

UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI PADOVA

FACOLTA' DI SCIENZE STATISTICHE

CORSO DI LAUREA SPECIALISTICA IN SCIENZE

STATISTICHE, ECONOMICHE, FINANZIARE E AZIENDALI



Tesi di laurea

DEBITO PUBBLICO E SHOCK DI POLITICA MONETARIA: UN'ANALISI VAR
PER GLI STATI UNITI

Relatore: Prof. Efrem Castelnuovo

Laureanda: Valbona Cemerì

ANNO ACCADEMICO 2011/2012

Alla mia famiglia e ad Alessandro

INDICE

INTRODUZIONE	8
CAPITOLO 1- CENNI TEORIA VAR	10
1.1 Decomposizione di Cholesky	12
1.2 Analisi strutturale: funzioni di risposta d'impulso	14
1.2.1 Risposta ai termini d'errore	15
1.2.2 Le risposte agli impulsi ortogonali	17
 CAPITOLO 2- ANALISI DEI DATI	
 2.1 Tasso di crescita del reddito reale	 23
2.2 Tasso d'inflazione	26
2.3 Tasso d'interesse	32
2.4 Rapporto debito/PIL	34
2.5 Regole della politica monetaria e stabilità macroeconomica	38

CAPITOLO 3- MODELLAZIONE VAR E INTERPRETAZIONE DEI RISULTATI

3.1 VAR sul campione lungo (1954:10 - 2007:04)	43
3.1.1 Analisi dei residui	45
3.1.2 Funzioni di risposta d'impulso	52
3.2 VAR sul primo sottocampione (1954:10-1979:02)	57
3.2.1 Analisi dei residui	57
3.2.2 Funzioni di risposta d'impulso	62
3.3 VAR sul secondo sottocampione (1984:1-2007:04)	65
3.3.1 Analisi dei residui	66
3.3.2 Funzioni di risposta d'impulso	70
3.4 Modello VAR trivariato	72
3.4.1 Analisi dei residui	73
3.4.2 Funzioni di risposta d'impulso	77
3.5 VAR sul primo sottocampione (1954:10-1979:02)	81
3.5.1 Analisi dei residui	81
3.5.2 Funzioni di risposta d'impulso	85

3.6 VAR sul secondo sottocampione (1984:1-2007:04)	89
3.6.1 Analisi dei residui	90
3.6.2 Funzioni di risposta d'impulso	94
 CONCLUSIONI	 98
 APPENDICE	 100
 BIBLIOGRAFIA	 106

INTRODUZIONE

All'interno di un ambiente mutevole nel tempo come quello macroeconomico, contenente innumerevoli mosse improvvise di politica monetaria, comprendere come tali reazioni possono verificarsi in termini qualitativi, è l'obiettivo principale di questo lavoro.

A tale scopo sono presentati e utilizzati modelli vettoriali autoregressivi (VAR), composti di dati e variabili provenienti dall'economia statunitense. Le osservazioni trimestrali di cui dispongo si riferiscono, seguendo l'ordine di presentazione, al tasso di crescita del reddito reale, tasso di inflazione, tasso di interesse, rapporto debito/PIL, per l'orizzonte temporale che va dal quarto trimestre 1954 al secondo trimestre 2007.

L'illustrazione di tali dati è la parte principale del secondo capitolo: la stima di un modello VAR per l'intero campione, l'analisi dei relativi residui seguiti dai commenti sulle relative risposte impulsive ad uno shock o impulso di politica monetaria; quest'ultimo, identificato da una variazione inaspettata del livello del tasso di interesse. A questo punto del suddetto lavoro, sollecito inevitabilmente degli interrogativi sul modello stimato. Il modello autoregressivo a coefficienti fissi è tipicamente stimato su un campione relativamente "lungo" (vedasi i lavori di: Clarida, Galí, Gertler (2000), Stock, Watson (2009), Barakchian, Crowe (2010). In realtà tale periodo è per gli Stati Uniti, caratterizzato da particolari eventi storico-economici i quali avrebbero mutato nel tempo il modello del sistema economico in forma ridotta. Tali convinzioni sono state supportate nel 1979, ovvero l'anno del break di politica monetaria da Boivin, Jean (2000), Clarida, Galí, Gertler (2000), Castelnuovo e Surico (2010). Dopo tale data si riduce anche la volatilità dei residui del modello (McConnel e Gabriel Perez-Quiros 2000). Perciò un modello VAR stimato per l'economia statunitense per prima e dopo il 1979 con gli stessi

coefficienti risulterebbe inadatto per misurare e comprendere gli effetti di cambiamenti di politica monetaria.

Tale riflessione è stato il punto fermo ed essenziale per procedere con lo studio dei dati dividendoli in due sottocampioni: il primo dal 1954:10 al 1979:2 e il secondo dal 1984:1 al 2007:04 seguito dall'analisi VAR per ciascun sottocampione.

La stabilità delle risposte impulsive osservate nei diversi campioni selezionati, sembra essere messa a dura prova; si notano anche andamenti impreveduti, noti in letteratura come “price puzzle” e “output gap puzzle”. Nel dettaglio è possibile constatare l'avvenuta reazione positiva e duratura dell'inflazione nel primo sottocampione, unitamente al tasso di crescita del reddito reale ma con valori più contenuti. Nel secondo campione, invece sorgono particolari perplessità circa la corrispondenza tra le restrizioni imposte dalla decomposizione di Cholesky della stima VAR e il modello reale dell'economia.

In seguito, ho stimato un modello VAR per l'intero arco temporale considerando solo le seguenti serie storiche : tasso di crescita del reddito reale, tasso d'inflazione e tasso d'interesse, non considerando la serie tasso del rapporto debito/PIL. Adducendo tali ragioni e, come precedentemente eseguito, ho diviso l'intero campione in due sottocampioni per poi stimare i modelli VAR e le funzioni di risposta impulsiva per ciascun sottocampione per poter vedere come cambiano le stime e le funzioni di risposta impulsiva dal momento che ometto una variabile. I risultati ottenuti in questa sede riguardano delle funzioni di risposta impulsiva differenti per i due sottoperiodi. Questo ci porta a concludere che la differenza apparentemente sia dovuta a cambiamenti nell'ambiente delle politiche economiche tra i due periodi (S.Mahdi & Christopher Crowe 2010). Le funzioni di risposta impulsiva sono diverse anche per il fatto di non avere considerato la serie fiscale.

L'ultima parte del lavoro restituisce le conclusioni e l'appendice contenente alcuni output di stima. La creazione, la stima dei VAR, le relative analisi dei residui e le risposte impulsive sono state condotte con il programma **R**.

CAPITOLO 1

CENNI TEORIA VAR

I modelli VAR (Vector Autoregressive Models) sono la generalizzazione multivariata dei modelli unidimensionali 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 auto-correlate ma anche cross-correlate per vari ritardi temporali (ad esempio: 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 $k \times 1$, Φ_j , $j=1, \dots, p$ sono matrici fisse $k \times k$ di coefficienti, Φ_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:

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

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 scritta 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

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

Tale che

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

Allora premoltiplicando la (2) con $\Psi(B)$ si ottiene

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

Le matrici di coefficienti Ψ_i si possono ottenere direttamente dalla 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:

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

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

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 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 Φ_{12} e Φ_{21} misurano gli effetti dinamici tra y_{1t} e y_{2t} , mentre σ_{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:

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

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 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 $L\sqrt{D} = P$

Nel modello dell'esempio precedente $y_t = \Phi_0 + \Phi_1 y_{t-1} + a_t$ (4)

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

Se ad esempio,

$$A = LDL' = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ L_{21} & 1 & 0 \\ L_{31} & L_{32} & L_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} D_1 & 0 & 0 \\ 0 & D_2 & 0 \\ 0 & 0 & D_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & L_{12} & L_{13} \\ 0 & 1 & L_{23} \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix},$$

le seguenti formule ricorsive generali servono per 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:

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

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 una matrice $B \neq I$ e da errori ortogonali tra loro viene chiamata forma strutturale, mentre la rappresentazione (4) viene 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:

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

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

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

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

.

.

.

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

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

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

Per un modello VAR con k variabili è possibile specificare k! Ordinamenti casuali ricorsivi. Quale ordinamento usare dipende dal contesto e dalle informazioni provenienti dalla teoria.

Concettualmente usare l'inversa della matrice P o quella della matrice L che è la 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 casualità ; (2) Funzioni di risposta impulsiva ; (3) decomposizione della varianza dell'errore di previsione. Oggetto di studio nel presente elaborato sono le reazioni nel tempo di una o più variabili in reazione ad un impulso di un'altra variabile. (per questo chiamate anche risposte impulsive.)

Se le componenti del termine d'errore a_t sono tra loro contemporaneamente correlate, cioè Σ 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 accompagnata 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 sola variabile, con le altre che risponderanno da un livello iniziale pari a zero.

1.2.1 Risposta ai termini d'errore

Supponiamo che sia d'interesse l'effetto di una innovazione in investimento in un sistema contenente le seguenti serie: investimenti (y_1), reddito (y_2), e il consumo (y_3). Per isolare tale effetto, supponiamo che tutte le tre variabili assumono il valore medio prima del tempo $t = 0$, $y_t = \mu$ per $t < 0$, e aumento da parte degli investimenti di un'unità nel periodo $t = 0$, cioè, $u_{10} = 0$. Adesso possiamo tracciare cosa succede al sistema durante i periodi $t = 1, 2, 3, \dots$ se non si verificano ulteriori shock, cioè, $u_{20} = u_{30} = 0$ perché a noi non interessa la media del sistema in questione ma interessa solo la variazione delle variabili attorno alle loro medie, assumiamo che tutte e tre le variabili hanno media zero. Quindi, $y_t = A_1 y_{t-1} + u_t$ o, più precisamente:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ y_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} .5 & 0 & 0 \\ .1 & .1 & .3 \\ 0 & .2 & .3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \\ y_{3,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \\ u_{3,t} \end{bmatrix}.$$

Tracciando uno shock unitario della prima variabile nel periodo $t = 0$ in questo sistema si ottiene:

$$y_0 = \begin{bmatrix} y_{1,0} \\ y_{2,0} \\ y_{3,0} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_{1,0} \\ u_{2,0} \\ u_{3,0} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix},$$

$$y_1 = \begin{bmatrix} y_{1,1} \\ y_{2,1} \\ y_{3,1} \end{bmatrix} = A_1 y_0 = \begin{bmatrix} .5 \\ .1 \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$y_2 = \begin{bmatrix} y_{1,2} \\ y_{2,2} \\ y_{3,2} \end{bmatrix} = A_1 y_1 = A_1^2 y_0 = \begin{bmatrix} .25 \\ .06 \\ .02 \end{bmatrix}.$$

Proseguendo la procedura, si scopre che $y_i = (y_{1,i} ; y_{2,i} ; y_{3,i})'$ è solo la prima colonna di A_1^i . Una linea analoga di argomenti mostra che uno shock unitario in y_{2t} (y_{3t}) nel tempo $t = 0$, dopo i periodi, i risultati si vedono in un vettore y_i è solo la seconda (terza) colonna di A_1^i . Pertanto, gli elementi di A_1^i rappresentano gli effetti delle crisi unitari delle variabili del sistema dopo i periodi. Per questo essi sono chiamati risposte all'impulso o moltiplicatori dinamici.

$A^i = \Phi^i$ è l' i -esimo coefficiente della rappresentazione MA la quale è matrice di un processo VAR (1). Di conseguenza i coefficienti della matrice della rappresentazione MA contengono le risposte impulsive del sistema. Questo risultato vale pure più in generale per i processi VAR (p) di ordine superiore.

Per un processo VAR(p) K-dimensionale stabile e stazionario, se le prime pK- p risposte della variabile j a un impulso di una variabile sono zero, tutte le seguenti risposte saranno zero.

A volte i centri di interesse sono sugli effetti cumulati di uno shock su una variabile per alcuni o più periodi. Questo effetto può essere determinato sommando i coefficienti della matrice MA. Ad esempio la k-esima colonna della matrice

$\Psi_n := \sum_{i=0}^n \Phi_i$ contiene le risposte cumulate per n periodi di uno shock unitario sulla k-esima variabile del sistema. Queste quantità sono a volte chiamati n-esimi moltiplicatori intermedi. Gli effetti complessivi accumulati per tutti i periodi futuri si

ottengono sommando tutti i coefficienti delle matrici MA. $\Psi_{\infty} := \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i$ è talvolta chiamato la matrice di effetti di lungo periodo o moltiplicatori totali. Poiché l'operatore MA $\Phi(z)$ è l'inverso dell'operatore VAR. $A(z) = I_K - A_1z - \dots - A_pz^p$, gli effetti a lungo termine sono facilmente ottenuti come :

$$\Psi_{\infty} = \Phi(1) = (I_K - A_1 - \dots - A_p)^{-1}.$$

1.2.2 Le risposte agli impulsi ortogonali

Un'assunzione problematica in questo tipo di analisi di risposta impulsiva è che uno shock si verifica solo in una variabile per volta. Tale ipotesi può essere ragionevole se gli shock a diverse variabili sono indipendenti. Se non sono indipendenti uno può sostenere che i termini d'errore sono costituiti dalle influenze e da tutte le variabili che non sono direttamente incluse nell'insieme delle variabili y . Così, oltre alle forze che influenzano tutte le variabili, ci possono essere forze che influenzano, solo la variabile 1, diciamo. Se uno shock nella prima variabile è dovuto a tali forze che possono ancora essere ragionevoli per interpretare i coefficienti Φ_i come risposte dinamiche. D'altra parte, le condizioni delle correlazioni del termine d'errore possono indicare che uno shock in una variabile può essere accompagnato da uno shock in un'altra variabile. In tal caso, l'impostazione di tutti gli altri residui a zero possono fornire un quadro fuorviante della dinamica dei rapporti reali tra le variabili. Questo è il motivo per il quale la risposta impulsiva viene spesso eseguita in termini della rappresentazione MA:

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Theta_i w_{t-i},$$

Dove i componenti della $w_t = (w_{1t}, \dots, w_{kt})'$ sono incorrelati e hanno varianza unitaria.

$\Sigma_w = I_k$. Ricordiamo che la rappresentazione sopra si ottiene scomponendo Σ_u come

$\Sigma_u = PP'$, dove P è una matrice triangolare inferiore, e la definizione di $\Theta_i = \Phi_i P$ e

$w_t = P^{-1}u_t$. Nella formula sopra riportata è ragionevole assumere che un cambiamento nella componente w_t non ha alcun effetto sugli altri componenti perché i componenti sono ortogonali (non correlati). Inoltre, le varianze dei componenti sono uno. Così, un'innovazione unitaria è solo una novità di dimensione uno della deviazione standard. Gli elementi del Θ_i vengono interpretati come risposte del sistema a tali innovazioni. Più precisamente, l'elemento jk -esimo di Θ_i si presume che rappresenti l'effetto sulla j -esima variabile di un'unità di innovazione che si è verificata i periodi fa nella k -esima variabile.

Per mettere in relazione queste risposte impulsive di un modello VAR, si considera un processo VAR (p) a media zero. Questo processo può essere riscritto in modo tale che i residui di equazioni diverse siano incorrelati. Per questo scopo, si sceglie una decomposizione della matrice di covarianza degli errori White Noise

$\sum u = W \sum \varepsilon W'$, dove $\sum \varepsilon$ è una matrice diagonale con elementi diagonali positivi e W è una matrice triangolare inferiore con diagonale unitaria. Tale

decomposizione si ottiene dalla decomposizione Choleski. $\sum u = PP'$ definendo così una matrice diagonale D che ha la medesima diagonale principale di P e specificando

e specificando $W = PD^{-1}$ e $\sum \varepsilon = DD'$ Premoltiplicando l'equazione

$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t$ con $A := W^{-1}$ dà:

$$Ay_t = A_1^* y_{t-1} + \dots + A_p^* y_{t-p} + \varepsilon_t,$$

Dove $A_i^* = AA_i$, $i=1,...,p$, e $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, ..., \varepsilon_{Kt})' := Au_t$ ha matrice di covarianza diagonale,

$$\sum \varepsilon = E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = AE(u_t u_t')A' = A \sum u A'$$

Aggiungendo $(I_K - A)y_t$ a tutti e due i lati ci dà :

$$y_t = A_0^* y_t + A_1^* y_{t-1} + ... + A_p^* y_{t-p} + \varepsilon_t,$$

dove $A_0^* := I_K - A$. Visto che W è triangolare inferiore con diagonale unitaria, lo stesso vale per A. Pertanto,

$$A_0^* := I_K - A = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \beta_{21} & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & & & \vdots \\ \beta_{K1} & \beta_{K2} & \dots & \beta_{K,K-1} & 0 \end{bmatrix}$$

è una matrice triangolare inferiore e con diagonale zero, quindi, nella rappresentazione del nostro processo VAR (p), la prima equazione non contiene istantaneità degli y sulla destra. La seconda equazione può contenere y_{1t} e anche valori ritardati y_s sul lato destro. Più in generale, la k-esima equazione può contenere $y_{1t}, ..., y_{k-1,t}$ e non $y_{kt}, ..., y_{K-1,t}$ sul lato destro. Pertanto, se l'equazione scritta sopra riflette realmente lo stato del sistema, y_{st} non può avere un impatto immediato sulla y_{kt} per $k < s$. Nella letteratura econometrica tale sistema è chiamato un modello ricorsiva (vedi Theil (1971, Sezione 9.6)). Herman Wold ha sostenuto questi modelli in cui il ricercatore deve specificare l'ordinamento "causale" della istantaneità delle variabili. Questo tipo di causalità è quindi a volte indicato come Wold-causality. Se ripercorriamo le innovazioni ε_{it} con errore standard di dimensione uno nel sistema del modello VAR(p) scritto sopra, così otteniamo le risposte all'impulso Θ . Questo può essere visto risolvendo il sistema per y_t ,

$$y_t = (I_K - A_0^*)^{-1} A_1^* y_{t-1} + ... + (I_K - A_0^*)^{-1} A_p^* y_{t-p} + (I_K - A_0^*)^{-1} \varepsilon_t.$$

Notando che $(I_K - A_0^*)^{-1} = W = PD^{-1}$ mostra che gli effetti istantanei di uno shock della deviazione standard (ε_{it} con deviazione standard di dimensione uno) al sistema sono rappresentati dagli elementi di $WD = P = \Theta_0$ perché gli elementi della diagonale di D sono solo deviazioni standard dei componenti di ε_t . La Θ_i può quindi essere ottenuta tracciando questi effetti attraverso il sistema. La Θ_i può prevedere funzioni di risposta che sono abbastanza diversi dalle risposte Φ_i .

Il fatto che Θ_0 è triangolare inferiore dimostra che l'ordinamento delle variabili è importante, cioè, è importante quale variabile è chiamata y_1 e quale è chiamata y_2 e così via. Un problema con questo tipo di analisi della risposta impulsiva è che l'ordine delle variabili non può essere determinato con metodi statistici, ma deve essere specificata da parte dell'analista. L'ordinamento deve essere tale che la prima variabile è l'unico con un potenziale impatto immediato su tutte le altre variabili. La seconda variabile può avere impatto immediato sulle $K - 2$ componenti successive di y_t ma non y_{1t} e così via. Per realizzare tale ordinamento può essere una cosa molto difficile in pratica. La scelta dell'ordinamento, la Wold ordinamento causale, può, in larga misura, determinare le risposte impulsive ed è quindi cruciale per l'interpretazione del sistema. In questa situazione, supponendo che l'ordine è noto non può essere una restrizione grande. Ad esempio per le variabili investimento / reddito / consumo, può essere ragionevole supporre che un aumento del reddito ha un effetto immediato sui consumi mentre il consumo è aumentato stimola l'economia e, di conseguenza, il reddito con un certo tempo di ritardo. In tal caso, potrebbe essere più logico basare l'interpretazione sulla rappresentazione MA che decompone le variabili in contributi delle innovazioni w_{kt} . Se queste innovazioni possono essere associate ad uno specifico impulso al sistema, le risposte all'impulso ortogonalizzate riflettono le reazioni delle variabili a tali innovazioni eventualmente inosservati. In tal caso, uno impulso specifico o shock al sistema può avere un impatto istantaneo in alcune variabili, mentre altri impulsi possono avere un effetto istantaneo su una specifica variabile e possono influenzare le altre variabili

solo con un certo ritardo. Decomponendo $\Sigma u = PP'$ con matrici P non triangolare, è possibile che tutti gli shock abbiano effetti istantanei su tutte le variabili osservate del sistema. In questo tipo di interpretazione, trovando la decomposizione della matrice P , quindi, le innovazioni w_t è spesso la parte più difficile dell'analisi.

CAPITOLO 2

ANALISI DEI DATI

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

- Tasso di crescita del reddito reale.
- Tasso di inflazione.
- Tasso di interesse.
- Rapporto debito/PIL.

2.1 TASSO DI CRESCITA DEL REDDITO REALE

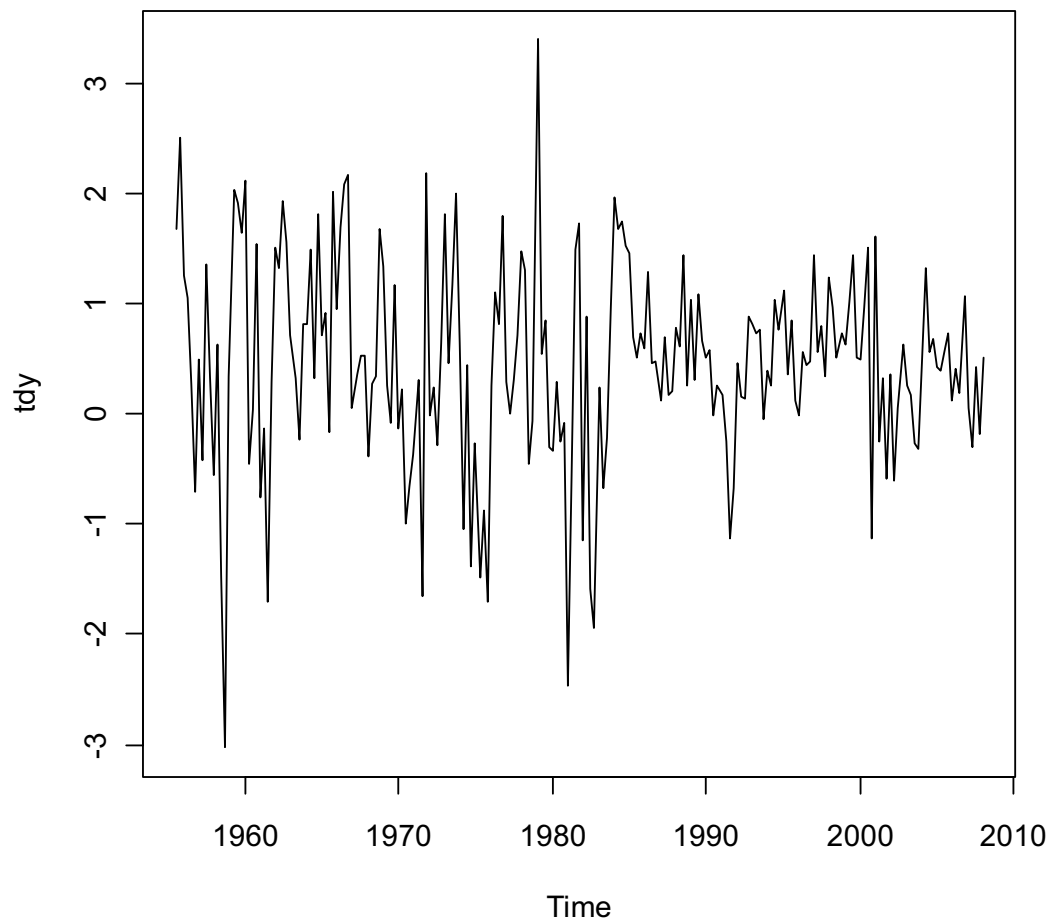
Il reddito reale è la principale misura per il benessere materiale e della produttività economica. Nel nostro caso si tratta del tasso di crescita del reddito reale.

L'andamento del reddito reale y_t nel tempo può essere espressa mediante un numero indice, dato dal rapporto tra il valore al tempo t e quello al tempo $t-1$

$\frac{y_t}{y_{t-1}}$ oppure mediante il tasso di crescita, dato dal rapporto tra l'incremento di y_t dal tempo $t-1$ al tempo t ed il suo valore al tempo $t-1$. Nel nostro caso la serie esprime il tasso di crescita del reddito reale ed è chiamata **dy** .

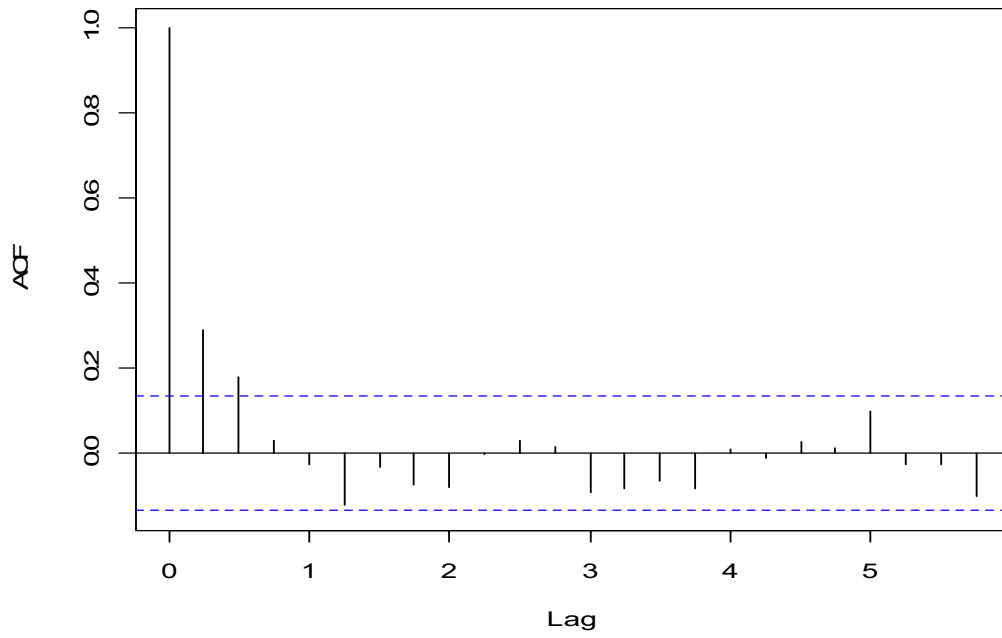
$$dy_t = \frac{\Delta y_t}{y_{t-1}} = \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}} = \frac{y_t}{y_{t-1}} - 1$$

Il grafico della serie storica di questa mia prima variabile , la quale la chiamo ***tdy*** è il seguente:

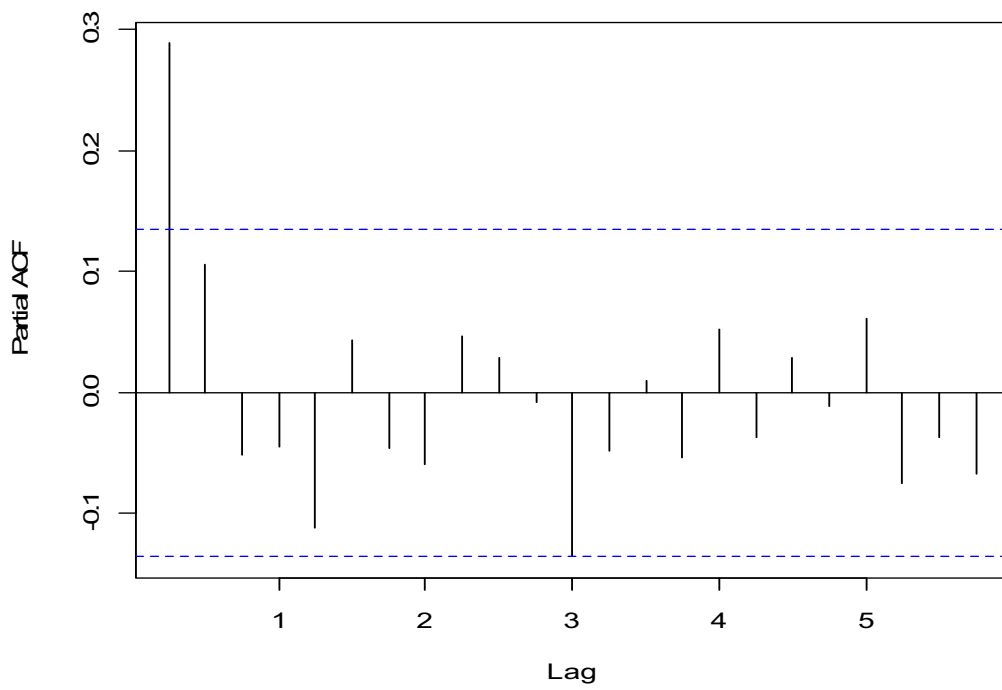


Il picco massimo registrato in base trimestrale è 3.390 e la serie lo raggiunge verso la fine degli anni '70, valore minimo -3.029 in corrispondenza all'anno 1958. Vediamo ora i grafici di auto-correlazione globale e parziale per poter analizzare se la serie è stazionaria nel tempo.

Series tdy



Series tdy



Il fatto che il grafico di autocorrelazione decresce velocemente dopo il primo ritardo è segno di stazionarietà della serie. Tutto ciò viene confermato anche dall'adf test.

Augmented Dickey-Fuller Test

data: tdy

Dickey-Fuller = -5.7229, Lag order = 5, p-value = 0.01

alternative hypothesis: stationary

Nell'analisi VAR che vado a condurre ciò a cui do più importanza è di ottenere modelli multivariati stazionari rispetto a serie al loro interno obbligatoriamente stazionarie, ricercando stime consistenti anche se non necessariamente efficienti.

2.2 TASSO D'INFLAZIONE

Il tasso d'inflazione, indicatore della variazione relativa (nel tempo) del livello generale dei prezzi, permette di constatare la variazione del potere d'acquisto della moneta. È espressa di solito in termini di percentuali. Le banche centrali oggi reputano che la loro missione principale sia quella di assicurare la stabilità dei prezzi con l'intento di detenere il tasso d'inflazione basso quanto basta, affinché per nessuno vi sia un'abbondante preoccupazione.

Le cause dell'inflazione possono essere differenti, una di queste è determinata dall'aumento dell'offerta di moneta superiore alla domanda (politica monetaria espansiva), stimolando al tempo stesso la domanda di beni e servizi e degli investimenti. Questa è per gli economisti una ragione dell'aumento dei prezzi nel lungo periodo. Altre cause sono da ricercarsi nell'aumento dei prezzi dei beni importati e nell'aumento del costo dei fattori produttivi e dei beni intermedi, quest'ultimi dovuti all'incremento della domanda o per altre ragioni.

Nell'ambito dell'aumento del costo dei fattori produttivi svolge un ruolo altresì importante l'aumento del costo del lavoro.

Gli effetti dell'inflazione sono negativi per l'intero sistema economico. Vi sono danni per i lavoratori, in quanto, durante l'inflazione, i singoli prezzi non aumentano in modo uniforme ma presentano una grande variabilità con gravi conseguenze nella ripartizione del reddito. Tuttavia, è possibile limitare i danni ai lavoratori mediante meccanismi automatici di indicizzazione che permettono di aumentare i salari in relazione all'aumento del costo della vita. I danni non sono solo per i risparmiatori ma anche per i creditori, mentre sono favoriti dall'inflazione i debitori. I sottoscrittori di titoli di Stato, i piccoli risparmiatori, i titolari di assicurazioni e vitalizi non indicizzati percepiscono rendite che rimangono nominalmente invariate e non si adeguano alla diminuzione del potere di acquisto della moneta. Questo sicuramente produce danni per le imprese. Gli imprenditori, almeno in un primo momento, possono trarre vantaggio dalla presenza di tensioni inflazionistiche: si parla di rendita da inflazione. Questo vantaggio non è duraturo in quanto, dopo un primo momento, gli investimenti industriali risultano scoraggiati dal momento che i tassi di interesse crescono, aumenta inevitabilmente la difficoltà di previsione e di programmazione, la perdita di valore della moneta scoraggia il risparmio rallentando oltretutto gli investimenti e la formazione di nuovi capitali. In quest'ambito sussistono anche i danni per le finanze pubbliche che, a causa dell'inflazione, l'instabilità tende a diffondersi nel sistema e nell'apparato fiscale che non è in grado di ottenere immediatamente le entrate adeguate alle spese pubbliche gonfiate dalla suddetta inflazione. L'inflazione causa quindi danni per l'intero sistema riducendo la competitività delle esportazioni. Infatti se i prezzi all'interno aumentassero, i costi dei prodotti incrementerebbero a loro volta con il risultato di una riduzione delle esportazioni.

Il rimedio più diffuso è l'indicizzazione: salari, mutui, obbligazioni, contratti di fornitura.

L'inflazione è misurata in due modi: per mezzo del Consumer Price Index (CPI), ovvero attraverso la costruzione di un indice dei prezzi al consumo. Esso è 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. Un altro strumento di misurazione è il deflatore 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 è dato quindi dal rapporto tra il PIL nominale (quantità per i prezzi correnti) e il PIL reale (quantità per i prezzi costanti). Poiché 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 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:

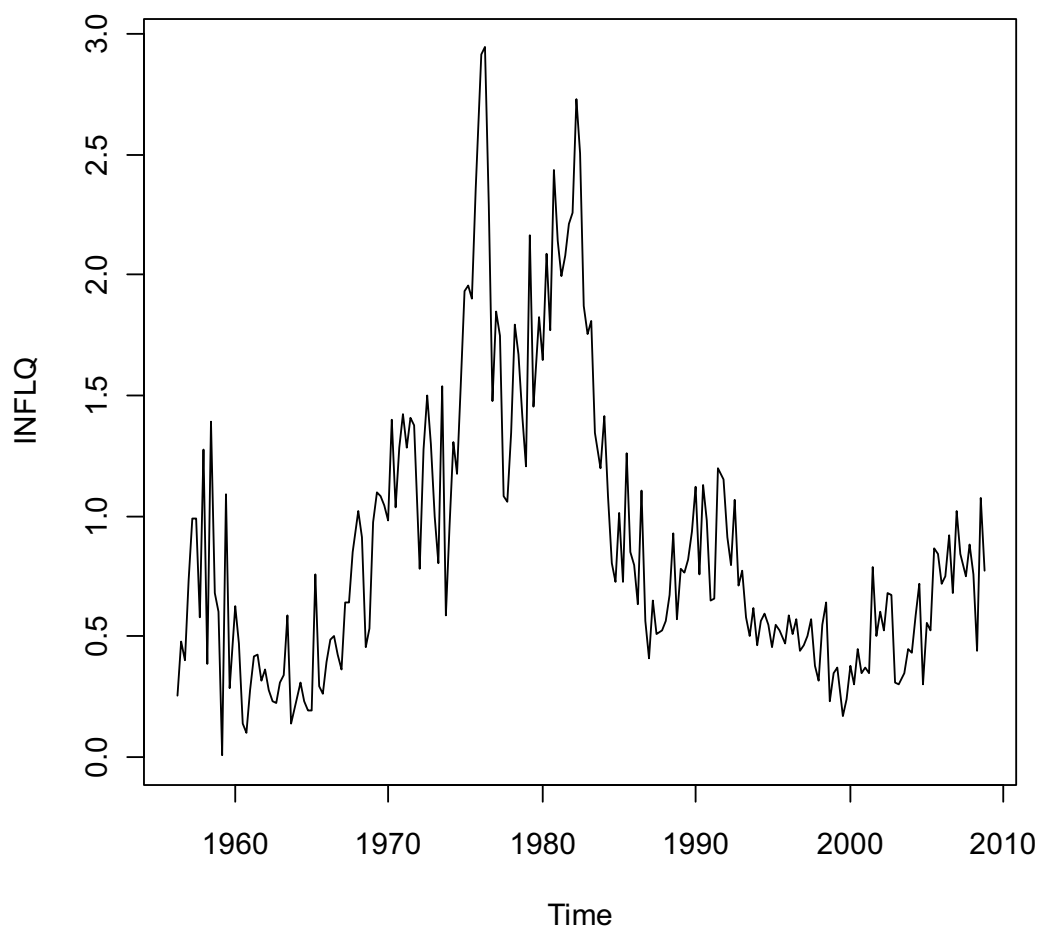
$$P_t = \left(\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \right) \times 100,$$

Dove

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

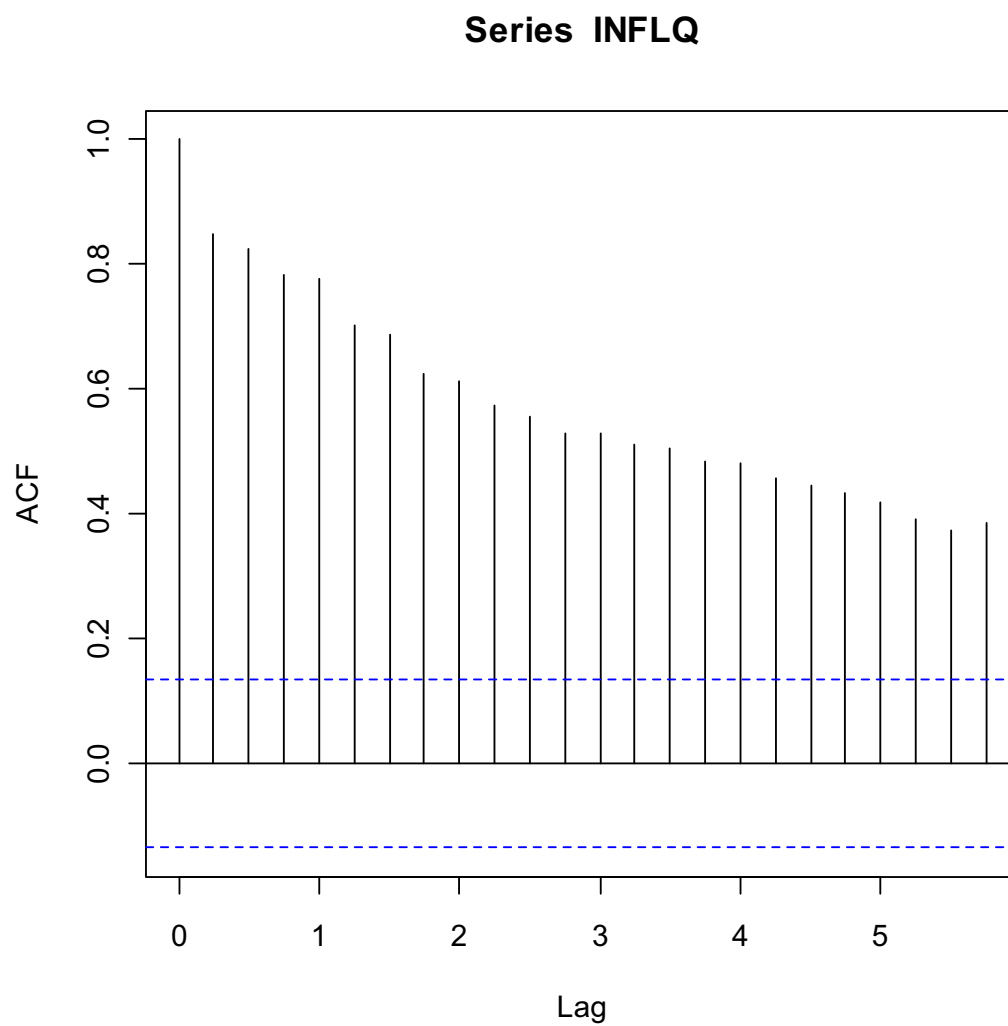
Questa ultima formula permette di capire perché il deflatore del PIL misura il livello dei prezzi: una variazione nel prezzo di un bene o di un servizio che non abbia effetti sulla produzione influenza il PIL nominale ma non quello reale; in conseguenza di questa tale variazione di prezzo, viene rilevata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

Il grafico della serie storica (la quale l'ho chiamata INFLQ) di questa mia seconda variabile è il seguente:

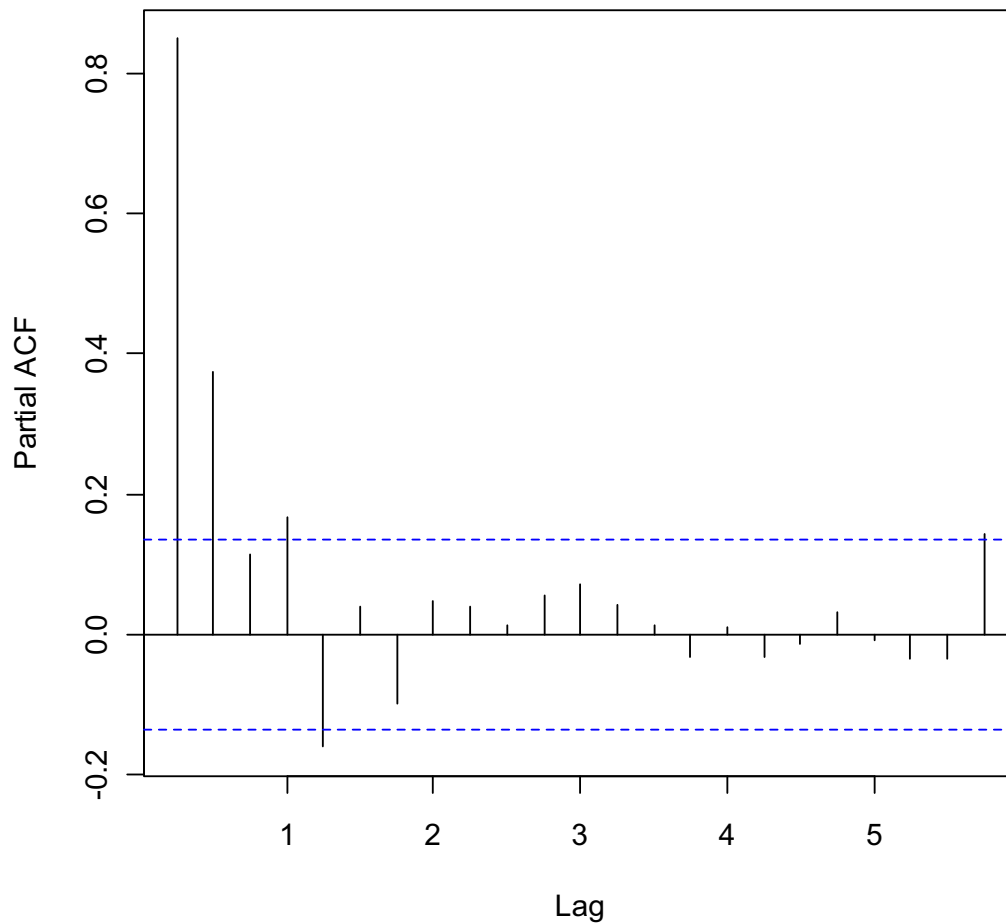


Il picco massimo registrato è 2.944 i quale corrisponde al quarto trimestre del 1974 e quel minimo è 0.0056 e che corrisponde al quarto trimestre del 1957. Da una prima analisi visiva si nota che la serie ha un andamento diverso nel corso degli anni.

Infatti, fino ai primi anni '80 la serie ha mantenuto un andamento crescente e con valori abbastanza elevati, tendenza non confermata dalle osservazioni successive; inoltre anche la varianza sembra essere minore nella seconda parte del grafico. La serie è non stazionaria sia in media che in varianza. La conferma arriva anche dall'analisi dei grafici di auto-correlazione globale e parziale sotto riportate.



Series INFLQ



Guardando in particolare la funzione dell'auto-correlazione globale la quale decresce molto lentamente verso lo zero è un chiaro segnale di non stazionarietà cosa che trova conferma anche nel adf test di cui riporto l'output.

Augmented Dickey-Fuller Test

data: INFLQ

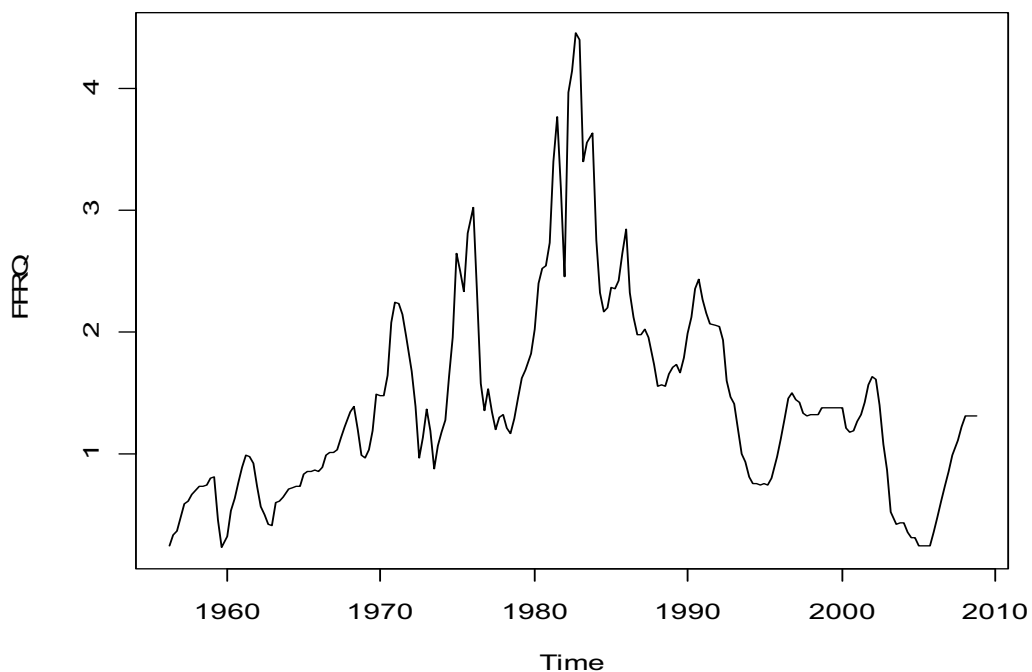
Dickey-Fuller = -2.1033, Lag order = 5, p-value = 0.5327

alternative hypothesis: stationary

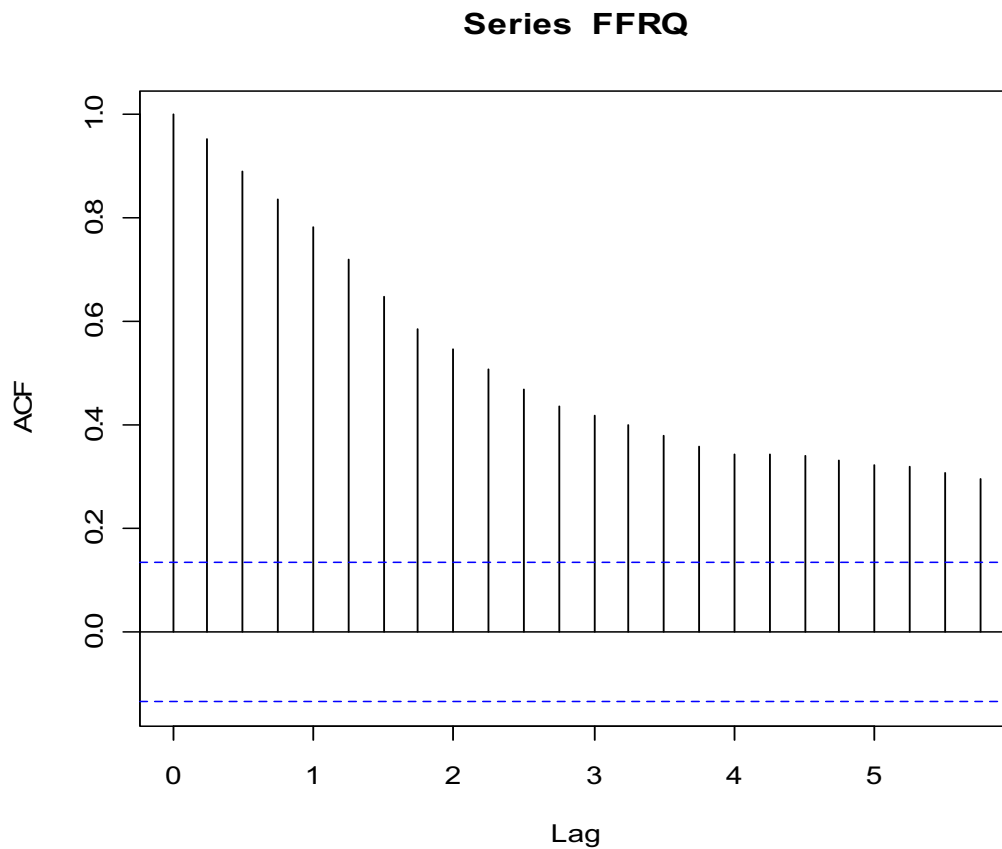
2.3 TASSO D'INTERESSE

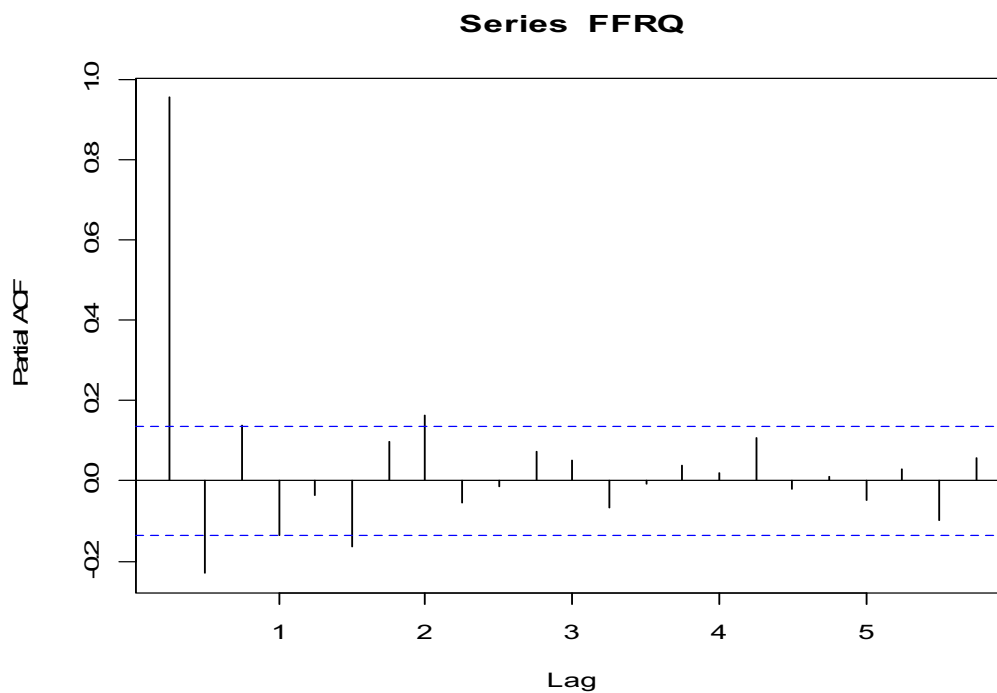
Il tasso d'interesse indica concretamente il prezzo teorico pagato da chi riceve capitali e incassato da chi li offre. Il debitore, ricevendo una somma di denaro, si impegna a pagare una somma superiore a quella ricevuta. La differenza costituisce l'interesse, che viene solitamente calcolato in percentuale sulla somma prestata. Tale percentuale costituisce il tasso di interesse. Il tasso d'interesse è variabile anche in funzione della moneta di riferimento, dal rischio connesso alla solvibilità del debitore e della lunghezza del periodo di riferimento.

Le osservazioni che prendo in esame nel mio elaborato si riferiscono al tasso di interesse a breve fissato dalla Fed (Federal Reserve cioè la Banca centrale degli Stati Uniti d'America), perciò anche chiamato Federal Funds Rate. La serie storica viene così rappresentata:



Il grafico rappresenta un trend crescente con apice nel punto 4.4450 su base trimestrale nel secondo trimestre del 1981 da cui segue un andamento decrescente. La mancanza di stazionarietà trova conferma dai grafici delle funzioni di auto-correlazione globale e quello parziale e dal adf test sotto riportati.





Augmented Dickey-Fuller Testù

data: FFRQ

Dickey-Fuller = -3.1398, Lag order = 5, p-value = 0.09925

alternative hypothesis: stationary

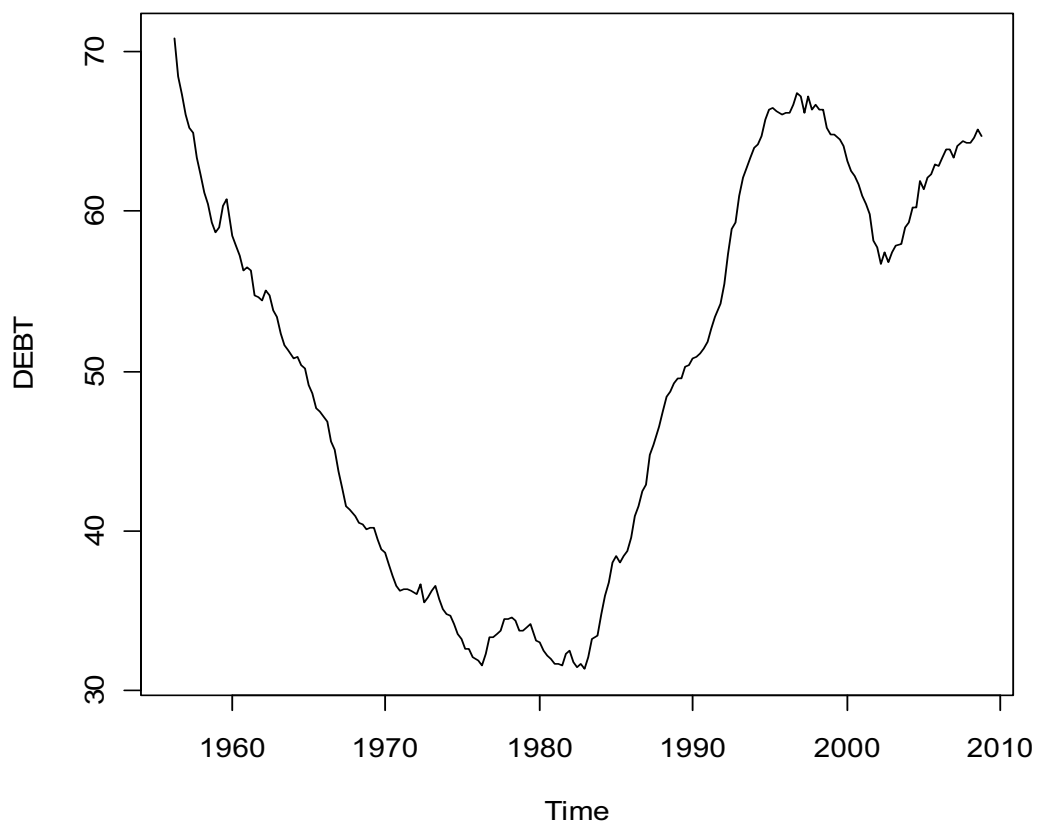
2.4 RAPPORTO DEBITO/PIL.

Il rapporto debito/PIL è la quantità di debito pubblico di un paese che si esprime come percentuale del suo Prodotto Interno Lordo. E' uno degli indicatori dello stato di salute di un'economia. I paesi che puntano a un basso rapporto debito/PIL possono resistere ai rischi connessi con il debito in aumento.

Secondo la teoria economica il debito pubblico nell'economia di un paese può svolgere quattro funzioni:

- 1- la modificazione nel tempo del livello dell'attività economica (funzione di stabilizzazione);
- 2- la redistribuzione degli oneri di spese pubbliche fra generazioni.
- 3- la realizzazione di una distribuzione ottimale delle aliquote fiscali.
- 4- l'eliminazione di cause di fallimento del mercato, attribuibili alla presenza di incompletezza di mercati.

La serie storica che ho considerato è la seguente:

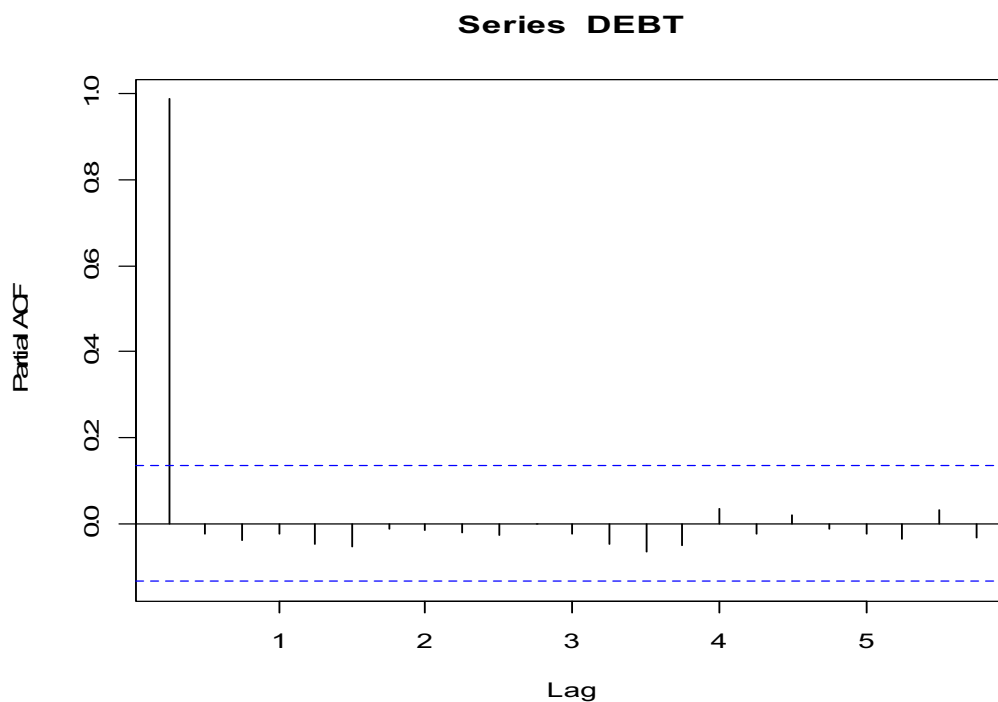


Dal grafico della serie storica vediamo che il punto massimo la serie lo raggiunge nel valore 70.76 che corrisponde al quarto trimestre dell'anno '54 mentre il valore

minimo lo raggiunge nel valore 31.36 che corrisponde ai primi anni '80. Dal grafico si vede bene che la serie è decrescente fino al punto minimo 31.36 poi segue un andamento crescente. Inoltre si vede che la serie non è stazionaria cosa che viene confermata anche dai grafici delle funzioni di auto-correlazione globale e parziale e dall' adf test.



La funzione di auto-correlazione decresce molto lentamente nel tempo. Segno di non stazionarietà della serie.



Augmented Dickey-Fuller Test

data: DEBT

Dickey-Fuller = -2.229, Lag order = 5, p-value = 0.48

alternative hypothesis: stationary

Come già detto prima per le serie precedenti , 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.

2.5 REGOLE DELLA POLITICA MONETARIA E STABILITA' MACROECONOMICA

L'argomento di questo paragrafo si concentra sulla politica monetaria dell'economia degli USA . Dai primi anni '60 verso i primi anni '80, gli USA hanno avuto un'economia caratterizzata da un'inflazione alta, accompagnata da varie decrescite temporanee nelle attività di business. Dai primi anni '80 l'inflazione è rimasta costante mantenendo un suo livello basso, mentre la crescita dell'output è stata relativamente stabile. Vanno considerati come importati i salti del prezzo del petrolio, in quanto ci permettono di comprendere al meglio come in periodi transitori si assiste ad un forte aumento del livello dei prezzi; e ovviamente essi da soli non possono spiegare un persistente alto tasso dell'inflazione in assenza di un'accomodante politica monetaria. Vi è una significativa differenza nel modo in cui la politica monetaria è stata condotta prima e dopo il 1979, l'anno in cui Paul Volcker è stato nominato Presidente del consiglio dei governatori della Federal Reserve System. Questa differenza potrebbe essere una fonte importante del cambiamento nel comportamento macroeconomico. Molti economisti concordano sul fatto che la politica monetaria negli Stati Uniti è stata relativamente ben gestita a partire dal momento in cui Paul Volcker è divenuto Direttore della Banca Centrale Americana. Oltre a ciò, è generalmente accettato che la politica monetaria non era così ben gestita nei 15 anni prima di Volcker. In media durante il periodo di Volcker, i tassi di interesse reali del breve termine sono diminuiti, mentre sono stati aumentati i tassi nominali. Da qui è possibile constatare che in genere si è fatto poco riguardo all'aumento previsto dell'inflazione. D'altra parte, durante l'era di Volcker-Greenspan la Federal Reserve ha prestato molta attenzione nel controllo dell'inflazione: sono cresciuti sistematicamente i tassi di interesse reale e nominale del breve termine in risposta ad una maggiore inflazione attesa. Dunque solo quando si è insediato Volcker il controllo dell'inflazione è diventato l'obiettivo dell'organizzazione della politica monetaria. L'economia presenta una maggiore

stabilità nel momento in cui si mantiene costante la volatilità dei fondamentali shock esogeni. Durante il periodo pre Volcker, in risposta alle prevedibili pressioni inflazionistiche, la Federal Reserve ha mantenuto basso il tasso d'interesse reale cercando di non farlo crescere. In altri termini, mentre la banca centrale ha fatto alzare i tassi nominali, non ha fatto a sufficienza per aumentare i tassi reali. Questo tipo di risposta non stabilizza nettamente la domanda aggregata, la produzione e l'inflazione. Così il comportamento persistente e volatile dell'inflazione nel periodo pre-Volcker potrebbe essere parzialmente dovuta alla regola monetaria in atto, indipendentemente dalla natura degli shock fondamentali che possono esserci stati per l'economia in questo periodo. Per contro, sotto il regime di Volcker, Greenspan, la Federal Reserve ha notevolmente aumentato i tassi reali obiettivo a seguito di un previsto aumento dell'inflazione. Nella misura in cui un aumento del tasso reale rallenta il livello di attività economica e allevia le pressioni inflazionistiche, la politica del tasso d'interesse nell'era Volcker-Greenspan fornisce una spiegazione naturale per la stabilità dell'inflazione vissuta dall'economia statunitense negli ultimi anni.

La differenza nella politica monetaria rimane cruciale per la storia. In primo luogo, nei lavori di De Long {1997} Bernanke, Gertler e Watson {1997} (BGW); Barsky e Killian {1998} (BK) si chiede di rispondere alla domanda sul grado con cui gli shock petroliferi possono spiegare gli eventi degli anni '70. In secondo luogo, e forse più importante, anche se si accetta la visione che gli shock petroliferi sono stati fondamentali per le due recessioni importanti, sarebbe difficile per questi shock generare il tipo d'inflazione persistente che sorse in questo periodo, in assenza di una politica monetaria accomodante.

Mentre uno shock importante per il prezzo reale del petrolio ha preceduto le recessioni sia nel periodo del 1974-1975 che nel 1980-1982, è anche vero che un significativo inasprimento della politica monetaria ha preceduto ciascuna di queste flessioni.

Gli shock petroliferi hanno svolto un ruolo critico, per cui l'impatto finale dei disturbi sulla produzione e inflazione dipende anche dal feedback della regola di politica monetaria in vigore in quel periodo. E 'difficile immaginare, ad esempio, che lo shock petrolifero del 1973 da solo potrebbe aver generato un'alta inflazione fino al momento del secondo shock nel 1979, in assenza di una politica monetaria accomodante.

Una possibilità, sottolineata da De Long {1997}, appoggia l'idea della Fed Reserve, secondo la quale il tasso naturale di disoccupazione in questo momento era molto inferiore a quello reale (o allo stesso modo, che l'output gap è molto più piccolo). Vi sono notevoli testimonianze aneddotiche a sostegno di questa interpretazione, anche se non è chiaro perché la Fed avrebbe dovuto considerare questo punto di vista per un periodo così lungo di tempo.

Orphanides {1997} pone l'accento sulle stime preliminari del prodotto potenziale che sono spesso molto diverse rispetto alle stime rivedute. Per questo è possibile considerare come nel corso del 1970 la Federal Reserve proponga stime preliminari più che ottimistiche del prodotto potenziale.

Le idee a tale proposito si affondano su aspettative e credibilità che in quel periodo non erano ben stabilite. Come sappiamo sono di fondamentale importanza in quanto generano l'inflazione e la credibilità che permette di fare politica. Tutto questo, suggerisce che il comportamento economico storicamente è rilevante, così' da permettere di afferrare con un attento esame, lo stato delle conoscenze di economia del policy maker e allo stesso tempo considerare come si siano evolute nel tempo quest'ultime.

Nel periodo che prendo in considerazione in questo elaborato, R.Clarida, J.Gali' e M.Gertler nella loro analisi dei dati relativi all'economia degli USA hanno inizialmente suddiviso il campione in due sottoperiodi principali. Il primo (60:1-79:2), comprende i possessi di William M. Martin, Arthur Burns e William G. Miller come presidenti della Federal Reserve. Il secondo (79:3-96:4) corrisponde ai termini

di Paul Volcker e Alan Greenspan. I sottoperiodi corrispondono approssimativamente alle epoche instabili e stabili della recente storia macroeconomica. La riduzione della volatilità appare sostanziale per ciascuna variabile. Il calo è più evidente quando si comincia con il secondo sottoperiodo 82:4, che è dopo la disinflazione di Volcker. Gli studiosi hanno analizzato gli effetti per rimuovere i primi tre anni dell'era Volcker da tutto il campione Volcker-Greenspan trovando due motivi per fare questa operazione. Intanto questo periodo è stato caratterizzato da un forte episodio di mutamento dell'inflazione, che ha portato essa stessa ad alzarsi di circa il 10 per cento nel 1980 al 4 per cento nel 1983, un livello che si è stabilizzato. In primo luogo nel periodo 1979:4-1982:4, le procedure operative della Federal Reserve coinvolgono il targeting reserve non borrowed in contrapposizione al tasso dei fondi federali. In secondo luogo, i loro risultati, il comportamento persistente e volatile dell'inflazione nel periodo pre-Volcker potrebbe essere parzialmente dovuto alla regola monetaria in atto, indipendentemente dalla natura degli shock fondamentali che possono essere investiti per l'economia in questo periodo. Per contro, sotto il regime di Volcker e Greenspan, i tassi reali di destinazione della Federal Reserve hanno subito un accrescimento in seguito ad un previsto aumento dell'inflazione. Nella misura in cui un aumento del tasso reale rallenta il livello dell'attività economica e allevia le pressioni inflazionistiche, il tasso d'interesse nell'era Volcker-Greenspan fornisce una spiegazione naturale per la stabilità dell'inflazione statunitense negli ultimi anni.

CAPITOLO 3

MODELLAZIONE VAR E INTERPRETAZIONE DEI RISULTATI

3.1 MODELLO VAR SUL CAMPIONE LUNGO (1954:10 - 2007:04)

Il mio modello VAR è composto dalle quattro variabili ($k = 4$) prima definite, nell'ordine: tasso di crescita del reddito reale (tdy), tasso di inflazione (INFLQ), tasso di interesse (RATE) e rapporto debito/PIL (DEBT), in simboli rispettivamente y_t, π_t, R_t, D_t .

La stima del modello autoregressivo comprenderà tutte le osservazioni a disposizione , dal 1954:10 al 2007:04. 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 $p=5$ (output del summary di stima R in appendice).

$$\begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \\ R_t \\ D_t \end{bmatrix} = \Phi_0 + \Phi_1 \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ R_{t-1} \\ D_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \Phi_5 \begin{bmatrix} y_{t-5} \\ \pi_{t-5} \\ R_{t-5} \\ D_{t-5} \end{bmatrix} + a_t$$

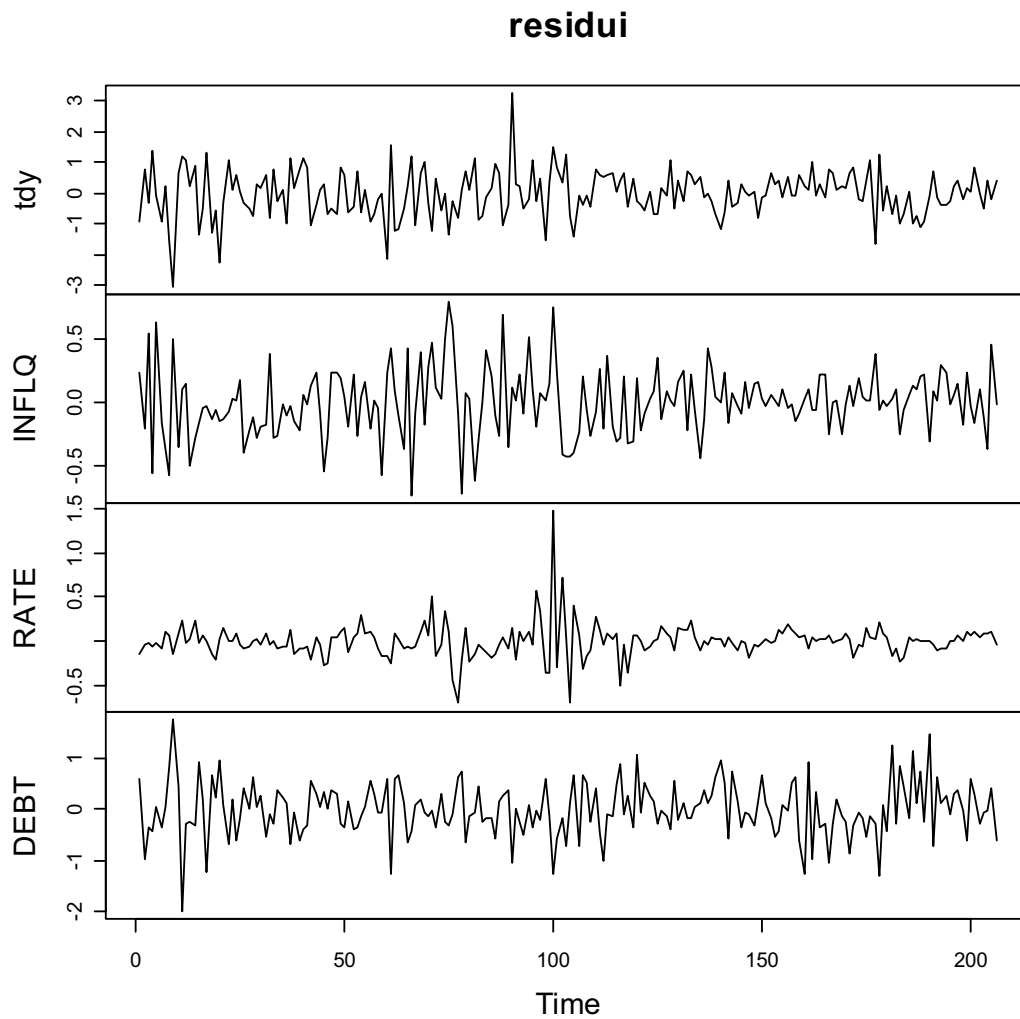
Il modello di stima risponde bene al requisito richiesto di stazionarietà come dimostrano le radici inferiori ad uno sotto riportate.

Radici del modello VAR(5)

0.9643	0.9643	0.9476	0.753	0.753	0.7339	0.7339	0.7261	0.7261	0.717	0.717	0.652
0.6054	0.6054	0.579	0.579	0.5652	0.5567	3.945e-16	0.0000				

3.1.1 ANALISI DEI RESIDUI

Il modello stimato genera residui con le seguenti caratteristiche:



Guardando il comportamento dei residui delle serie prese singolarmente notiamo il cambiamento dei residui nel tempo. Si nota molto bene che i residui hanno un andamento diverso prima e dopo gli anni '80. Si può notare come si riduce la volatilità dei residui di tutte le quattro serie dopo tali anni. I residui relativi al tasso d'interesse subiscono un aumento della varianza proprio a cavallo di questi presunti anni di cambiamento.

Ulteriore differenza tra i residui delle serie concerne la presenza di autocorrelazione dei residui riguardanti la serie del rapporto debito/PIL. Il test di Box - Ljung univariato infatti rifiuta l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione, aspetto non sorprendente se si osserva il grafico di autocorrelazione più sotto.

Box-Ljung test

data: DEBT

X-squared = 2182.106, df = 8, p-value < 2.2e-16 ==> inferiore di 0.05 si rifiuta H0.

L'ipotesi nulla invece è accettata per i residui delle altre 3 serie storiche:

Box-Ljung test

data: tdy

X-squared = 4.4535, df = 8, p-value = 0.814

Box-Ljung test

data: INFLQ

X-squared = 5.6232, df = 8, p-value = 0.6894

Box-Ljung test

data: RATE

X-squared = 12.8306, df = 8, p-value = 0.1178

Anche il test multivariato di Portmanteau e le cross-correlazioni mettono in luce la presenza di auto-correlazione nei residui. Dunque anche se pensiamo di risolvere questa presenza di correlazione tra i residui applicando un ordine di ritardo superiore a quello suggerito dal criterio di scelta sopra non otterremo rilevanti miglioramenti.

Portmanteau Test (asymptotic)

data: Residuals of VAR object varest_r

Chi-squared = 242.7459, df = 176, p-value = 0.0006377

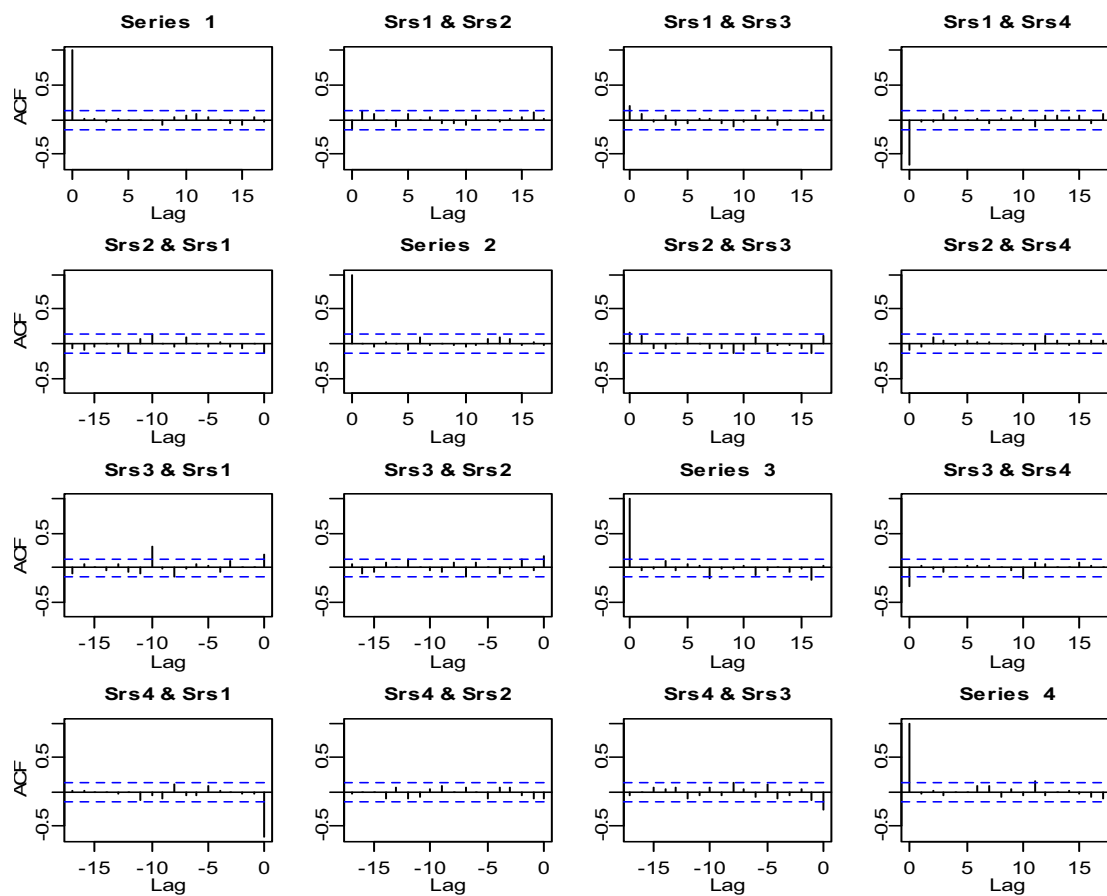
Lo stesso risultato si ottiene con Portmanteau Test (adjusted). Rifiuto H0 cioè assenza di correlazione.

Portmanteau Test (adjusted)

data: Residuals of VAR object varest_r

Chi-squared = 253.5971, df = 176, p-value = 0.0001153

Auto e cross-correlazioni del modello VAR(5) , 1954:10 - 2007:04.



I cambiamenti della volatilità dei residui sono catturati in parte anche dai test univariati, i quali mi fanno rifiutare l'ipotesi nulla di assenza di eteroschedasticità per i residui riferiti alle serie dell'inflazione, tasso d'interesse e del rapporto debito/PIL. Accetto la presenza di omoschedasticità dei residui solo per la serie "tasso di crescita del reddito reale" (scelgo come soglia per il p-value 0,05.)

ARCH test (univariate)

data: Residual of tdy equation

Chi-squared = 18.9565, df = 16, p-value = 0.2709

ARCH test (univariate)

data: Residual of INFLQ equation

Chi-squared = 36.9924, df = 16, p-value = 0.002102

ARCH test (univariate)

data: Residual of RATE equation

Chi-squared = 28.454, df = 16, p-value = 0.02789

ARCH test (univariate)

data: Residual of DEBT equation

Chi-squared = 12.9974, df = 16, p-value = 0.673

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object varest_r

Chi-squared = 791.3508, df = 500, p-value = 1.665e-15

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

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object varest_r

Chi-squared = 791.3508, df = 500, p-value = 1.665e-15

Con il test di normalità di Jack Bera rifiutiamo l'ipotesi nulla di normalità dei residui.

JB-Test (multivariate)

data: Residuals of VAR object varest

Chi-squared = 1211.86, df = 8, p-value < 2.2e-16

Skewness only (multivariate)

data: Residuals of VAR object varest

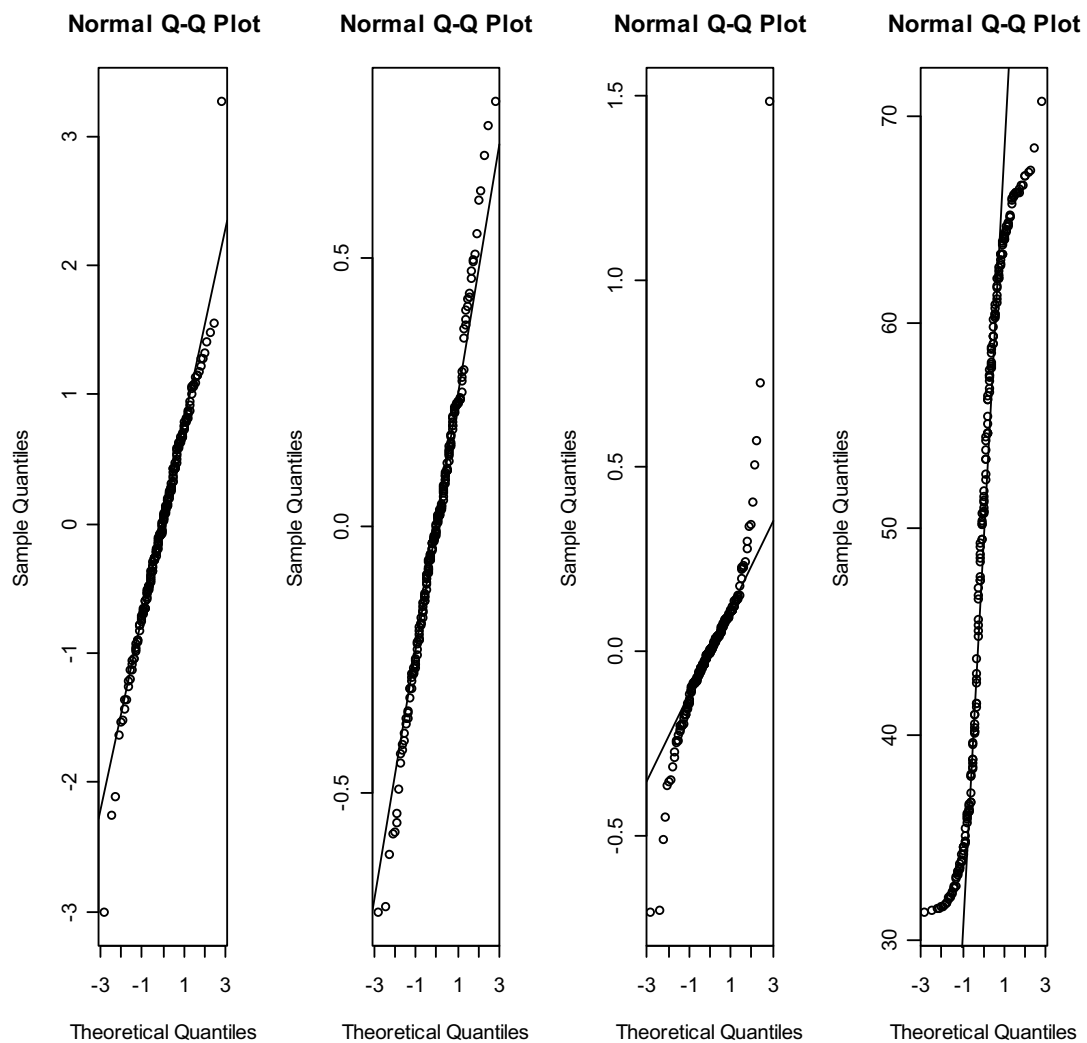
Chi-squared = 63.1196, df = 4, p-value = 6.404e-13 → presenza di asimmetria

Kurtosis only (multivariate)

data: Residuals of VAR object varest

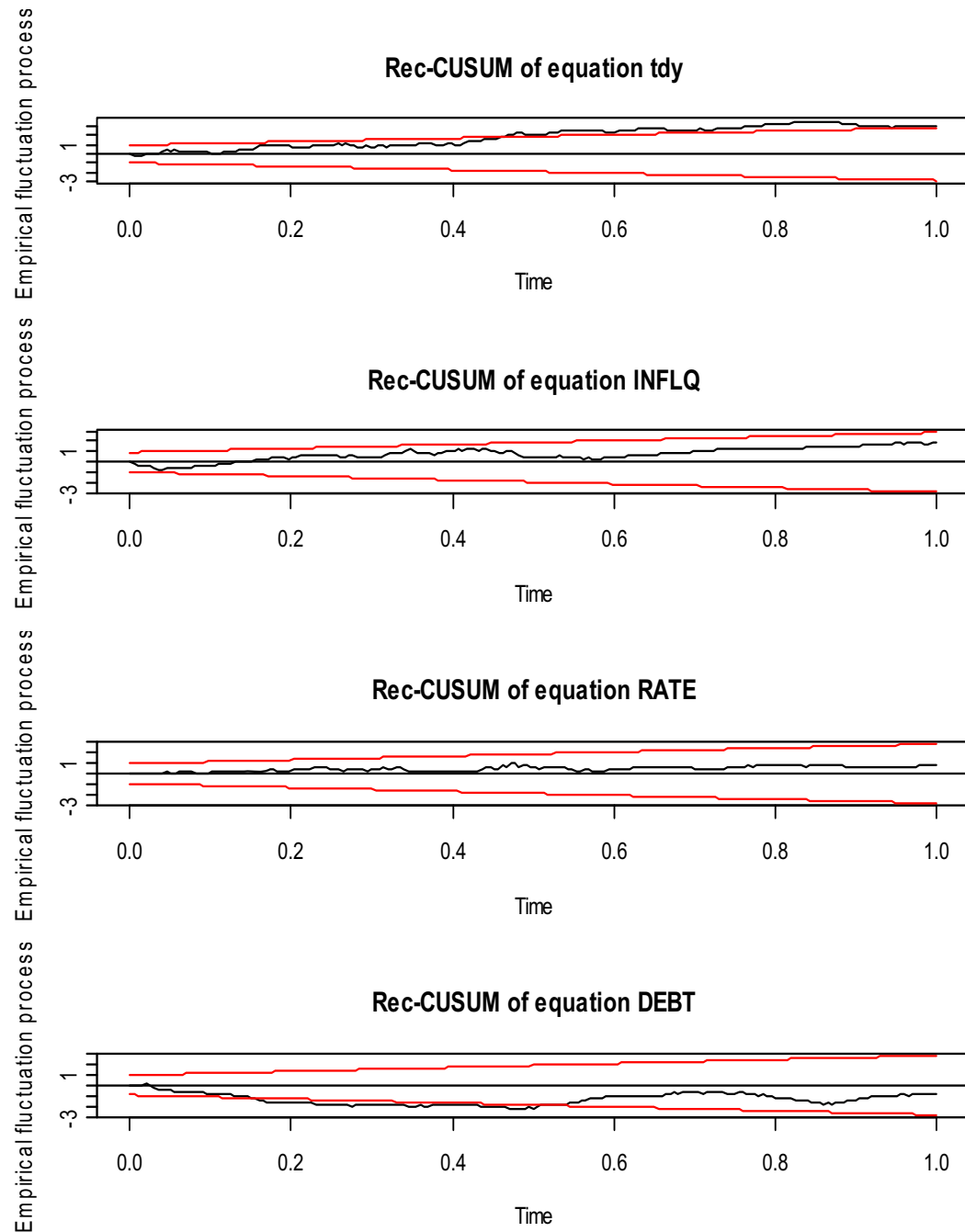
Chi-squared = 1148.740, df = 4, p-value < 2.2e-16 → presenza di Kurtosi

L'assenza di normalità dei residui viene confermata anche dai grafici Normal Q-Q Plot sotto riportati.



Tramite il test di stabilità verifico se nel periodo ci sono stati cambi strutturali. Questo test cumula i residui. Loro dovrebbero risultare nella forma di un Random Walk. Sotto l'ipotesi nulla ho assenza di cambi strutturali dei residui dunque nei

grafici sotto riportati dovrebbero risultare dentro le bande. Per la prima e l'ultima serie ho dunque presenza evidente di cambi strutturali.



Il modello VAR appena stimato ci permette di sorreggere la tesi secondo la quale i possibili mutamenti nell'ambiente macroeconomico esaminato è possibile attraverso l'analisi dei residui. Alla percezione visiva di una minore volatilità dei residui dopo gli anni '80, si aggiungono i risultati dei test, che come evidenziato, presentano problemi di auto-correlazione sia univariata (per i residui della serie del rapporto debito/PIL), che multivariata, ma soprattutto denotano la presenza di eteroschedasticità multivariata e univariata (tasso di interesse e tasso d'inflazione).

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

Una spiegazione popolare per tale fenomeno è data dal fatto che verso la fine degli anni '70 Paul Volcker fu nominato presidente della Federal Reserve . La sua nomina portò a una reazione più aggressiva all'inflazione. Tutto ciò ha portato l'economia degli Stati Uniti da un equilibrio indeterminato a uno determinato. Lubik e Schofheide (2004) sostengono che l'indeterminatezza comporta generalmente una struttura di correlazione più ricca dei dati.

Mc Connell e Gabriel Perez Quiros (2000) hanno documentato un break strutturale nella volatilità della crescita del PIL statunitense nel primo trimestre del 1984, e hanno fornito la prova che questo break è generato dalla riduzione della flessibilità della produzione dei beni durevoli. In seguito, si sono interrogati su questa diminuzione la quale ha portato a espansioni meno robuste e recessioni meno severe e quindi a un attenuazione delle oscillazioni del naturale ciclo economico, senza riuscire tuttavia ottenere risultati conclusivi.

Z.Liu, D.Waggoner e T.Zhao hanno cercato di esaminare le fonti della Grande Moderazione usando una metodologia che permette di integrare diversi modelli DSGE (Modelli Dinamici Stocastici di Equilibrio Generale) i quali incorporano l'andamento degli shock della varianza e del target dell'inflazione (il modello che si adattava meglio era quello con due andamenti dello shock della varianza) Dalle loro stime si è concluso che i tipi di shock che hanno contato di più per la Great

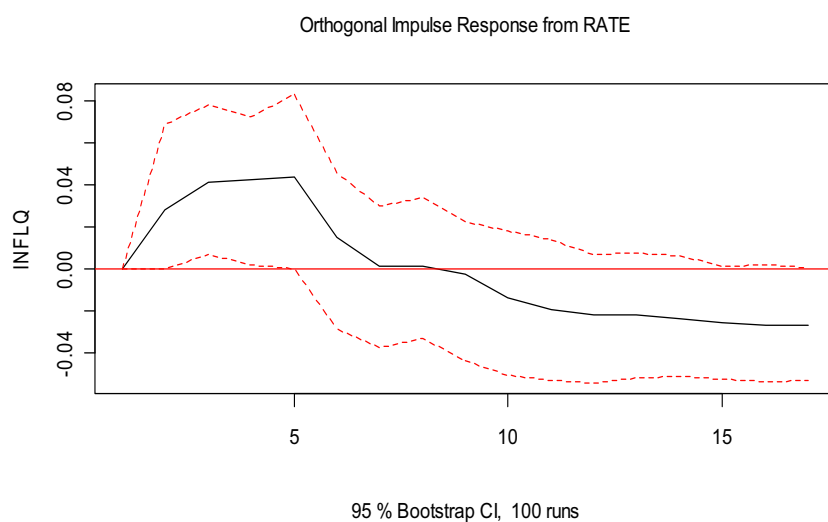
Moderation e per le fluttuazioni cicliche del business, sono tre: gli shock di deprezzamento del capitale, gli shock tecnologici neutrali e i cambiamenti salariali. Troviamo dunque che le variazioni del tasso d'inflazione e gli shock degli investimenti in una tecnologia specifica hanno avuto uno scarso ruolo nella volatilità macroeconomica.

Sulla tesi della "good luck" concordano C.Sims e T.Zha (2006) e sostengono che la riduzione della volatilità macroeconomica sia quasi esclusivamente legata a shock meno severi. Nello specifico sono andati a verificare la presenza di cambi di regime nella politica monetaria statunitense, cercando così di comprendere 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 tengono conto esplicitamente di cambi di regime. Nel dettaglio, la stima di 4 regimi (Volcker, Burns, Greenspan e un regime di pochi mesi legato ai fatti del 11 settembre '1), 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 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 loro versione del modello, spiega la minor volatilità nell'economia Americana come il risultato della variazione dei disturbi economici e non come un cambiamento nelle dinamiche degli effetti.

3.1.2 FUNZIONI DI RISPOSTA D'IMPULSO

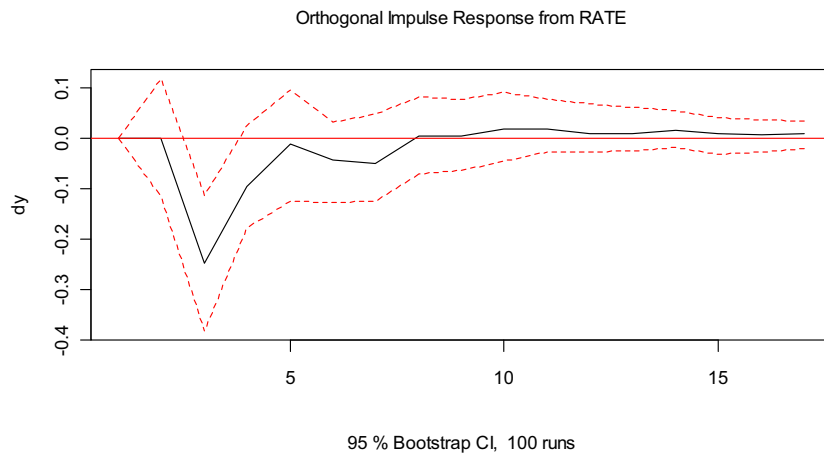
In seguito, vengono riportate le reazioni delle variabili macroeconomiche ad uno shock di politica monetaria subito dal tasso di interesse. Queste vengono presentate attraverso le funzioni di risposta d'impulso, utilizzando la condizione di residui ortogonali garantita dalla decomposizione di Cholesky. Attraverso ciò è possibile seguire nel tempo l'effetto del movimento a sorpresa del tasso di interesse sull'inflazione, tasso del rapporto debito/PIL e sul tasso di crescita del reddito reale.

Al fine di catturare l'evoluzione temporale della volatilità stimo modelli a eteroschedasticità condizionale per visualizzare l'evoluzione del processo della varianza delle serie. Vista la presenza di eteroschedasticità, le bande di confidenza potrebbero essere stimate in maniera non corretta.



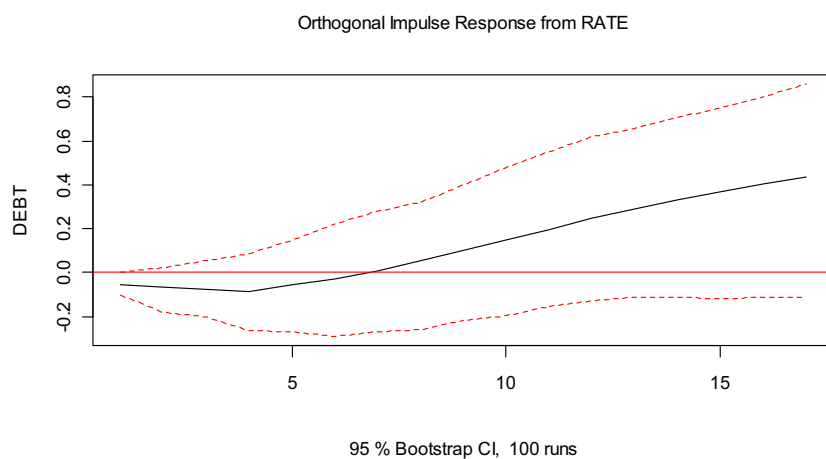
Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linea tratteggiata rossa) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso di interesse; campione 1954:10 - 2007:04

L'inflazione risponde crescendo ad uno shock di politica monetaria fino al 6 trimestre per poi decrescere com'è logico aspettarsi ad un aumento del tasso di interesse facendo registrare valori negativi dal settimo trimestre.



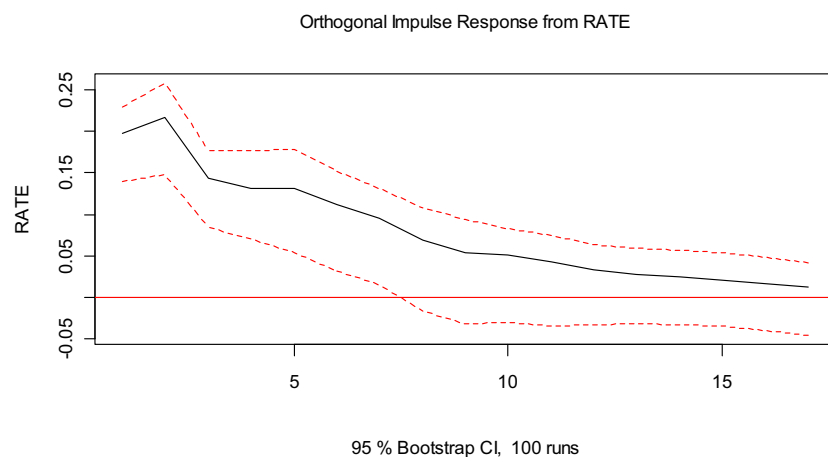
Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linea tratteggiata rossa) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso di interesse; campione 1954:10 - 2007:04

Il tasso di crescita del reddito reale a un tale shock reagisce prendendo valori negativi fino all'ottavo trimestre per poi tale effetto assorbirsi nel tempo.



Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linea tratteggiata rossa) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso di interesse; campione 1954:10 - 2007:04

Il rapporto debito/PIL risponde a tale shock prendendo valori negativi fino al quarto trimestre. Dunque i primi mesi dopo lo shock abbiamo un miglioramento economico il quale però è seguito da una crescita del debito. Questo lo vediamo dalla funzione di risposta impulsiva la quale è crescente dal quarto trimestre in poi.



Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linea tratteggiata rossa) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso di interesse; campione 1954:10 - 2007:04

Lo shock di politica monetaria produce una variazione positiva del tasso di interesse che viene assorbita lentamente nel tempo. Questo comporta circa dopo due trimestri un prevedibile calo dell'attività economica come evidenziato dalla reazione del tasso di crescita del reddito reale e del rapporto debito/PIL. L'impatto si verifica dopo circa sei trimestri dallo shock.

ANALISI PER SOTTOCAMPIONI

Considerando i fatti storici che hanno colpito l'economia statunitense e considerando la diversa volatilità evidenziata dai residui del modello VAR stimato, mi domando se dividendo il totale delle osservazioni in due sottocampioni, ottengo delle funzioni di reazione simili per le variabili in esame ad un impulso di politica monetaria.

Per il primo sottocampione considero i dati dal terzo trimestre del 1954 fino al secondo trimestre del 1979; mentre per il secondo sottocampione considero i dati dal primo trimestre del 1984 fino al terzo trimestre del 2007.

Un primo dato derivante da questa suddivisione è che si nota una riduzione della standard deviation delle singole variabili nel secondo sottocampione.

Variabili	1954:10-1979:2	1984:1-2007:04
INFLQ	0.65	0.24
RATE	0.62	0.59
Debt/PIL	11.12	7.83
PIL	1.09	0.54

Tabella delle differenze nelle standard deviation delle variabili in esame nel primo e nel secondo sottocampione.

3.2 VAR SUL PRIMO SOTTOCAMPIONE (1954:10-1979:2)

La procedura di stima del modello VAR per questo primo sottocampione di osservazioni è la stessa seguita per il campione intero. Il modello Vettoriale Autoregressivo contiene le stesse variabili macroeconomiche ($k = 4$) : tasso di crescita del reddito reale (tdy), tasso di inflazione (INFLQ), tasso di interesse (RATE) e rapporto debito/PIL (DEBT), in simboli rispettivamente y_t, π_t, R_t, D_t .

L'ordine del modello VAR suggerito dal criterio AIC in questo primo range del campione è un modello VAR di ordine $p = 4$:

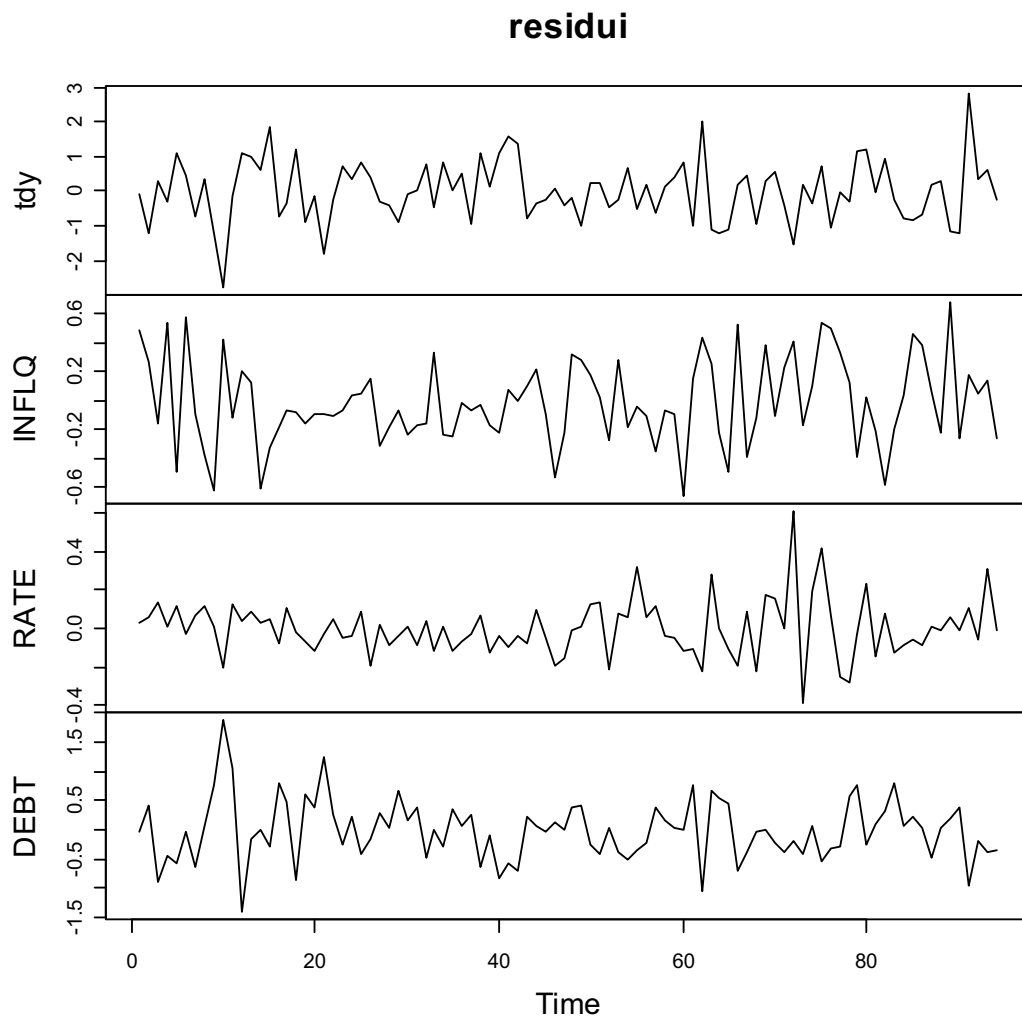
$$\begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \\ R_t \\ D_t \end{bmatrix} = \Phi_0 + \Phi_1 + \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ R_{t-1} \\ D_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \Phi_4 \begin{bmatrix} y_{t-4} \\ \pi_{t-4} \\ R_{t-4} \\ D_{t-4} \end{bmatrix} + a_t,$$

Le radici del modello stimato sono in modulo inferiori a uno cioè soddisfano la condizione di stazionarietà:

0.9756 0.897 0.897 0.8763 0.7645 0.7645 0.7084 0.5891 0.5891 0.003133 6.584e-06
6.576e-06 6.576e-06 0 0 0

3.2.1 ANALISI DEI RESIDUI

Presento sotto i grafici dei residui del modello appena stimato:



Analizzando i residui del modello presente con i residui del modello che comprende tutti i dati notiamo che il test univariato di Ljung-Box accetta l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione dei residui delle singole serie. I p-value dei test sono maggiori rispetto a prima.

Box-Ljung test

data: tdy

X-squared = 9.615, df = 8, p-value = 0.2931

Box-Ljung test

data: INFLQ

X-squared = 3.4283, df = 8, p-value = 0.9047

Box-Ljung test

data: RATE

X-squared = 5.9324, df = 8, p-value = 0.6548

Box-Ljung test

data: DEBT

X-squared = 6.5818, df = 8, p-value = 0.5824

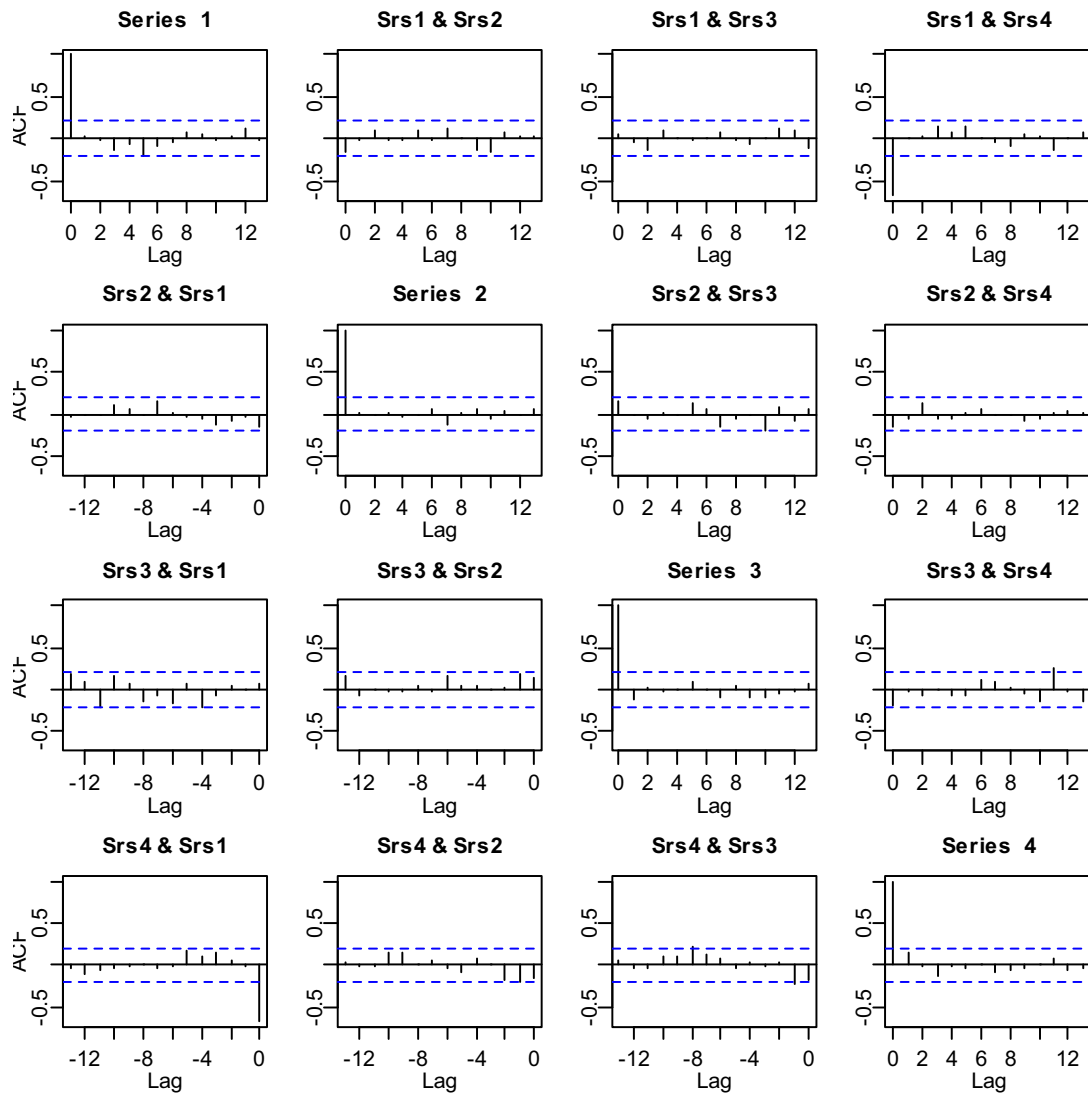
Ora anche il test multivariato accetta l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelzione come dimostrato sopra dai test univariati e come lo dimostrano anche i grafici riportati sotto con i residui di ciascuna serie e i rispettivi acf e pacf e i quadrati de acf e pacf.

Portmanteau Test (asymptotic)

data: Residuals of VAR object varest_r

Chi-squared = 208.3057, df = 192, p-value = 0.1995

Sotto notiamo dal grafico delle auto e cross-correlazioni delle serie che le serie non sono ne auto-correlate e ne cross-correlate.



Auto e cross-correlazioni del modello VAR(5) , 1954:10-1979:2.

Sono migliorati anche i risultati dei test univariati per la verifica della presenza di effetti ARCH. I p-value dei test ci portano ad accettare l'ipotesi nulla di assenza di eteroschedasticità tranne il test sui residui della serie del tasso del rapporto debito/PIL.

ARCH test (univariate)

data: Residual of tdy equation

Chi-squared = 10.2729, df = 16, p-value = 0.852

ARCH test (univariate)

data: Residual of INFLQ equation

Chi-squared = 16.6562, df = 16, p-value = 0.4082

ARCH test (univariate)

data: Residual of RATE equation

Chi-squared = 16.2009, df = 16, p-value = 0.439

ARCH test (univariate)

data: Residual of DEBT equation

Chi-squared = 29.4112, df = 16, p-value = 0.02131

Il test multivariato riportato sotto ci porta a rifiutare l'ipotesi nulla di assenza di eteroschedasticità:

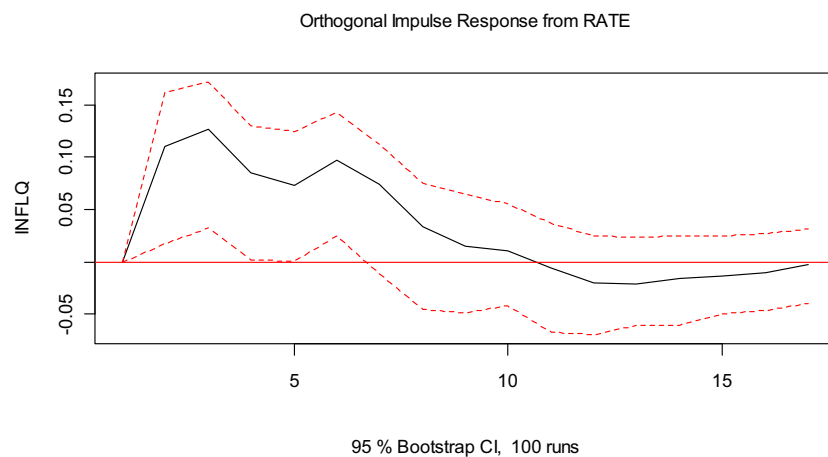
ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object varest_r

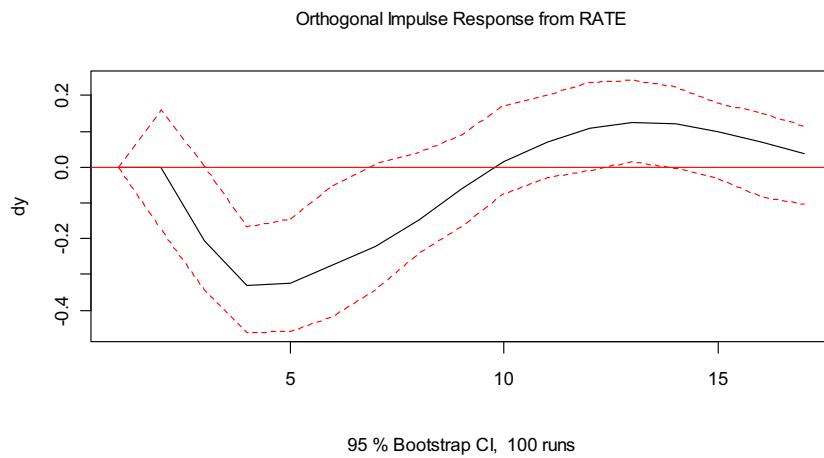
Chi-squared = 639.3231, df = 500, p-value = 2.32e-05

3.2.2 FUNZIONI DI RISPOSTA D'IMPULSO

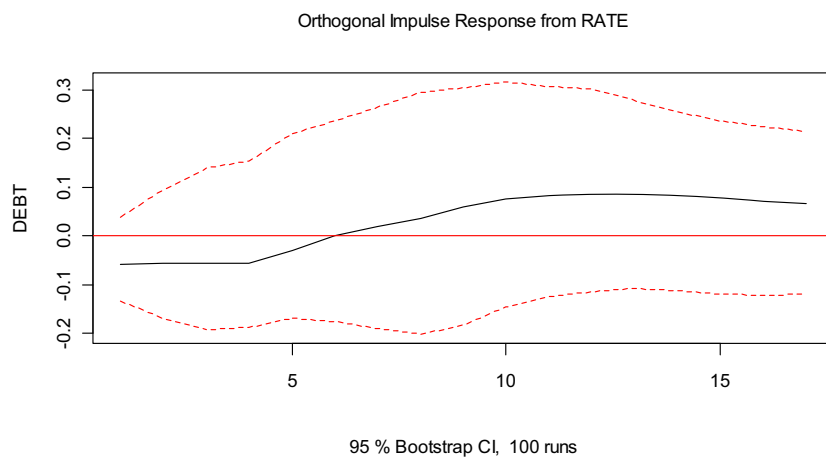
Ora vediamo come rispondono le variabili ad un impulso di politica monetaria che comprende questo sottoperiodo.



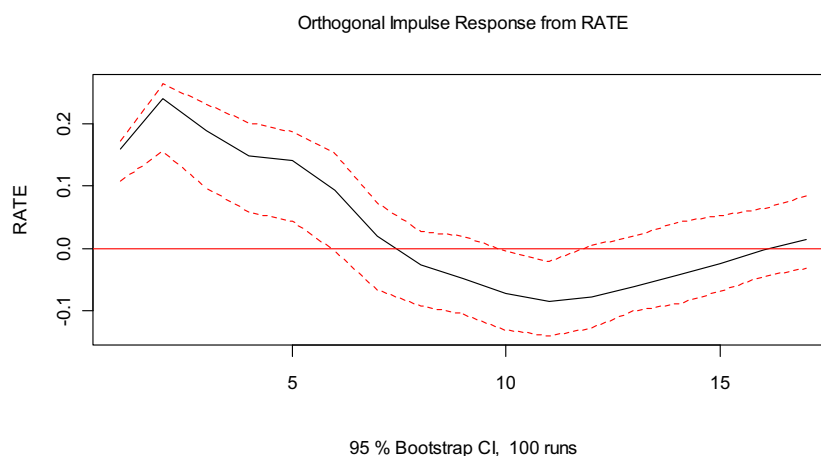
Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linea tratteggiata rossa) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso di interesse; campione 1954:10-1979:2.



Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linea tratteggiata rossa) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso di interesse; campione 1954:10-1979:2.



Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linea tratteggiata rossa) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso di interesse; campione 1954:10-1979:2.



Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linea tratteggiata rossa) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso di interesse; campione 1954:10-1979:2.

La risposta del tasso di interesse ad uno shock di politica monetaria è positiva ma dopo viene assorbita lentamente nel tempo (assume una forma più morbida rispetto al caso precedente), questo comporta che circa dopo 6 trimestri un prevedibile calo dell'attività economica come evidenziato dalla serie del tasso di crescita del PIL e dal tasso del rapporto debito/PIL. Infatti la funzione di reazione del tasso di crescita del reddito reale a uno shock di politica monetaria si vede dopo il secondo trimestre. L'inflazione invece è in continua crescita. Il fenomeno appena descritto è noto nella letteratura VAR come "price puzzle", espressione questa usata per descrivere qualcosa di inatteso.

Ne parlano Stock Watson (2001) come elemento caratterizzante dei VAR stimati con dati USA comprendenti gli anni '70. Christiano, Eichenbaum, Evans (2005) ritengono che il "Price Puzzle" sia causato dal canale di offerta. Considerando questo canale, se le imprese prendono in prestito denaro e il tasso di interesse sale, pagano di più il prestito bancario e scaricheranno sui prezzi questo maggior costo marginale. Di conseguenza i prezzi saliranno.

Dal lato della domanda 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 calano.

Rabanal (2007) considera il fenomeno "price puzzle" come un possibile 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.

Castelnuovo e Surico (2010), individuano come possibile causa del fenomeno l'insufficiente informazione presente nel VAR.

3.3 VAR SUL SECONDO SOTTOCAMPIONE (1984:1- 2007:04)

Il secondo sottocampione parte dal primo trimestre del 1984 e arriva fino all'ultima osservazione disponibile, datata 01/04/2007. Il modello VAR include sempre le seguenti serie : tasso di crescita del reddito reale (tdy), tasso di inflazione (INFLQ), tasso di interesse (RATE) e rapporto debito/PIL (DEBT), in simboli rispettivamente y_t, π_t, R_t, D_t .

Il modello VAR suggerito dal criterio AIC da stimare per i dati a disposizione è un VAR(3) cioè $p=3$.

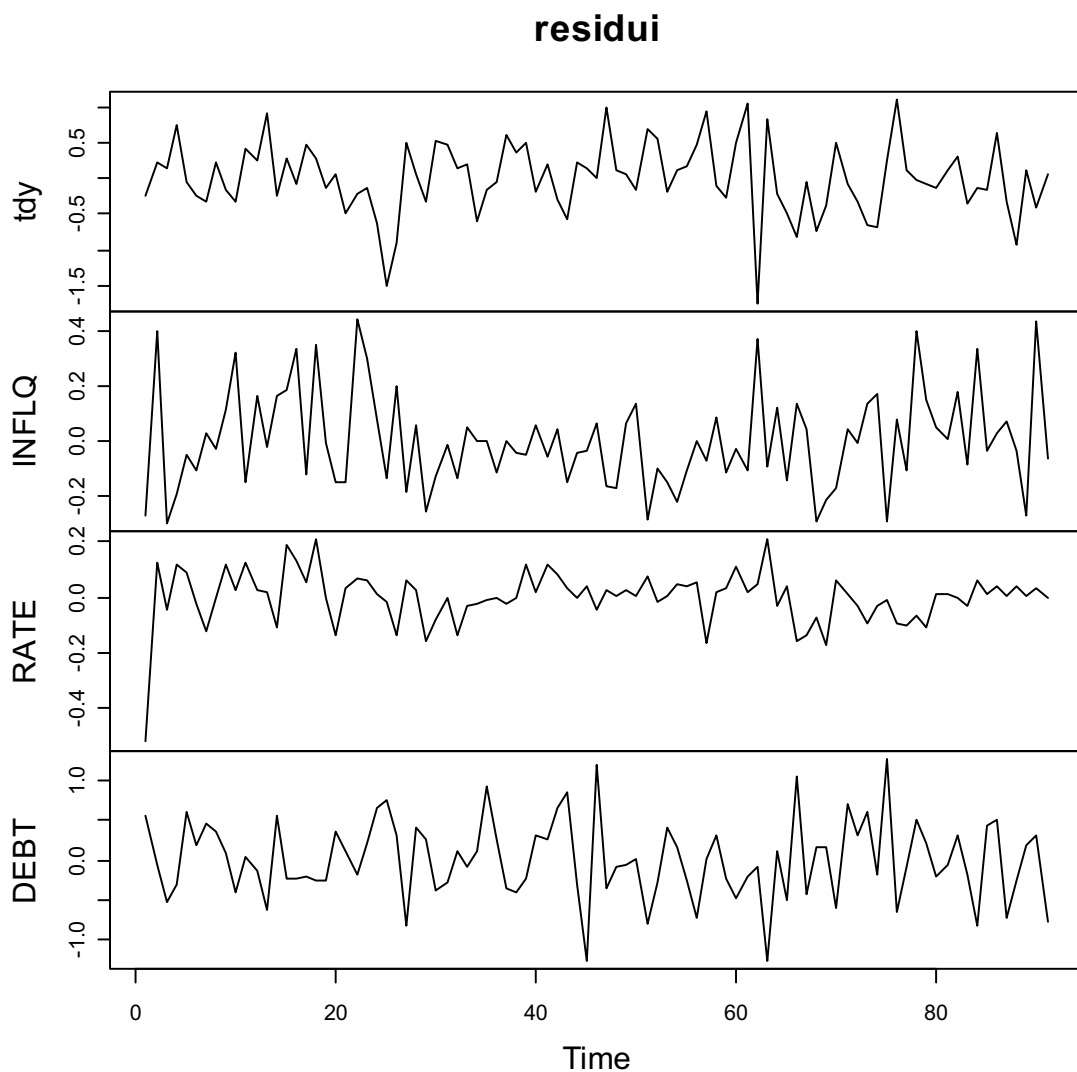
$$\begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \\ R_t \\ D_t \end{bmatrix} = \Theta_0 + \Phi_1 \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ R_{t-1} \\ D_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \Phi_3 \begin{bmatrix} y_{t-3} \\ \pi_{t-3} \\ R_{t-3} \\ D_{t-3} \end{bmatrix} + a_t.$$

Il modello è stazionario come suggerito dalle radici:

0.9861 0.8573 0.8285 0.662 0.6383 0.6383 0.6078 0.5519 0.5519 0.5336 1.409e-16
0

3.3.1 ANALISI DEI RESIDUI

L'analisi del modello VAR(3) sopra stimato è la seguente:



Dal test univariati di Ljung - Box fatti su ciascuna delle serie segue che rifiuto l'ipotesi nulla di assenza di autocorrelazione per la serie dell'inflazione e del tasso del rapporto debito/PIL.

Box-Ljung test

data: tdy

X-squared = 9.4822, df = 8, p-value = 0.3033

Box-Ljung test

data: INFLQ

X-squared = 18.0042, df = 8, p-value = 0.02120

Box-Ljung test

data: RATE

X-squared = 7.3503, df = 8, p-value = 0.4994

Box-Ljung test

data: DEBT

X-squared = 22.6024, df = 8, p-value = 0.003914

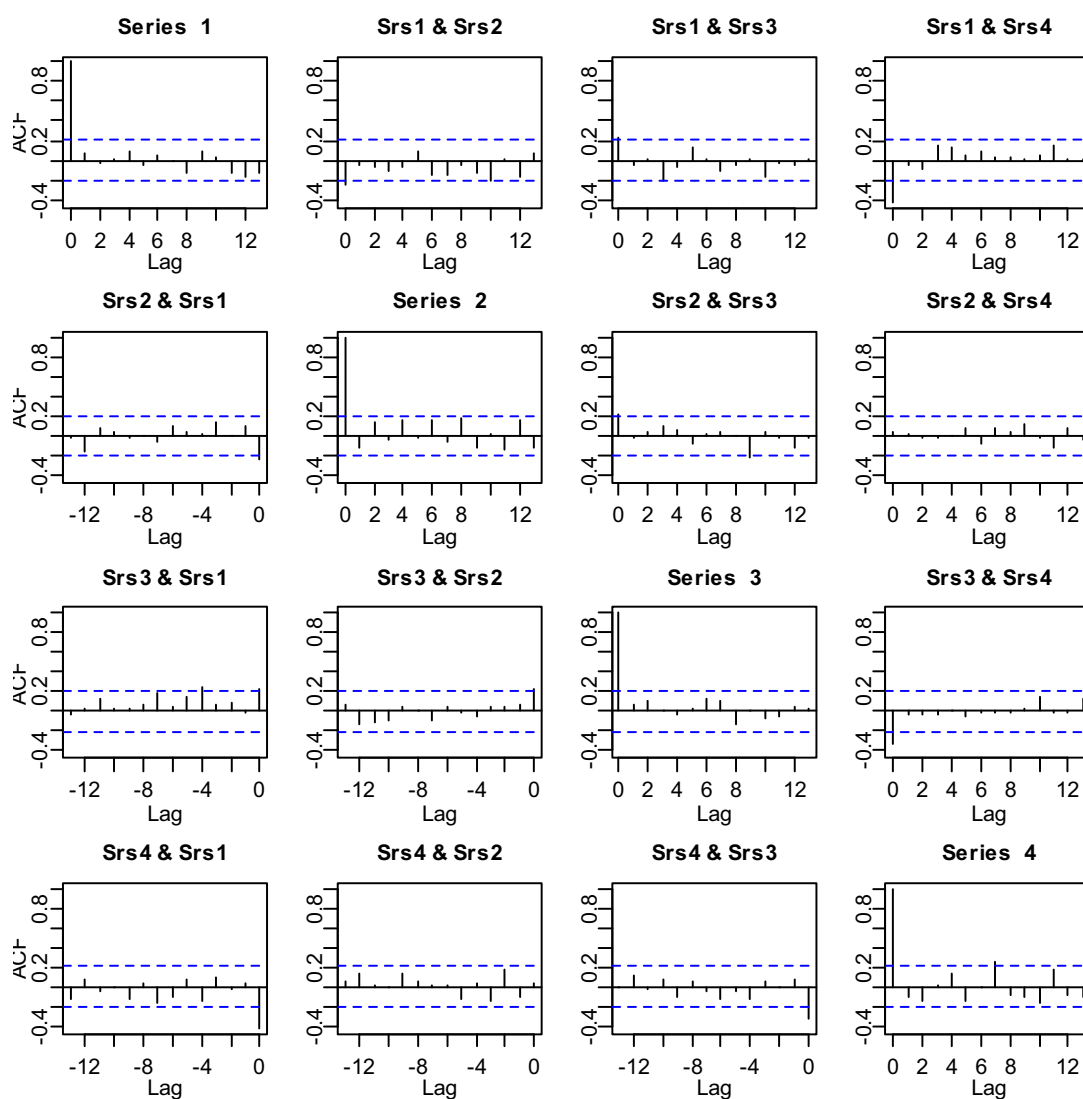
Il tes multivariato di Portmanteau mi porta ad accettare l'ipotesi nulla di assenza di autocorrezione.

Portmanteau Test (asymptotic)

data: Residuals of VAR object varest_r

Chi-squared = 229.8131, df = 208, p-value = 0.1431

L'assenza di autocorrelazione e di cross-correlazione delle serie lo vedo anche dal acf dei residui i quali si trovano tutti dentro le bande di confidenza:



Auto e cross-correlazioni del modello VAR(5) , 1984:1- 2007:04

I test univariati riguardo alla presenza di effetti ARCH e di assenza di eteroschedasticità mi portano a rifiutare l'assenza di tale presenza solo per i residui della serie tasso d'interesse.

ARCH test (univariate)

data: Residual of tdy equation

Chi-squared = 15.0903, df = 16, p-value = 0.518

ARCH test (univariate)

data: Residual of INFLQ equation

Chi-squared = 17.0858, df = 16, p-value = 0.3801

ARCH test (univariate)

data: Residual of RATE equation

Chi-squared = 28.8634, df = 16, p-value = 0.02487

ARCH test (univariate)

data: Residual of DEBT equation

Chi-squared = 12.4528, df = 16, p-value = 0.7123

Il test multivariato mi porta ad accettare l'ipotesi nulla di omoschedasticità, in linea con il fenomeno della "Great Moderation".

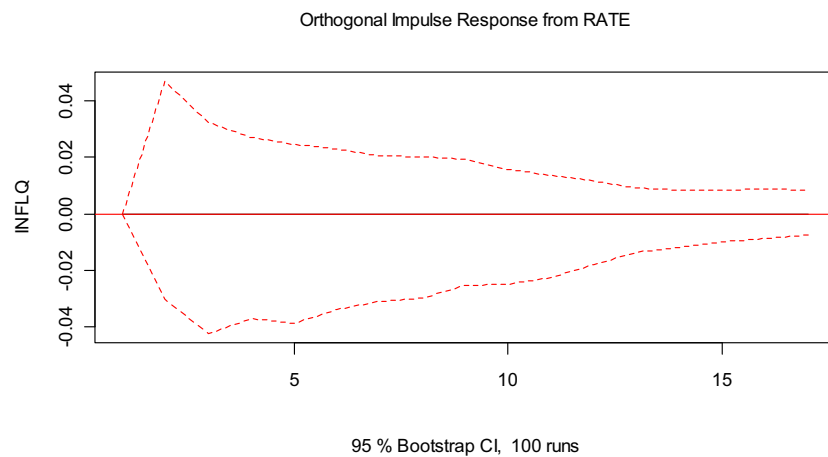
ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object varest_r

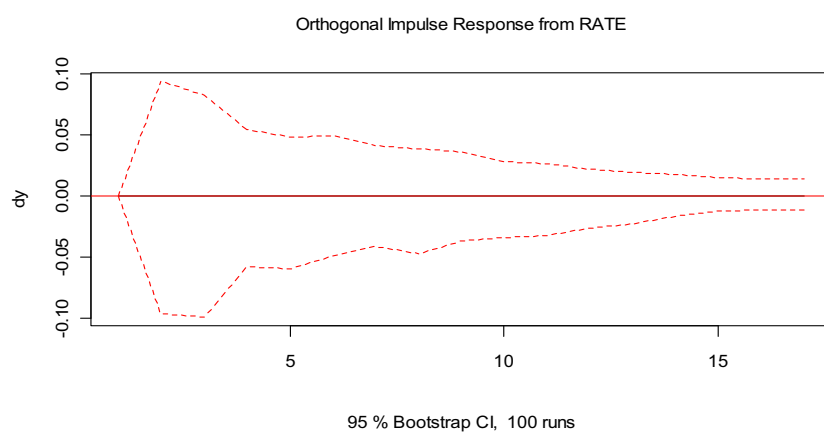
Chi-squared = 514.734, df = 500, p-value = 0.3147

3.3.2 FUNZIONI DI RISPOSTA D'IMPULSO

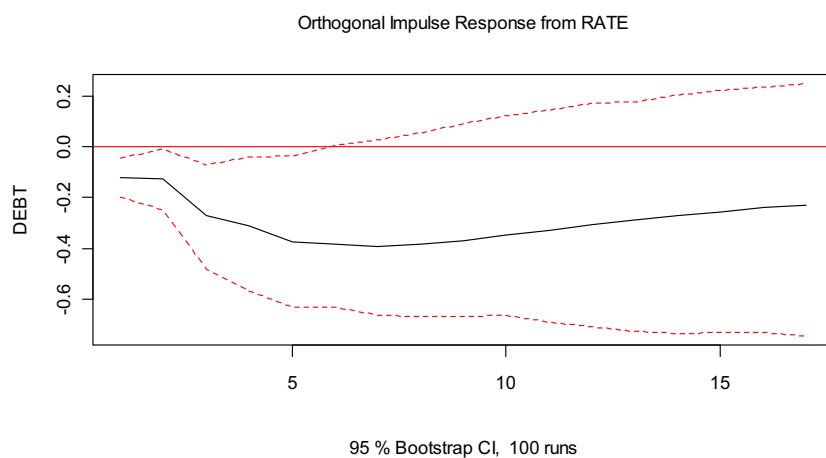
Guardando i seguenti grafici delle risposte impulsive si notano bene le differenze con le funzioni di risposta d'impulso riguardanti il primo sottocampione.



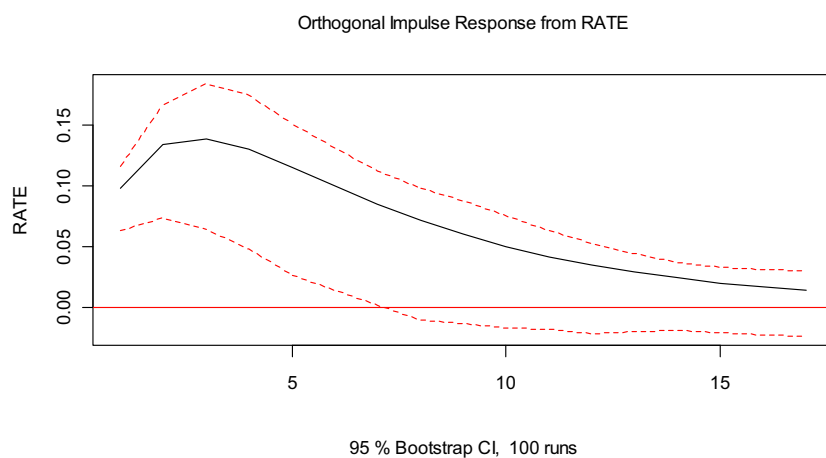
Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linee tratteggiate in rosso) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso d'interesse;campione 1984:1- 2007:04



Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linee tratteggiate in rosso) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso d'interesse;campione 1984:1- 2007:04



Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linee tratteggiate in rosso) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso d'interesse; campione 1984:1- 2007:04



Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linee tratteggiate in rosso) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso d'interesse; campione 1984:1- 2007:04

Il tasso di interesse ad uno shock di politica monetaria agisce sempre in una maniera positiva. Mentre le risposte impulsive delle variabili tasso di crescita del reddito reale e inflazione rivelano in questo sottoperiodo tendenze differenti rispetto a quelle del sottoperiodo antecedente. Queste due variabili hanno delle risposte impulsive praticamente nulle, rimanendo sullo zero. La variabile rapporto debito/PIL risponde

con una funzione d'impulso decrescente all'inizio ma la quale dopo si rende costante. Ciò indica che il tasso di crescita del PIL prima dello shock era minore del tasso di interesse dei titoli di Stato, ma se interveniamo aumentando il tasso di interesse dunque con uno shock di politica monetaria, non ci sarà un disavanzo primario e le entrate saranno più delle uscite cosa che lo renderà costante. Vista la complessità nell'ambiente macroeconomico considerato le reazioni nulle dell'inflazione e del PIL possono essere l'esito di innovazioni finanziarie nate nel secondo sottoperiodo o della politica monetaria aggressiva di Volcker, come sostenuto da Boivin e Giannoni (2006), e da Castelnuovo e Surico (2010). Ma non si esclude nuovamente il fatto che, la risposta impulsiva dell'inflazione e del PIL praticamente piatte, possano derivare dalle restrizioni di Cholesky non consistenti con il vero processo che genera i dati Carlstrom, Fuerst, Paustian (2009). Possibilità questa sostenuta 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.

3.4 MODELLO VAR TRIVARIATO.

Il modello VAR che adesso vado a stimare è composto dalle tre variabili ($k = 3$) espresse nell'ordine: tasso di crescita del reddito reale (tdy), tasso d'inflazione ($INFLQ$) e tasso d'interesse ($RATE$) in simboli rispettivamente y_t, π_t, R_t . Tutto ciò va fatto per vedere la differenza che c'è tra le stime delle funzioni di risposta impulsiva nel caso quando vado a considerare come parte del dataset (come abbiamo fatto fino ad adesso) la variabile tasso di rapporto debito/PIL e il caso quando non la consideriamo (cosa che dura in poi faremo). Debito e crescita economica di un paese sono fra loro collegati. Omettere dunque tale variabile ci porterebbe a delle stime diverse.

La stima del modello autoregressivo comprenderà tutte le osservazioni a disposizione , dal 1954:10 al 2007:04. 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=5

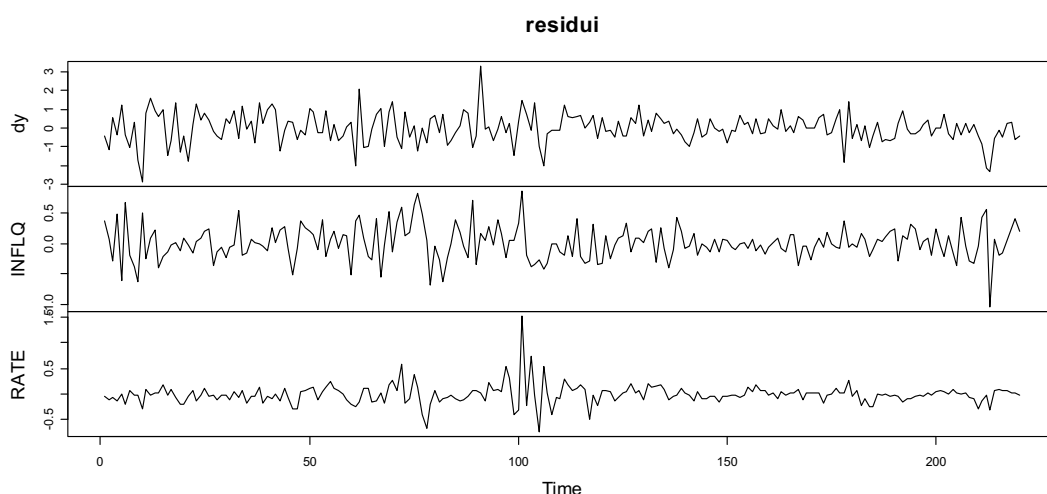
$$\begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \\ R_t \end{bmatrix} = \Phi_0 + \Phi_1 \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ R_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \Phi_5 \begin{bmatrix} y_{t-5} \\ \pi_{t-5} \\ R_{t-5} \end{bmatrix} + a_t.$$

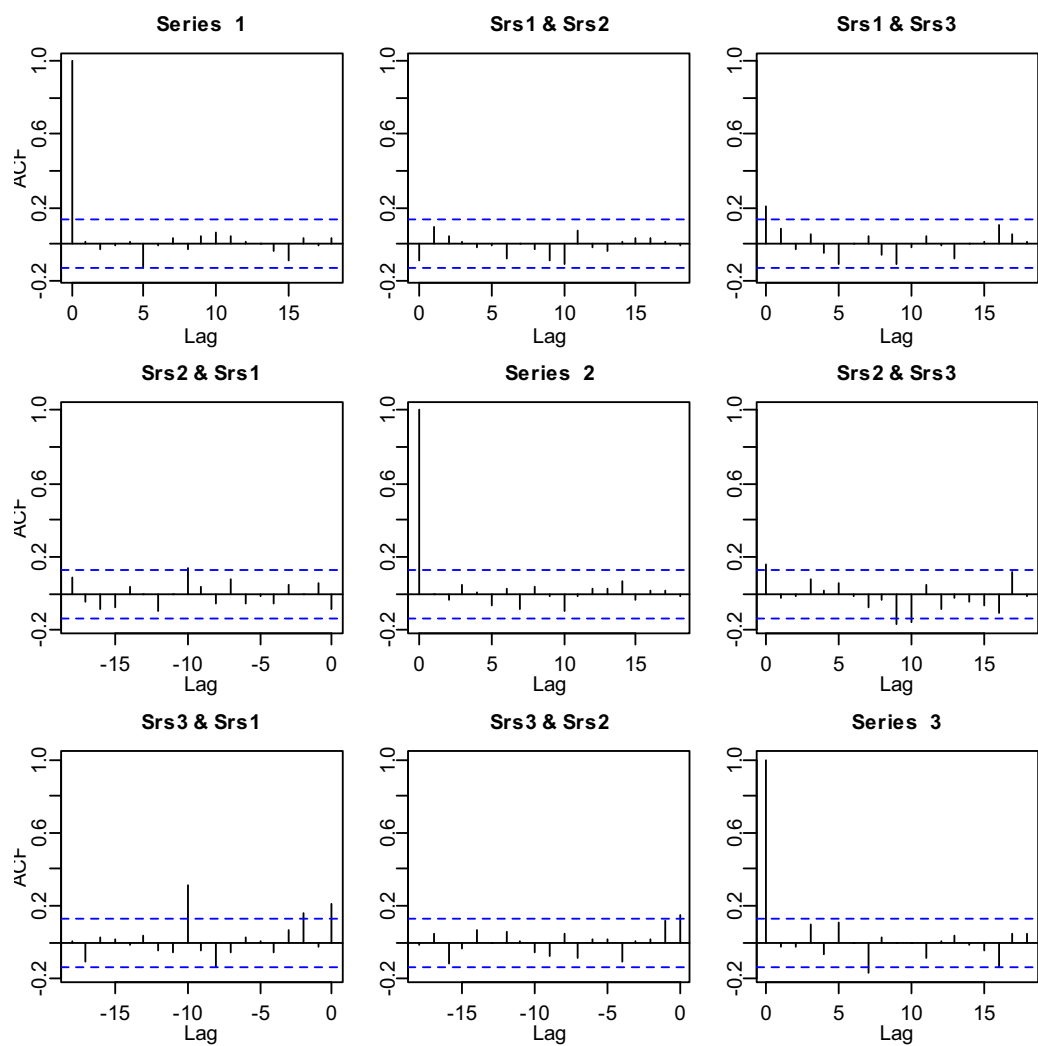
Le radici del modello VAR(3) stimato per i nostri dati sono in modulo inferiori a uno cosa che implica che il modello è stazionario.

0.9734 0.8939 0.8023 0.8023 0.7198 0.7198 0.7072 0.7072 0.6751 0.6751 0.6622
0.6622 0.1953 3.289e-16 0

3.4.1 ANALISI DEI RESIDUI

Sotto vengono riportati il grafico dei residui e il grafico delle autocorrelazioni e cross-correlazione dei residui del modello stimato sui dati che corrispondono all'arco temporale 1954:10 - 2007:04. Dal grafico autocorrelazioni e cross-correlazioni dei residui notiamo che le serie non presentano segni di auto e cross-correlazione.





Il test di Ljung Box univariato ci porta ad accettare l'ipotesi nulla dell'assenza di autocorrelazione.

Box-Ljung test

data: tdy

X-squared = 6.4422, df = 8, p-value = 0.5978

Box-Ljung test

data: INFLQ

X-squared = 5.9653, df = 8, p-value = 0.6511

Box-Ljung test

data: RATE

X-squared = 14.2283, df = 8, p-value = 0.076

Il test multivariato di Portmanteau ci porta però a rifiutare l'ipotesi nulla di incorrelazione dei residui del modello.

Portmanteau Test (asymptotic)

data: Residuals of VAR object varest_r

Chi-squared = 142.3021, df = 99, p-value = 0.002865

Il test di eteroschedasticità porta a rifiutare l'ipotesi nulla cioè di assenza di eteroschedasticità:

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object varest_r Chi-squared = 383.2511, df = 180, p-value < 2.2e-16

Il test eteroschedasticità fatto sulle singole serie però ci porta ad accettare l'ipotesi nulla di assenza di eteroschedasticità nei residui solo per la prima serie.

ARCH test (univariate)

data: Residual of dy equation

Chi-squared = 16.7649, df = 16, p-value = 0.401

ARCH test (univariate)

data: Residual of INFLQ equation

Chi-squared = 25.0791, df = 16, p-value = 0.06844

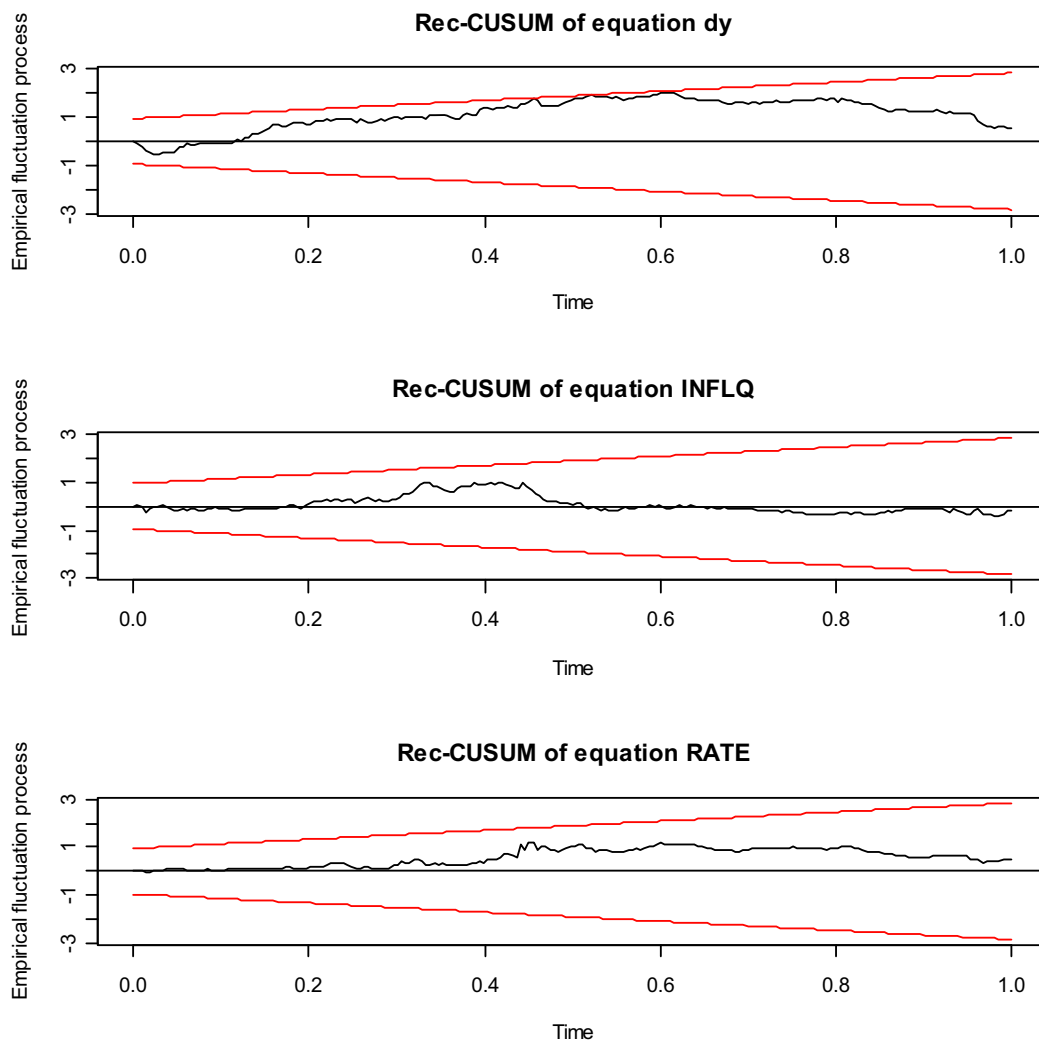
ARCH test (univariate)

data: Residual of RATE equation

Chi-squared = 31.1693, df = 16, p-value = 0.01280

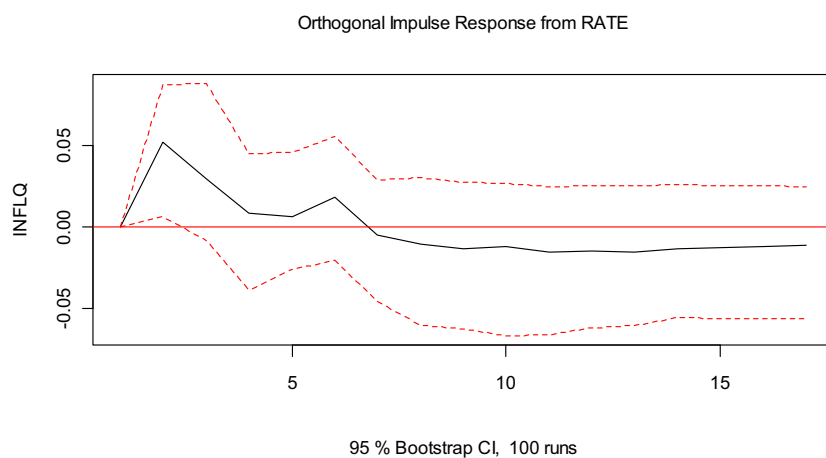
Vado a verificare ora con il test di stabilità se nel periodo che consideriamo ci sono stati cambi strutturali. Sotto l'ipotesi nulla il test assume assenza di cambi strutturali dunque i residui del modello devono stare dentro bande di confidenza nel grafico riportato sotto.

Dal grafico vediamo che non ci sono cambi strutturali per tutte tre le serie.

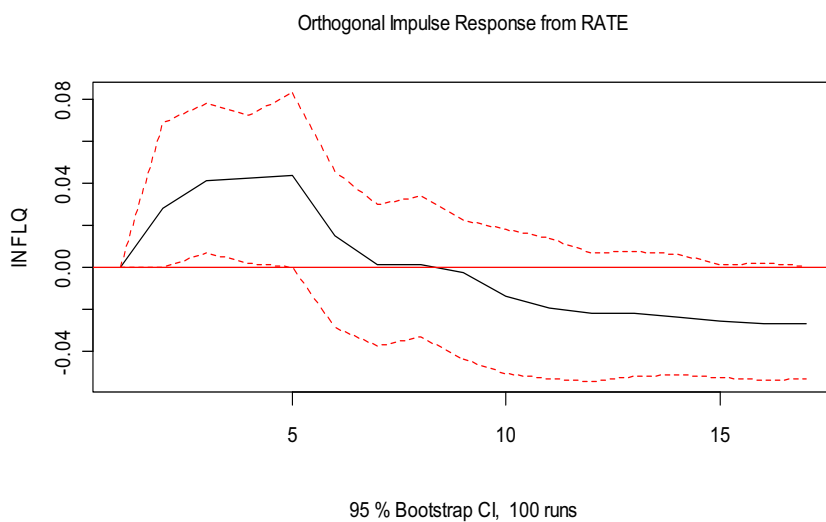


3.4.2 FUNZIONI DI RISPOSTA D'IMPULSO

Nel seguito ho calcolato la funzione di risposta impulsiva dell'inflazione ad uno shock positivo del tasso d'interesse. Dal grafico della risposta impulsiva notiamo che uno shock positivo di questo genere porta l'inflazione a crescere fino al settimo trimestre per poi reagire in modo negativo fino ad essere assorbita del tutto nel tempo. Il tasso di inflazione nel modello precedente reagisce positivamente come nel seguente modello ma con la differenza che è in continua crescita fino al quinto trimestre per poi decrescere fino a raggiungere lo zero nel settimo trimestre.

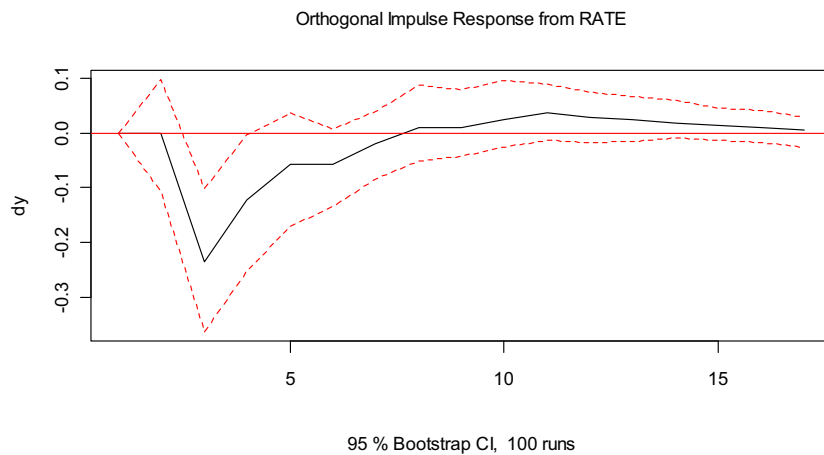


Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linea tratteggiata rossa) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso di interesse; campione 1954:10 - 2007:04. Nuovo modello (k=3)

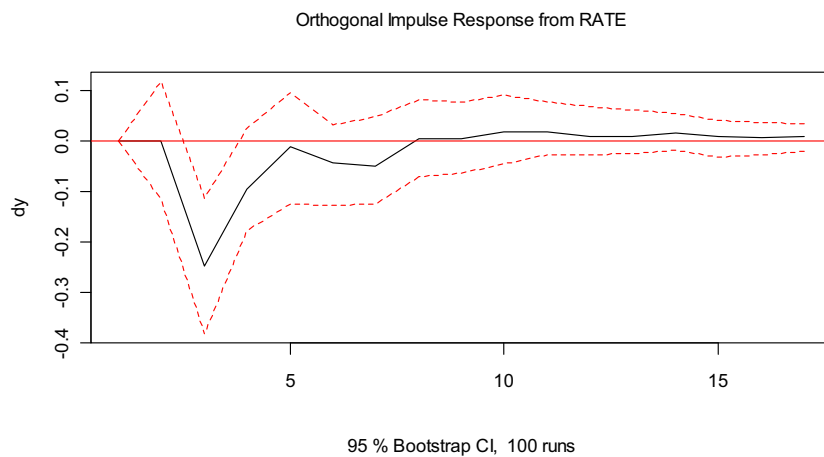


Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linea tratteggiata rossa) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso di interesse; campione 1954:10 - 2007:04 . Vecchio modello (k=4).

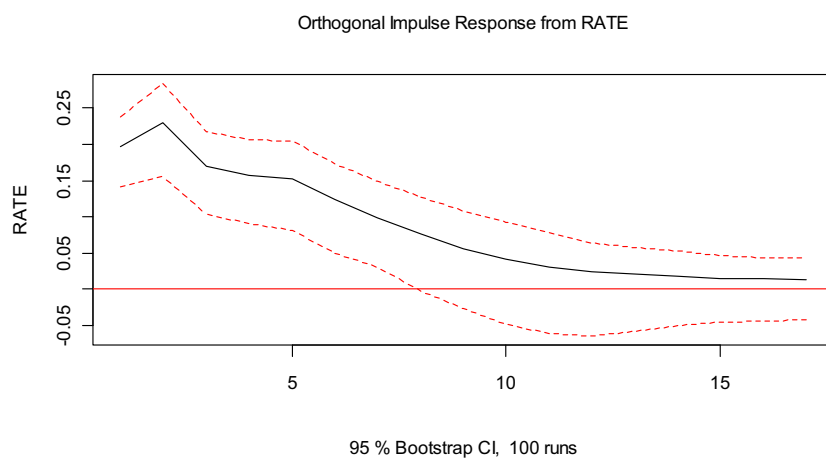
Vediamo nel seguito la differenza fra le funzioni di risposta impulsiva delle serie tasso di crescita del reddito reale e tasso di interesse rispettivamente nel nuovo e nel vecchio modello:



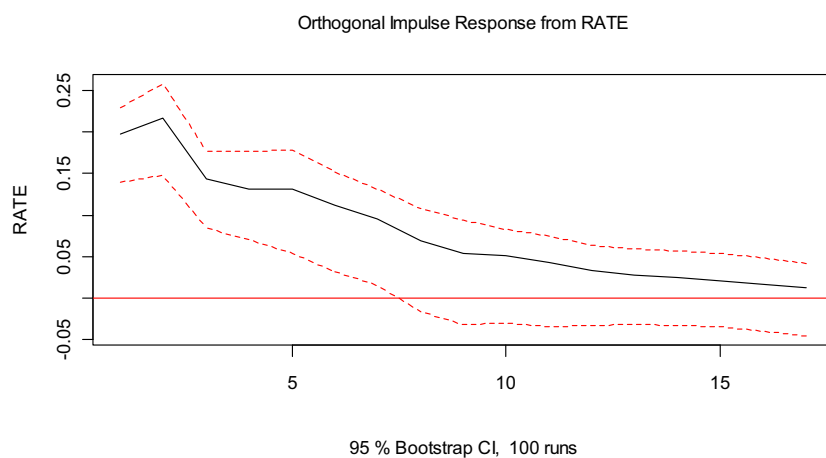
Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linea tratteggiata rossa) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso di interesse; campione 1954:10 - 2007:04. Nuovo modello (k=3).



Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linea tratteggiata rossa) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso di interesse; campione 1954:10 - 2007:04. Vecchio modello (k=4).



Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linea tratteggiata rossa) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso di interesse; campione 1954:10 - 2007:04. Nuovo modello ($k=3$).



Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linea tratteggiata rossa) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso di interesse; campione 1954:10 - 2007:04. Vecchio modello ($k=4$).

Dunque è evidente guardando i grafici delle funzioni di risposta impulsiva che non considerare la serie rapporto debito/PIL ci porta trascuriamo delle informazioni importanti.

3.5 VAR NEL PRIMO SOTTOCAMPIONE

Per il primo sottocampione il quale comprende i dati riguardanti l'arco temporale che inizia dal 1954:10 fino al 1979:2 il modello VAR che si adatta meglio ai dati è un VAR(4) quest'ultimo suggerito dal criterio AIC:

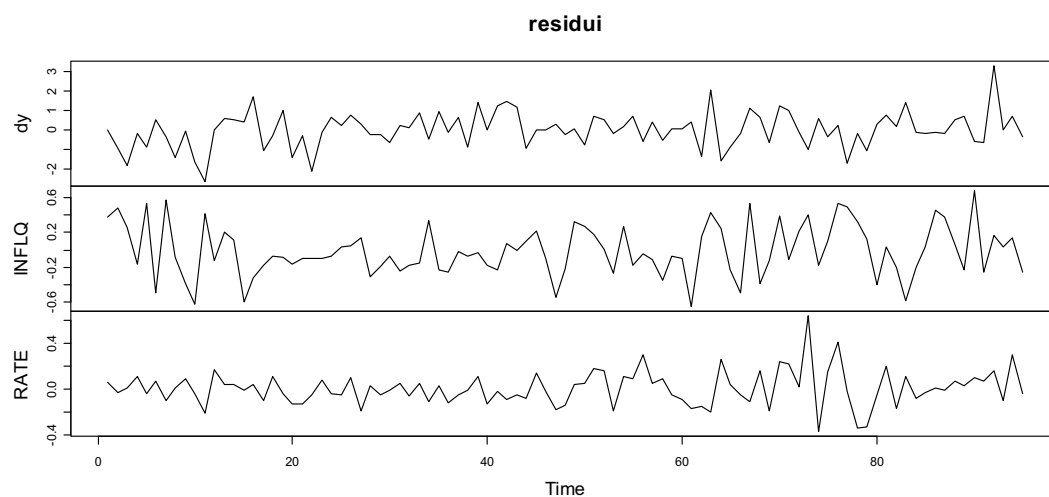
$$\begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \\ R_t \end{bmatrix} = \Phi_0 + \Phi_1 \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ R_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \Phi_4 \begin{bmatrix} y_{t-4} \\ \pi_{t-4} \\ R_{t-4} \end{bmatrix} + a_t.$$

Le radici del modello VAR stimato sono in modulo minori di uno ciò implica che il modello è stabile:

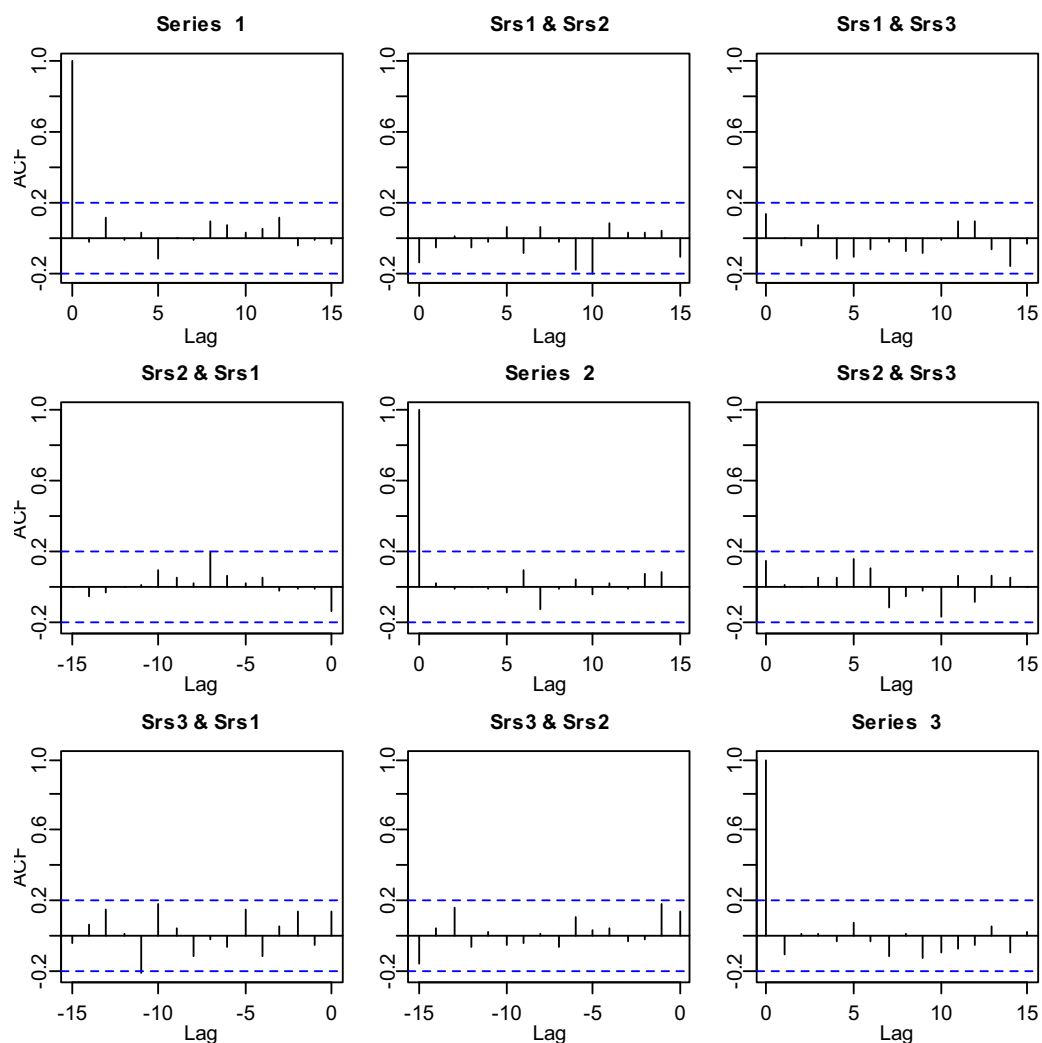
0.8592 0.8592 0.7423 0.7423 0.7063 0.6932 0.5459 0.5459 0.2808 0 0 0

3.5.1 Analisi dei residui

I residui del modello sono:



Il grafico di auto e cross-correlazioni dei residui del modello è il seguente:



Il grafico mostra che c'è assenza di auto e cross - correlazione tra di loro.

I test di Ljung Box univariati fatti sulle serie ci portano ad accettare l'ipotesi nulla di assenza di correlazione solo per la serie tasso di crescita del reddito mentre per le altre serie ci porta a rifiutarla.

Box-Ljung test

data: tdy

X-squared = 15.3183, df = 8, p-value = 0.05324

Box-Ljung test

data: INFLQ

X-squared = 459.6692, df = 8, p-value < 2.2e-16

Box-Ljung test

data: RATE

X-squared = 326.3293, df = 8, p-value < 2.2e-16

Il test multivariato di Portmanteau ci porta ad accettare H_0 dunque si ha incorrelazione dei residui

Portmanteau Test (asymptotic)

data: Residuals of VAR object varest_r

Chi-squared = 88.0456, df = 108, p-value = 0.92

Il test multivariato di eteroschedasticità ci porta a rifiutare l'ipotesi nulla. Dunque c'è presenza di eteroschedasticità.

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object varest_r

Chi-squared = 259.6293, df = 180, p-value = 9.394e-05

Il test di eteroschedasticità univariata ci portano ad accettare che non c'è eteroschedasticità nei residui delle singole serie:

ARCH test (univariate)

data: Residual of dy equation

Chi-squared = 11.0459, df = 16, p-value = 0.8066

ARCH test (univariate)

data: Residual of INFLQ equation

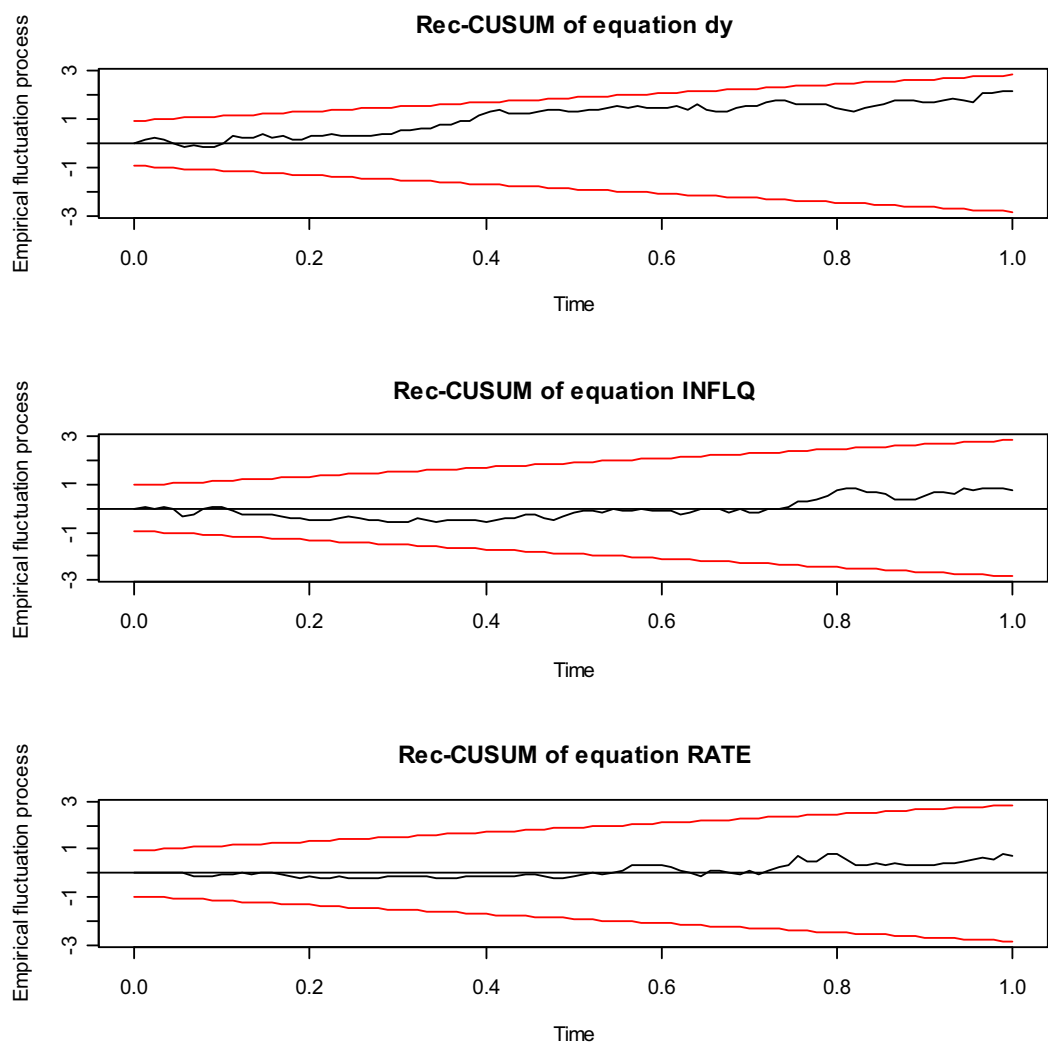
Chi-squared = 16.5871, df = 16, p-value = 0.4128

ARCH test (univariate)

data: Residual of RATE equation

Chi-squared = 21.6675, df = 16, p-value = 0.1543

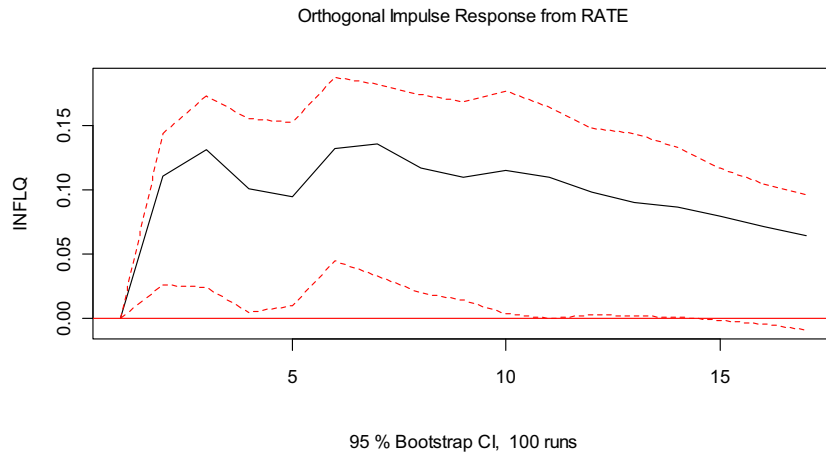
Seguendo con il test di stabilità dei residui del modello ciò che si nota dal grafico è che in nessuna delle tre serie dei residui ci sono dei cambi strutturali.



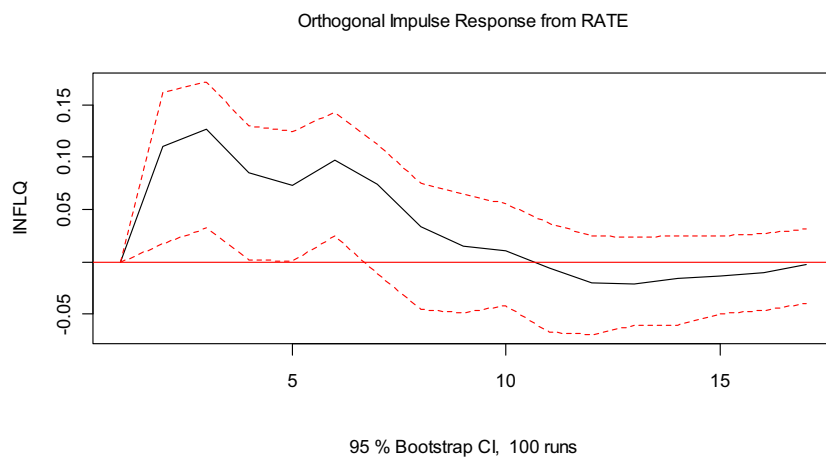
3.5.2 Funzioni di risposta d'impulso

Le funzioni di risposta impulsiva riguardanti questo primo sotto campione sono riportate sotto. Dai grafici della funzione di risposta impulsiva dell'inflazione a seguito di uno shock positivo del tasso di interesse considerando il vecchio e il nuovo modello c'è una notevole differenza. Considerando l'inflazione si vede che mentre nel nuovo modello la funzione di risposta d'impulso dopo il decimo trimestre

continua ad essere crescente nel vecchio modello la funzione assume valori negativi dopo il decimo trimestre per poi essere assorbita nel tempo.

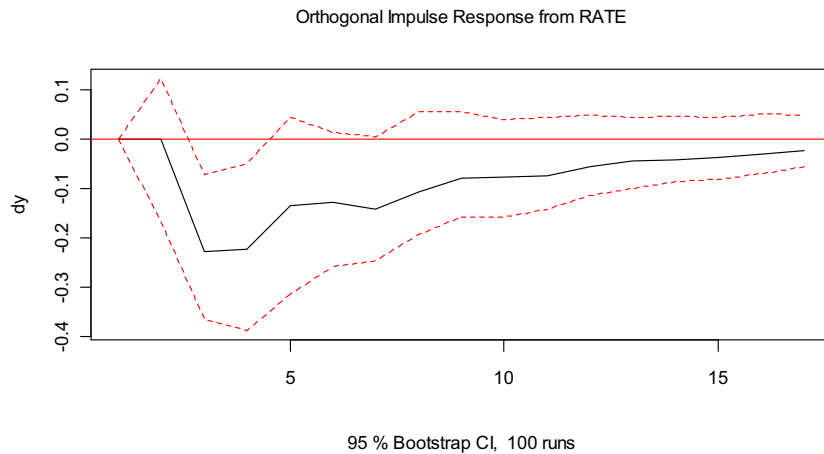


Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linea tratteggiata rossa) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso di interesse; campione 1954:10 -1979:2. Nuovo modello (k=3)

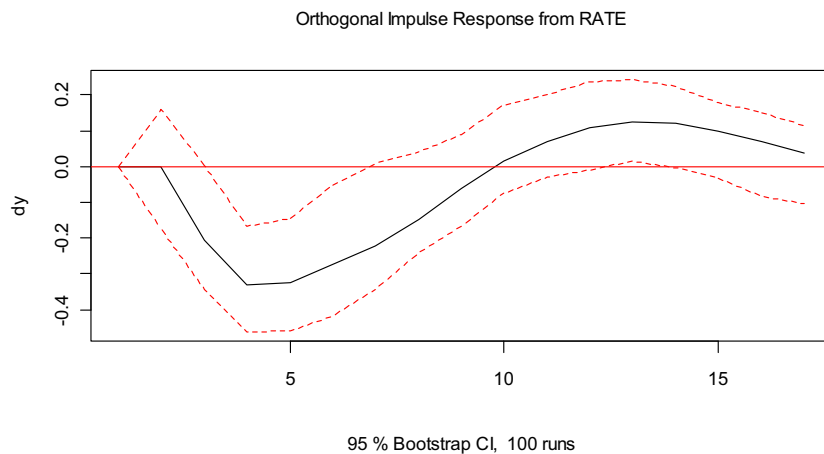


Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linea tratteggiata rossa) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso di interesse; campione 1954:10-1979:2.

Vediamo ora la differenza tra le funzioni di risposta impulsiva delle rimanenti serie.



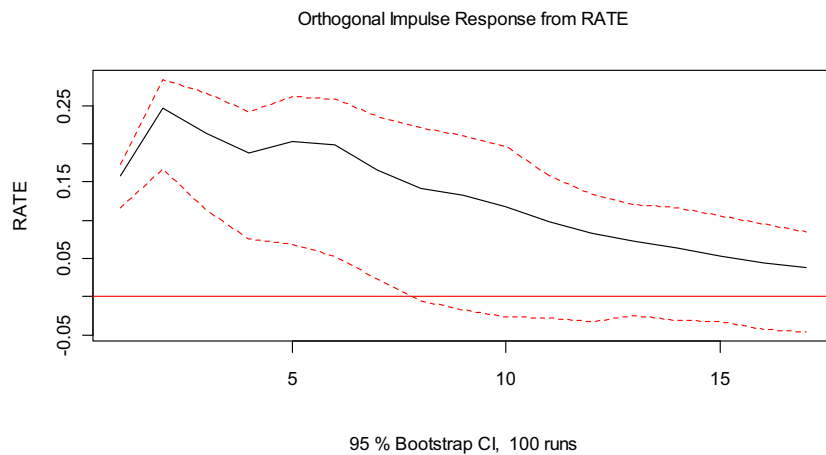
Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linea tratteggiata rossa) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso di interesse; campione 1954:10 -1979:2. Nuovo modello (k=3)



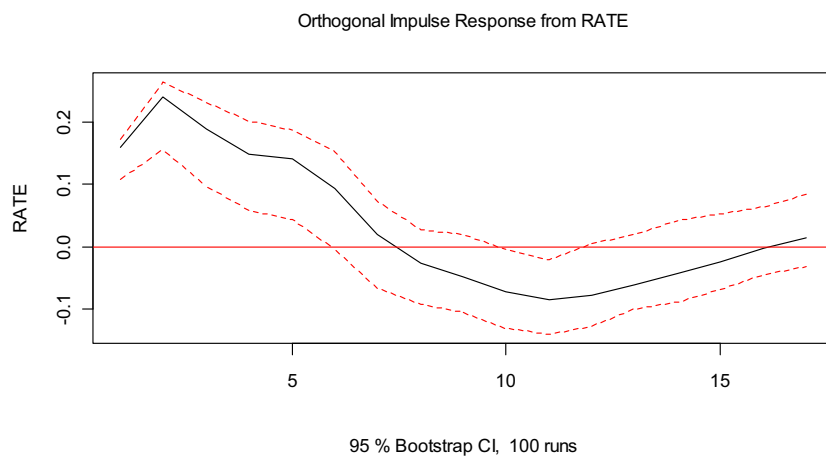
Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linea tratteggiata rossa) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso di interesse; campione 1954:10-1979:2.

Anche in qui si nota la differenza tra le due funzioni nel tempo. Mentre nel modello ridotto la funzione di reazione decresce assumendo solo valori negativi per poi

crescere andando verso lo zero Nel modello completo la funzione di reazione decresce fino al quarto trimestre per poi prendere a crescere e rimanere sui valori positivi fino ad essere assorbita nel tempo.



Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linea tratteggiata rossa) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso di interesse; campione 1954:10 -1979:2. Nuovo modello (k=3)



Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linea tratteggiata rossa) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso di interesse; campione 1954:10-1979:2.

Sopra ho riportato la funzione di reazione del tasso di interesse in seguito ad uno shock positivo per tutti e due i modelli. Guardando l'evidente differenza tra le due funzioni di reazione concludo che considerando questo sottocampione la differenza tra le funzioni è più evidente rispetto al caso quando considero l'intero campione dei dati.

Vado a vedere nel seguito se questa differenza è così evidente anche nel secondo sottocampione.

3.6 VAR sul secondo sottocampione (1984:1-2007:04)

Considero ora il secondo sottocampione che inizia dal 1984:1 fino al 2007:04. Il modello VAR suggerito dal criterio AIC è un modello vettoriale autoregressivo di ordine $p=5$.

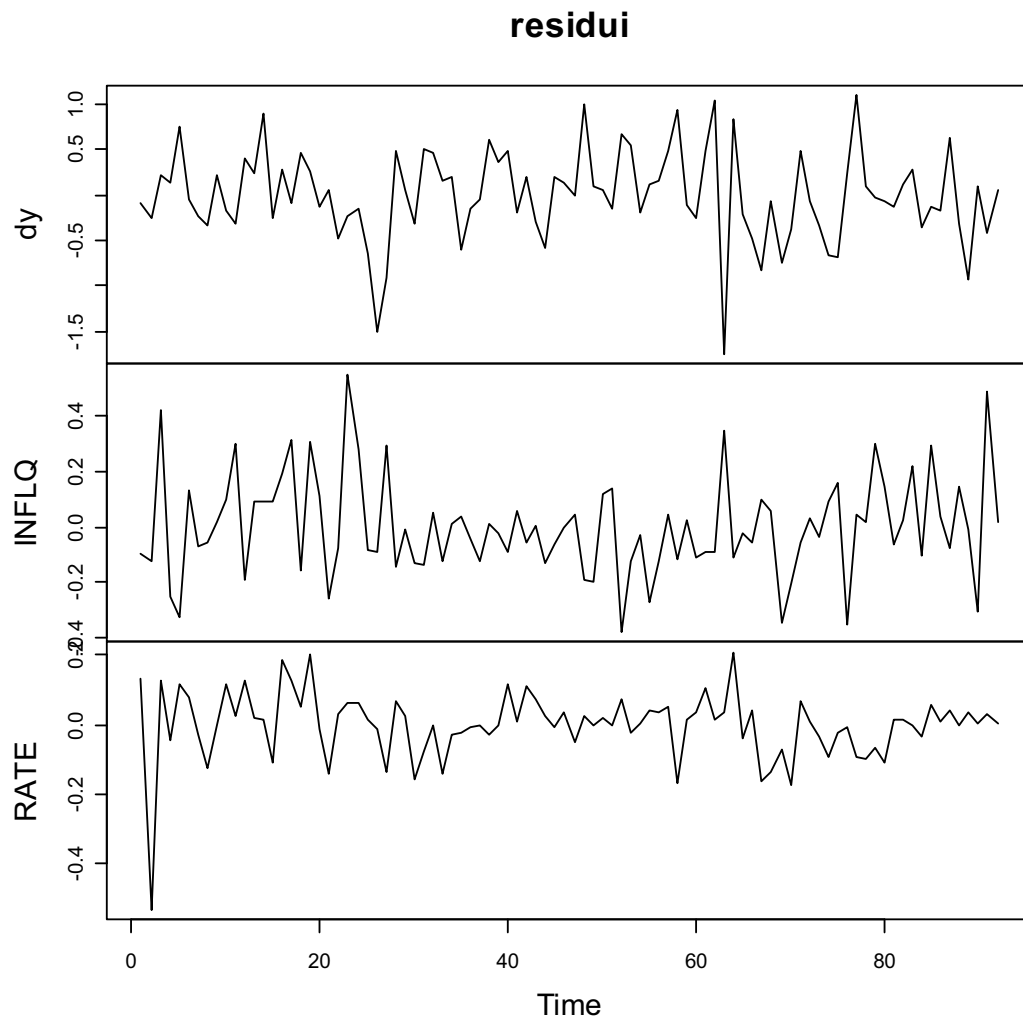
$$\begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \\ R_t \end{bmatrix} = \Phi_0 + \Phi_1 \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ \pi_{t-1} \\ R_{t-1} \end{bmatrix} + \Phi_2 \begin{bmatrix} y_{t-2} \\ \pi_{t-2} \\ R_{t-2} \end{bmatrix} + a_t.$$

Le radici del modello stimato sono in modulo inferiori a uno perciò il modello è stazionario:

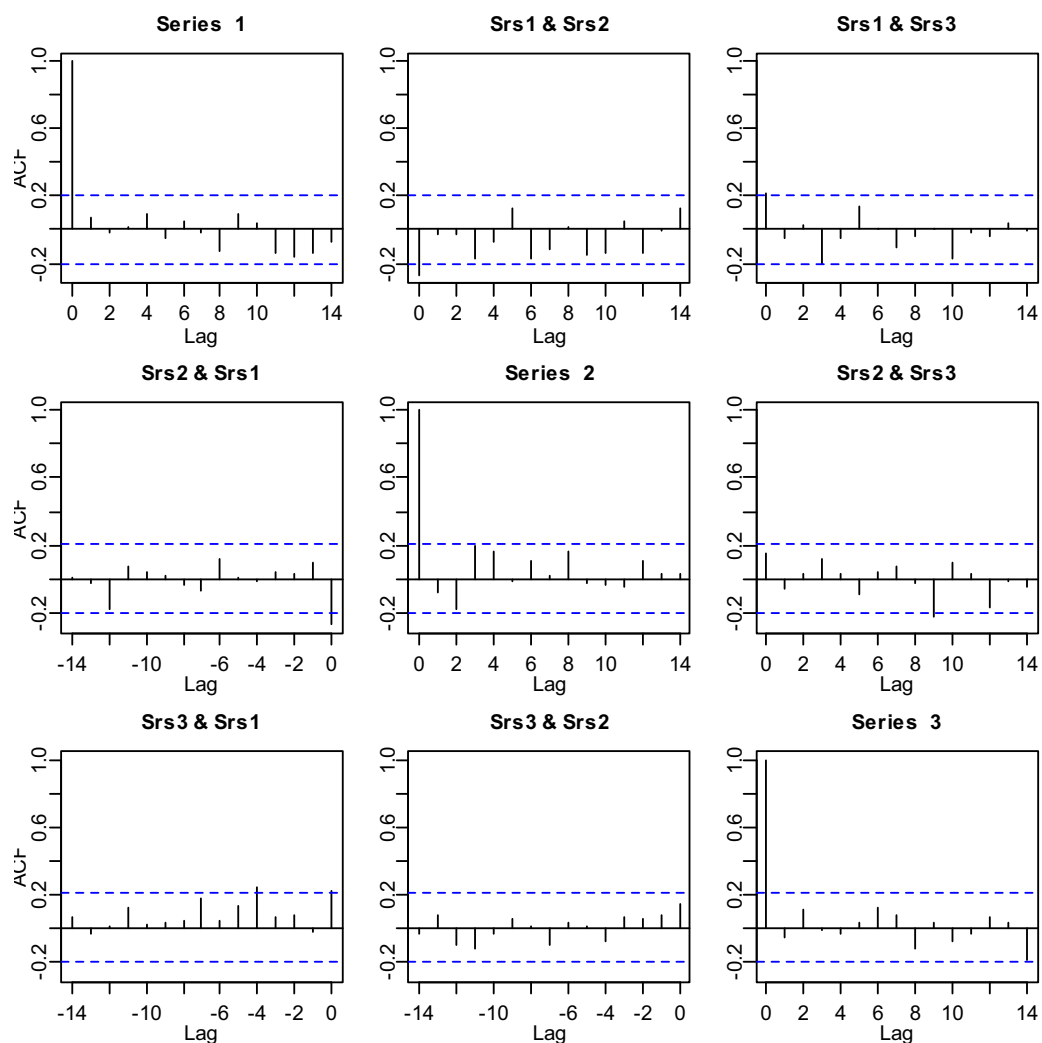
0.8274 0.7724 0.5582 0.5491 0.5491 0.3642

3.6.1 Analisi dei residui

I residui del modello stimato sono:



Il grafico delle auto-correlazione e delle cross-correlazioni dei residui dimostra assenza di auto-correlazione e cross-correlazione tra le serie.



Ora presento le stime del test di Ljung-Box univariato dove rifiuto l'ipotesi nulla di assenza di correlazione solo per la serie dei residui dell'inflazione:

Box-Ljung test

data: tdy

X-squared = 9.6209, df = 8, p-value = 0.2926

data: DEBT

Box-Ljung test

data: INFLQ

X-squared = 15.5514, df = 8, p-value = 0.04927

Box-Ljung test

data: RATE

X-squared = 6.5093, df = 8, p-value = 0.5904

Il test multivariato di Portmanteau mi porta ad accettare l'ipotesi nulla quindi di incorrelazione tra i residui:

Portmanteau Test (asymptotic)

data: Residuals of VAR object varest_r

Chi-squared = 120.9797, df = 126, p-value = 0.6096

Il test di eteroschedasticità multivariato mi porta ad accettare l'ipotesi nulla cioè di assenza dell'eteroschedasticità mentre quello univariato mi porta a rifiutare tale ipotesi solo per i residui della serie tasso d'interesse.

ARCH test (univariate)

data: Residual of INFLQ equation

Chi-squared = 11.2129, df = 16, p-value = 0.7962

ARCH test (univariate)

data: Residual of INFLQ equation

Chi-squared = 11.2129, df = 16, p-value = 0.7962

ARCH test (univariate)

data: Residual of RATE equation

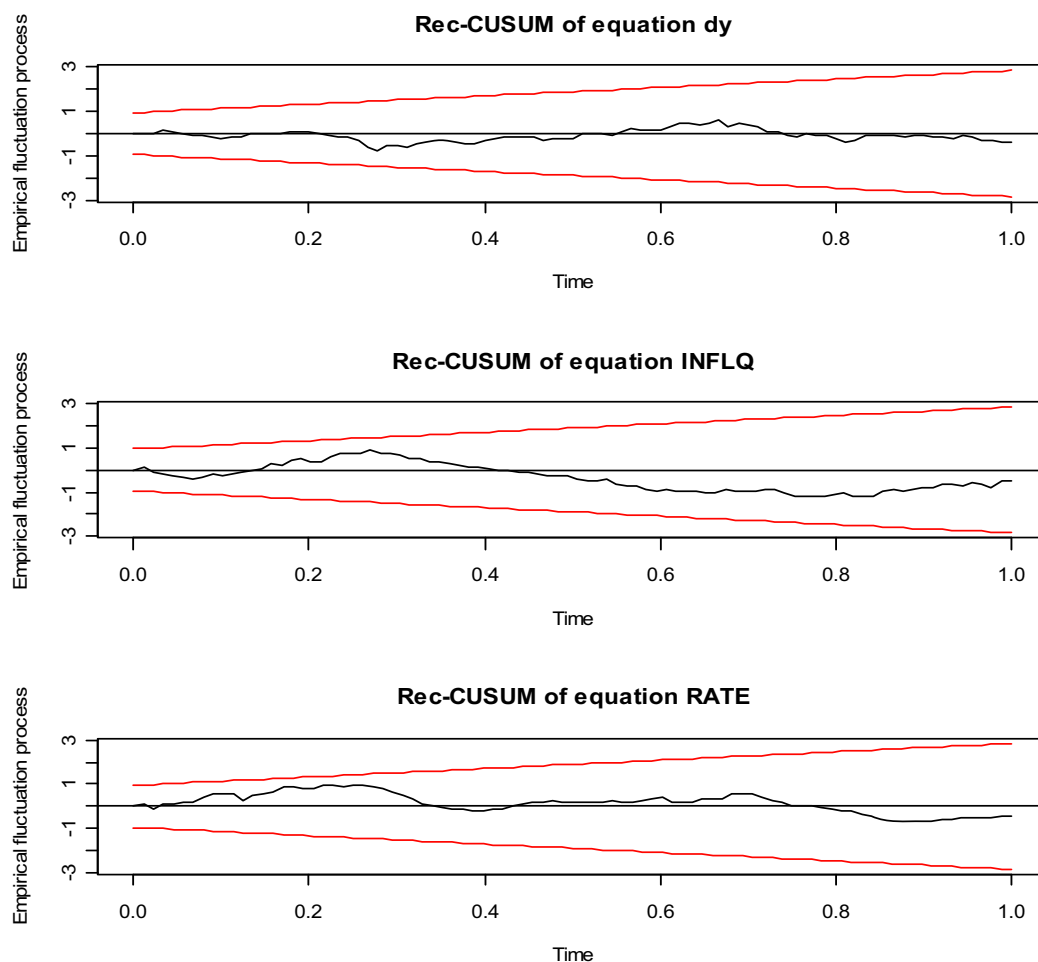
Chi-squared = 28.2881, df = 16, p-value = 0.02920

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object varest_r

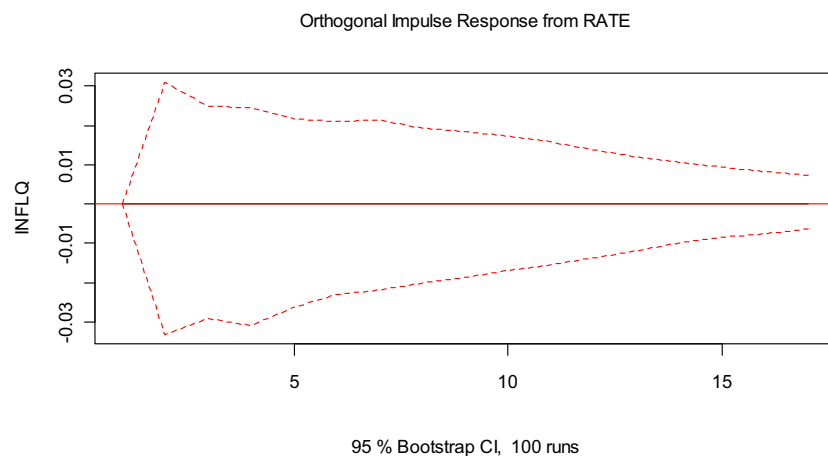
Chi-squared = 203.6951, df = 180, p-value = 0.1088

Andando avanti con il test di stabilità conferma l'assenza di cambi strutturali dei residui. Tutto ciò viene mostrato anche grafico sotto riportato.

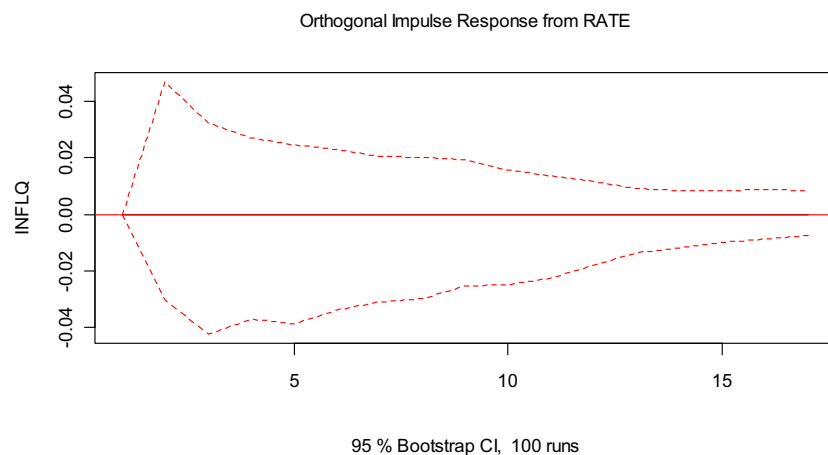


3.6.2 Le funzioni di risposta d'impulso

Nel seguito procedo con il confronto tra le funzioni di risposta impulsiva ad uno shock positivo di politica monetaria delle tre variabili del modello ridotto e quelle del modello completo per il considerato sottocampione.

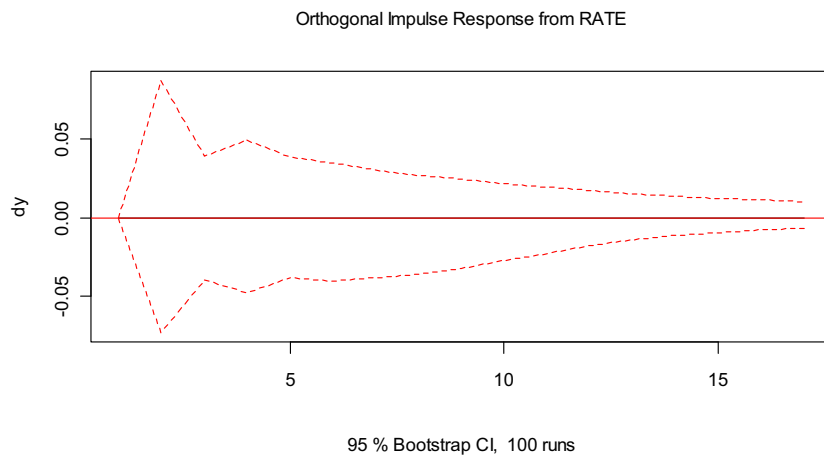


Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linee tratteggiate in rosso) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso d'interesse;campione 1984:1- 2007:04. Nuovo modello (k=3)

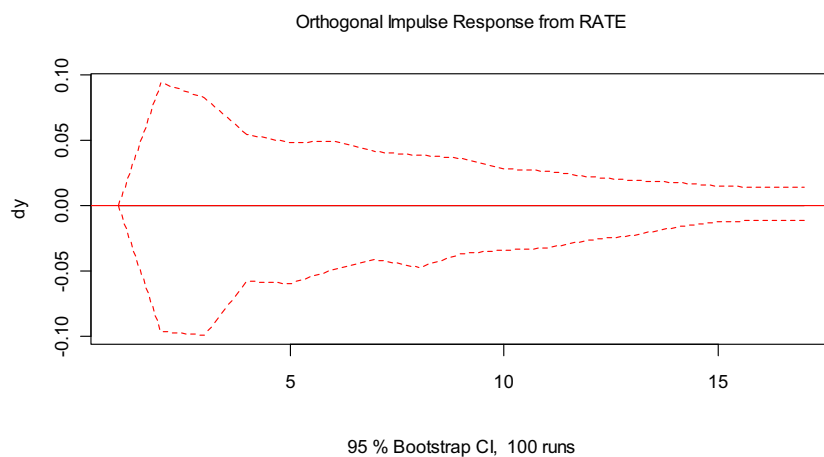


Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linee tratteggiate in rosso) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso d'interesse;campione 1984:1- 2007:04. Vecchio modello (k=4)

La funzione di risposta impulsiva riguardante la serie dell'inflazione è assente in tutti e due modelli. Lo stesso anche per la serie del tasso di crescita del reddito reale.

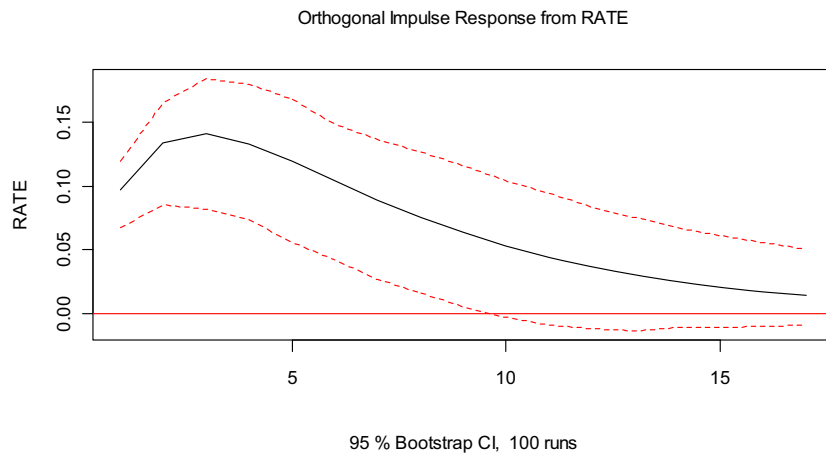


Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linee tratteggiate in rosso) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso d'interesse; campione 1984:1- 2007:04. Nuovo modello (k=3).

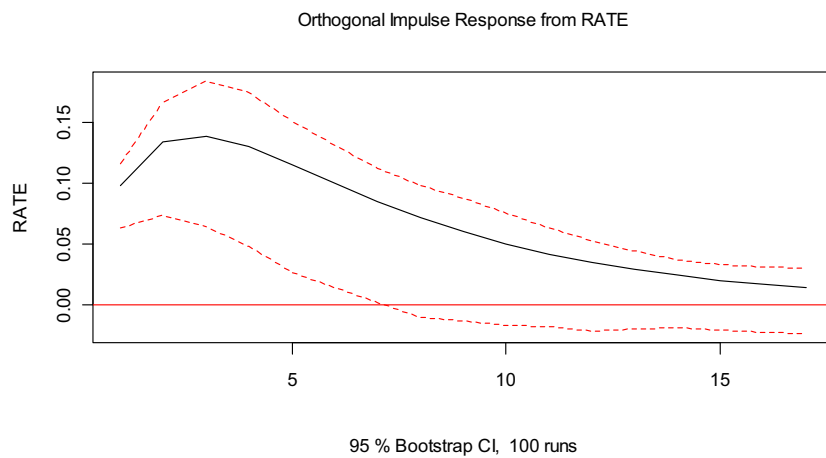


Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linee tratteggiate in rosso) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso d'interesse; campione 1984:1- 2007:04. Vecchio modello (k=4).

Vado a vedere ora la differenza tra le funzioni riguardanti la serie del tasso di interesse.



Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linee tratteggiate in rosso) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso d'interesse; campione 1984:1- 2007:04. Nuovo modello (k=3).



Reazioni (linea nera) e intervalli di confidenza (linee tratteggiate in rosso) per ciascuna variabile ad uno shock subito dal tasso d'interesse; campione 1984:1- 2007:04. Vecchio modello (k=4).

Dai grafici si nota che non c'è una notevole differenza tra le due funzioni di risposta impulsiva. Dunque per il sottoperiodo considerato la presenza della serie rapporto

debito/PIL comporta un piccolo cambiamento tra le funzioni. Tutto ciò non significa che la sua presenza nel modello complessivo sia irrilevante.

Dopo tutti i calcoli e i ragionamenti fatti sopra concludiamo anche che nel seguente sottocampione le funzioni di risposta impulsiva cambiano da modello a modello mostrando l'importanza nel considerare parte del modello una variabile come quella del rapporto debito/PIL.

CONCLUSIONI

L'obiettivo posto all'inizio dell'elaborato era quello di constatare l'ipotesi di stabilità delle funzioni di risposta d'impulso USA con il verificarsi di uno shock di politica monetaria.

Ho verificato che tale stabilità viene a mancare per differenti selezioni campionarie (questo vale sia per il modello VAR con $k=4$ sia per il modello VAR con $k=2$). Uno shock di politica monetaria, rappresentato da una variazione inattesa del livello del tasso di interesse, genera un cambiamento nell'inflazione, nel tasso di crescita del reddito reale e nel rapporto debito/PIL a seconda che si stia considerando il sottocampione 1954:10 – 1979:02 o quello 1984:01 – 2007:04. La differenza dei risultati tra questi sottocampioni mette in luce come sia cambiato realmente il modello dell'economia dal punto di vista strutturale in seguito ai primi anni '80, aprendo così alle critiche la modellazione VAR a coefficienti fissi per l'intero campione. Gli shock del VAR riflettono fattori omessi dal modello. Quando omettiamo questi fattori finiscono nel termine d'errore e diventano parte dello "shock" storico usato per stimare una risposta impulsiva.

L'analisi per sottocampioni ha illustrato al meglio quei risultati noti dalla letteratura come "price puzzle" e "rapporto debito/PIL puzzle". Mi riferisco alle reazioni positive dell'inflazione e della serie fiscale dovute ad uno shock subito dal tasso di interesse rispettivamente nel primo e nel secondo sottocampione. Questi comportamenti delle funzioni delle risposte impulsive sono state interpretate come conseguenza delle restrizioni imposte dalla decomposizione di Cholesky; Tali restrizioni affermano che l'economia ha una struttura ricorsiva e rendono le funzioni di risposta di impulso dipendenti dall'ordinamento delle variabili nel VAR. Tutto ciò

si fa ponendo degli zeri (che nella realtà non esistono) nella matrice di varianze e covarianze degli errori del modello VAR per renderli ortogonali. Questi vincoli scorretti imposti con Cholesky potrebbero aver generato i fenomeni inattesi visti sopra e le differenze delle risposte impulsive viste tra i sottocampioni. Tutto ciò ci porta a pensare a quanto sia complessa la comprensione dell'ambiente economico.

Gli shock dei modelli VAR riflettono fattori omessi dal modello, i quali, se correlati con le variabili incluse, portano le stime del modello VAR a contenere la distorsione delle variabili omesse. Tutto ciò è stato dimostrato nella tesi analizzando come cambiavano le funzioni di risposta impulsiva dal modello completo dove veniva considerata la serie storica tasso del rapporto debito/PIL e il modello dove non veniva considerata. Dunque i risultati ottenuti confrontando il modello completo con quello ridotto portano a concludere che per i dati presi in esame le variabili omesse svolgono un ruolo relativamente importante nella stima degli effetti di shock di politica monetaria. Il più piccolo cambiamento nella struttura del modello porta dei cambiamenti sostanziali nelle risposte impulsive.

APENDICE

Output di stima del modello VAR(5) riferito al campione totale 1954:10 - 2007:04.

VAR Estimation Results:

=====

Endogenous variables: tdy, INFLQ, RATE, DEBT

Deterministic variables: const

Sample size: 206

Log Likelihood: -301.584

Roots of the characteristic polynomial:

0.9643 0.9643 0.9476 0.753 0.753 0.7339 0.7339 0.7261 0.7261 0.717 0.717 0.652
0.6054 0.6054 0.579 0.579 0.5652 0.5567 3.945e-16 0

Call:

VAR(y = newy, p = 5, type = "const")

Estimation results for equation tdy:

=====

tdy = tdy.l1 + tdy.l2 + RATE.l2 + INFLQ.l3 + RATE.l3 + tdy.l5 + DEBT.l5 + const

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

tdy.l1 0.15214 0.06596 2.307 0.02211 *

tdy.l2 0.14856 0.06771 2.194 0.02938 *

RATE.l2 -1.25652 0.25118 -5.002 1.25e-06 ***

INFLQ.l3 -0.48579 0.15052 -3.227 0.00146 **

RATE.l3 1.08650 0.25307 4.293 2.76e-05 ***

tdy.l5 -0.14366 0.06166 -2.330 0.02082 *

DEBT.l5 -0.01939 0.00682 -2.843 0.00494 **

const 2.01995 0.49008 4.122 5.53e-05 ***

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

Residual standard error: 0.7873 on 198 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.4172, Adjusted R-squared: 0.3936

F-statistic: 17.72 on 8 and 198 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation INFLQ:

=====

INFLQ = INFLQ.l1 + RATE.l1 + INFLQ.l2 + DEBT.l3 + INFLQ.l4 + RATE.l5 +
const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
INFLQ.11	0.363641	0.066460	5.472	1.33e-07	***
RATE.11	0.143140	0.043515	3.289	0.001187	**
INFLQ.12	0.217523	0.070406	3.090	0.002291	**
DEBT.13	-0.007459	0.002377	-3.138	0.001959	**
INFLQ.14	0.243732	0.064473	3.780	0.000207	***
RATE.15	-0.184769	0.040204	-4.596	7.65e-06	***
const	0.582990	0.163300	3.570	0.000447	***

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

Residual standard error: 0.2666 on 199 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.9403, Adjusted R-squared: 0.9382

F-statistic: 447.5 on 7 and 199 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation RATE:

=====

RATE = tdy.11 + INFLQ.11 + RATE.11 + tdy.12 + RATE.12 + RATE.13 + RATE.14 +
tdy.15 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
tdy.11	0.08200	0.01774	4.622	6.86e-06 ***
INFLQ.11	0.15554	0.03313	4.695	4.99e-06 ***
RATE.11	1.09687	0.06871	15.965	< 2e-16 ***
tdy.12	0.04376	0.01773	2.468	0.014457 *
RATE.12	-0.49691	0.10045	-4.947	1.61e-06 ***
RATE.13	0.48159	0.10277	4.686	5.19e-06 ***
RATE.14	-0.17173	0.06589	-2.606	0.009851 **
tdy.15	0.05482	0.01560	3.514	0.000547 ***
const	-0.08641	0.03783	-2.284	0.023417 *

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

Residual standard error: 0.2004 on 197 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.9862, Adjusted R-squared: 0.9856

F-statistic: 1566 on 9 and 197 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation DEBT:

=====

DEBT = DEBT.l1 + tdy.l3 + INFLQ.l3 + RATE.l4 + DEBT.l5 + const

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

DEBT.l1 1.17064 0.01896 61.755 < 2e-16 ***

tdy.l3 0.10732 0.04590 2.338 0.02036 *

INFLQ.l3 0.20946 0.10150 2.064 0.04033 *

RATE.l4 0.20874 0.06934 3.010 0.00294 **

DEBT.l5 -0.15944 0.01953 -8.164 3.58e-14 ***

const -1.08074 0.33271 -3.248 0.00136 **

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

Residual standard error: 0.5482 on 200 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.9999, Adjusted R-squared: 0.9999

F-statistic: 2.963e+05 on 6 and 200 DF, p-value: < 2.2e-16

Covariance matrix of residuals:

	tdy	INFLQ	RATE	DEBT
tdy	0.66348	-0.032578	0.034482	-0.30156
INFLQ	-0.03258	0.076426	0.009814	-0.01435
RATE	0.03448	0.009814	0.042775	-0.03093
DEBT	-0.30156	-0.014349	-0.030932	0.32484

Correlation matrix of residuals:

	tdy	INFLQ	RATE	DEBT
tdy	1.0000	-0.14467	0.2047	-0.64957
INFLQ	-0.1447	1.00000	0.1717	-0.09107
RATE	0.2047	0.17165	1.0000	-0.26241
DEBT	-0.6496	-0.09107	-0.2624	1.00000

BIBLIOGRAFIA

Richard C. Clarida, Jordi Gali, Mark Gertler (2000): "Monetary policy rules and macroeconomic stability : evidence and some theory", The Quarterly Journal of Economics.

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.

James H. Stock, Mark W. Watson (2001): "Vector Autoregressions", The Journal of the Perspectives, 15, 101-115.

Helmut Lütkepohl (2005): "New Introduction to Multiple Time Series Analysis", Springer

Sims, C.A., Zha, T (2006): "Where there Regime switches in U.S. Monetary Policy?", American Economics Association, Vol, 96(1), 5-81

Mahdi Barackhian, Christopher Crowe (2010): "Monetary Policy Matters: New Evidence based on a new Shock Measure", Atish Ghosh

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