

UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI PADOVA

FACOLTA' DI SCIENZE STATISTICHE  
CORSO DI LAUREA SPECIALISTICA IN SCIENZE  
STATISTICHE, ECONOMICHE, FINANZIARIE E AZIENDALI



Tesi di laurea

**STABILITA' DELLE REAZIONI  
MACROECONOMICHE USA  
AD UNO SHOCK DI POLITICA MONETARIA**

Relatore: Prof. Efrem Castelnuovo

Laureando: Daniele Moroni

ANNO ACCADEMICO 2009/2010



*Alla mia Famiglia, per quello che ha fatto e per quello che  
farà per me; e ad Alessia per ciò che è e per quello che  
rappresenta.*



# INDICE

<b>INTRODUZIONE</b>	7
<b>CAPITOLO 1 CENNI TEORIA VAR</b>	9
1.1 Decomposizione di Cholesky	12
1.2 Analisi strutturale: funzioni di risposta d'impulso	14
<b>CAPITOLO 2 ANALISI DEI DATI</b>	17
2.1 Inflazione	17
2.2 Output gap	21
2.3 Tasso di interesse	24
2.4 Richiami di politica monetaria: relazioni tra le variabili	27
2.5 Contesto storico-economico USA	28
<b>CAPITOLO 3 MODELLAZIONE VAR E INTERPRETAZIONE DEI RISULTATI</b>	31
3.1 VAR sul campione "lungo" (1954:3-2008:2)	31
3.1.1 Analisi dei residui	32
3.1.2 Funzioni di risposta d'impulso	39
3.2 VAR sul primo sottocampione (1954:3-1979:2)	42
3.2.1 Analisi dei residui	42
3.2.2 Funzioni di risposta d'impulso	46
3.3 VAR sul secondo sottocampione (1984:1-2008:2)	49
3.3.1 Analisi dei residui	50
3.3.2 Funzioni di risposta d'impulso	53
<b>CONCLUSIONI</b>	57

<b>APPENDICE</b>	59
<b>BIBLIOGRAFIA</b>	69
<b>RINGRAZIAMENTI</b>	73

## INTRODUZIONE

Nella presente tesi mi sono chiesto se, in un ambiente che cambia nel tempo come quello macroeconomico, una mossa improvvisa di politica monetaria, registrata in differenti istanti temporali, provochi reazioni simili in termini qualitativi. A tale scopo presento (capitolo 1) e utilizzo modelli vettoriali autoregressivi (VAR), composti da dati e variabili provenienti dall'economia statunitense. Le osservazioni trimestrali di cui dispongo si riferiscono, nell'ordine, a: inflazione, output gap e tasso di interesse, per l'orizzonte temporale che va dal terzo trimestre del 1954 al secondo trimestre del 2008.

Alla presentazione dei dati, nel capitolo 2, segue: la stima di un modello VAR per l'intero campione, l'analisi dei relativi residui e i commenti sulle risposte impulsive ad uno shock o impulso di politica monetaria; questo è identificato da una variazione inaspettata del livello del tasso di interesse. Mi pongo a questo punto degli interrogativi. Il modello autoregressivo a coefficienti fissi è tipicamente stimato su un campione relativamente "lungo" (vedasi ad esempio i lavori di: Christiano, Eichenbaum, Evans (1999), Stock and Watson (2001), e Christiano, Eichenbaum, Evans (2005). In realtà tale periodo è rappresentativo di un'epoca, per gli Stati Uniti, caratterizzata da diversi eventi storico-economici (presentati nel capitolo 2). Questi potrebbero aver mutato nel corso del tempo il modello in forma ridotta del sistema economico. Tesi questa supportata da: Clarida, Galí, e Gertler (2000), Lubik e Schorfheide (2004), Boivin e Giannoni (2006), Mavroeidis (2009), Castelnuovo e Surico (2010); che identificano nel 1979 l'anno del break di politica monetaria. Si osserva inoltre una riduzione di volatilità dei residui dopo tale data (McConnel e Gabriel Perez-Quiros 2000, Justiniano e Primiceri 2008). Se queste variazioni del modello "vero"

del sistema economico sono empiricamente rilevanti, un VAR con gli stessi coefficienti risulterebbe inadatto per misurare e comprendere gli effetti di cambiamenti di politica monetaria su inflazione e tasso di interesse, prima e dopo il 1979.

Da qui la scelta di “rompere” il campione totale in due sottocampioni, il primo dal 1954:3 al 1979:2, il secondo dal 1984:1 al 2008:2, e di ripetere l’analisi VAR condotta sulla totalità delle osservazioni.

La stabilità delle risposte impulsive osservate in differenti selezioni campionarie sembra essere messa a dura prova; reazioni che evidenziano anche andamenti controintuitivi, noti in letteratura come “price puzzle” e “output gap puzzle”. Nel dettaglio la reazione positiva e duratura dell’inflazione nel primo sottocampione, e quella dell’output gap, sempre positiva e persistente ma su valori più contenuti, nel secondo, fanno sorgere qualche perplessità circa la corrispondenza tra le restrizioni imposte dalla decomposizione di Cholesky della stima VAR e il modello reale dell’economia.

Successivamente le conclusioni e l’appendice contenente alcuni output di stima. La creazione, la stima dei VAR e le relative analisi dei residui sono state condotte con R, mentre le risposte d’impulso sono state generate mediante EViews.



# CAPITOLO 1

## CENNI TEORIA VAR

I modelli VAR (Vector Autoregressive Models) sono la generalizzazione multivariata dei modelli uni-dimensionali AR e permettono di studiare e descrivere l'evoluzione dinamica di diverse variabili. Esigenza questa nata visto che variabili economiche, finanziarie e aziendali non sono solo autocorrelate, ma spesso sono cross-correlate per vari ritardi temporali (ad es., consumo, reddito e investimenti; indici di borsa di differenti mercati; tassi di interesse su titoli con differenti maturità; tasso di interesse, crescita monetaria, reddito e inflazione; prezzi di un bene di consumo, quantità vendute e spese per pubblicità; ecc.). Analizzando le interdipendenze temporali tra più variabili aumenta la capacità interpretativa e previsiva del modello e si rendono possibili politiche di intervento più efficaci.

Storicamente l'approccio VAR fu proposto con successo da Sims nel 1980 e consiste nel regredire ciascuna delle  $k$  variabili su se stessa ritardata e sulle altre ritardate per un numero di ritardi pari a  $p$ . Il sistema risulta perciò:

$$y_t = \Phi_0 + \Phi_1 y_{t-1} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + a_t, \quad (1)$$

dove  $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})'$  è un vettore ( $k \times 1$ ),  $\Phi_j, j = 1, \dots, p$  sono matrici fisse di coefficienti  $k \times k$  di coefficienti,  $\Phi_0$  è un vettore  $k \times 1$  di costanti (intercette) che permette la possibilità di una media diversa da zero per  $y_t$  e  $a_t = (a_{1t}, \dots, a_{kt})' \sim WN(0, \Sigma)$ .

Indicando con  $\Phi(z) = I_k - \Phi_1 z - \dots - \Phi_p z^p$  il polinomio caratteristico del modello VAR( $p$ ), allora la condizione di stazionarietà corrisponde a:

$|I_k - \Phi_1 z - \dots - \Phi_p z^p| \neq 0$  per ogni  $|z| \leq 1$ .

In analogia al caso univariato, verificata questa condizione, è possibile riscrivere il processo nella forma  $MA(\infty)$ , infatti utilizzando l'operatore ritardo la (1) può essere riscritta come:

$$\Phi(B)y_t = \Phi_0 + a_t, \quad (2)$$

dove

$$\Phi(B) = I_k - \Phi_1 B - \dots - \Phi_p B^p,$$

e grazie all'operatore

$$\Psi(B) = I_k + \Psi_1 B + \Psi_2 B^2 + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_j B^j,$$

tale che

$$\Psi(B)\Phi(B) = I_k, \quad (3)$$

allora premoltiplicando la (2) per  $\Psi(B)$  si ottiene

$$y_t = \Psi(B)\Phi_0 + \Psi(B)a_t = \left(\sum_{i=0}^{\infty} \Psi_j\right)\Phi_0 + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_j a_{t-j}.$$

Le matrici di coefficienti  $\Psi_i$  si possono ottenere direttamente dalle relazione (3), che esplicitata diventa:

$$\Psi_0 = I_k$$

$$\Psi_1 - \Psi_0 \Phi_1 = 0$$

$$\Psi_2 - \Psi_1 \Phi_1 - \Psi_0 \Phi_2 = 0$$

⋮

$$\Psi_i = \sum_{j=1}^i \Psi_{i-j} \Phi_j, \quad i = 1, 2, \dots \text{ con } \Phi_j = 0 \text{ per } j > p$$

Un ipotetico VAR con due variabili ( $k = 2$ ) messe in relazione con i relativi valori ritardati di un periodo ( $p = 1$ ), avrà la forma seguente:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{10} \\ \phi_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \end{bmatrix}, \text{ equivalente alla compatta}$$

$$y_t = \Phi_0 + \Phi_1 y_{t-1} + a_t \quad (4)$$

con  $a_t \sim WN(0, \Sigma)$  e  $\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{bmatrix}$ , perciò

$$y_{1t} = \phi_{10} + \phi_{11} y_{1,t-1} + \phi_{12} y_{2,t-1} + a_{1t},$$

$$y_{2t} = \phi_{20} + \phi_{21} y_{1,t-1} + \phi_{22} y_{2,t-1} + a_{2t}.$$

Le dipendenze tra le due variabili  $y_{1t}$  e  $y_{2t}$  vengono specificate dai coefficienti della matrice  $\Phi_1 = \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{bmatrix}$  e da quelli della matrice di covarianze  $\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{bmatrix}$ . In particolare i coefficienti  $\phi_{12}$  e  $\phi_{21}$  misurano gli effetti dinamici tra  $y_{1t}$  e  $y_{2t}$ , mentre  $\sigma_{12}$  misura l'effetto contemporaneo. Per vedere esplicitamente la dipendenza contemporanea si applica la decomposizione di Cholesky.

## 1.1 DECOMPOSIZIONE DI CHOLESKY

Sia  $A$  una matrice simmetrica definita positiva; allora esiste un'unica matrice triangolare inferiore  $P$  tale che  $A = PP'$ .

Esempio

$$A = \begin{bmatrix} a & b \\ b & d \end{bmatrix}, \quad P = \begin{bmatrix} \sqrt{a} & 0 \\ b/\sqrt{a} & \sqrt{d - b^2/a} \end{bmatrix} \quad (5)$$

Un caso particolare della decomposizione di Cholesky è la decomposizione triangolare: sia  $A$  una matrice simmetrica definita positiva. Allora esiste una matrice  $L$  triangolare inferiore con unità sulla diagonale principale tale che  $A = LDL'$  e  $D$  è una matrice diagonale con elementi positivi sulla diagonale. Infatti si può scrivere,

$$A = LDL' = L\sqrt{D}\sqrt{D}L' = (L\sqrt{D})(L\sqrt{D})' = PP',$$

dove  $L\sqrt{D} = P$ .

Nell'esempio precedente

$$L\sqrt{D} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ b/a & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{a} & 0 \\ 0 & \sqrt{d - b^2/a} \end{bmatrix} = P$$

Se, ad esempio,

$$A = LDL' = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ L_{21} & 1 & 0 \\ L_{31} & L_{32} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} D_1 & 0 & 0 \\ 0 & D_2 & 0 \\ 0 & 0 & D_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & L_{21} & L_{31} \\ 0 & 1 & L_{32} \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix},$$

le seguenti formule ricorsive generali servono a calcolare gli elementi di  $L$  e  $D$ :

$$L_{ij} = \frac{1}{D_j} (A_{ij} - \sum_{k=1}^{j-1} L_{ik} L_{jk} D_k), \text{ per } i > j,$$

$$D_i = A_{ii} - \sum_{k=1}^{i-1} L_{ik}^2 D_k.$$

Tornando allora alla (5) trasformo il modello (4), privato per semplicità del vettore delle intercette, nel modo seguente:

$$B y_t = B_1 y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

dove

$$B = P^{-1}, B_1 = P^{-1} \Phi_1, \varepsilon_t = P^{-1} a_t \text{ e } \varepsilon_t \sim WN(0, I)$$

La rappresentazione (6) di un modello VAR, caratterizzata da  $B \neq I$  e da errori ortogonali tra loro viene chiamata forma strutturale, mentre la rappresentazione (4) è chiamata forma ridotta; con  $B$  triangolare inferiore e  $\Sigma_\varepsilon$  diagonale il modello (6) viene chiamato ricorsivo.

La struttura di  $B$  per una matrice di covarianze come quella del modello (4) sarà del tipo:

$$B = \begin{bmatrix} \beta_{11} & 0 & 0 \\ \beta_{21} & \beta_{22} & 0 \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} \end{bmatrix},$$

che permette di riscrivere il modello (6) nella seguente forma

$$\beta_{11} y_{1,t} = B_{1,1} y_{t-1} + \varepsilon_{1,t}$$

$$\beta_{21} y_{1,t} + \beta_{22} y_{2,t} = B_{2,1} y_{t-1} + \varepsilon_{2,t}$$

$$\vdots$$

$$\beta_{k1}y_{1,t} + \dots + \beta_{k,k-1}y_{k-1,t} + \beta_{k,k}y_{k,t} = B_{k,1}y_{t-1} + \varepsilon_{k,t},$$

andando così ad esplicitare direttamente le dipendenze contemporanee tra le variabili attraverso un ordinamento causale (contemporaneo) del genere:

$$y_1 \rightarrow y_2 \rightarrow \dots \rightarrow y_k$$

Per un VAR con  $k$  variabili è possibile specificare  $k!$  ordinamenti causali ricorsivi. Quale ordinamento usare nella pratica dipende dal contesto e dalle informazioni provenienti dalla teoria.

Concettualmente utilizzare l'inversa della matrice  $P$  o quella della matrice  $L$  della decomposizione triangolare per ottenere la forma strutturale del modello è la stessa cosa; si può comunque notare che impiegando la prima gli elementi sulla diagonale di  $B$  saranno diversi da 1 (a differenza della seconda) e si ottengono errori non solo ortogonali per la forma strutturale, ma bensì ortonormali come si può notare dalla matrice di varianze e covarianze del modello (6).

## **1.2 ANALISI STRUTTURALE: FUNZIONI DI RISPOSTA D'IMPULSO**

Il modello generale VAR( $p$ ) contiene molti parametri che possono risultare difficili da interpretare, a causa di complesse interazioni e feedback tra le variabili del modello. Pertanto, le proprietà dinamiche di un VAR( $p$ ) sono spesso sintetizzate attraverso vari tipi di analisi strutturale. Le tre principali sono: (1) analisi di causalità; (2) funzioni di risposta impulsiva (irf: impulse response functions); (3) decomposizione della varianza dell'errore di previsione. Oggetto di studio nel presente elaborato sono proprio le reazioni

nel tempo di una o più variabili in relazione ad un impulso di un'altra variabile (per questo chiamate anche risposte impulsive).

In altre parole con riferimento ad un modello VAR si tratta di seguire e misurare l'effetto di uno shock esogeno o innovazione in una delle variabili su una o più altre variabili.

Se le componenti del termine d'errore  $a_t$  sono tra loro contemporaneamente correlate, cioè  $\Sigma$  è non diagonale, è poco probabile che lo shock che capita ad una componente rimanga isolato, anzi è facile, data la correlazione contemporanea tra componenti, che uno shock in una variabile sia accompagnato da uno shock in un'altra variabile.

In questa situazione è necessario ortogonalizzare gli errori (ad esempio con una decomposizione di Cholesky) e derivare conseguentemente le funzioni di risposta impulsiva. Così si rende diagonale la matrice di varianze e covarianze, assumendo che l'impulso riguardi una e una sola variabile, con le altre che risponderanno da un livello iniziale pari a zero.





## **CAPITOLO 2**

### **ANALISI DEI DATI**

Le serie storiche che compongono il modello vettoriale autoregressivo hanno frequenza trimestrale e riguardano le seguenti variabili macroeconomiche USA:

- inflazione
- output gap
- tasso di interesse

#### **2.1 INFLAZIONE**

E' la diminuzione del potere di acquisto della moneta generato da un generale aumento dei prezzi dei beni e dei servizi in un dato periodo di tempo; con l'innalzamento dei prezzi, ogni unità monetaria potrà comprare meno beni e servizi.

Vi sono diverse possibili cause dell'inflazione. L'aumento dell'offerta di moneta superiore alla domanda (politica monetaria espansiva), stimolando la domanda di beni e servizi e gli investimenti, è unanimemente considerata dagli economisti una causa dell' aumento dei prezzi nel lungo periodo. In generale un periodo di crescita economica è accompagnato da un andamento moderatamente in rialzo dell'inflazione. Altre cause sono l'aumento dei prezzi dei beni importati, l'aumento del costo dei fattori produttivi e dei beni intermedi, in seguito all'aumento della domanda o per altre ragioni. Nell'ambito dell'aumento del costo dei fattori produttivi svolge un ruolo altresì rilevante l'aumento del costo del lavoro.

Tale fenomeno risulta però vantaggioso per i soggetti in posizione debitoria, ed in particolare per le imprese (che frequentemente attingono capitali per

finanziamenti), ma anche per lo Stato, entrambi infatti traggono beneficio dal fatto che, lo stesso denaro avuto in prestito in precedenza, al momento di effettuare la restituzione ha un valore reale minore.

L'inflazione è misurata in due modi: attraverso il Consumer Price Index (CPI), ovvero attraverso la costruzione di un indice dei prezzi al consumo, uno strumento statistico che misura le variazioni nel tempo dei prezzi di un insieme di beni e servizi, chiamato paniere, rappresentativo degli effettivi consumi delle famiglie in uno specifico anno; oppure attraverso il deflatore del PIL.

Il deflatore del PIL è uno strumento che consente di "depurare" la crescita del PIL dall'aumento dei prezzi. Poiché il Prodotto Interno Lordo è dato dal prodotto, prezzo per quantità, occorre sapere se la crescita da un anno all'altro è data dalla quantità prodotta o dall'aumento dei prezzi. Il deflatore risulta quindi dal rapporto tra il PIL nominale (quantità per i prezzi correnti) e il PIL reale (quantità per i prezzi costanti). Poiché, di conseguenza, il valore del PIL reale è indipendente dalla dinamica dei prezzi, le sue variazioni di valore riflettono esclusivamente variazioni nella produzione dell'economia. Perciò, il PIL reale è una misura della produzione di beni e servizi.

I due indici si muovono nella stessa direzione e differiscono per meno di un punto percentuale. Nella mia analisi il tasso d'inflazione trimestrale è stato calcolato dal deflatore del PIL,  $P_t$ , come segue:

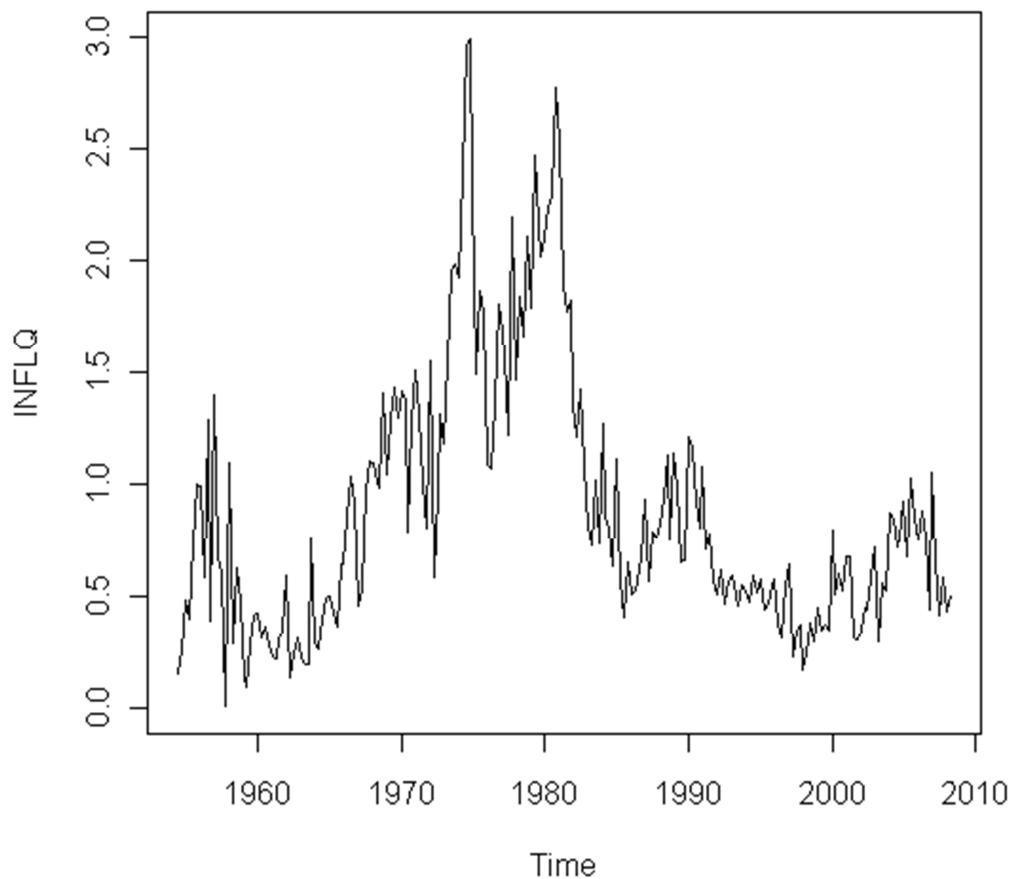
$$\pi_t = \left( \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \right) \times 100,$$

dove

$$P_t = \left( \frac{PIL_{reale}}{PIL_{nominale}} \right) \times 100$$

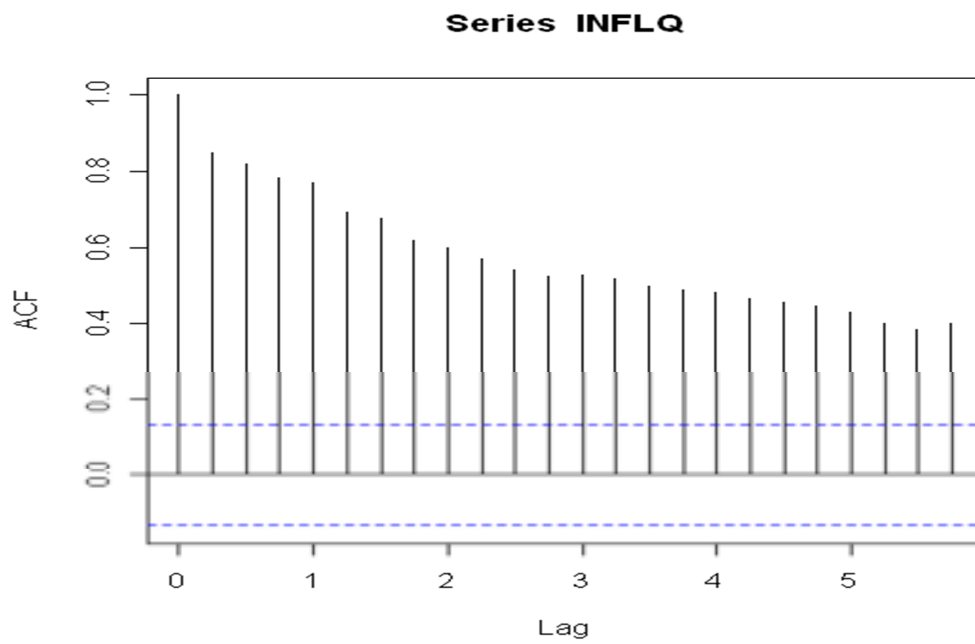
Quest'ultima formula permette di capire perché il deflatore del PIL misura il livello dei prezzi: una variazione nel prezzo di un bene o di un servizio che non abbia effetti sulla produzione, influenza il PIL nominale ma non quello reale; di conseguenza, tale variazione di prezzo, viene rilevata dal Deflatore del PIL.

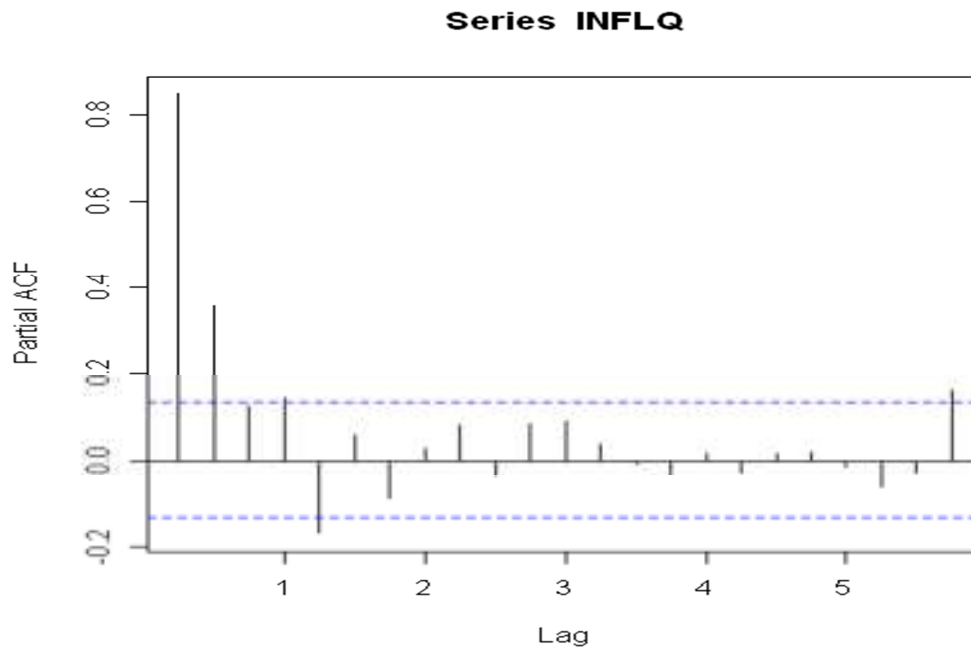
Il grafico della serie storica di questa mia prima variabile è il seguente:



Picco massimo registrato 2.987862 (su base trimestrale) nel quarto trimestre del 1974, valore minimo 0.0056 in corrispondenza del quarto trimestre del 1957. Da una prima analisi visiva si possono notare dei cambiamenti nell'andamento della serie in riferimento all'orizzonte temporale, infatti

fino ai primi anni '80 sembra esserci un andamento crescente e su valori abbastanza elevati, tendenza questa non confermata dalle osservazioni successive; inoltre anche la varianza sembra essere minore nella seconda parte del grafico. La serie in generale sembra non essere stazionaria in media (sembra anche in varianza) e la conferma arriva dall'esame delle funzioni di autocorrelazione globale e parziale sotto riportate.





In particolare l'autocorrelazione globale che decresce lentamente verso lo zero è un chiaro segnale di non stazionarietà che trova convalida nel adf test di cui riporto l'output.

Augmented Dickey-Fuller Test

data: INFLQ

Dickey-Fuller = -2.1474, Lag order = 5, p-value = 0.5142

alternative hypothesis: stationary

Nell'analisi VAR che vado a condurre mi preoccupo maggiormente di ottenere modelli multivariati stazionari rispetto a serie al loro interno obbligatoriamente stazionarie, ricercando stime consistenti anche se non necessariamente efficienti.

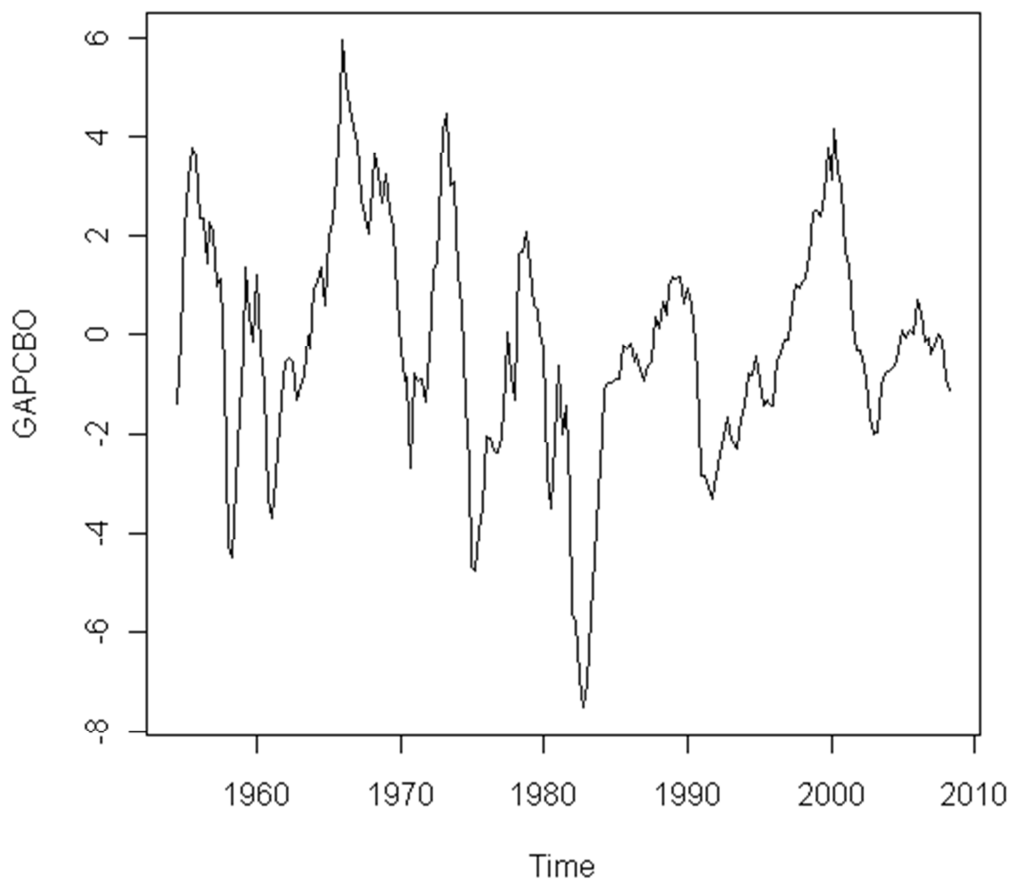
## 2.2 OUTPUT GAP

Misura la deviazione tra il PIL reale, Gross Domestic Product per gli Stati Uniti e il suo livello potenziale stabilito dal CBO (Congressional Budget

Office). I valori percentuali presi in esame nella mia analisi sono il risultato della seguente formula:

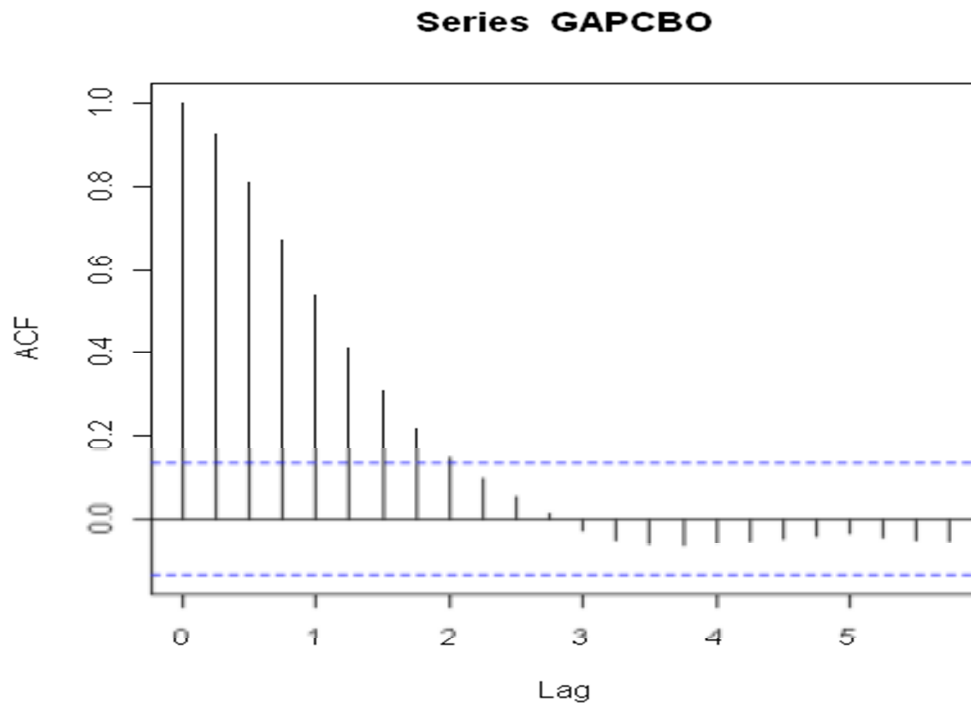
$$Y_t = \left( \frac{GDP_{actual} - GDP_{potential}}{GDP_{potential}} \right) \times 100$$

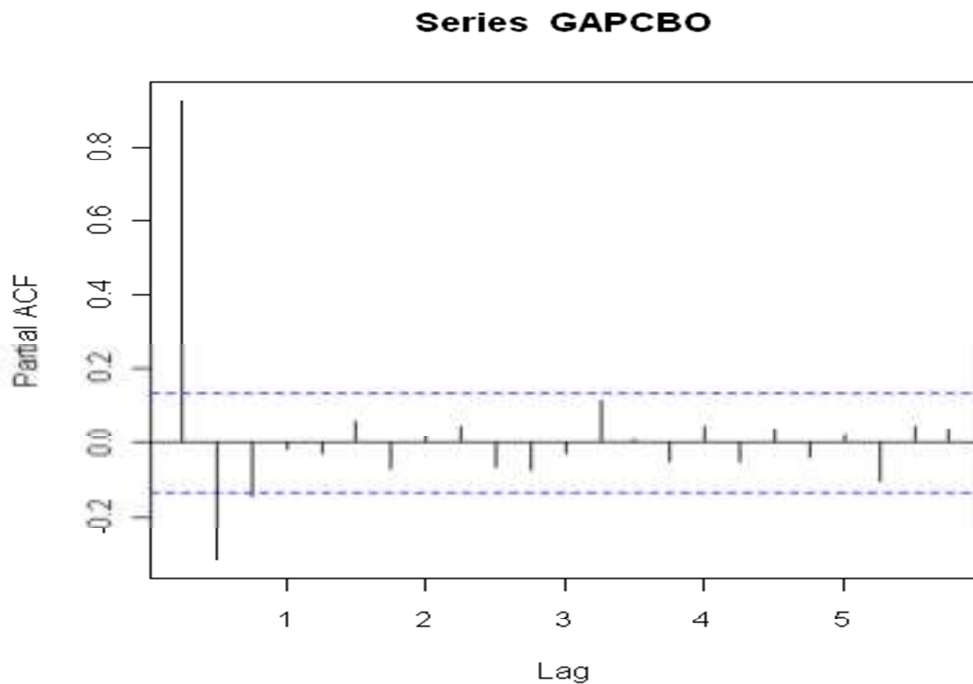
Se l'output gap è positivo, l'economia è "surriscaldata" con l'inflazione in crescita e i conti con l'estero in peggioramento; contrariamente se è negativo, l'economia funziona ad un livello inferiore alla piena capacità produttiva con l'inflazione in calo e i conti con l'estero in miglioramento. Segue il grafico dell'output gap per gli Stati Uniti nel periodo considerato.



Anche questa serie storica sembra mutare leggermente comportamento dopo i primi anni '80. Nel dettaglio, il valore massimo (5.936) e quello minimo (-7.54) si verificano rispettivamente nel primo trimestre del 1966 e nell'ultimo trimestre del 1982; poi le osservazioni sembrano variare in un range di valori più limitato riducendo così la varianza della serie.

A completezza delle caratteristiche della serie storica dell'output gap fornisco le funzioni di autocorrelazione globale e parziale; il primo grafico ci suggerisce una marcata dipendenza ai primi ritardi che decresce fino a rispettare le bande di confidenza per ritardi superiori a due anni.





La serie in base all'adf test (output R sotto) presenta stazionarietà.

Augmented Dickey-Fuller Test

data: GAPCBO

Dickey-Fuller = -3.8162, Lag order = 5, p-value = 0.01920

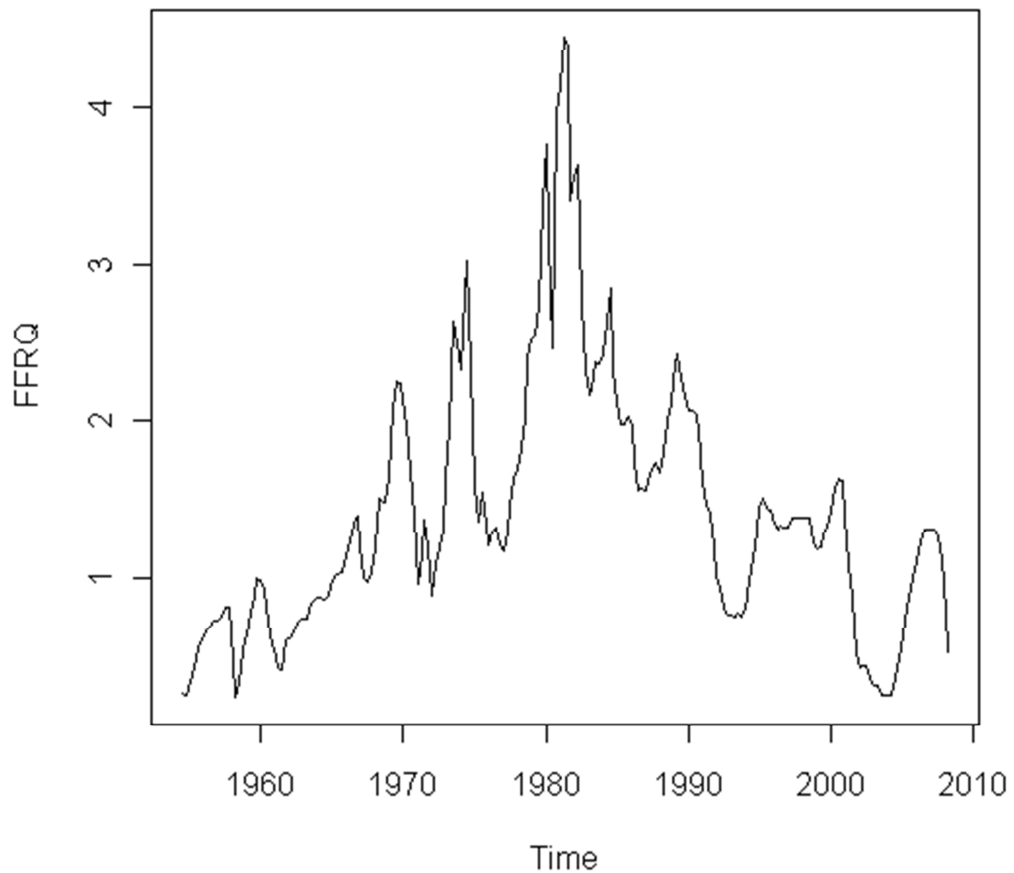
alternative hypothesis: stationary.

### 2.3 TASSO DI INTERESSE

Indica concretamente il prezzo teorico pagato da chi riceve capitali e incassato da chi li offre.

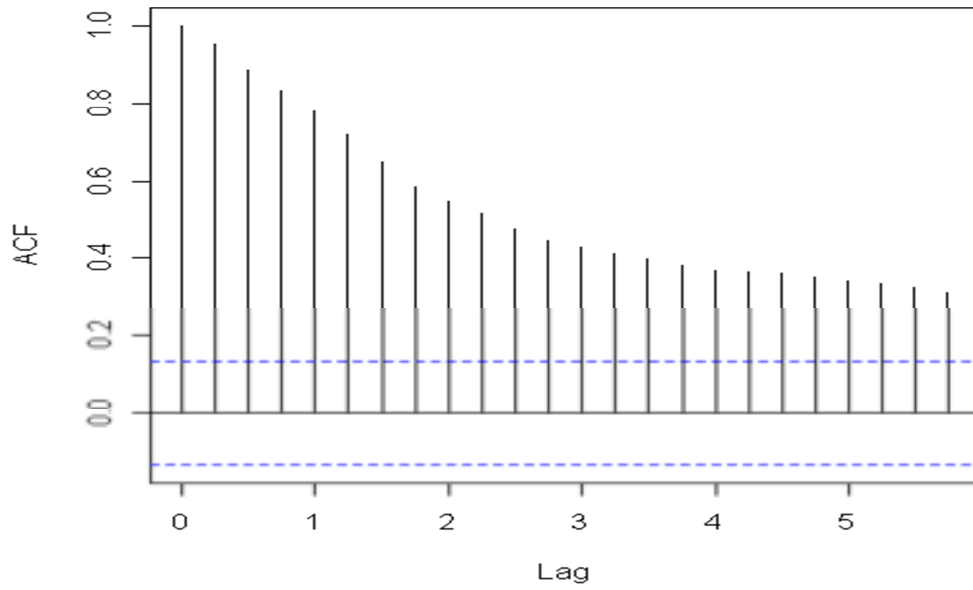
Le osservazioni che prendo in esame in questo mio elaborato si riferiscono al tasso di interesse ( $R_t$ ) a breve fissato dalla Fed (Federal Reserve, la banca centrale degli Stati Uniti d'America), perciò anche chiamato federal funds rate. La serie storica viene così rappresentata:



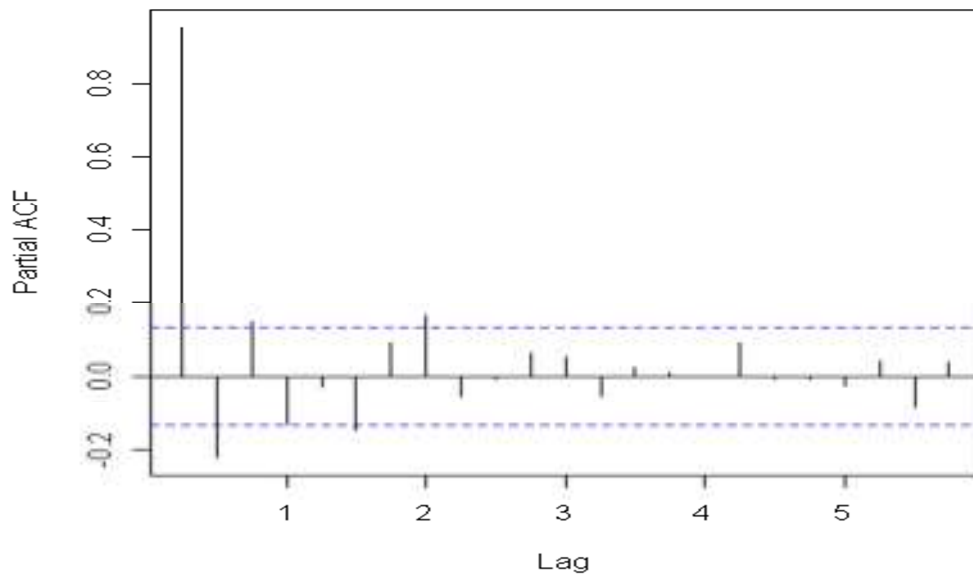


Il grafico evidenzia la presenza di un trend crescente con apice (4.45 su base trimestrale) nel secondo trimestre del 1981 a cui segue un andamento decrescente. La mancanza di stazionarietà della serie suggerita da un primo giudizio visivo trova conferma nel comportamento della funzione di autocorrelazione globale e nel test adf sotto riportati; come già detto per la serie relativa all'inflazione, mirando più alla consistenza che all'efficienza dei risultati che seguono, pongo maggiore attenzione alla stazionarietà dei modelli VAR rispetto a quella delle singole serie che li costituiscono.

**Series FFRQ**



**Series FFRQ**



**Augmented Dickey-Fuller Test**

data: FFRQ

Dickey-Fuller = -3.0293, Lag order = 5, p-value = 0.1442

alternative hypothesis: stationary

## **2.4 RELAZIONI TRA LE VARIABILI: RICHIAMI DI POLITICA MONETARIA**

La politica monetaria è l'insieme degli strumenti, degli obiettivi e degli interventi, adottati dalla banca centrale per modificare e orientare la moneta, il credito e la finanza, al fine di raggiungere obiettivi prefissati di politica economica, di cui la politica monetaria fa parte. Gli obiettivi della politica monetaria sono:

- occupazione in linea con il suo tasso nominale
- prezzi stabili
- moderati tassi di interesse a lungo termine
- promozione di una crescita economica sostenibile

In particolare la stabilità dei prezzi consente un' efficiente allocazione delle risorse, stimola gli investimenti, fornendo così un contributo positivo alla crescita economica; gli strumenti utilizzati dalle banche centrali, cui solitamente viene affidata la politica monetaria, per raggiungere questi risultati sono: la base monetaria e il tasso di interesse. A seconda del loro utilizzo la politica monetaria si definisce espansiva o restrittiva. Espansiva quando i tassi di interesse scendono, aumenta l'offerta di moneta delle banche alle imprese, aumentano gli investimenti e la produzione di beni e servizi e cresce l'inflazione. Restrittiva invece se i tassi di interesse aumentano, diminuisce l'offerta di moneta, di conseguenza anche gli investimenti e la produzione di beni e servizi si riducono e cala l'inflazione, facendo rallentare la crescita economica. Comprendendo così anche quali siano le relazioni tra le variabili inserite nella mia analisi.

## 2.5 CONTESTO STORICO-ECONOMICO USA

Nel 1967 ci fu l'inizio di una crisi per tutta l'economia a livello mondiale; i paesi industrializzati trovarono improvvise difficoltà nell'approvvigionamento energetico.

Durante la guerra arabo-israeliana del 1973, la cosiddetta guerra dello Yom Kippur, gli stati arabi produttori di petrolio si autoimposero un contingentamento alla produzione per punire i paesi sostenitori di Israele.

Tale iniziativa intrapresa dai paesi arabi, si tradusse in un aumento vertiginoso del prezzo del greggio che colpì tra gli altri: Stati Uniti, Giappone e soprattutto i paesi dell'Europa occidentale.

Quel che successe fu che i governi dei paesi maggiori produttori di petrolio, tutti membri dell'OPEC (Organization of the Petroleum Exporting Countries), decisero di prendere il controllo della produzione del greggio e, cosa più importante, della gestione dei prezzi per le esportazioni dai loro paesi.

All'improvvisa ed inaspettata interruzione del flusso dell'approvvigionamento di petrolio, alla situazione mediorientale incandescente ed all'accresciuto potere di contrattazione dei paesi produttori, si aggiunse una sempre più accentuata dipendenza degli Stati Uniti dal petrolio importato, come testimoniano i quantitativi di barili giornalieri in Tabella 1.

	1962	1964	1967	1972	1973
USA	11.151	11.900	13.600	18.032	16.900
EUROPA OCCIDENTALE	5.180	6.900	9.200	14.092	14.900
GIAPPONE	934	1.500	2.500	4.376	5.500

Tabella 1: Consumo petrolifero, 1962-1973 (mil b/d)

Ciò contribuì a mutare le condizioni di mercato sulle quali si basavano le trattative. La domanda statunitense di petrolio mediorientale crebbe a ritmi incalzanti a partire dalla fine degli anni '60 e toccò l'apice nel 1972-1973; questo processo portò all'innalzamento vertiginoso del prezzo del petrolio che sfondò il livello di 12 dollari al barile (circa quattro volte tanto i precedenti). Proprio in questi intervalli di tempo i dati da me analizzati registrano delle evoluzioni significative: l'inflazione raggiunge quel picco massimo negativo di circa 2.99 su base trimestrale, il tasso di interesse cresce e l'output gap sprofonda su valori negativi segnalando una fase di recessione economica.

La crisi portò il governo degli Stati Uniti a varare una serie di misure straordinarie per frenare l'inflazione. Tra queste, vi fu l'abbassamento dei limiti di velocità a 55 mph (miglia all'ora, circa 90 km all'ora); inoltre, il 6 gennaio 1974 tutti gli stati nordamericani spostarono un'ora avanti le lancette per sfruttare al meglio la luce del sole. Giusto il tempo di notare gli effetti di questa recessione sulle variabili d'interesse, con un abbassamento dei livelli del tasso d'interesse e dell'inflazione nel biennio 1975-1977, che lo scoppio di un'altra guerra, questa volta tra Iran ed Iraq (Settembre 1980), fa da detonatore per il secondo shock dei prezzi del petrolio. La seconda crisi petrolifera inizia nel 1979 e manifesta pienamente i suoi effetti nel 1980. Anche se molto elevato, questo rialzo fu però più contenuto di quello verificato in occasione della prima crisi petrolifera.

Durante tutti gli anni '70, fino agli inizi degli anni '80, dunque, era prevalente uno scenario di alta inflazione e gli aggiustamenti del federal funds rate non sembrarono pienamente efficaci per stabilizzare la politica monetaria statunitense.

Nel 1979 fu eletto, alla guida della Federal Reserve, Paul Volcker che, nel suo discorso del 6 ottobre, annunciò che la politica monetaria doveva essere usata come arma principale contro l'inflazione e quindi sarebbero stati aumentati i livelli dei tassi di interesse.

I primi tre anni dell'insediamento di Volcker a capo della Fed furono contrassegnati da una politica concentrata sul rigido controllo dell'offerta di moneta, focalizzandosi più sulla massa monetaria che sul controllo del tasso di interesse a breve periodo. Nel dettaglio si trattava di una vigilanza sulle riserve non prese a prestito (non borrowed reserves: NBR), una forma appunto di controllo della base monetaria, che permetteva ai tassi di variare liberamente con le forze di mercato.

Come conseguenza del controllo delle NBR la variabilità e il livello del tasso di interesse aumentò considerevolmente rispetto al 1979, attribuendo così al cosiddetto "esperimento di Volcker" una possibile spiegazione a quanto osservato nella serie storica del tasso di interesse ed in particolare al valore massimo (4.45 trimestrale) segnalato in corrispondenza del secondo trimestre del 1981.

Questo nuovo corso cambiò le condizioni monetarie di tutto il mondo e inaugurò il processo deflazionistico, sia per l'enorme influenza dell'economia americana, sia per decisioni simili contemporaneamente maturate e intraprese negli altri paesi. La produzione si contrasse bruscamente e la disoccupazione raggiunse livelli elevati, fornendo così una chiave di lettura per quanto detto e osservato in sede di presentazione della serie storica dell'output gap; proprio nei primi anni di Volcker alla guida della Fed infatti si registrano valori decisamente negativi, comprendenti quello minimo della serie storica (-7.54 nel 1982:4), avvertendo una fase economica di recessione.

# CAPITOLO 3

## MODELLAZIONE VAR E INTERPRETAZIONE DEI RISULTATI

### 3.1 VAR SUL CAMPIONE “LUNGO” (1954:3-2008:2)

Il mio modello VAR è composto dalle tre variabili ( $k = 3$ ) prima definite, nell'ordine: inflazione (INFLQ), output gap (GAPCBO) e tasso di interesse (FFRQ), in simboli rispettivamente  $\pi_t$ ,  $y_t$ ,  $R_t$ .

Inizialmente la stima del modello vettoriale autoregressivo comprenderà tutte le osservazioni a disposizione, dal terzo trimestre del 1954 al secondo trimestre del 2008. L'ordine del modello viene determinato: seguendo il criterio di scelta  $AIC(p)$  indicato dal software R ma allo stesso momento cercando di ottenere residui sufficientemente incorrelati; in questo caso  $p = 4$  (output del summary di stima R in appendice).

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \\ R_t \end{bmatrix} = \Phi_0 + \Phi_1 \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ y_{t-1} \\ R_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \Phi_4 \begin{bmatrix} \pi_{t-4} \\ y_{t-4} \\ R_{t-4} \end{bmatrix} + a_t$$

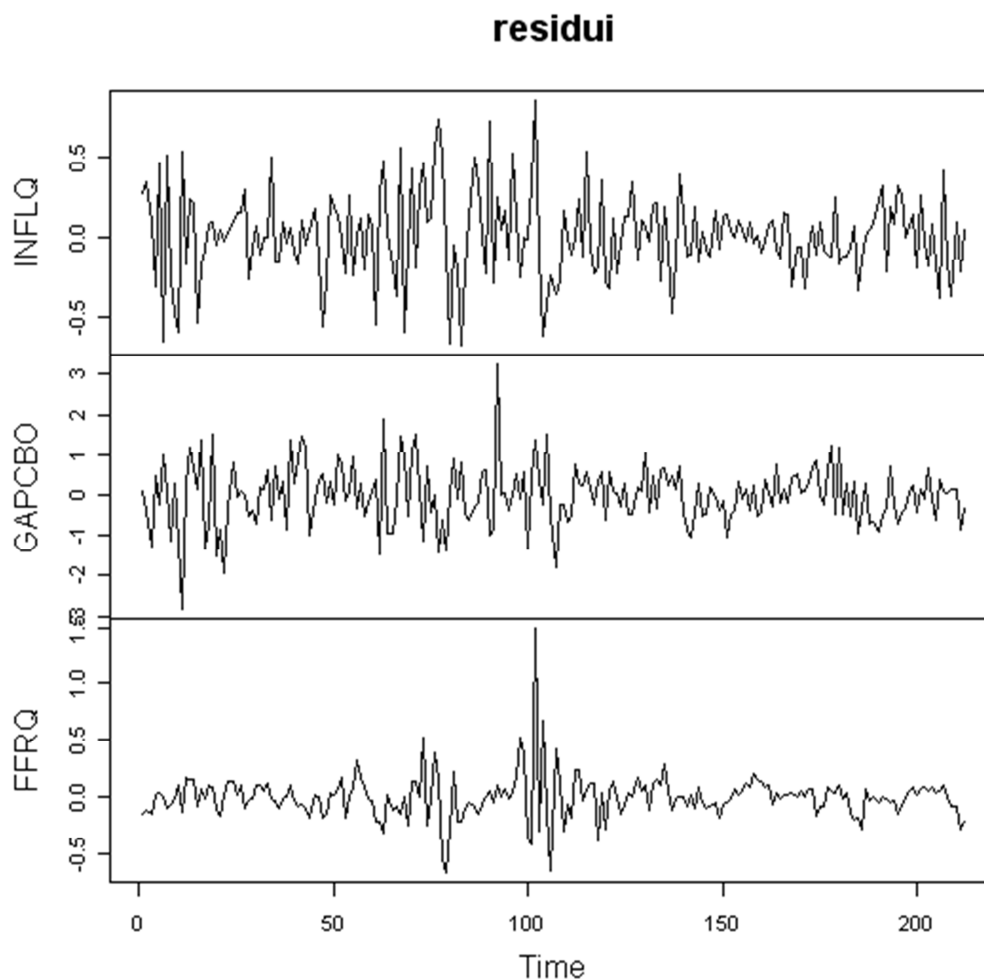
Il modello stimato risponde positivamente al requisito richiesto di stazionarietà come dimostrano le radici inferiori ad uno sotto riportate.

Radici VAR(4)

0.9547023 0.9547023 0.7488984 0.7148340 0.6319863 0.6319863  
0.6174753 0.6174753 0.6009190 0.6009190 0.3521466 0.0000000

### 3.1.1 ANALISI DEI RESIDUI

Il modello stimato genera residui con le seguenti caratteristiche.



Ritrovo anche nei residui del modello appena stimato delle analogie con quanto osservato graficamente in precedenza nelle singole serie storiche delle variabili, e cioè diversità di comportamento prima e dopo i primi anni '80. Si può infatti notare come dopo tali anni si riduca la volatilità dei residui per tutte le serie, constatando come i residui relativi al tasso di interesse subiscano un considerevole aumento della varianza proprio a cavallo di questi presunti anni di cambiamento.

Ulteriore differenza tra i residui delle serie concerne la presenza di autocorrelazione rilevata per quelli riguardanti il tasso di interesse; il test di



Ljung-Box univariato infatti non accetta l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione, aspetto non sorprendente se si osserva la relativa funzione di autocorrelazione nel grafico più sotto.

Box-Ljung test

data: FFRQ

X-squared = 19.7645, df = 8, p-value = 0.01126

Ipotesi nulla invece accettata dal medesimo test sui residui delle altre due serie storiche:

Box-Ljung test

data: INFLQ

X-squared = 8.7511, df = 8, p-value = 0.3637

Box-Ljung test

data: GAPCBO

X-squared = 8.012, df = 8, p-value = 0.4323

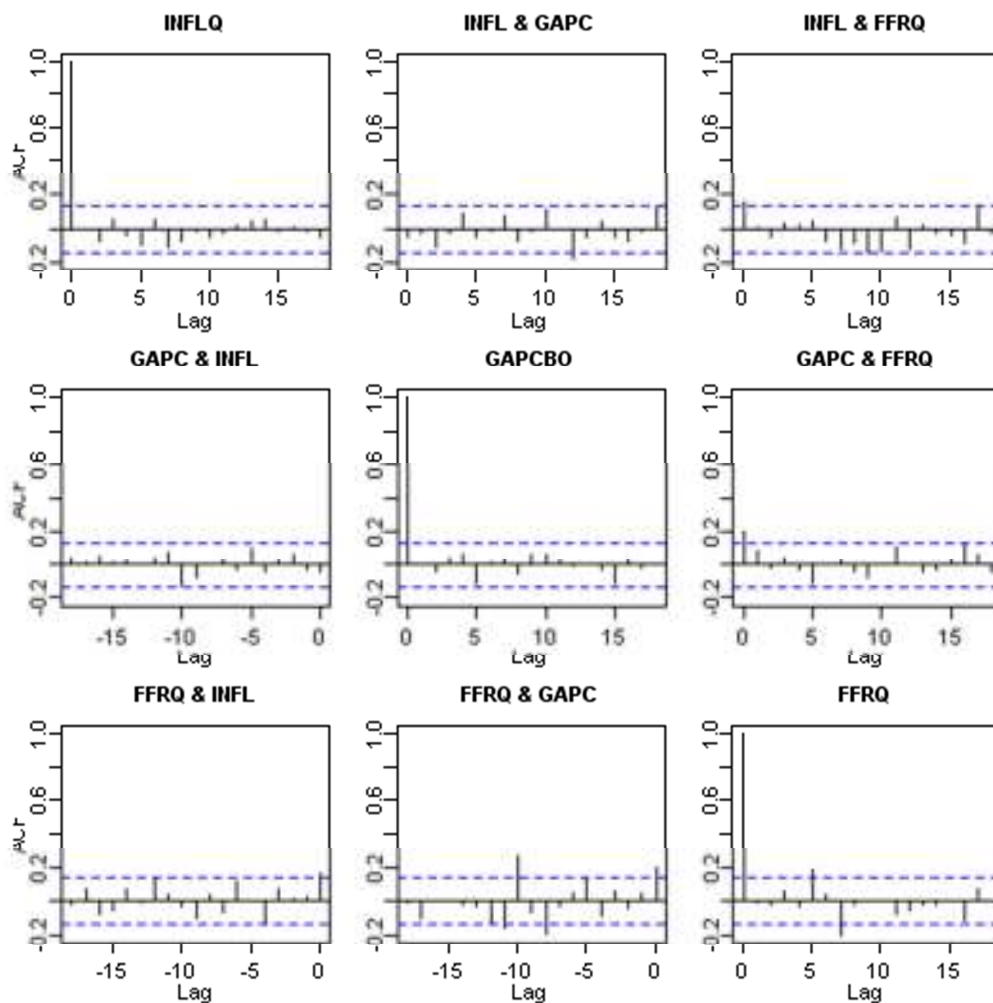
Anche il test multivariato (Breusch-Godfrey) e le cross-correlazioni mettono in luce la presenza di autocorrelazione nei residui, in questo senso non si ottengono rilevanti miglioramenti dall'applicazione di un ordine di ritardo superiore a quello suggerito dal criterio di scelta sopra specificato.

Breusch-Godfrey LM test

data: Residuals of VAR object varsest

Chi-squared = 66.1714, df = 45, p-value = 0.02157

Auto e cross-correlazioni dei residui del modello VAR(4), 1954:3-2008:2.



I mutamenti di volatilità dei residui prima accennati sono catturati in parte anche dai seguenti test univariati, i cui valori mi fanno rifiutare l'ipotesi nulla di assenza di eteroschedasticità per i residui della serie riferita all'inflazione mentre me la fanno accettare per quelli relativi all'output gap e al tasso di interesse (anche se per quest'ultimo il p-value è di poco superiore allo 0.05).

ARCH test (univariate)

data: Residual of INFLQ equation

Chi-squared = 37.8314, df = 16, p-value = 0.001599

ARCH test (univariate)

data: Residual of GAPCBO equation

Chi-squared = 17.7722, df = 16, p-value = 0.3374

ARCH test (univariate)

data: Residual of FFRQ equation

Chi-squared = 25.5444, df = 16, p-value = 0.06079

Il p-value del test multivariato mi porta a rifiutare l'ipotesi nulla di assenza di eteroschedasticità.

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object varsest

Chi-squared = 452.8906, df = 180, p-value < 2.2e-16

Il modello VAR appena stimato, avvalora la tesi di possibili mutamenti nell'ambiente macroeconomico esaminato, attraverso l'analisi dei residui. Infatti alla percezione visiva di una minore volatilità dei residui associati alle serie investigate dopo i primi anni '80, si aggiungono i risultati dei test, che come evidenziato, presentano problemi di autocorrelazione sia univariata (per il tasso di interesse), che multivariata, ma soprattutto denotano la presenza di eteroschedasticità multivariata e univariata (solo i residui dell'output gap sembrano respingerla).

Il fenomeno in letteratura è noto con il termine "Great Moderation" e sta ad indicare il declino nella variabilità dei processi macroeconomici.

A tale proposito gli studiosi McConnell e Gabriel Perez-Quiros (2000) si sono concentrati sulla riduzione della volatilità nella crescita statunitense. I due studiosi non hanno ottenuto nessuna evidenza empirica di rotture nei parametri strutturali del processo, ma, andando a testare cambiamenti nella varianza dei residui, hanno ottenuto una rottura strutturale significativa nel primo trimestre del 1984, che sta ad indicare un mutamento del processo della volatilità della serie. Si sono in seguito interrogati se questa diminuzione nella volatilità abbia condotto a espansioni meno robuste e recessioni meno severe e quindi a un'attenuazione delle oscillazioni del naturale ciclo economico, tuttavia senza riuscire ad ottenerne una chiara evidenza empirica.

Perseguendo questa strada della rottura netta della varianza attorno al 1984, sono diversi i fattori economici potenzialmente responsabili di tale cambiamento.

#### - MIGLIORE POLITICA MONETARIA

Analizzando la storia dei cambiamenti della volatilità dell'output gap (indicatore della crescita) e dell'inflazione si può pensare che una migliore gestione dell'economia abbia contribuito all'aumento della stabilità economica.

R.Clarida, J.Gali e M.Gertler (1999), in un loro lavoro, sostengono l'importanza della gestione della politica monetaria, dell'influenza che ha sull'economia reale e spiegano come questa deve essere condotta e le sue principali regole d'equilibrio.

Come già accennato strumento tipico dei gestori di politica monetaria è il tasso di interesse: il problema di un banchiere centrale è di aggiustare il tasso di interesse per far fronte al corrente stato dell'economia. Il settore privato comunque, determinerà le sue decisioni razionalmente in base agli annunci fatti dal banchiere centrale; di grande importanza risulterà perciò la

credibilità di questi annunci, che potranno essere rispettati o meno. Se la parola del banchiere centrale è credibile, il settore privato formerà le sue aspettative sulla base di quanto annunciato, certo del rispetto degli annunci fatti. Se invece la parola del banchiere centrale non è credibile, il settore privato prenderà le sue decisioni indipendentemente dai programmi di politica monetaria, certo che tanto gli annunci fatti non saranno rispettati. In base al caso in cui il banchiere centrale segua la “regola” o la “discrezionalità” si formeranno diversi valori di equilibrio. Molti analisti sostengono che proprio il corretto utilizzo di queste regole abbia portato una minor volatilità nella crescita statunitense e quindi a un’economia più “stabile”. L’idea è che la minor volatilità nella crescita sia il risultato dell’impegno con il quale il banchiere centrale abbia cercato di controllare e limitare l’inflazione, garantendo così un ambiente favorevole per le attività economiche in generale. Interpretazione questa, nota in letteratura come “good policy” e spesso accostata al nome di Paul Volcker e della sua politica monetaria.

#### - CAMBIAMENTI STRUTTURALI

La seconda chiave interpretativa fornita riguarda invece i cambiamenti strutturali.

Con questa teoria si pensa che ci siano stati dei cambiamenti nelle istituzioni economiche, nella tecnologia, nelle pratiche di business, o in altre caratteristiche strutturali dell’economia, che abbiano aumentato l’abilità dell’economia nell’assorbire gli shock. Ad esempio l’importanza che ha avuto la miglior gestione delle scorte, grazie alle nuove tecnologie ora disponibili; oppure innovazioni finanziarie che potrebbero aver abilitato aziende e consumatori ad affrontare meglio gli shock dei tassi di interesse (Castelnuovo, 2010).

## - MIGLIOR SORTE

Questa corrente di pensiero afferma che la Great Moderation, non è il risultato di una migliore gestione monetaria o di netti cambiamenti nella struttura dell'economia, ma è dovuta semplicemente perché gli shock, che hanno colpito l'economia, sono stati più piccoli e meno frequenti (Ahmed, Levin e Wilson, 2002). In altre parole, la riduzione della volatilità macroeconomica, è dovuta alla fortuna, o meglio, all'assenza di sfortuna. Sfortuna intesa come il verificarsi di avvenimenti avversi che si sono abbattuti sui mercati, come, ad esempio, gli shock del petrolio menzionati in precedenza. Aumenti nel prezzo del petrolio, spesso danneggiano l'attività economica significativamente: molti analisti, infatti, sono d'accordo sul fatto che l'economia viene disturbata maggiormente da forti aumenti dei prezzi, piuttosto che da grandi diminuzioni. Una precisazione a questo riguardo va comunque fatta; sebbene la data della variazione dei prezzi del petrolio è la stessa per tutti i paesi, l'impatto che lo shock avrà su ognuno di essi dipenderà da diversi fattori: in particolare, bisogna ricordare che il petrolio è prezzato in dollari e che è misurato al netto dell'inflazione. Quindi, a seconda del livello d'inflazione in ogni paese, si avranno impatti diversi. Shock petroliferi avvengono tutt'ora con relativa regolarità: non ne è diminuita la frequenza, ma l'entità.

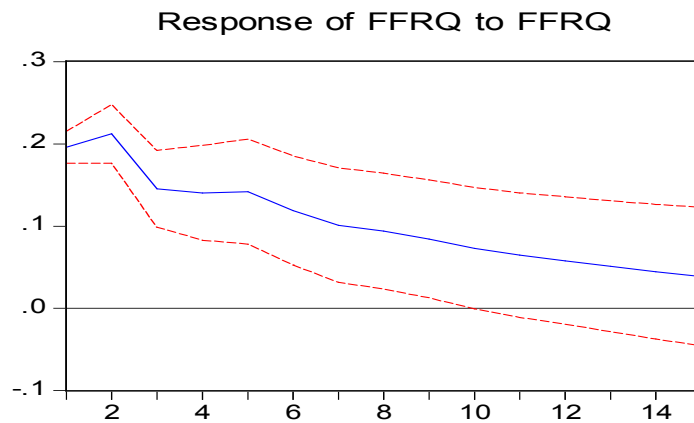
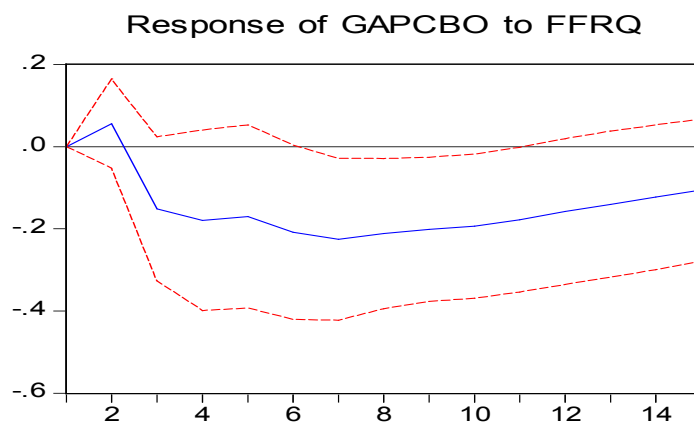
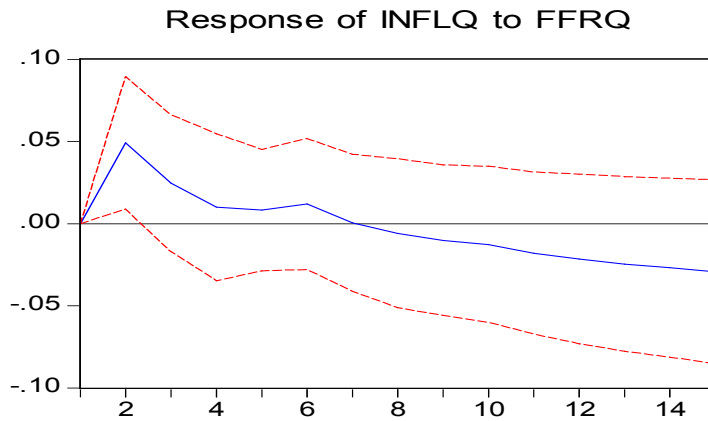
Sulla tesi della "good luck" concordano C.Sims e T.Zha (2006): sostengono che la riduzione della volatilità macroeconomica sia quasi esclusivamente legata a shock meno severi. In particolare, sono andati a verificare la presenza di cambi di regime nella politica monetaria statunitense, cercando di capire se questi siano il risultato di un cambiamento nella gestione monetaria o meno. Hanno confrontato tra loro modelli multivariati per dati U.S. del tasso di crescita, che tengano conto esplicitamente di cambi di regime. Nel dettaglio, attraverso la stima di 4 regimi (Volcker, Burns, Greenspan e un regime di pochi mesi legato ai fatti del 11 settembre '01),

hanno ottenuto come modello che meglio si adatta ai dati, un modello che tiene conto solo della variazione della volatilità dei disturbi, con coefficienti della politica monetaria fissi. Provando a far variare tra i regimi anche questi coefficienti hanno ottenuto, sì delle differenze tra i vari periodi, ma non così significative da spiegare l'aumento e poi la diminuzione dell'inflazione tra gli anni '70 e '80. La versione del loro modello, quindi, spiega la minor volatilità nell'economia americana come il risultato della variazione dei disturbi economici e non come un cambiamento nelle dinamiche degli effetti, inteso come una migliore gestione degli strumenti di politica monetaria.

### **3.1.2 FUNZIONI DI RISPOSTA D'IMPULSO**

Presento ora le reazioni o risposte d'impulso delle variabili macroeconomiche presenti nel VAR stimato ad uno shock di politica monetaria, subito quindi dal tasso di interesse. Trattandosi di variabili economiche tra loro correlate, impongo la condizione di residui ortogonali garantita dalla decomposizione di Cholesky, così, posso seguire nel tempo l'effetto del movimento a sorpresa del tasso di interesse sull'inflazione e sull'output gap (che partiranno dallo zero).

Al fine di catturare l'evoluzione temporale della volatilità dovrei stimare modelli a eteroschedasticità condizionale, in modo tale da visualizzare l'evoluzione del processo della varianza delle serie. In questa sede mi concentro sulla reazione media, stimata consistentemente; per via della presenza di eteroschedasticità, infatti, le bande di confidenza potrebbero essere stimate in maniera non corretta.



**Reazioni (linea blu) e intervalli di confidenza (linea tratteggiata rossa) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso di interesse; campione 1954:3-2008:2.**

Lo shock di politica monetaria produce una variazione positiva del tasso di interesse che viene assorbita lentamente nel tempo, questa comporta dopo circa due trimestri un prevedibile calo dell'attività economica come



evidenziato dalla reazione dell'output gap; l'impatto maggiore si verifica dopo circa sei trimestri dallo shock.

L'inflazione invece a 6 mesi dall'impulso comincia a decrescere come è logico aspettarsi ad un aumento del tasso di interesse facendo registrare valori negativi dal settimo trimestre. Come interpretazione, un valore positivo del grafico vicino allo 0.05 al secondo trimestre, sta ad indicare un livello di inflazione maggiore dello 0.05% rispetto allo zero di partenza.

## ANALISI PER SOTTOCAMPIONI

Alla luce dei fatti storici che hanno colpito l'economia statunitense in questo campione "lungo" e alla diversa volatilità evidenziata dai residui del modello VAR appena stimato, mi chiedo se, dividendo il totale delle osservazioni in due sottocampioni, in ognuno di questi ottengo reazioni simili per le variabili in esame ad un impulso di politica monetaria.

Il primo sottocampione prende in considerazione le osservazioni dal terzo trimestre del 1954 al secondo trimestre del 1979; mentre il secondo dal primo trimestre del 1984 al secondo del 2008. Vengono quindi rimosse le osservazioni di inflazione, output gap e tasso di interesse attinenti agli anni dell' "esperimento di Volcker"; anni contrassegnati da un uso maggiore della massa monetaria rispetto al tasso di interesse, come strumento di politica monetaria. Un primo dato interessante derivante da questa suddivisione è riportato in Tabella 2 e riguarda la riduzione di standard deviation delle singole variabili.

	1954:3-1979:2	1984:1-2008:2
INFLQ	0.67	0.24
CBOGAP	2.43	1.51
FFRQ	0.63	0.59

**Tabella 2. Differenze nelle std. dev. delle variabili in esame nel primo e nel secondo sottocampione**

### **3.2 VAR SUL PRIMO SOTTOCAMPIONE (1954:3 – 1979:2)**

La procedura di stima del modello VAR per questo primo range di osservazioni è la medesima seguita precedentemente per il campione intero; il modello vettoriale autoregressivo contiene le stesse variabili macroeconomiche ( $k = 3$ ): inflazione, output gap e tasso di interesse.

L'ordine del modello VAR suggerito dal criterio AIC continua ad essere  $p = 4$  (output del comando R in appendice).

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \\ R_t \end{bmatrix} = \Phi_0 + \Phi_1 \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ y_{t-1} \\ R_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \Phi_4 \begin{bmatrix} \pi_{t-4} \\ y_{t-4} \\ R_{t-4} \end{bmatrix} + a_t$$

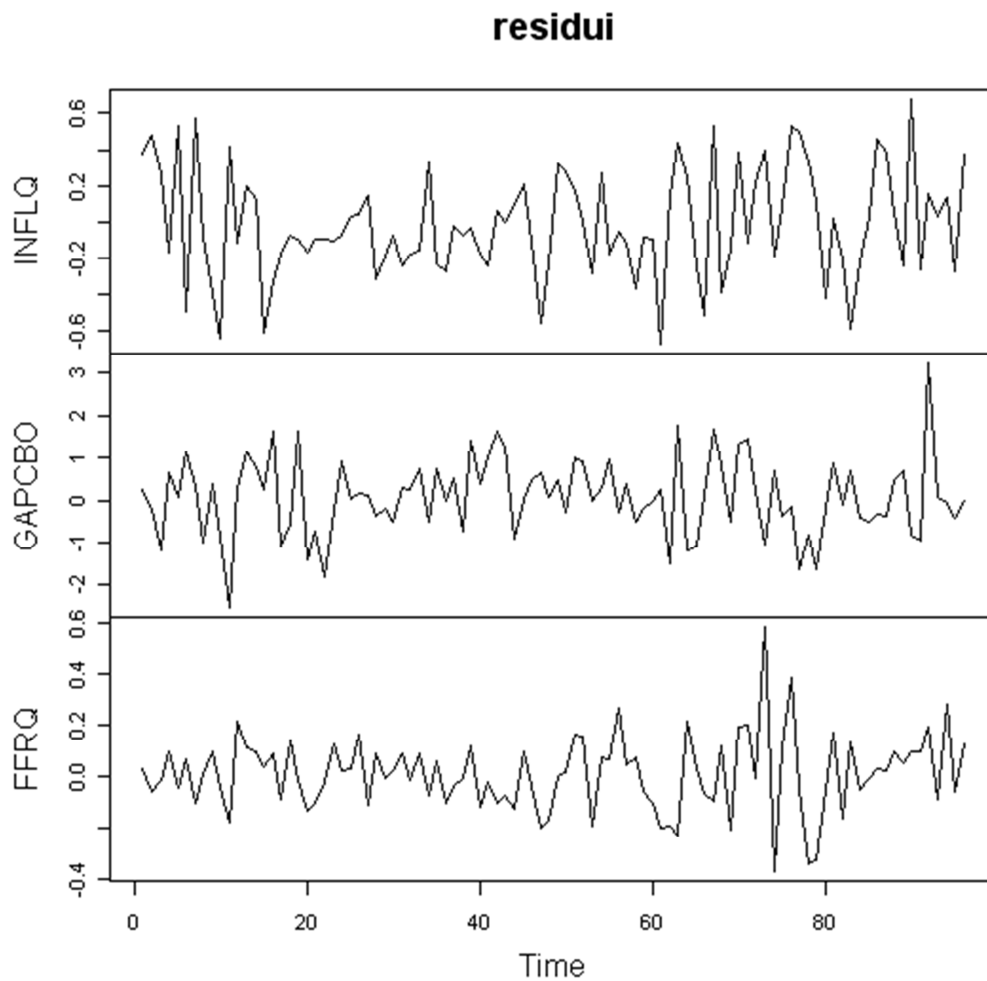
Le radici del modello stimato soddisfano la condizione di stazionarietà anche se c'è la presenza di un valore al limite dell' accettabilità.

Radici VAR(4)

0.9965939 0.8783769 0.7505428 0.7505428 0.7311474 0.7311474  
0.7135635 0.6699011 0.5585455 0.5585455 0.4301056 0.0000000

#### **3.2.1 ANALISI DEI RESIDUI**

Sotto vengono riportati i residui del modello appena stimato.



Rispetto all'analisi dei residui sul modello comprendente il totale delle osservazioni, qui il test univariato di Ljung-Box accetta l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione per tutti i singoli residui (a fronte di valori p-value maggiori rispetto a prima), mentre in precedenza quelli riguardanti il tasso di interesse evidenziavano autocorrelazione.

Box-Ljung test

data: INFLQ

X-squared = 4.2554, df = 8, p-value = 0.8334

Box-Ljung test

data: GAPCBO

X-squared = 3.6817, df = 8, p-value = 0.8846

Box-Ljung test

data: FFRQ

X-squared = 6.7523, df = 8, p-value = 0.5636

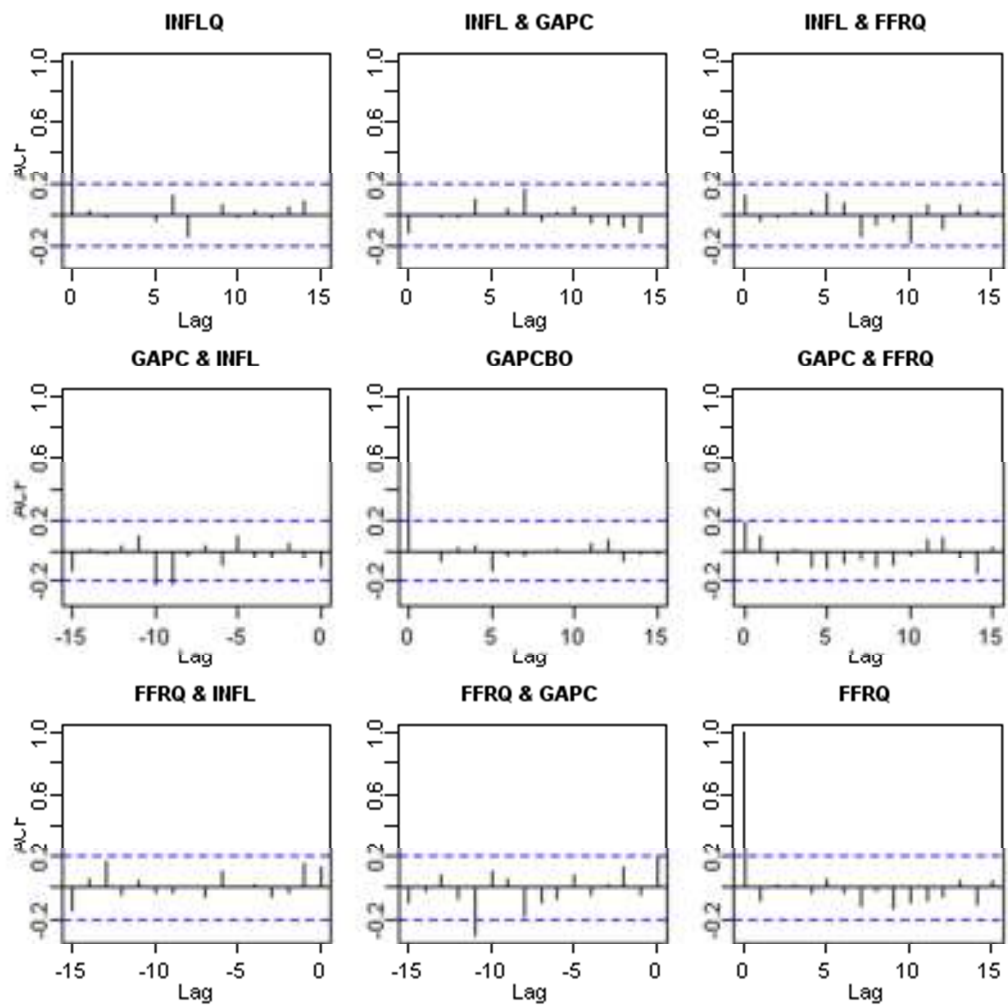
Ora anche il test multivariato accetta l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione come sotto dimostrato.

Breusch-Godfrey LM test

data: Residuals of VAR object varsest

Chi-squared = 30.9504, df = 45, p-value = 0.945

Le considerazioni fatte sull' assenza di autocorrelazione, trovano supporto nel grafico successivo:



Migliorano anche i risultati dei test univariati per la verifica della presenza di effetti ARCH, adesso tutti suggeriscono di accettare l'ipotesi nulla di assenza di eteroschedasticità, in precedenza il p-value associato ai residui dell'inflazione non lo permetteva.

ARCH test (univariate)

data: Residual of INFLQ equation

Chi-squared = 16.9855, df = 16, p-value = 0.3865

ARCH test (univariate)

data: Residual of GAPCBO equation

Chi-squared = 9.1964, df = 16, p-value = 0.9051

ARCH test (univariate)

data: Residual of FFRQ equation

Chi-squared = 21.9339, df = 16, p-value = 0.1453

Nonostante gli esiti dei test univariati, quello multivariato (riportato di seguito) continua a rifiutare l'ipotesi nulla di assenza di eteroschedasticità:

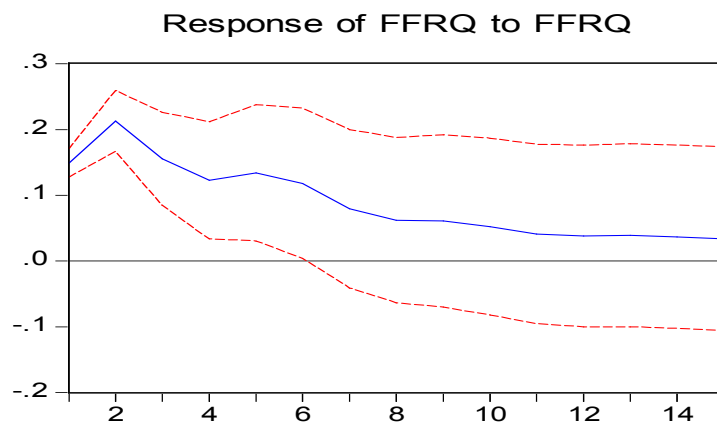
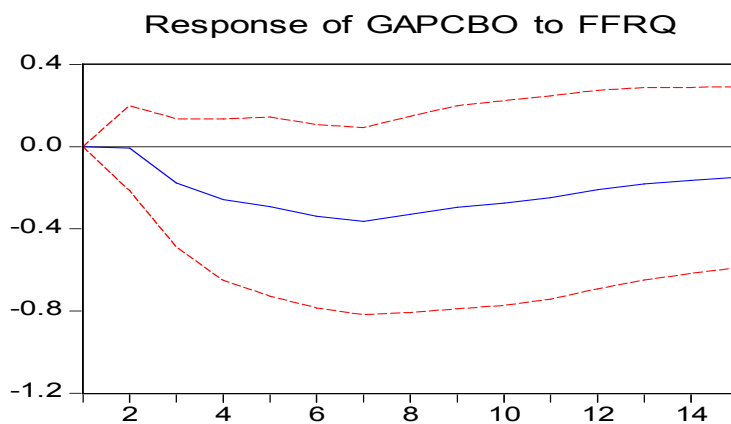
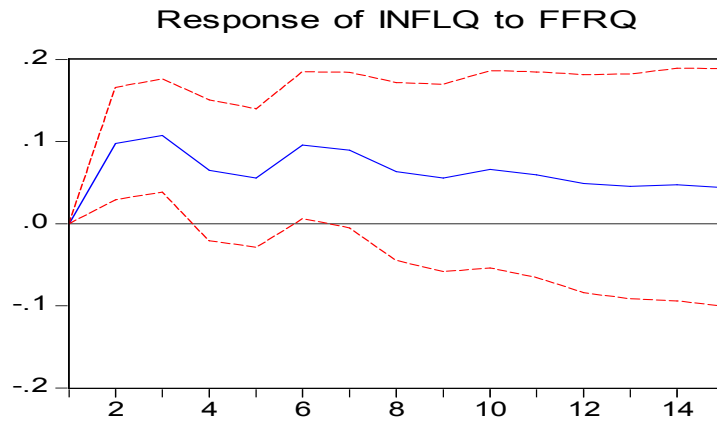
ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object varsest

Chi-squared = 256.0073, df = 180, p-value = 0.0001692

### **3.2.2 FUNZIONI DI RISPOSTA D'IMPULSO**

Come rispondono nel tempo le singole variabili ad un impulso di politica monetaria in questo sottoperiodo può essere compreso dai prossimi grafici.



**Reazioni (linea blu) e intervalli di confidenza (linea tratteggiata rossa) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso di interesse; campione 1954:3-1979:2.**

La risposta del tasso di interesse ad uno shock di politica monetaria mantiene lo stesso andamento positivo registrato nel campione totale,

partendo però da valori iniziali minori e scendendo un po' più velocemente verso lo zero.

Fino al secondo trimestre ora la reazione dell'output gap ad un incremento del tasso di interesse è nulla. Poi la tendenza della risposta sembra la stessa di prima, con un livello del Prodotto Interno Lordo (Gross Domestic Product per gli Stati Uniti) inferiore al potenziale, scendendo però maggiormente su valori negativi e cominciando la ripresa sempre in relazione al picco negativo (quasi -0.4% rispetto allo zero di partenza) del sesto/settimo trimestre.

Ciò che mostra invece il grafico della risposta dell'inflazione invece non era preventivabile; ad un aumento del tasso di interesse l'inflazione reagisce positivamente, mantenendosi su valori maggiori dello zero per tutti i ritardi considerati. Il fenomeno appena descritto è noto nella letteratura VAR come "price puzzle", espressione questa usata per descrivere il verificarsi di un qualcosa di inatteso.

Ne parlano Stock e Watson (2001) come elemento caratterizzante dei VAR stimati con dati USA comprendenti gli anni '70, ma anche Christiano, Eichenbaum, Evans (2005). Quest'ultimi ritengono che il "price puzzle" possa essere causato dal cost channel. Considerando il canale di offerta, se le imprese prendono a prestito denaro e il tasso di interesse sale, pagano di più il prestito bancario e scaricheranno sui prezzi questo maggior costo marginale; avranno dunque un incentivo ad aumentare i prezzi, che quindi saliranno e non scenderanno.

Dal lato della domanda, invece, un aumento del tasso di interesse porta una diminuzione degli investimenti, seguita da una diminuzione dei consumi, il reddito scende e di conseguenza i prezzi diminuiscono. Si tratta di capire se prevalga il lato della domanda o dell'offerta.

L'interpretazione appena fornita della reazione positiva e duratura, ma anche inaspettata, dell'inflazione ad un impulso di politica monetaria, viene criticata da Rabanal (2007), che ne fornisce un'altra. Il "price puzzle"



potrebbe essere prodotto da restrizioni errate imposte da Cholesky, idea questa condivisa anche da Carlstrom, Fuerst, e Paustian (2009); gli zeri della matrice di varianze e covarianze degli errori del modello VAR, potrebbero non essere zeri nell'economia reale e dunque nel processo generatore dei dati. Ulteriore spiegazione del "price puzzle" è proposta da Castelnuovo e Surico (2010), che individuano come possibile causa del fenomeno l'insufficiente informazione presente nel VAR.

### 3.3 VAR SUL SECONDO SOTTOCAMPIONE (1984:1-2008:2)

Come spiegato in precedenza il secondo sottocampione non parte dal terzo trimestre del 1979 ma bensì dal primo del 1984 e arriva fino all'ultima osservazione disponibile, datata 01/04/2008. Il modello VAR include sempre: inflazione, output gap e tasso di interesse, e il metodo di stima ricalca i precedenti.

Il ritardo  $p = 4$  è il risultato del compromesso tra quanto suggerito dal criterio AIC e la proprietà di residui incorrelati per il modello (relativi output di stima presenti in appendice).

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \\ R_t \end{bmatrix} = \Phi_0 + \Phi_1 \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ y_{t-1} \\ R_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \Phi_4 \begin{bmatrix} \pi_{t-4} \\ y_{t-4} \\ R_{t-4} \end{bmatrix} + a_t$$

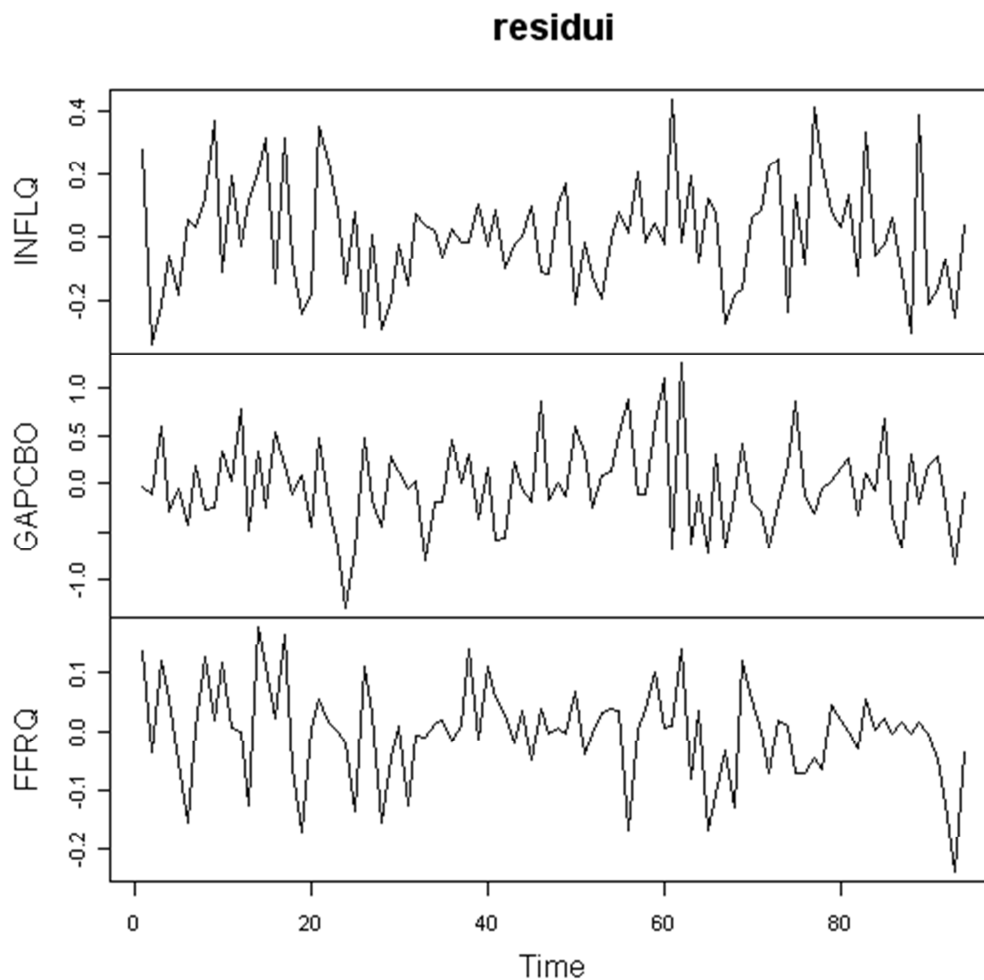
Il modello è stazionario come suggerito dalle radici.

Radici VAR(4)

0.9876321 0.8863947 0.8002077 0.8002077 0.7147228 0.7147228  
0.5989405 0.4051898 0.3919098 0.0000000 0.0000000 0.0000000

### 3.3.1 ANALISI DEI RESIDUI

Segue l'analisi dei residui del modello VAR(4) sopra stimato.



I residui in questo secondo sottocampione confermano l'assenza di autocorrelazione (ipotesi nulla) già rilevata nel primo; deduzione questa, basata sugli esiti del test univariato di Ljung-Box e di quello multivariato di Breusch-Godfrey seguenti, e supportata dal rispetto delle bande di confidenza da parte delle funzioni di auto e cross-correlazione dei residui.

Box-Ljung test

data: INFLQ

X-squared = 10.7492, df = 8, p-value = 0.2163

Box-Ljung test

data: GAPCBO

X-squared = 14.4973, df = 8, p-value = 0.06969

Box-Ljung test

data: FFRQ

X-squared = 7.8851, df = 8, p-value = 0.4448

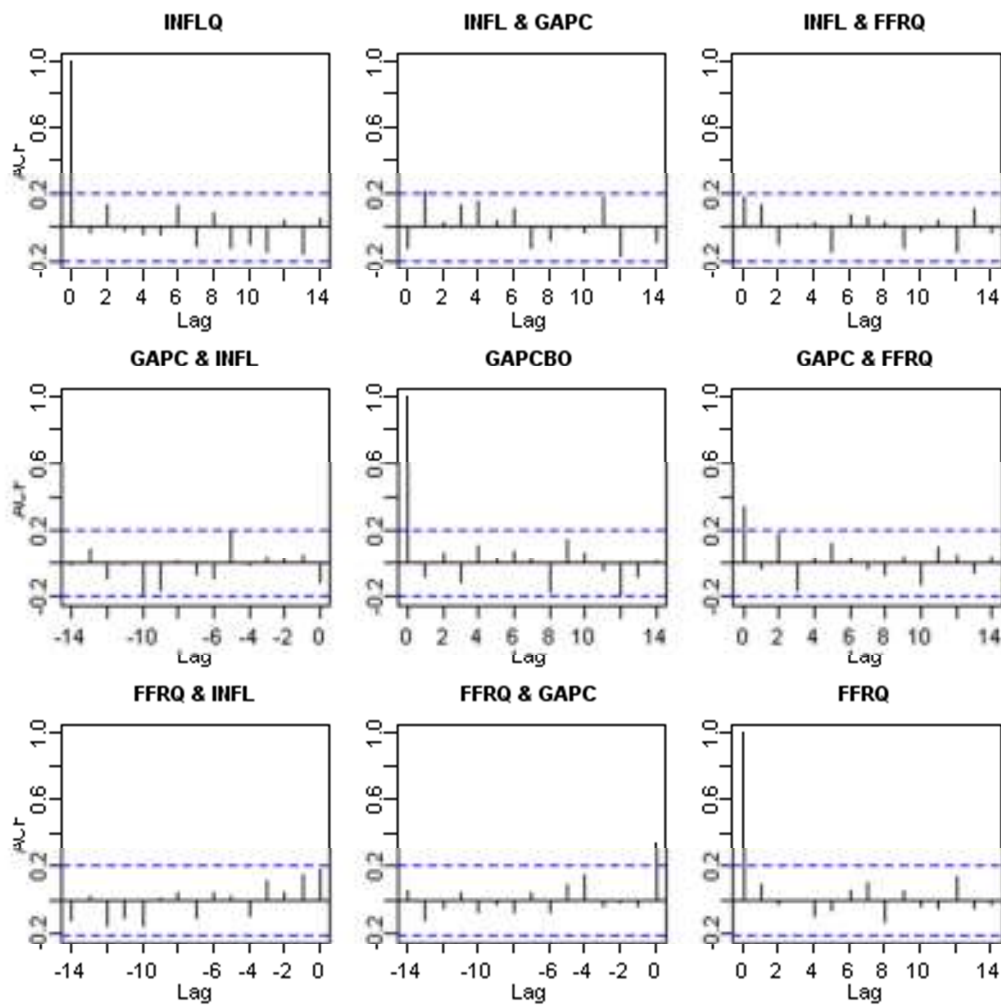
Breusch-Godfrey LM test

data: Residuals of VAR object varsest

Chi-squared = 43.9338, df = 45, p-value = 0.5171

Auto e cross correlazioni dei residui modello VAR(4), sottocampione

1984:1-2008:2:



Giudizi positivi circa l'assenza di eteroschedasticità vengono emessi dai test univariati e per la prima volta anche il test multivariato per la presenza di effetti ARCH porta ad accettare l'ipotesi nulla di assenza di eteroschedasticità, in linea con il fenomeno della "Great Moderation".

ARCH test (univariate)

data: Residual of INFLQ equation

Chi-squared = 12.9659, df = 16, p-value = 0.6752

ARCH test (univariate)

data: Residual of GAPCBO equation

Chi-squared = 8.3071, df = 16, p-value = 0.9392

ARCH test (univariate)

data: Residual of FFRQ equation

Chi-squared = 13.8795, df = 16, p-value = 0.6077

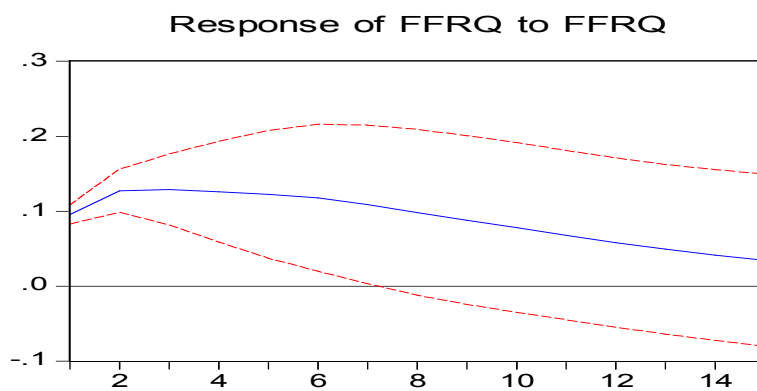
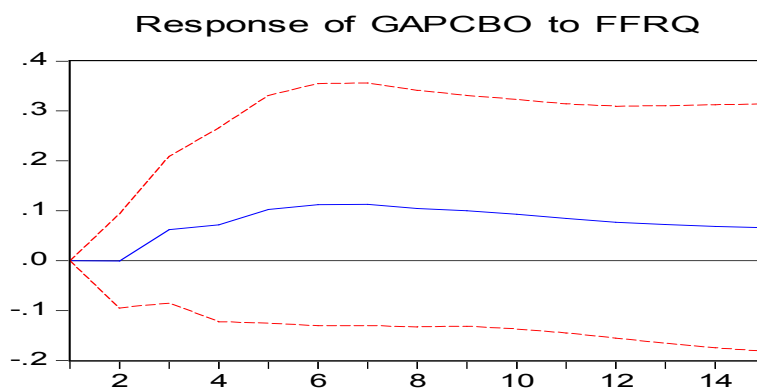
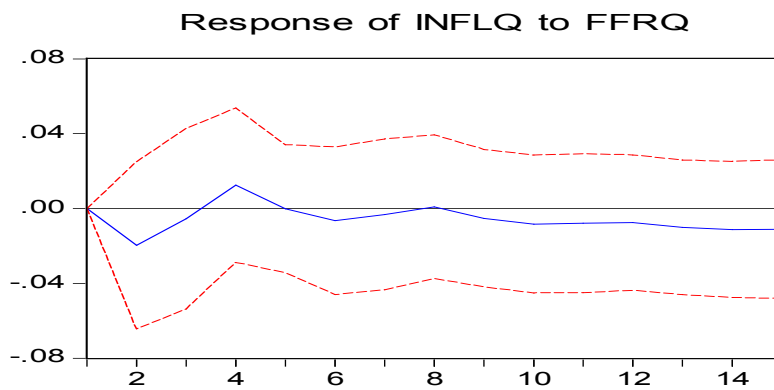
ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object varsest

Chi-squared = 181.6625, df = 180, p-value = 0.4513

### **3.3.2 FUNZIONI DI RISPOSTA D'IMPULSO**

Osservando i grafici successivi relativi alle funzioni di risposta impulsiva si notano delle discordanze rispetto alle medesime per il sottocampione 1954:3-1979:2:



**Reazioni (linea blu) e intervalli di confidenza (linea tratteggiata rossa) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso di interesse; campione 1984:1-2008:2.**

Il tasso di interesse ad uno shock di politica monetaria reagisce sempre positivamente, ma in maniera più contenuta, assorbendo l'impulso più gradualmente nel tempo. Mentre le risposte impulsive delle variabili output gap e inflazione rivelano in questo sottoperiodo tendenze differenti rispetto a quelle del sottoperiodo antecedente. Ora ad uno shock di politica

monetaria l'inflazione ha una reazione quasi nulla soprattutto dal terzo trimestre, mentre l'output gap non risponde più negativamente seguendo poi un andamento ad u come per le risposte precedenti, ma registra, dopo sei mesi di risposta praticamente nulla, un andamento inaspettatamente positivo, "output gap puzzle", se pur rimanendo comunque vicino allo zero (valore massimo di circa 0.1% dallo zero di partenza).

Ancora una volta, vista la complessità dell'ambiente macroeconomico, non esiste una causa certa ed unica a quanto riscontrato. Le reazioni più contenute, addirittura "muta" allo zero quella dell'inflazione, possono essere l'esito di innovazioni finanziarie nate in questo secondo sottoperiodo o della politica monetaria aggressiva di Volcker, come sostenuto da Boivin e Giannoni (2006), e da Castelnuovo e Surico (2010). Ma nuovamente non si esclude come, la risposta dell'inflazione praticamente piatta, e quella dell'output gap, stranamente su valori positivi, possano derivare dalle restrizioni di Cholesky non consistenti con il vero processo che genera i dati Carlstrom, Fuerst, Paustian (2009). Possibilità questa vagliata anche da Castelnuovo (2010), che mostra come la risposta "muta" dell'inflazione possa in realtà essere l'unione degli effetti di uno shock tecnologico e di uno di politica monetaria, di segni opposti, ma di simile entità, ottenuti senza imporre le restrizioni di Cholesky; avendo perciò una matrice di varianze e covarianze degli errori piena.





## CONCLUSIONI

L'obiettivo postumo all'inizio dell'elaborato era la verifica dell'ipotesi di stabilità delle funzioni di risposta d'impulso USA ad uno shock di politica monetaria.

Ho verificato che tale stabilità viene a mancare per differenti selezioni campionarie. Uno shock di politica monetaria, rappresentato da una variazione improvvisa del livello del tasso di interesse, genera differenti reazioni nell'inflazione e nell'output gap a seconda che si stia considerando il sottocampione 1954:3-1979:2 o quello 1984:1-2008:2. Ognuna delle possibili ragioni proposte nella tesi a questa instabilità, contiene elementi di verità anche se non posso concludere quale abbia maggior incidenza o se una escluda le altre. Mi viene comunque da pensare che se la "Great Moderation" fosse solamente questione di "fortuna" (sono innegabili le maggiori dimensioni degli shock petroliferi del 1973 e del 1979) gli Stati Uniti potrebbero ritrovarsi facilmente ad una situazione economica sui livelli degli anni '70, visto che questo periodo dura da più di vent'anni. Questo mi fa riflettere su come il modello dell'economia possa essere realmente cambiato dal punto di vista strutturale in seguito ai primi anni '80, come suggerito da molti esperti, aprendo così alle critiche alla modellazione VAR a coefficienti fissi per l'intero campione.

L'analisi VAR per sottocampioni, oltre a gettare il sospetto, appunto, di instabilità delle reazioni delle variabili prese in esame ad uno shock di politica monetaria, ha messo in luce anche dei risultati un po' "inaspettati" etichettati dalla letteratura come "price puzzle" e "output gap puzzle". Mi riferisco alle reazioni positive dell'inflazione e dell'output gap (anche se quest'ultima su livelli inferiori) ad una scossa subita dal tasso di interesse, rispettivamente nel primo e nel secondo sottocampione. Queste, sono state interpretate in letteratura, anche come la conseguenza delle restrizioni

imposte dalla decomposizione di Cholesky; tali restrizioni assumono che l'economia abbia una struttura ricorsiva e rendono le funzioni di risposta di impulso dipendenti dall'ordinamento delle variabili nel VAR. L'idea è quella di porre nella matrice di varianze e covarianze degli errori del modello VAR, allo scopo di renderli ortogonali, degli zeri che nel mondo reale zeri non sono. Ecco allora proposta un'altra chiave di lettura ai risultati conseguiti, supponendo che il modello economico abbia subito dei cambiamenti, i vincoli "scorretti" imposti con Cholesky contribuiscono al fenomeno del "price puzzle" e a quello dell' "output gap puzzle", ma potrebbero aver generato anche la risposta "muta" dell'inflazione evidenziata nel secondo sottocampione. A dimostrazione di quanto sia complessa la piena comprensione dell'ambiente macroeconomico.

## APPENDICE

Output di stima del modello VAR(4) riferito al campione totale 1954:3-2008:2

VAR Estimation Results:

=====

Endogenous variables: INFLQ, GAPCBO, FFRQ

Deterministic variables: const

Sample size: 212

Log Likelihood: -204.413

Roots of the characteristic polynomial:

0.9547 0.9547 0.7489 0.7148 0.632 0.632 0.6175 0.6175 0.6009 0.6009  
0.3521 0

Call:

VAR(y = y, p = 4, type = "const")

Estimation results for equation INFLQ:

=====

INFLQ = INFLQ.11 + GAPCBO.11 + FFRQ.11 + INFLQ.12 + FFRQ.12 +  
INFLQ.14

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)

INFLQ.11 0.416233 0.064490 6.454 7.64e-10 \*\*\*

GAPCBO.11 0.035030 0.009082 3.857 0.000153 \*\*\*

FFRQ.11 0.207766 0.086905 2.391 0.017715 \*

INFLQ.12 0.257949 0.069138 3.731 0.000247 \*\*\*

FFRQ.12 -0.190549 0.085744 -2.222 0.027351 \*

INFLQ.14 0.295001 0.064233 4.593 7.61e-06 \*\*\*

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.2705 on 206 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.9379, Adjusted R-squared: 0.9361

F-statistic: 518.8 on 6 and 206 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation GAPCBO:

=====

$$\text{GAPCBO} = \text{INFLQ.11} + \text{GAPCBO.11} + \text{FFRQ.12} + \text{INFLQ.13} + \text{GAPCBO.13} + \text{FFRQ.13} + \text{const}$$

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )	
INFLQ.11	0.52610	0.16441	3.200	0.001593	**
GAPCBO.11	1.12166	0.04400	25.490	< 2e-16	***
FFRQ.12	-1.17805	0.25169	-4.681	5.19e-06	***
INFLQ.13	-0.53484	0.17074	-3.132	0.001987	**
GAPCBO.13	-0.23765	0.04045	-5.876	1.68e-08	***
FFRQ.13	0.98793	0.25373	3.894	0.000134	***
const	0.24594	0.11415	2.155	0.032362	*

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.7499 on 205 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.899, Adjusted R-squared: 0.8956

F-statistic: 260.8 on 7 and 205 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation FFRQ:

$$\text{FFRQ} = \text{INFLQ.11} + \text{GAPCBO.11} + \text{FFRQ.11} + \text{INFLQ.12} + \text{FFRQ.12} + \text{INFLQ.13} + \text{GAPCBO.13} + \text{FFRQ.13} + \text{FFRQ.14}$$

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
INFLQ.11	0.12439	0.04949	2.514	0.0127 *
GAPCBO.11	0.07347	0.01225	5.998	9.02e-09 ***
FFRQ.11	1.09148	0.07054	15.474	< 2e-16 ***
INFLQ.12	0.10808	0.05191	2.082	0.0386 *
FFRQ.12	-0.51648	0.10037	-5.146	6.27e-07 ***
INFLQ.13	-0.10520	0.05073	-2.074	0.0394 *
GAPCBO.13	-0.05995	0.01123	-5.338	2.50e-07 ***
FFRQ.13	0.48391	0.10264	4.715	4.49e-06 ***
FFRQ.14	-0.13478	0.06599	-2.042	0.0424 *

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.2003 on 203 degrees of freedom  
Multiple R-Squared: 0.9859, Adjusted R-squared: 0.9853  
F-statistic: 1581 on 9 and 203 DF, p-value: < 2.2e-16

Covariance matrix of residuals:

	INFLQ	GAPCBO	FFRQ
INFLQ	0.075663	-0.009952	0.008826
GAPCBO	-0.009952	0.579313	0.030767
FFRQ	0.008826	0.030767	0.040908

Correlation matrix of residuals:

	INFLQ	GAPCBO	FFRQ
INFLQ	1.00000	-0.04754	0.1586
GAPCBO	-0.04754	1.00000	0.1999
FFRQ	0.15864	0.19986	1.0000

Output di stima del modello VAR(4) riferito al sottocampione 1954:3-1979:2

VAR Estimation Results:

=====

Endogenous variables: INFLQ, GAPCBO, FFRQ

Deterministic variables: const

Sample size: 96

Log Likelihood: -99.056

Roots of the characteristic polynomial:

0.9966 0.8784 0.7505 0.7505 0.7311 0.7311 0.7136 0.6699 0.5585 0.5585  
0.4301 0

Call:

VAR(y = y, p = 4, type = "const")

Estimation results for equation INFLQ:

=====

INFLQ = INFLQ.11 + FFRQ.11 + INFLQ.12 + FFRQ.12 + INFLQ.14

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
INFLQ.11	0.24752	0.09782	2.530	0.01311 *
FFRQ.11	0.71514	0.15597	4.585	1.44e-05 ***
INFLQ.12	0.23464	0.10120	2.319	0.02266 *
FFRQ.12	-0.43896	0.17415	-2.521	0.01346 *
INFLQ.14	0.22125	0.08223	2.691	0.00849 **

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.3101 on 91 degrees of freedom  
Multiple R-Squared: 0.9381, Adjusted R-squared: 0.9347  
F-statistic: 275.9 on 5 and 91 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation GAPCBO:

=====

$$\text{GAPCBO} = \text{INFLQ.11} + \text{GAPCBO.11} + \text{FFRQ.12} + \text{INFLQ.13} + \text{GAPCBO.13} + \text{FFRQ.13}$$

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
INFLQ.11	0.74227	0.29639	2.504	0.014068 *
GAPCBO.11	1.12513	0.06467	17.399	< 2e-16 ***
FFRQ.12	-1.35914	0.58219	-2.335	0.021794 *
INFLQ.13	-0.75823	0.29941	-2.532	0.013060 *
GAPCBO.13	-0.25951	0.06558	-3.957	0.000151 ***
FFRQ.13	1.34099	0.58140	2.306	0.023379 *

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.9493 on 90 degrees of freedom  
 Multiple R-Squared: 0.8626, Adjusted R-squared: 0.8535  
 F-statistic: 94.19 on 6 and 90 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation FFRQ:

=====

$$\text{FFRQ} = \text{GAPCBO.11} + \text{FFRQ.11} + \text{GAPCBO.12} + \text{FFRQ.12} + \text{FFRQ.13} + \text{FFRQ.14}$$

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )	
GAPCBO.11	0.07984	0.01620	4.930	3.74e-06	***
FFRQ.11	1.50353	0.10014	15.015	< 2e-16	***
GAPCBO.12	-0.06472	0.01608	-4.025	0.000119	***
FFRQ.12	-1.02133	0.16729	-6.105	2.56e-08	***
FFRQ.13	0.81360	0.16688	4.875	4.65e-06	***
FFRQ.14	-0.29448	0.10070	-2.924	0.004368	**

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1532 on 90 degrees of freedom  
 Multiple R-Squared: 0.9884, Adjusted R-squared: 0.9877  
 F-statistic: 1283 on 6 and 90 DF, p-value: < 2.2e-16



Covariance matrix of residuals:

```
      INFLQ  GAPCBO  FFRQ
INFLQ  0.105130 -0.03407 0.006335
GAPCBO -0.034071  0.97093 0.029062
FFRQ   0.006335  0.02906 0.025352
```

Correlation matrix of residuals:

```
      INFLQ  GAPCBO  FFRQ
INFLQ  1.0000 -0.1066 0.1227
GAPCBO -0.1066  1.0000 0.1852
FFRQ   0.1227  0.1852 1.0000
```

Output di stima del modello VAR(4) riferito al sottocampione 1984:1-2008:2

VAR Estimation Results:

=====

Endogenous variables: INFLQ, GAPCBO, FFRQ

Deterministic variables: const

Sample size: 94

Log Likelihood: 84.48

Roots of the characteristic polynomial:

0.9876 0.8864 0.8002 0.8002 0.7147 0.7147 0.5989 0.4052 0.3919 0 0  
0

Call:

VAR(y = y, p = 4, type = "const")

Estimation results for equation INFLQ:

=====

INFLQ = INFLQ.11 + INFLQ.13 + INFLQ.14

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
INFLQ.11	0.38796	0.09443	4.108	8.7e-05 ***
INFLQ.13	0.38473	0.09615	4.001	0.000128 ***
INFLQ.14	0.19772	0.09790	2.020	0.046358 *

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.1801 on 91 degrees of freedom  
Multiple R-Squared: 0.9285, Adjusted R-squared: 0.9261  
F-statistic: 393.7 on 3 and 91 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation GAPCBO:

=====

$$\text{GAPCBO} = \text{GAPCBO.11} + \text{GAPCBO.13}$$

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
GAPCBO.11	1.17514	0.06402	18.355	< 2e-16 ***
GAPCBO.13	-0.25946	0.06381	-4.066	0.000101 ***

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.4582 on 92 degrees of freedom  
Multiple R-Squared: 0.9119, Adjusted R-squared: 0.91  
F-statistic: 476.1 on 2 and 92 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation FFRQ:

$$\text{FFRQ} = \text{INFLQ.11} + \text{GAPCBO.11} + \text{FFRQ.11} + \text{GAPCBO.12} + \text{FFRQ.12}$$

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
INFLQ.11	0.08458	0.03297	2.565	0.011993 *
GAPCBO.11	0.07607	0.01894	4.016	0.000123 ***
FFRQ.11	1.48534	0.07821	18.993	< 2e-16 ***
GAPCBO.12	-0.07340	0.01800	-4.078	9.88e-05 ***
FFRQ.12	-0.53090	0.07185	-7.389	7.63e-11 ***

---

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.08144 on 89 degrees of freedom  
 Multiple R-Squared: 0.9967, Adjusted R-squared: 0.9965  
 F-statistic: 5334 on 5 and 89 DF, p-value: < 2.2e-16

Covariance matrix of residuals:

	INFLQ	GAPCBO	FFRQ
INFLQ	0.036308	-0.01139	0.002912
GAPCBO	-0.011389	0.23802	0.014227
FFRQ	0.002912	0.01423	0.007284

Correlation matrix of residuals:

	INFLQ	GAPCBO	FFRQ
INFLQ	1.0000	-0.1225	0.1790
GAPCBO	-0.1225	1.0000	0.3417
FFRQ	0.1790	0.3417	1.0000



## BIBLIOGRAFIA

Ahmed, Shaghil, Levin and Wilson (2002): "Recent U.S. Macroeconomic Stability: Good Policies, Good Practices or Good Luck?", *Journal Review of Economics and Statistics*, 86, 824-832

Boivin, J., and M. Giannoni (2006): "Has Monetary Policy Become More Effective?", *The Review of Economics and Statistics*, 88(3), 445-462.

Carlstrom, C., T. Fuerst, and M. Paustian (2009): "Monetary Policy Shocks, Choleski Identification, and DNK Models", *Journal of Monetary Economics*, 56(7), 1014-1021.

Castelnuovo, E., and P. Surico (2009): "Monetary Policy Shifts, Inflation Expectations and the Price Puzzle", *Economic Journal*, forthcoming.

Castelnuovo, E. (2010): "Monetary Policy Shocks, Cholesky Identification, and DNK Models: An Empirical Investigation for the U.S. "

Christiano, L., M. Eichenbaum, and C. Evans (2005): "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy", *Journal of Political Economy*, 113(1), 1-45.

Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and C. Evans (1999): "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?", Taylor, J.B., Woodford, M. (Eds.): *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier Science, 65-148.

Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler (1999): “The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective”, *Journal of Economic Literature*, 37, No.4, 1661-1707

Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler (2000): “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory”, *Quarterly Journal of Economics*, 115, 147-180.

Evans J. (1986): “OPEC, Its Member States and the World Energy Market”, London, Longman, 43-129.

Justiniano, A., and G. Primiceri (2008): “The Time-Varying Volatility of Macroeconomic Fluctuations”, *The American Economic Review*, 98(3), 604-641.

Lubik, T.A. and Schorfheide, F. (2004): “Testing for indeterminacy an application to US monetary policy”, *American Economic Review*, 94(1), 190-217

Mavroeidis, S. (2009): “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Some New Evidence”, *The American Economic Review*, forthcoming.

McConnell, M., and G. Perez-Quiros (2000): “Output Fluctuations in the United States: What Has Changed Since the Early 1980s?”, *The American Economic Review*, 90, 1464-1476.

Rabanal, P. (2007): “Does Inflation Increase After a Monetary Policy Tightening? Answers Based on an Estimated DSGE Model”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31, 906-937.

Sims, C.A, Zha, T (2006): “Were there Regime Switches in U.S. monetary Policy?”, American Economic Association, Vol.96(1), 54-81

Stock, J., and M. Watson (2001): “Vector Autoregressions”, Journal of Economic Perspectives, 15, 101-115.





## RINGRAZIAMENTI

*Mi preme ringraziare coloro i quali, a loro modo, hanno contribuito al raggiungimento di questo mio traguardo. Dunque, grazie alla mia Famiglia e ad Alessia che mi accompagnano in ogni giorno della mia vita, grazie a Luca per le risate fatte assieme e le ore trascorse sui libri, grazie ad Elena per: quaderni, appunti e quant'altro; grazie a Dario ed Emanuela per la calda accoglienza.*

*Un ringraziamento particolare al Professore Efrem Castelnuovo, la sua disponibilità e gentilezza hanno reso possibile il presente elaborato.*

*Un doveroso grazie alla Famiglia Lucchiari, a Simone Tognon, a Dino Gotti, a Francesco Feltrin e a Gianluca Zattarin, che mi hanno dato la possibilità di conciliare lo studio con la passione per il calcio.*