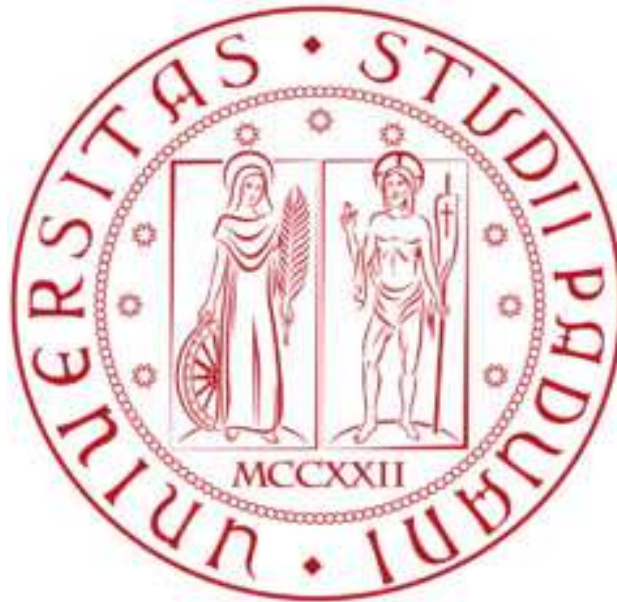


**UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI PADOVA
CORSO DI LAUREA IN STATISTICA E
GESTIONE DELLE IMPRESE**



**REAZIONE SISTEMATICA DELLA POLITICA
MONETARIA USA ALL'INCERTEZZA POLITICA**

Relatore: Prof. Efrem Castelnuovo
Dipartimento di Scienze Economiche

Laureando: Gabriele Rossi
N. Matricola: 601547

Anno Accademico 2011/2012

Indice

Introduzione.....	pag. 5
Capitolo 1:	
La politica monetaria.....	pag. 7
Capitolo 2:	
La regola di Taylor.....	pag. 11
Capitolo 3:	
Definizione delle variabili e analisi preliminare.....	pag. 15
3.1 Tasso di interesse nominale (FFR).....	pag. 15
3.2 Tasso di inflazione.....	pag. 18
3.3 Tasso di crescita dell'output pro-capite.....	pag. 22
3.4 Indice di incertezza della politica economica.....	pag. 24
Capitolo 4:	
Stima dei modelli.....	pag. 31
4.1 Stima del primo modello.....	pag. 33
4.2 Stima del secondo modello per il campione [1985:1 – 2008:2].....	pag. 40
4.3 Stima del secondo modello per il sottocampione [1985:1 – 2008:2].....	pag. 49
Capitolo 5:	
Conclusioni.....	pag. 57
Appendice tecnica.....	pag. 59

Introduzione

La crisi economica del 2008-2012 ha avuto avvio dai primi mesi del 2008 in tutto il mondo in seguito a una crisi di natura finanziaria scoppiata nell'estate del 2007 ed originatasi negli Stati Uniti con la crisi dei subprime. Tra i principali fattori della crisi figurano: alti prezzi delle materie prime (petrolio in primis), una crisi alimentare mondiale, un'elevata inflazione globale, la minaccia di una recessione in tutto il mondo e una crisi creditizia con conseguente crollo di fiducia dei mercati borsistici ^[1].

Alla crisi finanziaria scoppiata nell'agosto del 2007 sono seguite una recessione, iniziata nel secondo trimestre del 2008 e una grave crisi industriale, scoppiata nell'autunno dello stesso anno con il fallimento di Lehman Brothers il 15 settembre, che ha comportato una forte contrazione della produzione e degli ordinativi. Nel 2009 si è poi scatenata una crisi economica generalizzata caratterizzata da pesanti recessioni e vertiginosi crolli del Pil di numerosi paesi del mondo e in particolar modo del mondo occidentale.

Nel giugno dello stesso anno l'economia degli Stati Uniti d'America ha registrato il tasso di crescita minimo degli ultimi trent'anni e ancora ad oggi la crescita della produzione aggregata rimane lenta e il tasso di disoccupazione è superiore all' 8%.

Scott Baker (Stanford University), Nick Bloom (Stanford University, NBER e CEPR) e Steven J. Davis (Univ. of Chicago Booth School of Business, NBER, e AEI) in un loro studio del 2012 hanno cercato di motivare una tale debolezza della ripresa dalla crisi negli USA.

La loro analisi si è incentrata sulla verifica dell'ipotesi secondo la quale l'*incertezza* della politica economica ha giocato un ruolo chiave nell'ostacolare la ripresa accertando elevati livelli di questa negli ultimi anni e la sua influenza negativa sulle scelte di spesa, investimento e presa a prestito di famiglie e imprese statunitensi.

Quando non hanno certezze su tasse, costi della sanità e quadro delle regole, le imprese e i consumatori assumono infatti una posizione di prudenza. Fare errori su investimenti e assunzioni è costoso, perciò molte aziende aspettano momenti più tranquilli per espandersi. Se troppe aziende aspettano, la ripresa non decolla e bassi investimenti in beni capitali, nello sviluppo dei prodotti e nella formazione del personale indeboliscono la crescita di lungo periodo.

In Baker, Bloom, Davis (2012) viene proposto un indice mensile, opportunamente trimestralizzato nell'elaborato, che ha l'obiettivo di fornire una misura dell'incertezza della politica economica statunitense.

L'obiettivo di questa tesi è dunque quello di verificare la rilevanza dell'indicatore di incertezza della politica economica attraverso lo studio delle serie storiche dei dati macroeconomici relative al tasso di interesse nominale, al valore del tasso di crescita dell'output pro-capite e al valore del tasso di inflazione, sulla base della regola di Taylor.

Principale proposito è quello di analizzare l'evoluzione e la risposta della politica monetaria statunitense in risposta agli elevati tassi di incertezza politica accertati soprattutto negli ultimi anni.

Cap. 1:

La politica monetaria

La politica monetaria è l'insieme di strumenti e di interventi attraverso cui viene gestita l'offerta di moneta all'interno di un sistema economico, al fine di raggiungere gli obiettivi prefissati di politica economica.

Il principale obiettivo di politica economica è la crescita del benessere del sistema economico stesso, raggiungibile attraverso la stabilità dei prezzi. In un sistema economico, una bassa volatilità dei prezzi, consente, infatti, un'efficiente allocazione delle risorse e stimola gli investimenti fornendo così un contributo positivo alla crescita economica.

La banca centrale, l'autorità cui è affidata la gestione della politica monetaria, non può controllare direttamente il livello dei prezzi e pertanto è portata ad adottare una strategia di azione indiretta o attraverso il controllo degli aggregati monetari (strategia *monetary targeting*) o attraverso il perseguimento di un obiettivo di inflazione (strategia *inflation targeting*).

La strategia *monetary targeting* è fondata su una precisa teoria economica (Monetarista) secondo la quale le fluttuazioni dell'offerta di moneta siano responsabili delle più ampie fluttuazioni dell'economia e che una crescita lenta e costante dell'offerta di moneta porti alla stabilità del prodotto aggregato, dell'occupazione e dei prezzi.

Una strategia che persegua un tasso di crescita costante dell'offerta di moneta, tuttavia, stabilizza l'economia solo a patto che la velocità di circolazione della moneta rimanga costante e quindi non risulta un approccio efficace alla reazione a shock (es.: spostamento della domanda di moneta) che alterino tale parametro.

La strategia di tipo *inflation targeting* prevede che la Banca Centrale esprima il valore del tasso di inflazione che intende ottenere (obiettivo finale solitamente molto basso) e adegui l'offerta di moneta, attraverso periodiche modifiche al tasso di interesse, nel caso in cui l'inflazione effettiva si discosti dal tasso

obbiettivo. Una strategia di questo tipo consente alla politica monetaria la possibilità di adeguarsi a variazioni della velocità di circolazione della moneta e produce, quindi, una maggiore stabilità della produzione aggregata e del livello dei prezzi.

La politica monetaria è generalmente suddivisibile in due tipologie: politica dell'espansione che mira ad accrescere il quantitativo di moneta in circolazione all'interno del mercato solitamente per combattere la disoccupazione in una recessione causata da tassi di interesse elevati e politica di contrazione che, al contrario, è volta a diminuire il totale della moneta circolante con lo scopo di rilanciare i tassi di interesse per combattere l'inflazione o le fluttuazioni del ciclo economico.

Le Banche centrali, cui è affidata la gestione della politica monetaria attraverso l'utilizzo di due strumenti quali la base monetaria e il tasso di interesse, agiscono principalmente attraverso operazioni di mercato aperto. Tali operazioni consistono nella compravendita di titoli di stato che modificano il volume della base monetaria e il livello tassi di interesse a brevissimo termine. A loro volta le modifiche dei tassi a breve si trasmettono ai tassi a più lungo termine e ai tassi bancari sui prestiti e sui depositi dei clienti finendo così con l'influenzare il livello dell'attività economica.

Negli Stati Uniti la politica monetaria è delegata alla Federal Reserve ed in particolare al Federal Open Market Committee, la cui nomina è decisa dal presidente degli Stati Uniti e ratificata dal Congresso e dai presidenti delle Federal Reserve regionali.

Strumenti principali attraverso cui la banca centrale statunitense controlla l'offerta di moneta sono, appunto, le operazioni di mercato aperto: operazioni di acquisto o vendita dei titoli del debito pubblico.

Nello specifico la Federal Reserve, se desidera aumentare l'offerta di moneta, utilizza una parte della moneta che detiene per acquistare titoli di stato dal

pubblico aumentando così la quantità di moneta in circolazione e viceversa, se desidera ridurre l'offerta di moneta, vende parte dei titoli del debito pubblico che detiene nel proprio portfolio sottraendo moneta dalla disponibilità del pubblico e conseguentemente diminuendo la quantità di moneta in circolazione.

Cap. 2:

La Regola di Taylor

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

La regola ha particolare importanza perché consiste in una relazione matematica che lega alcune variabili economiche, quali inflazione e Prodotto Interno Lordo, a uno strumento di politica monetaria, il tasso di interesse nominale, consentendo di rappresentare il comportamento di molte banche centrali come FED (Federal Reserve System) e BCE (Banca Centrale Europea).

Il tasso di interesse nominale è infatti il principale strumento di politica monetaria con cui la banca centrale gestisce l'economia di una nazione, essendo il tasso che deve esserle corrisposto dalle altre banche per accedere al mercato interbancario.

La difficoltà maggiore per una banca centrale consiste appunto nella determinazione del valore di tale tasso ufficiale. In generale, se l'inflazione comincia ad aumentare, anche il tasso di interesse ufficiale deve aumentare, al fine di ridurre l'offerta di moneta e quindi investimenti, reddito, occupazione e tasso di inflazione. Quando invece l'attività economica risulta rallentata, il tasso di interesse ufficiale deve diminuire, portando ad avere un aumento dell'offerta di moneta e, quindi, un nuovo slancio a investimenti, reddito e occupazione.

Nello specifico la regola di Taylor indica il livello a cui dovrebbe essere fissato il tasso di interesse nominale ufficiale di breve periodo da parte dell'autorità monetaria in funzione del valore del tasso di inflazione e del differenziale del PIL ($\text{output gap} = \text{PIL reale} - \text{PIL potenziale}$).

La regola di Taylor può essere così formalizzata:

$$i_t = r_t^* + \alpha(\pi_t - \pi_t^*) + \beta(y_t - \bar{y}_t)$$

Dove:

- i_t è il tasso di interesse nominale di breve periodo applicato dalla banca centrale;
- π_t è il tasso di inflazione, corretto con il deflatore del PIL;
- π_t^* è il tasso desiderato d'inflazione;
- r_t^* il tasso di interesse reale di equilibrio;
- y_t è il logaritmo del PIL reale;
- \bar{y}_t è il logaritmo del PIL potenziale.

In questa equazione sia α che β dovrebbero essere positivi (nel 1993 Taylor propose come regola approssimativa $\alpha = \beta = 0,5$), cosicché, nel caso in cui il tasso di inflazione sia superiore a quello obiettivo o il livello dell'output sia al di sopra del livello di piena occupazione, la regola raccomandi un tasso di interesse nominale ufficiale relativamente alto (ottenibile attraverso una politica monetaria restrittiva) al fine di ridurre la pressione inflazionistica. Al contrario, la regola raccomanda un tasso di interesse nominale ufficiale relativamente basso (ottenibile attraverso una politica monetaria espansiva) nella situazione opposta, al fine di stimolare la produzione. A volte, tuttavia, gli obiettivi di politica monetaria possono essere in conflitto: è il caso di presenza di stagflazione, ossia quando l'inflazione è al di sopra il suo tasso obiettivo mentre la produzione è al di sotto del livello di piena occupazione. In una tale situazione, una regola di Taylor specifica i pesi relativi dati a ridurre l'inflazione rispetto a aumentare la produzione.

In questa tesi si è fatto riferimento a una versione esemplificata della regola di

Taylor andando a modificare l'equazione al fine di isolare le variabili di interesse per le quali si è proceduto all'analisi delle relative serie dei dati e incorporare i termini costanti, rappresentativi degli obiettivi di inflazione e dei livelli potenziali di output, nella costante c .

In particolare:

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

Dove:

- i_t è il tasso di interesse nominale di breve periodo applicato ufficialmente dalla banca centrale (FFR);
- π_t è il tasso di inflazione, calcolato con il deflatore del PIL;
- y_t è tasso di crescita dell'output pro-capite;
- c è una costante.

Si è poi inserita la variabile inc_t , che rappresenta il valore assunto dall'indice di incertezza della politica economica calcolato da Scott Baker, Nick Bloom e Steven J. Davis, per valutarne significatività e effetto sugli indicatori di politica monetaria utilizzati.

$$i_t = c + \alpha\pi_t + \beta y_t + \delta inc_t$$

Cap. 3:

Definizione delle variabili e analisi preliminare

Le serie storiche a cadenza trimestrale utilizzate nell'analisi si riferiscono alle seguenti grandezze macroeconomiche statunitensi:

- $i_t \Rightarrow$ Tasso di interesse nominale (FFR)
- $\pi_t \Rightarrow$ Tasso di inflazione
- $y_t \Rightarrow$ Tasso di crescita dell'output pro-capite

Il campione di riferimento va dal terzo trimestre 1954 al terzo trimestre del 2010 e il software a cui si è fatto ricorso per lo svolgimento delle analisi è Gretl, di largo utilizzo nella modellazione e studio di serie temporali sia economiche che finanziarie.

Si è considerata poi la serie relativa all'indice di incertezza politica elaborato da Scott Baker, Nick Bloom e Steven J. Davis (inc_t) a cadenza mensile opportunamente trimestralizzato per il campione (terzo trimestre 1954 – terzo trimestre 2010).

3.1

Tasso di interesse nominale

Il tasso di interesse nominale è il tasso applicato in un atto o in un contratto di prestito e corrisponde al costo teorico sostenuto da chi prende a prestito del denaro e al rendimento teorico che spetta a chi lo presta.

I dati presi in esame si riferiscono al tasso di interesse nominale i_t fissato dalla Federal Reserve, la banca centrale degli Stati Uniti d'America, perciò anche definito Federal Funds Rate (FFR).

La Federal Reserve, fondata nel 1913 per fornire alla Nazione un sistema

monetario e finanziario più flessibile e più stabile, è costituita da una agenzia governativa centrale, il Board of Governor of the Federal Reserve System, con sede nella capitale Washington D.C. e composto da 7 governatori nominati dal Presidente degli Stati Uniti, e da dodici Federal Reserve Bank regionali.

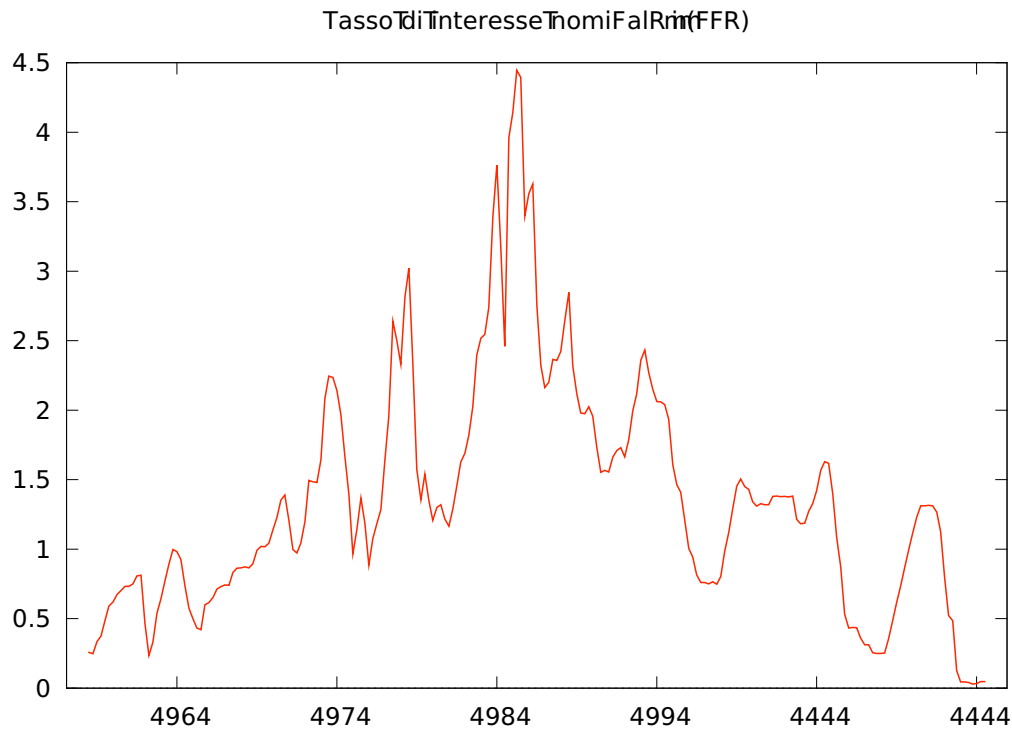
Cinque delegati di ciascuna Reserve Banks regionale assieme ai 7 membri del Board of Governors formano il FOMC (Federal Open Market Committee).

Le principali attività svolte dalla Federal Reserve sono:

- stabilire la politica monetaria nazionale influenzando la quantità di moneta in circolazione e le condizioni creditizie dell'economia, al fine di perseguire il massimo impiego, la stabilità dei prezzi e moderati tassi di interesse a lungo termine;
- supervisionare e regolare le istituzioni bancarie per assicurarne la sicurezza e la stabilità del sistema bancario e finanziario nazionale e proteggere i diritti dei consumatori;
- mantenere la stabilità del sistema finanziario e contenere il rischio sistemico che può nascere nei mercati finanziari;
- fornire servizi di tesoreria per le istituzioni depositanti, il governo degli Stati Uniti ed istituzioni ufficiali straniere, inclusa la supervisione del sistema dei pagamenti nazionale.

Il Federal Funds Rate è il tasso di interesse che le banche devono corrispondere alla Federal Reserve per accedere a fondi nel mercato interbancario. Questo interesse americano di base è determinato dal mercato e non è fissato esplicitamente dalla Federal Reserve. Sottraendo o aggiungendo del denaro all'offerta di moneta, la Federal Reserve cerca di allineare il Federal Funds Rate al tasso di interesse prefissato. La variazione del tasso di base a seguito della politica monetaria della Federal Reserve in generale influenza l'entità dell'interesse di diversi prodotti come ipoteche, prestiti e tassi di risparmio.

La serie storica relativa al tasso di interesse nominale i_t per il campione relativo a [terzo trimestre 1954 – terzo trimestre 2010] viene così rappresentata:



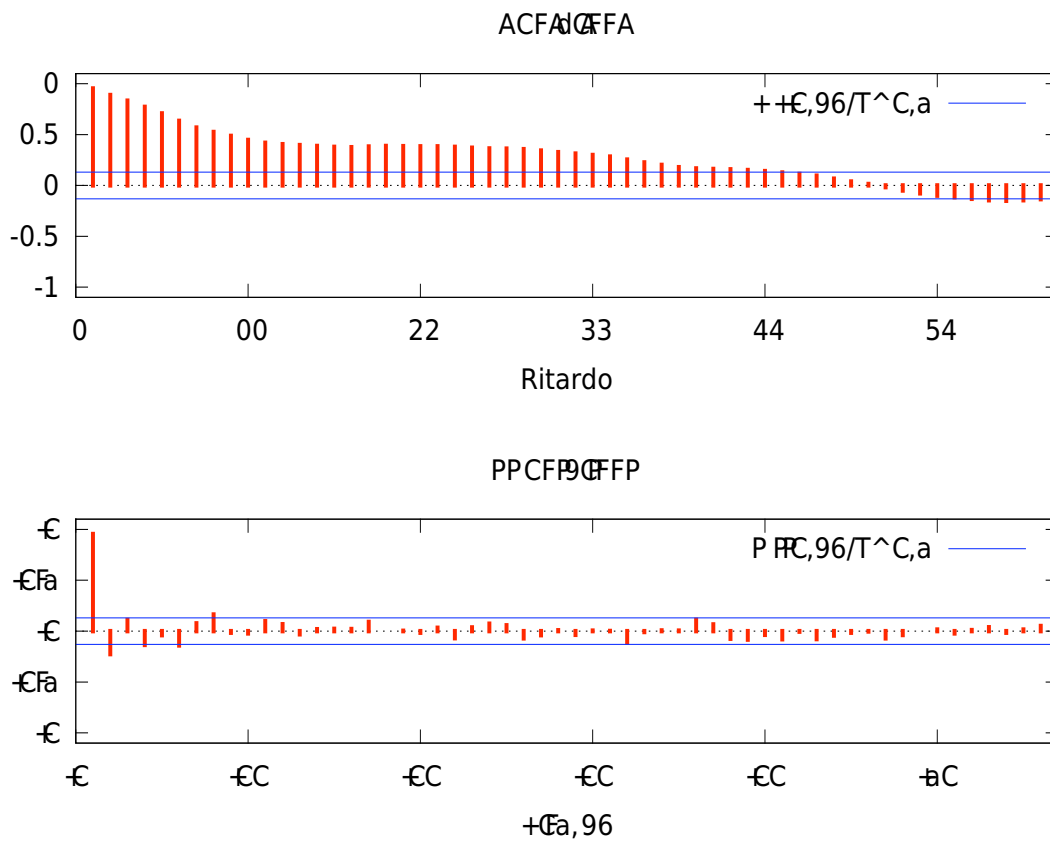
Statistiche descrittive, usando le osservazioni 1954:3 - 2010:3 per la variabile 'FFR' (225 osservazioni valide)

Media	1,3628
Mediana	1,2850
Minimo	0,030000 in corrispondenza del quarto trimestre 2009
Massimo	4,4450 in corrispondenza del secondo trimestre 1981
Scarto quadratico medio	0,84854
Coeff. di variazione	0,62263
Asimmetria	1,0661
Curtosi	1,4781

La serie storica appare caratterizzata da un trend crescente fino al picco massimo

raggiunto in corrispondenza del secondo trimestre 1981 e decrescente successivamente.

Analizzando i correlogrammi riportati di seguito si ha una conferma della non stazionarietà in media della serie storica con una funzione di autocorrelazione globale che decade lentamente a zero rimanendo significativa fino al ritardo 42 e dal 51-esimo ritardo in poi.



3.2

Tasso di inflazione

L'inflazione è il processo per cui un generale e continuo aumento dei prezzi dei beni e servizi in un determinato intervallo di tempo provoca una diminuzione del potere d'acquisto della moneta e quindi l'impossibilità per famiglie e aziende di acquistare, in periodi successivi, uno stesso paniere di beni con uno stesso

quantitativo di moneta.

Diverse sono le possibili cause dell'inflazione e le conseguenti manovre di politica monetaria messe in atto dalle banche centrali.

In periodi di espansione economica si verifica un aumento della domanda aggregata che porta ad un aumento generale dei prezzi portando quindi le banche centrali a variare la quantità di moneta circolante al fine di mantener costante l'inflazione (politiche monetarie restrittive).

Al contrario, in periodi di recessione, si verifica un calo della domanda aggregata con conseguente decremento dei prezzi (deflazione) e quindi le banche centrali mettono in atto politiche monetarie espansive.

Altre possibili cause di aumento dell'inflazione sono la crescita dei prezzi dei beni importati, l'incremento del costo dei fattori produttivi e dei beni intermedi, in seguito all'aumento della relativa domanda o per svariate ragioni.

Il tasso di inflazione può essere misurato attraverso l'indice dei prezzi al consumo (IPC) o attraverso il deflatore dei prezzi implicito nel PIL.

L'IPC, calcolato negli Stati Uniti dal Bureau Labor Statistics, è un indice che rappresenta il livello generale dei prezzi e si definisce come il prezzo relativo di un determinato paniere di beni e servizi, acquistato da un consumatore medio, rispetto al prezzo dello stesso paniere nell'anno base.

Il deflatore dei prezzi implicito nel PIL rappresenta un'altra misura del livello generale dei prezzi in un sistema economico e si definisce come il rapporto tra il valore monetario corrente della produzione aggregata dell'economia (PIL nominale) e il valore monetario della produzione aggregata calcolato a prezzi costanti (PIL reale). Il deflatore dei prezzi implicito nel PIL misura quindi il prezzo della produzione aggregata in rapporto ai prezzi dell'anno base.

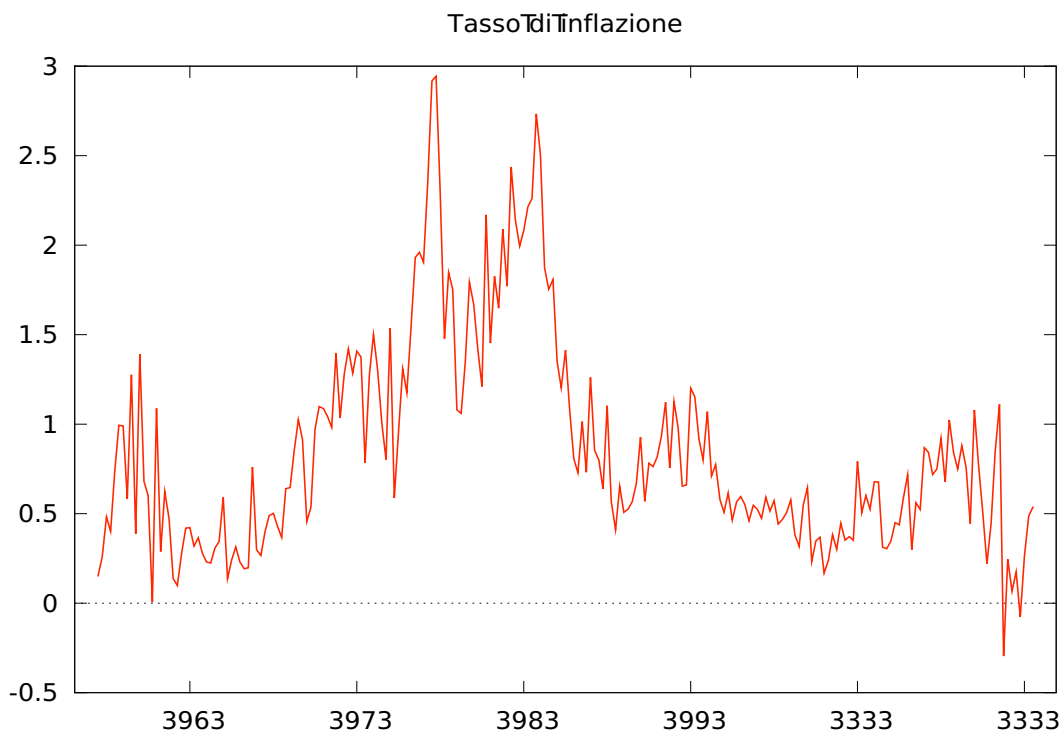
I due metodi di calcolo portano alla computazione di due diverse misure di inflazione per tre motivi:

- Il deflatore del PIL misura il livello dei prezzi di tutti i beni e servizi

prodotti nell'economia, mentre per l'IPC il riferimento è ai soli beni e servizi acquistati dai consumatori (restano escluse imprese e amministrazioni pubbliche);

- Il deflatore del PIL comprende solo beni e servizi prodotti all'interno dei confini nazionali (il valore di beni e servizi importati non rientra nel computo del PIL);
- L'IPC assegna peso fisso a prezzi di beni differenti (IPC calcolato su panieri fissi di beni \Rightarrow indice di Laspeyres) mentre il deflatore del PIL assegna prezzi variabili (il deflatore del PIL fa variare la composizione del paniere in funzione della variazione della composizione del PIL \Rightarrow indice di Paasche).

La serie storica relativa al tasso di inflazione π_t , calcolato con il deflatore del PIL, per il campione relativo a [terzo trimestre 1954 – terzo trimestre 2010] viene così rappresentata:

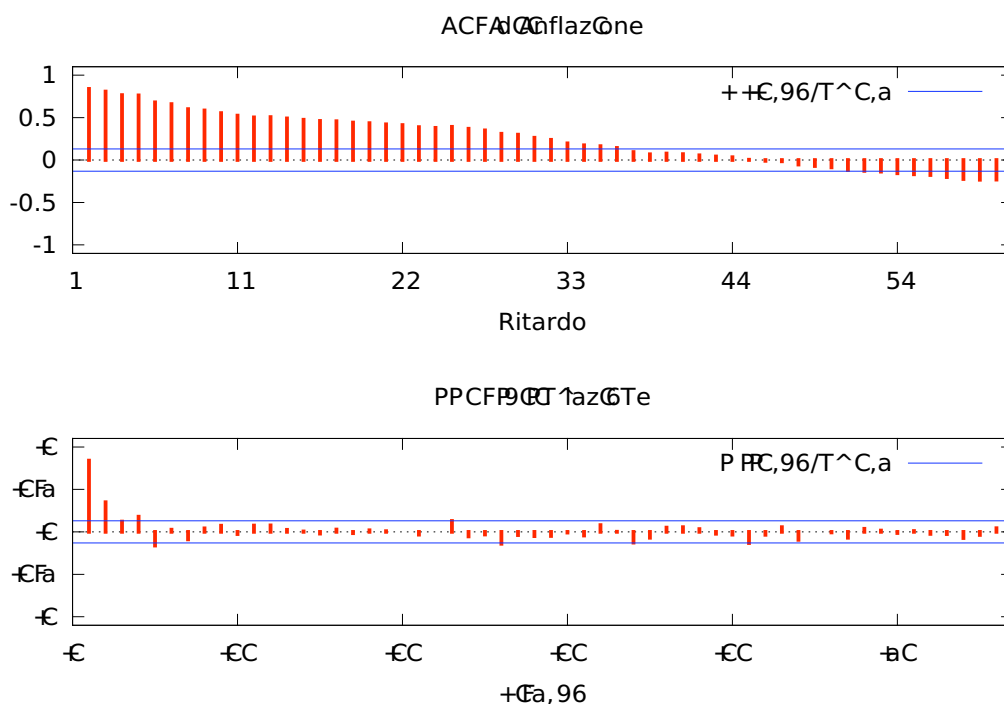


Statistiche descrittive, usando le osservazioni 1954:3 - 2010:3
per la variabile 'infl' (225 osservazioni valide)

Media	0,85329	
Mediana	0,67809	
Minimo	-0,29531	in corrispondenza del quarto trimestre 2008
Massimo	2,9441	in corrispondenza del quarto trimestre 1978
Scarto quadratico medio	0,59055	
Coeff. di variazione	0,69209	
Asimmetria	1,2014	
Curtosi	1,2539	

Analizzando il grafico della serie storica si nota come il tasso di inflazione sia stata caratterizzata da un trend crescente fino ai primi anni '80 per poi decrescere velocemente e assumere una tendenza di fondo pressoché costante con una variabilità più contenuta rispetto al periodo precedente.

L'analisi grafica delle funzioni di autocorrelazione globale e parziale corrobora l'ipotesi di non stazionarietà del processo in media e varianza.



L'autocorrelazione globale, molto vicina a uno al primo ritardo, decade lentamente a zero rimanendo significativa fino al ritardo 33 e riprendendo a essere significativa dal ritardo 47.

3.3

Tasso di crescita dell'output pro-capite

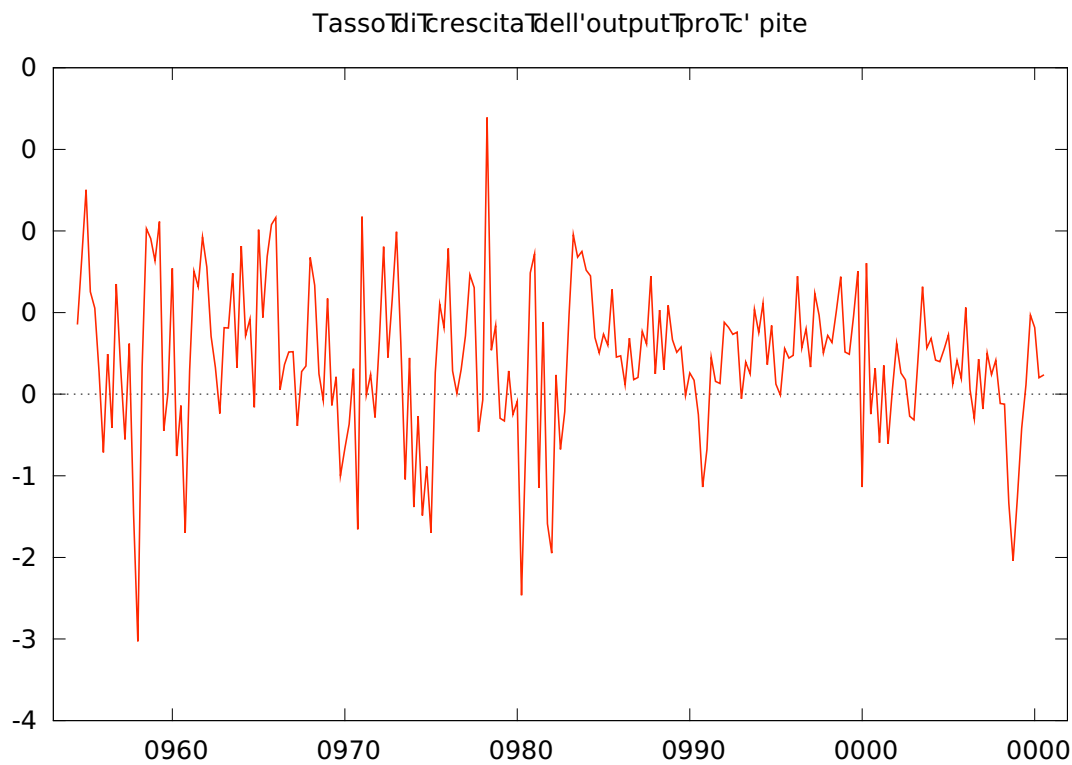
Il Prodotto Interno Lordo (output) è il valore di mercato di tutti i beni finali e dei servizi prodotti all'interno di un'economia in un dato arco temporale o, alternativamente, si definisce come il valore aggiunto che scaturisce dalle attività produttive di tutte le imprese presenti nel sistema economico, considerato un determinato arco temporale.

Il PIL è misurato al fine di avere un indicatore del benessere di una nazione. A tale scopo non si fa riferimento al PIL nominale, calcolato cioè a prezzi correnti, ma al PIL reale, che misura il valore dei beni e dei servizi a prezzi costanti rispetto a un anno preso come base.

Nello svolgimento della tesi si è preso in considerazione il tasso di crescita dell'output pro-capite, indicato con y_t , ottenuto come differenza tra i valori del PIL reale pro-capite di trimestri successivi.

La misura dell'output pro-capite è ottenuta dal rapporto tra la produzione aggregata misurata dal GDP (Gross Domestic Product) e il valore della popolazione civile non istituzionale rilevata in corrispondenza del trimestre di riferimento.

La serie storica relativa al tasso di crescita dell'output pro-capite y_t per il campione relativo a [terzo trimestre 1954 – terzo trimestre 2010] viene così rappresentata:

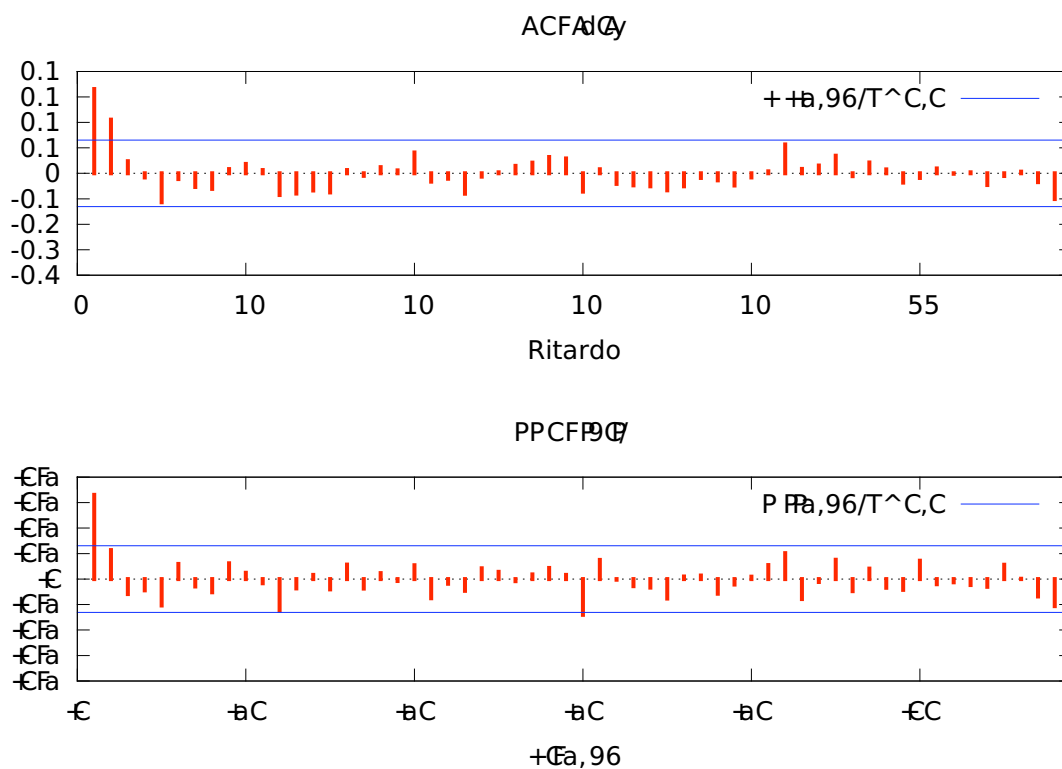


Statistiche descrittive, usando le osservazioni 1954:3 - 2010:3
per la variabile 'PIL' (225 osservazioni valide)

Media	0,42632	
Mediana	0,44431	
Minimo	-3,0288	in corrispondenza del primo trimestre 1958
Massimo	3,3902	in corrispondenza del secondo trimestre 1978
Scarto quadratico medio	0,92571	
Coeff. di variazione	2,1714	
Asimmetria	-0,42985	
Curtosi	1,1446	

Ad una prima analisi grafica la serie storica relativa alla tasso di crescita dell'output pro-capite sembra essere stazionaria in media ossia sembra non esserci una marcata tendenza di fondo della serie che tuttavia appare caratterizzata da una spiccata variabilità, soprattutto nel periodo antecedente i primi anni '80.

Una conferma a questa ipotesi deriva dall'analisi dei correlogrammi: sia l'autocorrelazione globale sia l'autocorrelazione parziale decadono velocemente a zero rimanendo significative per soli due ritardi.



3.4

Indice di incertezza politica

L'indice mensile di incertezza politica, elaborato da Scott Baker, Nick Bloom e Steven J. Davis (inc_t), è stato costruito utilizzando tre tipi di informazioni: la

frequenza mensile degli articoli di giornale che fanno riferimento all'incertezza economica e al ruolo della politica, il numero di disposizioni federali in materia fiscale con scadenza programmata e la misura del disaccordo fra le previsioni economiche riguardo all'inflazione attesa e agli acquisti di beni e servizi da parte del governo.

Le informazioni relative a questi aspetti sono state sintetizzate attraverso la costruzione di indici individuali successivamente aggregati come componenti dell'indice complessivo di incertezza politica.

Indice basato sulle notizie di cronaca

La costruzione dell'indice basato sulle notizie di cronaca (proxy per il livello di incertezza politica) si fonda sull'idea per cui una più alta frequenza degli articoli di giornale riguardanti l'incertezza della politica economica rifletta un maggior livello di questa con cui devono confrontarsi famiglie e imprese.

La popolazione di riferimento per la costruzione della proxy è rappresentata da 10 giornali statunitensi: Wall Street Journal, New York Times, Washington post, USA Today, Chicago Tribune, Boston Globe; San Francisco Chronicle, Los Angeles Times, Miami Herald e Dallas Morning News.

Per ciascuna testata è stata condotta una ricerca automatizzata di tutti gli articoli, a partire da gennaio del 1985, che contenessero almeno un termine da ciascuno di tre insiemi considerati:

- economy, economic;
- uncertain, uncertainty;
- policy, regulation, "Federal Reserve", tax, spend, budget, deficit.

Il conteggio grezzo degli articoli aventi un riscontro in tale criterio di ricerca così ottenuto è stato poi scalato per il numero degli articoli relativi allo stesso giornale che contenevano la parola "oggi". Combinando infine i conteggi scalati ottenuti per ciascuna delle dieci testate è stato ottenuto l'indice mensile

dell'incertezza della politica economica basato sulle notizie di cronaca.

In seguito l'indicatore così ottenuto è stato sottoposto a un controllo di robustezza, confrontandolo con un indice analogo ottenuto utilizzando però come popolazione di riferimento le notizie riportate da Google News, che raccoglie informazioni da centinaia di giornali e fonti online (ampia copertura ma di difficile controllo\verifica), e ottenendo un indice di correlazione pari a 0,76.

Per avvalorare l'approccio basato sulle notizie di cronaca, utilizzato per la costruzione dell'indice, sono stati condotti dei controlli incrociati.

Lo stesso approccio è stato utilizzato per costruire un indice relativo all'incertezza per il prezzo dei titoli di stato, con un'ovvia modifica agli insiemi di termini di riferimento:

- economy, economic;
- uncertain, uncertainty;
- stock market, stock price, equity price.

L'indice così ottenuto è stato confrontato con l'andamento del VIX (the Chicago Board of Options Exchange Index of implied volatility in the S&P500 stock price index) ottenendo, dati gli esiti positivi, un'ulteriore conferma alla validità dell'approccio usato e della proxy costruita per l'incertezza politica.

Indice basato sulle disposizioni federali in materia fiscale con scadenza programmata

Una seconda componente dell'indice complessivo sfrutta i dati relativi al numero di disposizioni federali in materia fiscale con scadenza programmata. Gran parte di questi provvedimenti creano incertezza per le aziende e le famiglie in quanto di validità temporanea e frequentemente estesi o modificati dal Congresso in relazione agli sviluppi politici.

Per quantificare la frequenza delle disposizioni federali in materia fiscale con

scadenza programmata è stato fatto riferimento ai report prodotti dal Congressional Budget Office (CBO) che, pubblicati con cadenza annuale, elencano le disposizioni federali in materia fiscale con scadenza programmata nei successivi dieci anni dalla data di pubblicazione e forniscono dati relativi alle previsioni di entrate.

Usando questi dati è stata costruita una somma scontata delle scadenze future del codice fiscale espresse in dollari che viene assunta come componente dell'indice generale dell'incertezza della politica economica.

Questa componente si caratterizza per una rapida crescita nel corso dell'ultimo decennio ed in particolare, per il 2011, mostra come il volume, espresso in dollari, delle disposizioni in materia fiscale con scadenza programmata nel futuro sia circa cinque volte più grande rispetto ai dati relativi a fine anni '90.

L'analisi condotta sulle disposizioni federali in materia fiscale con scadenza programmata mostra quindi come il sistema federale fiscale sia diventata una sempre più importante fonte di incertezza per aziende e famiglie.

Indice del disaccordo fra le previsioni economiche riguardo: inflazione attesa e acquisti di beni e servizi da parte del governo

La terza componente considera il disaccordo tra i previsori economici registrato dalla Federal Reserve di Philadelphia ogni trimestre tramite intervista a campione di circa 50 previsori professionisti. Separatamente è valutato il disaccordo delle previsioni per i quattro trimestri successivi riguardo: l'indice dei prezzi al consumo come misura dell'inflazione trimestrale, il livello degli acquisti di beni e servizi da parte del governo federale e in seconda istanza statale/locale.

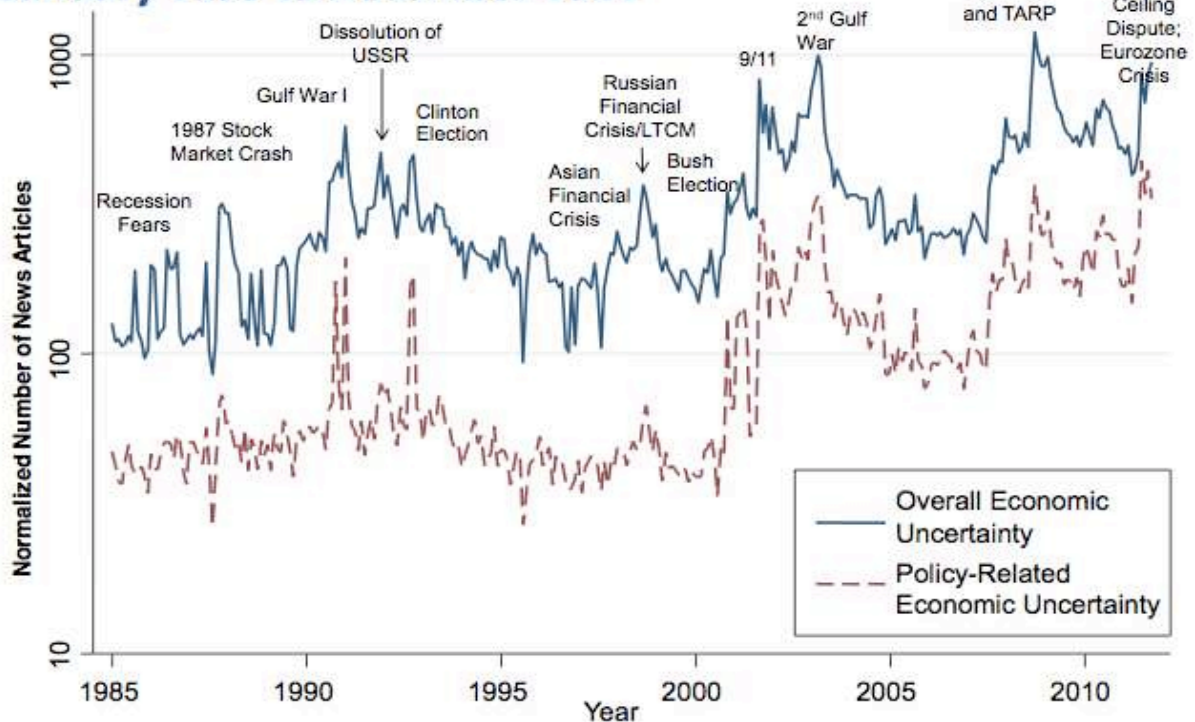
Una più spiccata differenza tra previsioni risulta essere indice di una maggiore varietà di opinioni e quindi di una maggiore incertezza riguardo agli avvenimenti futuri. Al contrario, piccole differenze tra le previsioni indicano un

minor tasso di incertezza.

Per fornire la misura del disaccordo è calcolato lo scarto interquartile delle previsioni mensili, effettuate dai 50 previsori costituenti il campione di osservazione, per i quattro trimestri successivi.

L'approccio utilizzato per costruire la prima componente è stato sfruttato da Scott Baker, Nick Bloom e Steven J. Davis per quantificare la misura in cui l'incertezza politica è responsabile dell'incertezza complessiva che affligge l'economia.

**Figure 2: Policy Uncertainty and Overall Economic Uncertainty
January 1985 to December 2011**



Notes: The index of overall economic uncertainty is a scaled count of Google News articles that refer to the economy and uncertainty. The index of policy-related uncertainty is a scaled count of Google News articles that refer to the economy, uncertainty and policy. See text for details.

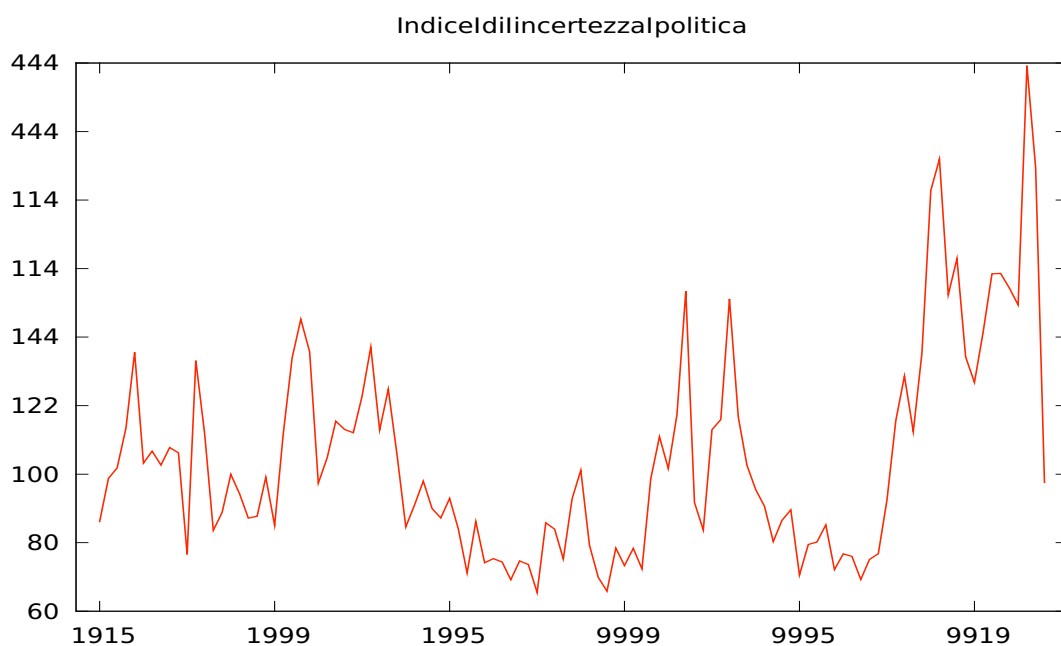
Il grafico mostra come la gran parte degli articoli dal 1985 al 2000 menzionino l'incertezza economica ma non facciano alcun riferimento alla politica (divario linea tratteggiata - linea continua). Viceversa, a partire dal 2001, appare chiaro come l'indice di incertezza economica complessiva e quello dell'incertezza economica legata alla politica si muovano insieme andando a corroborare

l'ipotesi per cui gli accadimenti legati alla politica negli ultimi anni siano diventati una sempre più importante fonte di incertezza economica.

In quest'ottica, Scott Baker, Nick Bloom e Steven J. Davis hanno utilizzato l'approccio basato sulle notizie di cronaca, con riferimento agli articoli provenienti da Google News e un opportuno affinamento del criterio di ricerca, per determinare quali aspetti della politica siano le fonti più importanti dell'incertezza economica, giungendo alla conclusione che, specialmente nel 2010/2011, gli accadimenti relativi a tasse e politica monetaria sono responsabili per un più alto livello di questa.

Le componenti così costruite sono aggregate assegnando un peso pari al 50% all'indice basato sulle notizie di cronaca e un ugual peso all'indice basato sulle disposizioni federali in materia fiscale con scadenza programmata e all'indice del disaccordo fra le previsioni economiche riguardo inflazione attesa e acquisti di beni e servizi da parte del governo.

La serie storica relativa all'indice di incertezza politica inc_t , per il campione relativo a [primo trimestre 1985 – secondo trimestre 2012] viene così rappresentata:



Statistiche descrittive, usando le osservazioni 1985:1 - 2012:1
per la variabile 'Inc_Politica' (109 osservazioni valide)

Media	104,54	
Mediana	97,974	
Minimo	65,477	in corrispondenza del terzo trimestre 1997
Massimo	219,21	in corrispondenza del terzo trimestre 2011
Scarto quadratico medio	30,397	
Coeff. di variazione	0,29076	
Asimmetria	1,2490	
Curtosi	1,5356	

L'andamento della serie relativa all'indice di incertezza politica sembra rimanere costante in media fino al 2008 (presentando tuttavia una spiccata variabilità) per poi caratterizzarsi di un trend crescente nell'ultimo periodo di analisi del campione corrispondente agli anni in cui la crisi economica generalizzata ha dilagato in tutto il mondo occidentale.

Stima dei modelli

In questo capitolo sono presentati i modelli di regressione lineare stimati sulla base della regola di Taylor.

Il software utilizzato per modellare le serie dei dati è Gretl e il metodo impiegato per la stima dei coefficienti delle componenti è quello dei minimi quadrati ordinari (OLS – Ordinary Least Squares).

Le proprietà statistiche degli stimatori OLS sono determinate dalle assunzioni fatte sulla parte stocastica (casuale) del modello ε_t .

In particolare ε_t è la componente di errore che si ipotizza essere un *white noise* con distribuzione Normale caratterizzata da :

- $E(\varepsilon_t) = 0 \quad \forall t$;
- $\text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2 \quad \forall t$;
- $\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0 \quad \forall t \neq s$ (ipotesi di in correlazione seriale del termine di errore).

Quando le assunzioni fatte sulla componente d'errore sono vere, le stime dei coefficienti ottenute con il metodo OLS godono delle proprietà di:

- Consistenza: la probabilità che la stima OLS $\hat{\beta}_i$ disti dal valore vero β_i per più di una costante positiva arbitraria K converge a zero al crescere della numerosità del campione (in formule $\lim_{n \rightarrow \infty} \Pr\left\{|\hat{\beta}_i - \beta_i| > K\right\} = 0 \quad \forall K > 0$);
- Correttezza: $E(\hat{\beta}_i) = \beta_i$;
- Efficienza: non esiste alcuno stimatore corretto $\tilde{\beta}_i$ che abbia varianza più piccola dello stimatore OLS (in formule $\text{Var}(\hat{\beta}_i) \leq \text{Var}(\tilde{\beta}_i)$);
- Normalità: condizionatamente ai valori assunti dai regressori, la distribuzione dello stimatore OLS è normale multivariata.

Lavorando su serie storiche riferite a dati reali, alcune delle ipotesi classiche

formulate possono non essere più valide. Si rende quindi necessaria una verifica di queste attraverso un'analisi della componente di errore stimata tenendo conto delle conseguenze possibili sulle stime OLS dei coefficienti e degli eventuali rimedi adottabili.

Quando la varianza dell'errore non è costante per tutte le osservazioni, gli stimatori OLS non sono più efficienti, gli errori standard degli stimatori sono stimati in maniera impropria (non sono consistenti) e, quindi, anche le statistiche t e i relativi p -values sono imprecisi.

Il test implementato da Gretl per la verifica della violazione di tale ipotesi utilizzato nell'elaborato è il *test di omoschedasticità di White* (cfr. appendice tecnica).

Se, invece, $\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) \neq 0 \quad \forall t \neq s$ è violata l'ipotesi di indipendenza seriale della componente d'errore e gli stimatori OLS perdono correttezza ed efficienza e i loro errori standard non sono più consistenti.

Per verificare la presenza di correlazione seriale tra i residui del modello è possibile:

- Analizzare il grafico dei correlogrammi (funzione di autocorrelazione globale ACF) della serie dei residui stimati e considerare i risultati della statistica test di Ljung-Box ad assi riferita;
- Utilizzare il test di correlazione seriale LM.

Nel caso in cui vengano accertate tali violazioni si procede alla correzione del modello attraverso l'introduzione di un numero sufficiente di ritardi della variabile dipendente tra i regressori considerati e attraverso l'implementazione della correzione o di White (per il calcolo della matrice di varianza e covarianza robusta rispetto all'eteroschedasticità HC1) o di Newey West (per il calcolo della matrice di varianza e covarianza corretta rispetto sia alla presenza di eventuale eteroschedasticità, sia rispetto alla presenza di correlazione seriale dei residui HAC).

Stima del primo modello

Il primo modello stimato consiste in una verifica dell'applicabilità della regola di Taylor alle serie di dati disponibili.

Nello specifico il modello è formalizzato come segue:

$$i_t = c + \alpha\pi_t + \beta y_t + \varepsilon_t$$

Dove:

- i_t è il tasso di interesse nominale di breve periodo applicato ufficialmente dalla banca centrale (FFR);
- π_t è il tasso di inflazione, calcolato con il deflatore del PIL;
- y_t è tasso di crescita dell'output pro-capite;
- c è una costante;
- ε_t è la componente di errore.

Il massimo comune campione per le tre serie storiche dei dati disponibili è il campione che va dal terzo trimestre 1954 al terzo trimestre 2010.

Il modello stimato è riassunto dai seguenti output di Gretl:

Modello 1: OLS, usando le osservazioni 1954:4-2010:3 (T = 224)

Variabile dipendente: FFR

Errori standard HAC, larghezza di banda 4 (Kernel di Bartlett)

	Coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value
const	-0,0524473	0,0337877	-1,552	0,1220
infl	0,144703	0,0571157	2,533	0,0120 **

y	0,0855500	0,0206260	4,148	4,80e-05 ***
FFR_1	0,920566	0,0228772	40,24	2,06e-103 ***
Media var. dipendente	1,367757	SQM var. dipendente		0,847194
Somma quadr. residui	9,753897	E.S. della regressione		0,210561
R-quadro	0,939059	R-quadro corretto		0,938228
F(3, 220)	1014,165	P-value(F)		1,7e-128
Log-verosimiglianza	33,16343	Criterio di Akaike		-58,32686
Criterio di Schwarz	-44,68028	Hannan-Quinn		-52,81843
rho	0,137955	Valore h di Durbin		2,191987

Note: SQM = scarto quadratico medio; E.S. = errore standard

Da una prima analisi è subito apparsa necessaria l'aggiunta tra i regressori di un ritardo della variabile dipendente per cercare di ovviare alla presenza di autocorrelazione del termine di errore e si è utilizzata la correzione di Newey-West (matrice di varianza e covarianza HAC - Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent) per ottenere errori standard delle stime robusti rispetto all'eventuale eteroschedasticità e alla autocorrelazione del termine d'errore.

Il modello così stimato, cui fa riferimento l'output sopra riportato, è formalizzabile come segue:

$$i_t = c + \alpha\pi_t + \beta y_t + \gamma i_{t-1} + \varepsilon_t$$

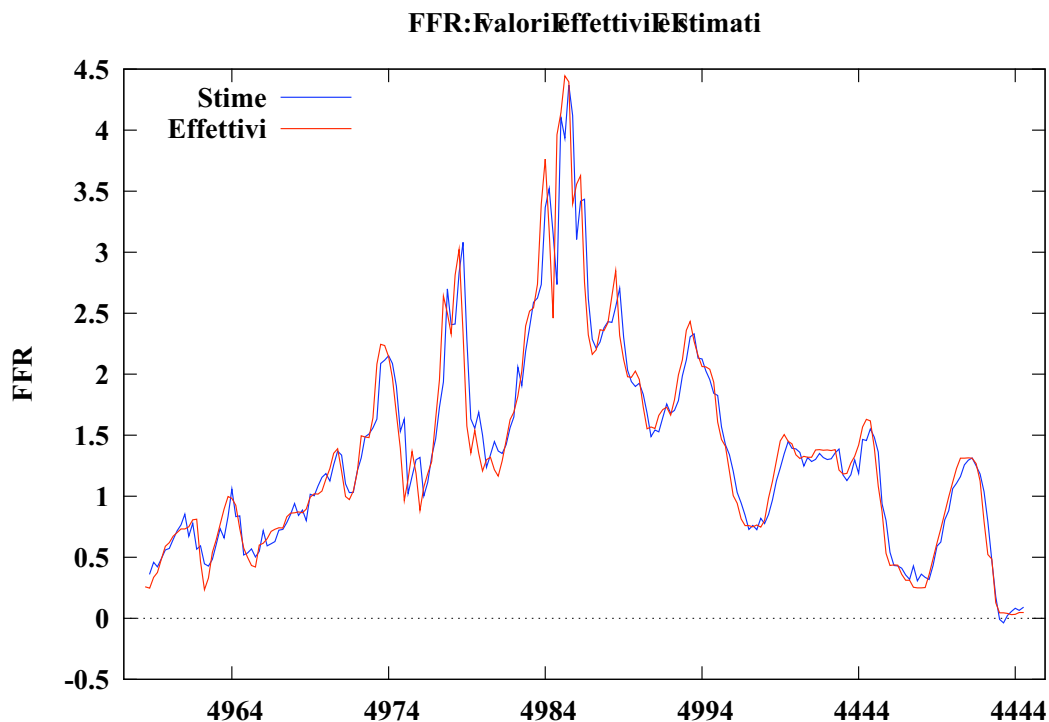
Osservando l'output di Gretl per tale modello si nota come tutti i coefficienti, tranne l'intercetta (costante c), risultino altamente significativi. In particolare sia il coefficiente relativo al tasso di inflazione al tempo t , sia il coefficiente relativo al tasso di crescita dell'output pro-capite al tempo t risultano avere un effetto positivo sul tasso di interesse nominale al tempo t (FFR): un aumento di una

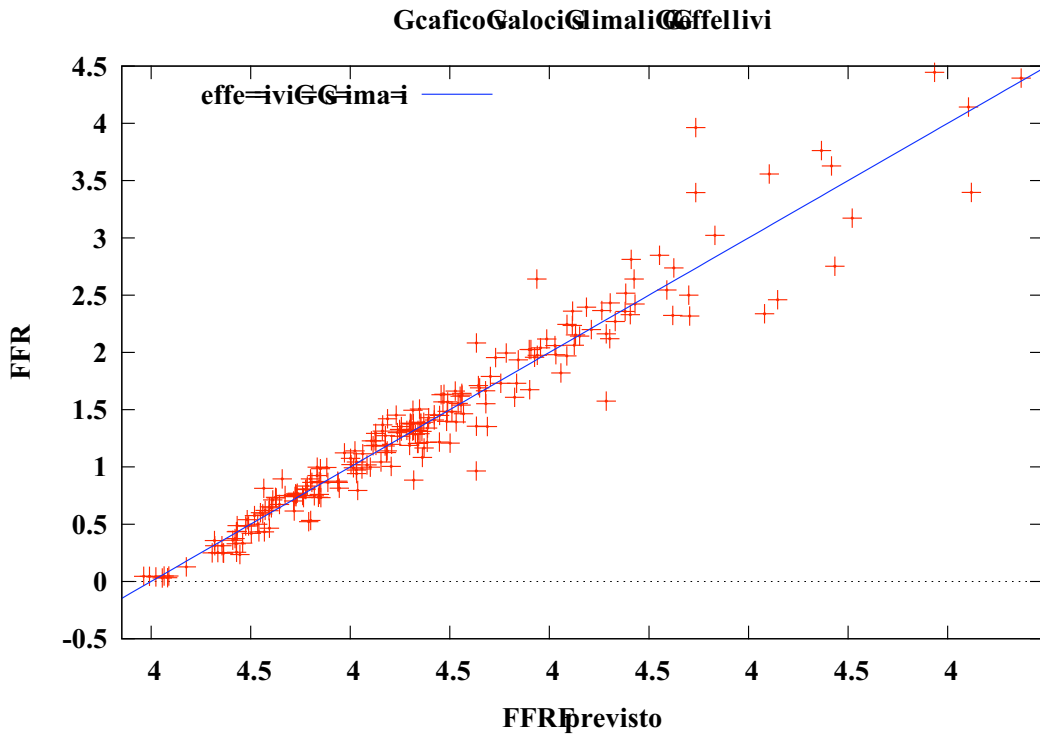
unità di ciascun tasso porta, ceteris paribus, ad un aumento dell'FFR rispettivamente di 0,144703 e di 0,08555.

L' R^2 corretto, con un valore pari a 0,938228, testimonia una buona adattabilità del modello ai dati: circa il 94% della variabilità del tasso di interesse nominale (FFR) è spiegata dal modello stesso.

Il test F, che verifica l'ipotesi nulla dei coefficienti congiuntamente uguali a 0, con un valore assunto pari a 1014,165 e relativo p-values pari a 1,7e-128, consente senza ombra di dubbio di rigettare la suddetta ipotesi nulla e quindi testimonia come il modello stimato sia decisamente migliore del modello con la sola intercetta.

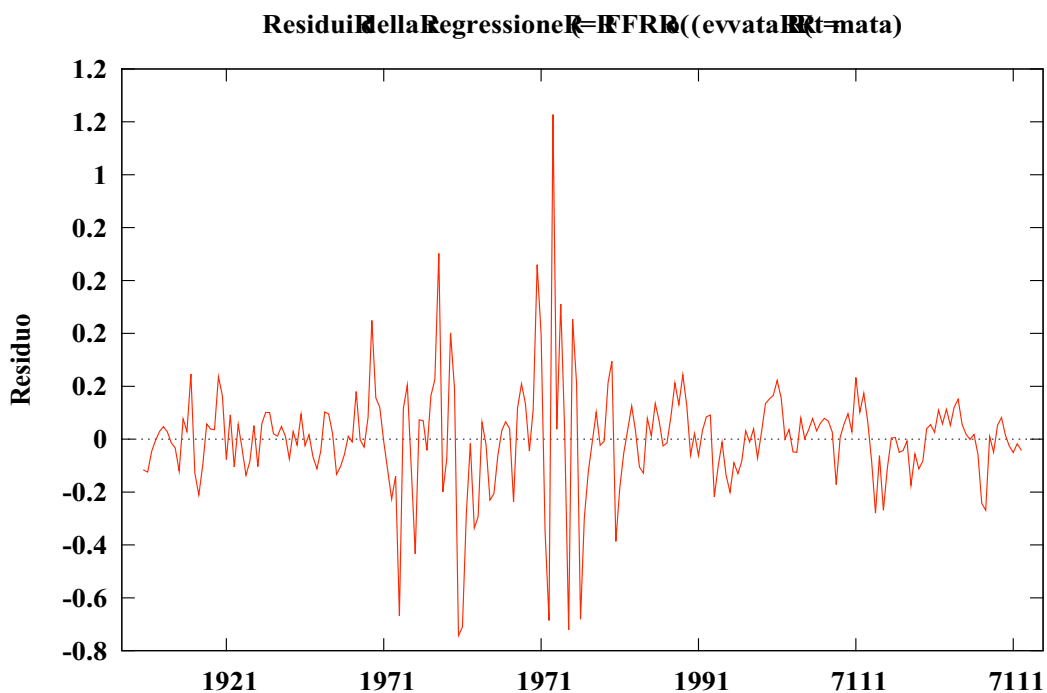
I grafici di seguito riportati, che raffigurano la sovrapposizione nel tempo delle serie relative al tasso di interesse nominale e alle stime di questo ottenute con il modello implementato e il confronto fra la retta di regressione stimata per l'FFR con il metodo OLS e i valori osservati dell'FFR stesso sembrano avvalorare i risultati ottenuti sulla bontà del modello.





Da una prima analisi, quindi, il modello sembra essere buono. Per avere un'ulteriore conferma si svolge un'analisi dei residui di regressione.

Analisi dei residui



Test di White per l'eteroschedasticità -

Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente

Statistica test: LM = 93,0866

con p-value = $P(\text{Chi-Square}(9) > 93,0866) = 3,90409e-16$

Test per la normalità dei residui -

Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente

Statistica test: Chi-quadro(2) = 189,235

con p-value = $8,09415e-42$

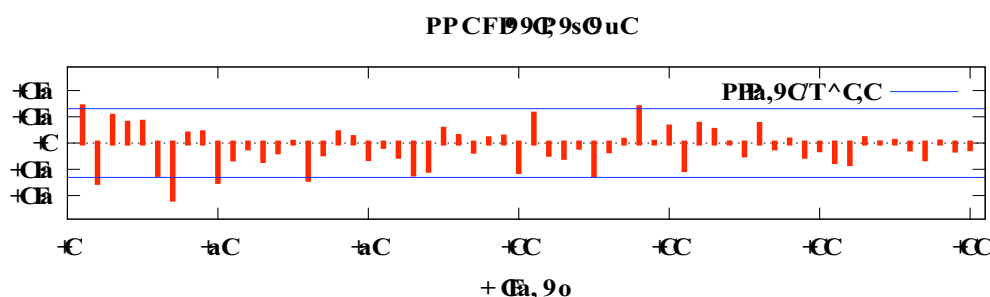
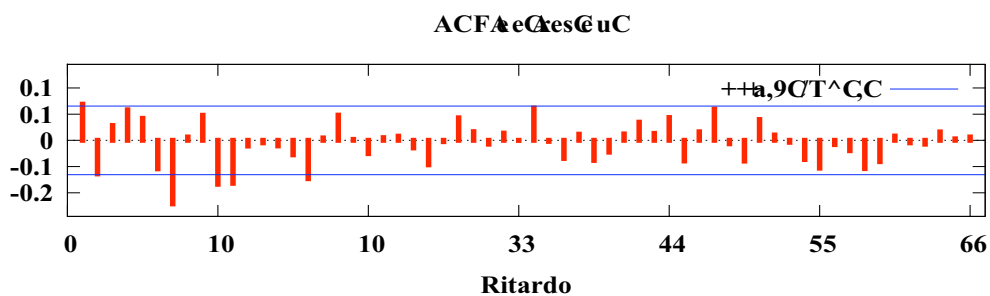
Test LM per l'autocorrelazione fino all'ordine 4 -

Ipotesi nulla: Non c'è autocorrelazione

Statistica test: LMF = 3,38141

con p-value = $P(F(4,216) > 3,38141) = 0,0104319$

Il grafico sopra riportato, relativo alla disposizione nel tempo dei residui, e i risultati dei test condotti sulla componente residuale portano a rifiutare le ipotesi di distribuzione normale, di omoschedasticità e di assenza di autocorrelazione per la componente d'errore.



L'analisi del correlogramma dai residui e il valore assunto dalla statistica di Ljung-Box (verifica l'ipotesi nulla di autocorrelazioni globali congiuntamente nulle fino al ritardo k-esimo) al 60-esimo ritardo pari a 91,5283 con p-values pari a 0,005 danno ulteriore conferma della presenza di una forte correlazione seriale tra i residui del modello.

Tuttavia, in fase di stima del modello, si è utilizzata la correzione di Newey-West per la matrice di varianza e covarianza degli stimatori così da ottenere errori standard delle stime robusti sia all'eteroschedasticità che alla correlazione dei residui e pertanto si è fiduciosi sulla correttezza delle stime ottenute per i coefficienti di regressione.

Conclusioni sul primo modello

Il modello stimato presenta, ad una prima analisi, stime dei coefficienti per le variabili di interesse altamente significative e indicatori dell'adattabilità ai dati, quali R^2 e test F, che avvaloravano la validità della formulazione.

Le analisi più approfondite dei residui di regressione hanno, al contrario, accertato la violazione delle ipotesi alla base del metodo di stima degli OLS (omoschedasticità e incorrelazione seriale del termine d'errore), rendendo necessaria l'implementazione della correzione di Newey-West per mantenere la robustezza delle stime.

La relazione tra le variabili di interesse individuata con questo primo modello è:

$$i_t = 0,144703 \pi_t + 0,0855500 y_t + 0,920566 i_{t-1}$$

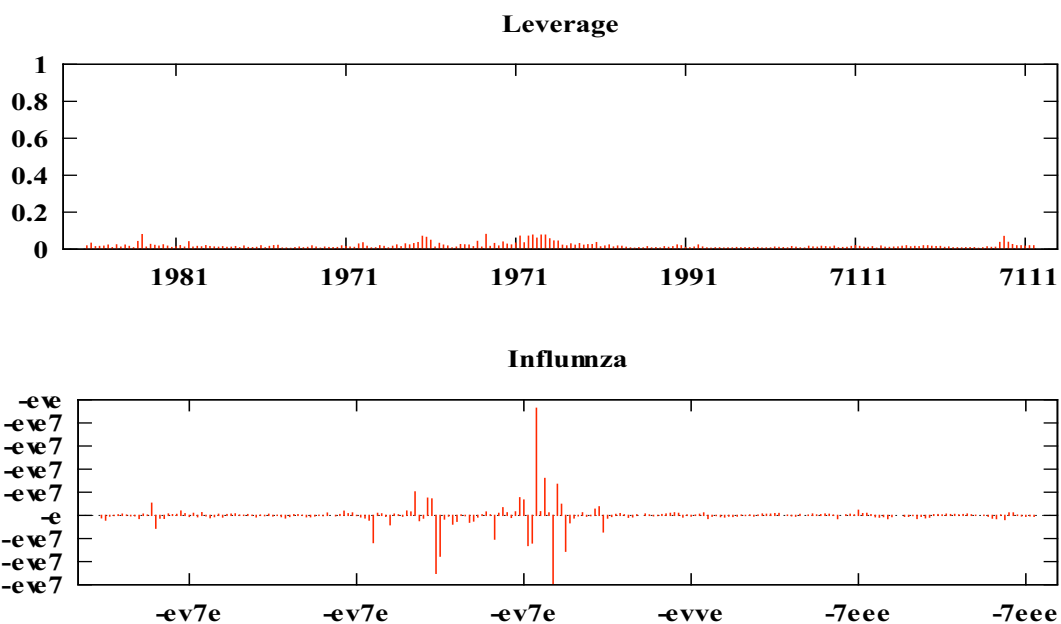
Il coefficiente relativo alla variabile dipendente ritardata di un periodo, ossia il tasso di interesse nominale relativo al trimestre precedente quello "attuale", risultando positivo e prossimo al valore unitario, testimonia come l'FFR stesso

risenta notevolmente del suo stesso valore nel trimestre passato e come la banca centrale fissi quindi il nuovo tasso di interesse nominale obbiettivo tenendo ben presente il valore dichiarato per questo stesso nel trimestre precedente.

Il tasso di inflazione e il tasso di crescita dell'output pro-capite influiscono positivamente sul tasso di interesse nominale che, fissato dalla banca centrale secondo la relazione stimata, cresce di un contributo pari rispettivamente a 0,144703 e a 0,08555 in corrispondenza di un aumento unitario dei due tassi.

Prestando attenzione all'andamento delle singole serie storiche modellate e analizzando il grafico relativo ai leverage (misura dell'influenza di un osservazione riportato sotto) si nota come i dati relativi ai trimestri compresi tra il terzo trimestre 1979 e il quarto trimestre 1982 siano di notevole influenza per le stime dei coefficienti di regressione.

Ipotizzando che le osservazione relative a tali trimestri abbiano un effetto destabilizzante (con riguardo a eteroschedasticità e correlazione seriale del termine d'errore) si potrebbe pensare a una suddivisione del campione completo in 2 sottocampioni (che vanno rispettivamente dal terzo trimestre 1954 al terzo trimestre 1979 e dal quarto trimestre 1982 al terzo trimestre 2010) sui quali stimare singolarmente lo stesso modello.



Ad una analisi più attenta delle serie storiche dei dati relative al tasso di interesse nominale (FFR), tasso di inflazione (infl) e tasso di crescita dell'output pro-capite (y) si nota come, a differenza di quest'ultima, le prime due serie risultino non stazionarie. Conducendo opportuni test (cfr. appendice tecnica) viene evidenziato come le serie di FFR e π_t risultino essere integrate e cointegrate e pertanto sia difficoltosa la costruzione di un modello di regressione che miri a analizzare l'influenza di tasso di inflazione e tasso di crescita dell'output pro-capite sulla variabile risposta (FFR) laddove le serie, analizzate per l'intero campione [1954:3 - 2010:3], mostrino evoluzioni nel tempo caratterizzate da diverse tendenze di fondo.

Nello specifico risulta difficoltosa l'analisi congiunta, sul campione completo, di due serie cointegrate e una stazionaria.

Come suggerito in precedenza, una possibilità per un'analisi più corretta potrebbe essere data, quindi, dalla suddivisione del campione in due sottocampioni da studiare separatamente in seguito a un'operazione di lisciamento delle serie non stazionarie.

Tuttavia, essendo l'obiettivo di questa tesi la verifica della significatività della variabile relativa all'indice di incertezza della politica economica ed essendo la serie storica dei dati di quest'ultima di ampiezza inferiore ([1985:1 - 2012:2]) rispetto alle serie delle altre variabili, si ritiene superflua un'analisi approfondita del problema emerso per l'intero campione delle tre serie trattate in questo primo modello.

4.2

Stima del secondo modello per il campione [1985:1 - 2010:3]

Il secondo modello è stimato introducendo la variabile indipendente relativa all'indice di incertezza della politica economica costruito da Scott Baker, Nick

Bloom e Steven J. Davis. L'obiettivo dell'elaborazione è di verificare la significatività di tale variabile e l'influenza che questa ha sul tasso di interesse nominale, secondo la relazione espressa dalla regola di Taylor.

Nello specifico il modello è formalizzato come segue:

$$i_t = c + \alpha\pi_t + \beta y_t + \delta inc_t + \varepsilon_t \quad [2]$$

Dove:

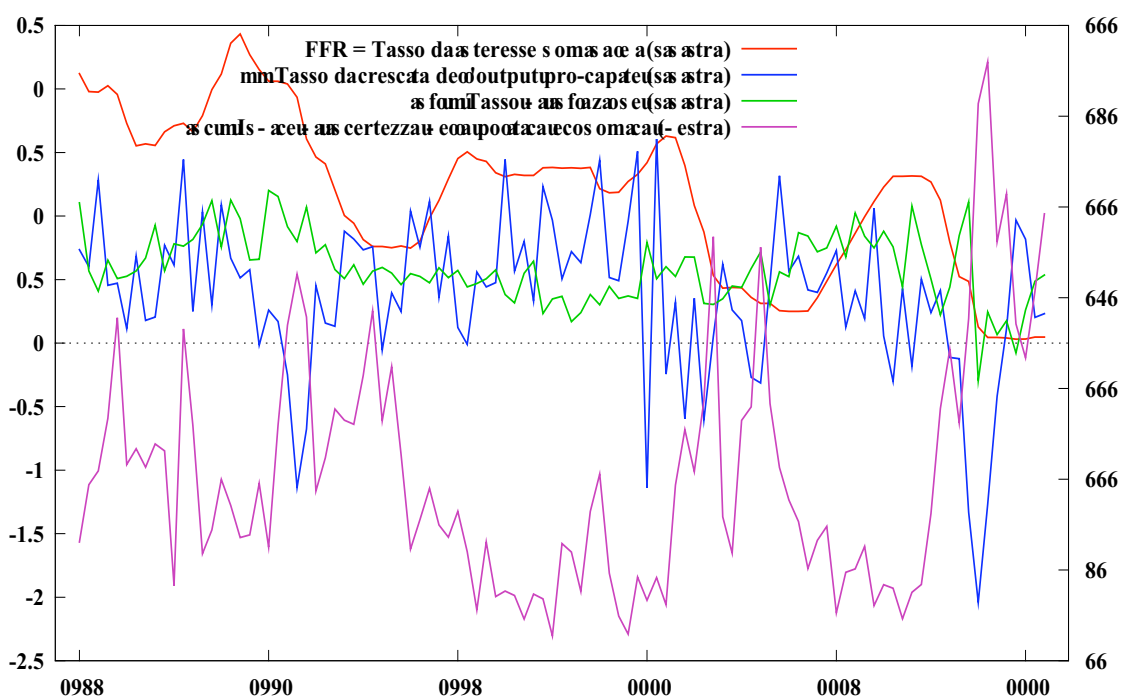
- i_t è il tasso di interesse nominale di breve periodo applicato ufficialmente dalla banca centrale (FFR);
- c è una costante;
- π_t è il tasso di inflazione, calcolato con il deflatore del PIL;
- y_t è tasso di crescita dell'output pro-capite;
- inc_t è l'indice relativo all'incertezza della politica economica;
- ε_t è la componente di errore.

La serie storica relativa all'indice di incertezza della politica economica considerata nella tesi fornisce i dati con cadenza mensile per il campione che va da gennaio 1985 a febbraio 2012. Nell'elaborazione l'indice è stato opportunamente trimestralizzato attraverso una semplice media dei tre mesi di interesse al fine di rendere la serie storica confrontabile con quelle relative al tasso di interesse nominale, tasso di inflazione e tasso di crescita dell'output pro-capite.

Il massimo comune campione per le quattro serie storiche dei dati considerate nell'implementazione di questo modello è perciò il campione che va dal primo trimestre 1985 al terzo trimestre 2010.

Il modello stimato è descritto dai seguenti output:

Grafico congiunto di: FFR, y, infl, inc



Modello 2: OLS, usando le osservazioni 1985:3-2010:3 (T = 101)

Variabile dipendente: FFR

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value	
const	0,0705831	0,0491509	1,436	0,1543	
y	0,0368638	0,0131801	2,797	0,0062	***
infl	0,111652	0,0356000	3,136	0,0023	***
inc	-0,000873547	0,000378914	-2,305	0,0233	**
FFR_1	1,46710	0,0703955	20,84	3,30e-37	***
FFR_2	-0,526987	0,0655529	-8,039	2,49e-12	***

Media var. dipendente	1,142376	SQM var. dipendente	0,611453
Somma quadr. residui	0,638089	E.S. della regressione	0,081956
R-quadro	0,982933	R-quadro corretto	0,982035

F(5, 95)	940,0963	P-value(F)	3,15e-79
Log-verosimiglianza	112,4393	Criterio di Akaike	-212,8786
Criterio di Schwarz	-197,1878	Hannan-Quinn	-206,5265
rho	0,049454	Valore h di Durbin	0,696289

Note: SQM = scarto quadratico medio; E.S. = errore standard

Il modello stimato sintetizzato nell'output sopra riportato è:

$$i_t = c + \alpha\pi_t + \beta y_t + \delta inc_t + \gamma_1 i_{t-1} + \gamma_2 i_{t-2} + \varepsilon_t \quad [2*]$$

Rispetto al modello [2] inizialmente proposto, si è provveduto all'introduzione di 2 ritardi della variabile dipendente al fine di eliminare la correlazione seriale che affliggeva il modello stesso e si è utilizzata la correzione di Newey-West (matrice di varianza e covarianza HAC - Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent) per ottenere errori standard robusti rispetto all'eventuale eteroschedasticità e autocorrelazione del termine d'errore.

Ad una prima analisi si nota come tutti i coefficienti, fatta eccezione per l'intercetta, risultino altamente significativi. In particolare sia il tasso di inflazione al tempo t che il tasso di crescita dell'output pro-capite al tempo t risultano avere un effetto significativo e positivo sulla variabile dipendente corrispondente al Federal Funds Rate (tasso di interesse nominale): un aumento di una unità di entrambi porta, ceteris paribus, ad un aumento del tasso di interesse nominale rispettivamente di 0,111652 e 0,0368638.

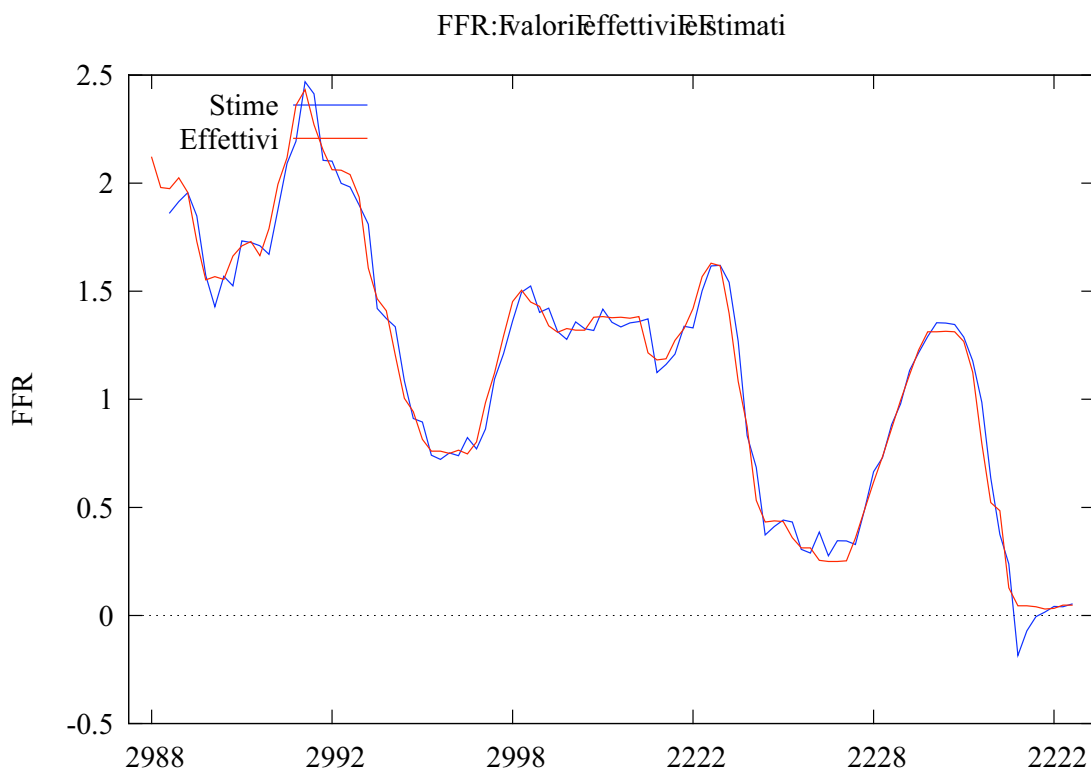
Il coefficiente relativo alla variabile indipendente dell'indice di incertezza della politica economica evidenzia invece una relazione inversa con il tasso di interesse nominale dato il suo segno negativo: un aumento di una unità dell'indice di incertezza della politica economica porta ad una diminuzione del tasso di interesse nominale i_t di 0,000873547.

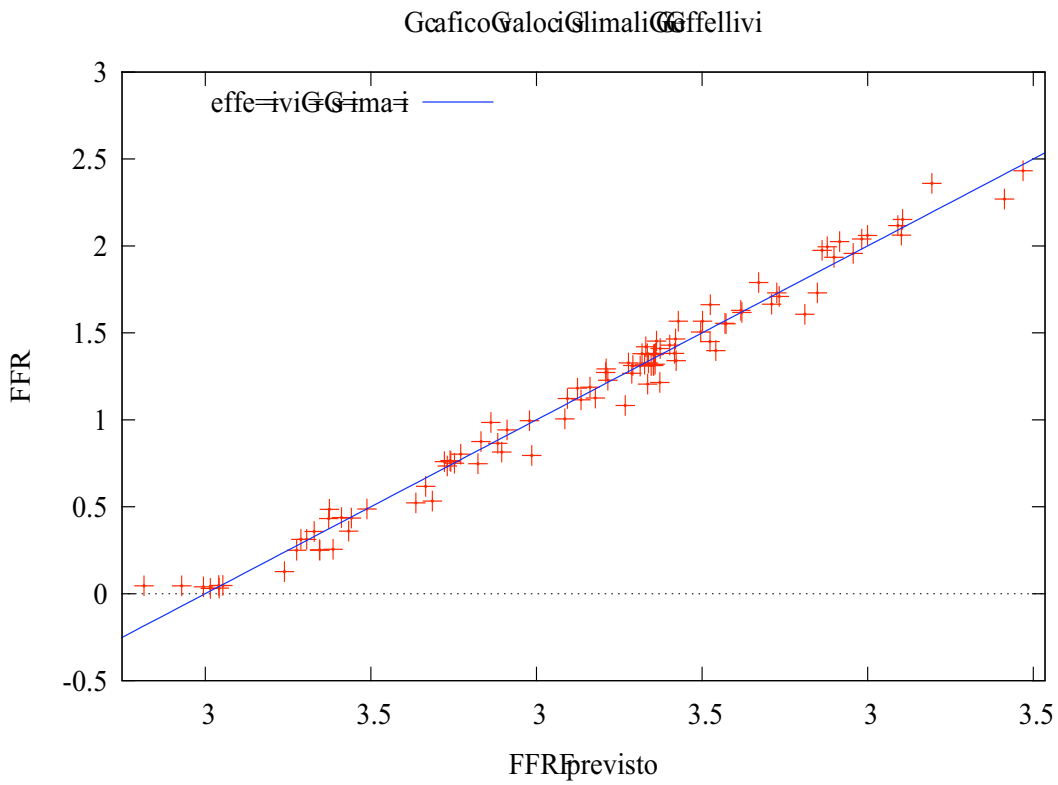
L'adattabilità del modello ai dati è decisamente buona come testimoniato dall'

R^2 corretto pari a 0,982035 che indica come una porzione pari al 98,2% della variabilità del tasso di interesse nominale sia ben spiegata dal modello.

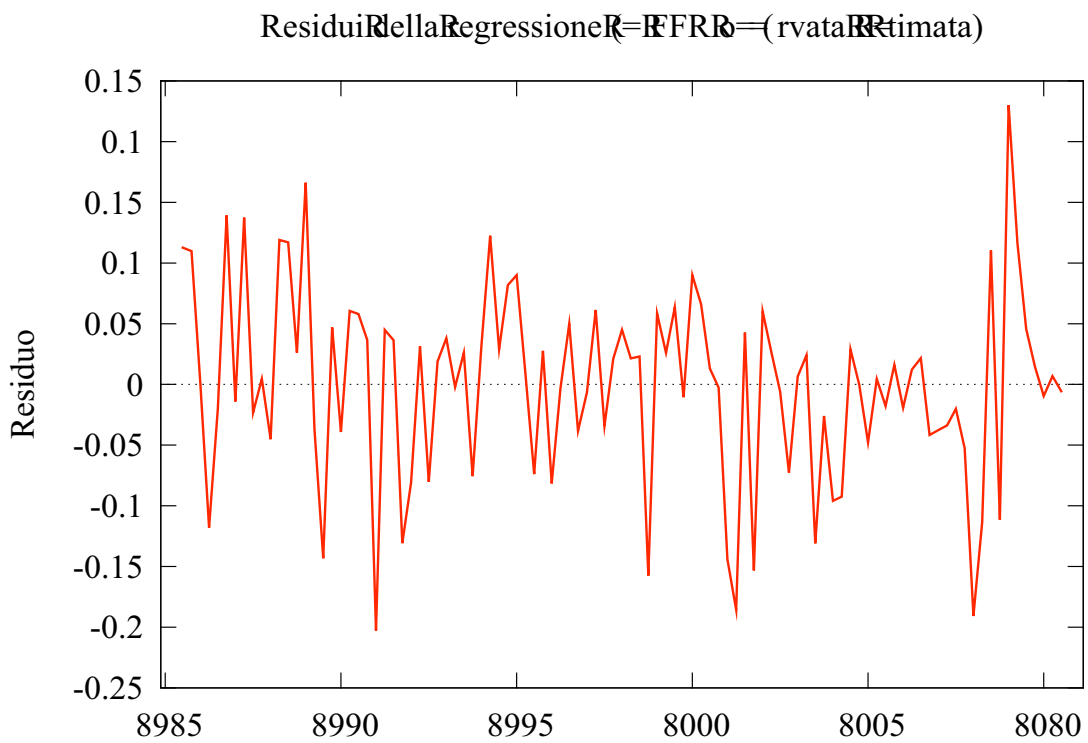
Il valore assunto dal test F (940,0963) e il relativo p-values ($3,15e-79$) confermano la bontà del modello consentendo di rifiutare l'ipotesi nulla per la quale sia migliore il modello con la sola intercetta.

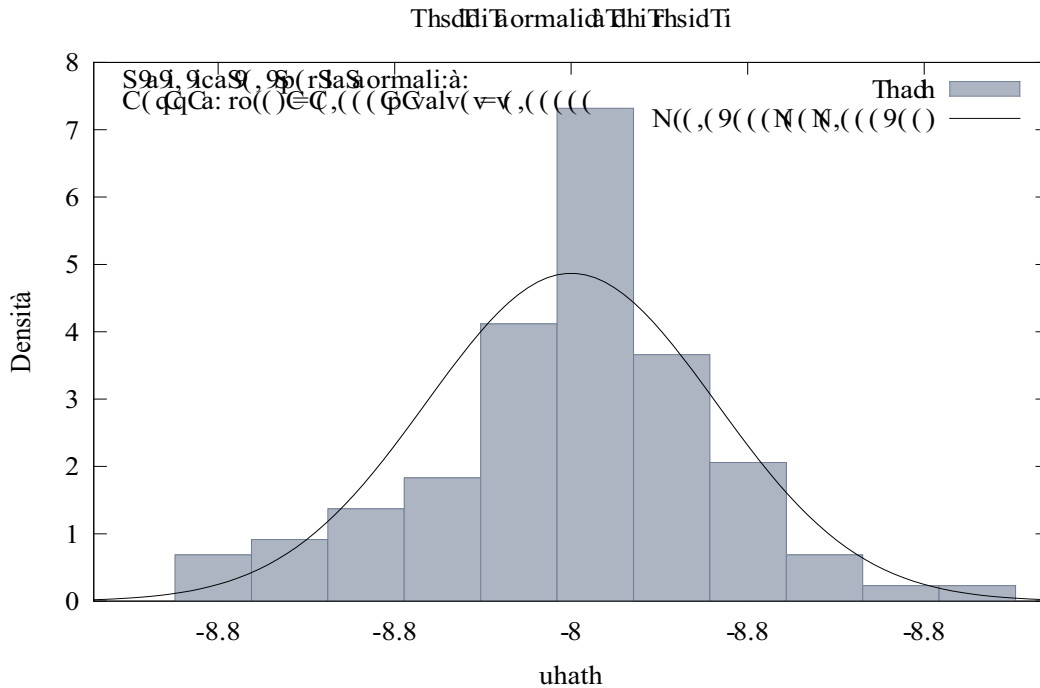
Tali risultati sono avvalorati dai grafici di seguito riportati che raffigurano la sovrapposizione nel tempo delle serie relative al tasso di interesse nominale e alle stime di questo ottenute con il modello in esame e il confronto fra la retta di regressione stimata per l'FFR con il metodo OLS e i valori osservati dell'FFR stesso.





Analisi dei residui





Test per la normalità dei residui -

Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente

Statistica test: Chi-quadro(2) = 2,16765

con p-value = 0,338299

La disposizione nel tempo dei residui (primo grafico) non evidenzia andamenti sistematici che contravvengano all'ipotesi di distribuzione normale di tale componente. Il test condotto in seguito porta, infatti, ad accettare l'ipotesi di distribuzione normale del termine d'errore.

Appare evidente tuttavia una marcata variabilità di tale componente che rende necessaria un'analisi per la verifica della presenza di eteroschedasticità.

Test di White per l'eteroschedasticità -

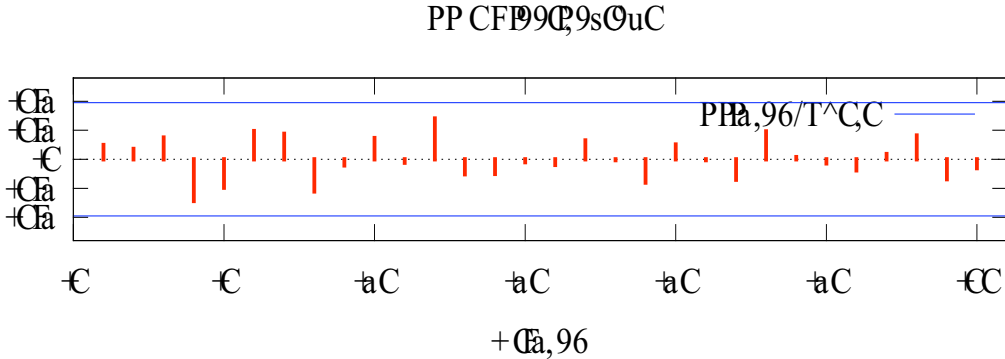
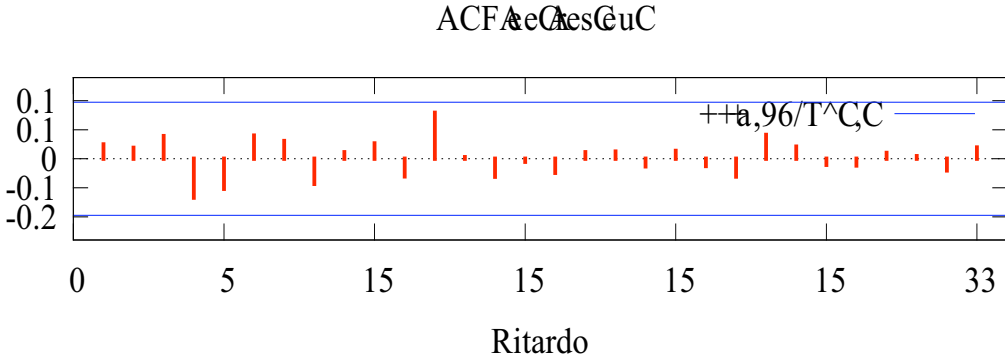
Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente

Statistica test: LM = 43,8961

con p-value = $P(\text{Chi-Square}(20) > 43,8961) = 0,0015539$

Viene così comprovata l'eteroschedasticità del termine d'errore che tuttavia non influenza le proprietà delle stime OLS dei coefficienti del modello, poiché è stata adottata in fase di stima del modello la correzione di Newey-West al fine, appunto, di rendere gli errori standard degli stimatori robusti rispetto alla eventuale presenza sia di eteroschedaticità sia di autocorrelazione del termine d'errore.

Analizzando i correlogrammi dei residui si nota come non vi siano autocorrelazioni significative fino al ritardo 30 e quindi come l'introduzione dei due ritardi della variabile dipendente tra i regressori abbia contribuito significativamente all'eliminazione della correlazione seriale dei residui. Ciò è confermato anche dalla statistica test di Ljung-box (verifica l'ipotesi nulla di autocorrelazioni globali congiuntamente nulle fino al ritardo k-esimo) che al ritardo 30 assume un valore pari a 13,2833 con un p-values di 0,996.



Le asserzioni fatte in precedenza sono poi corroborate dal risultato dell' LM test per l'autocorrelazione:

Test LM per l'autocorrelazione fino all'ordine 4 -

Ipotesi nulla: Non c'è autocorrelazione

Statistica test: LMF = 0,948705

con p-value = $P(F(4,91) > 0,948705) = 0,4397$

Conclusioni sul secondo modello per il campione [1985:1 – 2010:3]

Il secondo modello stimato presenta stime dei coefficienti per le variabili di interesse altamente significative e indicatori dell'adattabilità ai dati, quali R^2 e test F, che avvaloravano la validità della formulazione.

Le analisi più approfondite dei residui di regressione hanno accertato la presenza di eteroschedasticità del termine d'errore che non altera tuttavia la validità delle stime grazie alla correzione di Newey-West implementata.

L'introduzione di due ritardi della variabile dipendente si è rivelata efficace al fine di ottenere l'incorrelazione seriale dei residui di regressione.

La relazione tra le variabili di interesse individuata con questo modello è:

$$i_t = 0,111652 \pi_t + 0,0368638 y_t - 0,000873547 inc_t + 1,46710 i_{t-1} - 0,526987 i_{t-2}$$

I coefficienti relativi alla variabile dipendente ritardata di uno e due periodi risultano di segni opposti e pertanto di difficile interpretazione.

Il tasso di inflazione e il tasso di crescita dell'output pro-capite influiscono positivamente sul tasso di interesse nominale con un contributo in corrispondenza di un aumento individuale unitario, rispettivamente di 0,111652 e di 0,0368638.

Il coefficiente relativo all'indice di incertezza della politica economica, avendo

al contrario segno negativo influisce negativamente sulla determinazione del tasso di interesse nominale, per cui in corrispondenza di un aumento unitario dell'incertezza porta ad una diminuzione dell'FFR fissato di 0,000873547.

Il modello stimato evidenzia quindi un effetto significativo della variabile inc_t sulla risposta (FFR). Una semplice verifica della non endogeneità della variabile relativa all'indice di incertezza della politica economica è condotta attraverso la stima di un modello analogo al [2*] con l'aggiunta, tra i regressori, di un ritardo della variabile inc_t . Data la non significatività del coefficiente relativo a tale variabile ritardata è corroborata l'assunzione di esogeneità di tale variabile (output in appendice tecnica).

4.3

Stima del secondo modello per il sottocampione [1985:1 – 2008:2]

In fase di analisi preliminare della variabile relativa all'indice di incertezza della politica economica si è accertato come valori elevati di questa si siano registrati soprattutto negli ultimi anni in corrispondenza della crisi economica generalizzata scoppiata nel 2008.

Al fine di valutare la significatività dell'indice di incertezza economica e il tipo di reazione della politica monetaria a questo indicatore in condizioni “normali” del sistema economico si è proceduto alla implementazione del modello proposto nel paragrafo precedente ([2*]) sul sottocampione per le quattro serie di dati considerate che va dal primo trimestre 1985 al secondo trimestre 2008 e che quindi esclude i dati relativi tasso di interesse nominale, tasso di inflazione, tasso di crescita dell'output pro-capite e indice di incertezza caratterizzanti il periodo di crisi.

Il modello stimato che include due ritardi della variabile dipendente e utilizza la correzione di Newey-West per la robustezza degli errori standard è analizzato attraverso i seguenti output:

Modello 2*: OLS, usando le osservazioni 1985:3-2008:2 (T = 92)

Variabile dipendente: FFR

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value
const	0,0907566	0,0482342	1,882	0,0933 *
y	0,0467972	0,0162665	2,877	0,0051 ***
infl	0,111034	0,0364907	3,043	0,0031 ***
inc	-0,00140263	0,000425214	-3,299	0,0014 ***
FFR_1	1,52278	0,0656542	23,19	9,05e-39 ***
FFR_2	-0,564434	0,0624954	-9,032	4,24e-14 ***
Media var. dipendente	1,244348	SQM var. dipendente	0,539417	
Somma quadr. residui	0,511983	E.S. della regressione	0,077158	
R-quadro	0,980664	R-quadro corretto	0,979540	
F(5, 86)	969,8450	P-value(F)	5,07e-74	
Log-verosimiglianza	108,2553	Criterio di Akaike	-204,5105	
Criterio di Schwarz	-189,3798	Hannan-Quinn	-198,4036	
rho	-0,013298	Valore h di Durbin	-0,162721	

Note: SQM = scarto quadratico medio; E.S. = errore standard

Osservando l'output di Gretl si nota che tutti i coefficienti, fatta eccezione per l'intercetta, risultano altamente significativi. Il tasso di inflazione al tempo t e il tasso di crescita dell'output pro-capite al tempo t risultano avere un effetto

significativo e positivo sul tasso di interesse nominale: un aumento di una unità di entrambi porta, ceteris paribus, ad un aumento del tasso di interesse nominale rispettivamente di 0,111034 e 0,0467972.

Il coefficiente relativo alla variabile dell'indice di incertezza della politica economica, invece, avendo segno negativo evidenzia una relazione inversa con il tasso di interesse nominale: un aumento di una unità dell'indice di incertezza della politica economica porta ad una diminuzione del tasso di interesse nominale i_t di 0,00140263.

L' R^2 corretto assume un valore pari a 0,979540 mostrando, quindi, un'ottima adattabilità ai dati del modello e un'ottima capacità di quest'ultimo di spiegare la variabilità dell'FFR (tasso di interesse nominale).

Il valore assunto dal test F (969,8450) e il relativo p-values ($5,07e-74$) confermano la bontà del modello consentendo di rifiutare l'ipotesi nulla per la quale sia migliore il modello con la sola intercetta.

I grafici di seguito riportati, che raffigurano la sovrapposizione nel tempo delle serie relative al tasso di interesse nominale e alle stime di questo ottenute con il modello in esame e il confronto fra la retta di regressione stimata per l'FFR con il metodo OLS e i valori osservati dell'FFR stesso, forniscono un'ulteriore conferma delle conclusioni fatte sulla base dell'indice R^2 e del test F.

FFR: Valori Effettivi e Stimati

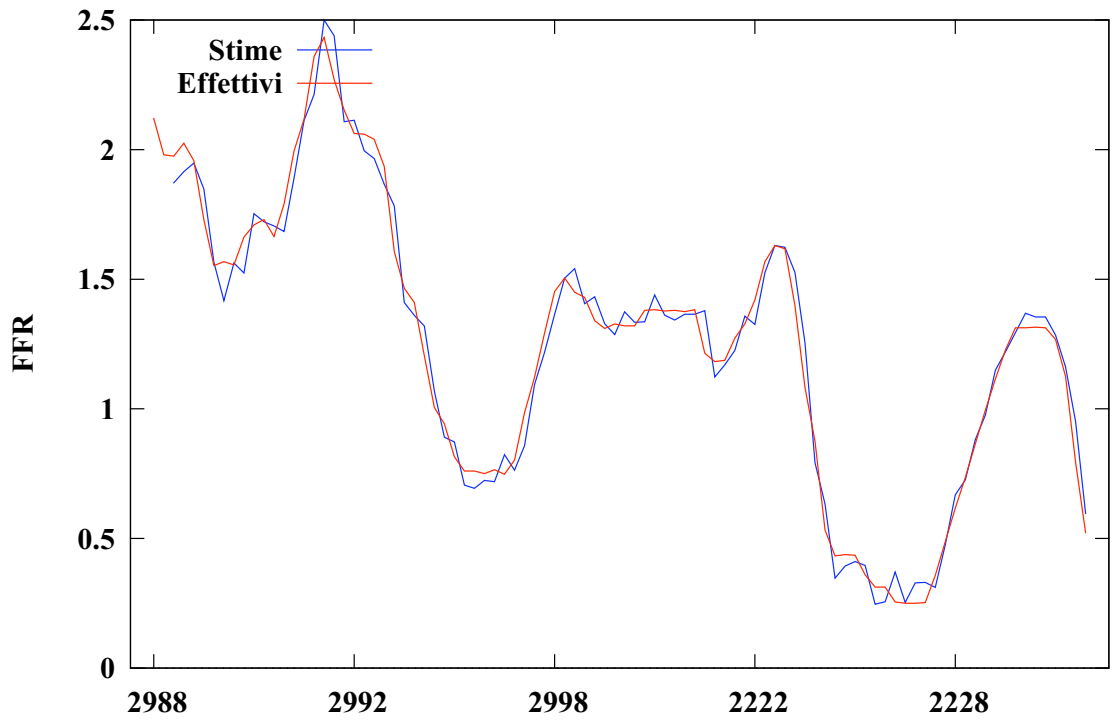
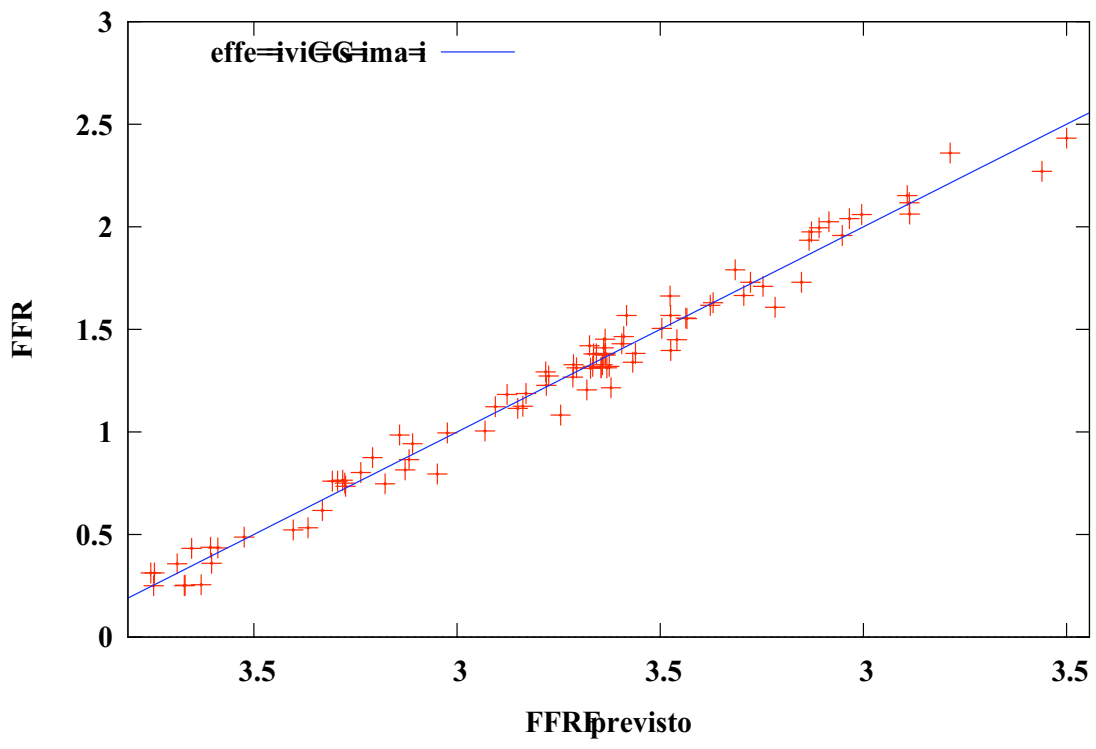
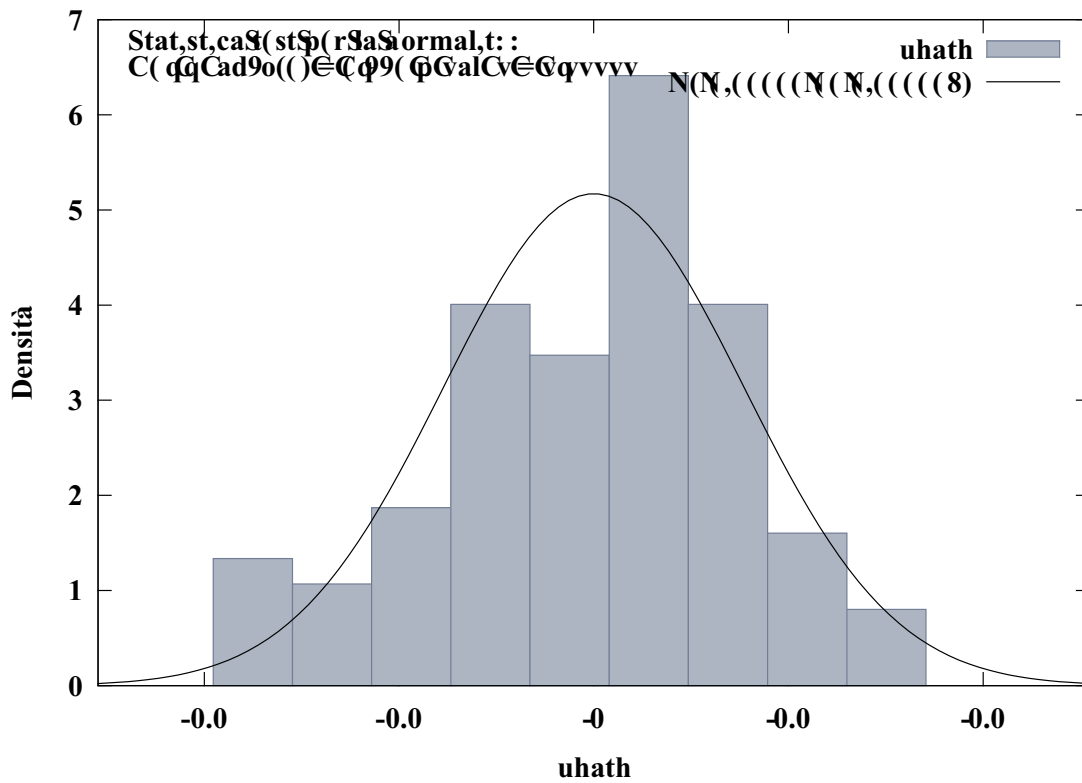
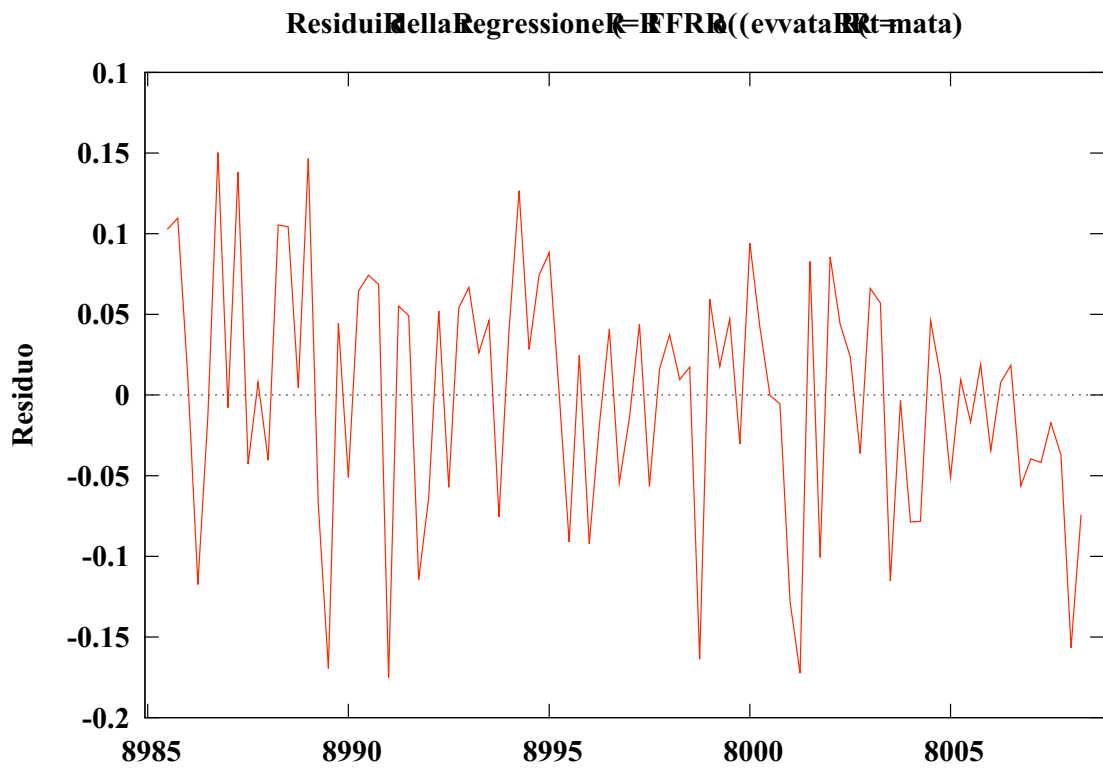


Grafico Correlazione Effettivi



Analisi dei residui



Il grafico relativo alla disposizione nel tempo dei residui non evidenzia andamenti sistematici che contravvengano all'ipotesi di distribuzione normale del termine d'errore. Per avere un'ulteriore conferma della normalità dei residui si è condotto il relativo test che porta ad accettare l'ipotesi di distribuzione normale del termine d'errore.

Test per la normalità dei residui -

Ipotesi nulla: L'errore è distribuito normalmente

Statistica test: Chi-quadro(2) = 2,9948

con p-value = 0,223711

Volendo verificare l'eventuale presenza di eteroschedasticità o correlazione seriale dei residui vengono implementati i relativi test specifici forniti dal software Gretl:

Test di White per l'eteroschedasticità -

Ipotesi nulla: eteroschedasticità non presente

Statistica test: LM = 26,239

con p-value = $P(\text{Chi-Square}(20) > 26,239) = 0,158064$

Test LM per l'autocorrelazione fino all'ordine 23 -

Ipotesi nulla: Non c'è autocorrelazione

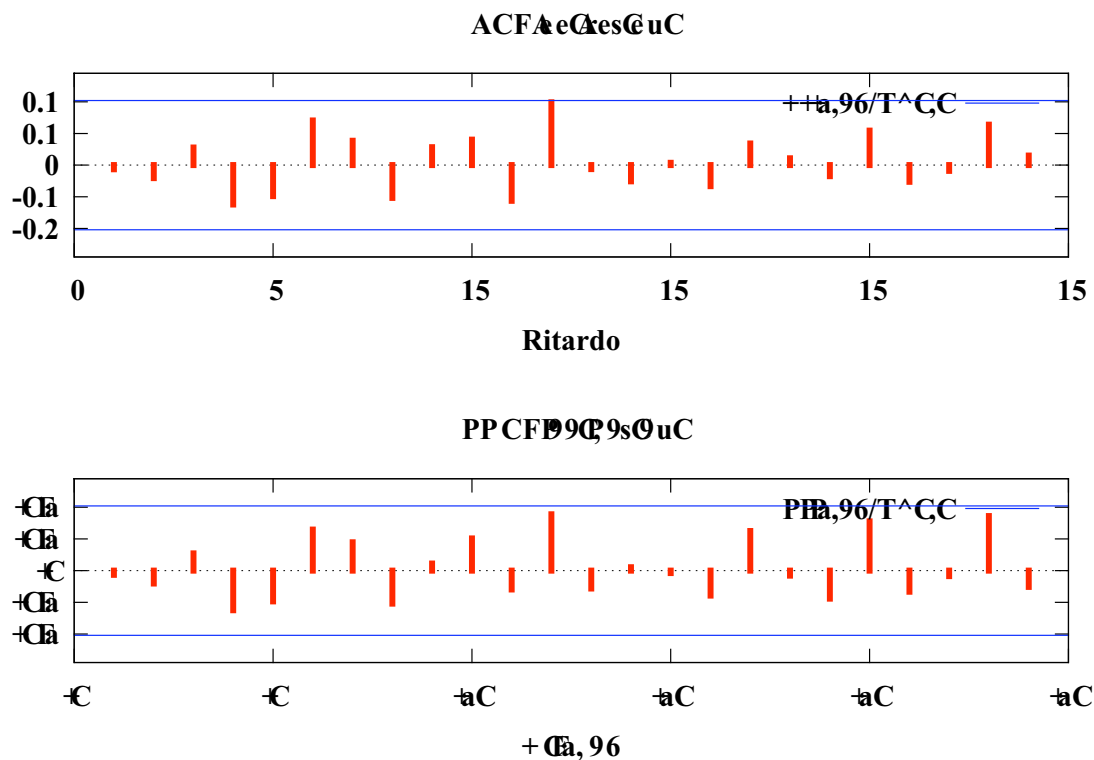
Statistica test: LMF = 0,793842

con p-value = $P(F(23,63) > 0,793842) = 0,725718$

I p-values di entrambi i test portano all'accettazione delle ipotesi nulle di assenza di eteroschedasticità e di assenza di autocorrelazione per la serie dei residui di regressione.

Un'ulteriore conferma della mancanza di correlazione seriale deriva dall'analisi

del correlogramma dei residui che non presenta autocorrelazioni globali significative e dal valore assunto dalla statistica test di Ljung-box (verifica l'ipotesi nulla di autocorrelazioni globali congiuntamente nulle fino al ritardo k-esimo) che al ritardo 24 assume un valore pari a 18,7938 con un p-values di 0,763.



Conclusioni sul secondo modello per il sottocampione [1985:1 – 2008:2]

Il modello [2*] stimato sul sottocampione preso in esame presenta stime dei coefficienti per le variabili d'interesse altamente significative e indicatori, quali R^2 e test F, che testimoniano un ottimale adattabilità ai dati.

Le analisi dei residui di regressione hanno accertato l'assenza di eteroschedasticità del termine d'errore rendendo quindi superflua l'applicazione della correzione di Newey-West implementata in fase di stima del modello.

L'introduzione di due ritardi della variabile dipendente, si è rivelata efficace al fine di ottenere l'incorrelazione seriale dei residui di regressione, come accertato dal test LM di autocorrelazione e dalle analisi fatte sulla funzione di autocorrelazione globale.

La relazione tra le variabili d'interesse individuata è:

$$i_t = 0,111034 \pi_t + 0,0467972 y_t - 0,00140263 inc_t + 1,52278 i_{t-1} - 0,564434 i_{t-2}$$

I coefficienti relativi alla variabile dipendente ritardata di uno e due periodi risultano di segni opposti e pertanto di difficile interpretazione.

Il tasso di inflazione e il tasso di crescita dell'output pro-capite influiscono positivamente sul tasso di interesse nominale con un contributo in corrispondenza di un aumento individuale unitario, rispettivamente di 0,111034 e di 0,0467972.

Il coefficiente relativo all'indice di incertezza della politica economica, al contrario, avendo segno negativo, influisce negativamente sulla determinazione del tasso di interesse nominale per cui in corrispondenza di un aumento unitario dell'incertezza porta ad una diminuzione dell'FFR fissato di 0,00140263.

Conclusioni

L'obiettivo di questo elaborato è di verificare la significatività e l'effetto che la variabile relativa all'indice di incertezza della politica economica, proposto da Scott Baker, Nick Bloom e Steven J. Davis, ha sul tasso di interesse nominale (FFR), tasso di inflazione e tasso di crescita dell'output pro-capite.

L'analisi è condotta attraverso la stima di un modello di regressione lineare con il metodo OLS, dove la relazione tra le variabili in esame è stabilita sulla base della regola di Taylor formulata appunto per consentire l'interpretazione delle azioni di politica monetaria condotte dalla banca centrale di un sistema economico (in questo caso la FED statunitense) al fine di perseguire i propri obiettivi.

La stima del modello viene condotta prima sul massimo comune campione per le quattro serie di dati disponibili corrispondente al [1985:1 – 2010:3] e successivamente sul sottocampione [1985:1 – 2008:2] che esclude i dati relativi agli anni in cui negli Stati Uniti, come nel mondo intero, si è sviluppata una crisi economica generalizzata.

Tale scelta è fatta al fine di fornire un'analisi delle proprietà dell'indice di incertezza della politica economica sia in condizioni "normali" che di "stress" del sistema economico.

Sia per il modello sul campione completo che per il modello sul campione ridotto, i coefficienti relativi alle variabili tasso di inflazione e tasso di crescita dell'output pro-capite risultano significativi e, dato il loro segno sempre positivo, descrivono una relazione di tipo diretto con il tasso di interesse nominale fissato.

I coefficienti relativi alla variabile dipendente ritardata di uno e due periodi risultano anch'essi significativi per entrambi i modelli e testimoniano come la determinazione dell'FFR, da parte della banca centrale degli Stati Uniti, risulti

condizionata in maniera sensibile dal valore assunto in precedenza dallo stesso tasso.

La disamina dei modelli su entrambi i campioni porta ad affermare che, come prevedibile, la variabile relativa all'indice di incertezza della politica economica influenza in maniera significativa il tasso di interesse nominale andando a influenzare le scelte di politica monetaria della banca centrale volte alla determinazione di tale valore.

Nello specifico, assumendo il coefficiente relativo alla variabile oggetto dell'analisi (inc_t) segno negativo sia nella modellazione condotta sul campione completo sia in quella condotta sul sottocampione, appare evidente come la FED debba tenere conto del grado di incertezza che affligge il sistema economico e, ceteris paribus, della relazione inversa che lega tale grandezza al tasso di interesse nominale.

In una situazione che vede il sistema afflitto da un'elevata incertezza della politica economica si rende necessaria, quindi, un'azione della Banca centrale volta a diminuire, ceteris paribus, il tasso di interesse nominale fissato (FFR) al fine di contrastare la pressione inflazionistica e di rilanciare la produzione stimolando spesa e investimenti di famiglie e aziende che, comprensibilmente, in condizioni di marcata incertezza risulterebbero frenate.

Appendice tecnica

Test di White

L'eteroschedasticità del termine d'errore comporta una serie di complicazioni nella stima e nell'interpretazione di un modello di regressione multivariata attraverso il metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS). Se non è verificata l'ipotesi di omoschedasticità del termine d'errore, gli stimatori OLS non sono più efficienti, gli errori standard degli stimatori sono stimati in maniera impropria (non sono consistenti) e, di conseguenza, anche le statistiche t e i relativi p -values sono imprecisi.

È necessario verificare l'eventuale eteroschedasticità dei residui, ovvero la propensione di quest'ultimi a co-variare anche solo con una delle variabili esplicative. A tal proposito si utilizza il test di White che si basa sulla regressione del quadrato dei residui verso le variabili esplicative del modello e le stesse elevate al quadrato.

Per eseguire il test di White è necessario:

- ottenere i residui della regressione;
- stimare una regressione OLS avente come dipendente i residui al quadrato e come indipendenti i regressori dell'equazione di partenza, i loro quadrati e i loro prodotti;
- verificare la significatività complessiva della regressione con il test χ^2 in quanto $n \cdot R^2 \sim \chi^2(q)$ dove i gradi di libertà q di χ^2 sono pari al numero dei regressori nella regressione dei residui
- se $n \cdot R^2$ risulta maggiore del valore critico di un $\chi^2(q)$ viene rifiutata l'ipotesi nulla di omoscedasticità e si accerta quindi la presenza di eteroscedasticità.

Test di Ljung-Box

La statistica test di Ljung-Box verifica l'ipotesi nulla di autocorrelazioni globali dei termini d'errore congiuntamente nulle fino al ritardo k-esimo ed è costruita come combinazione lineare dei coefficienti di autocorrelazione globale dei residui ρ_t :

$$LB = n(n + 2) \sum_{t=1}^k \frac{\rho_t^2}{n - t}$$

dove k è un intero prescelto.

Se è vera l'ipotesi nulla (assenza di autocorrelazione) la statistica LB si distribuisce asintoticamente secondo una variabile casuale χ^2 con k gradi di libertà.

Processi integrati e Cointegrazione

Quando si effettuano regressioni su serie storiche è necessario tener presente che una serie storica è vista come una traiettoria di un processo stocastico.

Particolare importanza hanno i processi stocastici stazionari, cioè sequenze di variabili casuali x_1, x_2, \dots, x_n con

- media costante $E[x_t] = \mu$
- varianza costante $\text{Var}[x_t] = \sigma^2$
- covarianza seriale costante $\text{Cov}(x_t, x_{t-h}) = \gamma(h)$ (la covarianza dipende dalla distanza temporale h tra le due osservazioni e non dal tempo t in cui la si calcola).

Una ulteriore classe di processi molto importanti è quella dei ***processi integrati***.

Un processo stocastico $\{x_t\}$ si dice *integrato di ordine 1*, se x_t non è stazionario,

mentre la sua differenza $y_t = x_t - x_{t-1}$ è stazionaria.

Nota: Spesso si riesce a capire se una serie storica è stata generata da un processo integrato semplicemente guardandone il grafico, tuttavia esistono diversi test statistici per verificare tale condizione che prendono il nome di *test di radice unitaria (unit root tests)* quando l'ipotesi nulla è l'integrazione e *test di stazionarietà* quando l'ipotesi nulla è la stazionarietà.

Il test di radice unitaria più noto è sicuramente il *test di Dickey-Fuller aumentato (ADF)* per il quale l'ipotesi nulla prevede che una certa serie storica sia stata generata da un processo integrato di ordine 1.

Se ha senso regredire serie storiche stazionarie su serie storiche stazionarie non ha alcun senso regredire processi stazionari su processi integrati e viceversa. Non si può creare infatti un processo stazionario (y_t) moltiplicando un processo integrato (x_t) per una costante (β_1) e sommandogli un processo stazionario (ε_t) o, analogamente, non è possibile ottenere un processo integrato (y_t) moltiplicando un processo stazionario (x_t) per una costante (β_1) e sommandogli un altro processo stazionario (ε_t).

Nel caso in cui si desideri stimare un modello di regressione lineare multivariato considerando serie storiche per le quali sia la variabile dipendente, sia i regressori sono integrati, in assenza di una particolare condizione, detta *cointegrazione*, la regressione non ha senso ed è detta spuria, ma i test t sui coefficienti di regressione tenderanno a indicarci che la relazione tra regressori e variabile dipendente è statisticamente significativa. Ciò è dovuto al fatto che se la y_t e le $x_{i,t}$ non sono *cointegrate*, l'errore di regressione ε_t sarà a sua volta integrato e avrà varianza che cresce con t . Questo fa sì che i classici test t, riguardanti i coefficienti di regressione, divergano, portando a rifiutare l'ipotesi nulla di assenza di relazione lineare sempre più frequentemente, con il crescere della numerosità campionaria n .

Il concetto di *cointegrazione* può essere così formalizzato:

Due o più serie storiche integrate $x_{1,t}, \dots, x_{k,t}$ si dicono *cointegrate* se esiste almeno una loro combinazione lineare non banale $\beta_1 x_{1,t} + \dots + \beta_k x_{k,t}$ che è stazionaria. Il vettore $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_k)$ che raccoglie i coefficienti della combinazione lineare è detto *vettore di cointegrazione*.

Intuitivamente, si può pensare alla relazione di cointegrazione come alla presenza di trend stocastici comuni alle serie storiche. Essendo il trend la componente che nel lungo periodo prevale, ovvero è responsabile della maggior parte della variabilità di una serie storica, la cointegrazione è una relazione molto forte. Due serie storiche cointegrate non possono infatti divergere da una relazione di equilibrio esistente tra loro, se non per brevi periodi.

Se le variabili $y_t, x_{1,t}, \dots, x_{k,t}$ sono cointegrate, allora il metodo OLS fornisce stime consistenti di un vettore di cointegrazione.

Per quanto detto, il modo più semplice per stabilire se le variabili integrate di una regressione sono cointegrate è:

1. stimare la regressione con gli OLS;
2. verificare se gli errori di regressione stimati sono stazionari;
3. se gli errori sono stazionari, ma correlati, aggiustare la regressione implementando la correzione di Newey-West.

Il test di cointegrazione implementato da Gretl è basato sull'approccio proposto da Engle e Granger che prevede di applicare il test ADF direttamente sui residui della regressione.

Nel caso in cui il modello sia stato stimato con i minimi quadrati ordinari (OLS), il test ADF da applicare agli errori di regressione è quello senza costante, in quanto questi ultimi hanno per costruzione media nulla e, essendo il test ADF a coda sinistra, si rifiuta l'ipotesi nulla se la statistica test è minore del valore critico.

Quando alcune serie storiche sono integrate, ma non cointegrate, è comunque possibile studiare la relazione tra loro intercorrente per mezzo della regressione, ma è prima necessario differenziarle per renderle stazionarie.

Il test ADF effettuato sulle variabili del primo modello (FFR, y, infl) è sintetizzato nel seguente output:

Passo 1: test per una radice unitaria in FFR

Test Dickey-Fuller aumentato per FFR

incluso un ritardo di $(1-L)FFR$

Ampiezza campionaria 223

Ipotesi nulla di radice unitaria: $a = 1$

Test senza costante

Modello: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$

Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: 0,045

Valore stimato di $(a - 1)$: -0,0129633

Statistica test: $\tau_{nc}(1) = -1,38617$

p-value asintotico 0,1543

Passo 2: test per una radice unitaria in infl

Test Dickey-Fuller aumentato per infl

incluso un ritardo di $(1-L)infl$

Ampiezza campionaria 223

Ipotesi nulla di radice unitaria: $a = 1$

Test senza costante

Modello: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$

Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,060

Valore stimato di $(a - 1)$: -0,0300158

Statistica test: $\tau_{nc}(1) = -1,52585$

p-value asintotico 0,1194

Passo 3: test per una radice unitaria in y

Test Dickey-Fuller aumentato per y

incluso un ritardo di $(1-L)y$

Ampiezza campionaria 223

Ipotesi nulla di radice unitaria: $a = 1$

Test senza costante

Modello: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$

Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,013

Valore stimato di $(a - 1)$: -0,455425

Statistica test: $\tau_{nc}(1) = -6,59087$

p-value asintotico 1,814e-10

Passo 4: regressione di cointegrazione

Regressione di cointegrazione -

OLS, usando le osservazioni 1954:3-2010:3 (T = 225)

Variabile dipendente: FFR

	Coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value
infl	1,36140	0,0451032	30,18	1,04e-80 ***

y	0,148935	0,0459755	3,239	0,0014 ***
Media var. dipendente	1,362822		SQM var. dipendente	0,848535
Somma quadr. residui	104,4786		E.S. della regressione	0,684481
R-quadro	0,819607		R-quadro corretto	0,818798
Log-verosimiglianza	-232,9604		Criterio di Akaike	469,9208
Criterio di Schwarz	476,7530		Hannan-Quinn	472,6783
rho	0,752180		Durbin-Watson	0,498060

Note: SQM = scarto quadratico medio; E.S. = errore standard

Passo 5: test per una radice unitaria in uhat

Test Dickey-Fuller aumentato per uhat

incluso un ritardo di $(1-L)uhat$

Ampiezza campionaria 223

Ipotesi nulla di radice unitaria: $a = 1$

Modello: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$

Coefficiente di autocorrelazione del prim'ordine per e: -0,028

Valore stimato di $(a - 1)$: -0,18931

Statistica test: $\tau_{nc}(3) = -4,08338$

p-value asintotico 0,004785

Ci sono sintomi di una relazione di cointegrazione se:

- (a) L'ipotesi di radice unitaria non è rifiutata per le singole variabili.
- (b) L'ipotesi di radice unitaria è rifiutata per i residui (uhat) della regressione di cointegrazione.

Verifica della non endogeneità di inc_t per il modello [2*]

Output relativo al modello

$$i_t = c + \alpha\pi_t + \beta y_t + \delta_1 inc_t + \delta_2 inc_{t-1} + \gamma_1 i_{t-1} + \gamma_2 i_{t-2} + \varepsilon_t$$

Modello 1: OLS, usando le osservazioni 1985:3-2010:3 (T = 101)

Variabile dipendente: FFR

Errori standard HAC, larghezza di banda 3 (Kernel di Bartlett)

	coefficiente	errore std.	rapporto t	p-value
const	0,0620583	0,0548715	1,131	0,2609
y	0,0366726	0,0132755	2,762	0,0069 ***
infl	0,111523	0,0352451	3,164	0,0021 ***
inc	-0,00100126	0,000440234	-2,274	0,0252 **
inc_1	0,000201596	0,000484856	0,4158	0,6785
FFR_1	1,47686	0,0695810	21,22	1,26e-37 ***
FFR_2	-0,535479	0,0652865	-8,202	1,20e-12 ***
Media var. dipendente	1,142376	SQM var. dipendente	0,611453	
Somma quadr. residui	0,637080	E.S. della regressione	0,082325	
R-quadro	0,982960	R-quadro corretto	0,981872	
F(6, 94)	843,8297	P-value(F)	2,04e-79	
Log-verosimiglianza	112,5192	Criterio di Akaike	-211,0384	
Criterio di Schwarz	-192,7326	Hannan-Quinn	-203,6277	
rho	0,036257	Valore h di Durbin	0,504812	

Note: SQM = scarto quadratico medio; E.S. = errore standard

Escludendo la costante, il p-value è massimo per la variabile 5 (inc_1)

Bibliografia

- Baker Scott, Bloom Nick, J. Davis Steven, “HAS ECONOMIC POLICY UNCERTAINTY HAMPERED THE RECOVERY?”, (3 febbraio 2012);
- Di Fonzo T., Lisi F., “SERIE STORICHE ECONOMICHE, ANALISI STATISTICHE E APPLICAZIONI”, Carocci (2005);
- Cappuccio N., Orsi R., “ECONOMETRIA”, Il Mulino (2005);
- Hamilton D. James, “ECONOMETRIA DELLE SERIE STORICHE”, Monduzzi (1996).
- Mankiw N. Gregory, Taylor P. Mark, “MACROECONOMIA”, Zanichelli (2004);
- Pace L., Salvan A., “INTRODUZIONE ALLA STATISTICA II INFERENZA, VEROSIMIGLIANZA, MODELLI”, Cedam (2001);
- Taylor John B., (1993).

Sitografia

- <http://www.policyuncertainty.com/>
- http://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt0812f_it.pdf
- <http://www.lavoce.info/articoli/pagina1002643.html>
- <http://www.federalreserve.gov/>