

UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA
Facoltà di Scienze Statistiche



**CORSO DI LAUREA IN
SCIENZE STATISTICHE ECONOMICHE, FINANZIARIE E
AZIENDALI**

TESI:

**DISUGUAGLIANZA SOCIALE E POLITICA MONETARIA
AMERICANA: UNA VERIFICA EMPIRICA**

Relatore: Dott. Nunzio Cappuccio

Laureando: Andrea Albarea
Matricola: 589787 – SEA

Anno accademico 2009/2010

INDICE

	Pag.
INTRODUZIONE	3
CAPITOLO UNO	5
1.1. Inflazione	5
1.2. Prodotto Interno Lordo	6
1.3. Tasso di interesse nominale	7
1.4. Coefficiente di Gini	8
1.5 La disuguaglianza nel mondo	9
CAPITOLO DUE	11
2.1. Serie storiche multivariate	11
2.2. Modelli VAR(p)	14
2.3. Criteri di selezione dell'ordine p di un VAR	15
2.4. Test diagnostici	16
2.4.1. Autocorrelazione dei residui	16
2.4.1.1. Test Portmanteau multivariato	17
2.4.1.2. Test di Breusch-Godfrey	18
2.4.2. Test di White	19
2.5. Funzione di risposta ad impulso	21
2.6. Stima del modello VAR	22
2.6.1. Stima del modello ricorsivo	29
2.6.2. Analisi Strutturale	31
CAPITOLO TRE	36
3.1. La regola di Taylor	36
3.2. Stima della regola di Taylor	40

3.2.1. Analisi dei coefficienti di lungo periodo	49
3.3. Stima della regola di Taylor con il coefficiente di Gini	50
CONCLUSIONI	55
BIOGRAFIA	57
APPENDICE TECNICA	58

INTRODUZIONE

La **disuguaglianza sociale** è una differenza nei privilegi, nelle risorse e nei compensi, considerata da un gruppo collettivo come ingiusta e pregiudizievole per le potenzialità degli individui della collettività. È una differenza oggettivamente misurabile e soggettivamente percepita.

Dal punto di vista economico, per cercare di cogliere il dispiegarsi delle disuguaglianze nel mondo, è opportuno far riferimento al concetto di povertà. Nel mondo sta aumentando la concentrazione della ricchezza e la disuguaglianza nella distribuzione dei redditi, delle conoscenze, delle opportunità, delle tecnologie e del lavoro. Il fenomeno è visibile sia all'interno dei Paesi più sviluppati, sia nei rapporti tra le macro-aree mondiali: basti pensare che l'83% delle risorse terrestri è utilizzato da 900 milioni di persone, mentre gli altri 6 miliardi dispongono soltanto del 17%.

La crisi economica ha accresciuto la velocità, l'intensità e la pervasività di questo fenomeno e sembra che questo trend di polarizzazione tra possibilità e opportunità, tra ricchi e poveri, possa sì essere attenuato, ma difficilmente interrotto.

Questa tesi ha preso spunto da un articolo dell'economista francese Jean Paul Fitoussi ed il suo obiettivo è quello di stabilire se il fenomeno della disuguaglianza sociale influenza le decisioni di politica monetaria degli Stati Uniti d'America. Un'analisi empirica è stata necessaria per raggiungere lo scopo e si è fatto ricorso sia ad un modello ad equazioni simultanee (VAR), che ad un'equazione univariata (regola di Taylor).

Come indice del divario di ricchezza negli U.S.A si è scelto il coefficiente di Gini e le altre variabili in gioco sono l'inflazione, il prodotto interno lordo ed il tasso di interesse nominale. Quest'ultimo è lo strumento di politica economica principale al fine di perseguire gli obiettivi che la banca centrale si prefigge.

L'analisi, effettuata con dati trimestrali, prende in considerazione un range che va dal quarto trimestre del 1984 al secondo trimestre del 2008.

I risultati ottenuti evidenziano che le decisioni dei policymakers, per raggiungere gli obiettivi (ad es. la stabilità dei prezzi, del ciclo economico e il mantenimento di un alto livello di occupazione), non vengono influenzate dalla disuguaglianza sociale.

CAPITOLO PRIMO

Per analizzare l'influenza che l'indice di povertà ha sulle decisioni della *Federal Reserve Bank*, sono ricorso ad alcuni modelli statistici che coinvolgono oltre alla disuguaglianza sociale anche variabili macroeconomiche fondamentali per le decisioni di politica monetaria quali l'inflazione, il prodotto interno lordo ed il tasso d'interesse nominale.

INFLAZIONE

L'inflazione, in economia, indica un aumento generalizzato e continuato dei prezzi nel tempo generando una diminuzione del potere d'acquisto della moneta.

Il potere d'acquisto ci dice quanti beni e servizi si possono acquistare con un'unità della moneta in oggetto, quindi un innalzamento dei prezzi fa sì che ci sia una diminuzione del potere d'acquisto.

Indicando con $p(t)$ il livello generale dei prezzi, l'inflazione è la sua derivata prima rispetto al tempo, ovvero la velocità con cui il livello medio dei prezzi cresce:

$$\pi = \frac{dp}{dt}$$

A seconda della causa che determina l'aumento dei prezzi si avranno diverse tipologie d'inflazione:

1. inflazione da costi: è determinata da una crescita dei fattori di produzione (aumento dei salari, delle materie prime, delle tecnologie).

2. inflazione da domanda: l'aumento generalizzato della domanda di beni o servizi produce, in base alla legge della domanda e dell'offerta, un aumento dei prezzi.

3. inflazione finanziaria: quando aumenta la quantità di moneta circolante, diminuisce il potere d'acquisto della stessa, questo produce un aumento dei prezzi e potremo acquistare una minore quantità di beni e servizi.

Generalmente l'inflazione risulta vantaggiosa per i soggetti in posizione debitoria, ed in particolare per le imprese ed anche per lo Stato, che trae beneficio poiché lo stesso denaro avuto in prestito in precedenza, al momento di effettuare la restituzione ha un valore reale minore.

Questo processo è svantaggioso per tutti coloro che hanno un reddito fisso (lavoratori dipendenti e salariati) in quanto il loro salario perderà potere d'acquisto.

PRODOTTO INTERNO LORDO

Il Prodotto Interno Lordo (PIL) misura in termini monetari tutti i beni e i servizi prodotti dal sistema economico di un paese in un determinato periodo di tempo, compresi consumi privati, la spesa pubblica ed il saldo della bilancia commerciale (differenza tra import ed export).

Le variazioni del PIL segnalano se il ciclo economico attraversa una fase di espansione, stagnazione o recessione. Grande è quindi l'influenza del Prodotto Interno Lordo sia sulla politica monetaria della *Fed* sia sugli umori dei mercati Finanziari.

Come ogni misurazione economica, il PIL può essere misurato in termini reali (depurato dalle variazioni dei prezzi dei beni prodotti) o in termini nominali (misurato nel suo valore espresso in moneta attuale).

TASSO D'INTERESSE NOMINALE

Il tasso d'interesse nominale è il tasso applicato in un atto o in un contratto di prestito, di finanziamento o mutuo.

Indica il costo teorico per chi prende a prestito del denaro ed il rendimento, teorico anch'esso, per chi lo presta.

La distinzione del tasso nominale da quello effettivo si origina dalla pratica dei prestatori commerciali (banche, società finanziarie, etc.), i quali affiancano agli interessi nominalmente convenuti altri costi da sostenersi percentualmente sul capitale erogato (commissioni, assicurazione, etc.), i quali costi incidono talvolta pesantemente sul concreto rapporto economico fra le parti.

COEFFICIENTE DI GINI

Il *coefficiente di Gini*, introdotto dallo statistico Corrado Gini, misura fino a che punto la distribuzione del reddito tra gli individui o le famiglie all'interno di un paese si discosti da una distribuzione perfettamente paritaria .

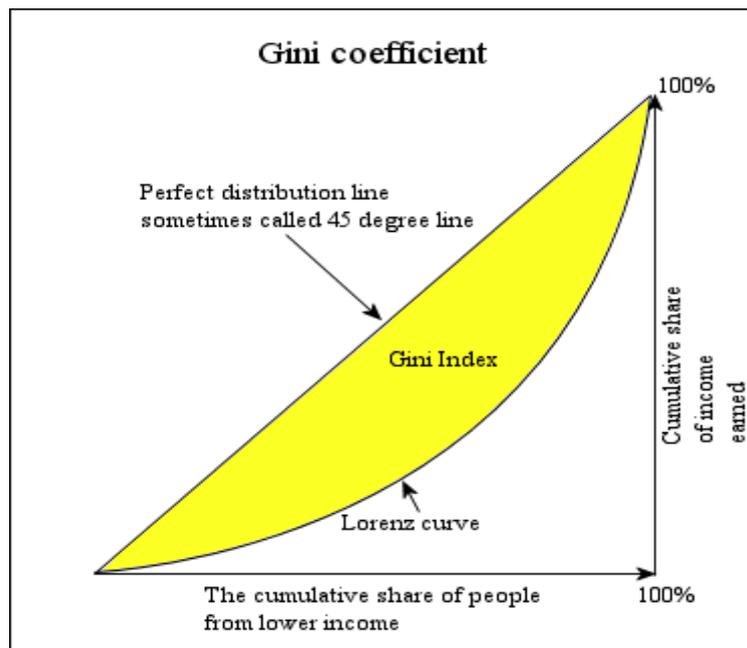


Grafico 1.1: Coefficiente di Gini.

La curva di Lorenz rappresenta le percentuali cumulative del reddito totale percepito rispetto al numero cumulativo di riceventi, partendo dall'individuo o nucleo familiare più povero. La definizione matematica del coefficiente di Gini è legato all'area compresa fra la linea di perfetta uguaglianza e la curva di Lorenz. Il coefficiente di Gini è definito come il rapporto fra l'area compresa tra la linea di perfetta uguaglianza, ovvero la curva di Lorenz (A) e l'area totale sotto la linea di perfetta uguaglianza (A+B), quindi $GINI = A / (A+B)$. Siccome l'intervallo sull'asse x va da 0 a 1, allora $A + B = 0.5$ e dunque il coefficiente di Gini è anche uguale a $GINI = 2A = 1 - 2B$. Si può incontrare la notazione con indice di Gini espresso in percentuale (0% -

100%), ovvero anche tra 0 e 100. Un valore pari a 0 rappresenta l'uguaglianza perfetta, un valore pari a 1 indica la disuguaglianza perfetta.

LA DISUGUAGLIANZA SOCIALE NEL MONDO



Grafico 1.2: coefficiente di Gini nel mondo

Dal grafico 1.2 si può vedere come i paesi più egalitari al mondo siano i paesi scandinavi, i valori sono vicini a 0,25, mentre le distribuzioni di ricchezza più diseguali le troviamo in Africa e Sud America, basti pensare che in stati come la Namibia e la Sierra Leone il coefficiente di Gini supera di gran lunga lo 0,60.

Negli Stati Uniti il valore è maggiore di 0,40 ed è in costante crescita dalla fine degli anni ottanta.

In tutti i paesi, agli inizi degli anni novanta, si è verificato un ampliamento dei ventagli retributivi che ha provocato una polarizzazione nella distribuzione dei redditi da lavoro. Si è ridotto il peso della classe media ed è cresciuto il peso delle classi inferiori e superiori. In Svezia questi mutamenti

sono stati più attenuati. Nel Regno Unito e Stati Uniti più accentuati. In particolare per quanto concerne il Regno Unito si è osservata una riduzione della quota di reddito spettante ai ceti più bassi ed una crescente dispersione all'interno dei redditi da lavoro.

La natura e le cause dell'evoluzione di lungo periodo della distribuzione dei redditi tra le persone, o le famiglie, sono state lungamente discusse. Il punto di partenza ideale del dibattito è costituito dalla intuizione brillante, ancorché erronea, di Vilfredo Pareto, secondo cui la distribuzione del reddito è sostanzialmente immutabile nel tempo e nello spazio. Mezzo secolo dopo, l'interesse veniva ravvivato da Simon Kuznets¹ e dalla sua famosa relazione a “U capovolta” tra disuguaglianza e sviluppo economico. Il dibattito si è nuovamente riaperto negli anni più recenti. Teorie neokuznetsiane hanno guadagnato terreno tra gli storici dell'economia, sotto lo stimolo dei contributi di Jeffrey Williamson. Fra gli economisti, alcuni come Lyn Squire hanno minimizzato l'entità delle variazioni intertemporali della disuguaglianza rispetto alle differenze assai più rilevanti tra paesi. Altri, come Barry Bluestone e Bennett Harrison, hanno parlato di “grande inversione a U”, interpretando l'aumento della disuguaglianza, registratosi in molti paesi negli ultimi anni, come un fenomeno pervasivo, destinato a generalizzarsi a tutte le economie avanzate, sotto la spinta di fenomeni come la globalizzazione o la rivoluzione informatica.

¹: La forma della curva di Simon Kuznets, assomiglia ad una U rovesciata, indica che la distribuzione del reddito tende a peggiorare nella prima fase dello sviluppo, migliora invece successivamente. Sull'asse delle ascisse è presente il prodotto nazionale lordo pro-capite mentre su quello delle ordinate il coefficiente di Gini.

SERIE STORICHE MULTIVARIATE

È piuttosto raro che un fenomeno complesso come quelli che di solito si studiano in economia possa essere descritto da una sola variabile. Ci si trova molto più comunemente nella situazione in cui i fatti a cui ci si interessa non possano essere riassunti in modo soddisfacente se non usando più di una grandezza.

In un contesto statico, questo conduce naturalmente all'uso di variabili casuali multiple, o, dir che si voglia, vettori aleatori. Le tecniche per lo studio delle realizzazioni dei vettori aleatori sono moltissime, e fra queste c'è l'analisi di regressione.

Una serie storica multipla è il vettore $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})'$ composto, per ogni istante temporale t , da K componenti y_{kt} , $k=1, \dots, K$, ciascuna delle quali è una serie storica univariata.

La serie storica multipla y_t è debolmente stazionaria se i suoi momenti primi e secondi non dipendono da t . In particolare il vettore delle medie è costante

$$E(y_t) = \mu = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_k \end{bmatrix}$$

e la matrice di varianze a ritardo l dipende solo da l e risulta

$$\Gamma(l) = Cov(y_t, y_{t-l}) = E[(y_t - \mu)(y_{t-l} - \mu)']$$

$$= \begin{bmatrix} \gamma_{11}(l) & \gamma_{12}(l) & \cdots & \gamma_{1k}(l) \\ \gamma_{21}(l) & \gamma_{22}(l) & \cdots & \gamma_{2k}(l) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \gamma_{k1}(l) & \gamma_{k2}(l) & \cdots & \gamma_{kk}(l) \end{bmatrix}$$

dove

$$\gamma_{ij} = E[(y_{it} - \mu)(y_{jt-l} - \mu)].$$

Come funzione di l , $\Gamma(l)$ viene chiamata la funzione di covarianza della serie vettoriale y_t . In particolare, per $i = j$ $\Gamma(l)$ è la funzione di autocovarianza di y_{it} , per $i \neq j$ $\gamma_{ij}(l)$ è la funzione di cross-covarianza tra y_{it} e y_{jt} .

Per $l=0$, $\Gamma(l)$ rappresenta la matrice di varianze e covarianze contemporanee: $\gamma_{ii}(0)$ è la varianza di y_{it} , $\gamma_{ij}(0)$ è la covarianza tra y_{it} e y_{jt} .

Indicando con $D = \text{diag}[\gamma_{11}(0), \dots, \gamma_{kk}(0)]$, la matrice di cross-correlazione a ritardo l è definita come

$$\rho_{ij}(l) = D^{-1/2} \Gamma(l) D^{-1/2}.$$

Dalla definizione

$$\rho_{ij}(l) = \frac{\gamma_{ij}(l)}{[\gamma_{ii}(0)\gamma_{jj}(0)]^{1/2}}$$

Dove $\rho_{ii}(l)$ indica la funzione di autocorrelazione di y_{it} , mentre $\rho_{ij}(l)$ rappresenta la funzione di cross-correlazione tra y_{it} e y_{jt} .

I modelli parametrici che consentono di analizzare le dipendenze temporali tra le variabili e aumentare la capacità interpretativa degli stessi sono i VAR (Vector Autoregression).

L'affermazione dei modelli VAR avviene intorno agli anni 80 in seguito alla profonda crisi che stava attraversando la modellistica economica tradizionale basata su modelli simultanei strutturali di elevata dimensione e complessità che presentavano problemi in fase di costruzione, stima e simulazione e che avevano mostrato, inoltre, scarse performance previsive.

Da un punto di vista concettuale i modelli VAR sono modelli di serie storiche ad equazioni multiple di tipo dinamico in cui ogni variabile è posta in relazione con tutte le altre variabili ritardate di un certo numero di periodi che non richiedono alcuna imposizione di vincoli per la specificazione dei parametri; essi rappresentano quindi forme ridotte che permettono di riassumere le relazioni dinamiche tra le variabili considerate tutte come endogene.

Si può affermare che la stessa struttura dei dati a disposizione del ricercatore fornisce attraverso l'analisi VAR, il processo generatore dei dati, utili per prevedere e spiegare i legami tra le variabili economiche.

MODELLI VAR(p)

$$y_t = \Phi_0 + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + u_t \quad t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$$

dove $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})'$ è un vettore ($K \times 1$), Φ_0 è un vettore ($K \times 1$) di costanti, Φ_j , con $j=1, \dots, p$ sono matrici ($K \times K$) di coefficienti e $u_t \sim \text{WN}(0, \Sigma)$ con Σ matrice non singolare.

Utilizzando l'operatore ritardo $\Phi(B)y_t = \Phi_0 + u_t$ dove $\Phi(B) = I_K - \Phi_1 B - \dots - \Phi_p B^p$ si può verificare se il VAR di ordine p è stabile attraverso la seguente condizione:

$$\det(I_K - \Phi_1 z - \dots - \Phi_p z^p) \neq 0 \quad \text{per ogni } |z| \leq 1$$

dove $\Phi(z) = I_K - \Phi_1 z - \dots - \Phi_p z^p$ è il polinomio caratteristico del modello.

La condizione di stabilità assicura che il momento primo e secondo del processo siano indipendenti dal tempo, stabilità in questo caso indica stazionarietà.

La media μ di un VAR(p) si calcola come:

$$\mu = (I_K - \Phi_1 - \dots - \Phi_p)^{-1} \Phi_0.$$

CRITERI DI SELEZIONE DELL'ORDINE p DI UN VAR

L'ordine p del processo è tale per cui il criterio di scelta del modello è minimo

$$Cr(p) = \log|\hat{\Sigma}(p)| + f_t f(K, p),$$

dove $\hat{\Sigma}(p) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t'$, f_t è una funzione di T e $f(K, p)$ indica la funzione di penalità.

Tra i criteri di scelta più conosciuti ci sono quelli di Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ) e Schwarz (SC):

$$AIC(p) = \log|\hat{\Sigma}(p)| + \frac{2}{T} pK^2$$

$$HC(p) = \log|\hat{\Sigma}(p)| + \frac{2 \ln \ln T}{T} pK^2$$

$$SC(p) = \log|\hat{\Sigma}(p)| + \frac{\ln T}{T} pK^2$$

A seconda della dimensione del campione, il valore dei criteri subisce delle variazioni e più nel dettaglio si ottengono tali risultati:

$$\hat{p}(SC) \leq \hat{p}(AIC) \quad \text{se } T \geq 8$$

$$\hat{p}(SC) \leq \hat{p}(HQ) \quad \text{per ogni } T$$

$$\hat{p}(HQ) \leq \hat{p}(AIC) \quad \text{se } T \geq 16$$

dove \hat{p} è la stima di p .

TEST DIAGNOSTICI

Poiché gli errori non sono direttamente osservabili, per poter condurre dei test statistici sulla bontà del nostro modello si deve fare ricorso a delle stime, in particolare ai residui generati dalla stima dei MQO (Minimi Quadrati Ordinari) della seguente regressione:

$$\hat{u}_t = y_t - (\hat{\Phi}_0 + \hat{\Phi}_1 y_{t-1} + \dots + \hat{\Phi}_p y_{t-p}).$$

AUTOCORRELAZIONE DEI RESIDUI

Una delle ipotesi che sta alla base del modello di regressione lineare è l'incorrelazione tra gli errori con indici diversi, e precisamente

$$E(u_i u_j | X) = E(u_i u_j) = 0 \quad \text{per } i \neq j$$

Ci possono essere diversi motivi per cui tale condizione non si verifichi nei dati. Ad esempio, con osservazioni di tipo cross-section relative ad unità territoriali (comuni, regioni, etc.) vi può essere correlazione tra unità contigue geograficamente e si parla allora di correlazioni spaziali. Se il modello è basato su dati di serie storiche, come nel nostro caso, vi può essere correlazione tra errori a tempi diversi data l'importanza dell'aspetto dinamico, cioè l'influenza che il passato può avere nel presente.

Per verificare l'assenza di autocorrelazione in un *VAR* si ricorre o all'analisi della funzione di autocorrelazione dei residui: le singole funzioni di correlazione e cross-correlazione non devono produrre segnali di auto e cross-correlazioni significative, cioè uscire fuori dalle bande di confidenza. Altrimenti si possono adottare, per la presenza di autocorrelazione, alcuni test come:

TEST PORTMANTEAU MULTIVARIATO

Il seguente test verifica il sistema d'ipotesi:

$$H_0 : \rho_u(1) = \rho_u(2) = \dots = \rho_u(h) = 0$$

$$H_1 : \rho_u(i) \neq 0, \text{ dove } i=1, \dots, h$$

La statistica test è:

$$Q_h = T \sum_{i=1}^h \text{tr}(C_i' C_0^{-1} C_i C_0^{-1})$$

$$\text{dove } C_i = \frac{1}{T} \sum_{t=i+1}^T (\hat{u}_t - \bar{u})(\hat{u}_{t-i} - \bar{u})' \text{ e } \bar{u} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T u_t$$

Sotto l'ipotesi nulla la statistica $Q_h \xrightarrow{d} \chi^2(K^2(h-p))$.

Una modifica della statistica Q_h che si comporta meglio in campioni finiti è

$$\text{data da } Q_h^* = T^2 \sum_{i=1}^h \frac{1}{T-i} \text{tr}(C_i' C_0^{-1} C_i C_0^{-1}).$$

Tale statistica ha la stessa distribuzione asintotica di Q_h .

TEST DI BREUSCH-GODFREY

La Statistica LM(Breusch-Godfrey) si basa sulla seguente regressione ausiliaria:

$$\hat{u}_t = \Phi_0 + \Phi_1 y_{t-1} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \Delta_1 \hat{u}_{t-1} + \dots + \Delta_h \hat{a}_{t-h} + \varepsilon_t.$$

Il sistema d'ipotesi è:

$$H_0 : \Delta_1 = \dots = \Delta_h = 0$$

$$H_1 : \Delta_i \neq 0, \text{ dove } i=1, \dots, h.$$

La statistica è definita come:

$$LM_h = T(K - \text{tr}(\hat{\Sigma}_R^{-1} \hat{\Sigma}_\varepsilon))$$

dove $\hat{\Sigma}_R$ e $\hat{\Sigma}_\varepsilon$ corrispondono rispettivamente alle matrici di covarianza dei residui del modello vincolato (sotto H_0) e non vincolato.

Sotto H_0 la statistica test si distribuisce come un $\chi^2(hK^2)$.

In campioni piccoli fornisce migliori stime, se usata con i valori critici di una

distribuzione $F(hK^2, Ns - \frac{1}{2}K^2h + 1)$, la seguente statistica

$$LMF_h = \left[\left(\frac{|\hat{\Sigma}_R|}{|\hat{\Sigma}_\varepsilon|} \right)^{1/s} - 1 \right] \frac{Ns - \frac{1}{2}K^2h + 1}{K^2h}$$

$$\text{Dove } s = \left(\frac{K^4h^2 - 4}{K^2 + K^2h^2 - 5} \right)^{1/2} \text{ e } N = T - Kp - 1 - Kh - \frac{1}{2}(K - Kh + 1).$$

TEST DI WHITE

Un'altra ipotesi cruciale per lo studio di una regressione lineare è quella di omoschedasticità, cioè di varianza condizionale costante, $Var(u_i | X) = \sigma^2$ per ogni i , dove con X indichiamo tutte le variabili esplicative del modello.

L'eteroschedasticità tende a manifestarsi quando vi sono ampie variazioni nella dimensione dei dati utilizzati, ciò verificandosi più frequentemente quando si utilizzano dati sezionali. I dati espressi sotto forma di serie storiche meno frequentemente presentano eteroschedasticità, poiché per costruzione ogni osservazione si riferisce ad un intervallo regolare della stessa ampiezza e, quindi, vi è meno variabilità nella dimensione delle variabili. Tuttavia, quando i dati spaziano su periodi molto ampi e la dimensione delle variabili si modifica in funzione del tempo, la presenza di eteroschedasticità diventa una possibilità concreta. Questo è soprattutto vero quando si trattano variabili di tipo monetario e finanziario, caratterizzate da un'elevata volatilità.

Prima di procedere all'applicazione di uno qualunque dei test disponibili per la verifica dell'eteroschedasticità è consigliabile un'analisi visiva dei residui. Il modo più efficiente di condurla consiste nel fare un grafico dei residui sul regressore a cui si sospetta sia collegata la varianza dei residui. Se in questo grafico si constata che il valore assoluto dei residui rimane lo stesso per tutto il campione, a prescindere dai valori assunti dalla variabile indipendente considerata, allora si hanno buoni motivi per ritenere che l'eteroschedasticità non esista.

Se diversamente si constata che il valore dei residui, sia esso positivo o negativo, è in qualche modo collegato all'evoluzione del regressore considerato, allora è necessario procedere ad un'analisi più accurata dell'eteroschedasticità.

Uno dei test più usati per la verifica dell'ipotesi di omoschedasticità è il test proposto da White (1980), questo test si basa sulla seguente regressione ausiliaria

$$\hat{u}_t = \delta_1 + \sum_{j=2}^k \delta_j x_{ij} + \sum_{j=2}^k \delta_{k-1+j} x_{ij}^2 + \sum_{j=2}^{k-1} \sum_{l=j+1}^k \delta_{jl} x_{ij} x_{il} + \zeta_i$$

Dove k è il numero di regressori ed il test di eteroschedasticità riguarda la significatività congiunta di tutti i δ escluso δ_1 . L'approssimazione della distribuzione campionaria del test è fornita da una variabile casuale F con

$[2(k-1) + \sum_{j=2}^{k-1} (k-j)]$ gradi di libertà al numeratore ed

$[n - (2(k-1) + \sum_{j=2}^{k-1} (k-j))]$ gradi di libertà al denominatore.

Due sono le osservazioni da fare riguardo la regressione ausiliaria per la verifica di eteroschedasticità secondo White. La prima concerne la possibile presenza di regressori ridondanti, di regressori cioè che non variano con le trasformazioni adottate. Quindi questi tipi di regressori non sono da considerare per quel che concerne il numero di gradi di libertà perché ridondanti. La seconda osservazione riguarda il grande numero di variabili esplicative da considerare nella regressione ausiliaria, anche in presenza di un n non molto grande questo può comportare una non elevata differenza tra i gradi di libertà al numeratore e al denominatore, la qual cosa comporta una diminuzione della potenza del test. Per evitare ciò spesso si fa ricorso a una versione semplificata del test di White considerando solo i regressori ed i loro quadrati.

Per verificare la presenza di eteroschedasticità in un VAR si ricorre ad un'estensione del test di White per sistemi di equazioni proposto da Jurgen A. Doornik (1995). Tale statistica si distribuisce come un χ^2 con mn gradi di libertà, dove $m=k(k+1)/2$ è il numero di prodotti incrociati dei residui nel sistema ed n è il numero di variabili presenti nel test.

FUNZIONE DI RISPOSTA AD IMPULSO

La funzione di risposta ad impulso indica il comportamento nel tempo delle variabili presenti nel sistema dinamico in seguito ad uno shock di una di esse.

Con riferimento ad un modello VAR si tratta di seguire e misurare l'effetto di un impulso esogeno in una delle variabili sulle altre presenti nel sistema.

Sia dato il seguente VAR(p):

$$y_t = \Phi_0 + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + u_t$$

Che può essere riscritto come:

$$\Phi(B)y_t = \Phi_0 + u_t \text{ dove } \Phi(B) = I_k - \Phi_1 B - \dots - \Phi_p B^p.$$

Data la condizione di stabilità, la forma MA(∞) è:

$$y_t = \Phi^{-1}(B)\Phi_0 + \Phi^{-1}(B)u_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i a_{t-i},$$

dove le matrici di coefficienti Ψ_i si ottengono ricorsivamente dalla relazione $\Psi(B)\Phi(B) = I_k$.

I coefficienti $\Psi_{jk,i}$ della matrice Ψ_i rappresentano la reazione dopo i periodi della variabile j -esima del sistema rispetto ad una variazione unitaria della variabile k -esima. Tali coefficienti sono chiamati anche *moltiplicatori dinamici*.

$\Psi_{jk,i}$ come funzione di $i=0,1,2,\dots$ viene chiamata funzione di risposta ad impulso.

Il suo grafico è molto importante per descrivere sinteticamente l'andamento della risposta.

STIMA DEL MODELLO VAR

Per rispondere alle domande poste nell'introduzione, si è pensato di costruire un modello multivariato in grado di cogliere se i policymakers cambiano linea di condotta in seguito a variazioni della disuguaglianza sociale. Il periodo considerato va dal 1984 al 2008, questa scelta è stata fatta perché negli anni settanta l'economia degli Stati Uniti d'America ha vissuto un'alta e volatile inflazione con alcune violente recessioni; mentre dalla metà degli anni ottanta in poi è rimasta bassa e la crescita del *PIL* è stata relativamente stabile. Molti economisti si trovano d'accordo nell'affermare che la politica monetaria statunitense è stata ben gestita da quando Paul Volcker è passato al comando della Federal Reserve fino ai giorni nostri, attraverso i regimi di Alan Greenspan e dell'attuale Ben Bernanke.

Il programma utilizzato per la ricerca è E-views, adatto a gestire ed analizzare serie storiche sia economiche che finanziarie. I dati sono trimestrali e sono stati reperiti dalla *Federal Reserve Bank* e dall'*U.S Census Bureau*.

Il modello vettoriale autoregressivo è il seguente:

$$\begin{bmatrix} DGin\dot{j}_t \\ D\pi_t \\ D\log x_t \\ i_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \\ c_4 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11,t-1} & \gamma_{12,t-1} & \gamma_{13,t-1} & \gamma_{14,t-1} \\ \gamma_{21,t-1} & \gamma_{22,t-1} & \gamma_{23,t-1} & \gamma_{24,t-1} \\ \gamma_{31,t-1} & \gamma_{32,t-1} & \gamma_{33,t-1} & \gamma_{34,t-1} \\ \gamma_{41,t-1} & \gamma_{42,t-1} & \gamma_{43,t-1} & \gamma_{44,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} DGin\dot{j}_{t-1} \\ D\pi_{t-1} \\ D\log x_{t-1} \\ i_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11,t-2} & \gamma_{12,t-2} & \gamma_{13,t-2} & \gamma_{14,t-2} \\ \gamma_{21,t-2} & \gamma_{22,t-2} & \gamma_{23,t-2} & \gamma_{24,t-2} \\ \gamma_{31,t-2} & \gamma_{32,t-2} & \gamma_{33,t-2} & \gamma_{34,t-2} \\ \gamma_{41,t-2} & \gamma_{42,t-2} & \gamma_{43,t-2} & \gamma_{44,t-2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} DGin\dot{j}_{t-2} \\ D\pi_{t-2} \\ D\log x_{t-2} \\ i_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \\ u_{3,t} \\ u_{4,t} \end{bmatrix}$$

dove:

$DGini$ è la serie differenziata di ordine uno dell'indice di povertà di Gini

$D\pi$ è la serie differenziata di ordine uno del tasso d'inflazione

$D\log x$ è la serie differenziata di ordine uno del logaritmo del PIL

i è la serie storica del tasso di interesse nominale americano o il cosiddetto *Federal Funds rate*.

Tre delle quattro serie sono state differenziate una volta al fine di ottenere un modello VAR stabile e quindi stazionario ed avere così stime affidabili.

L'ordine del vettore autoregressivo scelto per la stima è 2 poichè i criteri di Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn sono concordi con questo risultato (vedi tabella 2.1).

VAR Lag Order Selection Criteria				
Endogenous variables: DGINI D_INFL D_LOGPIL FED_FUNDS				
Exogenous variables: C				
Sample: 1984:4 2008:2				
Included observations: 94				
Lag	LogL	LR	FPE	AIC
0	512.0828	NA	2.37E-10	-10.81027
1	712.5818	379.6683	4.68E-12	-14.73578
2	749.6408	67.02166*	3.00E-12*	-15.18385*
3	758.7764	15.74434	3.49E-12	-15.03780
4	772.4995	22.48243	3.69E-12	-14.98935
5	778.5589	9.411421	4.63E-12	-14.77785
* indicates lag order selected by the criterion				
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)				
FPE: Final prediction error				
AIC: Akaike information criterion				
SC: Schwarz information criterion				
HQ: Hannan-Quinn information criterion				

Tabella 2.1: Criteri di selezione di un VAR

Ora si passa alla stima del VAR(2) e si analizzeranno le principali caratteristiche del modello:

Vector Autoregression Estimates				
Sample(adjusted): 1984:4 2008:1				
Included observations: 94 after adjusting endpoints				
Standard errors in () & t-statistics in []				
	DGINI	D_INFL	D_LOGPIL	FED_FUND S
DGINI(-1)	0.828526 (0.10476) [7.90905]	0.742407 (70.8751) [0.01047]	0.330290 (0.46783) [0.70600]	-35.09225 (39.1410) [-0.89656]
DGINI(-2)	-0.168267 (0.10410) [-1.61637]	-47.09942 (70.4318) [-0.66872]	-0.378744 (0.46490) [-0.81467]	-2.537602 (38.8962) [-0.06524]
D_INFL(-1)	0.000162 (0.00015) [1.10342]	-0.587078 (0.09935) [-5.90944]	0.000251 (0.00066) [0.38334]	0.107271 (0.05486) [1.95521]
D_INFL(-2)	-3.11E-05 (0.00014) [-0.21651]	-0.368257 (0.09714) [-3.79115]	0.000420 (0.00064) [0.65484]	0.122752 (0.05364) [2.28829]
D_LOGPIL(-1)	0.025437 (0.02425) [1.04907]	32.35395 (16.4049) [1.97221]	0.157897 (0.10829) [1.45816]	27.86846 (9.05969) [3.07609]
D_LOGPIL(-2)	-0.003306 (0.02585) [-0.12789]	15.27106 (17.4864) [0.87331]	0.335548 (0.11542) [2.90710]	-0.722813 (9.65694) [-0.07485]
FED_FUNDS(-1)	-0.000509 (0.00025) [-2.01494]	-0.165339 (0.17081) [-0.96796]	-0.001009 (0.00113) [-0.89470]	1.386951 (0.09433) [14.7030]
FED_FUNDS(-2)	0.000496 (0.00024) [2.03540]	0.115517 (0.16500) [0.70012]	0.000799 (0.00109) [0.73328]	-0.444827 (0.09112) [-4.88176]
C	5.13E-05 (0.00036) [0.14202]	-0.121738 (0.24451) [-0.49788]	0.004770 (0.00161) [2.95539]	0.063219 (0.13503) [0.46817]
R-squared	0.577627	0.349177	0.147492	0.969165
Adj. R-squared	0.537874	0.287923	0.067256	0.966263
Sum sq. resids	0.000100	45.77591	0.001994	13.96091
S.E. equation	0.001085	0.733853	0.004844	0.405273
F-statistic	14.53050	5.700476	1.838232	333.9517
Log likelihood	513.0392	-99.56198	372.3717	-43.74965
Akaike AIC	-10.72424	2.309829	-7.731313	1.122333
Schwarz SC	-10.48073	2.553336	-7.487806	1.365840

Mean dependent	0.000549	-0.015675	0.007470	5.122270
S.D. dependent	0.001596	0.869652	0.005016	2.206449
Determinant Residual Covariance		2.08E-12		
Log Likelihood (d.f. adjusted)		730.7198		
Akaike Information Criteria		-14.78127		
Schwarz Criteria		-13.80725		

Tabella 2.2:Stima del VAR

Dalla stima del VAR si può osservare subito che nelle equazioni dove ci sono variabili necessarie per il controllo e il raggiungimento degli obiettivi di politica economica come variabili endogene, il coefficiente di Gini non risulta mai significativo. Tuttavia non è ancora sufficiente per poter affermare che l'indice di povertà non influisce sulle decisioni dei policymakers.

Per verificare se il VAR è stabile bisogna che tutti gli autovalori siano in modulo minori di 1, una rappresentazione grafica delle radici inverse del polinomio caratteristico del modello sono riportate sotto:

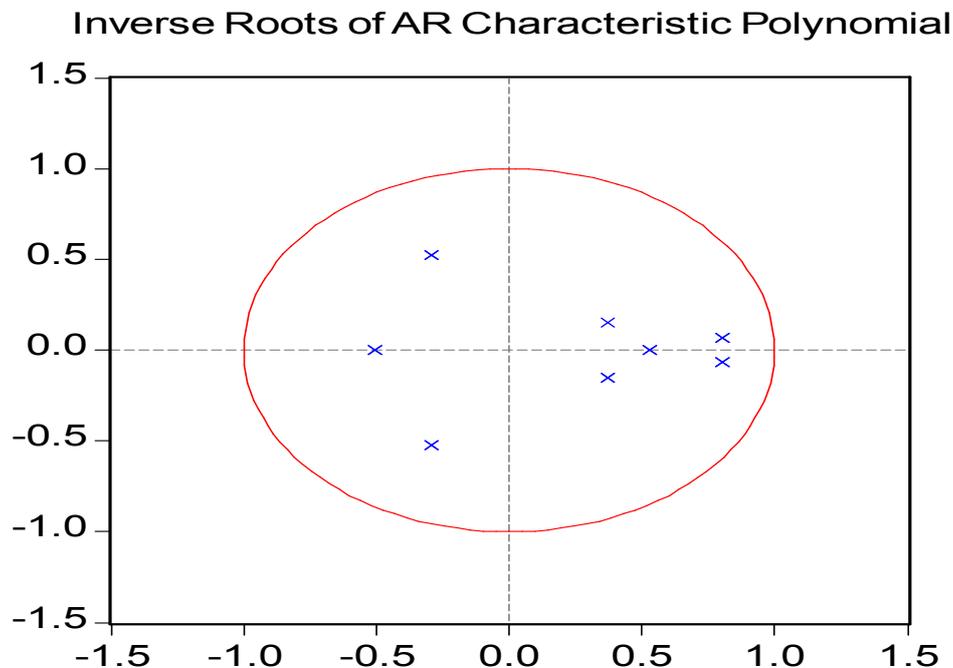


Grafico 2.1:Radici inverse del polinomio caratteristico per controllare la stabilità del VAR

Come è possibile notare, gli autovalori sono tutti dentro il cerchio, cioè inferiori a 1, quindi possiamo affermare che il vettore autoregressivo è stabile. Nel caso in cui le radici inverse del polinomio caratteristico fossero risultate maggiori di 1 si sarebbero riscontrati problemi in quanto i risultati che si ottengono non sarebbero stati affidabili.

Per controllare la bontà del modello è necessario vedere il comportamento dei residui, per prima cosa è importante verificare se i residui sono correlati tra loro. Un'analisi preliminare è possibile farla osservando i correlogrammi e i cross-correlogrammi generati dalla stima del VAR.

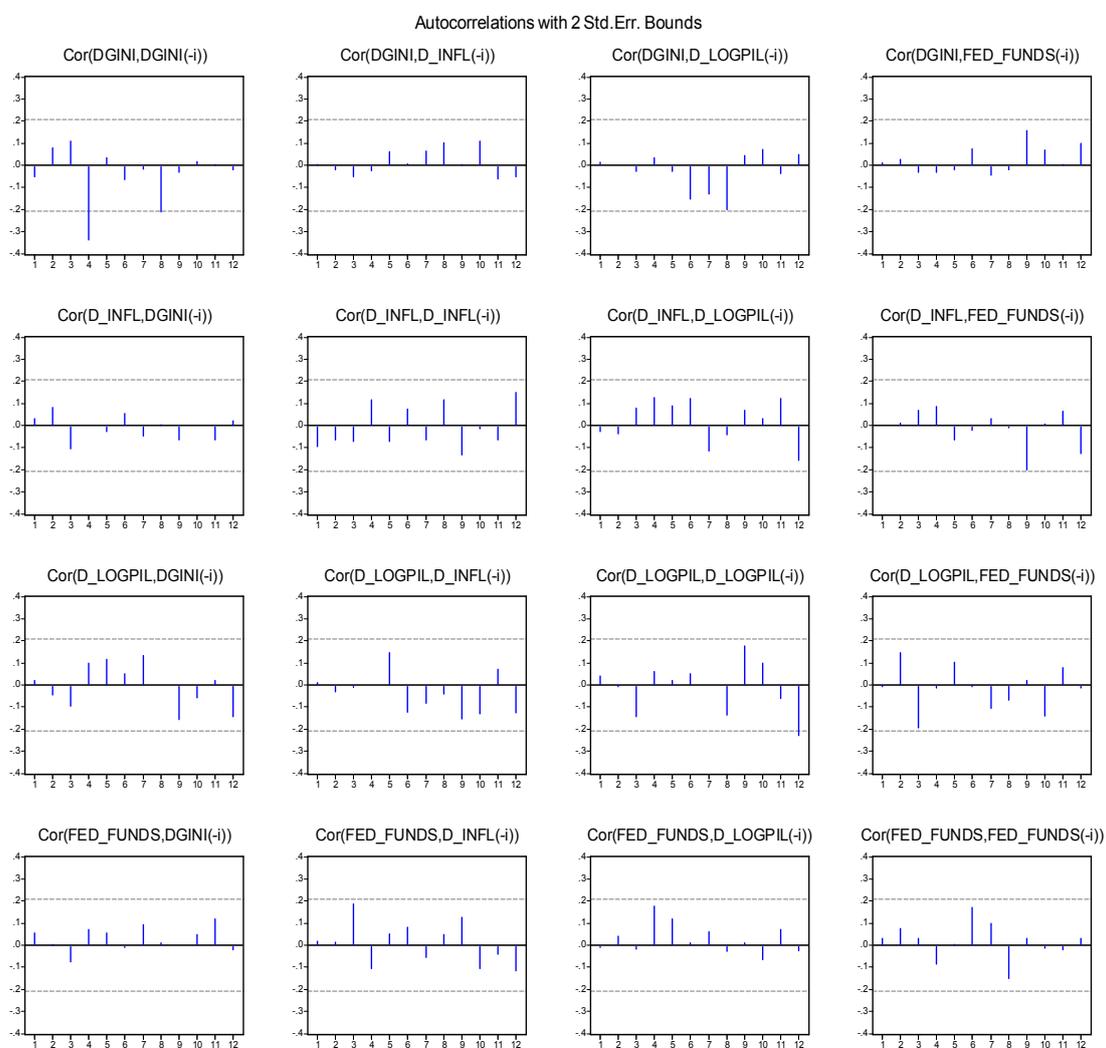


Grafico 2.2: Correlogrammi e cross-correlogrammi dei residui del VAR stimato

Dal grafico sembra non ci siano particolari segni di autocorrelazione in quanto tutti i correlogrammi dei residui non escono dalle bande ad eccezione del correlogramma di Gini dove il quarto ritardo sembra correlato.

Per entrare più nello specifico è necessario condurre alcuni test accertandosi così del risultato sopra ottenuto.

Un test atto a questo scopo è il Portmanteau multivariato, nella seguente tabella ne è riportato il contenuto.

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations					
H0: no residual autocorrelations up to lag h					
Sample: 1984:4 2008:2					
Included observations: 94					
Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	2.146042	NA*	2.169117	NA*	NA*
2	7.830429	NA*	7.977078	NA*	NA*
3	21.58801	0.1570	22.18821	0.1372	16
4	42.92060	0.0941	44.46891	0.0703	32
5	50.28528	0.3830	52.24734	0.3124	48
6	63.21049	0.5044	66.05381	0.4058	64
7	73.43067	0.6848	77.09630	0.5712	80
8	87.60509	0.7177	92.58927	0.5796	96
9	110.0415	0.5347	117.4013	0.3447	112
10	119.7956	0.6852	128.3166	0.4755	128

Tabella 2.3: Test Portmanteau per l'autocorrelazione dei residui

Il test per costruzione non riesce a vedere se nei primi due ritardi vi è presenza di correlazione, mentre per gli altri ritardi si accetta l'ipotesi per di incorrelazione compreso il quarto ritardo, che dal correlogramma relativo alla variabile di Gini sembrava creare qualche problema.

Un altro test è quello di Breusch-Godfrey che, a differenza del Portmanteau multivariato, riesce ad analizzare la possibile correlazione per tutti i ritardi.

Nella seguente tabella è riportato il test di Breusch-Godfrey:

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
H0: no serial correlation at lag order h		
Sample: 1984:4 2008:2		
Included observations: 94		
Lags	LM-Stat	Prob
1	25.25846	0.0654
2	10.60568	0.8331
3	20.19380	0.2116
4	24.57853	0.0776
5	7.770680	0.9554
6	13.16223	0.6609
7	10.63654	0.8313
8	16.26220	0.4348
9	23.95978	0.0904
10	10.85933	0.8181
Probs from chi-square with 16 df.		

Tabella 2.4: Test di Breusch-Godfrey per l'autocorrelazione dei residui

Alla luce di questo test e di quelli precedenti è possibile affermare che non vi è presenza di autocorrelazione dei residui.

Adesso è importante verificare se i residui sono omoschedastici. Per condurre il test si fa ricorso ad una versione di White proposta da Jurgan A. Doornik (1995) per modelli multivariati.

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: Includes Cross Terms					
Sample: 1984:4 2008:2					
Included observations: 94					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
430.9394	440	0.6122			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(44,49)	Prob.	Chi-sq(44)	Prob.
res1*res1	0.524309	1.227453	0.2420	49.28500	0.2700
res2*res2	0.465965	0.971687	0.5366	43.80067	0.4801
res3*res3	0.304330	0.487174	0.9916	28.60698	0.9649
res4*res4	0.702085	2.624466	0.0006	65.99600	0.0175
res2*res1	0.596427	1.645804	0.0454	56.06412	0.1049
res3*res1	0.350610	0.601260	0.9555	32.95735	0.8888
res3*res2	0.526076	1.236184	0.2345	49.45114	0.2646
res4*res1	0.538615	1.300045	0.1855	50.62981	0.2283
res4*res2	0.626231	1.865838	0.0173	58.86567	0.0663
res4*res3	0.342952	0.581273	0.9650	32.23750	0.9056

Tabella 2.5: Test di omoschedasticità per un modello VAR

Il test accetta l'ipotesi di omoschedasticità dei residui, il che significa che non vi sono problemi per quanto riguarda la stima del parametro della varianza.

I residui quindi non presentano problemi di autocorrelazione e di eteroschedasticità.

STIMA DEL MODELLO RICORSIVO

L'intenzione, ora, è quella di stimare un modello ricorsivo, in modo tale da verificare la dipendenza contemporanea delle variabili. In particolare,

attraverso la decomposizione di Cholesky, si può osservare l'effetto che uno shock della disuguaglianza ha in rapporto alle altre grandezze macroeconomiche in gioco.

La stima ricorsiva è rappresentata nella tabella 2.6:

Structural VAR Estimates				
Sample(adjusted): 1984:4 2008:1				
Included observations: 94 after adjusting endpoints				
Estimation method: method of scoring (analytic derivatives)				
Convergence achieved after 12 iterations				
Structural VAR is just-identified				
Model: $Au = Be$ where $E[ee'] = I$				
Restriction Type: short-run text form				
$@u1 = C(1)*@e1$				
$@u2 = C(2)*@u1 + C(3)*@e2$				
$@u3 = C(4)*@u1 + C(5)*@u2 + C(6)*@e3$				
$@u4 = C(7)*@u1 + C(8)*@u2 + C(9)*@u3 + C(10)*@e4$				
Where				
$@u1$ represents DGINI residuals				
$@u2$ represents D_INFL residuals				
$@u3$ represents D_LOGPIL residuals				
$@u4$ represents FED_FUNDS residuals				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(2)	-38.47557	69.66978	-0.552256	0.5808
C(4)	0.196425	0.455612	0.431124	0.6664
C(5)	-0.000981	0.000673	-1.457401	0.1450
C(7)	-4.595002	36.16761	-0.127047	0.8989
C(8)	0.138181	0.054005	2.558695	0.0105
C(9)	24.07417	8.179602	2.943195	0.0032
C(1)	0.001085	7.91E-05	13.71131	0.0000
C(3)	0.732665	0.053435	13.71131	0.0000
C(6)	-0.004784	0.000349	-13.71131	0.0000
C(10)	0.379357	0.027667	13.71131	0.0000
Log likelihood	730.7198			
Estimated A matrix:				
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	
38.47557	1.000000	0.000000	0.000000	
-0.196425	0.000981	1.000000	0.000000	
4.595002	-0.138181	-24.07417	1.000000	
Estimated B matrix:				
0.001085	0.000000	0.000000	0.000000	
0.000000	0.732665	0.000000	0.000000	
0.000000	0.000000	0.004784	0.000000	
0.000000	0.000000	0.000000	0.379357	

Tabella 2.6: Modello ricorsivo ottenuto attraverso la decomposizione di Cholesky e stima dei coefficienti

Supponendo $\Sigma = E[e_t e_t']$ la matrice di varianza e covarianza dei residui, la classe dei VAR che si stima può essere scritta come $Au_t = Be_t$ dove e_t e u_t sono vettori di lunghezza k , in questo caso $k=4$. u_t sono i residui osservabili, mentre e_t sono le innovazioni strutturali non osservabili. A e B sono matrici $k \times k$ da stimare. L'assunzione di ortonormalità delle innovazioni u_t impone il seguente vincolo di restrizione per A e B :

$$A\Sigma A' = BB'$$

dove A è una matrice triangolare inferiore e B è una matrice diagonale.

Quindi A mostra esplicitamente la dipendenza contemporanea tra le variabili: è interessante vedere che i coefficienti dei residui di Gini (C(2), C(4) e C(7)) non siano significativi né per l'inflazione, né per il reddito nazionale, né tanto meno per il tasso di interesse nominale. Questo implica che non vi è dipendenza unilaterale contemporanea tra Gini e le altre variabili del modello.

Nell'ultima equazione, ovvero la regola di Taylor con il coefficiente di Gini aggiunto, i segni dell'inflazione e del logaritmo del PIL sono giustamente positivi perché ad un aumento di queste due grandezze macroeconomiche i policymakers reagiscono alzando il tasso di interesse nominale.

ANALISI STRUTTURALE

Il modello generale VAR(p) contiene molti parametri che possono risultare difficili da interpretare, a causa di complesse interazioni e feedback tra le variabili. Pertanto, le proprietà dinamiche di un VAR(p) sono spesso sintetizzate attraverso vari tipi di analisi. Le principali sono quelle di causalità e la funzione di risposta ad impulso.

E' importante vedere infatti se il coefficiente di Gini causa le altre variabili in gioco. L'ipotesi nulla di questo test indica che la variabile presa in esame non causa secondo Granger (1969) le grandezze macroeconomiche.

VAR Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Sample: 1984:4 2008:2			
Included observations: 94			
Dependent variable: DGINI			
Exclude	Chi-sq	df	Prob.
D_INFL	1.725637	2	0.4220
D_LOGPIL	1.100555	2	0.5768
FED_FUNDS	4.153268	2	0.1254
All	6.689878	6	0.3505

Tabella 2.7: Analizza se l'indice di Gini causa secondo Granger le altre variabili.

Dalla tabella si evince che secondo Granger la disuguaglianza sociale non va a influire sulle decisioni degli organi di politica monetaria e più precisamente di nessuna grandezza economica presa in considerazione.

Attraverso la funzione di risposta ad impulso si vuole osservare come si comportano il tasso di inflazione, il PIL ed il tasso nominale di interesse in seguito ad uno shock dell'indice di povertà; ricordando che alcune variabili sono state differenziate una volta in modo tale da aver risposte che nel tempo tendono ad assorbirsi.

Le prime due variabili sollecitate da uno shock del coefficiente di Gini sono il tasso di inflazione ed il logaritmo del reddito nazionale, nella grafico è riportato il risultato:

Response to Structural One S.D. Innovations ± 2 S.E.

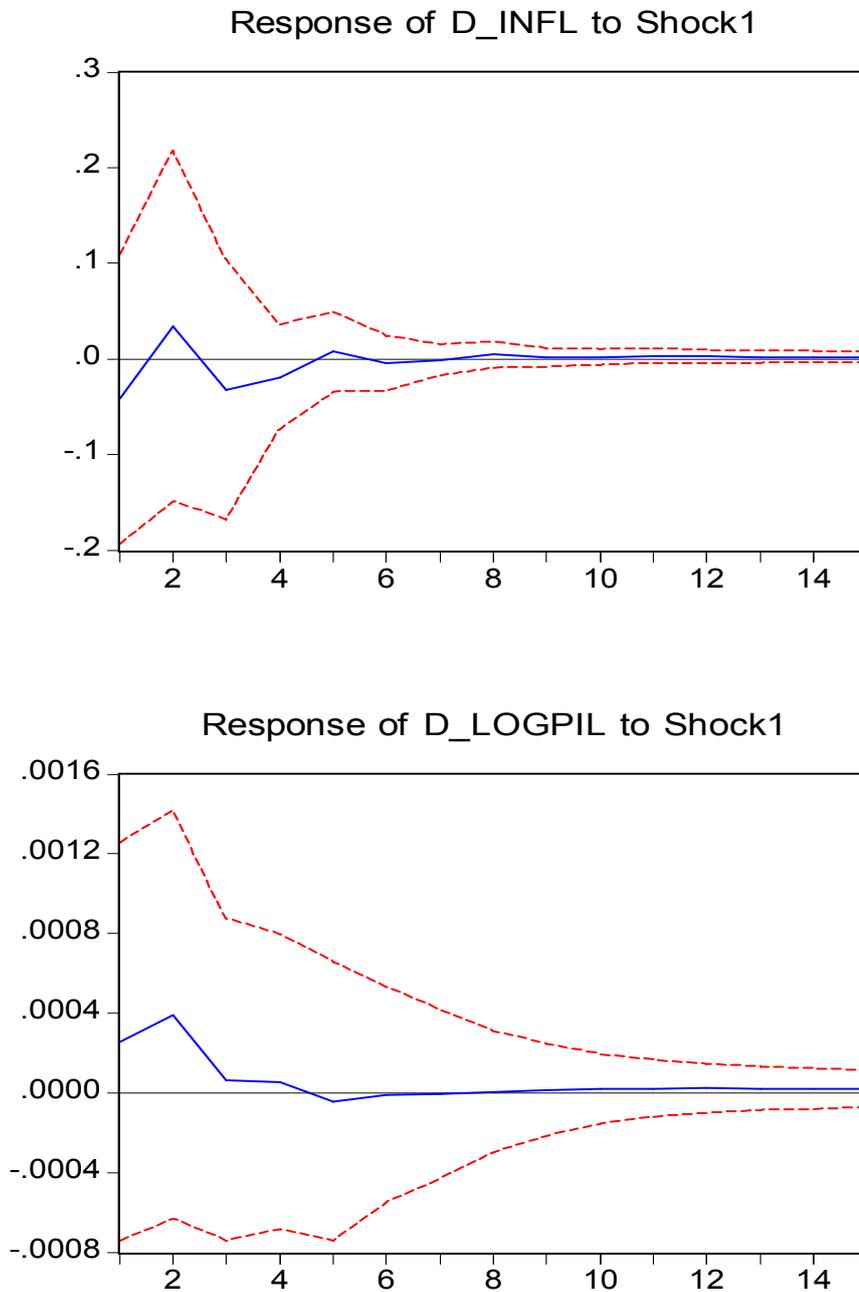


Grafico 2.3: Funzione di risposta ad impulso di D_infl e D_logpil in seguito ad uno shock della variabile Dgini

Dove lo shock1 indica un impulso della disuguaglianza sociale.

Dall'illustrazione si osserva che il tasso di inflazione così come il PIL ha una reazione praticamente nulla ad uno shock dell'indice di povertà.

Infatti dopo pochissimi periodi le risposte delle variabili si assorbono: impulsi da parte del coefficiente di Gini non hanno un effetto significativo su queste due variabili.

Sapendo che l'indice di povertà non ha effetti sull'inflazione e PIL, e che queste due grandezze economiche influenzano a loro volta il *Fed Funds*, ci si aspetta che un impulso della disuguaglianza sociale non porti ad un risposta significativa del tasso di interesse nominale.

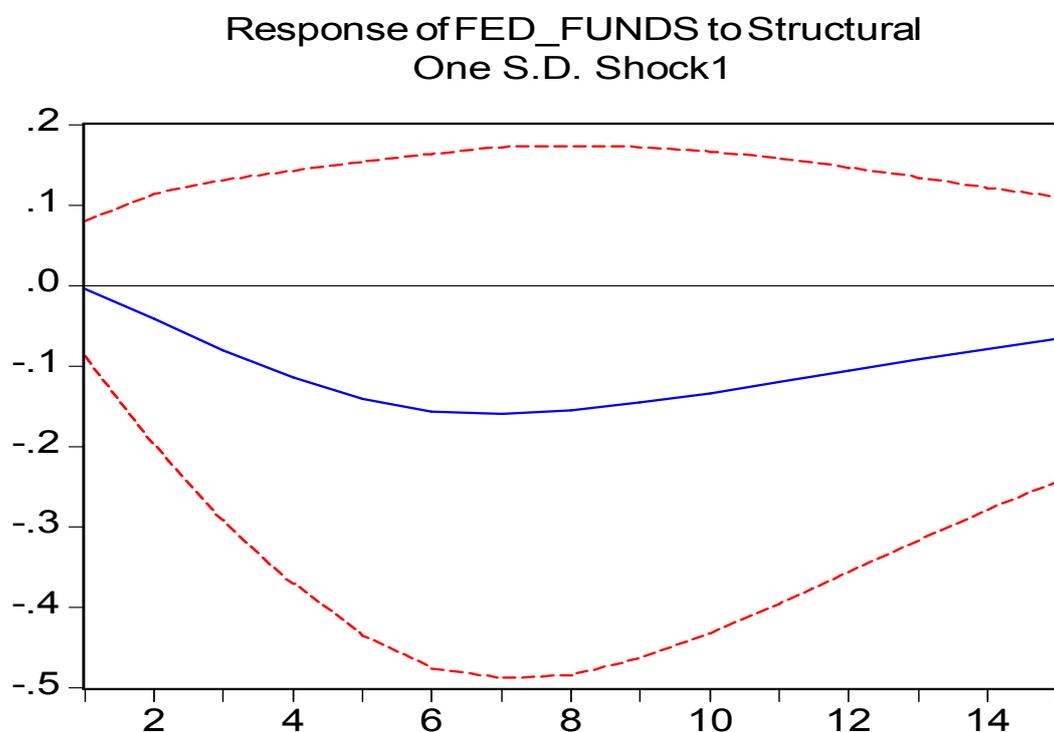


Grafico 2.4: Funzione di risposta ad impulso del tasso di interesse nominale in seguito ad uno shock della variabile Dgini

Le impressioni iniziali sono state confermate, i policymakers non vengono influenzati da variazioni della condizione sociale degli Stati Uniti d'America, la risposta del principale strumento di politica economica non è significativa come confermato dalle analisi precedenti.

Si vuole confermare questa tesi analizzando la regola di Taylor aggiungendo il coefficiente di Gini, vedendo se il passaggio da un modello multivariato ad uno univariato conduce agli stessi risultati ottenuti in questo capitolo.

LA REGOLA DI TAYLOR

La **Regola di Taylor** è una regola della moderna politica monetaria enunciata dall'economista statunitense John Brian Taylor nel 1993.

La regola ha particolare importanza perché consiste in una relazione matematica che lega alcune variabili economiche (inflazione e prodotto interno lordo) a uno strumento di politica monetaria, questo consente di rappresentare il comportamento di molte banche centrali (come FED e BCE). Nello specifico la regola indica a quale livello dovrebbe essere il *tasso di interesse nominale di breve periodo* formulato dall'autorità monetaria, affinché sia pari al *tasso di interesse reale di equilibrio*, ossia il tasso di interesse reale a cui corrisponde un livello di domanda aggregata pari all'offerta aggregata di piena occupazione (PIL potenziale).

La regola può essere così formulata:

$$i_t = i^* + \alpha(\pi_t - \pi^*) + \beta y_t + \xi_t$$

Nell'equazione compaiono:

- Il tasso di interesse nominale i_t , ossia la variabile dipendente del modello (“*Federal Funds Rate*”).
- Il tasso di inflazione corrente π_t , misurato solitamente come delatore del *PIL*.
- Il target di inflazione di lungo periodo π^* .

- Il tasso di interesse nominale obiettivo i^* , cioè la somma del target di inflazione di lungo periodo e del tasso di interesse naturale (Taylor, per il caso statunitense, lo assume costante al 2%).
- L'output gap y_t misurato come la differenza tra *prodotto interno lordo reale* e *potenziale*. Corrisponde al reddito che una nazione potrebbe produrre se i prezzi fossero completamente flessibili.
- I coefficienti α e β , ovvero i parametri di riferimento rispettivamente per *inflazione* e *output gap*.
- L'errore ξ_t , che si suppone distribuirsi come un white noise ($\xi_t \sim N(0, \sigma^2)$). Si tratta della parte non spiegata del modello.

L'equazione di partenza può essere riscritta come:

$$i_t = (i^* - \pi^*) + \alpha \pi_t + \beta y_t + \xi_t.$$

Sostituendo $(i^* - \pi^*)$ con c otteniamo:

$$i_t = c + \alpha \pi_t + \beta y_t + \xi_t.$$

I coefficienti α e β rappresentano la risposta della banca centrale sul tasso di interesse nominale a un cambiamento dell'inflazione e dell'output gap. Secondo Taylor, per rendere il sistema economico equilibrato nel lungo periodo, il valore del coefficiente α dovrebbe attestarsi intorno a 1,5 mentre per β all'incirca 0,5. In realtà, numerosi studi, usando procedure econometriche, hanno evidenziato che il valore del coefficiente per l'inflazione basta che sia maggiore di 1 e quello dell'output gap maggiore di 0 per considerare il comportamento della banca centrale soddisfacente. Questi vincoli assicurano che la politica monetaria risponda ai segnali di

spinte inflazionistiche osservati in modo sufficientemente restrittivo da indurre ad un aumento del tasso di interesse reale.

L'idea che sta alla base di questa regola è che le banche centrali reagiscono alle deviazioni del tasso di inflazione dal suo target: quando l'inflazione supera il suo valore obiettivo, la *Banca Centrale* influisce sul tasso di interesse con lo scopo di far tornare l'inflazione al suo target. Tuttavia, la convergenza del tasso di interesse al suo valore obiettivo avviene in modo graduale (*interest rate smoothing*), al fine di garantire la stabilità del sistema finanziario.

L'equazione esprime due concetti guida (i quali non valgono da soli a giustificare le decisioni della *Banca Centrale*, che basa le proprie fondamenta su un insieme più ampio di regole): in primo luogo quando l'inflazione comincia a risvegliarsi, il tasso ufficiale dovrebbe aumentare. Un aumento del tasso di interesse riflette una diminuzione dell'offerta di saldi monetari reali. Gli investimenti sono in rapporto inverso col tasso di interesse, quindi diminuiscono. Il reddito nazionale a sua volta si riduce e aumenta la disoccupazione. Questo è il costo del contenimento dell'inflazione, del resto sarebbe un costo ben maggiore permettere all'inflazione di muoversi liberamente, accettando il rischio di spirali inflazionistiche che potrebbero portare a dolorose fasi recessive per l'economia di un intero paese. La curva di domanda aggregata sintetizza il rapporto inverso tra il livello generale dei prezzi, il cui aumento è la prima conseguenza dell'inflazione, e il reddito nazionale.

Il secondo concetto guida espresso dalla regola di Taylor afferma che, quando l'attività economica rallenta, il tasso di interesse di breve periodo dovrebbe diminuire. La sua diminuzione provoca un aumento dell'offerta di

moneta , stimola gli investimenti privati, favorisce l'occupazione e la produzione.

L'adattamento della regola di Taylor migliora notevolmente quando tra le variabili esplicative viene aggiunto il tasso di interesse ritardato. Lo studio empirico ha rilevato che i movimenti del tasso di interesse avvengono a passi brevi, lungo la stessa direzione e per periodi di tempo prolungati. L'importanza del tasso d'interesse ritardato ha incoraggiato molti studiosi ad indagare sul fondamento logico dell'apparente gradualismo o *interest rate smoothing* nella condotta della politica monetaria. Una tale politica può essere spiegata in differenti modi, tra i quali: l'incertezza sullo stato dell'economia del paese e sugli effetti della politica monetaria; la mancanza di informazioni che determina delle rilevazioni imprecise dei dati economici e di un difficile studio delle previsioni; l'attendibilità della comunicazione tra privati e Banca Centrale per garantire la stabilità del mercato. Infatti ampie fluttuazioni del tasso di interesse sono costose perché rendono instabile il mercato finanziario come conseguenza di una perdita di fiducia sul controllo dell'economia e di credibilità verso gli obiettivi della banca. Un intervento forte e immediato per contrastare gli shock di domanda e offerta potrebbe causare reazioni negative su tutto il sistema economico. Azioni di politica monetaria di carattere preventivo sono difficili da giustificare sulla base di previsioni. Di conseguenza i policymakers sono costretti ad aspettare fino a quando gli shock si riflettono sull'inflazione ed il PIL contemporaneamente.

Infatti nel modello che andrò a stimare effettuerò una modifica alla regola base di Taylor, inserendo tra le variabili esplicative il tasso di interesse e i regressori ritardati. Questa integrazione è giustificata dalla cautela con la quale la Banca Centrale agisce al fine di raggiungere gli obiettivi preposti:

un tasso di inflazione ottimale e un livello di reddito in linea con il potenziale.

Nel paragrafo precedente ho stimato, tramite un VAR, la possibile influenza che l'indice di Gini può avere sulle scelte di politica economica della *Federal Reserve Bank* giungendo alla conclusione che incrementi o decrementi della disuguaglianza sociale non portano a cambiamenti di strategie da parte della *Banca Centrale Americana*. Per ottenere un'ulteriore conferma si prova a stimare un'equazione basata sulla regola di Taylor e vedere se il coefficiente di povertà agisce in maniera significativa sul tasso di interesse nominale.

Come prima cosa bisogna verificare, con i dati a disposizione, la validità della regola di Taylor; ovvero se la FED si mantiene, attraverso il tasso di interesse nominale, l'inflazione e reddito nazionale su valori vicini a quelli potenziali. In un secondo momento si andrà a inserire nell'equazione l'indice di Gini.

Il periodo di riferimento per il mio studio, come in precedenza, va dal quarto trimestre del 1984 fino al secondo trimestre del 2008.

STIMA DEL MODELLO BASATO SULLA REGOLA DI TAYLOR

Si passa ora alla stima del modello:

$$i_t = c + \lambda_1 \pi_t + \lambda_2 y_t + \lambda_3 \pi_{t-1} + \lambda_4 y_{t-1} + \lambda_5 i_{t-1} + \lambda_6 \pi_{t-2} + \lambda_7 y_{t-2} + \lambda_8 i_{t-2} + \lambda_9 \pi_{t-3} + \xi_t \quad (1)$$

dove:

- c è la costante
- $\pi_t, \pi_{t-1}, \pi_{t-2}, \pi_{t-3}$ sono rispettivamente il tasso di inflazione al tempo $t, t-1, t-2, t-3$
- y_t, y_{t-1}, y_{t-2} sono rispettivamente l'output gap al tempo $t, t-1, t-2$
- i_t, i_{t-1}, i_{t-2} sono il tasso di interesse nominale o *fed funds* al tempo $t, t-1, t-2$.

Il metodo di stima utilizzato sono i Minimi Quadrati Ordinari ed i risultati ottenuti sono sintetizzati nella tabella 3.1:

Dependent Variable: FED_FUNDS				
Method: Least Squares				
Sample: 1984:4 2008:2				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.068213	0.144380	-0.472457	0.6378
INFL	0.146738	0.056173	2.612227	0.0106
OUTPUT_GAP	0.631878	0.193631	3.263305	0.0016
INFL(-1)	0.083455	0.057783	1.444291	0.1523
OUTPUT_GAP(-1)	0.006307	0.295593	0.021338	0.9830
FED_FUNDS(-1)	1.308293	0.088653	14.75739	0.0000
INFL(-2)	0.031464	0.056295	0.558904	0.5777
OUTPUT_GAP(-2)	-0.520228	0.200018	-2.600901	0.0110
FED_FUNDS(-2)	-0.379916	0.082425	-4.609255	0.0000
INFL(-3)	-0.106378	0.057364	-1.854444	0.0671
R-squared	0.974595	Mean dependent var	5.090316	
Adjusted R-squared	0.971905	S.D. dependent var	2.216670	
S.E. of regression	0.371545	Akaike info criterion	0.957009	
Sum squared resid	11.73391	Schwarz criterion	1.225838	
Log likelihood	-35.45794	F-statistic	362.3163	
Durbin-Watson stat	1.502106	Prob(F-statistic)	0.000000	

Tabella 3.1: Stima della regola di Taylor

L' R^2 è prossimo al valore unitario per cui il modello spiega abbastanza bene le fluttuazioni del tasso di interesse nominale. Dalla stima si può osservare che ci sono alcuni coefficienti non significativi nel modello come la costante, l'output gap al tempo $t-1$ e l'inflazione al tempo $t-2$. Anche l'inflazione al tempo $t-1$ non sarebbe significativa ma ai fini dell'analisi strutturale non verrà tolta.

Il fatto che l'intercetta non sia significativa non ha conseguenze rilevanti nell'analisi. In questa relazione non si farà mai attenzione sull'interpretazione dell'intercetta per varie ragioni. L'intercetta, come detto in precedenza, dipende dal tasso di interesse nominale obiettivo e dal target di inflazione di lungo periodo, due valori fissati a priori. Il problema è che in questi anni i policymakers hanno fatto affidamento anche su altri strumenti diversi dalla politica monetaria per controllare l'inflazione. Inoltre questi target sono spesso cambiati nel tempo e a volte non erano dei valori puntuali.

Togliendo le variabili non significative si passa così alla stima di un nuovo modello:

$$i_t = \vartheta_1 \pi_t + \vartheta_2 y_t + \vartheta_3 \pi_{t-1} + \vartheta_4 i_{t-1} + \vartheta_5 y_{t-2} + \vartheta_6 i_{t-2} + \vartheta_7 \pi_{t-3} + \zeta_t \quad (2)$$

La seguente tabella mostra le stime ottenute:

Dependent Variable: FED_FUNDS				
Method: Least Squares				
Sample: 1984:4 2008:2				
Included observations: 95				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFL	0.146791	0.051598	2.844908	0.0055
OUTPUT_GAP	0.614647	0.129239	4.755898	0.0000
INFL(-1)	0.085682	0.050766	1.687791	0.0950
FED_FUNDS(-1)	1.319523	0.084225	15.66661	0.0000
OUTPUT_GAP(-2)	-0.503365	0.119687	-4.205693	0.0001
FED_FUNDS(-2)	-0.390835	0.077631	-5.034508	0.0000
INFL(-3)	-0.103364	0.053924	-1.916841	0.0585
R-squared	0.974461	Mean dependent var		5.090316
Adjusted R-squared	0.972720	S.D. dependent var		2.216670
S.E. of regression	0.366121	Akaike info criterion		0.899123
Sum squared resid	11.79593	Schwarz criterion		1.087303
Log likelihood	-35.70834	Durbin-Watson stat		1.504542

Tabella 3.2: Stima della regola di Taylor (modello ridotto)

Tutte le variabili risultano significative al 10%, per verificare la bontà del modello stimato si analizzano i residui. Per controllare se i residui sono

autocorrelati è possibile guardare il correlogramma : se tutte le autocorrelazioni non superano il valore soglia determinato dalle fasce di Bartlett $\left(\pm 1.96/\sqrt{n}\right)$ allora i residui sono incorrelati.

Sample: 1984:4 2008:2						
Included observations: 95						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *	. *	1	0.114	0.114	1.2766	0.259
. .	. .	2	0.031	0.018	1.3732	0.503
. .	. .	3	0.010	0.005	1.3836	0.709
.* .	.* .	4	-0.124	-0.128	2.9317	0.569
. .	. .	5	-0.044	-0.017	3.1294	0.680
.* .	.* .	6	0.152	0.171	5.5354	0.477
.* .	. .	7	0.082	0.054	6.2340	0.513
.* .	** .	8	-0.160	-0.214	8.9316	0.348
. .	.* .	9	0.053	0.080	9.2302	0.416
. .	.* .	10	0.040	0.096	9.4052	0.494
. .	. .	11	-0.044	-0.036	9.6134	0.565
.* .	. .	12	0.122	0.051	11.271	0.506
.* .	. .	13	0.085	0.056	12.086	0.521
.* .	. .	14	-0.093	-0.051	13.072	0.521
. .	. .	15	-0.049	-0.048	13.352	0.575

Tabella 3.3: Correlogramma dei residui del modello (2)

Dal correlogramma si può notare che nessun ritardo esce dalle bande: non vi è presenza di autocorrelazione. Un'ulteriore verifica è fornita dal test di Breusch-Godfrey, trattato già nel corso del capitolo precedente nel caso di modello multivariato. Il test si basa sulla seguente regressione ausiliaria:

$$\hat{\zeta}_t = \vartheta_1 \pi_t + \vartheta_2 y_t + \vartheta_3 \pi_{t-1} + \vartheta_4 i_{t-1} + \vartheta_5 y_{t-2} + \vartheta_6 i_{t-2} + \vartheta_7 \pi_{t-3} + \hat{\zeta}_{t-1} + \dots + \hat{\zeta}_{t-h}$$

dove: $\hat{\zeta}_{t-1}, \dots, \hat{\zeta}_{t-h}$ rappresentano i residui ritardati dal tempo t al tempo t-h

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	2.847665	Probability	0.095089	
Obs*R-squared	3.000381	Probability	0.083245	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFL	0.005789	0.051180	0.113105	0.9102
OUTPUT_GAP	0.101318	0.141294	0.717072	0.4753
INFL(-1)	0.018727	0.051452	0.363978	0.7168
FED_FUNDS(-1)	-0.167553	0.129640	-1.292445	0.1996
OUTPUT_GAP(-2)	-0.051412	0.122305	-0.420356	0.6753
FED_FUNDS(-2)	0.151478	0.118154	1.282039	0.2032
INFL(-3)	0.006822	0.053520	0.127462	0.8989
RESID(-1)	0.279118	0.165403	1.687503	0.0951
R-squared	0.031583	Mean dependent var		-
				0.003780
Adjusted R-squared	-0.046336	S.D. dependent var		0.354223
S.E. of regression	0.362337	Akaike info criterion		0.887968
Sum squared resid	11.42206	Schwarz criterion		1.103031
Log likelihood	-34.17848	Durbin-Watson stat		1.748697

Tabella 3.4: Test di autocorrelazione sul modello (2)

Con questa diagnosi si verifica sotto l'ipotesi nulla l'incorrelazione dei residui contro l'ipotesi alternativa di autocorrelazione di primo ordine visto che nell'equazione è presente un solo ritardo tra i residui come variabile esplicativa.

Il test ci porta ad accettare l'ipotesi di incorrelazione dei residui e quindi in accordo con quanto già evinto dal correlogramma. Nella regola di Taylor, infatti, sono stati aggiunti appositamente ritardi ai regressori per poter avere dei residui incorrelati. Se si aumenta il numero di ritardi dei residui nella regressione ausiliaria, utile per condurre il test di Breusch-Godfrey, si continua ad accettare l'ipotesi nulla.

Per verificare se i residui sono omoschedastici si ricorre al test di White, ampiamente discusso nel capitolo 2. Sotto l'ipotesi nulla si è in presenza di

omoschedasticità dei residui, mentre sotto l'alternativa porta ad avere residui eteroschedastici.

Nella tabella viene riportato il valore del test:

White Heteroskedasticity Test:			
F-statistic	5.774480	Probability	0.000000
Obs*R-squared	73.53369	Probability	0.000149

Tabella 3.5: Test di white per la verifica di omoschedasticità sul modello (2)

Il test porta a rifiutare la nulla, quindi c'è eteroschedasticità dei residui.

Tale conclusione è in contrasto con il metodo dei *Minimi Quadrati Ordinari*, utilizzato per la stima della regola di Taylor, poiché la presenza di residui incorrelati ed eteroschedastici fa sì che si ottengano stime corrette ma non consistenti: gli standard error non sono calcolati in maniera esatta e di conseguenza non è possibile fare inferenza con questo metodo di stima.

Per ovviare a questo problema si fa ricorso all'*opzione robusta di White*, in modo tale da stimare correttamente gli standard error dei parametri. Ora è possibile fare inferenza sulle stime dei coefficienti.

Nella tabella 3.6 è riportato il modello stimato con l'opzione robusta di White:

Dependent Variable: FED_FUNDS				
Method: Least Squares				
Sample: 1984:4 2008:2				
Included observations: 95				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFL	0.146791	0.064035	2.292353	0.0243
OUTPUT_GAP	0.614647	0.136076	4.516939	0.0000
INFL(-1)	0.085682	0.047268	1.812676	0.0733
FED_FUNDS(-1)	1.319523	0.135789	9.717435	0.0000
OUTPUT_GAP(-2)	-0.503365	0.126391	-3.982607	0.0001
FED_FUNDS(-2)	-0.390835	0.114725	-3.406705	0.0010
INFL(-3)	-0.103364	0.064874	-1.593303	0.1147
R-squared	0.974461	Mean dependent var		5.090316
Adjusted R-squared	0.972720	S.D. dependent var		2.216670
S.E. of regression	0.366121	Akaike info criterion		0.899123
Sum squared resid	11.79593	Schwarz criterion		1.087303
Log likelihood	-35.70834	Durbin-Watson stat		1.504542

Tabella 3.6: Stima del modello (2) con l'opzione robusta di White

Per verificare se le stime dei parametri sono stabili si ricorre al test CUSUM, che indica instabilità nei parametri se le somme cumulate dei residui ricorsivi escono dalle bande di confidenza.

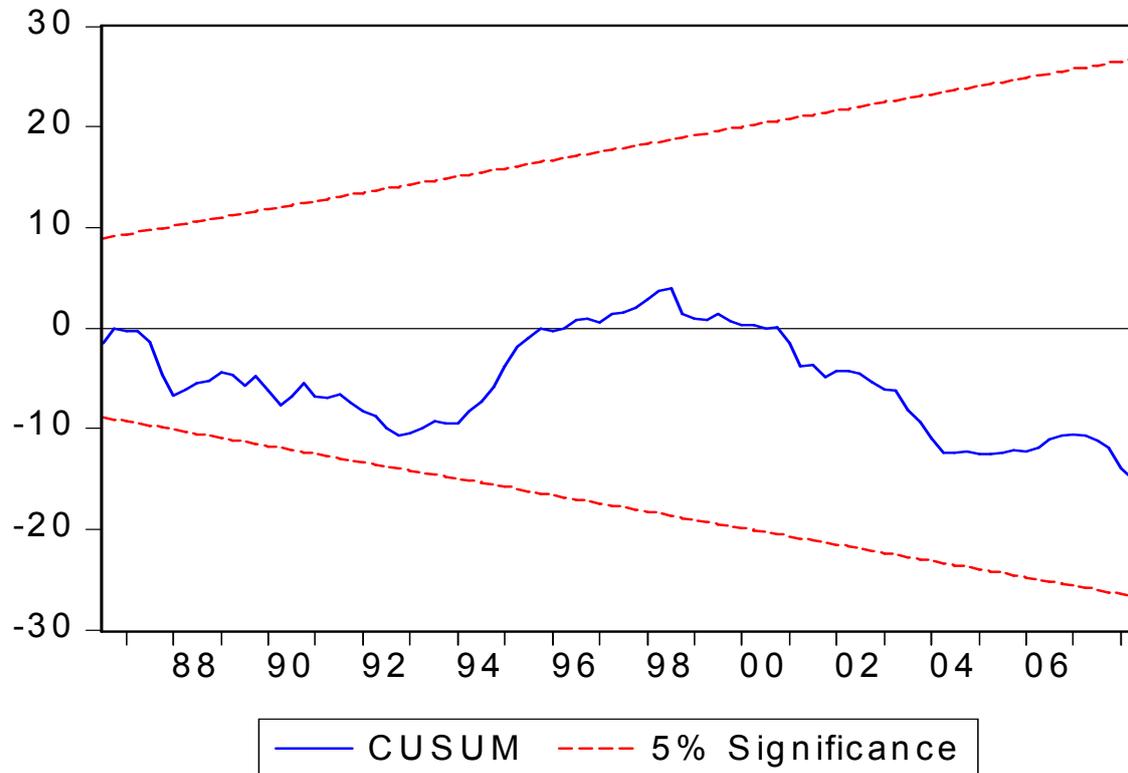


Grafico 3.1: Test CUSUM per la stabilità della stima dei parametri sul modello (2)

Le somme cumulate dei residui non escono mai dalla bande di confidenza al 5%, questo ci suggerisce che non ci sono rotture strutturali, ovvero possiamo affermare che le stime dei parametri sono stabili.

Il test CUSUM *of square* indica il rapporto fra le somme cumulate dei residui ricorsivi del sottocampione e quelle dei residui del campione; se il test esce dalle bande suggerisce un'instabilità dei parametri della varianza.

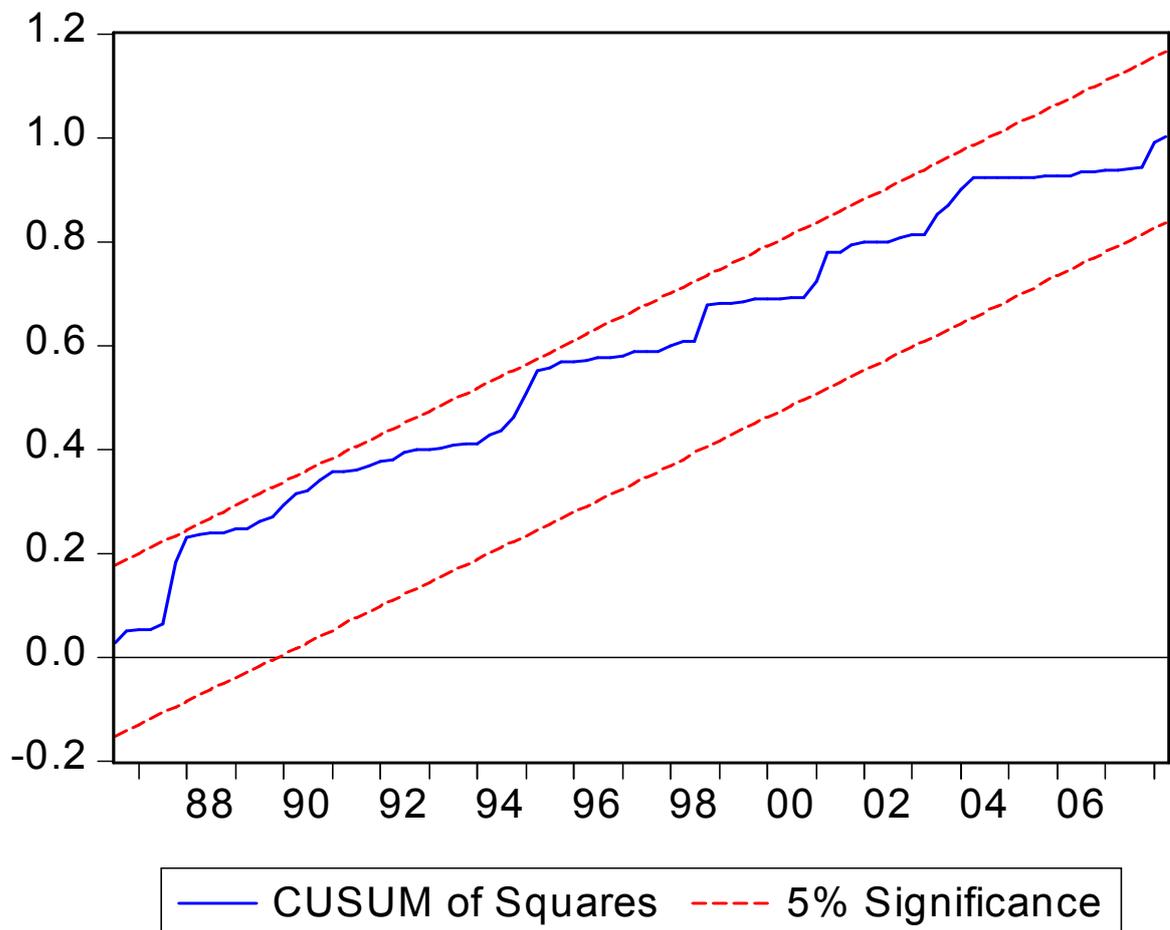


Grafico 3.2: Test CUSUM of squares per la stabilità del parametro della varianza sul modello (2)

Dal grafico è possibile osservare che non vi sono break strutturali del parametro della varianza, in quanto il valore del test non esce mai dalle bande con livello di significatività pari al 5%.

ANALISI DEI COEFFICIENTI DI LUNGO PERIODO

Per poter considerare l'operato della Banca Centrale soddisfacente, cioè verificare se i coefficienti preposti all'inflazione e all'output gap sono rispettivamente maggiori di 1 e 0, bisogna effettuare alcune operazioni sull'equazione analizzata al fine di ricavare il tasso di interesse in funzione delle altre variabili. Per fare ciò sposto l'orizzonte al lungo periodo. Quindi l'equazione stimata, in precedenza, nel lungo periodo diventa:

$$i = \mathcal{G}_1\pi + \mathcal{G}_2y + \mathcal{G}_3\pi + \mathcal{G}_4i + \mathcal{G}_5y + \mathcal{G}_6i + \mathcal{G}_7\pi$$

dato che: $i_t = i_{t-1} = i_{t-2} = i$, $\pi_t = \pi_{t-1} = \pi_{t-3} = \pi$, $y_t = y_{t-2} = y$

Ricavo il tasso di interesse dall'equazione:

$$(1 - \mathcal{G}_4 - \mathcal{G}_6)i = (\mathcal{G}_1 + \mathcal{G}_3 + \mathcal{G}_7)\pi + (\mathcal{G}_2 + \mathcal{G}_5)y$$

$$i = \frac{(\mathcal{G}_1 + \mathcal{G}_3 + \mathcal{G}_7)}{(1 - \mathcal{G}_4 - \mathcal{G}_6)}\pi + \frac{(\mathcal{G}_2 + \mathcal{G}_5)}{(1 - \mathcal{G}_4 - \mathcal{G}_6)}y$$

Ora è possibile verificare il valore dei nuovi coefficienti di inflazione e output gap:

$$\alpha = \frac{(\mathcal{G}_1 + \mathcal{G}_3 + \mathcal{G}_7)}{(1 - \mathcal{G}_4 - \mathcal{G}_6)} = \frac{(0.146791 + 0.085682 - 0.13364)}{(1 - 1.319523 + 0.390835)} \cong 1.39$$

$$\beta = \frac{(\mathcal{G}_2 + \mathcal{G}_5)}{(1 - \mathcal{G}_4 - \mathcal{G}_6)} = \frac{(0.614647 - 0.503365)}{(1 - 1.319523 + 0.390835)} \cong 1.56$$

Il modello mette in luce una politica volta a modificare il tasso di interesse in maniera positiva sia rispetto all'inflazione che al reddito.

STIMA DEL MODELLO BASATO SULLA REGOLA DI TAYLOR CON IL COEFFICIENTE DI GINI.

Una volta verificata l'adeguatezza della regola di Taylor, al modello si aggiunge il coefficiente di Gini al fine di scoprire se influisce in maniera significativa sulle decisioni di politica monetaria.

L'equazione, stimata con il metodo dei MQO, è la seguente:

$$i_t = \tau_0 + \tau_1 G_t + \tau_2 y_t + \tau_3 \pi_t + \tau_4 G_{t-1} + \tau_5 \pi_{t-1} + \tau_6 i_{t-1} + \tau_7 G_{t-2} + \tau_8 y_{t-2} + \tau_9 i_{t-2} + \tau_{10} \pi_{t-3} + \zeta_t \quad (3)$$

Dove G_t , G_{t-1} , G_{t-2} rappresentano l'indice di Gini al tempo t , $t-1$, $t-2$.

Ed i risultati sono riportati nella seguente tabella:

Dependent Variable: FED_FUNDS				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1984:4 2008:1				
Included observations: 94 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.877694	2.249110	1.724102	0.0884
GINI	-21.0701	36.58975	-0.575849	0.5663
OUTPUT_GAP	0.649709	0.134589	4.827351	0.0000
INFL	0.126094	0.055259	2.281895	0.0251
GINI(-1)	-17.5376	65.36537	-0.268302	0.7891
INFL(-1)	0.082286	0.053562	1.536281	0.1283
FED_FUNDS(-1)	1.267224	0.088698	14.28691	0.0000
GINI(-2)	30.18244	34.83787	0.866369	0.3888
OUTPUT_GAP(-2)	-0.46713	0.139317	-3.353017	0.0012
FED_FUNDS(-2)	-0.39491	0.086290	-4.576603	0.0000
INFL(-3)	-0.08564	0.056178	-1.524508	0.1312
R-squared	0.975829	Mean dependent var	5.122270	
Adjusted R-squared	0.972917	S.D. dependent var	2.206449	
S.E. of regression	0.363114	Akaike info criterion	0.921389	
Sum squared resid	10.94370	Schwarz criterion	1.219008	
Log likelihood	-32.3052	F-statistic	335.0877	
Durbin-Watson stat	1.513418	Prob(F-statistic)	0.000000	

Tabella 3.7: Stima del modello (3)

Le variabili output gap al tempo t-1 e l'inflazione al tempo t-2 non sono state incluse nell'equazione di partenza perché come in precedenza non sono significative.

Analizzando i residui è possibile vedere come essi siano incorrelati ed eteroschedastici, i risultati sono riportati nelle tabelle 3.8 e 3.9:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	2.322298	Probability	0.131379	
Obs*R-squared	2.588829	Probability	0.107620	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.107490	2.232520	0.048148	0.9617
GINI	2.419272	36.33642	0.066580	0.9471
OUTPUT_GAP	0.105202	0.150319	0.699859	0.4860
INFL	0.016108	0.055833	0.288493	0.7737
GINI(-1)	-9.52737	65.15149	-0.146234	0.8841
INFL(-1)	0.019306	0.054629	0.353399	0.7247
FED_FUNDS(-1)	-0.15588	0.134938	-1.155259	0.2513
GINI(-2)	6.783563	34.84910	0.194655	0.8461
OUTPUT_GAP(-2)	-0.06062	0.143832	-0.421523	0.6745
FED_FUNDS(-2)	0.140940	0.126027	1.118330	0.2667
INFL(-3)	0.005150	0.055838	0.092223	0.9267
RESID(-1)	0.266081	0.174604	1.523909	0.1314
R-squared	0.027541	Mean dependent var	-2.59E-15	
Adjusted R-squared	-0.10291	S.D. dependent var	0.343037	
S.E. of regression	0.360256	Akaike info criterion	0.914738	
Sum squared resid	10.64230	Schwarz criterion	1.239414	
Log likelihood	-30.9927	F-statistic	0.211118	
Durbin-Watson stat	1.735719	Prob(F-statistic)	0.996433	

Tabella 3.8: Test di autocorrelazione dei residui sul modello (3)

White Heteroskedasticity Test:			
F-statistic	4.413654	Probability	0.000026
Obs*R-squared	85.64146	Probability	0.044096

Tabella 3.9: Test di White sul modello (3)

A causa dell'eteroschedasticità dei residui per poter stimare la varianza del parametro in maniera corretta è necessario ricorrere ai *Minimi Quadrati Ordinari* con opzione robusta di White, ricavando le seguenti stime:

Dependent Variable: FED_FUNDS				
Method: Least Squares				
Date: 08/02/10 Time: 12:29				
Sample(adjusted): 1984:4 2008:1				
Included observations: 94 after adjusting endpoints				
White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.877694	1.925190	2.014188	0.0472
GINI	-21.0701	26.82255	-0.785540	0.4344
OUTPUT_GAP	0.649709	0.140001	4.640743	0.0000
INFL	0.126094	0.058303	2.162732	0.0334
GINI(-1)	17.53765	40.64343	-0.431500	0.6672
INFL(-1)	0.082286	0.043146	1.907134	0.0600
FED_FUNDS(-1)	1.267224	0.141521	8.954340	0.0000
GINI(-2)	30.18244	22.02847	1.370156	0.1743
OUTPUT_GAP(-2)	-0.46713	0.138170	-3.380842	0.0011
FED_FUNDS(-2)	-0.39491	0.112793	-3.501229	0.0007
INFL(-3)	-0.08564	0.069478	-1.232661	0.2212
R-squared	0.975829	Mean dependent var	5.122270	
Adjusted R-squared	0.972917	S.D. dependent var	2.206449	
S.E. of regression	0.363114	Akaike info criterion	0.921389	
Sum squared resid	10.94370	Schwarz criterion	1.219008	
Log likelihood	-32.3052	F-statistic	335.0877	
Durbin-Watson stat	1.513418	Prob(F-statistic)	0.000000	

Tabella 3.10: Stima del modello (3) con opzione robusta di White

I coefficienti di Gini al tempo t e ritardati non sono significativi nella regola di Taylor. Un'ulteriore conferma è fornita dal test di Wald, il quale verifica congiuntamente l'ipotesi che i coefficienti di povertà siano significativamente uguali a 0.

Wald Test:			
Equation: TAYLOR_GINI			
Null Hypothesis:	C(2)=0	coefficiente di Gini(t)	
	C(5)=0	coefficiente di Gini(t-1)	
	C(8)=0	coefficiente di Gini(t-2)	
F-statistic	2.039786	Probability	0.114593
Chi-square	6.119358	Probability	0.105945

Tabella 3.11: Test di Wald per la verifica della significatività dei coefficienti di Gini

Il test conferma quanto visto in precedenza: l'indice di Gini non è significativo per il modello considerato. I policymakers non sono influenzati da fluttuazioni della disuguaglianza sociale.

Sia i parametri di stima che di varianza sono stabili, infatti i test CUMSUM e CUMSUM *of squares* non escono mai dalle bande per tutto l'orizzonte temporale considerato.

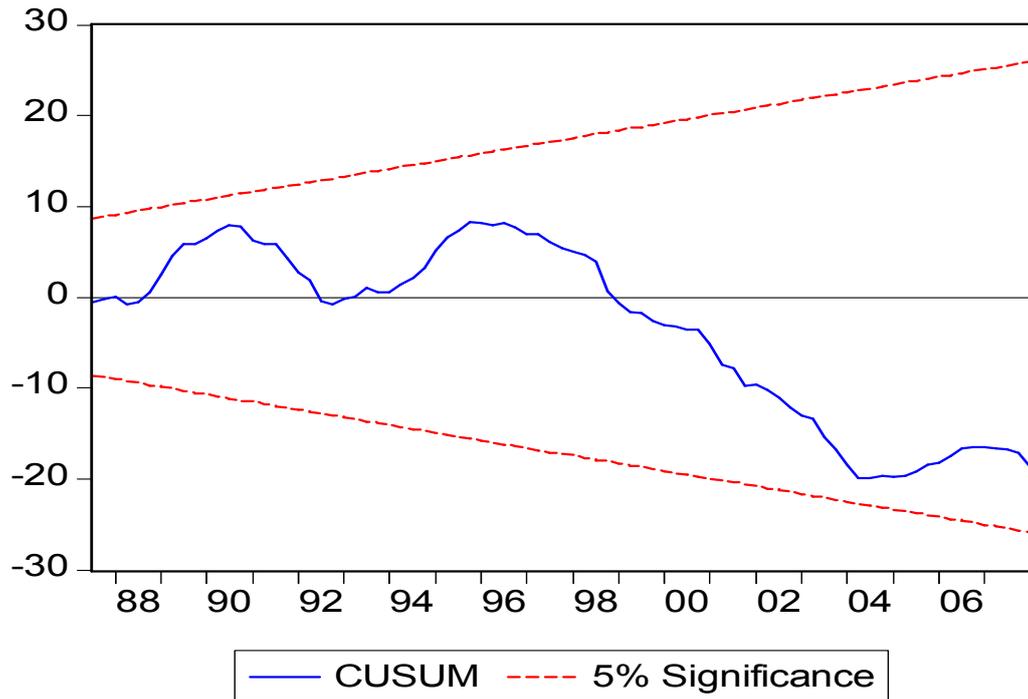


Grafico 3.3: Test CUSUM per la stabilità della stima dei parametri sul modello (3)

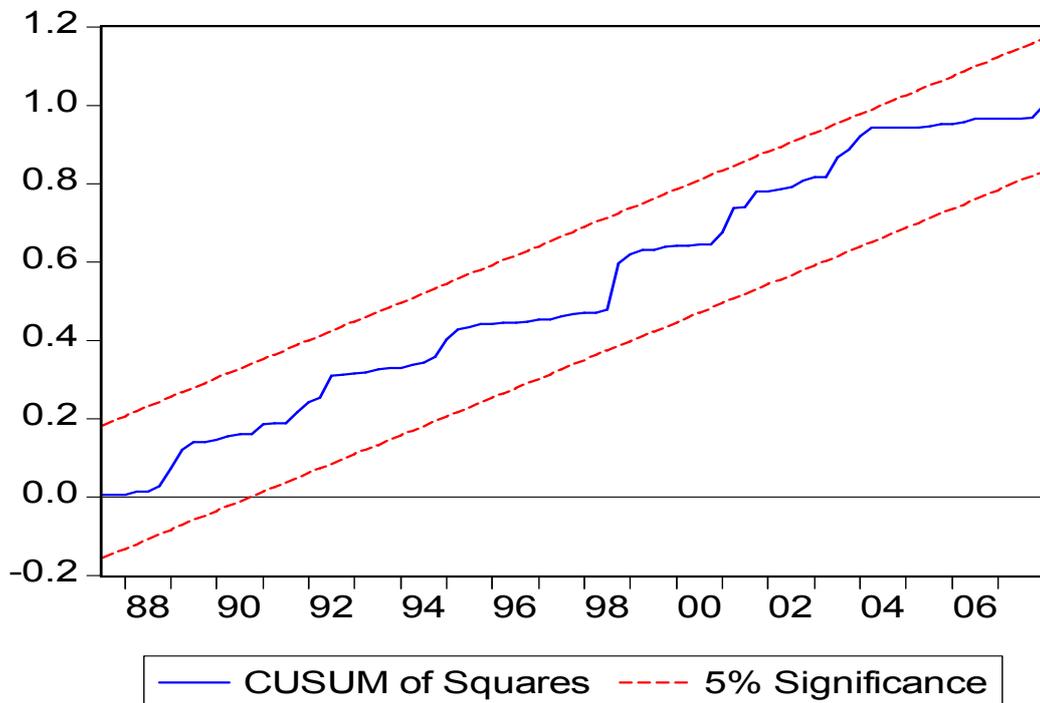


Grafico 3.4: Test CUSUM of squares per la stabilità del parametro della varianza sul modello (3)

CONCLUSIONI

L'obiettivo di questa tesi è di verificare se il fenomeno della disuguaglianza sociale influenza le decisioni di politica monetaria della *Federal Reserve Bank* attraverso lo studio di modelli empirici multivariati e univariati.

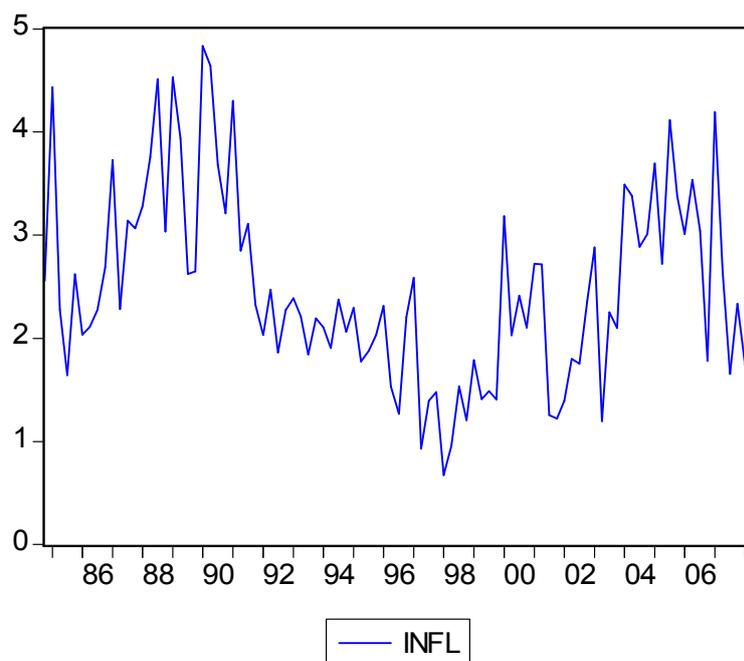
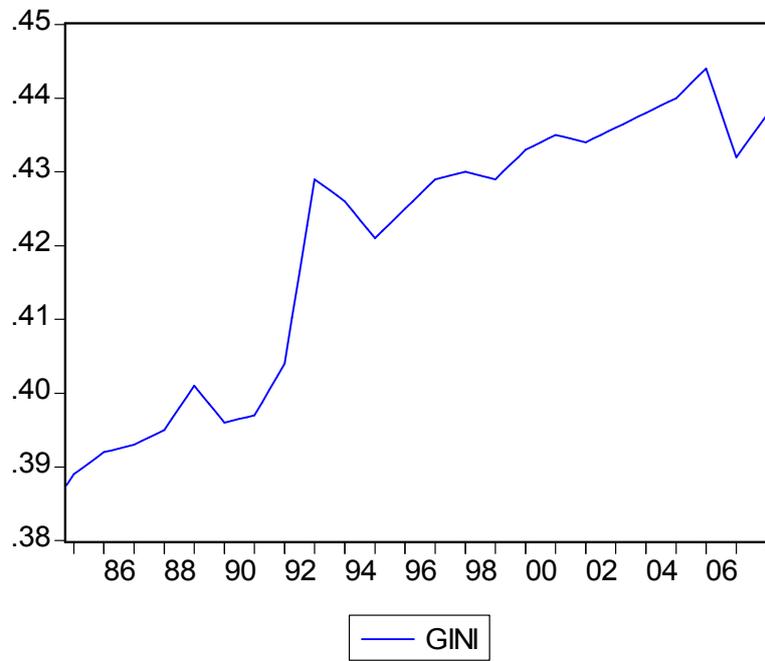
Nel VAR, dove alcune variabili sono state differenziate per poter ottenere un modello stabile, le stime iniziali mettono in luce che il coefficiente di Gini non è significativo quando sono presenti, come variabili dipendenti, grandezze macroeconomiche. In seguito, grazie alla decomposizione di Cholesky, anche l'effetto contemporaneo che l'indice di povertà produce sulle altre variabili non è rilevante. Per avere dei riscontri sui risultati precedenti, si è condotta un'analisi strutturale al fine di studiare le proprietà dinamiche del VAR. Anche in questo caso la causalità secondo Granger e la funzione di risposta ad impulso portano a confermare la tesi secondo cui i policymakers prendono decisioni indipendentemente da variazioni della condizione socio-economica dei cittadini americani.

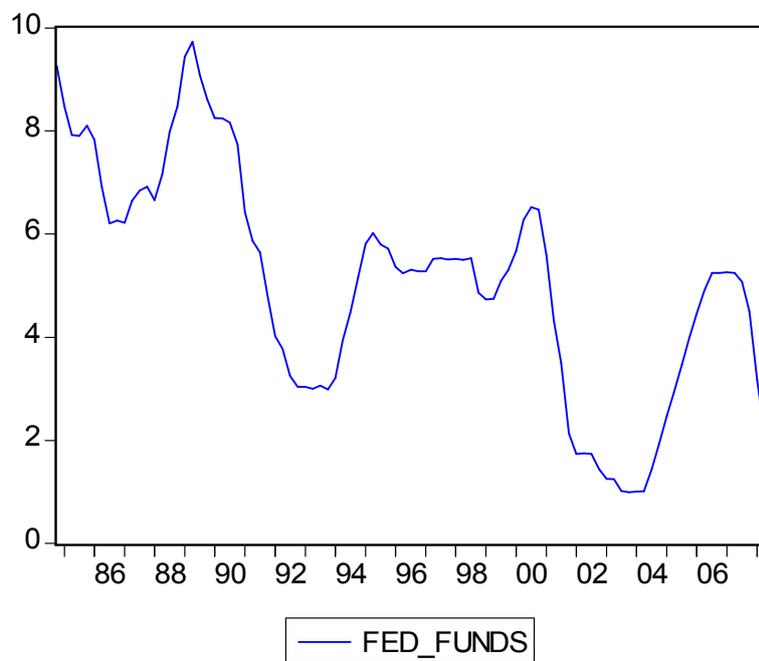
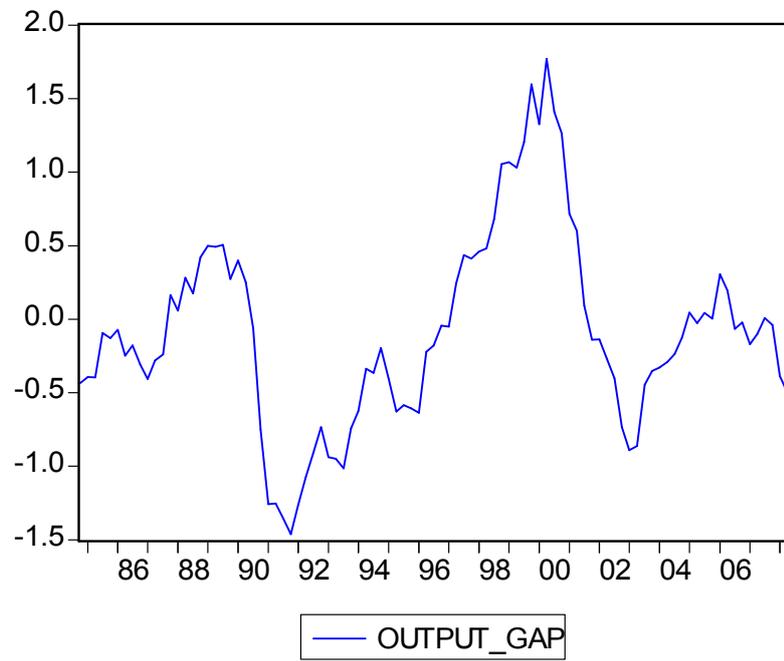
L'analisi prosegue aggiungendo alla regola di Taylor il coefficiente di Gini. Inizialmente si è verificato, attraverso la stima del modello, se il comportamento della banca centrale fosse soddisfacente in modo tale da poter perseguire l'obiettivo principale, ovvero la stabilità economica. In seguito si è aggiunto l'indice di povertà per vedere se il passaggio da equazioni simultanee al modello univariato portasse a conclusioni differenti. Anche in questo caso si giunge agli stessi risultati riscontrati nel VAR, quindi si può affermare che negli Stati Uniti d'America il fenomeno della disuguaglianza sociale non influenza le decisioni di politica monetaria attuate dalla *FED*.

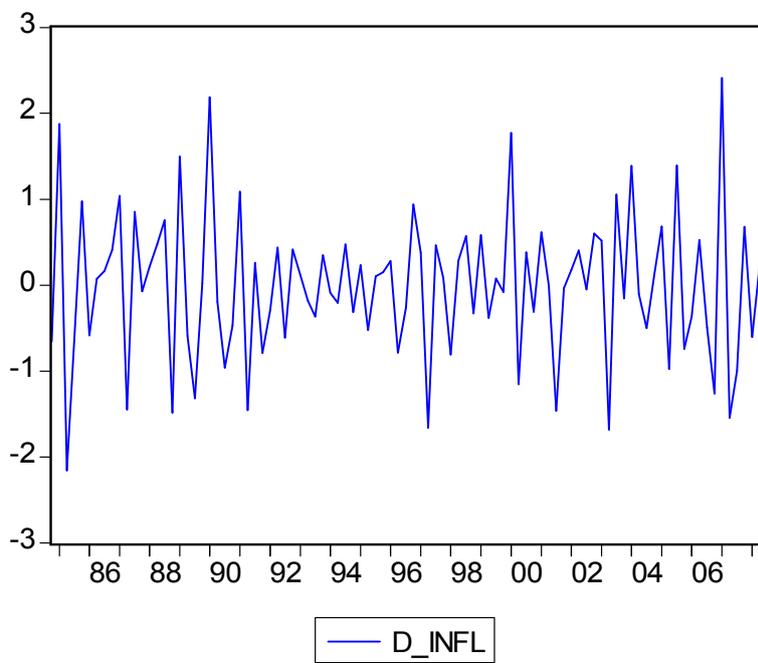
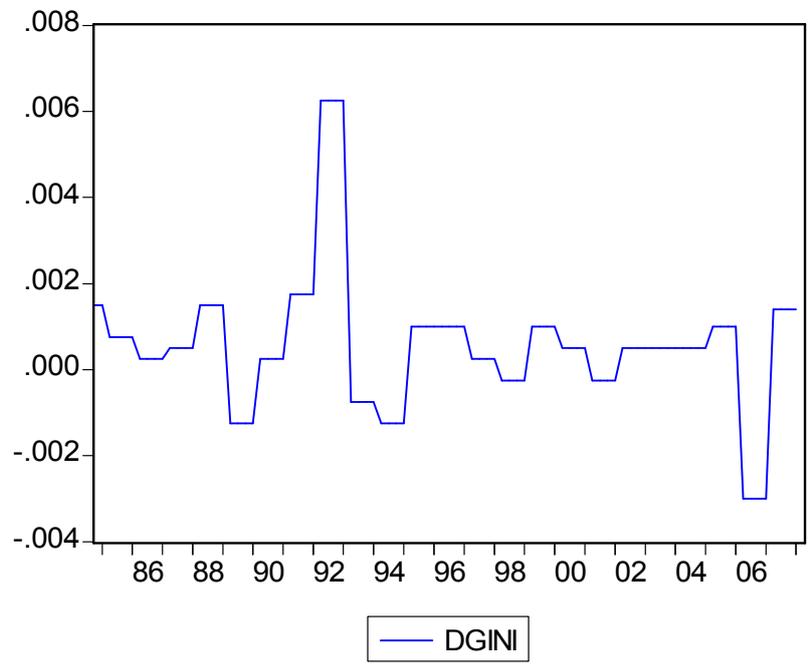
BIBLIOGRAFIA

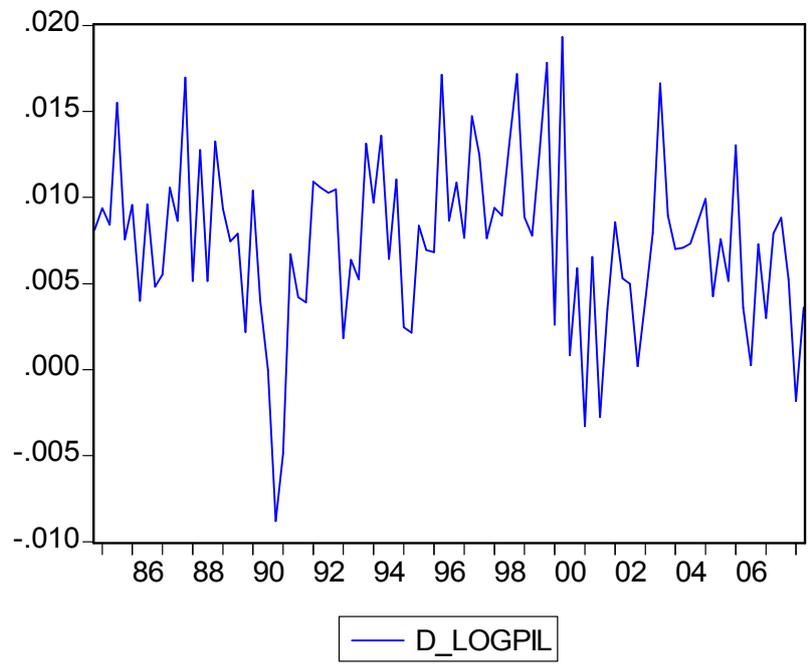
- Cappuccio N., Orsi R., *Econometria (2005)*, Il mulino.
- Di Fonzo T., Lisi F., *Serie storiche e economiche. Analisi statistiche e applicazioni (2005)*, Coracci editore.
- Lütkepohl H., *new introduction to multiple analysis (2005)*, Springer.
- Tsay R.S *Analysis of Financial Time Series. (2001)*, Wiley.
- Mankiw G. N., *Macroeconomia (2004)*, Zanichelli editore.
- Veeber M. , *Econometria (2006)*, Zanichelli editore.
- Fowler S. J., Wilgus J.J., *Income inequality, monetary policy and the business cycle (2008)*.
- Judd J.P., Rudebusch G.D., *Taylor's Rule and the FED:1970-1997 (1998)*.
- Castelnuovo E.,*Describing the Fed conduct with Taylor Rules: is interest rate smoothing important! (2003)*, working paper no.232.
- Scroccia I.M.,*Modelli strutturali in forma ridotta e modelli VAR (2008)*.
- Giavarra A., *Cosa ci insegna la Regola di Taylor sull'influenza reciproca tra Fed e Boe?Una verifica empirica (2008)*.
- Orphanides A., *Taylor Rules (2007)*.
- Targetti Lenti R., *Economia del benessere e distribuzione del reddito (2006)*.
- Pezzotta S., *Crisi economica e disuguaglianze sociali (2010)*.
- Gini, C.,*Measurement of Inequality and Incomes.(1921)*, The Economic Journal **31**: 124-126.
- Fitoussi J.P., *Due o tre cose che so sulla crisi (2009)*, Repubblica
- Federal Reserve Bank of Philadelphia.
- Federal Reserve Bank of Washington
- U.S. Census Bureau, *Current Population Survey*.
- Bordignon S., *Appunti di serie storiche economiche (2009)*.

APPENDICE TECNICA









Sample: 1984:4 2008:2
 Included observations: 94

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.	*****	*****	1	0.973	0.973	91.791	0.000
.	*****	*.	2	0.941	-0.091	178.66	0.000
.	*****	*.	3	0.907	-0.063	260.20	0.000
.	*****	.	4	0.872	-0.022	336.42	0.000
.	*****	.	5	0.839	0.014	407.71	0.000
.	*****	.	6	0.805	-0.033	474.10	0.000
.	*****	.	7	0.770	-0.035	535.56	0.000
.	*****	.	8	0.735	-0.025	592.19	0.000
.	*****	.	9	0.699	-0.018	644.11	0.000
.	*****	.	10	0.666	0.015	691.75	0.000
.	*****	.	11	0.634	0.009	735.51	0.000
.	*****	.	12	0.604	0.001	775.70	0.000
.	*****	.	13	0.575	-0.004	812.58	0.000
.	*****	.	14	0.547	-0.019	846.29	0.000
.	*****	.	15	0.518	-0.009	876.99	0.000
.	*****	.	16	0.490	-0.022	904.78	0.000
.	*****	.	17	0.461	-0.034	929.71	0.000
.	***	.	18	0.432	-0.024	951.87	0.000
.	***	*.	19	0.400	-0.073	971.10	0.000
.	***	*.	20	0.365	-0.063	987.35	0.000
.	***	.	21	0.328	-0.057	1000.7	0.000
.	**	.	22	0.289	-0.052	1011.1	0.000
.	**	.	23	0.250	-0.021	1019.1	0.000
.	**	.	24	0.212	-0.017	1024.9	0.000
.	*	.	25	0.175	-0.012	1028.9	0.000
.	*	.	26	0.138	-0.032	1031.4	0.000
.	*	.	27	0.102	-0.006	1032.9	0.000
.	*	.	28	0.067	-0.019	1033.5	0.000
.	.	.	29	0.033	-0.031	1033.6	0.000
.	.	.	30	0.000	-0.029	1033.6	0.000
.	.	*.	31	-0.028	0.066	1033.7	0.000
.	.	.	32	-0.050	0.061	1034.1	0.000
.	*.	.	33	-0.067	0.060	1034.8	0.000
.	*.	*.	34	-0.077	0.086	1035.6	0.000
.	*.	.	35	-0.087	-0.044	1036.8	0.000
.	*.	.	36	-0.098	-0.028	1038.3	0.000

Correlogramma della variabile **GINI**

Sample: 1984:4 2008:2
 Included observations: 95

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.	****	. ****	1	0.564	0.564	31.200	0.000
.	****	. **	2	0.488	0.250	54.837	0.000
.	****	. **	3	0.549	0.315	85.021	0.000
.	****	. *	4	0.476	0.090	107.94	0.000
.	***	. . .	5	0.378	-0.036	122.54	0.000
.	***	. . .	6	0.394	0.054	138.62	0.000
.	**	. *	7	0.292	-0.111	147.54	0.000
.	**	. *	8	0.303	0.073	157.27	0.000
.	*	. *	9	0.194	-0.151	161.29	0.000
.	*	. *	10	0.137	-0.064	163.33	0.000
.	*	. *	11	0.108	-0.058	164.61	0.000
.	*	. *	12	0.151	0.116	167.15	0.000
.	*	. . .	13	0.081	0.013	167.89	0.000
.	*	. . .	14	0.085	0.043	168.72	0.000
.	.	. *	15	-0.004	-0.133	168.72	0.000
.	*	. *	16	0.103	0.168	169.96	0.000
.	*	. . .	17	0.071	0.016	170.56	0.000
.	.	. *	18	-0.006	-0.077	170.57	0.000
.	*	. *	19	-0.062	-0.169	171.03	0.000
.	20	0.000	-0.027	171.03	0.000
.	.	. *	21	-0.007	0.101	171.04	0.000
.	22	-0.051	-0.039	171.36	0.000
.	*	. . .	23	-0.060	0.029	171.82	0.000
.	24	-0.022	-0.031	171.88	0.000
.	*	. **	25	-0.164	-0.196	175.45	0.000
.	*	. . .	26	-0.165	-0.049	179.09	0.000
.	**	. *	27	-0.216	-0.108	185.43	0.000
.	**	. . .	28	-0.223	-0.049	192.30	0.000
.	**	. *	29	-0.296	-0.174	204.51	0.000
.	***	. *	30	-0.323	-0.117	219.31	0.000
.	**	. *	31	-0.302	0.156	232.43	0.000
.	**	. *	32	-0.280	0.083	243.94	0.000
.	**	. . .	33	-0.319	0.030	259.03	0.000
.	**	. . .	34	-0.249	0.065	268.36	0.000
.	**	. . .	35	-0.279	-0.027	280.28	0.000
.	**	. . .	36	-0.263	0.014	291.09	0.000

Correlogramma della variabile **INFL**

Sample: 1984:4 2008:2
 Included observations: 95

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.943	0.943	87.088	0.000
. *****	** .	2	0.865	-0.213	161.15	0.000
. *****	** .	3	0.757	-0.292	218.48	0.000
. *****	. .	4	0.653	0.057	261.62	0.000
. ****	. .	5	0.534	-0.171	290.84	0.000
. ***	. .	6	0.416	-0.092	308.72	0.000
. **	. .	7	0.296	-0.030	317.88	0.000
. *	. .	8	0.180	-0.083	321.32	0.000
. *	. *	9	0.085	0.116	322.10	0.000
. .	. *	10	-0.010	-0.165	322.11	0.000
. *	. *	11	-0.099	-0.110	323.19	0.000
. *	. *	12	-0.170	0.154	326.41	0.000
** .	. *	13	-0.210	0.126	331.35	0.000
** .	. .	14	-0.228	0.004	337.24	0.000
** .	. *	15	-0.236	-0.082	343.63	0.000
** .	. *	16	-0.239	-0.064	350.27	0.000
** .	. *	17	-0.244	-0.076	357.28	0.000
** .	. .	18	-0.241	-0.026	364.26	0.000
** .	. .	19	-0.234	-0.008	370.92	0.000
** .	. *	20	-0.236	-0.146	377.79	0.000
** .	. *	21	-0.248	-0.082	385.47	0.000
** .	. *	22	-0.251	0.119	393.43	0.000
** .	. *	23	-0.252	-0.080	401.57	0.000
** .	. .	24	-0.248	0.008	409.53	0.000
** .	. *	25	-0.258	-0.125	418.26	0.000
** .	. .	26	-0.270	-0.043	428.02	0.000
** .	. .	27	-0.289	0.005	439.34	0.000
** .	. .	28	-0.292	0.017	451.09	0.000
** .	. *	29	-0.296	-0.097	463.29	0.000
** .	. .	30	-0.299	-0.046	475.96	0.000
** .	. .	31	-0.297	0.040	488.69	0.000
** .	. .	32	-0.280	0.065	500.12	0.000
** .	. .	33	-0.248	-0.013	509.26	0.000
** .	. .	34	-0.213	-0.042	516.13	0.000
. *	. *	35	-0.171	0.082	520.62	0.000
. *	. .	36	-0.127	0.048	523.15	0.000

Correlogramma della variabile **OUTPUT_GAP**

Sample: 1984:4 2008:2
 Included observations: 95

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
.	*****	*****	1	0.946	0.946	87.724	0.000
.	*****	**	2	0.872	-0.221	163.00	0.000
.	*****	*	3	0.792	-0.058	225.80	0.000
.	*****	*	4	0.705	-0.102	276.15	0.000
.	*****	*	5	0.613	-0.086	314.60	0.000
.	****	.	6	0.521	-0.037	342.69	0.000
.	***	.	7	0.437	0.024	362.70	0.000
.	***	.	8	0.365	0.032	376.79	0.000
.	**	.	9	0.300	-0.014	386.41	0.000
.	**	.	10	0.244	0.011	392.84	0.000
.	*	.	11	0.193	-0.039	396.91	0.000
.	*	.	12	0.150	0.007	399.40	0.000
.	*	.	13	0.113	-0.008	400.85	0.000
.	*	*	14	0.091	0.085	401.78	0.000
.	*	.	15	0.077	0.015	402.46	0.000
.	*	.	16	0.067	-0.003	402.98	0.000
.	.	.	17	0.063	0.013	403.45	0.000
.	.	*	18	0.057	-0.062	403.84	0.000
.	.	.	19	0.051	-0.014	404.16	0.000
.	.	.	20	0.049	0.044	404.46	0.000
.	.	.	21	0.049	0.008	404.75	0.000
.	.	.	22	0.045	-0.027	405.01	0.000
.	.	*	23	0.032	-0.079	405.14	0.000
.	.	*	24	0.009	-0.105	405.15	0.000
.	.	*	25	-0.024	-0.086	405.23	0.000
.	.	.	26	-0.055	0.038	405.64	0.000
.	*	.	27	-0.086	0.004	406.65	0.000
.	*	*	28	-0.111	0.068	408.34	0.000
.	*	*	29	-0.124	0.078	410.49	0.000
.	*	*	30	-0.119	0.109	412.51	0.000
.	*	.	31	-0.103	0.031	414.03	0.000
.	*	.	32	-0.075	0.045	414.84	0.000
.	.	.	33	-0.040	0.025	415.09	0.000
.	.	.	34	-0.004	0.002	415.09	0.000
.	.	.	35	0.037	0.058	415.30	0.000
.	*	.	36	0.079	0.019	416.26	0.000

Correlogramma della variabile **FED_FUNDS**

Sample: 1984:4 2008:2
 Included observations: 94

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.727	0.727	51.220	0.000
. ***	. *	2	0.453	-0.158	71.357	0.000
. *	. *	3	0.183	-0.182	74.665	0.000
. *	. **	4	-0.088	-0.229	75.438	0.000
. *	. **	5	-0.143	0.213	77.518	0.000
**	. *	6	-0.199	-0.148	81.564	0.000
**	. *	7	-0.252	-0.162	88.155	0.000
**	. **	8	-0.305	-0.206	97.948	0.000
**	. **	9	-0.258	0.246	105.03	0.000
**	. *	10	-0.211	-0.124	109.81	0.000
. *	. *	11	-0.165	-0.124	112.76	0.000
. *	. *	12	-0.119	-0.160	114.31	0.000
. .	. ***	13	-0.030	0.376	114.41	0.000
. .	. *	14	0.059	-0.072	114.81	0.000
. *	. .	15	0.144	-0.047	117.18	0.000
. **	. *	16	0.229	-0.080	123.26	0.000
. *	. *	17	0.174	0.134	126.81	0.000
. *	. *	18	0.119	-0.061	128.48	0.000
. *	. .	19	0.075	0.004	129.15	0.000
. .	. *	20	0.030	-0.060	129.27	0.000
. .	. .	21	-0.017	0.014	129.30	0.000
. *	. *	22	-0.065	-0.059	129.84	0.000
. *	. .	23	-0.119	-0.010	131.64	0.000
. *	. *	24	-0.173	-0.060	135.50	0.000
. *	. *	25	-0.114	0.176	137.21	0.000
. .	. .	26	-0.055	-0.042	137.61	0.000
. .	. .	27	-0.002	0.013	137.61	0.000
. .	. .	28	0.050	-0.041	137.96	0.000
. *	. *	29	0.083	0.163	138.92	0.000
. *	. .	30	0.116	-0.029	140.81	0.000
. *	. .	31	0.131	-0.029	143.26	0.000
. *	. .	32	0.145	-0.031	146.33	0.000
. *	. .	33	0.078	0.031	147.23	0.000
. .	. .	34	0.011	-0.029	147.25	0.000
. .	. .	35	-0.029	-0.020	147.37	0.000
. *	. .	36	-0.068	-0.031	148.09	0.000

Correlogramma della variabile **DGINI**

Sample: 1984:4 2008:2
 Included observations: 95

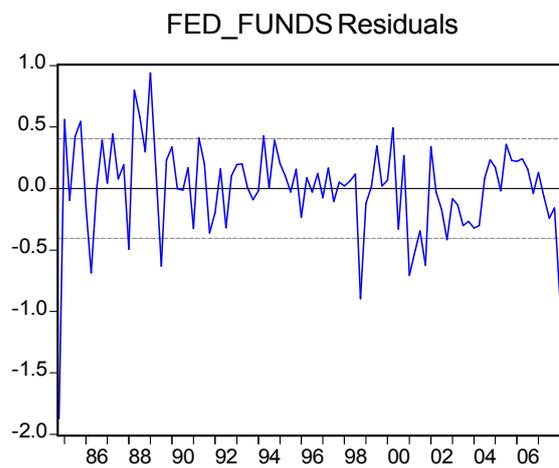
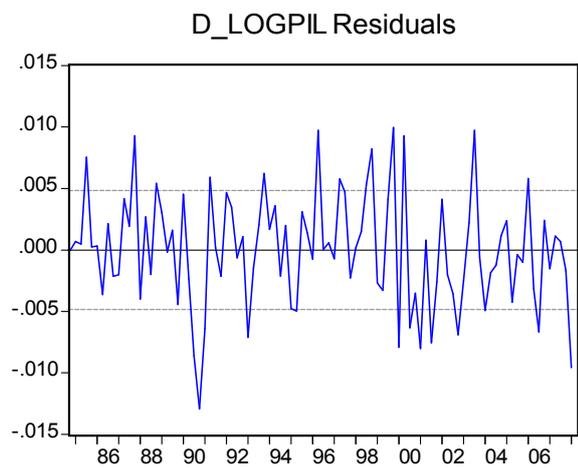
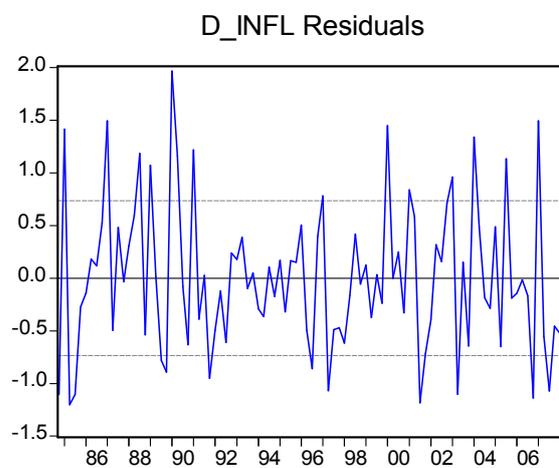
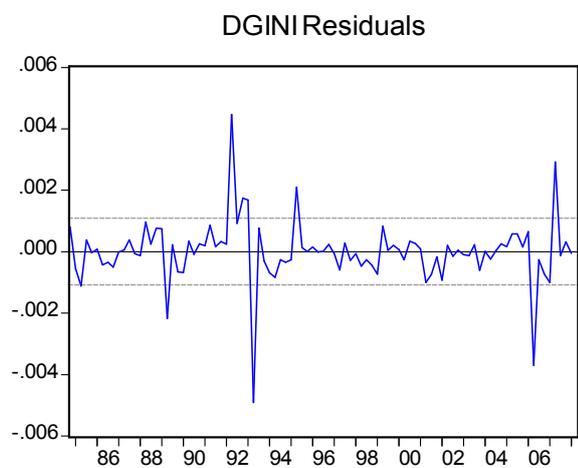
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
*** .	*** .	1	-0.433	-0.433	18.420	0.000
. .	*** .	2	-0.130	-0.391	20.092	0.000
. .	. .	3	0.155	-0.136	22.491	0.000
. .	. .	4	0.026	0.010	22.557	0.000
. .	. .	5	-0.114	-0.055	23.885	0.000
. .	. .	6	0.118	0.078	25.326	0.000
. .	. .	7	-0.123	-0.097	26.901	0.000
. .	. .	8	0.138	0.100	28.909	0.000
. .	. .	9	-0.075	0.000	29.516	0.001
. .	. .	10	-0.013	0.000	29.536	0.001
. .	. .	11	-0.087	-0.176	30.357	0.001
. .	. .	12	0.120	-0.066	31.963	0.001
. .	. .	13	-0.080	-0.086	32.681	0.002
. .	. .	14	0.097	0.084	33.758	0.002
. .	. .	15	-0.234	-0.219	40.055	0.000
. .	. .	16	0.177	-0.060	43.720	0.000
. .	. .	17	0.037	0.040	43.885	0.000
. .	. .	18	-0.028	0.134	43.977	0.001
. .	. .	19	-0.121	-0.015	45.745	0.001
. .	. .	20	0.070	-0.147	46.343	0.001
. .	. .	21	0.032	-0.031	46.473	0.001
. .	. .	22	-0.042	-0.096	46.694	0.002
. .	. .	23	-0.049	-0.032	47.001	0.002
. .	. .	24	0.211	0.149	52.803	0.001
. .	. .	25	-0.177	-0.007	56.920	0.000
. .	. .	26	0.071	0.039	57.590	0.000
. .	. .	27	-0.053	-0.028	57.974	0.000
. .	. .	28	0.093	0.120	59.162	0.001
. .	. .	29	-0.048	0.065	59.488	0.001
. .	. .	30	-0.065	-0.212	60.081	0.001
. .	. .	31	0.008	-0.149	60.091	0.001
. .	. .	32	0.061	-0.094	60.640	0.002
. .	. .	33	-0.117	-0.097	62.671	0.001
. .	. .	34	0.104	-0.030	64.290	0.001
. .	. .	35	-0.048	-0.039	64.639	0.002
. .	. .	36	0.001	0.043	64.640	0.002

Correlogramma della variabile **D_INFL**

Sample: 1984:4 2008:2
 Included observations: 95

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. **	. **	1	0.212	0.212	4.3904	0.036
. **	. **	2	0.316	0.284	14.274	0.001
. .	. * .	3	0.002	-0.120	14.274	0.003
. *	. * .	4	0.141	0.082	16.292	0.003
. .	. .	5	0.027	0.028	16.365	0.006
. .	. .	6	0.043	-0.036	16.559	0.011
. .	. .	7	0.007	0.010	16.565	0.020
. * .	. * .	8	-0.133	-0.170	18.443	0.018
. .	. * .	9	0.055	0.124	18.766	0.027
. .	. .	10	-0.029	0.028	18.857	0.042
. * .	. ** .	11	-0.105	-0.218	20.058	0.045
. ** .	. * .	12	-0.221	-0.143	25.463	0.013
. * .	. .	13	-0.154	-0.021	28.136	0.009
. .	. * .	14	-0.054	0.091	28.464	0.012
. .	. .	15	-0.032	0.016	28.585	0.018
. .	. .	16	0.057	0.042	28.964	0.024
. .	. .	17	-0.051	-0.010	29.267	0.032
. .	. * .	18	-0.045	-0.076	29.512	0.042
. * .	. * .	19	0.068	0.109	30.065	0.051
. .	. .	20	0.022	-0.036	30.126	0.068
. * .	. * .	21	-0.099	-0.186	31.336	0.068
. .	. * .	22	-0.042	0.072	31.557	0.085
. * .	. * .	23	-0.079	-0.078	32.362	0.093
. .	. .	24	0.053	0.050	32.729	0.110
. .	. .	25	-0.032	-0.056	32.864	0.134
. .	. .	26	0.025	-0.047	32.951	0.164
. * .	. .	27	-0.161	-0.039	36.483	0.105
. .	. .	28	0.002	0.045	36.484	0.131
. .	. .	29	-0.013	0.018	36.505	0.159
. .	. * .	30	-0.024	-0.079	36.588	0.189
. * .	. * .	31	-0.169	-0.171	40.722	0.114
. * .	. .	32	-0.127	-0.025	43.080	0.091
. * .	. * .	33	-0.120	-0.085	45.211	0.076
. * .	. .	34	-0.082	-0.050	46.237	0.079
. * .	. * .	35	-0.076	-0.089	47.121	0.083
. * .	. * .	36	-0.138	-0.090	50.083	0.060

Correlogramma della variabile **D_LOGPIL**



Grafici dei residui ottenuti attraverso la stima del modello VAR

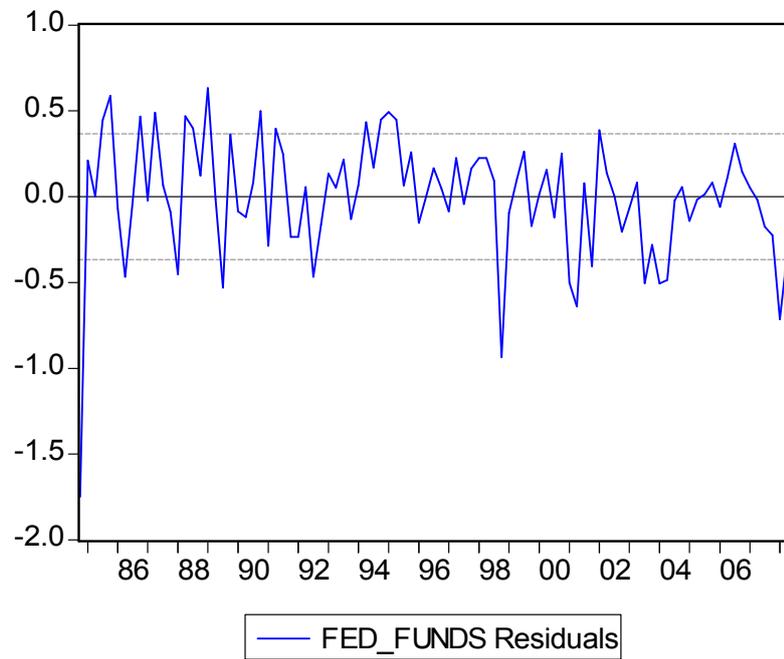


Grafico dei residui ottenuto dalla stima della Regola di Taylor