal{F}_{J, N-K}$.

Nel mio caso il valore della statistica test vale:

$$\frac{(52,91265 - 52,25179)/2}{52,25179/(94 - 4)} = 0,562034$$

e il suo p-value è pari a 0,572036.

Sotto H_0 avevo che i coefficienti di RULC e RULC_1 fossero congiuntamente pari a zero: accetto l'ipotesi nulla e mantengo l'idea che i costi marginali in questo ambito non servano molto a spiegare l'inflazione.

Un'ultima verifica che voglio fare è anche quella di aggiungere altri ritardi della variabile infl:

$$\begin{aligned} \pi_t = & \theta E_t\{\pi_{t+1}\} + \phi_1\pi_{t-1} + \phi_2\pi_{t-2} + \phi_3\pi_{t-3} + \delta_0 mc_t + \delta_1 mc_{t-1} + \delta_2 mc_{t-2} \\ & + \delta_3 mc_{t-3} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

(5)

⁴ Verbeek Marno, "ECONOMETRIA" (2006), Zanichelli editore

Modello 8: OLS, usando le osservazioni 1985:1-2008:2 (T = 94)
 Variabile dipendente: Infl
 Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
Ex_infl	0,186174	0,103568	1,7976	0,07575	*
RULC	0,126728	0,153394	0,8262	0,41100	
RULC_1	0,040503	0,118736	0,3411	0,73385	
RULC_2	-0,102323	0,122256	-0,8370	0,40494	
RULC_3	-0,112012	0,102481	-1,0930	0,27744	
Infl_1	0,306366	0,112358	2,7267	0,00775	***
Infl_2	0,145983	0,114909	1,2704	0,20736	
Infl_3	0,323134	0,0981197	3,2933	0,00144	***
Media var. dipendente	2,483483	SQM var. dipendente	0,930840		
Somma quadr. residui	43,65340	E.S. della regressione	0,712459		
R-quadro	0,933893	R-quadro corretto	0,928512		
F(8, 86)	171,1656	P-value(F)	1,91e-49		
Log-verosimiglianza	-97,33059	Criterio di Akaike	210,6612		
Criterio di Schwarz	231,0075	Hannan-Quinn	218,8796		
rho	0,002341	Durbin-Watson	1,957076		

“Spoglio” nuovamente il modello dei ritardi di RULC fino ad arrivare ad uno in cui i coefficienti diano somma positiva e arrivo a quest’ultimo, a partire dal quale farò nuovamente il test F:

Modello 9: OLS, usando le osservazioni 1985:1-2008:2 (T = 94)
 Variabile dipendente: Infl
 Errori standard robusti rispetto all'eteroschedasticità, variante HC0

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
Ex_infl	0,197521	0,107313	1,8406	0,06905	*
RULC	0,113496	0,145133	0,7820	0,43630	
RULC_1	-0,0820674	0,112208	-0,7314	0,46649	
Infl_1	0,33027	0,106756	3,0937	0,00265	***
Infl_2	0,118883	0,115046	1,0333	0,30427	
Infl_3	0,318074	0,100908	3,1521	0,00222	***
Media var. dipendente	2,483483	SQM var. dipendente	0,930840		
Somma quadr. residui	45,24452	E.S. della regressione	0,717037		
R-quadro	0,931483	R-quadro corretto	0,927590		
F(6, 88)	194,5308	P-value(F)	1,47e-48		
Log-verosimiglianza	-99,01320	Criterio di Akaike	210,0264		
Criterio di Schwarz	225,2862	Hannan-Quinn	216,1902		
rho	-0,023716	Durbin-Watson	1,999736		

Statistica test:

$$\frac{(45,24452 - 43,65340)/2}{45,24452/(94 - 8)} = 1,512187$$

p-value: 0,22623: nemmeno in questo caso mi è servito il contributo dei costi marginali per spiegare l'andamento dell'inflazione.

CONCLUSIONI

Il mio scopo era verificare se spiegare l'inflazione può essere fatto attraverso un modello del tipo:

$$\pi_t = \delta mc_t + (1 - \phi)E_t\{\pi_{t+1}\} + \phi\pi_{t-1} + \varepsilon_t.$$

(1')

Ciò l'ho fatto utilizzando dei dati statunitensi, perciò i risultati da me ottenuti vanno circoscritti alla zona e al periodo presi in considerazione.

Dopo aver deciso di prendere in considerazione solo un sottocampione dei miei dati in quanto le prime osservazioni sembravano essere strutturalmente diverse dal resto del campione, ho stimato 2 principali modelli: il modello 2 ed il modello 4.

Il modello 2 mi suggerisce una stima per l'equazione (1):

$$\pi_t = 0,0672x_t + (1 - 0,5329)E_t\{\pi_{t+1}\} + 0,5329\pi_{t-1} + \varepsilon_t$$

(0,0917) (0,0948) (0,0948)

(6) (ho usato le stime vincolate)

Anche se il coefficiente di Real Unit Labor Cost risulta non significativo, il risultato che mi ha convinta è che il suo segno è positivo, come mi aspettavo dalla lettura dell'articolo: l'inflazione si muove positivamente al crescere dei costi marginali reali.

I coefficienti dell'aspettativa dell'inflazione e del suo ritardo sono molto vicini tra di loro come valori. Ciò mi porta a non essere d'accordo con gli autori sulla non importanza della frazione di imprese che usa la regola del *backward looking*.

La poca significatività del coefficiente relativo a RULC mi ha portato a provare a costruire un modello che escludesse questa variabile.

Le stime sono risultate essere (ripropongo sia quelle libere che quelle vincolate):

$$\pi_t = 0,4767 E_t\{\pi_{t+1}\} + 0,4622 \pi_{t-1} + \varepsilon_t$$

(0,0835) (0,0909)

$$\pi_t = (1 - 0,5315) E_t\{\pi_{t+1}\} + 0,5315 \pi_{t-1} + \varepsilon_t$$

(0,0946) (0,0946)

(7)

Quest'ultimo modello sembra essere quello più stabile. Confrontandolo con quello che considera anche il coefficiente di RULC esso ha un \bar{R}^2 leggermente più elevato e i criteri di Schwartz e Akaike sono leggermente più bassi.

Sarei portata ad usare proprio il modello 4 per spiegare l'inflazione nel periodo considerato per gli Stati Uniti.

La mia decisione è stata rafforzata anche dopo che ho provato a considerare ritardi di RULC: i loro coefficienti sono risultati, congiuntamente con quello della variabile stessa, non significativi.

Tuttavia, una volta stimati i coefficienti del modello, bisogna valutare bene i risultati guardando oltre la pura significatività statistica: si tratta cioè di valutare l'adeguatezza del modello, la sua capacità di rappresentare i dati osservati e la sua interpretazione economica⁵.

Nel mio caso, accettare la validità del modello 4 non vuol dire rifiutare che i costi marginali reali abbiano effetto sull'inflazione.

Potrebbe essere che solo negli Stati Uniti ciò è accaduto per un dato periodo di tempo. L'articolo infatti accennava al fallimento di questo tipo di curva ibrida per i dati trimestrali: si parla Roberts (1997, 1998) trova parametri sensati solo con dati semestrali o annuali, ma con dati trimestrali fatica a trovare stime significanti dell'effetto dell'output gap nell'inflazione. Praticamente la stessa cosa che è successa a me anche se ho usato i costi marginali reali al posto dell'output gap.

⁵ Cappuccio Nunzio, Orsi Renzo, "ECONOMETRIA" (2005), Il Mulino.

La mia modesta opinione è che probabilmente, sempre circoscrivendo nello spazio e nel tempo i risultati, per spiegare il rialzo dei prezzi sia sufficiente sapere quante imprese tengono questi ultimi invariati e quante, invece, li cambino in attesa dell'inflazione futura. Non sembra essere rilevante la conoscenza dell'entità della variazione dei costi marginali reali perché, secondo me, l'informazione che essa contribuisce a portare ai fini del modello è infima rispetto a quella già importante fornita dalle altre due esplicative.

APPENDICE TECNICA

Per controllare le caratteristiche dei modelli mi sono affidata a diversi test per l'autocorrelazione e per l'eteroschedasticità. Riporto qui velocemente un sunto per questi test:

Test di Ljung – Box

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

Test di Breusch – Godfrey

Questo test serve per verificare (l'ipotesi nulla è l'assenza di autocorrelazione di ordine k) se i residui seguono un modello autoregressivo di ordine k e si costruisce a partire da una regressione ausiliaria dei residui sulle esplicative e sui residui ritardati.

La statistica test è data da T volte l' R^2 di questa regressione e si distribuisce come un χ_k^2 .

Test di White

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

Per utilizzare OLS ho dovuto servirmi di standard error consistenti in presenza di eteroschedasticità (standard error di White). Questi standard error sono calcolati usando la matrice di covarianza⁶:

$$\hat{V}(\mathbf{b}) = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \sum_{t=1}^N e_t^2 \mathbf{x}_t \mathbf{x}_t' (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} = \left(\sum_{t=1}^T \mathbf{x}_t \mathbf{x}_t' \right)^{-1} \sum_{t=1}^n e_t^2 \mathbf{x}_t \mathbf{x}_t' \left(\sum_{t=1}^T \mathbf{x}_t \mathbf{x}_t' \right)^{-1}$$

(8)

⁶ VEERBEK Marno, "ECONOMETRIA" (2006), Zanichelli.

BIBLIOGRAFIA

TESTI:

- Cappuccio Nunzio, Orsi Renzo, "ECONOMETRIA" (2005), Il Mulino;
- Galì J., Gertler M.; "Inflation dynamics: A structural econometric analysis", *Journal of Monetary Economics*, 44 (1999) 195 – 222;
- Mankiw N. Gregory, "MACROECONOMIA" (2004), Zanichelli;
- Verbeek Marno, "ECONOMETRIA" (2006), Zanichelli.

SITI INTERNET:

- <http://it.wikipedia.org>

DATI SCARICATI DA:

- U.S. Department of Labor: Bureau of Labor Statistics

RINGRAZIAMENTI

Un ringraziamento speciale va al mio relatore, il dott. Efrem Castelnuovo, sempre disponibile con i suoi studenti, anche in tempi ristretti come ho potuto constatare di persona. Ringrazio la mia famiglia: i miei genitori che mi hanno sempre sostenuta e incitata a dare il meglio e mio fratello Michele che mi accompagna in questa avventura statistica. Ringrazio particolarmente il mio ragazzo, Nicola, per avermi sopportata in questo ultimo periodo carico d'ansia. Un grazie speciale va anche ai compagni di sport e di scampagnate e alle amiche di sempre: Giulia, Andrea, G, Jessica C.; Marina, Jessica R., Cri, Miki, Max, Giulio, Teo, Berta, Klaudia, Sara, Giudi. Grazie ai miei compagni di superiori che ci sono sempre: Immo, Dina, Zampa, Ale, Aly, Claudia, Elisa e Luna. Ultimi, ma non di importanza i compagni statistici: Veronica, Chiara, Niccolò, Francesco, Gini, Cauduro, Marcella, Irene, Jenny, Tonio (anche per le sue ripetizioni!). Sicuramente avrò dimenticato qualcuno, perciò grazie a tutti quelli che mi verranno in mente dopo che questa tesi sarà già stampata.