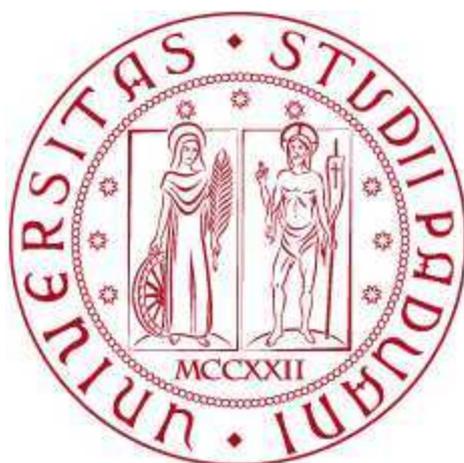


UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI PADOVA

FACOLTA' DI SCIENZE STATISTICHE

CORSO DI LAUREA IN STATISTICA

E GESTIONE DELLE IMPRESE



Tesi di Laurea:

**RELAZIONE TRA INDICI DI STRESS FINANZIARIO E
CICLO ECONOMICO IN PERIODI DI SVILUPPO E
RECESSIONE**

Relatore: Prof. Efrem Castelnuovo

Laureando: Cesare Bedin

Matricola: 599310-GEI

Anno Accademico: 2010/2011

Indice

Introduzione.....	5
Capitolo 1 – Modelli VAR.....	7
1.1 Analisi di Causalità.....	9
1.2 Funzione Risposta d’Impulso.....	11
1.3 Scomposizione della Varianza.....	12
1.4 VAR Strutturale e identificazione.....	13
1.5 Identificazione tramite triangolarizzazione o scomposizione di Cholesky.....	15
Capitolo 2 – Definizione Variabili.....	19
2.1 Kansas City Financial Stress Index(KCFSI).....	19
2.2 Chicago National Activity Index(CFNAI).....	21
2.3 Fed Funds Rate.....	22
2.4 Consumer Price Index for All Urban Consumers: All Items Less Food & Energy (CPILFESL).....	22
Capitolo 3 – Analisi Preliminari.....	25
3.1 Analisi Grafica.....	25
3.2 Statistiche Descrittive.....	27
3.3 Coefficienti di Correlazione.....	27
3.4 Test di Granger.....	28
3.5 Interpretazione Dati.....	28

Capitolo 4 – Stima dei Modelli	33
4.1 Modello VAR per l'intero campione (1990:2-2011:8).....	34
4.2 Primo sottocampione (1991:3-1998:09).....	38
4.3 Secondo sottocampione (1998:10-2002:10).....	41
4.4 Terzo Sottocampione (2002:11-2007:07).....	45
4.5 Quarto sottocampione(2007:08-2011:08).....	49
4.6 Modello completo di tutte le variabili(1990:02-2011:08).....	52
Conclusioni	59
Bibliografia	61
Sitografia	61

Introduzione

L'economia americana e mondiale sta vivendo in questi ultimi anni, un periodo di grave difficoltà, e si è reso sempre più indispensabile disporre di strumenti di valutazione a sostegno delle decisioni critiche riguardanti la politica monetaria. Tali indicatori finanziari, riguardano generalmente una o più caratteristiche dell'economia, che vengono monitorate nel tempo, con lo scopo di formulare previsioni e rilevazioni sull'andamento del ciclo economico. La criticità nell'uso di queste variabili, sta nell'individuare le caratteristiche del mercato che maggiormente influenzano l'andamento dell'economia. Due economisti della Federal Reserve di Kansas City, C. S. Hakkio e W. R. Keeton, in un loro articolo del 2009 descrivono l'importanza dello stress finanziario nel determinare l'andamento del ciclo economico e propongono un indice in grado di misurarlo: il Kansas City Financial Stress Index.

L'obiettivo principale della tesi è quello di comprendere che tipo di relazione intercorre tra l'indice di stress finanziario e un indice di ciclo economico americano, capire se il primo può aiutare a prevedere il secondo e se esiste effettivamente un legame di tipo statistico tra di essi. Per fare questo verranno introdotti ed utilizzati i modelli VAR e saranno utilizzate quattro variabili: Kansas City Financial Stress Index, Chicago Fed National Activity Index, Fed Funds Rate e CPILFESL (un indice dei prezzi al consumo americano). La tesi si articola in quattro capitoli. Nel primo capitolo vengono presentati i modelli VAR. Nel secondo capitolo vengono descritti ampiamente gli indici oggetto di studio. Il terzo capitolo riguarda le analisi preliminari sui dati: si cerca di interpretare le informazioni provenienti dai dati grezzi. Nel quarto capitolo vengono svolte le analisi sui dati con relative spiegazioni. Infine l'ultima parte riguarda le conclusioni.

Lo stress finanziario può essere pensato come un'interruzione del normale funzionamento dei mercati finanziari. Questa definizione risulta un po' troppo

generalizzata e per questo molti economisti tendono ad associare lo stress finanziario al manifestarsi di alcuni eventi. L'importanza relativa di questi eventi può differire da un episodio di stress finanziario ad un altro e sono:

-Crescente incertezza riguardo ai valori dei beni finanziari:

riguarda l'incertezza che gli investitori nutrono nei confronti del ricevimento di interessi e dividendi da parte di strumenti ed istituzioni finanziarie. E' causato da una crescente diffidenza nei confronti dei mercati e talvolta dall'introduzione di nuovi strumenti che garantiscono poca trasparenza agli investitori.

-Crescente incertezza degli investitori riguardo il comportamento degli altri investitori:

porta a una maggiore volatilità dei prezzi nei mercati e spesso si manifesta in presenza di nuovi strumenti finanziari e in una situazione di incertezza riguardo ai valori delle attività finanziarie.

-Crescente asimmetria informativa:

divario di conoscenza tra emittenti di prestiti e mutuatari o compratori e venditori di beni finanziari.

-Diminuzione della volontà di mantenere attività rischiose:

in inglese prende il nome di "flight to quality" e identifica un cambio di preferenze degli investitori da attività rischiose e molto profittevoli ad attività più sicure ma meno profittevoli. Si verifica quando vi sono incertezze sul futuro dell'economia.

-Decrescente volontà di mantenere attività non "liquide":

con attività non liquide si identificano quelle attività finanziarie il cui proprietario non può essere sicuro di vendere a un prezzo simile al valore reale in caso di improvvisa e inaspettata necessità di denaro (flight to liquidity).

Il Kansas City Index, proposto dai due economisti, utilizza delle variabili che colgono i fenomeni descritti qui sopra e verrà descritto ampiamente nei prossimi capitoli.

Capitolo 1

Modelli VAR

I modelli VAR (Vector Autoregressive Models) vennero introdotti da Christopher Sims nel 1980 in alternativa ai modelli ad equazioni simultanee (SEM), fino ad allora il principale strumento di analisi macroeconomica.

Lo scopo principale dei modelli VAR è la previsione di variabili economiche nel tempo; i VAR hanno dimostrato una notevole capacità previsiva, superiore a quella dei modelli strutturali che li hanno preceduti. Storicamente hanno trovato applicazione nell'ambito della macroeconomia come strumento statistico per prevedere gli effetti delle manovre della politica economica. Dal punto di vista concettuale i processi VAR sono la generalizzazione multivariata dei processi autoregressivi (AR). Un processo VAR è quindi un sistema in cui ogni variabile è regredita su p ritardi di se stessa e su p ritardi di un insieme di variabili deterministiche che vengono inserite nel sistema. Variabili economiche e finanziarie sono, non solo autocorrelate, ma molto spesso anche cross-correlate per vari ritardi temporali. I modelli VAR dunque sono lo strumento necessario per tenere conto delle relazioni intertemporali tra le variabili.

Un modello VAR, è un sistema di equazioni simultanee nella forma :

$$Y_t = c + \Phi(L)Y_{t-1} + \varepsilon_t = c + \Phi_1 Y_{t-1} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Dove, per un VAR(p), $\Phi(L) = \sum_{i=0}^{p-1} \Phi_i L^i$ è un polinomio matriciale di ordine p

nell'operatore ritardo L (ossia, l'operatore tale che $L^i Y_t = Y_{t-i}$); Y_t è un vettore di variabili nella forma:

$$Y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ \vdots \\ y_{nt} \end{bmatrix}$$

e ε_t è un vettore conforme di disturbi stocastici tali che $E(\varepsilon_t) = 0$ e $E(\varepsilon_{it}^2) = \sigma_i^2$, $i = 1, \dots, n$. Si osservi che gli elementi del vettore ε_t non sono necessariamente incorrelati, ossia in generale $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt}) = \sigma_{ij} \neq 0$ per elementi di ε indicizzati da i, j con $j \neq i$; per contro, per ipotesi nessuna delle componenti del vettore ε esibisce correlazione seriale, ossia $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{ir}) = 0$, per ogni i , per ogni $r \neq t$.

La forma presentata sopra viene definita forma ridotta. Esistono altre due forme usate per definire i modelli VAR e sono: la forma strutturale e la forma finale.

La forma strutturale di un modello VAR è una scrittura di questo tipo:

$$A_0 Y_t = m + A(L)Y_{t-1} + u_t$$

dove m è in generale diverso dal vettore delle costanti della forma ridotta c , A_0 identifica le relazioni strutturali (aventi cioè una qualche giustificazione teorica) contemporanee tra le diverse componenti di Y_t , e il vettore dei disturbi u_t è un white noise, e in particolare ha componenti tra loro incorrelate: $E[u_{it}u_{jt}] = 0$ per $j \neq i$. Non sempre le relazioni strutturali incorporate nella matrice A_0 sono note; questa difficoltà si riflette nei problemi relativi all'identificazione del modello VAR, nonché nel calcolo delle funzioni di risposta ad un impulso. In generale, inoltre, la teoria non specifica le relazioni strutturali implicite nel polinomio $A(L)$ al secondo membro dell'espressione.

E' possibile passare alla forma ridotta moltiplicando l'espressione in forma strutturale per l'inversa della matrice A_0 :

$$Y_t = A_0^{-1}m + A_0^{-1}A(L)Y_{t-1} + A_0^{-1}u_t = c + \Phi(L)Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

L'espressione sopra può essere riscritta come:

$$(I - \Phi(L)L)Y_t = c + A_0^{-1}u_t$$

Da cui si ottiene la forma finale del modello VAR(p), o rappresentazione di Wold:

$$Y_t = (I - \Phi(L)L)^{-1}c + (I - \Phi(L)L)^{-1}A_0^{-1}u_t = u + \Psi(L)u_t$$

dove $\Psi(L)$ è un polinomio matriciale nell'operatore L di ordine infinito e u è il valore atteso, non condizionato, di Y_t . In altre parole, il VAR(p), processo vettoriale autoregressivo di ordine finito, è equivalente a un processo in media mobile di ordine infinito.

L'applicazione di tutte le metodologie di analisi in ambito VAR richiedono come condizione necessaria la stazionarietà della rappresentazione autoregressiva.

Riscriviamo in forma matriciale il generico VAR di ordine p :

$$Y_t = A(L)Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

la condizione di stazionarietà è verificata se e solo se $|A - \lambda I| \neq 0$, cioè se i valori di λ sono in modulo minori di 1. Nelle analisi riportate in seguito la verifica della stazionarietà verrà effettuata graficamente: gli autovalori verranno rappresentati come punti sul piano complesso e, per soddisfare la condizione di stazionarietà, dovranno essere compresi nel cerchio di raggio unitario.

1.1 Analisi di causalità

Un'applicazione per la quale i VAR sono molto usati è l'analisi della causalità. In generale, le relazioni di causa-effetto sono molto complesse da stabilire in un'analisi empirica di dati economici. Se si osserva un'alta correlazione fra due variabili X e Y,

si può dire al più che quelle due variabili presentano una spiccata tendenza a muoversi insieme, ma in assenza di altre informazioni non si può dire nulla sui nessi causali che le collegano. Potrebbe darsi che X sia la causa di Y, che Y sia la causa di X o addirittura che ci sia una terza variabile Z (non osservata o non considerata) che sia la causa comune di entrambe. Tutte e tre queste situazioni darebbero luogo allo stesso fenomeno osservabile, cioè un alto grado di correlazione fra X e Y. A volte è la teoria economica ad aiutare: se, ad esempio, si osservasse che il prezzo di un bene cresce sistematicamente al crescere della quantità scambiata, si potrebbe suggerire un'interpretazione basata su uno spostamento verso destra della curva di domanda, cui corrisponde una curva di offerta stabile. In questo caso, si avrebbe buon gioco a sostenere che è stato l'incremento di domanda a far aumentare la quantità, e, di conseguenza, il prezzo del bene. In molte circostanze, tuttavia, la teoria non offre indicazioni univoche: in tali casi, esiste una definizione di causalità che offre la possibilità di determinare il senso del nesso causa-effetto su basi puramente statistiche, ed è basata sul seguente principio: la causa precede sempre l'effetto. Si suppone, in altri termini, che se X causa Y, il nesso causale richieda per prodursi un tempo minimo, durante il quale si osserva lo spostamento di X, e solo dopo il suo effetto, cioè lo spostamento di Y. Viceversa, se X non causasse Y, variazioni in X non dovrebbero produrre variazioni sistematiche nei valori futuri di Y.

Volendo essere più precisi, si può definire la causalità secondo Granger, o Granger-causalità in questo modo:

$$X \text{ Granger-causa } Y \Leftrightarrow E(y_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots) \neq E(y_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots)$$

ossia se le osservazioni relative al passato di X sono di una qualche utilità nel predire Y.

Ad esempio in un VAR bivariato tale definizione si traduce immediatamente: infatti se il vettore $z_t = (y_t, x_t)$, può essere rappresentato come un VAR:

$$\begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

si ha che x non Granger-causa $y \Leftrightarrow A_{12}(L) = 0$; si noti che, se il VAR è stazionario, un

test dell'ipotesi x non Granger-causa y può essere condotto tramite un semplice test F: infatti, se si scrive per esteso la prima equazione del VAR,

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \beta_1 x_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \beta_p x_{t-p} + \varepsilon_t$$

l'ipotesi di assenza di Granger-causalità da x a y è equivalente all'ipotesi

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$$

che è una restrizione lineare sui parametri dell'equazione.

1.2 Funzione risposta d'impulso

Per illustrare il concetto di funzione di risposta d'impulso possiamo scrivere un modello VAR in forma compatta come segue, con L operatore ritardo:

$$Y_t = A(L)Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Ipotizzando che $I-A(L)$ sia invertibile, con $B(L) = (I - A(L))^{-1}$, possiamo ottenere la rappresentazione a media mobile del processo vettoriale autoregressivo:

$$y_t = \varepsilon_t + B_1 \varepsilon_{t-1} + B_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + B_s \varepsilon_{t-s}$$

Possiamo quindi interpretare nella seguente maniera la matrice B_s :

$$B_s = \frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon_t}$$

In altre parole l'elemento ij di B , identifica le conseguenze di un incremento di

un'unità nelle innovazioni sulla j -esima variabile del VAR sul valore della i -esima variabile del VAR al tempo $t+s$, mantenendo pari a zero tutte le altre innovazioni a tutte le possibili date tra t e $t+s$. Tale derivata parziale ha senso solo se è possibile ipotizzare gli shock ortogonali tra di essi, altrimenti, se le variabili sono correlate, si avrebbe una matrice di varianze e covarianze degli errori non diagonale e quindi risultati distorti. La funzione di risposta d'impulso descrive gli effetti di uno shock temporaneo (della durata di un periodo) alla variabile j del VAR sulla variabile i .

1.3 Scomposizione della varianza

La scomposizione della varianza mostra che la proporzione della varianza degli errori di previsione sulla j -esima variabile del sistema, ad un determinato orizzonte temporale s , possa essere attribuita a innovazioni nelle variabili considerate.

L'equazione di seguito riportata ci consente di identificare l'errore di previsione di un VAR s periodi nel futuro:

$$(y_{t+s} - E[y_{t+s}]) = \varepsilon_{t+s} + \beta_1 \varepsilon_{t+s-1} + \dots + \beta_{s-1} \varepsilon_{t+1}$$

mentre quest'altra equazione identifica la varianza dell'errore di previsione:

$$\text{var}(y_{t+s} - E[y_{t+s}]) = \Omega + B_1 \Omega B_1' + \dots + B_{s-1} \Omega B_{s-1}'$$

Come per la funzione di risposta d'impulso, affinché i risultati di questa scomposizione siano interpretabili, la varianza totale dell'errore di previsione deve essere unicamente funzione di varianze, non di covarianze, richiede quindi shock ortogonali tra di loro.

Poichè il VAR è una forma ridotta di un sistema chiuso, è difficilmente ipotizzabile che i residui del VAR siano tra loro incorrelati e quindi, come per la funzione di risposta d'impulso, è necessaria una trasformazione in modo tale da renderli

ortogonali.

Perciò, per ovviare al problema dei residui correlati, si può considerare la forma strutturale o la scomposizione di Cholesky.

1.4 VAR strutturale e identificazione

Considerando la forma strutturale del VAR:

$$A(L)y_t = \varepsilon_t \quad (1.1)$$

Immaginiamo che il nostro vettore degli errori di previsione sia una funzione (che immaginiamo lineare per semplicità) dei movimenti nelle relazioni comportamentali, che chiamiamo shock strutturali, per cui possiamo scrivere:

$$\varepsilon_t = B\mu_t \quad (1.2)$$

Dove assumiamo B matrice quadrata ed invertibile. Si noti che il vettore ε_t è stimabile, mentre il vettore μ_t e la matrice B no.

Se B fosse nota, si potrebbe ricostruire la storia degli shock strutturali ($\mu_t = B^{-1}\varepsilon_t$), ma soprattutto si potrebbero calcolare le funzioni di risposta impulso strutturali: mettendo assieme le equazioni (1.1) e (1.2) si ha:

$$A(L)y_t = B\mu_t$$

e quindi:

$$y_t = [A(L)]^{-1}B\mu_t = B\mu_t + C_1B\mu_{t-1} + \dots + C_sB\mu_{t-s}$$

Per cui:

$$\text{IRF}(i,j,n) = \frac{\partial y_{it}}{\partial \mu_{jt-n}} = (C_n B)_{ij}$$

Una risposta di impulso per uno shock strutturale permette di valutare come rispondono nel tempo le quantità osservabili rispetto ad uno shock che impatta su una relazione comportamentale, e per questo viene detta “strutturale”.

La stima della matrice B non risulta immediata e, l’unica statistica osservabile che può essere d’aiuto per la sua stima è la matrice di varianze e covarianze di ε_t , cioè Σ . Se, senza perdita di generalità, normalizziamo gli shock strutturali ad avere varianza 1, si deduce dalla (1.2) che:

$$\Sigma = BB' \quad (1.3)$$

ottenendo una stima valida per B tale che la (1.3) sia soddisfatta. Questo però non fornisce una soluzione definitiva, poichè per ogni matrice simmetrica e definita positiva Σ esistono infinite matrici B che soddisfano la (1.3). Occorre dunque imporre dei vincoli affinché l’equazione (1.3) abbia un’unica soluzione. La prima soluzione storicamente utilizzata, consiste nel triangolarizzare il sistema di equazioni che compone il VAR. Si può dimostrare che l’equazione (1.3) ha un’unica soluzione se s’impone che la matrice B sia triangolare inferiore, ossia se tutti i suoi elementi b_{ij} siano nulli per ogni $i < j$. In questo caso la scomposizione di Σ nel prodotto di B per B trasposto prende il nome di scomposizione di Cholesky; essa stabilisce che qualunque matrice simmetrica e definita positiva V può sempre essere scritta come il prodotto di una matrice triangolare bassa L per la sua trasposta L’ e che L è unica.

1.5 Identificazione tramite triangolarizzazione o scomposizione di Cholesky

La soluzione proposta nel 1980 da Sims per l'identificazione è quella di considerare $B = I$ e $[I - C_0]^{-1}$ triangolare inferiore, consentendo così di avere un'esatta identificazione del VAR. Questa ipotesi ha forti implicazioni: dal punto di vista economico si assume che l'economia abbia una struttura ricorsiva, da quello statistico, invece, si rendono dipendenti sia le funzioni di risposta d'impulso che la decomposizione della varianza dell'errore di previsione dall'ordinamento delle variabili nel VAR. A titolo esemplificativo si consideri un VAR autoregressivo di ordine 1:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (1.4)$$

Con errore che si distribuisce:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} | \mathfrak{S}_t \sim \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}; \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{pmatrix} \right]$$

dove in questo caso l'informazione \mathfrak{S}_t risulta essere pari a (y_{t-1}, x_{t-1}) .

Essendo σ_{12} e σ_{21} diversi da zero, e quindi essendoci correlazione tra i residui Σ , non possono essere considerati shock strutturali, e questa correlazione ha gravi conseguenze dal punto di vista interpretativo nel calcolo della risposta di impulso e nella decomposizione della varianza. Una forma strutturale di cui la (1.4) è una possibile forma ridotta è la seguente:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_{01} & c_{02} & c_{11} & c_{12} \\ c_{03} & c_{04} & c_{21} & c_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \\ y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}$$

con i residui

$$\begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} | \mathcal{S}_t \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}; \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \right]$$

Ed in questo specifico caso la relazione tra gli shock strutturali e gli errori della forma ridotta assume la seguente forma:

$$[I - C_0] \varepsilon_t = B u_t$$

Dove: $I=B$;

$$C_0 = \begin{pmatrix} c_{01} & c_{02} \\ c_{03} & c_{04} \end{pmatrix}$$

Poiché abbiamo solo tre informazioni (le due varianze e la correlazione dei V) e, quattro distinti elementi della matrice C_0 la forma strutturale non è identificata.

L'identificazione può essere ottenuta in due modi, equivalenti tra di loro: o

assumendo $c_{02} = 0$, oppure assumendo $c_{03} = 0$ (non esiste nessun effetto

contemporaneo di y su x). Ipotizzando di porre la prima restrizione ed ottenendo

quindi una struttura triangolare inferiore per C_0 , la relazione tra errori della forma ridotta:

$$\varepsilon_t = [I - C_0]^{-1} B u_t$$

Diventa la seguente:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} = [I - C_0]^{-1} \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} k_{11} & 0 \\ k_{21} & k_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}$$

con u_{1t} ottenuto ipotizzando che i residui della prima equazione del VAR

coincidono con le innovazioni strutturali, mentre u_{2t} è il residuo di una regressione

OLS di ε_{2t} su u_{1t} ed è ortogonale a u_{2t} .

Per ricavare la funzione di risposta d'impulso e la scomposizione della varianza dell'errore bisogna passare per la forma strutturale:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} k_{11} & 0 \\ k_{21} & k_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}$$

con:

$$\begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} | \mathfrak{S} \sim \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}; \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} \right]$$

Capitolo 2

Definizione variabili

In questo capitolo verranno presentate le variabili utilizzate in questa tesi. I dati su cui è stata svolta l'analisi si riferiscono agli Stati Uniti d'America e sono stati tutti reperiti sul sito della Federal Reserve.

Tutte le serie analizzate sono di tipo mensile e il campione di osservazioni va da febbraio 1990 ad agosto 2011.

Le serie storiche prese in considerazione per le analisi sono:

-KCFSI: Kansas City Financial Stress Index

-CFNAI: Chicago Fed National Activity Index

-FFR: Fed Funds Rate

-CPILFESL: Consumer Price Index for All Urban Consumers: All Items Less Food & Energy

2.1 Kansas City Financial Stress Index (KCFSI)

Il Kansas City Financial Stress Index, che per comodità verrà spesso abbreviato con KCFSI, viene presentato nell'articolo pubblicato da Hakkio e Keeton nel 2009 che si intitola: "Financial Stress: What Is It, How Can It Be Measured, and Why Does It Matter?". È un indice costruito utilizzando 11 variabili differenti, ciascuna delle quali deve rispettare determinati criteri che sono:

1-Ogni variabile deve rappresentare una o più caratteristiche che identificano un periodo di stress finanziario.

2-Ogni variabile deve racchiudere il maggior numero di informazioni possibili e deve essere la più reattiva nel descrivere i cambiamenti nei mercati finanziari.

3-Ogni variabile deve essere disponibile almeno su base mensile e a partire almeno

dal 1990.

Nella tabella sottostante sono elencate le variabili che compongono il KCFSI con i relativi aspetti dello stress finanziario che ciascuna variabile rappresenta.

Variabile	Aspetto dello stress finanziario rappresentato
3-month LIBOR/3-month T-bill spread (TED)	Flighty to quality, flight to liquidity, crescente asimmetria informativa
2-year swap spread	Flight to liquidity, flight to quality
Off-the-run/on-the-run 10-year Treasury spread	Flight to liquidity
Aaa/10-year Treasury spread	Flight to liquidity
Baa/Aaa spread	Flight to quality, crescente asimmetria informativa
High Yield bond/Baa spread	Flighty to quality, flight to liquidity, crescente asimmetria informativa
Consumer ABS/5-year Treasury spread	Flight to quality, crescente asimmetria informativa
Correlation between stock and Treasury returns	Flight to quality
Implied volatility of overall stock prices (VIX)	Incertezza sui fondamentali valori dei beni e comportamento degli altri investitori
Idiosyncratic volatility (IVOL) of bank stock prices	Incertezza sui fondamentali valori dei beni e comportamento degli altri investitori
Cross-section dispersion (CSD) of bank stock returns	Crescente asimmetria informativa

Per la costruzione dell' indice si è provveduto a verificare la matrice di correlazione per capire se le variabili sopra elencate si comportano in maniera simile e quindi se possono risultare efficaci nel rappresentare lo stress finanziario. L'indice è stato costruito con la tecnica dell' analisi delle componenti principali.

Il primo step per la costruzione dell' indice è stato quello di standardizzare ciascuna variabile, sottraendo la propria media e dividendo per la propria deviazione standard. Il secondo step è stato quello di calcolare i coefficienti associati a ciascuna variabile. I coefficienti sono stati scelti in modo tale che l' indice spieghi il massimo ammontare possibile della varianza totale delle 11 variabili. I coefficienti sono stati anche scalati in modo tale che la deviazione standard dell' indice risulti uguale a 1.

2.2 Chicago Fed National Activity Index (CFNAI)

Il Chicago Fed National Activity Index (CFNAI) è l'indicatore di attività economica con frequenza mensile realizzato dalla Federal Reserve Bank of Chicago, descrive l'andamento del ciclo economico americano. Il CFNAI è una singola misura di attività economica costruita come la media ponderata di 85 indicatori macroeconomici. La tecnica utilizzata è l'analisi per componenti principali, che permette di sintetizzare in un'unica variabile l'informazione contenuta nelle 85 serie storiche originarie.

Le 85 serie storiche utilizzate per la costruzione del CFNAI possono essere suddivise in cinque categorie:

- Produzione e reddito: i dati si riferiscono al tasso di crescita della produzione industriale nei diversi settori e per categoria di prodotto. Inoltre, si considerano indici compositi come il Purchasing Managers Index (PMI), il grado di utilizzo della capacità produttiva e il tasso di crescita del reddito;
- Mercato del lavoro: tasso di occupazione, di disoccupazione e il totale delle ore

lavorate;

- Consumi delle famiglie e l'indice di costruzione di nuove case;
- Vendite industriali e commerciali (vendite all'ingrosso e al dettaglio);
- Ordini e scorte.

2.3 Fed Funds Rate (FFR)

I fed funds sono fondi di riserva delle banche americane, mantenuti dalla Federal Reserve Bank, con lo scopo di garantire i requisiti di riserva finanziaria fissati dal governo americano e per garantire la copertura delle transazioni finanziarie.

Il Fed Funds Rate è un tasso di interesse a brevissimo termine, su prestiti tra banche americane effettuati allo scopo di colmare eventuali insufficienze nei fondi di riserva, fed funds, imposti dalla Federal Reserve Bank, a tutte le banche commerciali e agli operatori del credito e del risparmio, e depositati presso le varie filiali della Banca Centrale stessa.

Date le sue caratteristiche, il Fed Funds Rate, costituisce un importante punto di riferimento in materia di politica monetaria ed è estremamente volatile.

2.4 Consumer Price Index for All Urban Consumers: All Items Less Food & Energy (CPILFESL)

Il CPILFESL è un particolare indice dei prezzi americano che misura il cambiamento percentuale nel tempo di un paniere di beni e servizi al netto dei beni alimentari e delle spese per l'energia. E' un indice per gli "all urban consumers" si basa cioè sulle spese di quasi tutti i residenti delle aree urbane o metropolitane, compresi i professionisti, i lavoratori autonomi, i poveri, i disoccupati e pensionati, così come salariati urbani e impiegati; rappresenta le abitudini di consumo di circa l'87% della popolazione

americana. Non inclusi nell' indice dei prezzi sono i modelli di spesa delle persone che vivono in zone rurali, le famiglie contadine, le persone nelle Forze Armate, e quelli nelle istituzioni, così come nelle prigioni e negli ospedali psichiatrici.

Il CPILFESL può essere considerato come una misura del costo della vita ma, non tiene conto del costo dei servizi pubblici; risulta più adeguato quindi definirlo come un indice di misura per l' inflazione rilevata nell'esperienza di consumo giornaliera dei consumatori.

Nelle analisi che verranno svolte in seguito l'indice non sarà usato nella sua forma “pura”, ma sarà utilizzata la variazione percentuale rispetto allo stesso periodo dell'anno precedente, questa notazione dell'indice equivale ad un indice di inflazione annuale. Da questo punto in poi con la sigla CPILFESL si indica appunto l'inflazione annuale e la formula utilizzata per calcolarla è la seguente:

$$CPILFESL = \frac{CPILFESL_t - CPILFESL_{t-12}}{CPILFESL_{t-12}} \times 100$$

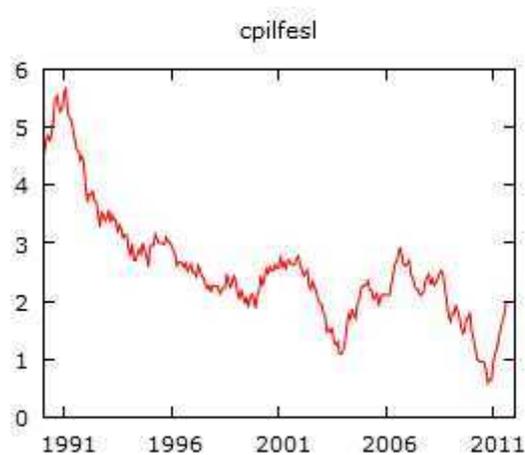
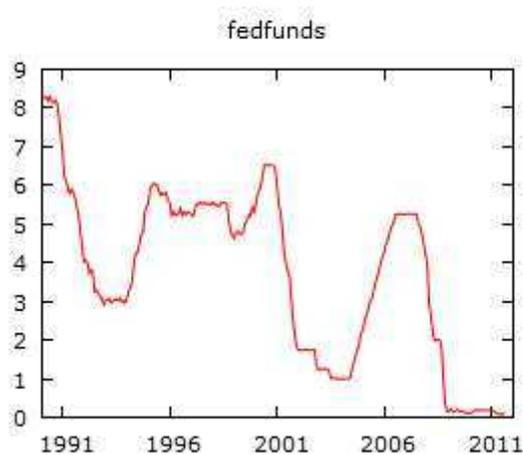
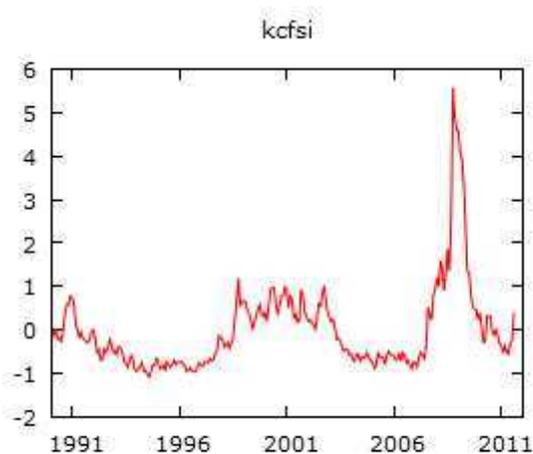
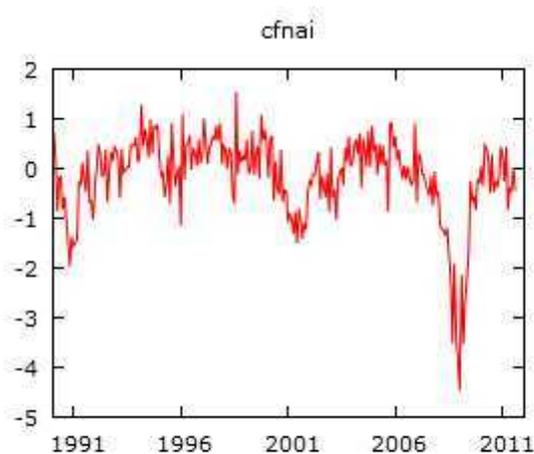
Capitolo 3

Analisi preliminari

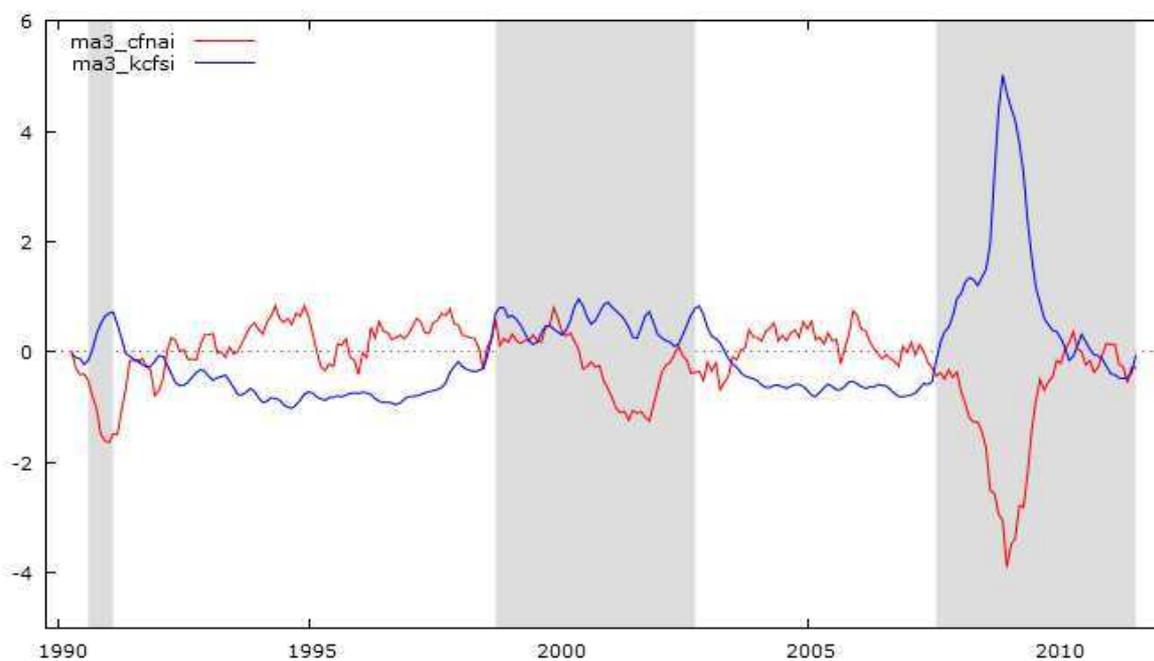
Viene utilizzato il campione di dati mensili che va dal febbraio 1990 ad agosto 2011 poichè è il massimo campione disponibile per il Kansas City Financial Stress Index.

3.1 Analisi Grafica

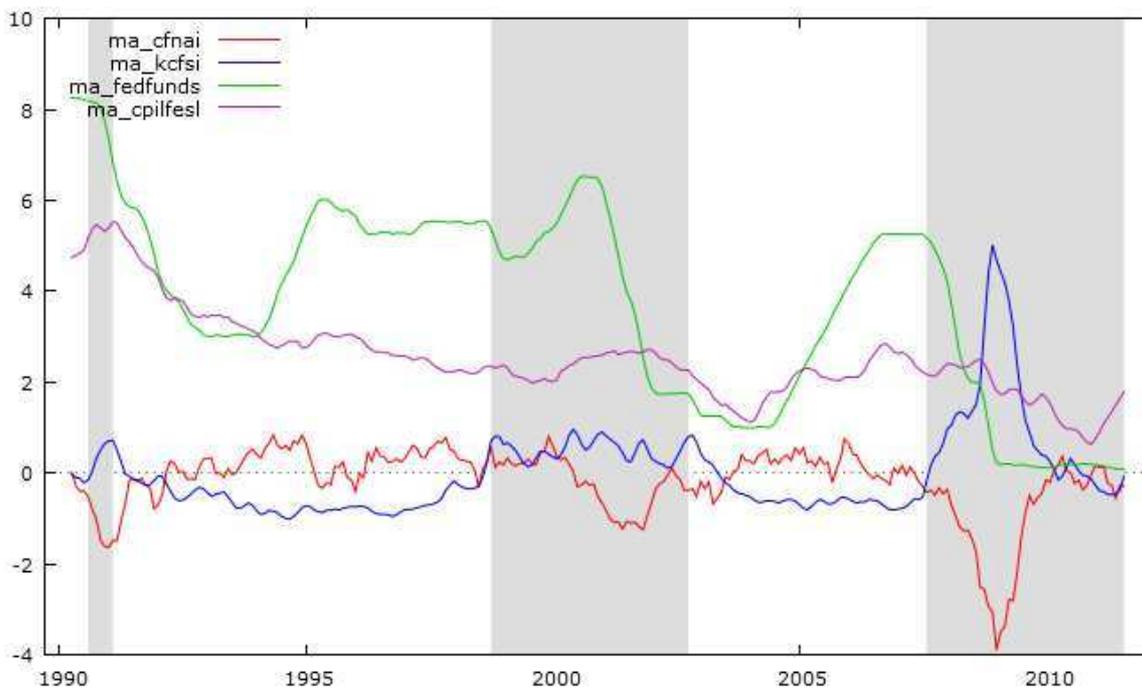
-Grafici delle serie storiche (*grafico 1*)



-Confronto KCFSI e CFNAI usando medie mobili di ordine 3 per entrambe
(grafico 2)



-Confronto tra le quattro serie filtrate con medie mobili semplici di ordine 3
(grafico 3)



3.2 Statistiche descrittive

usando le osservazioni 1990:02 – 2011:08

	CFNAI	KCFSI	FFR	CPILFESL
Media	-0,18	-3,86E-005	3,73	2,57
Mediana	-0,03	-0,28	4,24	2,43
Minimo	-4,45	-1,07	0,07	0,59
Massimo	1,54	5,57	8,29	5,65
Dev. Std.	0,85097	0,99984	2,2084	0,99270
Coeff. variazione	4,7308	25896,0	0,59160	0,38671
Asimmetria	- 1,7492	2,6514	-0,17997	1,0723
Curtosi	5,0164	9,5970	-0,95801	1,4478

3.3 Coefficienti di correlazione

usando le osservazioni 1990:02 – 2011:08

CFNAI	KCFSI	FFR	CPILFESL	
1,0000	-0,7433	0,1945	-0,0871	CFNAI
	1,0000	-0,2616	-0,1180	KCFSI
		1,0000	0,6629	FFR
			1,0000	CPILFESL

3.4 Test di Granger

Vengono riportati i risultati dei test di Granger per verificare la direzione di causalità tra le variabili di stress finanziario, tasso di interesse dei fondi FED, inflazione annuale americana e l'indice di ciclo economico.

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/22/11 Time: 11:13

Sample: 1990M02 2011M08

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
CPILFESL does not Granger Cause CFNAI	257	0.75280	0.47210
CFNAI does not Granger Cause CPILFESL		1.55164	0.21392
FEDFUNDS does not Granger Cause CFNAI	257	3.07180	0.04808
CFNAI does not Granger Cause FEDFUNDS		16.3772	2.1E-07
KCFSI does not Granger Cause CFNAI	257	16.8781	1.3E-07
CFNAI does not Granger Cause KCFSI		7.11091	0.00099
FEDFUNDS does not Granger Cause CPI...	257	4.13689	0.01707
CPILFESL does not Granger Cause FEDFUNDS		1.06458	0.34642
KCFSI does not Granger Cause CPILFESL	257	1.25221	0.28764
CPILFESL does not Granger Cause KCFSI		0.77875	0.46008
KCFSI does not Granger Cause FEDFUNDS	257	7.75101	0.00054
FEDFUNDS does not Granger Cause KCFSI		0.49037	0.61298

3.5 Interpretazione dati

Come si può notare dal *grafico 1* l'indice KCFSI sembra distribuirsi attorno allo zero, questo è confermato dal valore della media pari a $-3,8610e-005$. La varianza è pari circa a 1 come definito per costruzione. Si notano invece numerosi picchi, che eccedono talvolta anche di molto la media dell'indice, in concomitanza di eventi specifici che verranno spiegati in seguito.

Per quanto riguarda l'indice CFNAI si può notare, osservando il grafico, come questo

sia notevolmente più volatile del precedente in quanto gli indici che descrivono il ciclo economico sono soggetti a molteplici cambiamenti, talvolta anche stagionali. Per quanto riguarda le statistiche descrittive: la media risulta pari a -0,17988 e la deviazione standard pari a 0,85097 per il periodo preso in considerazione.

Osservando il grafico del FED Funds Rate si può notare un andamento di fondo decrescente, con periodi in cui l'indice si mantiene costante interrotti da brusche discese o risalite. La media di questo indice è pari a 3,73, il valore massimo è pari a 8,29 mentre il minimo è pari a 0,07 : questi valori vengono osservati rispettivamente nelle prime e nelle ultime osservazioni del campione preso in esame, a confermare la presenza di una tendenza di fondo decrescente.

Il grafico della variazione tendenziale relativa percentuale dell'indice dei prezzi al consumo americano preso in considerazione (CPILFESL), mette in evidenza un andamento di fondo decrescente, seppur interrotto da numerosi picchi. La variazione tendenziale percentuale media di quest'indice si attesta a 2,5670 con una deviazione standard pari a 0,99270.

Nel *grafico 2* e nel *grafico 3* , sono stati evidenziati tre periodi di recessione economica:

- Agosto 1990-Febbraio 1991: Guerra del Golfo e conseguente crisi petrolifera.
- Ottobre 1998-Ottobre 2002: questo lungo periodo di crisi finanziaria è iniziato con la crisi Russa e il salvataggio del fondo LTCM da parte della FED, proseguita con lo scoppio della bolla tecnologica, alimentata dagli attacchi terroristici dell'11 settembre e terminata con il fallimento della società energetica Enron.
- Agosto 2007-Agosto 2011: ultima crisi economica, i primi segnali si sono avuti nell'agosto 2007 con le prime perplessità riguardo ai mutui subprime da parte degli investitori e con la sospensione dei rimborsi di interessi da parte di alcune banche. La crisi si accentua nel marzo 2008 con il collasso di Bear Stearns, in autunno con la bancarotta di Lehman Brothers e il salvataggio di AIG. Il picco massimo si ha in

ottobre 2008 con il dibattito politico sull'approvazione del piano di risanamento finanziario americano (TARP). Poichè il futuro economico appare ad oggi molto incerto, si è preferito non decretare una data di fine crisi.

Il *grafico 2* riporta congiuntamente gli indici di stress finanziario e di ciclo economico che saranno oggetto di studio nella prima parte del capitolo successivo. In grigio vengono evidenziati i periodi di crisi. Si nota, al primo impatto, la presenza di una forte correlazione negativa (al crescere di un indice si verifica la decrescita dell'altro) e questo è confermato dall'indice di correlazione di Pearson che risulta pari a $-0,7433$: un valore considerevolmente elevato. Agli indici del *grafico 2* sono state applicate medie mobili semplici di ordine 3 per mettere in evidenza il trend di fondo senza perdere troppe informazioni.

Al fine di verificare l'ordine di causalità tra le due variabili, è stato svolto un test di Granger: un test F per verificare se i coefficienti dei ritardi relativi a KCFSI nell'equazione in un modello VAR con variabile dipendente CFNAI siano significativamente diversi a zero. E, viceversa, per verificare che i coefficienti dei ritardi relativi a CFNAI nell'equazione con variabile dipendente KCFSI siano significativamente diversi a zero. Da tale test non si evince una direzionalità di causa ben definita. Si può quindi procedere con un'analisi empirica osservando il *grafico 2*. Da questo si può notare, in particolare osservando il secondo e terzo periodo di crisi evidenziato, che l'indice KCFSI si muove in direzione opposta, per via della correlazione negativa, con leggero anticipo rispetto all'indice CFNAI. Questa osservazione, seppur non basata su fondamenti teorici permette di formulare una prima considerazione: lo stress finanziario è una componente che determina il comportamento del ciclo economico. Ulteriori test riportati nell'articolo di Hakkio e Keeton, sembrano dimostrare che l'indice KCFSI aiuta a prevedere l'indice CFNAI ma non viceversa. Durante le analisi successive dunque si assumerà l'indice di stress finanziario come variabile che determina l'indice di ciclo economico.

E' interessante vedere, nel *grafico 2*, come, in corrispondenza degli eventi sopra descritti, si manifestino dei picchi positivi e negativi rispettivamente negli indici di

stress finanziario e di ciclo economico a confermare l'efficacia di questi indici nel rappresentare la situazione economica.

Nel *grafico 3*, vengono rappresentate graficamente tutte e quattro le serie, che saranno oggetto di studio nell'ultima parte del prossimo capitolo. Da questo grafico è interessante notare come vi sia una relazione piuttosto evidente tra FED Funds Rate, indici di ciclo economico e stress finanziario. Le bande grigie che mettono in evidenza i periodi di recessione, aiutano a visualizzare la presenza di una correlazione positiva tra KCFSI e FFR : nei periodi di sviluppo è evidente che al crescere del primo avviene una crescita nel secondo indice e, ancor più rilevante, si può notare come nei periodi di recessione vi sia una crescita dell'indice di stress finanziario seguita da un brusco calo nel FED Funds Rate. Viceversa si può notare come, sempre negli stessi periodi, vi sia una correlazione negativa tra CFNAI e FFR. Le considerazioni appena fatte non vengono però confermate dagli indici di correlazione: $-0,2616$ tra KCFSI e FFR, $0,1945$ tra CFNAI e FFR, probabilmente perchè il Fed Funds Rate si muove con considerevole ritardo rispetto agli altri due indici e questo può aver distorto la stima del coefficiente di correlazione di Pearson. Per quanto riguarda l'indice dei prezzi al consumo, dal grafico non si è in grado di formulare alcuna ipotesi di legame con le altre variabili. Gli indici di correlazione di Pearson infatti sottolineano una bassa correlazione tra CFNAI e CPILFESL e tra KCFSI e CPILFESL. Un'elevata correlazione, pari a $0,6629$, viene riscontrata tra FED Funds Rate e CPILFESL.

Osservando la tabella che riporta i risultati del test di Granger, si può ipotizzare che non vi sia una relazione di causa tra la variazione tendenziale dell'indice dei prezzi e tra due delle variabili prese in considerazione: CFNAI e KCFSI. Vi è invece una direzionalità di causa definita tra FFR e CPILFESL: il primo causa il secondo ma non viceversa. Mentre, sono accertate relazioni di causa tra CFNAI, KCFSI e FFR nelle varie combinazioni tra di essi ma, non è possibile stabilirne la direzionalità.

Capitolo 4

Stima dei modelli

In questo capitolo verranno stimati i modelli VAR descritti in precedenza utilizzando gli indici KCFSI e CFNAI nella prima parte e tra gli indici KCFSI, CFNAI, FFR e CPILFESL nella seconda parte. Ciascuna variabile sarà regredita su p ritardi di se stessa e su p ritardi delle altre variabili inserite nel modello. Dove p è il valore che minimizza il criterio di Schwarz.

L'obiettivo della prima analisi è quello di verificare come uno shock all'indice di stress finanziario va ad influire sull'andamento del ciclo economico. Dapprima verrà stimato il modello VAR relativo al campione intero (1990:2-2011:8), per poi passare ad un'analisi più dettagliata riguardante i periodi di sviluppo e di recessione. Il primo periodo di turbolenza sarà quello 1998:10-2002:10; viene saltato il primo periodo relativo alla Guerra del Golfo poichè la sua breve durata (sette mesi) non consente di calcolare stime efficienti. Il secondo periodo sarà quello dell'ultima crisi finanziaria (2007:08-2011:08). I periodi tranquilli saranno quelli invece compresi tra le tre crisi descritte: 1991:3-1998-09 e 2002:11-2007:07.

Nella seconda e ultima parte, di questo capitolo, verrà stimato un modello VAR per l'intero campione, contenente tutte e quattro le variabili presentate fino ad ora.

Verranno quindi stimate quattro equazioni e l'obiettivo sarà quello di verificare il comportamento dell'indice di ciclo economico in relazione ad uno shock a ciascuna delle altre tre variabili, al fine di formulare delle considerazioni riguardo alle relazioni tra le variabili FFR e CPILFESL nei confronti dell'indice CFNAI e per confrontare l'intensità degli shock alle ultime due variabili inserite nel modello nei confronti di uno shock all'indice di stress finanziario. Si decide di stimare i modelli utilizzando una media mobile di ordine 2 per l'indice CFNAI (ma2_CFNAI), poichè essendo un indice di ciclo economico, è molto volatile.

4.1 Modello VAR per l'intero campione (1990:2-2011:8).[KCFSI CFNAI]

ritardi	BIC
1	0,918402
2	0,932353
3	0,901740
4	0,826280*
5	0,840109
6	0,875932
7	0,925046

Siccome viene utilizzata una media mobile di ordine 2 e si sceglie un modello a 4 ritardi, la prima osservazione disponibile sarà il 1990:07.

-Sistema VAR, ordine ritardi 4

Stime OLS usando le osservazioni 1990:07-2011:08 (T = 254)

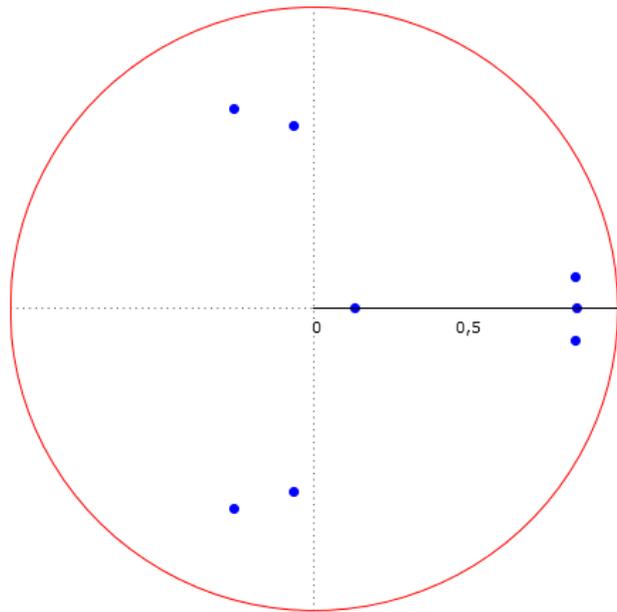
Log-verosimiglianza = -51,493485

Determinante della matrice di covarianza = 0,0051421005

BIC = 0,7543

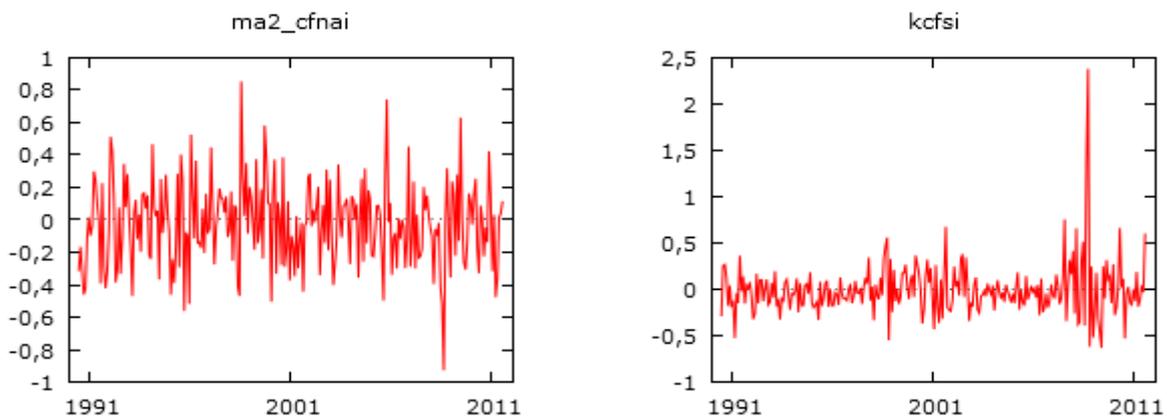
Test portmanteau: LB(48) = 186,225, df = 176 [0,2843]

Radici inverse del VAR, in relazione al cerchio unitario



Andando a verificare il grafico delle radici inverse del polinomio caratteristico, notiamo che queste sono tutte contenute nel cerchio di raggio unitario, quindi si può assumere che il modello stimato sia stabile e stazionario.

-Analisi dei residui

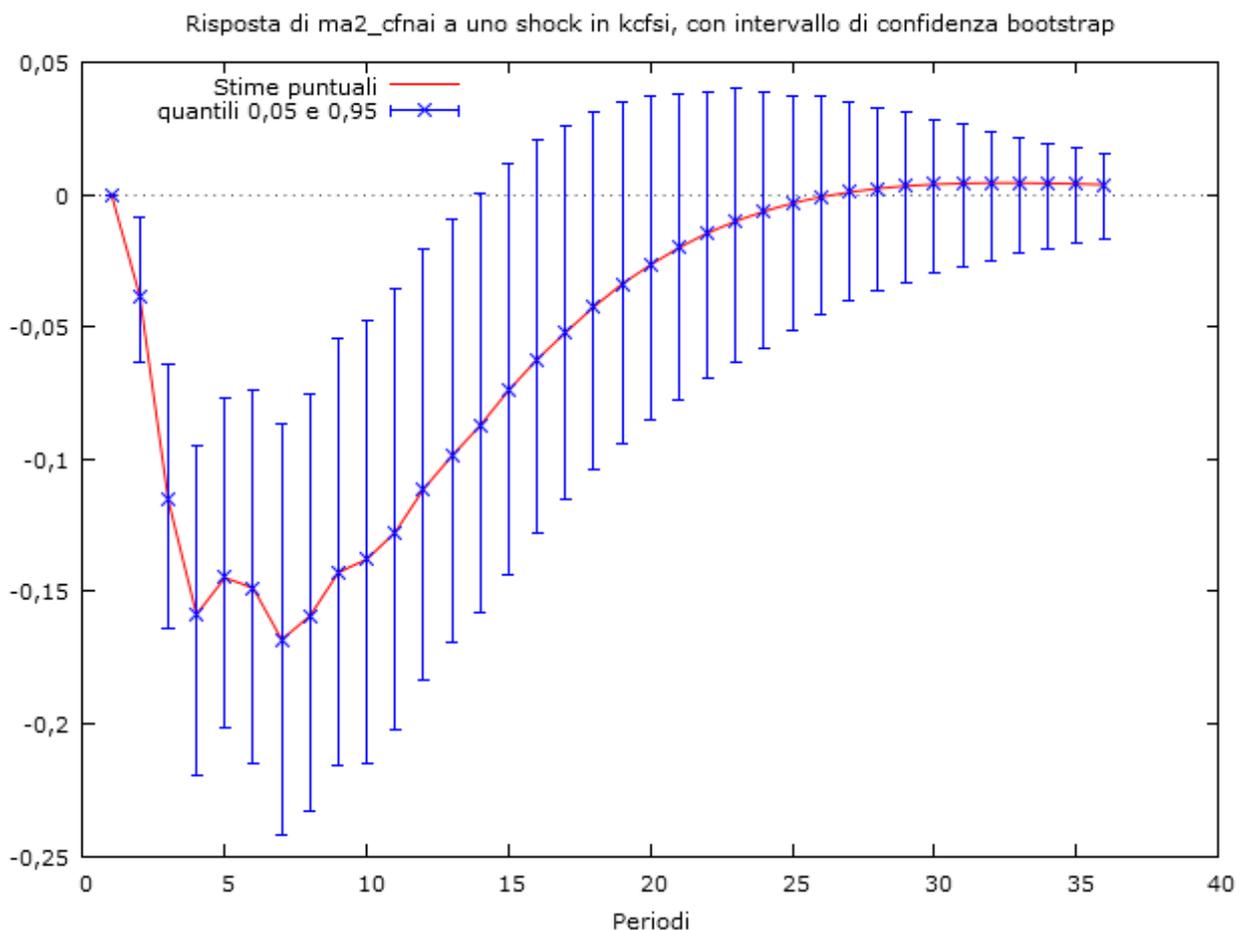


Dai grafici dei residui sembra che questi si distribuiscano in modo casuale.

-Funzione di risposta-impulso(CFNAI, KCFSI)

Come visto in precedenza, i residui del modello VAR stimato in precedenza non sono tutti incorrelati tra loro, si procede quindi ad effettuare una scomposizione di Cholesky, per rendere ortogonali i residui, mettendo al primo posto CFNAI e al secondo posto KCFSI; per comodità l'ordinamento viene posto tra parentesi nel titolo.

Nel seguente grafico si analizza la funzione risposta di impulso relativa ad uno shock pari ad una deviazione standard dell'indice KCFSI nei confronti dell'indice CFNAI per un intervallo temporale pari a 36 mesi.



Come si può notare uno shock nell'indice di stress finanziario ha ripercussioni evidenti sull'indice di ciclo economico. Dopo lo shock iniziale l'indice CFNAI si mantiene significativamente diverso da zero per 12 periodi. Il primo periodo rimane pari a 0 come definito per costruzione.

-Scomposizione della varianza per ma2_CFNAI

periodo	errore std.	ma2_CFNAI	KCFSI
1	0,256775	100,0000	0,0000
2	0,362828	98,8835	1,1165
3	0,415336	91,4171	8,5829
4	0,490578	83,3726	16,6274
5	0,559489	80,5135	19,4865
6	0,608411	77,5401	22,4599
7	0,654676	73,9973	26,0027
8	0,694755	71,6557	28,3443
9	0,724332	70,0330	29,9670
10	0,748313	68,5268	31,4732
11	0,767772	67,3320	32,6680
12	0,781947	66,4766	33,5234

L' analisi della scomposizione della varianza conferma i risultati delle analisi svolte in precedenza. Infatti si può notare che dopo 12 periodi la varianza dell' indice KCFSI incide ancora in modo molto rilevante sulla varianza totale (34%).

4.2 Primo sottocampione (1991:3-1998:09).[KCFSI CFNAI]

Il seguente campione si riferisce ad un periodo di sviluppo economico.

ritardi	BIC
1	-0,607612*
2	-0,462012
3	-0,404314
4	-0,338232
5	-0,306716
6	-0,154262
7	-0,015082

-Sistema VAR, ordine ritardi 1

Stime OLS usando le osservazioni 1991:03-1998:09 (T = 91)

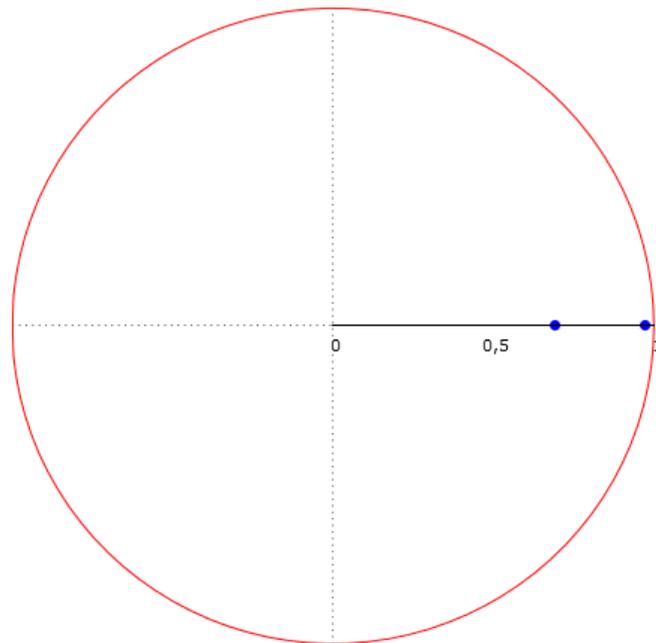
Log-verosimiglianza = 36,66807

Determinante della matrice di covarianza = 0,0015312884

BIC = -0,6076

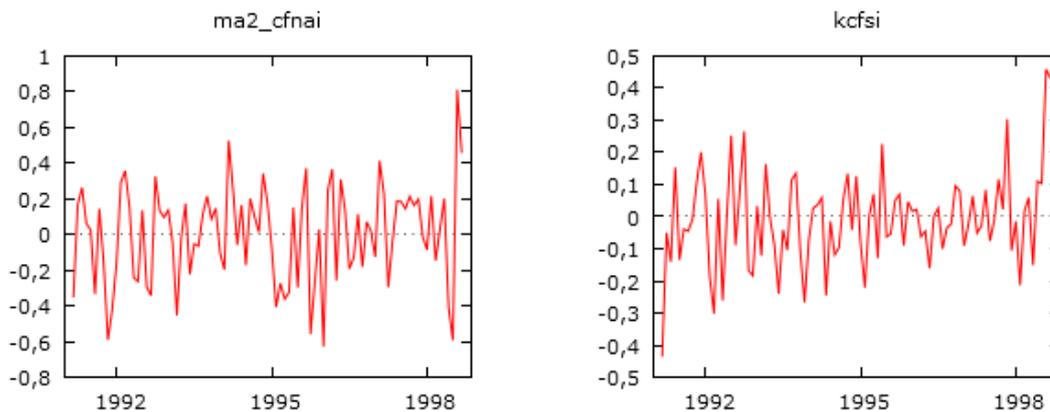
Test portmanteau: LB(22) = 114,463, df = 84 [0,0152]

Radici inverse del VAR, in relazione al cerchio unitario



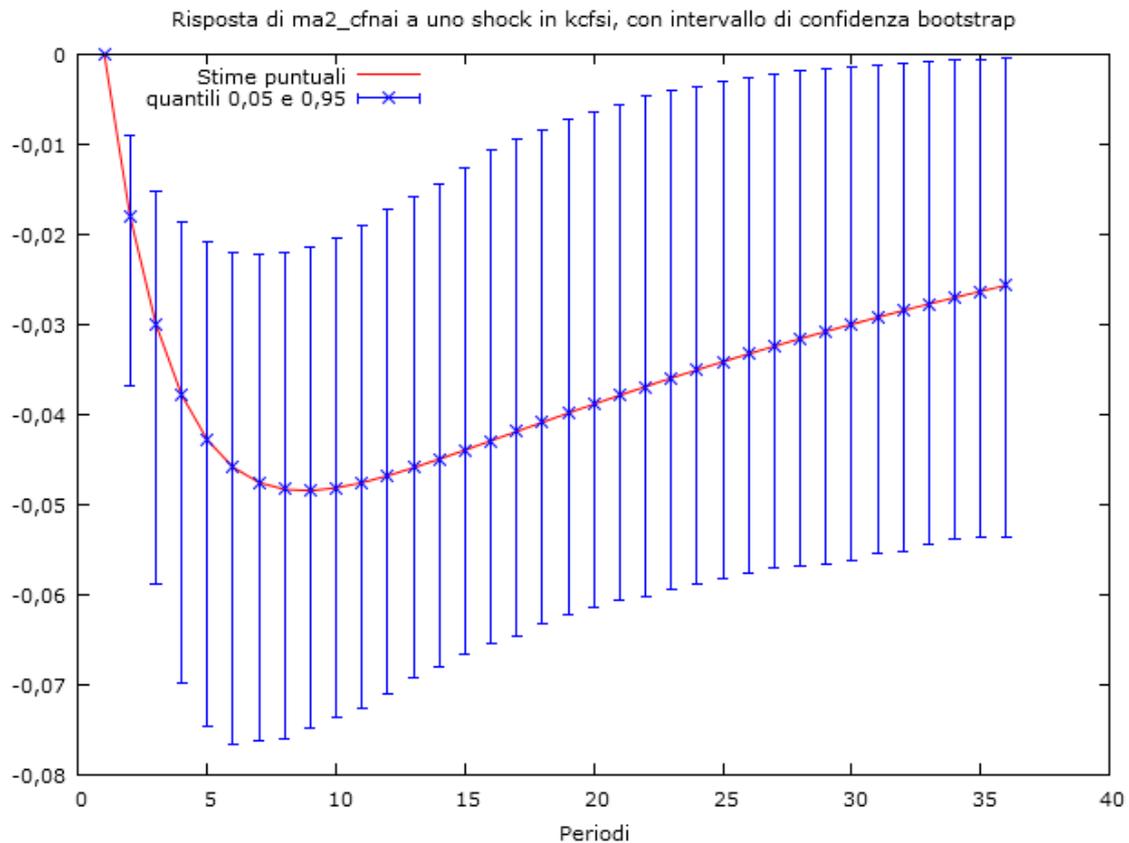
Le radici del polinomio caratteristico sono contenute nel cerchio di raggio unitario a testimoniare la stazionarietà del modello.

-Analisi dei residui



I residui si distribuiscono in modo casuale.

-Funzione risposta-impulso(CFNAI, KCFSI)



La funzione risposta di impulso mostra che il valore dell' indice di ciclo economico risente di uno shock di stress finanziario. Per tutti e 36 i mesi presi in considerazione l'indice CFNAI si mantiene significativamente diverso da zero.

-Scomposizione della varianza per ma2_CFNAI

periodo	errore std.	ma2_CFNAI	KCFSI
1	0,272132	100,0000	0,0000
2	0,326761	99,6965	0,3035
3	0,348166	98,9899	1,0101
4	0,357658	97,9219	2,0781
5	0,362708	96,5823	3,4177

6	0,366248	95,0769	4,9231
7	0,369407	93,5008	6,4992
8	0,372563	91,9259	8,0741
9	0,375799	90,3996	9,6004
10	0,379089	88,9493	11,0507
11	0,38238	87,5883	12,4117
12	0,385624	86,3205	13,6795

Dopo 8 ritardi uno shock all'indice di stress finanziario incide ancora per il 13,7% sulla varianza dell' indice di ciclo finanziario.

4.3 Secondo sottocampione (1998:10-2002:10).[KCFSI CFNAI]

Il seguente campione si riferisce ad un periodo di recessione. Viene scelto un numero di ritardi pari a 1.

ritardi	BIC
1	0,409769*
2	0,653537
3	0,822106
4	0,956938
5	1,034353
6	0,962592
7	1,155958

-Sistema VAR, ordine ritardi 1

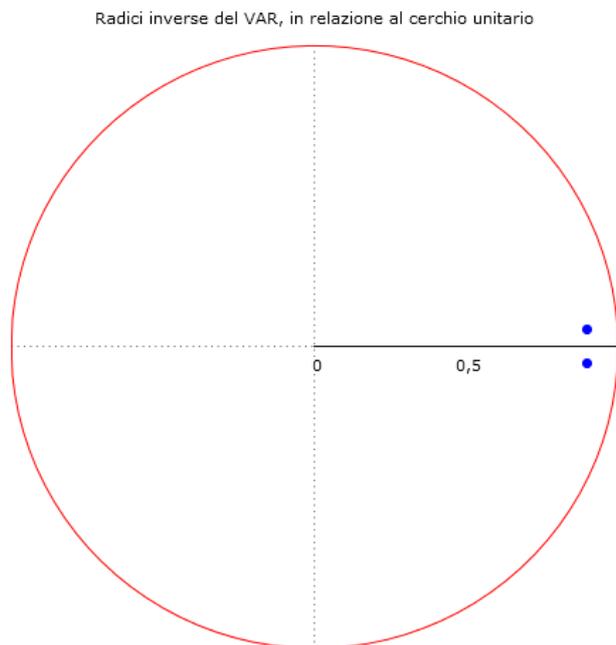
Stime OLS usando le osservazioni 1998:10-2002:10 (T = 49)

Log-verosimiglianza = -2,2557025

Determinante della matrice di covarianza = 0,0037586905

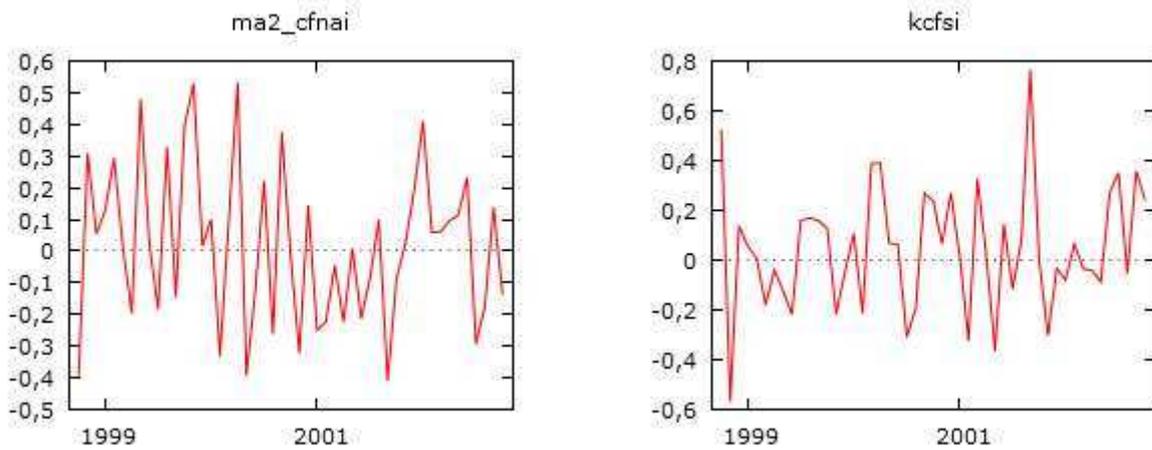
BIC = 0,4098

Test portmanteau: LB(12) = 85,027, df = 44 [0,0002]



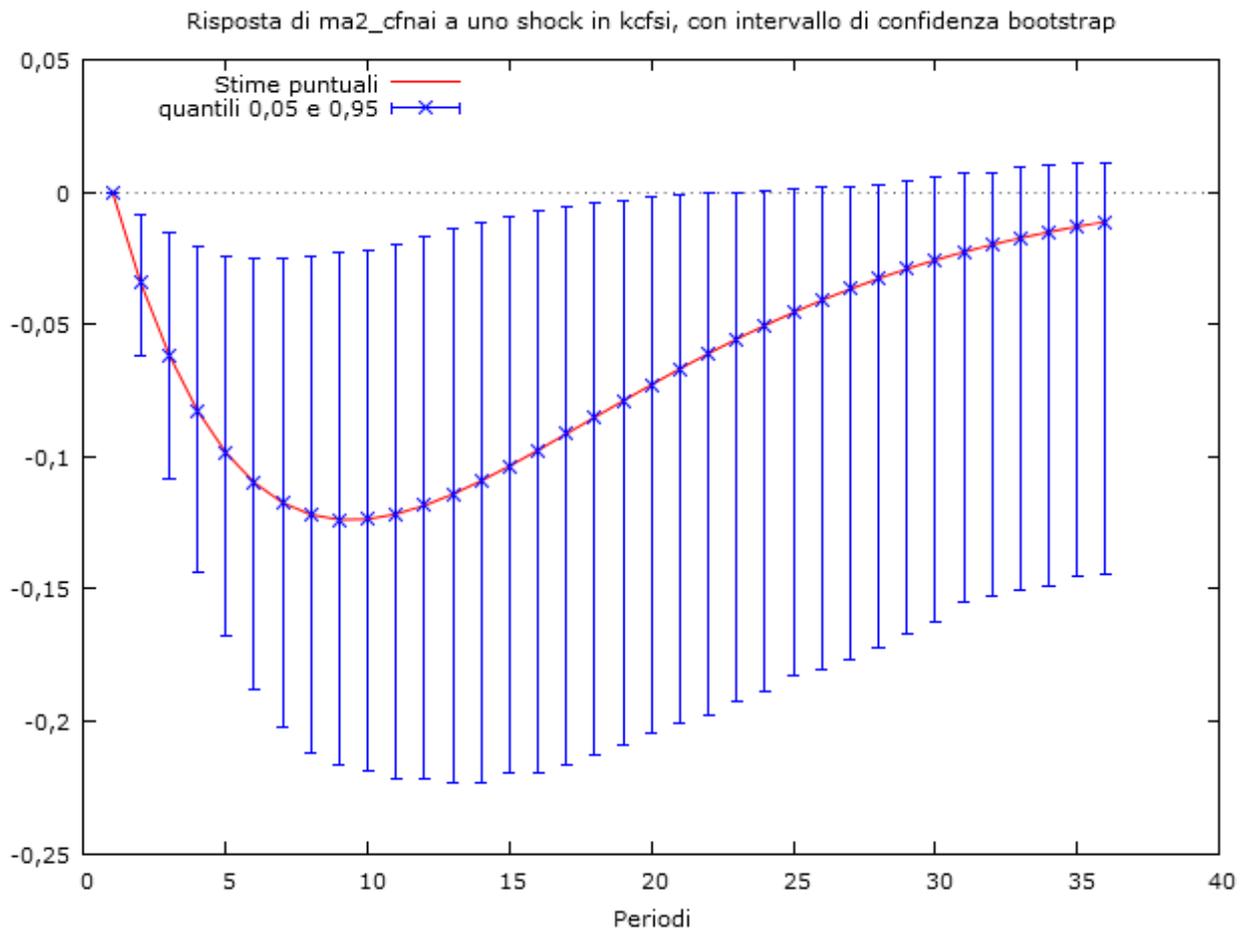
Le radici inverse del polinomio caratteristico cadono tutte all' interno del cerchio di raggio unitario, questo mi porta ad assumere che il modello stimato abbia coefficienti stabili e sia stazionario.

-Analisi dei residui



Dal grafico dei residui si nota come questi assumano una distribuzione casuale.

-Funzione di risposta impulso (CFNAI, KCFSI)



-Scomposizione della varianza per ma2_CFNAI

Periodo	errore std.	ma2_CFNAI	KCFSI
1	0,24887	100,0000	0,0000
2	0,332619	98,9296	1,0704
3	0,388009	96,6888	3,3112
4	0,429623	93,5915	6,4085
5	0,463174	89,9601	10,0399
6	0,49144	86,0811	13,9189
7	0,515907	82,1826	17,8174
8	0,537414	78,4283	21,5717
9	0,556462	74,9241	25,0759
10	0,57337	71,7293	28,2707
11	0,588361	68,8687	31,1313
12	0,601609	66,3435	33,6565

Nella funzione riposta impulso si può notare come uno shock all' indice KCFSI porti ad uno scostamento significativo dell'indice CFNAI rispetto allo 0, il quale andrà a riassetarsi dopo circa 20 periodi. L'importanza dello shock procurato da KCFSI si può rilevare anche dall'analisi di scomposizione della varianza: dopo 12 periodi l'indice di stress finanziario influisce ancora per il 34% sulla varianza dell'indice di ciclo economico.

4.4 Terzo Sottocampione (2002:11-2007:07).[KCFSI CFNAI]

Questo sottocampione si riferisce a un periodo di sviluppo economico.

La scelta dei ritardi per il periodo indicato è pari a 1 come si può notare dalla tabella sottostante.

ritardi	BIC
1	-0,986297*
2	-0,760914
3	-0,623521
4	-0,467622
5	-0,327115
6	-0,213897
7	0,021924

-Sistema VAR, ordine ritardi 1

Stime OLS usando le osservazioni 2002:11-2007:07 (T = 57)

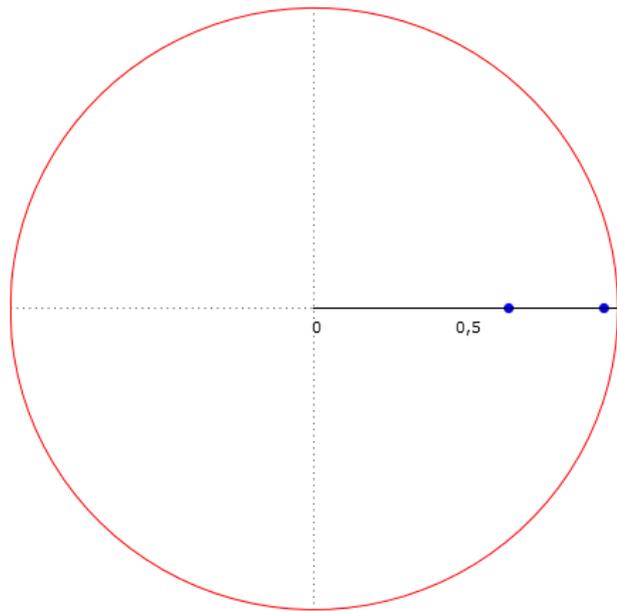
Log-verosimiglianza = 36,195555

Determinante della matrice di covarianza = 0,0009626953

BIC = -0,9863

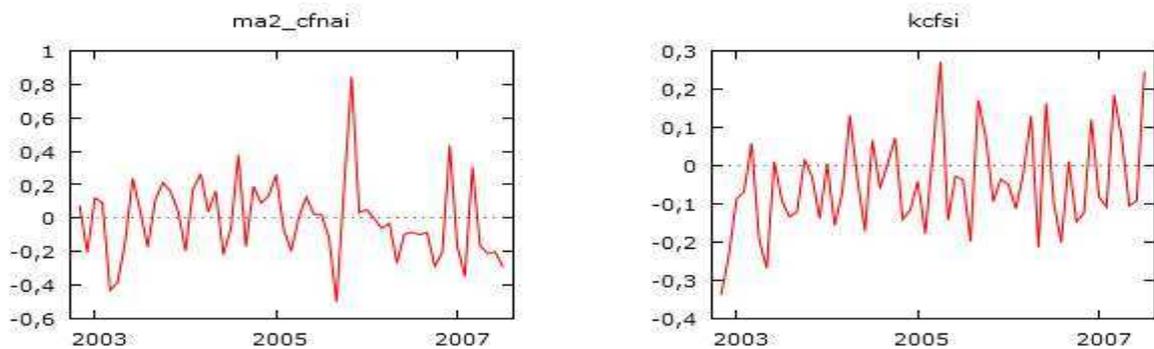
Test portmanteau: LB(14) = 75,7756, df = 52 [0,0174]

Radici inverse del VAR, in relazione al cerchio unitario



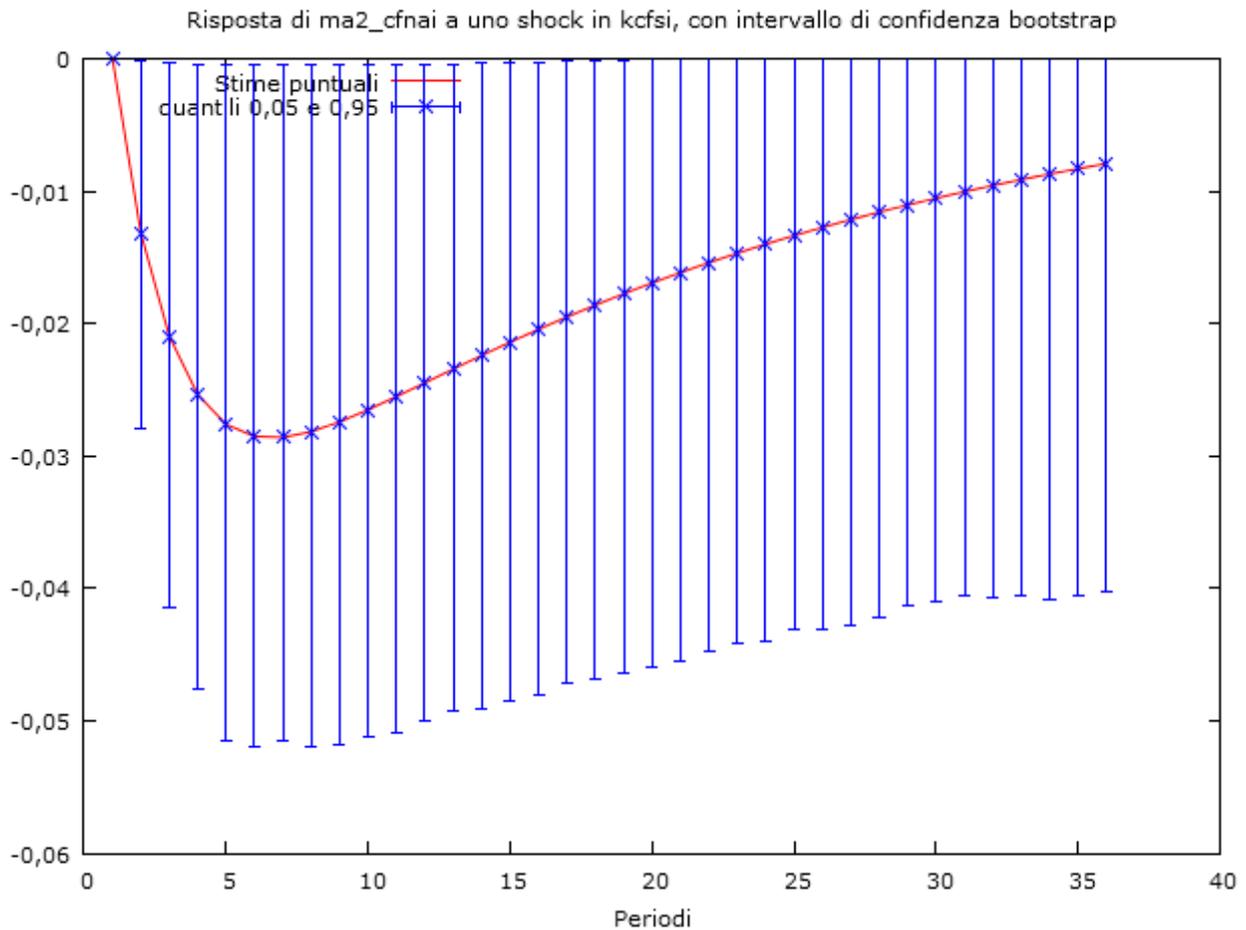
Le radici inverse del polinomio caratteristico sono tutte contenute all' interno del cerchio di raggio unitario, quindi i coefficienti del modello sono stabili e il modello stesso è stazionario.

-Analisi dei residui



I residui come si può vedere dal grafico sembrano distribuirsi casuale.

-Funzione di risposta impulso(CFNAI,KCFSI)



La reazione ad uno shock nell'indice di stress finanziario pari ad una deviazione standard porta ad uno scostamento dell' indice di ciclo economico pari a -0,03 deviazioni standard (stima puntuale), un valore molto modesto considerando che è di poco significativamente diverso da zero con alpha pari a 0,1.

-Scomposizione della varianza per ma2_CFNAI

periodo	errore std.	ma2_CFNAI	KCFSI
1	0,231242	100,0000	0,0000
2	0,274627	99,7698	0,2302
3	0,291072	99,2756	0,7244
4	0,298283	98,5866	1,4134
5	0,301997	97,7844	2,2156
6	0,304322	96,9391	3,0609
7	0,306059	96,1002	3,8998
8	0,307511	95,2978	4,7022
9	0,308797	94,5476	5,4524
10	0,309959	93,8561	6,1439
11	0,311019	93,2243	6,7757
12	0,311985	92,6499	7,3501

L'analisi della scomposizione della varianza conferma ciò che si è visto nel grafico della funzione risposta d' impulso. Uno shock in KCFSI va ad influire in maniera modesta sulla deviazione standard dell' indice CFNAI: 7,4% dopo 12 periodi.

4.5 Quarto sottocampione(2007:08-2011:08).[KCFSI CFNAI]

L'ultimo sottocampione analizzato si riferisce all' ultima crisi finanziaria, tuttora in corso. Il numero dei ritardi per questo modello è stato fissato a 2.

ritardi	BIC
1	2,591682
2	2,427192*
3	2,516265
4	2,553281
5	2,814346
6	3,097921
7	3,322875

-Sistema VAR, ordine ritardi 2

Stime OLS usando le osservazioni 2007:08-2011:08 (T = 49)

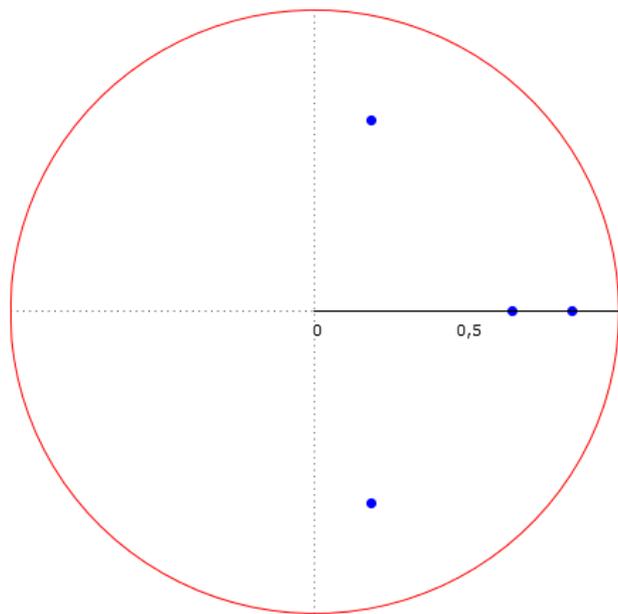
Log-verosimiglianza = -43,898918

Determinante della matrice di covarianza = 0,020569178

BIC = 2,4272

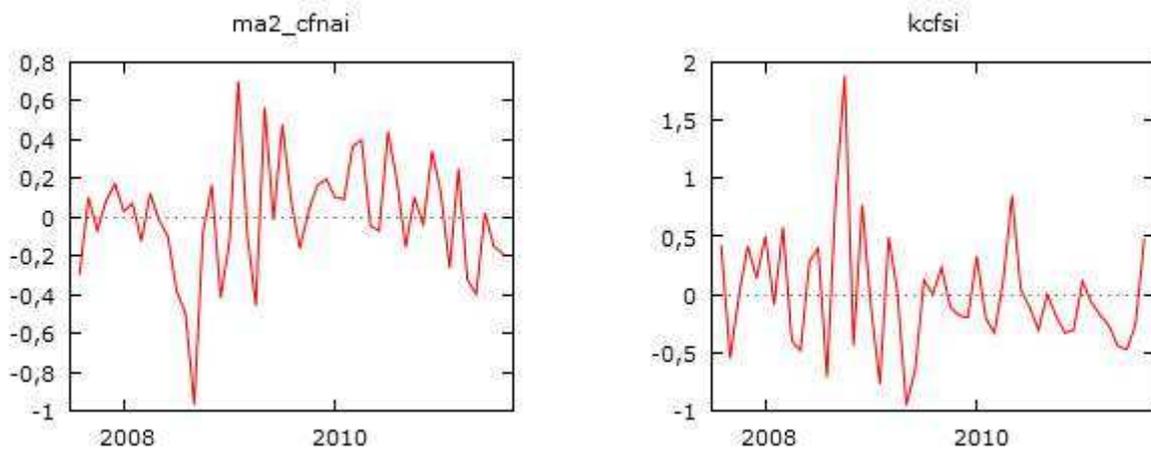
Test portmanteau: LB(12) = 48,7138, df = 40 [0,1624]

Radici inverse del VAR, in relazione al cerchio unitario



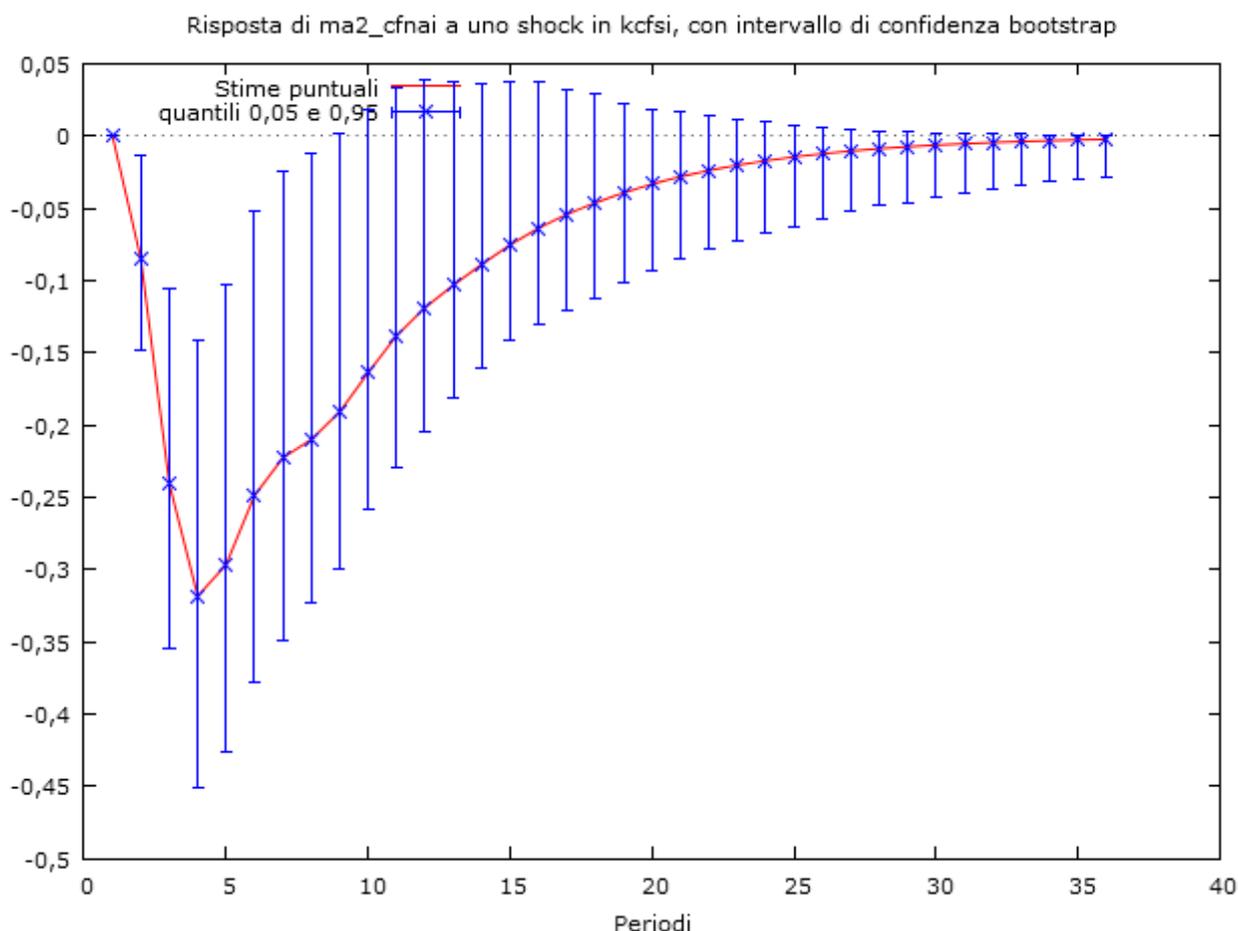
L'analisi delle radici inverse del polinomio caratteristico dimostrano che il modello ha coefficienti stabili ed è stazionario.

-Analisi dei residui



I residui si distribuiscono in maniera casuale.

-Funzione risposta impulso(CFNAI, KCFSI)



La funzione risposta di impulso mostra una reazione, dell' indice CFNAI ad uno shock all' indice KCFSI, piuttosto pronunciata con un picco pari a -0,32 deviazioni standard (stima puntuale) dopo 3 periodi che comunque si mantiene significativamente diversa da zero per 7 periodi. In questo senso lo shock viene assorbito piuttosto velocemente.

-Scomposizione della varianza per ma2_CFNAI

periodo	errore std.	ma2_CFNAI	KCFSI
1	0,295076	100,0000	0,0000
2	0,44834	96,3989	3,6011
3	0,580635	80,6544	19,3456
4	0,715799	67,4599	32,5401
5	0,825716	62,6338	37,3662

6	0,905334	61,3546	38,6454
7	0,962759	60,4712	39,5288
8	1,00614	59,4446	40,5554
9	1,03926	58,6089	41,3911
10	1,06372	58,1122	41,8878
11	1,08133	57,8266	42,1734
12	1,09402	57,6181	42,3819

L' analisi della scomposizione della varianza fornisce una misura più precisa dell' effetto di uno shock all' indice KCFSI nei confronti dell' indice di ciclo economico: l' effetto sulla sua deviazione standard di CFNAI è pari al 40,4% dopo 12 periodi.

4.6 Modello completo di tutte le variabili(1990:02-2011:08).[KCFSI CFNAI FFR CPILFESL]

ritardi	BIC
1	-0,909783
2	-0,998978*
3	-0,866782
4	-0,677453
5	-0,479157
6	-0,248985
7	0,004851

Il numero di ritardi scelto per questo modello è pari a 2.

-Sistema VAR, ordine ritardi 2

Stime OLS usando le osservazioni 1990:05-2011:08 (T = 256)

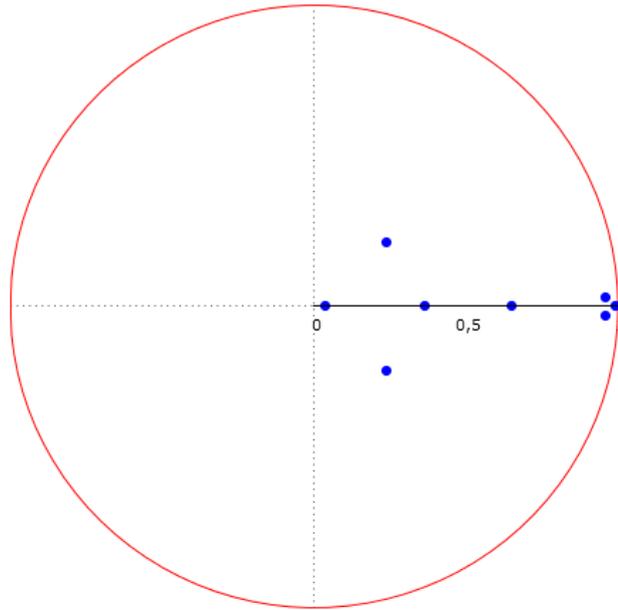
Log-verosimiglianza = 214,94458

Determinante della matrice di covarianza = 2,191854e-006

BIC = -0,9861

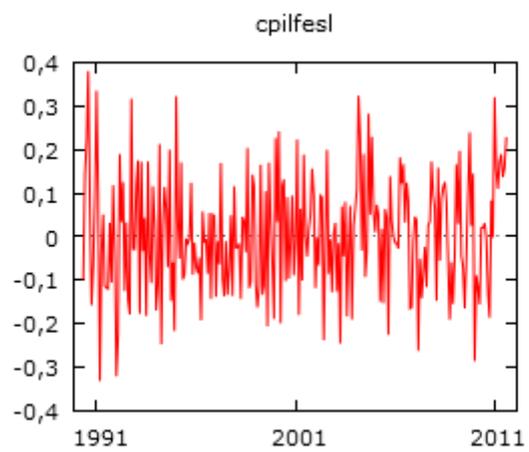
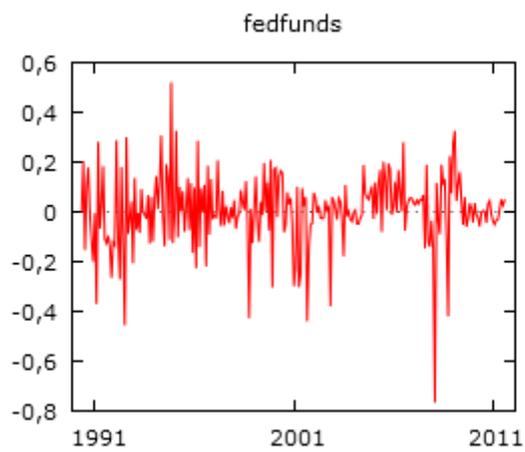
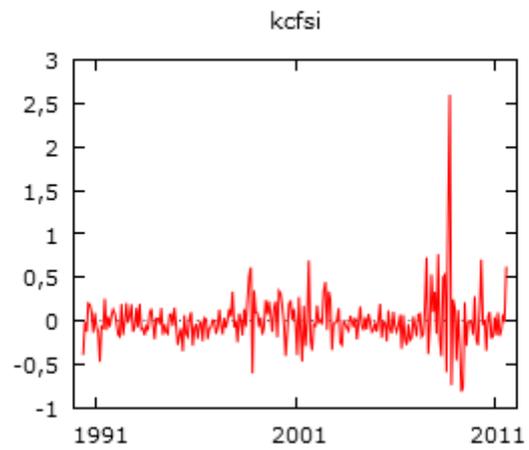
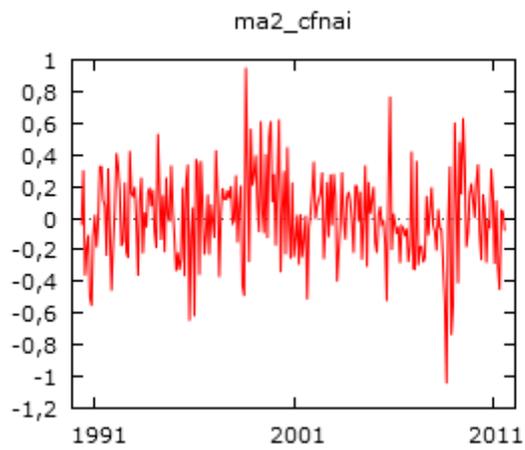
Test portmanteau: LB(48) = 916,029, df = 736 [0,0000]

Radici inverse del VAR, in relazione al cerchio unitario



Le radici del polinomio caratteristico cadono all' interno del cerchio unitario, quindi il modello stimato risulta stabile e stazionario.

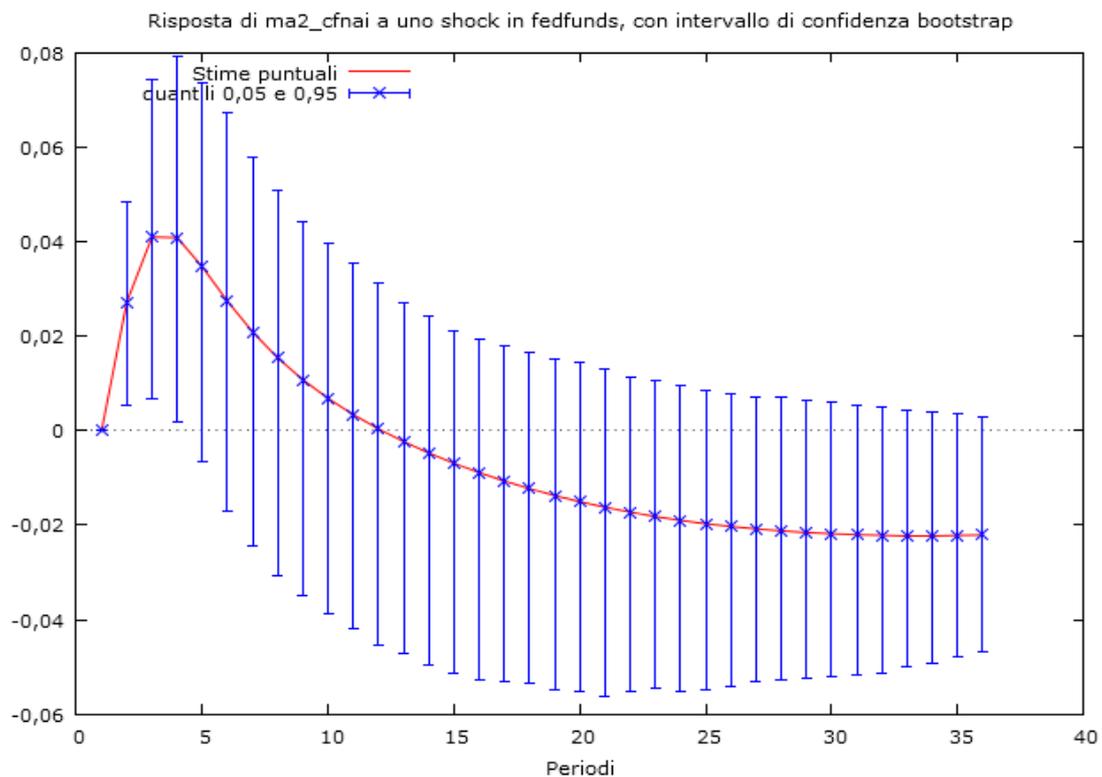
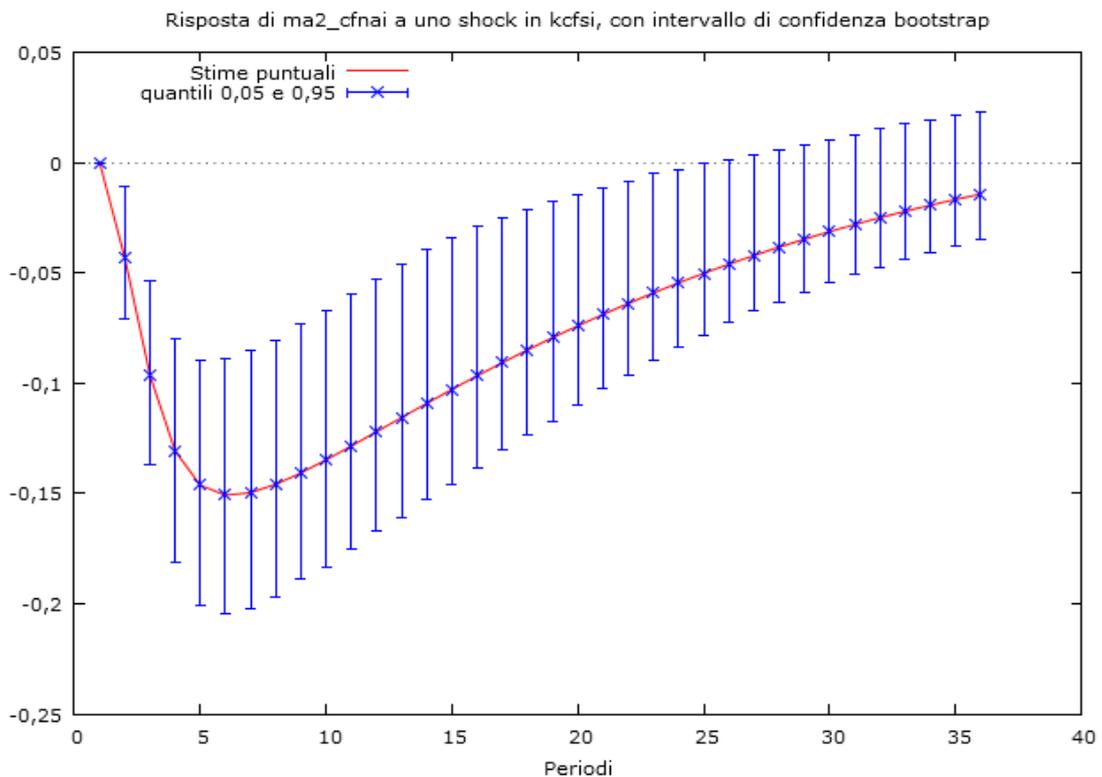
-Analisi dei residui

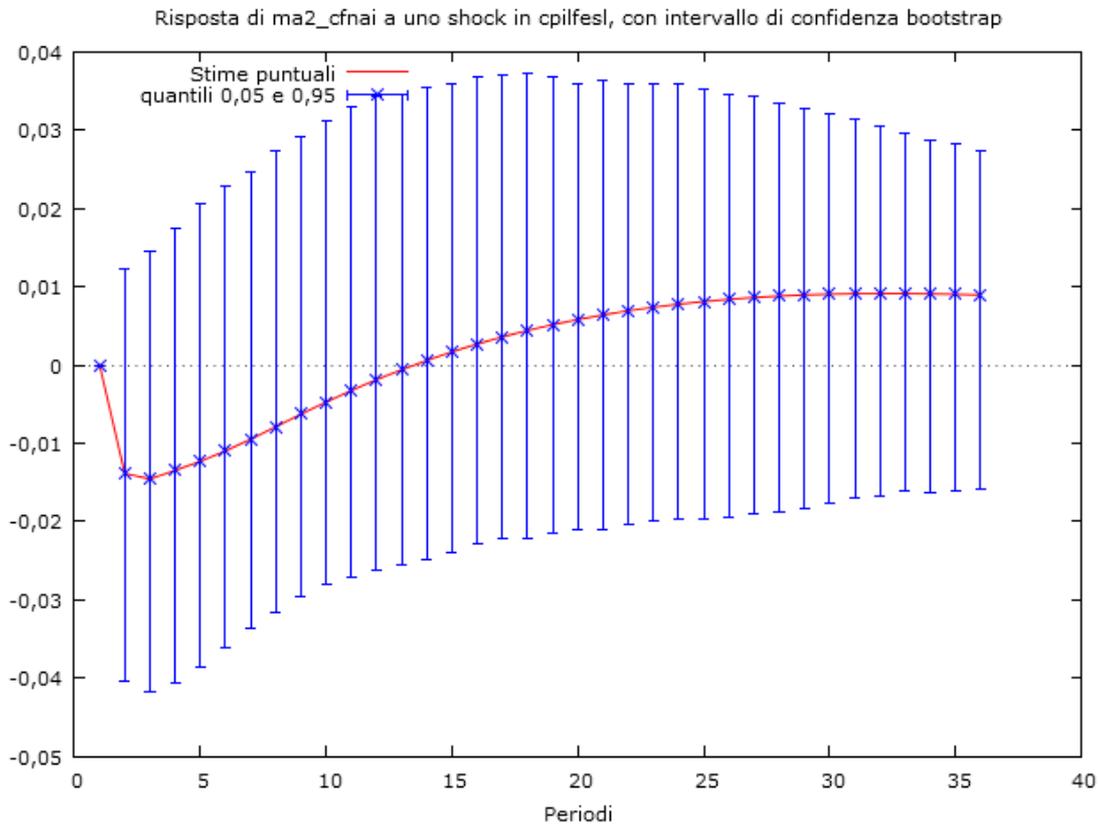


Dall' analisi dei residui si può verificare come questi siano distribuiti in modo casuale.

-Funzioni risposta di impulso(CFNAI,FFR,CPILFESL,KCFSI)

Vengono riportati i grafici delle funzioni risposta di impulso per CFNAI in reazione ad uno shock all' indice di stress finanziario, al FED Funds Rate e alla variazione tendenziale dell' indice dei prezzi al consumo americano.





Come ci si attendeva dalle analisi preliminari e dalle funzioni di risposta-impulso calcolate nei precedenti modelli, si può notare che l' indice CFNAI reagisce in maniera netta ad uno shock all' indice KCFSI rimanendo significativamente diverso da zero per circa 25 periodi. Non si può dire lo stesso delle altre due funzioni di risposta ad impulso. Nel secondo grafico si può vedere che per uno shock al FED Funds Rate, l'indice di ciclo economico ha un picco significativamente diverso da zero per i primi tre periodi. Mentre per quanto riguarda lo shock all'indice di inflazione annuale non si verifica nessuno spostamento significativo.

-Scomposizione della varianza per ma2_CFNAI

periodo	errore std.	ma2_CFNAI	KCFSI	FFR	CPILFESL
1	0,275786	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,377532	98,0378	1,3082	0,5191	0,1349
3	0,438423	92,7125	5,8176	1,2595	0,2104
4	0,485635	86,0209	11,9953	1,7352	0,2485
5	0,525486	79,8130	18,0020	1,9177	0,2673
6	0,559479	74,6478	23,1460	1,9317	0,2745
7	0,588505	70,4645	27,3898	1,8716	0,2741
8	0,61336	67,0711	30,8742	1,7857	0,2690
9	0,634717	64,2935	33,7492	1,6962	0,2610
10	0,653119	61,9974	36,1379	1,6129	0,2518
11	0,669004	60,0816	38,1363	1,5397	0,2424
12	0,682731	58,4695	39,8186	1,4785	0,2335

L'analisi della scomposizione della varianza conferma quanto rilevato in precedenza. Gli shock al FFR e al CPILFESL non sono molto rilevanti, infatti nei 12 periodi presi in esame raggiungono rispettivamente come valore massimo 1,93% e 0,27%. Mentre l'indice KCFSI raggiunge il 39,8%.

Conclusioni

L'obiettivo della tesi era quello di verificare il legame statistico che intercorre tra l'indice CFNAI e l'indice KCFSI. Sono stati stimati sei modelli VAR: uno per il campione completo per CFNAI e KCFSI; quattro per relativi sottocampioni riferiti a periodi di recessione e sviluppo economico per CFNAI e KCFSI; l'ultimo per il campione completo per CFNAI, KCFSI, FFR CPILFESL.

Il primo modello stimato è quello che sintetizza al meglio i risultati ottenuti: uno shock all'indice di stress finanziario ha effetti importanti all'indice di ciclo economico, lo si può notare dal grafico della funzione risposta-impulso che rimane significativamente diverso da zero per circa 13 periodi con picchi di intensità piuttosto elevata pari a circa -0,35 deviazioni standard in CFNAI.

Nei successivi modelli stimati per periodi di crisi e non-crisi i risultati assumono, per via della prevista distorsione del campione, due diverse sfaccettature. In periodi di recessione uno shock all'indice di stress finanziario comporta una risposta negativa molto accentuata dell'indice di ciclo economico, in proporzione all'intensità della crisi nel relativo sottocampione; mentre per i periodi di sviluppo economico la risposta di CFNAI allo shock in KCFSI appare più contenuta.

L'ultimo modello stimato, contenente tutte le variabili presentate nella tesi, mostra che uno shock al Kansas City Index comporta effetti più accentuati nella risposta del Chicago Index rispetto al Fed Funds Rate e all'inflazione annuale. Da notare che lo shock al FFR comporta una risposta positiva nell'indice CFNAI, inaspettata dal punto di vista teorico, ma prevedibile dal punto di vista empirico, poichè come dimostrato dalle analisi preliminari tra i due indici vi è correlazione positiva, dovuta al fatto che il Fed Funds Rate si muove nella direzione opposta all'indice CFNAI con un cospicuo ritardo. Per quanto riguarda lo shock all'inflazione annuale, questo non comporta effetti significativi sull'indice di ciclo economico.

Per concludere: dalle analisi svolte, appare molto chiara la relazione tra indice di

stress finanziario e indice di ciclo economico, e indubbiamente il Kansas City Index può essere un valido strumento per monitorare, valutare e prevedere l'andamento dei mercati finanziari. Tuttavia come visto nell'ultimo modello e come è ben noto, il mondo della finanza è soggetto all'influenza di innumerevoli variabili, e data la complessità della sua struttura risulterebbe azzardato basare le decisioni su un unico indicatore. Il Kansas City Financial Stress Index, può quindi essere utilizzato con successo se affiancato ad altri indicatori e da approfondite conoscenze finanziarie.

Bibliografia

- Di Fonzo T. , Lisi F.: "Serie Storiche Economiche", Carocci(2005)
- Hakkio S. Craig, Keeton R. William: "Financial Stress: What Is It, How Can It Be Measured, And Why Does It Matter?"
- Mankiv N. Gregory: "Macroeconomia", Zanichelli(2004)
- Stock James H., Watson Mark W.: "Introduzione All' Econometria", Pearson(2005)
- Veerbek Marno: "Econometria", Zanichelli(2006)
- Materiale didattico Serie Storiche
- Materiale didattico Econometria

Sitografia

- <http://www.federalreserve.gov/>
- <http://books.google.it/>