

Università degli Studi di Padova
Dipartimento di Scienze Statistiche
Corso di Laurea Magistrale in
Scienze Statistiche



**Politica monetaria, mercato immobiliare e crisi finanziaria
negli Stati Uniti: alcune analisi controfattuali**

Relatore Prof. Nunzio Cappuccio

Dipartimento di Scienze Economiche e Aziendali “Marco Fanno”

Laureanda: Veronica Giro

Matricola: 1056427

Anno Accademico 2014/2015

Indice

Introduzione	5
Capitolo 1: Housing and monetary policy	7
1.1 Scenario economico	7
1.2 Analisi controfattuale	10
1.2.1 Analisi controfattuale per serie storiche	11
1.3 Lo studio di Taylor	13
Capitolo 2: Replicazione ed approfondimento dell'esercizio di Taylor	17
2.1 Replicazione	17
2.1.1 La regola di Taylor	17
2.1.2 Calcolo della regola di Taylor	18
2.1.3 Analisi controfattuale	20
2.2 Approfondimento	22
2.2.1 Stima della regola di Taylor	22
2.2.2 Stima alternativa della regola di Taylor	24
2.2.3 Analisi controfattuale con valori stimati	27
2.2.3.1 Modello di regressione standard	27
2.2.3.2 Elaborazione del modello	29
Capitolo 3: Confronto tra modelli	33
3.1 Stima ols	33
3.2 Regressione quantile	35
3.2.1 Formulazione ed interpretazione	35
3.2.1.1 Quantile e funzione quantile	36
3.2.1.2 La regressione quantile	36
3.2.1.3 Interpretazione	37
3.2.1.4 Caratteristiche e vantaggi	39
3.2.2 Applicazione al caso in esame	41
3.3 Conclusioni	53
Capitolo 4: Elaborazione di un'altra analisi controfattuale	55
4.1 Stima ols	56
4.2 Modelli VAR e VAR strutturali	61
4.2.1 Cenni teorici	61
4.2.2 Analisi controfattuale	65
4.2.2.1 Analisi del periodo 2000q1-2004q4	65
4.2.2.2 Analisi del periodo 1995q1-2007q4	69
4.2.2.3 Conclusioni	73
Bibliografia e sitografia	75
Appendice	77

Introduzione

Negli ultimi anni, l'economia globale è stata sconvolta dalla più grande crisi mai verificatasi dal secondo dopoguerra; crisi che ha avuto e continua ad avere un impatto alquanto insostenibile per la maggior parte dei paesi e che interessa tutti, proprio tutti. Ognuno di noi, infatti, si sarà sicuramente chiesto, almeno una volta, quale sia stato il fattore scatenante, quale sia stato l'evento, la manovra economica o politica che abbia causato un tale dissesto e se questo poteva essere, in qualche modo, evitato o al limite ridotto. Tutto ciò è da ricercare nell'economia statunitense dei primi anni del ventunesimo secolo; anni caratterizzati da bassi tassi di interesse e da manovre volte all'incremento del PIL. È proprio questo il fulcro del problema: i bassi tassi di interesse, forse troppo bassi.

In *“The Financial Crisis and the Policy Responses: An Empirical Analysis of What Went Wrong”*, John B. Taylor sostiene che l'effetto boom-bust verificatosi nel mercato immobiliare americano sia da imputare proprio ad essi, anzi, più precisamente ad una manovra economica fuori dagli schemi della sua regola. Il suo scopo è quello di dimostrare che se la banca centrale avesse seguito quanto implicato dalla regola di Taylor, che solitamente costituisce il benchmark per fissazioni di questo genere, tutto ciò si sarebbe facilmente evitato. Questo tipo di approccio si chiama analisi controfattuale.

L'elaborato si compone di quattro capitoli. Il primo fornisce gli elementi teorici relativi allo scenario economico di interesse e al tipo di analisi condotta, oltre che riassumere brevemente lo studio di Taylor; il secondo presenta un tentativo di riproduzione dell'esercizio dell'autore e di approfondimento, relativo sia alla regola di fissazione del tasso di interesse che allo scenario controfattuale stesso. Il terzo capitolo costituisce un ulteriore approfondimento dell'analisi condotto con una metodologia più particolare, in grado di cogliere al meglio le possibili differenze: la regressione quantile. Il quarto, infine, presenta lo studio di uno scenario controfattuale nuovo, di elaborazione personale, sempre inerente al problema economico in esame, condotto con un'ulteriore metodologia statistica: i modelli auto regressivi multivariati in forma standard e strutturale.

Capitolo 1

Housing and monetary policy

“The classic explanation of financial crises, going back hundreds of years, is that they are caused by excesses—frequently monetary excesses—which lead to a boom and an inevitable bust.”

È con quest’affermazione che l’importante economista John B. Taylor, in *“The Financial Crisis and the Policy Responses: An Empirical Analysis of What Went Wrong”*, si occupa di analizzare quale sia stata la causa scatenante della crisi finanziaria del 2008. Come egli scrive, le crisi finanziarie sono dovute a degli eccessi, molto spesso di tipo monetario, che portano ad una grande espansione e successivamente ad un improvviso crollo. Egli ritiene, infatti, che la Banca Centrale americana abbia attuato una politica monetaria non del tutto corretta nel periodo che va dal 2002 al 2006, abbassando in misura troppo elevata i tassi d’interesse, fino a raggiungere il punto percentuale tra il 2003 e il 2004, per poi alzarli costantemente fino al 2006. Egli ritiene, quindi, che ciò abbia contribuito a creare un grande aumento di costruzioni e acquisti di case che successivamente è collassato in un tremendo calo; e che tutto ciò stia alla base della cosiddetta crisi dei mutui subprime.

1.1 Scenario economico

Per prima cosa, è necessario fornire uno scorcio sulla situazione economica in cui versavano gli Stati Uniti nel periodo preso in esame.

Gli inizi del nuovo millennio sono stati alquanto turbolenti per gli Stati Uniti; eventi economici e fatti di cronaca, quali lo scoppio della bolla di internet nel 1999 e l’attacco alle torri gemelle nel 2001, avevano sconvolto lo scenario sociale ed economico americano. In una situazione tale, il governo aveva bisogno di far crescere il PIL e, secondo quanto appreso dalle teorie Keynesiane, poteva fare ciò aumentando la spesa pubblica, i consumi delle famiglie e gli investimenti delle imprese. È proprio questa la ragione per cui gli Stati Uniti intervengono nella guerra in Afghanistan e in Iraq, e per cui la Federal Reserve decide di abbassare il tasso ufficiale di sconto, che passa dal 6,5% del gennaio 2001 all’1% del giugno 2003.

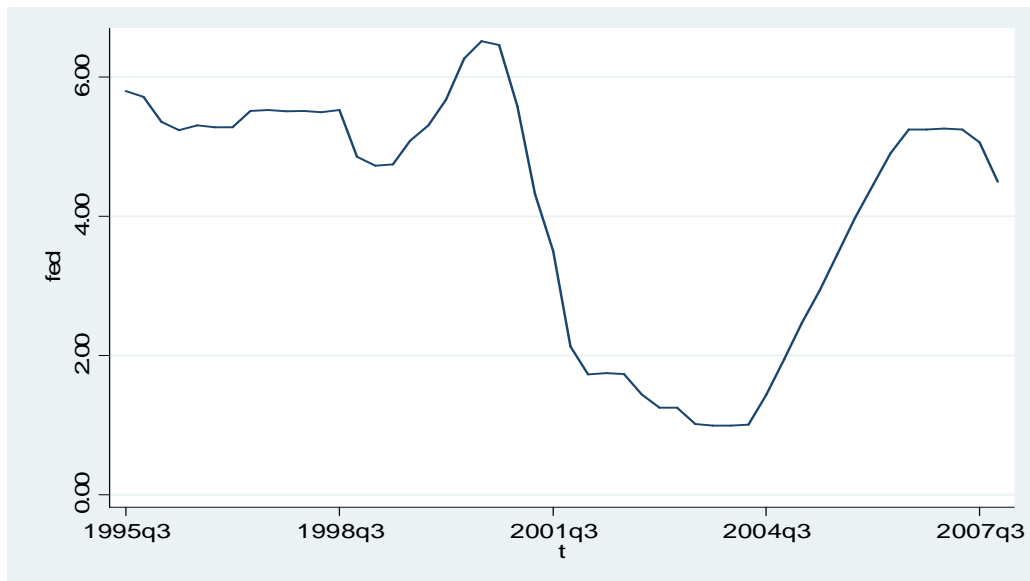


Figura 1.1: tasso di sconto

L'ultima manovra è rivolta al sostegno dei consumi delle famiglie, viene messa, infatti, in atto una propaganda all'indebitamento immobiliare, "the American dream", in modo da incentivare i cittadini a diventare proprietari almeno della casa in cui abitano. Viene incoraggiata, inoltre, la stipula di mutui immobiliari ipotecari a tasso variabile, rispetto a quelli a tasso fisso, in modo che le rate da pagare risultino nel tempo, col tasso d'interesse che diminuisce, sempre più ridotte. E poichè il valore di un immobile è pari alla somma delle rate da pagare divisa per il tasso di interesse, con quel tasso a calare le famiglie si vedono aumentare il valore della casa che hanno messo a garanzia del contratto di debito per acquistarla, e su quell'aumento di valore possono chiedere altro credito alle banche, da destinare questa volta direttamente ai loro consumi. Questa era la strategia del governo americano per aumentare il PIL. Per sostenerne al massimo la crescita, i mutui venivano concessi a chiunque, ossia non soltanto a clienti con un minimo di patrimonio oppure con garanzia immobiliare, ma proprio a tutti, anche a persone senza occupazione, patrimonio o stipendio, quest'ultimi, in particolare, costituiscono i cosiddetti mutui subprime. Sorge spontaneo chiedersi come le banche abbiano concesso moltissimi di questi mutui, a partire soprattutto dal 2003, nonostante l'evidente rischiosità, data dalla possibile insolvenza dei debitori. Il motivo si cela nello scenario economico che stava coinvolgendo gli Stati Uniti in quell'anno, immersi nel pieno di una bolla immobiliare che vedeva i prezzi delle case aumentare sempre di più, il tutto favorito dai bassi tassi d'interesse, data la tenue inflazione non influenzata da tale aumento. I prezzi delle case, infatti, non entravano direttamente nell'indice utilizzato per calcolare l'inflazione; ciò che entrava era invece il costo di affitto di una casa, che non è aumentato velocemente come prezzi delle case, o almeno non abbastanza rapidamente da incidere in modo significativo sull'indice dei prezzi al consumo.

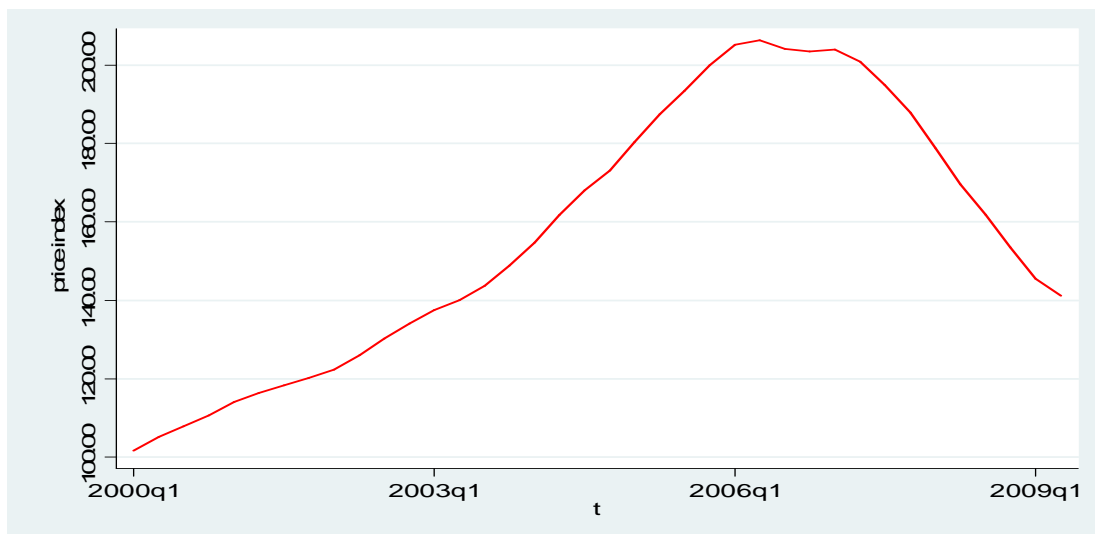


Figura 1.2: prezzi delle case

Le banche, quindi, non erano preoccupate che i loro mutuatari non riuscissero a pagare perché, in caso di insolvenza, avrebbero potuto vendere la casa che, nel frattempo, aveva acquistato un valore maggiore del mutuo concesso. Inoltre, era possibile trasferire il rischio di questi strumenti finanziari ad altri operatori nel mercato. Le banche, quindi, avevano creato dei nuovi pacchetti che vendevano a delle società, dette “Veicolo”, in modo da recuperare immediatamente i soldi prestati ai mutuatari, incassare un profitto e ricominciare subito ad offrire altri mutui. Queste società “Veicolo”, in particolare, emettevano obbligazioni legate ai mutui, i cui interessi venivano pagati agli investitori utilizzando le rate dei mutui che avrebbero incassato. Inoltre, data la rischiosità dei mutui subprime, per ottenere un maggior successo nel mercato di questo processo di cartolarizzazione, essi venivano in qualche modo nascosti dentro obbligazioni collaterali di debito, i CDO, insieme ad altri titoli garantiti con tasso d’interesse più basso perché a minor rischio. La presenza dei titoli subprime a tassi d’interesse più alto, garantiva nel complesso un rendimento più che appetibile per i risparmiatori, incentivati anche dall’eccessiva fiducia riposta in questi strumenti finanziari dalle agenzie di rating. I titoli cartolarizzati, promossi come investimenti sicuri, e soprattutto, essendo redditizi in un’epoca di bassi tassi di interesse, sono stati comprati da tutti gli investitori finanziari, in America prima, e nel mondo intero poi, creando una grande interconnessione tra istituzioni finanziarie, all’interno dei vari paesi e tra paesi. In questo modo, le banche e tutte le altre istituzioni finanziarie avevano potuto espandere enormemente le loro attività in rapporto al capitale proprio, arrivando ad un leverage mai raggiunto prima e, in questo modo, a dei profitti altissimi. Il tutto sembrava andare per il meglio finché nel 2004 le Federal Reserve ha deciso di alzare il tasso d’interesse, spinta dalla volontà di ristabilire un equilibrio economico dopo la recessione di inizio secolo, e dal ritorno di crescita a tassi elevati. Il risultato però è stato una catastrofe. I mutuatari non

riuscivano più a pagare le rate del debito e l'aumento del tasso di sconto aveva portato anche alla diminuzione dei prezzi delle case. Il sistema stava collassando, le banche registravano perdite sempre maggiori bloccando a loro volta il sistema di pagamento alla base del processo di cartolarizzazione. Le società "Veicolo" che dovevano pagare gli interessi sui titoli proprio con le rate dei mutui non avevano quindi più entrate per riuscire a farvi fronte e iniziavano a registrare perdite sempre più marcate, minacciando seriamente la loro presunta solidità finanziaria. Si è susseguita l'inevitabile perdita di valore dei CDO che non avevano più mercato, ma che essendo stati acquistati da istituzioni e banche di tutto il mondo avevano propagato questa crisi a livello globale. A partire dal 2008, infatti, la finanza e l'economia mondiale è entrata nella recessione più profonda mai registrata dalla seconda guerra mondiale.

1.2 Analisi controfattuale

Per testare la sua ipotesi, Taylor basa il suo studio su un approccio di tipo controfattuale.

I più grandi logici e filosofi della scienza associano tale termine alla conseguenza derivante da una situazione contraria, o al più diversa, da quanto realmente accaduto. Nel corso dei secoli, tale approccio ha trovato applicazione ai campi di ricerca più diversi, dalle scienze umane e sociali, a quelle matematiche ed economiche. Negli ultimi decenni, molti economisti si sono occupati di studiare i nessi di causalità e le derivanti situazioni controfattuali relative allo scenario macro e micro economico. In particolare, tale studio si è concentrato per la maggiore sulla stima di interventi di carattere pubblico. Per sviluppare tale analisi, sono state coinvolte le più svariate relazioni economiche: dalla classica funzione Neo-Keynesiana, alla regola di Taylor fino ad arrivare alle singole leggi di politica economica adottate dai governi. Approfondire tali concetti e relazioni consente, infatti, di capire come procedere e valutare gli interventi di carattere economico impiegati da governi, banche centrali e altre istituzioni principi dell'economia globale. A questo punto, è necessario fornire una definizione più adeguata di tale approccio.

L'analisi controfattuale nella valutazione degli effetti di politiche pubbliche si propone di verificare la capacità di un certo intervento di modificare, nella direzione desiderata, i comportamenti o le condizioni di una determinata popolazione di destinatari, ovvero di determinare in quale misura l'operazione, piuttosto che altri fattori concomitanti, abbia contribuito al raggiungimento di un certo risultato. Il nesso causale tra la politica attuata e i cambiamenti nella condizione o nel comportamento su cui la politica voleva incidere viene definito come differenza tra ciò che è accaduto dopo l'attuazione di una politica (situazione fattuale) e ciò che sarebbe accaduto se quella stessa politica non fosse stata realizzata o ne fosse stata attuata una diversa (situazione

controfattuale). L'analisi degli effetti risponde, quindi, a domande mirate a provare l'entità e il segno degli effetti netti attribuibili all'intervento in questione, in modo da produrre una modesta, ma solida, evidenza empirica sul fatto che certi cambiamenti osservabili siano imputabili ad esso. Il termine modesta, inserito nella frase precedente, si riferisce al fatto che tale metodo di studio presenta alcuni limiti relativi all'impossibilità di stabilire con esattezza la differenza tra il fattuale e il controfattuale, perché quest'ultimo è costruito in modo fittizio, a partire da determinate ipotesi base. Per stimare l'effetto è quindi necessario ricostruire il dato controfattuale, operazione non sempre semplice e scontata. Poiché il fine ultimo è l'attribuzione causale, non esiste, infatti, un principio generale in base al quale la ricostruzione di tale dato debba necessariamente essere effettuata, tuttavia la maggior parte delle applicazioni che utilizzano questa terminologia impiegano metodi quantitativi. A seconda delle caratteristiche della politica, infatti, viene definita un'opportuna strategia valutativa supportata da una valida tecnica statistica per la stima dell'effetto. Non essendoci una metodologia ben definita per condurre questo tipo di studio, è necessario valutare la procedura più corretta da applicare al proprio caso, avendo chiaro se si tratta di un panel o di una serie storica e se i dati sono relativi a variabili micro o macroeconomiche. Ognuna di queste distinzioni, infatti, presuppone metodi di analisi diversa.

Il caso in esame appartiene alla categoria delle serie storiche costituite da dati macroeconomici, quindi ci si limiterà a trattare solamente questo caso.

1.2.1 Analisi controfattuale per serie storiche

L'oggetto di studio nell'analisi controfattuale per serie storiche è la singola unità statistica. Il suo comportamento, infatti, viene valutato durante il periodo di tempo analizzato per quanto riguarda la situazione fattuale, ovvero nel momento in cui è in atto la politica; e stimato per quanto riguarda la situazione controfattuale. L'obiettivo è determinare la significatività o meno della differenza tra le due situazioni, per dare un'opportuna valutazione alla manovra politica.

Statisticamente parlando, il fulcro della valutazione si trova nei cambiamenti dei parametri che coinvolgono il modello che si sta utilizzando. A seguire, verrà presentato un modello generale che permette di comprendere al meglio la metodologia e che è adattabile ad ogni situazione in esame.

Si supponga che la variabile risposta y_t sia influenzata: da una singola variabile esplicativa x_t , relativa alla politica in atto, e da una serie di altre variabili esplicative z_t definite di controllo. Sono presenti, inoltre, un set di variabili w_t che influenzano y_t o z_t , ma sono invarianti a cambiamenti che coinvolgono x_t e z_t , la cui scelta dipende dal contesto nel quale si sta lavorando.

L'analisi si concentra sull'equazione relativa alla dipendente

$$y_t = \pi_1 x_t + \pi_2 w_t + v_{yt} \quad (1.1)$$

Si supponga che l'intervento di politica venga annunciato alla fine del periodo T per i periodi successivi, $T + 1, T + 2, \dots, T + H$. L'operazione è tale per cui i valori realizzati della politica differiscono da quelli controfattuali, ovvero quelli che si sarebbero realizzati in assenza dell'intervento preso in esame. Si definisce, inoltre, il set di informazione disponibile al tempo t come $\Omega_t = \{y_t, x_t, z_t, w_t \text{ per } t = T, T - 1, T - 2, \dots\}$. I valori realizzati della politica sono definiti come: $\psi_{T+h}(x) = \{x_{T+1}, x_{T+2}, \dots, x_{T+h}\}$, mentre quelli relativi alla situazione controfattuale come: $\psi_{T+h}(x^0) = \{x^0_{T+1}, x^0_{T+2}, \dots, x^0_{T+h}\}$.

È possibile valutare la politica sia ex-ante che ex-post impiegando i metodi espliciti in seguito.

La valutazione della politica ex ante è calcolabile comparando gli effetti relativi ai due scenari presi in considerazione, $\psi_{T+h}(x^0)$ e $\psi_{T+h}(x^1)$. È necessario sottolineare che la serie attesa $\psi_{T+h}(x^1)$ differisce da quella realizzata $\psi_{T+h}(x)$ per via degli errori di implementazione.

La differenza tra di esse è calcolabile come:

$$d_{T+h}^{(ex-ante)} = E(y_{t+h} | \Omega_t, \psi_{T+h}(x^1)) - E(y_{t+h} | \Omega_t, \psi_{T+h}(x^0)), \text{ per } h = 1, 2, \dots, H. \quad (1.2)$$

Inoltre, l'effetto sulla variabile relativa alla politica economica in fase di valutazione è calcolato come

$$E(y_{t+h} | \Omega_t, \psi_{T+h}(x^0)) = E(\pi_1 | \psi_{T+h}(x^0)) x^0_{T+h} + \pi_2' E(w_{T+h} | \psi_{T+h}(x^0)), \quad \text{per } h = 1, 2, \dots, H$$

Considerato il fatto che gli errori relativi al processo della dipendente v_{yt} sono invarianti rispetto all'intervento di politica, si può definire

$$d_{T+h} = \pi_1 (x^1_{T+h} - x^0_{T+h}). \quad (1.3)$$

Per quanto riguarda la realizzazione ex-post, è necessario sottolineare come la realizzazione della variabile relativa alla politica potrebbe non coincidere con quanti prefissato, quindi essa è definita come segue:

$$\begin{aligned} & E(y_{t+h} | \Omega_t, \psi_{T+h}(x), w_{T+1}, w_{T+2}, \dots, w_{T+h}) \\ & \quad - E(y_{t+h} | \Omega_t, \psi_{T+h}(x^0), w_{T+1}, w_{T+2}, \dots, w_{T+h}) \\ & \quad = \pi_1 (x_{T+h} - x^0_{T+h}) \end{aligned}$$

Quindi

$$d_{T+h}^{(ex-post)} = y_{t+h} - E(y_{t+h} | \Omega_t, \psi_{T+h}(x^0), w_{T+1}, w_{T+2}, \dots, w_{T+h}) = \pi_1(x_{T+h} - x^0_{T+h}) + v_{y,T+h} \quad (1.4)$$

L'effetto medio della politica ex post è dato da

$$\bar{d}_H = \frac{\pi_1}{H} \sum_{h=1}^H (x_{T+h} - x^0_{T+h}) + \frac{1}{H} \sum_{h=1}^H (v_{y,T+h}). \quad (1.5)$$

È, inoltre, possibile testare l'ipotesi $\bar{d}_H = 0$, usando uno stimatore di π_1 , $\hat{\pi}_1$ per T e H sufficientemente grande. Nel caso in cui $H/T \rightarrow 0$ poiché $T \rightarrow \infty$, un test per verificare l'ipotesi di efficacia della politica è basato su $\hat{d}_H = \pi_1 \left[\frac{1}{H} \sum_{h=1}^H (x_{T+h} - x^0_{T+h}) \right]$ ed è definito come

$$\gamma_H = \frac{\hat{d}_H}{\hat{\sigma}_{v_y}} \sim N(0,1), \quad (1.6)$$

dove $\hat{\sigma}_{v_y}$ è lo standard error dell'equazione iniziale.

1.3 Lo studio di Taylor

Nell'articolo preso in esame, l'economista conduce un'analisi di tipo controfattuale con l'obiettivo di confrontare ciò che si è realmente realizzato sul mercato immobiliare e ciò che si sarebbe verificato se la banca centrale americana avesse mantenuto un tasso d'interesse più alto nel periodo compreso tra il 2002 e il 2006. Per condurre lo studio, ha utilizzato un modello economico in grado di spiegare come la politica monetaria, in particolar modo, il federal funds rate, influisca sul mercato immobiliare e un modello econometrico internazionale con l'obiettivo di calcolare un ipotetico tasso di sconto, in linea con quanto esplicito dalla nota regola di Taylor, utilizzata solitamente come benchmark per la fissazione del tasso di interesse. In particolare, ha utilizzato tale forma della regola:

$$i = c + \alpha\pi_t + \beta y_t, \quad (1.7)$$

per i trimestri compresi tra il 2002 e il 2006, impiegando il CPI, ovvero l'indice dei prezzi al consumo, come misura dell'inflazione e il real GDP, cioè il prodotto interno lordo, come misura dell'output gap, con coefficienti pari, rispettivamente, a 1.5 e 0.5 e ad 1 per la costante, ottenendo il seguente risultato:

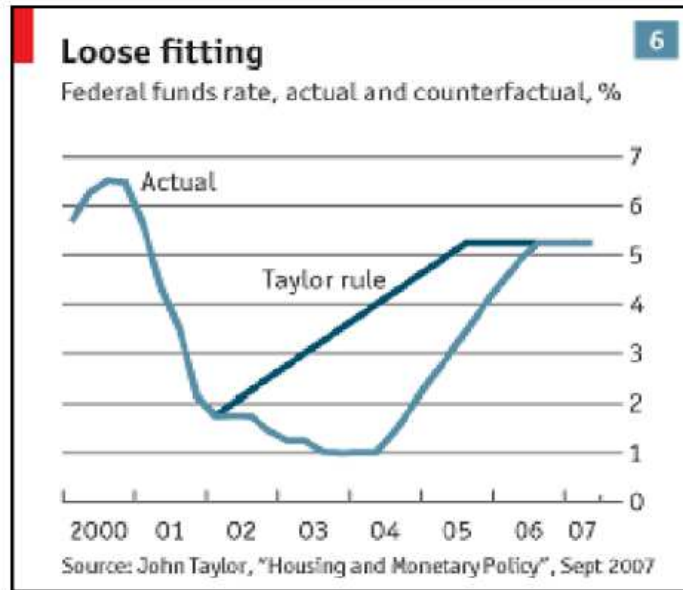


Figura 1.3: tasso di interesse osservato e stimato

Inoltre, ha costruito il modello economico che lega politica monetaria e mercato immobiliare utilizzando un modello per il numero di case costruite che vede il tasso d'interesse calcolato come variabile esplicativa. Per la stima ha utilizzato un campione di dati trimestrali dal 1959q1 al 2007q4. Il modello presenta un forte effetto, statisticamente significativo, dell'esplicativa sulla dipendente e fornisce le stime rappresentate in figura:

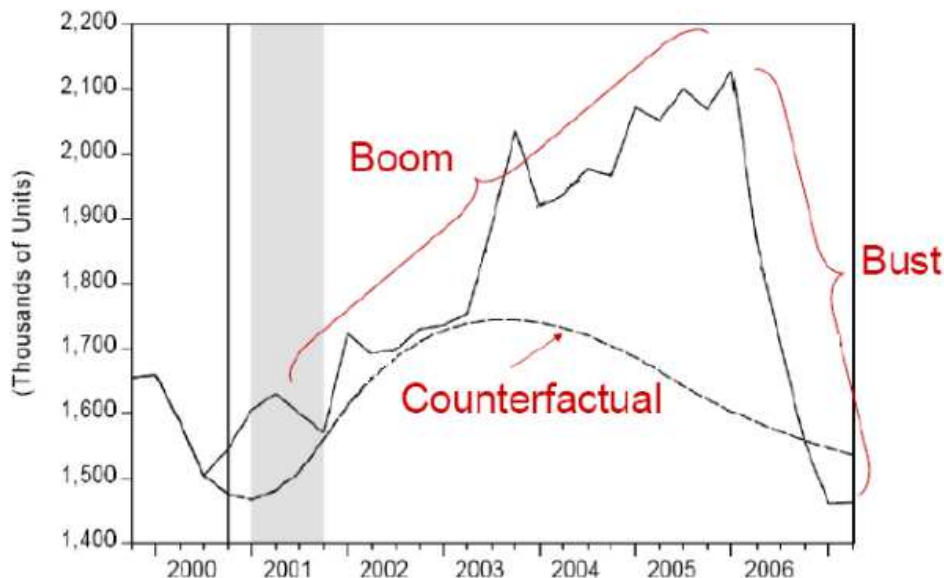


Figura 1.4: scenario controfattuale

La figura 1.4 mette a confronto scenario fattuale e contro fattuale: la linea continua rappresenta il numero di case osservato nel periodo in esame, mentre la linea discontinua i valori stimati dal

modello di Taylor. La conclusione è chiaramente esplicitata nella figura: un tasso d'interesse più alto, in linea con quanto predetto dalla regola di Taylor, avrebbe evitato l'effetto boom-bust verificatosi nel mercato immobiliare e la conseguente crisi. Parallelamente, l'analisi costituisce un'evidenza empirica del fatto che i bassi livelli del tasso d'interesse abbiano contribuito a provocare il boom immobiliare di inizio periodo. L'autore, afferma, inoltre, che si sarebbe evitata anche la brusca caduta di fine periodo e le conseguenti turbolenze nei mercati finanziari.

Capitolo 2

Replicazione ed approfondimento dell'esercizio di Taylor

2.1 Replicazione

L'obiettivo dell'elaborato consiste nel cercare di replicare e approfondire lo studio di Taylor redatto nell'articolo "*The Financial Crisis and the Policy Responses: An Empirical Analysis of What Went Wrong*". La replicazione del suo esperimento controfattuale sarà il primo passo dello studio e verrà presentata in questo capitolo. È necessario sottolineare che, non avendo a disposizione chiare indicazioni su come siano state svolte le analisi e in che modo siano stati trattati i dati, questo si presenta come un tentativo di imitazione dei risultati raggiunti dall'autore.

2.1.1 La regola di Taylor

Il primo passo della replicazione dell'esperimento consiste nel calcolo di un tasso di sconto ipotetico, calcolato seguendo una regola economica ben definita: la regola di Taylor, che solitamente costituisce il benchmark per la fissazione del tasso di interesse a breve termine.

Crescita economica e controllo dell'inflazione sono gli obiettivi su cui si basa l'economia di ogni nazione, che persegue una politica di stabilità dei prezzi e controllo del reddito. Stabilità intrinseca alla regola formulata nel 1993 da John B. Taylor e impiegata da banche centrali, policymakers e operatori finanziari come strumento decisionale in termini di politica monetaria. Reddito nazionale ed inflazione sono, quindi, le due variabili economiche che fanno da padrone per la fissazione del tasso di sconto, che legate in una relazione matematica, forniscono il livello a cui dovrebbe essere fissato il tasso di interesse nominale di breve periodo; 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 formulazione di tale concetto si presenta come segue:

$$i_t = i^* + \alpha_\pi(\pi_t - \pi^*) + \beta_t(y_t - y^*) \quad (2.1)$$

Dove:

- i_t è il tasso di interesse nominale di breve periodo applicato dalla banca centrale;
- π_t è il tasso di inflazione corrente, misurato solitamente con il deflatore del PIL;
- π^* è il tasso che corrisponde all'obiettivo inflazionistico di lungo periodo, ovvero al tasso di inflazione che si prevarrà in media nel lungo periodo;

- i^* il tasso di interesse nominale obiettivo, scomponibile come $i^* = r^* + \pi_t$, ossia nella somma di tasso d'interesse reale di equilibrio e tasso di inflazione corrente;
- y_t misura il PIL effettivo;
- \bar{y} è il livello potenziale del PIL.

L'equazione può essere riscritta come:

$$i_t = (r^* + \alpha_\pi \pi^*) + \alpha_\pi \pi_t + \pi_t + \beta_t (y_t - y^*) \quad (2.2)$$

Ovvero come

$$i_t = c + (1 + \alpha_\pi) \pi_t + \beta_t (y_t - y^*) \quad (2.3)$$

In particolare, i pesi dei due divari, α_π e β_t , sono stati assunti da Taylor pari a 0.5, mentre il tasso di inflazione obiettivo e quello di interesse di equilibrio sono stati assunti pari al 2%. Quindi, la formula viene applicata solitamente nella seguente forma:

$$i_t = 1 + 1.5 \pi_t + 0.5 (y_t - y^*) \quad (2.4)$$

Tale formulazione esplicita chiaramente due concetti guida della regola, strettamente legati alle due variabili coinvolte. In primo luogo, un aumento dell'inflazione dovrebbe comportare un aumento del tasso di sconto al fine di rendere più oneroso il costo del denaro; il che dovrebbe portare ad una diminuzione degli investimenti e di conseguenza del reddito nazionale. In secondo luogo, un decremento dell'attività economica dovrebbe portare alla diminuzione del tasso di interesse a breve termine. Diminuzione che provoca un aumento dell'offerta di moneta che a sua volta dovrebbe favorire gli investimenti privati, l'occupazione e la produzione.

2.1.2 Calcolo della regola di Taylor

Le informazioni a disposizione si limitano al periodo di tempo considerato e all'equazione utilizzata per calcolare la regola di Taylor. L'autore, infatti, utilizza dati trimestrali relativi al lasco temporale compreso tra il 1959 e il 2007 e nel calcolo dell'equazione si affida alla formulazione espressa precedentemente (formula 2.4), ovvero applica coefficienti pari a 1.5 e a 0.5 ad inflazione e ad output gap, rispettivamente. Inoltre, impiega come misura dell'inflazione l'indice CPI, ovvero l'indice dei prezzi al consumo, e come misura dell'output gap il real GDP, indicatore del prodotto interno lordo corretto in base all'inflazione.

Con queste informazioni a disposizione, sono stati calcolati i valori teorici del tasso di interesse a breve implicati dalla regola di Taylor, mettendo in atto, tuttavia, alcune modifiche. Per prima cosa è stata impiegata una serie storica alternativa, rispetto al CPI, per rappresentare l'inflazione: il deflatore del PIL. Entrambe le serie esprimono una misura dell'inflazione/deflazione dei prezzi di un insieme di beni rispetto ad un anno di riferimento specifico; tuttavia, a differenza del CPI, il deflatore del PIL non si basa su di un paniere di beni e servizi fisso, ma cambia di anno in anno in base alle attitudini di consumo e investimento della popolazione. Inoltre, nella letteratura relativa all'applicazione della regola di Taylor, l'inflazione è solitamente espressa proprio dall'indice che è stato scelto. Real GDP e GDP deflator, impiegate per l'analisi, sono state scaricate dal database della Federal Reserve. Le serie storiche coinvolte non sono state trattate in quanto tali, è stata, infatti, applicata una trasformazione in modo da indicizzarle come tassi di crescita rispetto al trimestre precedente. Tale indicizzazione rende la serie storica risultante più inerente possibile a quella ottenuta dall'autore.

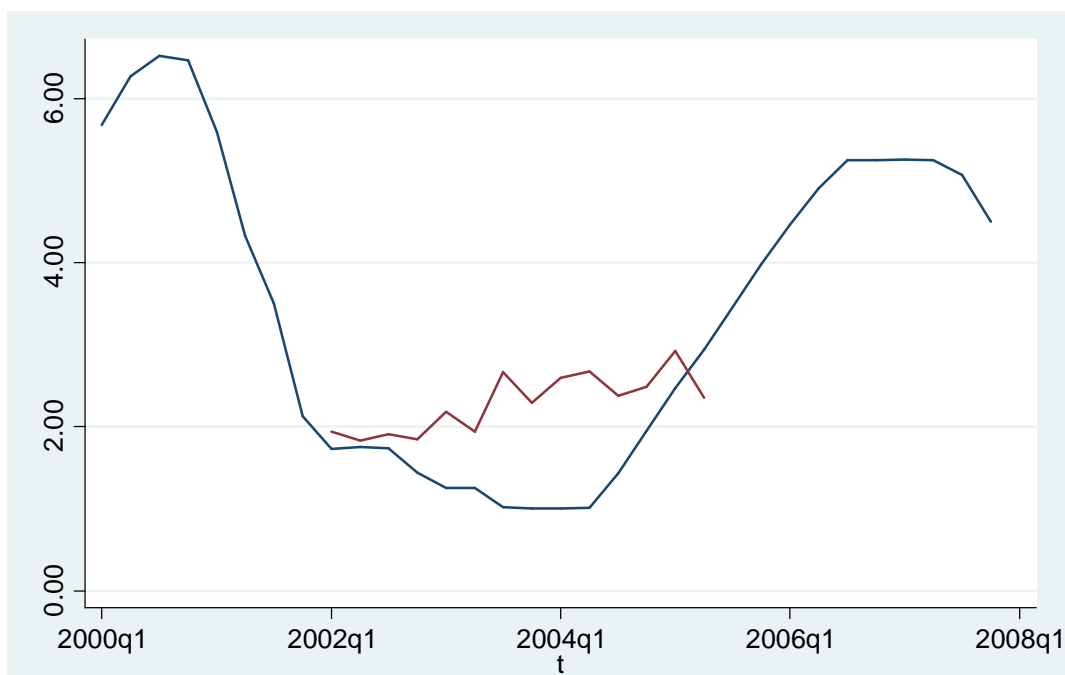


Figura 2.1: tasso di interesse osservato (linea rossa) e tasso di interesse calcolato (linea blu) a confronto.

La figura 2.1 ha lo scopo di riprodurre la figura 1.3, ovvero quella relativa al calcolo dell'autore. Si nota come entrambe abbiano un andamento crescente, rispetto alla serie osservata, a partire dal primo trimestre del 2002. L'unica differenza si trova nel range di valori su cui si collocano i dati: il tasso di interesse calcolato nella replicazione presenta valori leggermente più bassi rispetto a quelli di Taylor. Tuttavia, di fondamentale importanza a livello concettuale è l'andamento crescente delle serie che viene presentato da entrambe. Tale trend esplicita, infatti, il fulcro dello studio, ovvero il fatto che i tassi di interesse a breve applicati dalla banca centrale non siano in linea con quanto

suggerito dalla regola economica di Taylor, che avrebbe suggerito tassi più alti per il periodo che va dal 2002 al 2006.

2.1.3 Analisi controfattuale

Il passo successivo nella replicazione dell'esperimento consiste nell'analisi controfattuale, ovvero nella creazione di un modello che leghi il mercato immobiliare al tasso di interesse calcolato, secondo la regola di Taylor, e nel successivo confronto con i valori osservati relativi alla dipendente. Il modello utilizzato presenta come variabile risposta il numero di case iniziate a costruire per trimestre, espresso in migliaia di unità. È necessario precisare che anche questa serie storica è stata scaricata dal database della Federal Reserve.

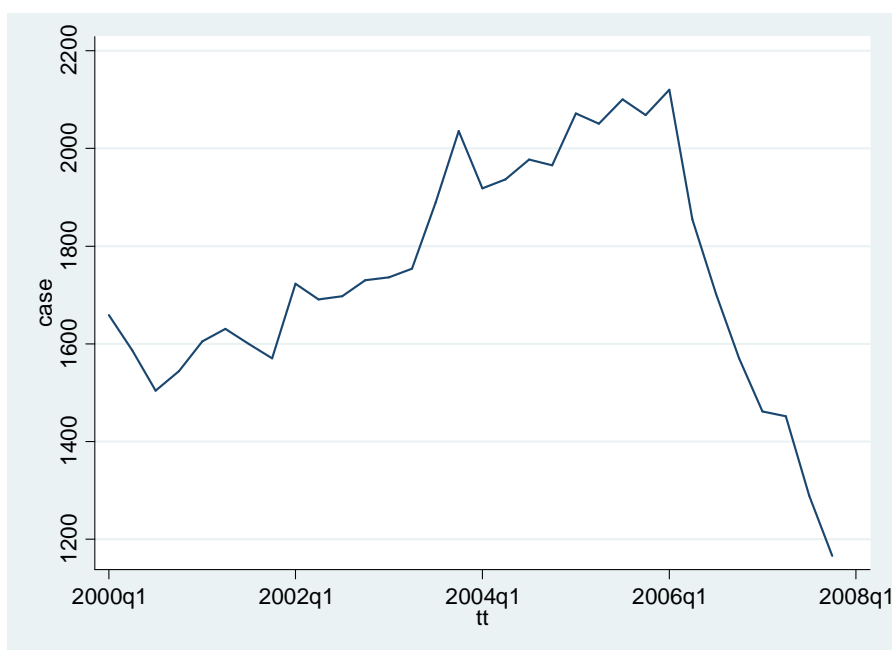


Figura 2.2: numero di case costruite

La serie storica in figura rappresenta la dipendente del modello, essa presenta un trend crescente fino al 2006 e un brusco calo che perdura fino a fine periodo. La crescita di inizio periodo può essere definita costante sebbene presenti qualche picco che la rende non del tutto lineare, come, invece, è il crollo che interessa la parte finale.

La variabile esplicativa è il tasso di interesse calcolato secondo la regola di Taylor. Il modello impiegato e dati considerati per la stima sono coerenti con quanto messo in atto dall'autore, il periodo coinvolto, infatti, va dal 1959q1 al 2007q4.

$$case \sim c + \alpha \tilde{i}_t + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

I risultati evidenziano una forte significatività della variabile esplicativa e della costante, i cui parametri assumono valori positivi pari rispettivamente a 62 e a 1375.4 e l'analisi del grafico, visibile in figura 2.2, porta alle stesse conclusioni di Taylor. Un tasso di interesse più alto, infatti, avrebbe evitato l'effetto boom-bust visibile nella serie storica del numero di case osservato. L'andamento dei valori stimati dal modello (2.5), infatti, è in linea di massima lineare e differisce leggermente da quanto stimato dal modello di Taylor (figura 1.4) che presenta un lieve incremento a partire dal 2002 e un successivo calo dal 2004 in poi. Tale differenza, probabilmente, è da attribuire allo scarto tra i valori calcolati in questo studio e in dall'autore per regola di Taylor, che si situavano su un range di valori più alti.

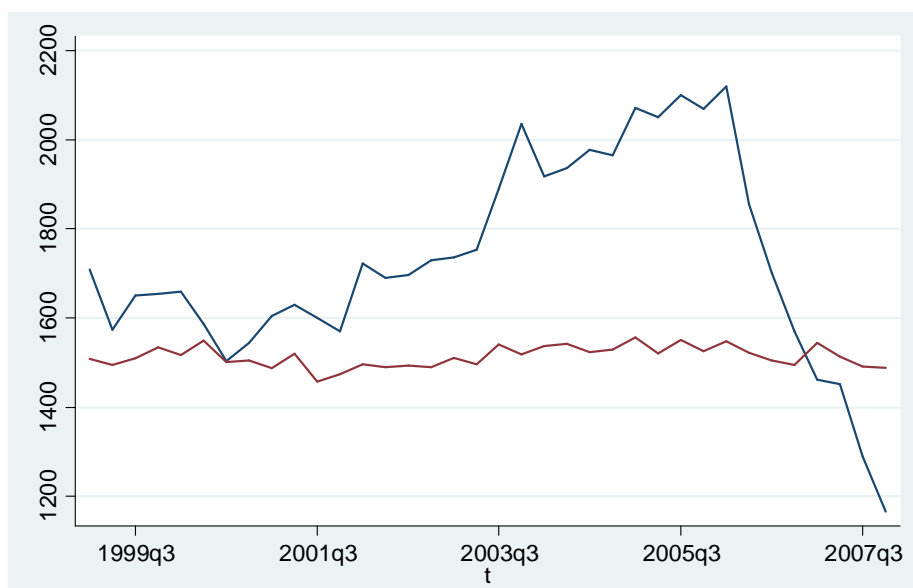


Figura 2.3: valori osservati (linea blu) confrontati con valori stimati (linea rossa)

Tuttavia, l'analisi della correttezza del modello evidenzia come prima cosa un coefficiente di determinazione estremamente basso, pari circa al 3%, il che implica probabilmente l'omissione di variabili esplicative rilevanti. Inoltre, i residui, pur rispettando le condizioni di normalità, sono eteroschedastici e fortemente autocorrelati. Posso concludere quindi che il modello non è buono e che le conclusioni raggiunte anche a livello di analisi controfattuale potrebbero non essere corrette.

2.2 Approfondimento

Come mostrato nel paragrafo precedente, la replicazione dell'esperimento di Taylor non fornisce risultati soddisfacenti a livello di correttezza del modello. L'obiettivo perseguito nel corso delle analisi è l'individuazione di un modello statisticamente più adeguato e in grado di fornire conclusioni riguardo il problema in esame. Per prima cosa si è cercato di migliorare l'equazione relativa alla regola di Taylor in modo da avvicinarsi il più possibile all'insieme di valori impiegati dall'autore. In seguito verranno presentati i tentativi messi in atto nel corso dell'analisi.

2.2.1 Stima della regola di Taylor

Una buona stima dell'equazione di Taylor costituisce un'ottima base per la successiva analisi controfattuale, è per questo motivo che è stata approfondita tale analisi con l'obiettivo di stimare l'equazione che fornisca risultati il più possibile coerenti con quelli ottenuti dall'autore.

Il primo tentativo messo in atto è relativo alla stima della regola di Taylor. Si è ritenuto necessario applicare, innanzitutto, delle trasformate alle variabili esplicative: entrambe sono trattate come tassi di crescita annuali in scala logaritmica. È stato formulato, successivamente, il seguente modello:

$$i_t = c + \alpha \pi_t + \beta (y_t - y^*) + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

ed è stato stimato per un periodo più ristretto, ovvero dal 1977q4 al 2007q4. Il modello non fornisce i risultati sperati perché risulta avere residui autocorrelati. Per ovviare a questo problema è stata inserita tra le esplicative la dipendente ritardata ottenendo il seguente modello:

$$i_t = c + \rho i_{t-1} + \alpha \pi_t + \beta (y_t - y^*) + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

Esso fornisce risultati ottimali a livello di correttezza, non avendo problemi di autocorrelazione, eliminati proprio grazie all'inserimento della variabile dipendente ritardata. Tuttavia in questo modo, non si riesce ad ottenere l'insieme di valori stimati sperato; essi, infatti, non si avvicinano alla retta stimata da Taylor nello studio (figura 1.3) e restano ad un livello troppo basso; le due rette, osservata e stimata, infatti, hanno praticamente lo stesso andamento. Il modello impiegato, quindi, non porta ai risultati sperati poiché non riesce a riprodurre i risultati dell'autore.

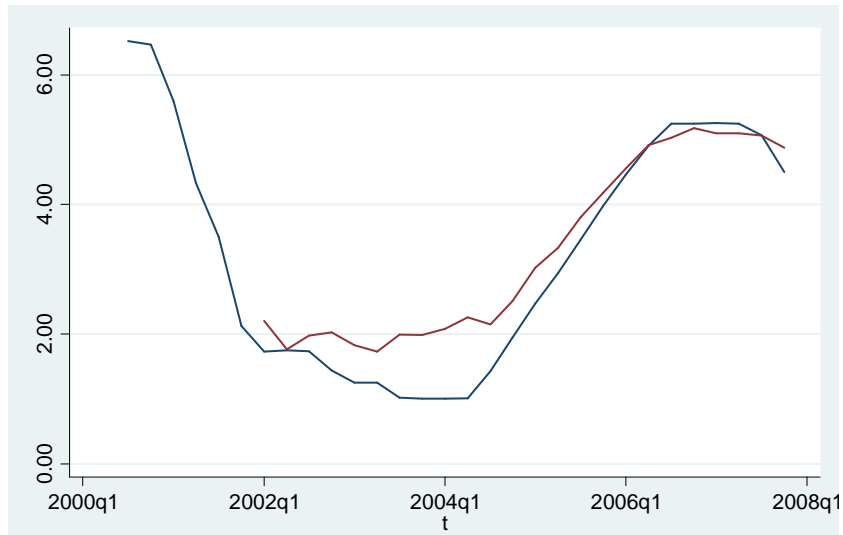


Figura 2.4: valori osservati (linea blu) e stimati secondo la regola di Taylor (linea rossa)

Per superare il problema, l'equazione di regressione (2.7) è stata stimata per i dati compresi tra il 1977q4 e il 2001q4 con il metodo dei minimi quadrati nella versione robusta all'eteroschedasticità ed è stata, successivamente, inserita una componente di dinamicità alle previsioni del modello nel modo seguente:

$$\hat{i}_t = c + \rho \hat{i}_{t-1} + \alpha \pi_t + \beta (y_t - y^*) + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

Le previsioni sono state calcolate impiegando i valori osservati per inflazione e output gap, mentre per quanto riguarda la dipendente ritardata è stato utilizzato il valore calcolato al tempo precedente in modo da cercare di produrre un andamento crescente della serie. Si riesce, così, ad ottenere risultati soddisfacenti da un modello con residui non autocorrelati, come si può vedere in figura 2.5.

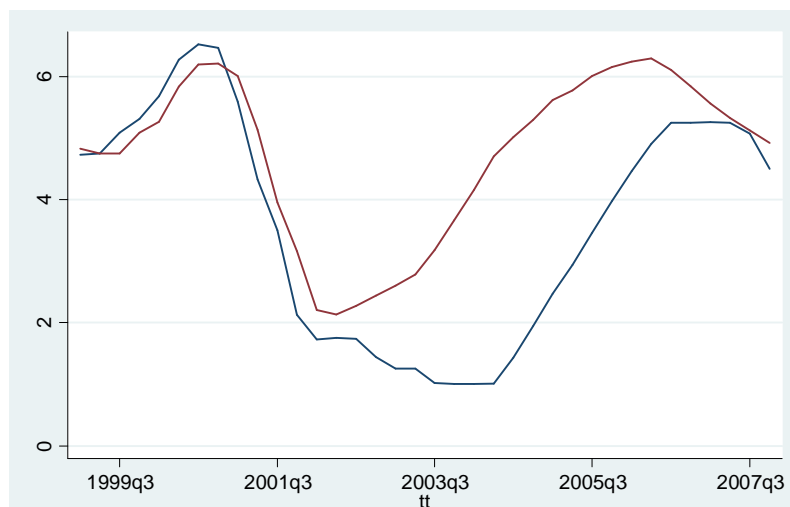


Figura 2.5: tasso di interesse osservato (linea blu) e stimato con il metodo delle previsioni dinamiche (linea rossa).

L'andamento della retta relativa ai valori del tasso di interesse a breve stimato con il metodo delle previsioni dinamiche è molto simile a quello determinato da Taylor nel suo studio (figura 1.3). Essa, infatti, è crescente a partire dal 2001 in poi ed esplicita in modo molto chiaro il concetto chiave alla base dell'esercizio: il fatto che la banca centrale americana non abbia seguito la regola di Taylor nella fissazione del tasso di interesse nel periodo considerato.

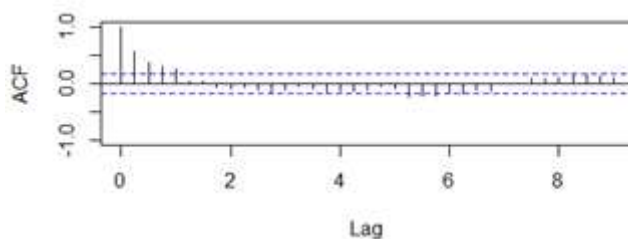
L'equazione (2.7) è stata stimata anche con il metodo delle variabili strumentali per testare la possibile endogeneità della variabile relativa al PIL. Tuttavia, data la rilevanza degli strumenti utilizzati, il test di Hausman accetta l'ipotesi nulla, quindi a parità di consistenza, tra i lo stimatore ols e quello a variabili strumentali si preferisce il primo data la sua maggiore efficienza.

2.2.2 Stima alternativa della regola di Taylor

È interessante riportare un ulteriore metodo per ottenere una stima delle regola di Taylor soddisfacente e in linea con quanto ottenuto dall'autore: il modello a ritardi distribuiti ; l'equazione utilizzata si presenta nel modo seguente:

$$i_t = c + \alpha \pi_t + \delta \pi_{t-1} + \beta (y_t - y^*) + \gamma(y_{t-1} - y^*) + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

Sono stati inseriti anche in questo caso elementi di dinamicità all'interno dell'equazione (2.6), solo che, questa volta, nelle variabili esplicative; esse, infatti, entrano a far parte del modello, oltre che al ritardo t, al ritardo t-1, ovvero all'istante temporale precedente rispetto a quanto considerato. Le variabili esplicative sono state trattate in termini di tassi di crescita annuali in scala logaritmica e il modello è stato stimato partendo dal quarto trimestre del 1977, come nella stima precedente, arrivando questa volta, però, fino al quarto trimestre del 2007, ossia fino alla fine del periodo considerato. Il modello stimato con il metodo dei minimi quadrati utilizzando la versione robusta all'eteroschedasticità produce, però, residui autocorrelati, come si vede nella figura seguente.



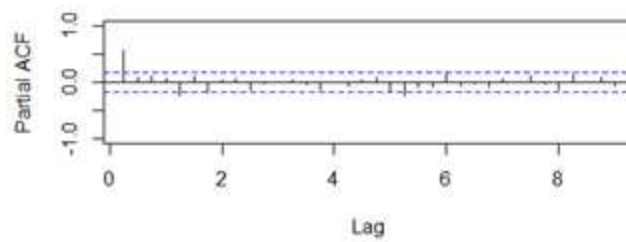


Figura 2.6: acf e pacf dei residui del modello ols

In questo caso, si è deciso di ovviare a tale problema utilizzando un metodo di stima robusto per la matrice di varianza e covarianza del modello di regressione standard, in grado di porre rimedio anche all'autocorrelazione dei residui. Si tratta del metodo di Newey West che risolve sia gli eventuali problemi di eteroschedasticità che di autocorrelazione dei residui del modello.

Dalla figura precedente si nota come l'acf presenti un andamento costantemente decrescente dei residui, segnale della presenza di autocorrelazione, inoltre, nel pacf c'è solamente un ritardo significativo, quindi ritengo opportuno stimare il modello utilizzando un ordine di correlazione dei residui pari ad 1. Dai risultati della stima si nota come il coefficiente relativo al PIL ritardato di un periodo non sia significativo, per questo motivo l'equazione è stata ristimata senza di esso.

$$i_t = c + \alpha \pi_t + \delta \pi_{t-1} + \beta (y_t - y^*) + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

Dopo questa correzione, le variabili risultano tutte significative e il modello sembra funzionare abbastanza bene, come si vede dai valori stimati visibili nella figura seguente.

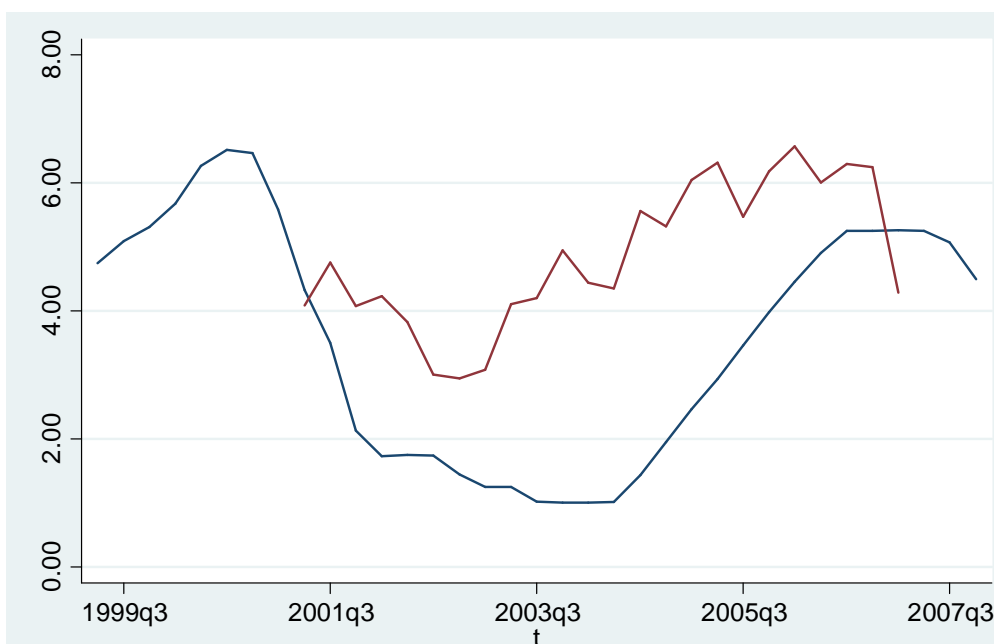


Figura 2.7: valori osservati del tasso di interesse (linea blu) e stimati (linea rossa).

Dal grafico, si nota come l'andamento dei valori stimati sia crescente ma in modo alquanto altalenante, con la presenza di picchi abbastanza evidenti. Tuttavia, il modello stima un andamento diverso da quanto realmente accaduto: i valori fittati infatti sono in generale più alti di quelli osservati, il che comunque conferma il fatto che la politica monetaria messa in atto negli anni dal 2002 al 2006 non è in linea con quanto espresso dalla teoria economica di Taylor, impiegata solitamente per la fissazione del tasso di interesse a breve. È necessario sottolineare come il modello presenti, però, problemi di simultaneità.

La figura seguente mette a confronto l'andamento del tasso di interesse osservato e stimato con i due metodi formulati.

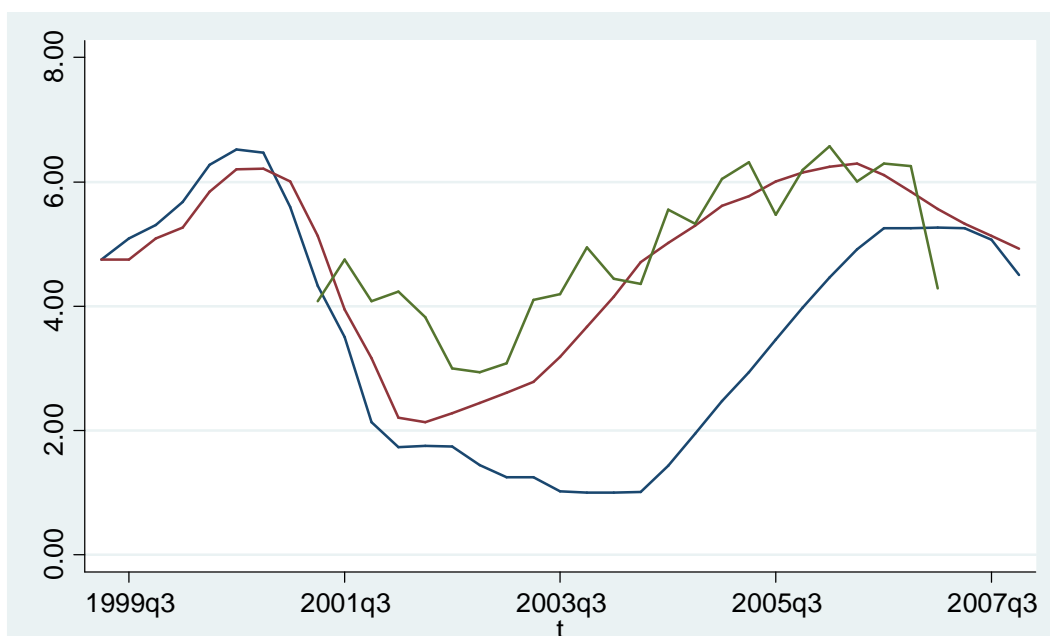


Figura 2.8: confronto tra valori osservati (linea blu), stimati con il metodo 1 (linea rossa) e con il metodo 2 (linea verde).

Da grafico si nota come la retta stimata con il metodo delle previsioni dinamiche sia più in linea con quanto ottenuto dall'autore in figura 1.3, tuttavia anche la retta stimata con il secondo metodo risulta essere in linea di massima coerente. Si ritiene, però, più opportuno utilizzare i dati ottenuti con il metodo delle previsioni dinamiche per la successiva analisi controfattuale, perché sono più coerenti con quelli impiegati da Taylor e non presentano problemi nella stima.

2.2.3 Analisi controfattuale con valori stimati

2.2.3.1 Modello di regressione standard

Per condurre l'analisi controfattuale è stato ristretto ulteriormente il campione, è stato esaminato, infatti, il periodo che va dal primo trimestre del 2002 al quarto trimestre del 2007 in modo da considerare solamente i dati ottenuti tramite previsione. Per prima cosa, è stato stimato il modello di regressione con il metodo dei minimi quadrati nella versione robusta all'eteroschedasticità

$$case = c + \alpha \hat{t}_t + \varepsilon_t \quad (2.11)$$

i cui valori stimati delineano la linea rossa visibile in figura 2.8. I parametri del modello sono entrambi positivi e ampiamente significativi, inoltre il coefficiente di determinazione risulta essere pari al 42%. Tuttavia, il modello presenta problemi di autocorrelazione dei residui, quindi non si può considerare un modello affidabile su cui basare un'analisi controfattuale.

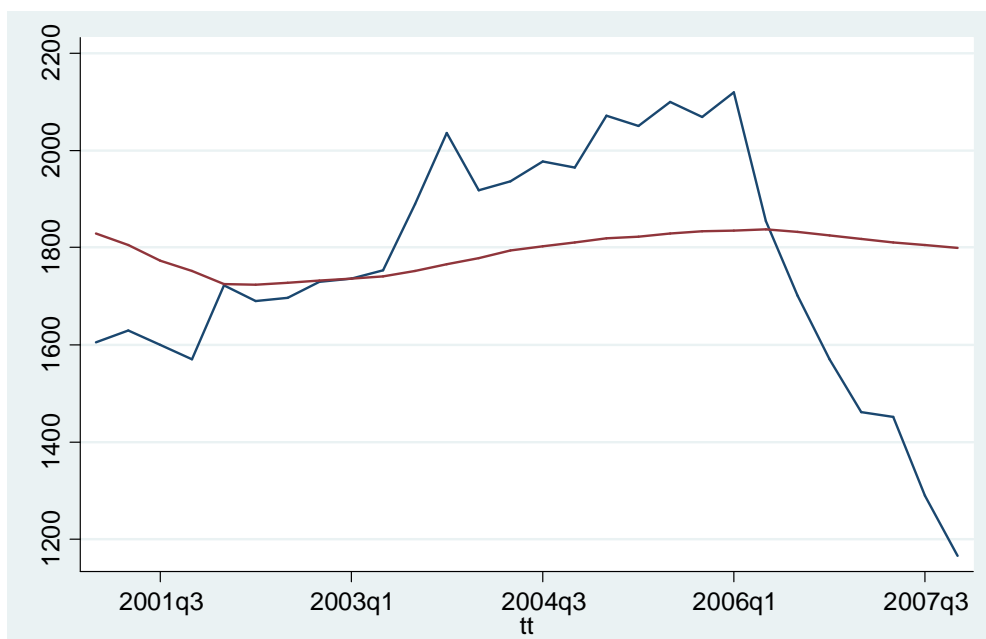


Figura 2.9: valori osservati (linea blu) e valori stimati (linea rossa) dal modello auto correlato

Per ovviare al problema dell'autocorrelazione il modello è stato modificato; è stata, infatti, aggiunta la dipendente ritardata di un periodo tra le variabili esplicative:

$$case = c + \alpha \hat{t}_t + \beta case_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.12)$$

Tale equazione di regressione presenta una forte significatività dei parametri e un coefficiente di determinazione che raggiunge livelli ottimali, pari all'88%, il modello sembra, quindi, dare una spiegazione abbastanza soddisfacente dei dati in analisi; inoltre, è stato eliminato il problema

dell'autocorrelazione dei residui. Dalla figura 2.9 si nota come questa specificazione del modello porti alla determinazione di conclusioni opposte rispetto a quanto ottenuto da Taylor. Non sembra esserci differenza, infatti, tra valori stimati dal modello di regressione formulato e valori osservati; ciò porta a pensare che un tasso di interesse più alto non avrebbe evitato l'effetto boom-bust verificatosi sul mercato immobiliare e la conseguente crisi dei mutui subprime. Tuttavia, è possibile che la responsabilità di tali risultati sia dovuta principalmente alla non corretta specificazione del modello di regressione impiegato per simulare lo scenario controfattuale.

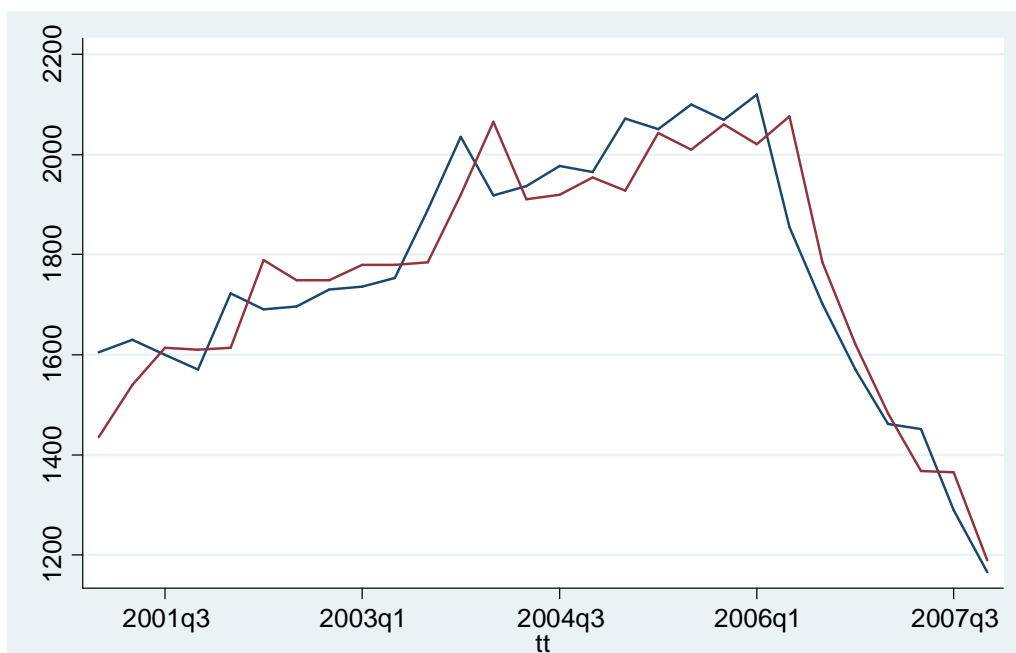


Figura 2.10: valori osservati delle case (linea blu) e valori stimati (linea rossa) dal modello non autocorrelato

Probabilmente, la variabile dipendente ritardata, che compare tra le esplicative dell'ultimo modello considerato, assume un peso troppo forte. In altre parole, la presenza di tale variabile, necessaria per vincere il problema dell'autocorrelazione dei residui, altera la relazione tra variabile dipendente e tasso di interesse a breve calcolato, che rappresenta il punto focale dell'analisi.

2.2.3.2 *Elaborazione del modello*

È fulcro dell'analisi si è spostato, quindi, sulla ricerca di un modello che espliciti al meglio la relazione tra mercato immobiliare e tasso di interesse a breve calcolato, in cui non sia presente, quindi, la dipendente ritardata nel set delle variabili esplicative. Tale ricerca è stata condotta monitorando costantemente i residui dei modelli formulato in modo da non incorrere in problemi di eteroschedasticità ed autocorrelazione, che potrebbero portare, come già affermato, a risultati fuorvianti.

Tali obiettivi sono stati raggiunti applicando delle trasformazioni alla variabile dipendente. È stato, innanzitutto, applicato un filtro non lineare di carattere logaritmico (in base naturale) alla serie dei valori relativi alle case costruite, in modo da stabilizzare la varianza delle serie, dando un peso più uniforme ai diversi dati, grandi e piccoli, che le appartengono. Tuttavia, un modello costruito nella forma dell'equazione (2.11) e con la dipendente trasformata come scritto precedentemente, presenta problemi nei residui. Problemi risolvibili solamente mediante l'inserimento della dipendente ritardata di un periodo, sempre sotto forma logaritmica, all'interno del set delle variabili esplicative. Questo tentativo, quindi, non si attiene alle caratteristiche del modello cercato.

È opportuno, per questo motivo, trasformare ulteriormente la variabile dipendente; è stato applicato, infatti, l'operatore differenza, rispetto all'istante temporale precedente, che rende la serie stazionaria in media ed elimina eventuali problemi di autocorrelazione; la dipendente costituisce, in questo caso, il tasso di crescita trimestrale relativo al mercato immobiliare. In questo modo è stato raggiunto l'obiettivo prefissato, ovvero la formulazione di un modello di regressione in cui non fosse necessario introdurre la dipendente ritardata nel set delle variabili esplicative per ovviare all'onnipresente problema di autocorrelazione dei residui. Il modello che ha il compito di stimare lo scenario controfattuale si presenta nella seguente forma:

$$diff_1(\ln(case)) = c + \alpha \hat{t}_t + \varepsilon_t \quad (2.13)$$

$$diff_1(\ln(case)) = \ln(case_t) - \ln(case_{t-1})$$

e fornisce i valori stimati visibili in figura 2.11.

Il modello risulta essere abbastanza buono a livello di formulazione e analisi dei residui, tuttavia presenta alcuni limiti relativamente all'interpretazione dei risultati, che non risulta essere così intuitiva come quando si tratta una variabile in livello. Per fornire un'interpretazione più chiara è

necessario analizzare l'andamento della variabile in livello, trattata in scala logaritmica e confrontarla con la stessa nelle differenze.



Figura 2.11: valori osservati in differenze logaritmiche (linea blu) e valori stimati (linea rossa).

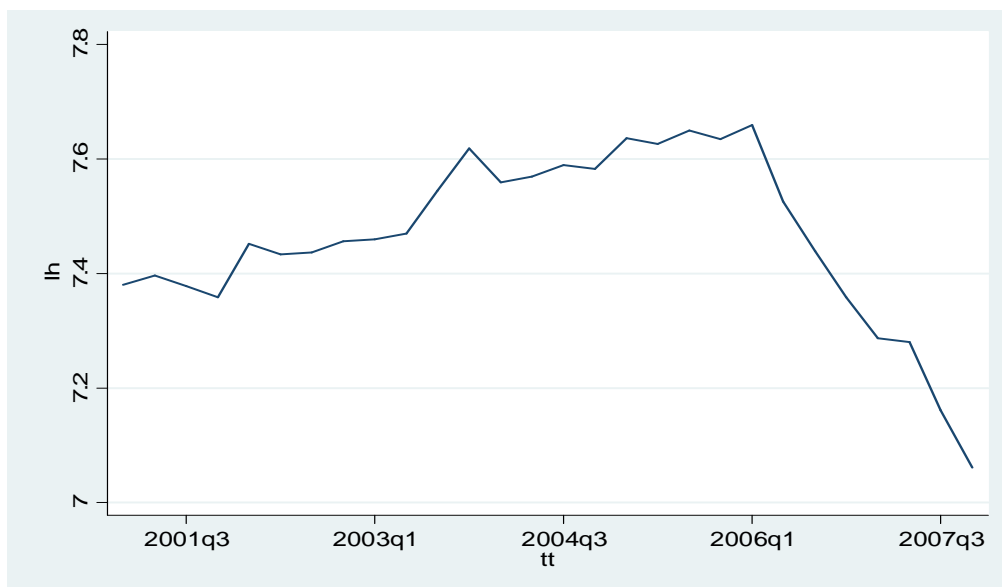


Figura 2.12: $\log(\text{valori osservati})$ delle case costruite.

Innanzitutto, si può notare come la variabile relativa al mercato immobiliare sia stata in un certo modo liscia in seguito alla trasformazione logaritmica, si vede come essa assuma un andamento crescente dall'inizio del periodo considerato fino al 2006, per poi decrescere bruscamente fino al 2007. Quindi, per l'interpretazione del grafico alle differenze è necessario tenere presente che la variabile dipendente presenta un periodo di crescita fino al 2006 e di calo da lì in poi. Per quanto riguarda la linea relativa ai valori stimati, essa presenta un andamento leggermente altalenante,

dopo un iniziale crescita, infatti, si sussegue una lenta decrescita che tocca lo zero a metà del 2003 e resta negativa fino alla fine del periodo preso in analisi; inoltre, essa si discosta di poco dallo zero. La cosa importante da notare è il fatto che la retta dei valori stimati non presenta picchi come quella dei valori osservati, inoltre, essa inizia a decrescere prima in modo più costante, non presentando, il brusco calo di fine periodo realizzatosi empiricamente; il che porta ad ipotizzare che un tasso di interesse più alto, in linea con quanto affermato dalla teoria economica a cui si fa riferimento, avrebbe potuto evitare sia la crescita iniziale del mercato immobiliare che il brusco calo finale. Tale deduzione è stata testata mediante il test relativo alla formula 1.6 ed esso assume un valore pari a 1.90, valore al limite della regione di rifiuto, il p-value, infatti, è pari a 0.057. Tuttavia, non si ritiene che il risultato di tale test sia da considerarsi affidabile data la bassa numerosità campionaria considerata. Il test, infatti, ha come ipotesi basilare il fatto che essa debba tendere all'infinito. Inoltre, è necessario tenere in considerazione il fatto che il modello stimato ha probabilmente dei difetti a livello di formulazione, potrebbe esserci, infatti, la presenza di variabili omesse o non essere propriamente corretta la riscalatura delle variabili implicate.

Capitolo 3

Confronto tra modelli

Date le analisi effettuate nel corso del capitolo precedente, potrebbe essere interessante approfondire l'ultimo modello preso in considerazione, ovvero quello che utilizza la variabile relativa alle case costruite in scala logaritmica nelle differenze. L'obiettivo è confrontare tale modello con un modello formulato in maniera analoga ma impiegando il tasso di interesse osservato al posto di quello calcolato, in modo da determinare se le differenze che sembrano delinarsi tra il modello originale e i dati osservati sono effettivamente dovute al tasso di interesse fissato su valori più alti o ad una formulazione del modello non del tutto corretta. Si condurrà tale approfondimento seguendo due approcci: il modello di regressione standard e il modello di regressione quantile.

3.1 Stima ols

Il modello stimato con il metodo di regressione standard sui valori osservati del tasso di interesse può definirsi un modello abbastanza buono e corretto dal punto di vista dell'analisi dei residui. I parametri sono ampiamente significativi e il parametro relativo al tasso di interesse assume un valore negativo, pari a -0.024 , quindi un incremento del tasso ha una ripercussione negativa sul numero di case costruite. Il coefficiente di determinazione si situa a livelli del 45%, il che non è da trascurare considerando il fatto che c'è solamente una variabile esplicativa nel modello, oltre alla costante. Rispetto allo stesso modello, stimato però utilizzando il tasso di interesse stimato, tale coefficiente risulta essere doppio, segno che c'è un legame più forte tra ciò che effettivamente si è realizzato rispetto alla situazione controfattuale costruita. Per quanto riguarda il coefficiente, esso assume un valore sempre negativo, pari a -0.018 , leggermente minore di quello stimato per il modello precedente, il che implica che un tasso di interesse fissato su una serie di valori più alti avrebbe avuto una ripercussione leggermente più lieve sul mercato immobiliare. Questo dettaglio costituisce un punto a favore per l'ipotesi obiettivo dello studio, ovvero la presenza di un legame tra i bassi tassi di interesse del periodo considerato e il boom nel mercato immobiliare. La figura 3.1 chiarisce quanto appena ipotizzato.



Figura 3.1: valori osservati (linee blu) confrontati con valori stimati impiegando il tasso calcolato (linea rossa) e con valori stimati impiegando il tasso osservato (linea verde)

Come si può vedere, la retta relativa al modello in cui sono stati utilizzati i tassi di interesse osservati segue in maniera abbastanza coerente l'andamento dei valori osservati; si riscontra la presenza di una crescita iniziale e di una successiva decrescita, come in effetti si è verificato empiricamente. È interessante notare la presenza di alcune differenze nell'andamento delle rette relative ai due modelli stimati. Entrambe si collocano inizialmente sullo lo stesso range di valori, tuttavia, la retta relativa ai valori stimati dal modello con il tasso stimato inizia subito a decrescere, andamento che persiste per quasi tutto il periodo fino al 2006, mentre quella relativa al modello con il tasso osservato mostra una crescita costante che persiste fino al 2004. Inoltre, è di fondamentale importanza notare come a fine periodo, i valori stimati dal modello con tasso osservato facciano trasparire una sorta di crollo; crollo che sappiamo essersi verificato nello scenario fattuale e che si coglie anche nella serie relativa alla dipendente osservata in versione differenziata. Tale situazione non si denota dalla serie del tasso stimato, essa decresce ma in maniera più lieve rispetto alle altre due assestandosi su valori, sempre negativi, ma più contenuti e mostra a fine periodo una leggera risalita.

3.2 *Regressione quantile*

Data l'interessante osservazione sorta dal confronto tra il modello stimato con tasso di interesse osservato e quello con il tasso di interesse stimato, si è deciso di approfondire lo studio orientandosi su una tecnica di regressione in grado di valutare l'influenza delle variabili esplicative sulla forma della distribuzione condizionata della dipendente: si tratta della regressione quantile.

3.2.1 *Formulazione ed interpretazione*

Saranno forniti in seguito dei concetti teorici in grado di chiarire tale tipologia di modello statistico.

La regressione quantile è stata introdotta per la prima volta nel 1978 da Koenker e Basset, i quali affermarono che *“dai metodi classici di regressione, l'unica informazione che si ottiene sulla relazione tra Y e il vettore delle covariate X , è il modo in cui la media di Y varia al variare di X ”*. Il grande vantaggio della regressione quantile è la possibilità di stimare l'intera distribuzione dei quantili condizionati della variabile risposta, così da poter studiare l'influenza delle variabili esplicative sulla forma della distribuzione di Y . Alcuni utili riferimenti bibliografici sono Koenker (2005), Portnoy (2003), Koenker e Hallock (2001).

3.2.1.1 *Quantile e funzione quantile*

Il quantile- τ di Y è un numero reale y_τ tale che $\Pr(Y \leq y_\tau) \geq \tau$ e che $\Pr(Y \geq y_\tau) \geq 1 - \tau$. Vi è un unico quantile- τ solo se l'equazione $F_Y(y) = \tau$ ha al più una soluzione. Spesso la distribuzione di una variabile casuale univariata viene tabulata sintetizzando alcuni quantili tipici, ad esempio sulla coda sinistra: il primo percentile $y_{0,01}$, il quinto percentile $y_{0,05}$, il primo decile $y_{0,10}$; al centro della distribuzione: il primo quartile $y_{0,25}$, la mediana $y_{0,50}$, il terzo quartile $y_{0,75}$; infine sulla coda destra: il nono decile $y_{0,90}$, il novantacinquesimo percentile $y_{0,95}$, e il novantanovesimo percentile $y_{0,99}$.

Si dice funzione quantile di Y una applicazione $\tau \rightarrow F_Y^{-1}(\tau)$ che fa corrispondere a $0 \leq \tau \leq 1$ un opportuno quantile- τ della variabile casuale Y . Si definisce, quindi, la funzione quantile come:

$$Q(\tau) = F_Y^{-1}(\tau) = \inf \{y \in \mathbb{R} : F_Y(y) \geq \tau\}, \quad \text{per } 0 \leq \tau \leq 1 \quad (3.1)$$

dove $F(\cdot)$ è la funzione di ripartizione della variabile casuale Y .

In altre parole, la funzione quantile è il meccanismo che lega le modalità osservate in un campione, ovvero i valori possibili di una variabile casuale (o popolazione) alle frequenze o probabilità con cui

sono osservate o potrebbero essere osservate. Esprime, quindi, per ogni τ , il valore della variabile casuale cui è associata la probabilità p che si realizzi una osservazione ad esso inferiore o uguale e la probabilità $(1 - p)$ che si realizzi un valore ad essa superiore. La funzione quantile è definita come l'inversa della funzione di ripartizione, infatti $Q(\tau) = F^{-1}(\tau)$ e $F(x) = Q^{-1}(x)$, quando, ovviamente, le inverse esistono.

3.2.1.2 La regressione quantile

I quantili possono essere calcolati come soluzione di un semplice problema di ottimizzazione. Per ogni $0 \leq \tau \leq 1$, si definisce la cosiddetta “funzione di controllo” lineare a tratti come $\rho_\tau(u) = u(p - I(u < 0))$, illustrata nella Figura 3.2.

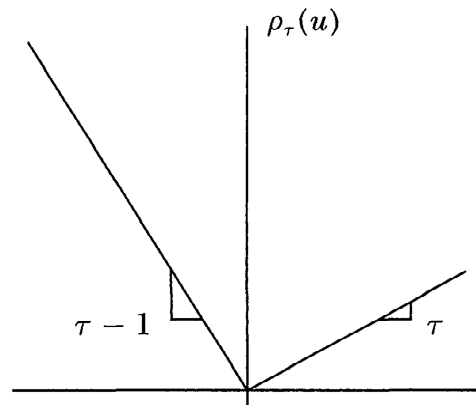


Figura 3.2: Funzione di controllo

Più precisamente, in analogia a quanto succede per la media campionaria, che può essere definita come la soluzione del problema di minimizzazione della somma degli scarti al quadrato, in questo caso possiamo definire ogni singolo quantile campionario $\xi(\tau)$, che è l'analogo di $Q(\tau)$, come soluzione del seguente problema di minimo

$$\min_{\xi \in \mathbb{R}} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(y_i - \xi). \quad (3.2)$$

È certamente di uso più comune definire i quantili campionari come una sorta di riordinamento del campione originale, $y_{(1)} \leq y_{(2)} \leq \dots \leq y_{(n)}$; ma la loro formulazione come problema di minimizzazione ha il vantaggio di fornire una naturale generalizzazione dei quantili verso il contesto di regressione.

Come l'idea di stimare la media, vista come minimo di $\hat{\mu} = \operatorname{argmin}_{\mu \in \mathbb{R}} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2$, può essere estesa alla stima della funzione della media lineare condizionata $E(Y|X = x) = x'\beta$ risolvendo

$\hat{\beta} = \operatorname{argmin}_{\beta \in \mathbb{R}^p} \sum (y_i - x'_i \beta)^2$, la funzione quantile lineare condizionata, $Q_Y(\tau|X = x) = x'_i \beta(\tau)$, può essere stimata risolvendo

$$\hat{\beta}(\tau) = \operatorname{argmin}_{\beta \in \mathbb{R}^p} \sum \rho_\tau(y_i - x'_i \beta). \quad (3.3)$$

3.1.2.3 Interpretazione

La stima dei minimi quadrati dei modelli di regressione media risponde alla domanda, “ In che modo la media condizionata di Y dipende dalle variabili esplicative X ?”. La regressione quantile, invece, dà una risposta a questa domanda per ogni quantile della distribuzione condizionata fornendo una più completa descrizione di come la distribuzione condizionata di Y dato $X = x$ dipende da x . Invece di assumere che le variabili esplicative cambino solamente la posizione o la scala della distribuzione condizionata, i metodi di regressione quantile permettono di analizzare i potenziali effetti circa la forma della distribuzione.

Per chiarire tale concetto saranno fornite delle nozioni circa il modello a due campioni trattamento-controllo che costituisce la formulazione più semplice circa la regressione quantile. Al posto del classico modello di sperimentazione, nel quale il trattamento comporta un semplice spostamento della distribuzione della variabile risposta, Lehmann (1974) propose il seguente modello generale di risposta al trattamento: “ *Si supponga che il trattamento aggiunga la quantità $\Delta(x)$ quando la risposta dei soggetti non trattati è x . Dunque, la distribuzione G delle risposte al trattamento è data da $X + \Delta(X)$, dove X è distribuita in accordo a F .*” Tra i casi particolari, troviamo il modello di traslazione, $\Delta(X) = \Delta_0$, e il modello di cambiamento di scala, $\Delta(X) = \Delta_0 X$, ma naturalmente il caso generale si trova all’interno del paradigma della regressione quantile.

Doksum (1974) mostrò che se $\Delta(x)$ è definito come la “distanza orizzontale” tra F e G , allora

$$F(x) = G(x + \Delta(x)) \quad (3.4)$$

e $\Delta(x)$ è definito unicamente e può essere espresso come

$$\Delta(x) = G^{-1}(F(x)) - x. \quad (3.5)$$

Cambiando la variabile come $\tau = F(x)$, si può definire l’effetto di trattamento quantile come

$$\delta(\tau) = \Delta(F^{-1}(\tau)) = G^{-1}(\tau) - F^{-1}(\tau). \quad (3.6)$$

Nell’impostazione a due campioni questa quantità è stimata come

$$\hat{\delta}(\tau) = \hat{G}_n^{-1}(\tau) - \hat{F}_m^{-1}(\tau), \quad (3.7)$$

dove G_n e F_m indicano rispettivamente le funzioni di distribuzione empirica delle osservazioni appartenenti ai gruppi trattamento e controllo.

Nel grafico in figura 3.3 sono tracciate le funzioni di distribuzione (marginale) dei gruppi trattamento e controllo, la differenza tra le due curve rappresenta l'effetto del trattamento, stimato dalla 3.7.

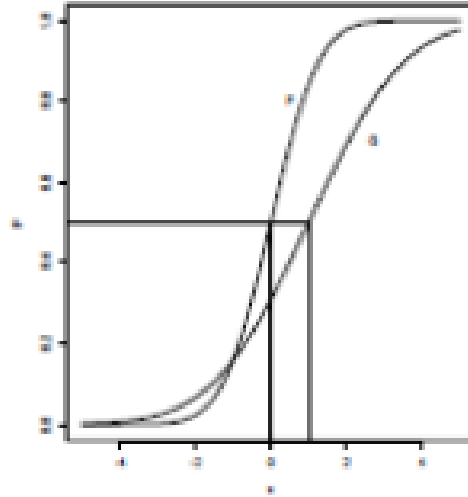


Figura 3.3 : Effetto di trattamento quantile: distanza orizzontale tra le funzioni di distribuzione (marginale) dei gruppi trattamento (G) e controllo (F).

Si formula, quindi, il modello di regressione quantile per il problema come

$$Q_{Y_i}(\tau|D_i) = \alpha(\tau) + \delta(\tau)D_i, \quad (3.8)$$

dove D_i denota l'indicatore del trattamento, ossia $D_i = 1$ indica il gruppo di trattamento e $D_i = 0$ il controllo. Inoltre, l'effetto quantile del trattamento può essere stimato risolvendo l'equazione

$$\left(\hat{\alpha}(\tau), \hat{\delta}(\tau) \right)' = \operatorname{argmin} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - \alpha - \delta D_i). \quad (3.9)$$

La soluzione dell'equazione $\left(\hat{\alpha}(\tau), \hat{\delta}(\tau) \right)'$ fornisce come risultati: $\hat{\alpha}(\tau) = \hat{F}_n^{-1}(\tau)$, che corrisponde al campione di controllo, e $\hat{\delta}(\tau) = \hat{G}_n^{-1}(\tau) - \hat{F}_n^{-1}(\tau)$.

Doksum (1974) suggerì di interpretare i soggetti del gruppo di controllo in termini di una caratteristica latente. Ad esempio, nelle applicazioni della *survival analysis*, i soggetti del gruppo di controllo possono essere etichettati come deboli se sono inclini a morire in tempi brevi, oppure robusti se sono inclini a morire in tempi più lunghi. Questa caratteristica latente è, quindi, implicitamente indicizzata da τ , il quantile della distribuzione di sopravvivenza in cui si trova il

soggetto se non ha subito alcun trattamento, $(Y_i|D_i = 0) = \alpha(\tau)$. Per quanto riguarda il gruppo trattamento si assume di trasformare la risposta al trattamento di controllo, $\alpha(\tau)$, in $\alpha(\tau) + \delta(\tau)$. Se la caratteristica latente, ossia la propensione alla longevità, è stata osservata ex ante, si può interpretare l'effetto del trattamento $\delta(\tau)$ come un'interazione esplicita con questa variabile osservata. Mentre, in assenza di tale variabile osservata, l'effetto quantile del trattamento può essere considerato come una misura naturale della risposta al trattamento.

Quando la variabile trattamento presenta più di due valori possibili, come nel caso in analisi, l'effetto del trattamento quantile di Lehmann-Doksum necessita solamente di una piccola reinterpretazione. Se la variabile trattamento è continua come, ad esempio, negli studi di dose-risposta, allora è naturale considerare come assunzione il fatto che il suo effetto sia lineare, e scrivere

$$Q_{Y_i}(\tau|D_i) = \alpha(\tau) + \beta(\tau)x_i. \quad (3.10)$$

Assumiamo in tal modo che l'effetto del trattamento $\beta(\tau)$ di cambiare x da x_0 a $x_0 + 1$ abbia lo stesso effetto di un'alterazione da x_1 a $x_1 + 1$. Si noti che tale nozione riguardante l'effetto del trattamento quantile misura, per ogni τ , il cambiamento nella risposta richiesto per stare nel quantile τ della funzione quantile condizionata.

3.1.2.4 Caratteristiche e vantaggi

Un'importante proprietà del modello di regressione quantile è il fatto che, per ogni funzione monotona $h(\cdot)$, vale

$$Q_{h(\tau)}(\tau|x) = h(Q_\tau(\tau|x)). \quad (3.11)$$

La 3.11 implica, quindi, che i quantili condizionati della risposta trasformata siano equivalenti ai quantili trasformati della variabile risposta.

Ciò segue immediatamente osservando che

$$Pr(T < t|x) = Pr(h(T) < h(t)|x)$$

Tale invarianza di fronte a trasformazioni monotone della funzione quantile condizionata è una caratteristica fondamentale. Tale proprietà, infatti, risulta essere più forte nella regressione quantile che negli altri tipi di regressione.

In particolare, un'applicazione importante dell'invarianza, che si è dimostrata influente nei modelli di regressione quantile utilizzati in econometria, è quella relativa alla censura della variabile risposta osservata.

La robustezza nelle ipotesi distributive è una caratteristica rilevante in statistica. Infatti, è importante sottolineare che la regressione quantile riceve in eredità alcune proprietà di robustezza dai quantili di un campione ordinario. Le stime e l'inferenza, ad esse associate, presentano una distribuzione libera dall'influenza degli outliers, contrariamente a quanto riguarda il modello di regressione classico. La stima del quantile, infatti, è influenzata solamente dal comportamento locale della distribuzione condizionata della risposta vicino al quantile specificato. Le stime della regressione quantile sono intrinsecamente robuste rispetto a contaminazioni della variabile risposta, tuttavia potrebbero essere piuttosto sensibili a contaminazioni delle variabili esplicative, $\{x_i\}$.

Inoltre, quando i termini di errore del modello di regressione quantile non sono normalmente distribuiti, gli stimatori forniti da tale regressione possono risultare più efficienti degli stimatori dei minimi quadrati.

Per quanto riguarda gli aspetti computazionali di tale modello, il problema di minimo da cui si ottengono le stime dei parametri può essere risolto impiegando metodi di programmazione lineare. Un'importante caratteristica di tale formulazione è la possibilità di calcolare efficientemente l'intero range di soluzioni per $\tau \in (0,1)$. Per ogni soluzione $\hat{\beta}(\tau_0)$ c'è un intervallo di τ su cui tale soluzione resta ottimale. È semplice calcolare il punto finale di tale intervallo, in modo da trovare iterativamente $\hat{\beta}(\tau)$ per l'intero campione, calcolando un pivot alla fine di ognuno di questi intervalli.

Infine, il vantaggio principale di tale modello è il fatto che, osservando diverse stime per i diversi quantili considerati, si può comprendere come varia l'influenza delle covariate sulla dipendente, nei vari punti della distribuzione quantile condizionata, che è proprio l'obiettivo dell'approfondimento.

3.2.2 Applicazione al caso in esame

L'obiettivo di quest'approfondimento si basa sulla conferma o meno di quanto osservato finora nelle analisi condotte, si vuole, infatti, approfondire se sussistano differenze tra i due tassi di interesse in uso, osservato e calcolato. Ovvero, se essi provochino dei cambiamenti sulla forma della distribuzione condizionata della dipendente. È necessario puntualizzare che tale analisi frammenta la struttura in serie storica dei dati relativi alla dipendente, e poiché i valori a cui si fa riferimento hanno una numerosità molto ridotta, pari a 24 unità statistiche, non ritengo necessario, quindi, applicare alcun algoritmo di attribuzione dell'unità temporale al quantile corrispondente perché tale legame è intuitivamente associabile, data la bassa numerosità campionaria.

La forma della distribuzione della variabile risposta, espressa in scala logaritmica e differenziata rispetto al periodo precedente si presenta, rispettivamente, nel modo seguente:

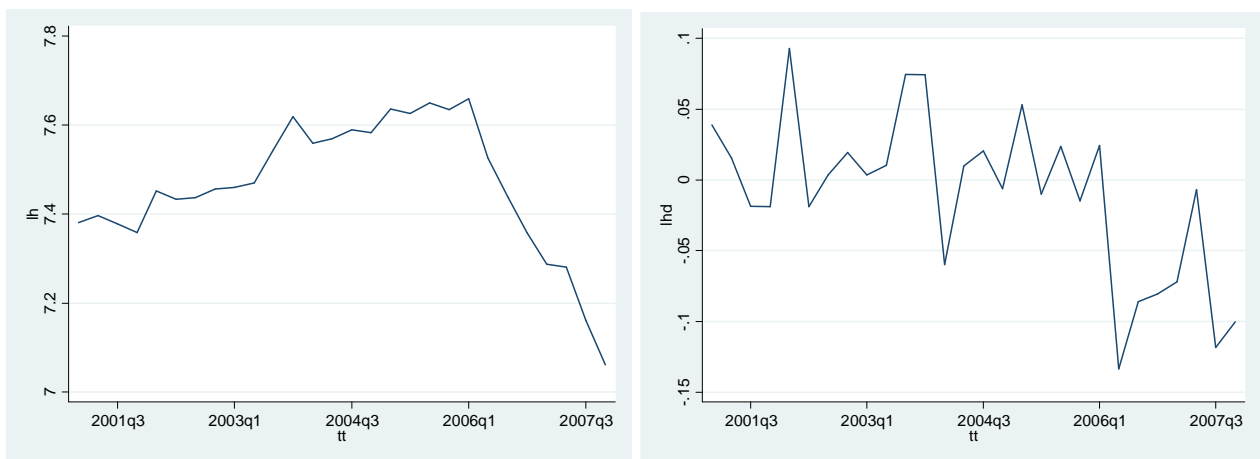


Figura 3.4: numero di case costruite in scala logaritmica e differenziata.

Impiegare la prima rappresentazione costituirebbe un vantaggio a livello interpretativo, tuttavia, tale forma della dipendente non può essere utilizzata perché produce residui autocorrelati nel modello in analisi, ovvero quello che lega il mercato immobiliare al tasso di interesse. Per questo motivo è necessario prestare attenzione alle corrispondenze fra le due figure: in particolare al forte crollo posizionato nell'ultimo anno considerato e al fatto che i valori positivi corrispondono, in linea di massima, al periodo di crescita antecedente al 2006, anno in cui si riscontra la marcata decrescita finale.

Si presti, innanzitutto, attenzione alla distribuzione delle variabili prese in causa. La figura seguente rappresenta la distribuzione dei quantili della dipendente. I valori negativi che si situano a livelli inferiori rispetto al valore -0.05 corrispondono alla decrescita in termini di mercato immobiliare, quindi al periodo finale del lasco temporale in esame; essi appartengono al primo

quartile della distribuzione. Inoltre, i valori positivi, che saranno considerati come corrispondenti all'iniziale crescita si situano nella seconda metà della distribuzione, in particolare nell'ultimo quartile. Saranno poste sotto analisi in particolare queste due zone della distribuzione condizionata della dipendente.

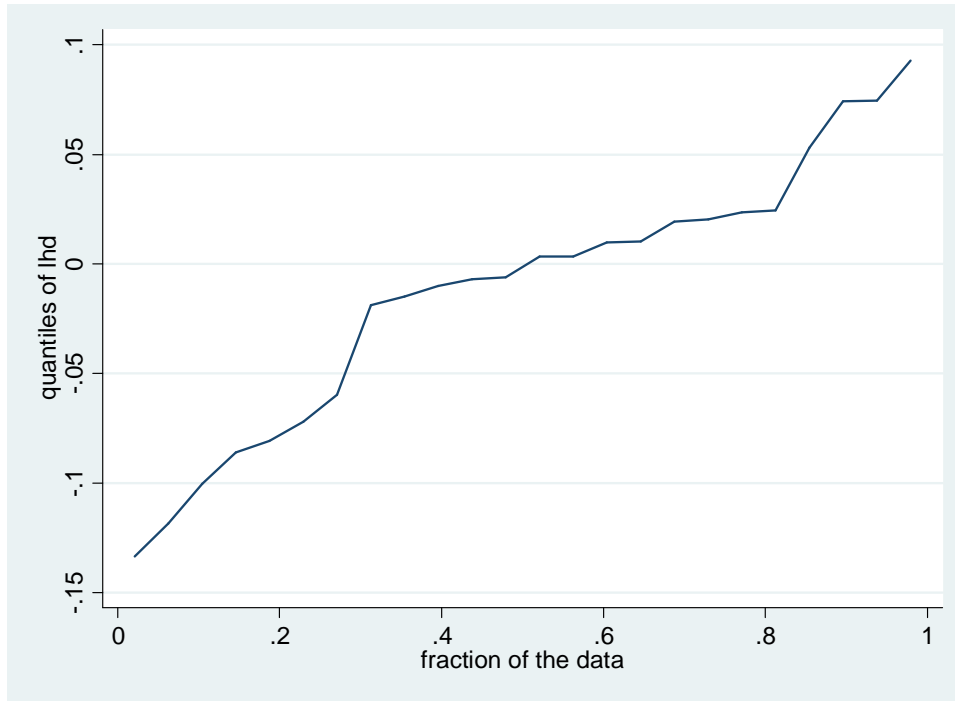


Figura 3.5: funzione quantile della variabile dipendente.

La tabella seguente mostra la distribuzione dei quantili della dipendente e come essa è associata ai rispettivi istanti temporali e tassi di interesse. Sono state segnate con colori diversi le varie zone della distribuzione che corrispondono rispettivamente i diversi quantili: il primo decile corrisponde ai valori segnati in azzurro, il primo quartile comprende valori azzurri e rossi, mentre la prima metà della distribuzione comprende anche i viola, il terzo quartile considera anche i verdi e l'ultimo decile è identificato dai grigi.

Istante temporale	Variabile dipendente	Tasso osservato	Tasso stimato
2006q2	-0.1335	4.91	6.29
2007q3	-0.1184	5.07	5.13
2007q4	-0.1003	4.5	4.92
2006q3	-0.0861	5.25	6.11
2006q4	-0.0807	5.25	5.85
2007q1	-0.0720	5.26	5.56
2004q1	-0.0597	1	4.15
2002q2	-0.0188	1.75	2.14
2005q4	-0.0149	3.98	6.15
2005q2	-0.0102	2.94	5.77
2007q2	-0.0069	5.25	5.33
2004q4	-0.0061	1.95	5.29
2003q1	0.0035	1.25	2.61
2002q3	0.0035	1.74	2.28
2004q2	0.0099	1.01	4.71
2003q2	0.0103	1.25	2.79
2002q4	0.0193	1.44	2.44
2004q3	0.0204	1.43	5.02
2005q3	0.0236	3.46	6.01
2006q1	0.0244	4.46	6.24
2005q1	0.0530	2.47	5.62
2003q4	0.0744	1	3.69
2003q3	0.0747	1.02	3.18
2002q1	0.0930	1.73	2.20

Si nota in particolar modo, come il primo quartile contenga i dati relativi al crollo del mercato immobiliare, ovvero quelli corrispondenti al 2006 e al 2007; mentre la seconda metà della distribuzione rappresenti, in linea di massima, la crescita iniziale, legata, principalmente al periodo in cui la banca centrale ha tenuto il tasso di interesse osservato a livelli più bassi rispetto a quanto predetto dalla legge di Taylor; in particolar modo ciò interessa il terzo quartile e il nono decile. Si nota come ci sia una corrispondenza tra andamento del mercato immobiliare e livelli del tasso di interesse osservato: a bassi tassi di interesse (periodo 2002-2004) corrispondono i valori più elevati

della dipendente, ovvero le crescite più alte; mentre ad alti tassi i valori più bassi della dipendente, cioè quelli relativi al crollo finale, avvenuto dopo il 2005.

Il passo successivo consiste nella stima dei due modelli di regressione quantile con lo scopo di ricercare le eventuali differenze nelle stime dei parametri relative ai quantili considerati, riportate nella tabella seguente.

quantile	Tasso osservato	Tasso stimato	const (tasso oss)	const (tasso stim)
0.1	-0.03001 (.00935)	-0.02761 (.00861)	0.033774 (.04304)	0.040243 (.03581)
0.25	-0.0319 (.00642)	-0.02363 (.00956)	0.043334 (.01403)	0.057393 (.03325)
0.5	-0.02624 (.00872)	-0.00686 (.00905)	0.057051 (.01403)	0.02943 (.04000)
0.75	-0.02065 (.01078)	-0.02577 (.01263)	0.09506 (.03934)	0.149787 (.06479)
0.9	-0.01494 (.01032)	-0.01701 (.00799)	0.089912 (.03814)	0.13048 (.02231)
Reg ols	-0.02416 (.00620)	-0.01849 (.00778)	0.057448 (.01963)	0.071947 (.0348)

Come già osservato, i quantili 0.10 e 0.25 corrispondono al periodo di collasso del mercato immobiliare, quindi agli anni 2006 e 2007. I valori della dipendente condizionata, sono quindi associati ai valori più alti del tasso di interesse sia osservato che stimato. Si nota, infatti, una differenza tra la stima del parametro relativo al tasso di interesse per entrambe le serie ai quantili 0.10 e 0.25. Tale stima è negativa e in valore assoluto è più alta per il tasso di interesse osservato; quindi un incremento del tasso di interesse osservato provocherebbe un decremento più marcato sul numero di case costruite rispetto ad un incremento del tasso di interesse stimato. Per quanto riguarda la costante, entrambi i parametri sono positivi e più alti per il modello relativo al tasso di interesse stimato. Al quantile 0.5, il parametro relativo al tasso di interesse stimato si riduce in misura significativa, come succede anche per la relativa costante, in grafico dei valori stimati, infatti, è rappresentato da un andamento pressoché lineare, un incremento del tasso di interesse stimato, quindi, comporterebbe comunque una decrescita del numero di case costruite ma in misura molto contenuta. Tale situazione non si verifica per il modello relativo al tasso di interesse osservato: il parametro del tasso di interesse resta negativo e decresce, in valore assoluto, rispetto a quello relativo al quantile precedente, mentre la costante aumenta rimanendo sempre positiva.

Quest'ultima stima è molto simile alla stima dei minimi quadrati, mentre quella relativa al tasso di interesse stimato differisce marcatamente. Gli ultimi due quantili considerati, 0.75 e 0.90, sono relativi ai valori più alti della dipendente quindi, in linea di massima, al periodo iniziale di crescita. Il parametro relativo al tasso di interesse osservato continua a decrescere, sempre in valore assoluto, rimanendo negativo, mentre quello relativo alla costante cresce per il quantile 0.75 e decresce leggermente al quantile 0.90, restando comunque positivo. Cresce in valore assoluto anche il tasso di interesse stimato al quantile 0.75 e decresce leggermente al quantile 0.90, restando sempre negativo, lo stesso comportamento viene assunto dalla costante che presenta però valori positivi. Uno sguardo di insieme focalizza l'attenzione sul fatto che il valore dei coefficienti relativi al tasso di interesse osservato è in valore assoluto più alto di quelli relativi tasso stimato, pur essendo negativi, per i primi quantili della distribuzione che corrispondono, come detto finora al momento di forte decrescita di fine periodo; mentre sono in valore assoluto più bassi per i quantili più alti, che identificano la crescita di inizio periodo. Quindi, un incremento del tasso di interesse osservato comporta una decrescita più marcata sul numero di case costruite rispetto al tasso di interesse stimato per i primi quantili, mentre la situazione è capovolta per i quantili finali.

Un confronto tra l'andamento dei parametri ai quantili considerati si può vedere nella figura seguente:

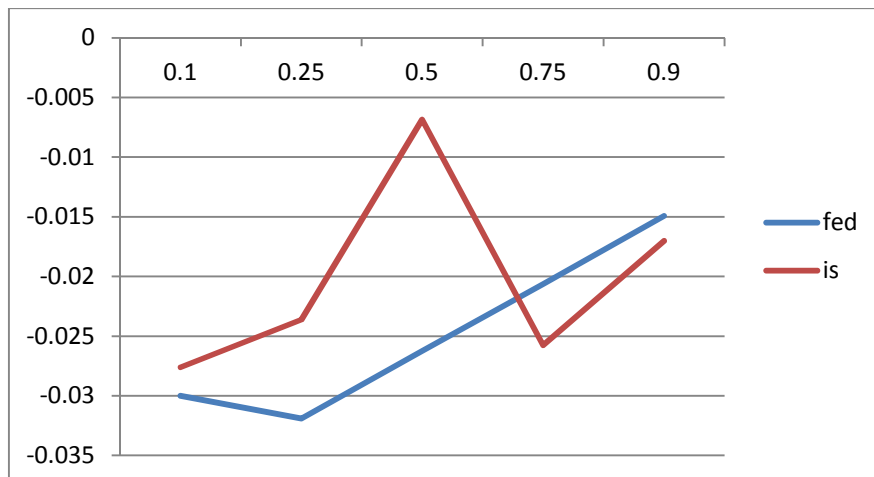


Figura 3.6: confronto tra i coefficienti del tasso osservato (fed, linea blu) e quello stimato (is, linea rossa).

La figura esplicita chiaramente quanto affermato precedentemente. Per quanto riguarda il parametro relativo al tasso di interesse osservato, un suo incremento ha un peso negativo sul numero di case costruite, peso che comunque decresce man mano che si avvanza con i quantili: è più marcato per i primi quantili, che corrispondono alla decrescita finale, mentre è più contenuto per i quantili finali, che corrispondono in linea di massima alla crescita iniziale. Il comportamento del parametro relativo al tasso di interesse stimato è diverso: un suo incremento, infatti, ha un impatto più contenuto sul mercato immobiliare per i primi quantili e più marcato per gli ultimi, sempre rispetto al parametro relativo al tasso di interesse osservato. È necessario evidenziare il comportamento anomalo del parametro relativo al tasso di interesse stimato in corrispondenza della mediana.

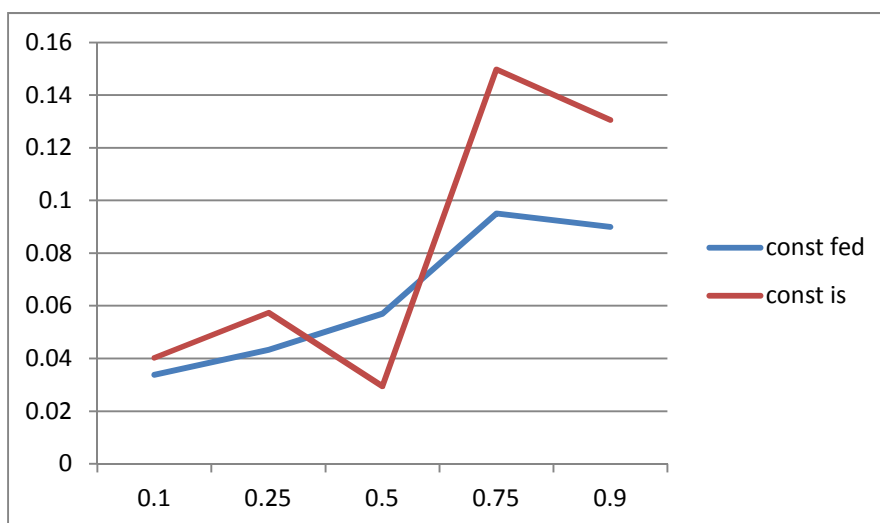


Figura 3.7: confronto tra i coefficienti del tasso osservato (fed, linea blu) e quello stimato (is, linea rossa).

Per quanto riguarda la costante, l'andamento è, in linea di massima, costantemente crescente per la stima relativa al tasso di interesse osservato, mentre quella corrispondente al tasso stimato presenta un picco negativo in corrispondenza della mediana. La differenza tra le due rette è esigua per i primi due quantili mentre si allarga per gli ultimi due.

Analizzando più in dettaglio l'output di regressione, che si trova in Appendice, si possono fare ulteriori considerazioni. Le osservazioni più rilevanti relative all'output della regressione relativa al modello per il tasso di interesse osservato riguardano come prima cosa la costante significatività del parametro corrispondente al tasso di interesse osservato, il che suggerisce il legame tra andamento del mercato immobiliare e del tasso di interesse. In generale anche la costante è significativa, fatta eccezione per il primo decile. Il coefficiente di determinazione è in linea di massima decrescente man mano che si avanza con i quantili, tuttavia supera il 30 per cento fino al primo quartile assestandosi poi intorno al 25, il che non è un risultato da tralasciare considerato il fatto che probabilmente il modello ha dei limiti in termini di variabili omesse e di bassa numerosità campionaria analizzata. Tale considerazione sottolinea ulteriormente il legame tra tasso di interesse osservato e mercato immobiliare.

Per quanto riguarda la stima con tasso di interesse stimato, si nota, per prima cosa come il parametro relativo al tasso di interesse perda di significatività man mano che si avanza con i quantili, mentre è generalmente il contrario per quanto riguarda la costante. Si nota anche da qui come ci sia una stima che si può definire anomala in corrispondenza della mediana: i parametri non sono significativi e il coefficiente di determinazione è molto basso, anche in corrispondenza del terzo quartile; mentre assume valori pari circa al venti per cento per il resto della distribuzione.

Le due figure seguenti mostrano l'andamento dei parametri stimati per ogni percentile della distribuzione con il relativo intervallo di confidenza, calcolato con un metodo asintotico bootstrap e la stima dei minimi quadrati, sempre con il relativo intervallo.

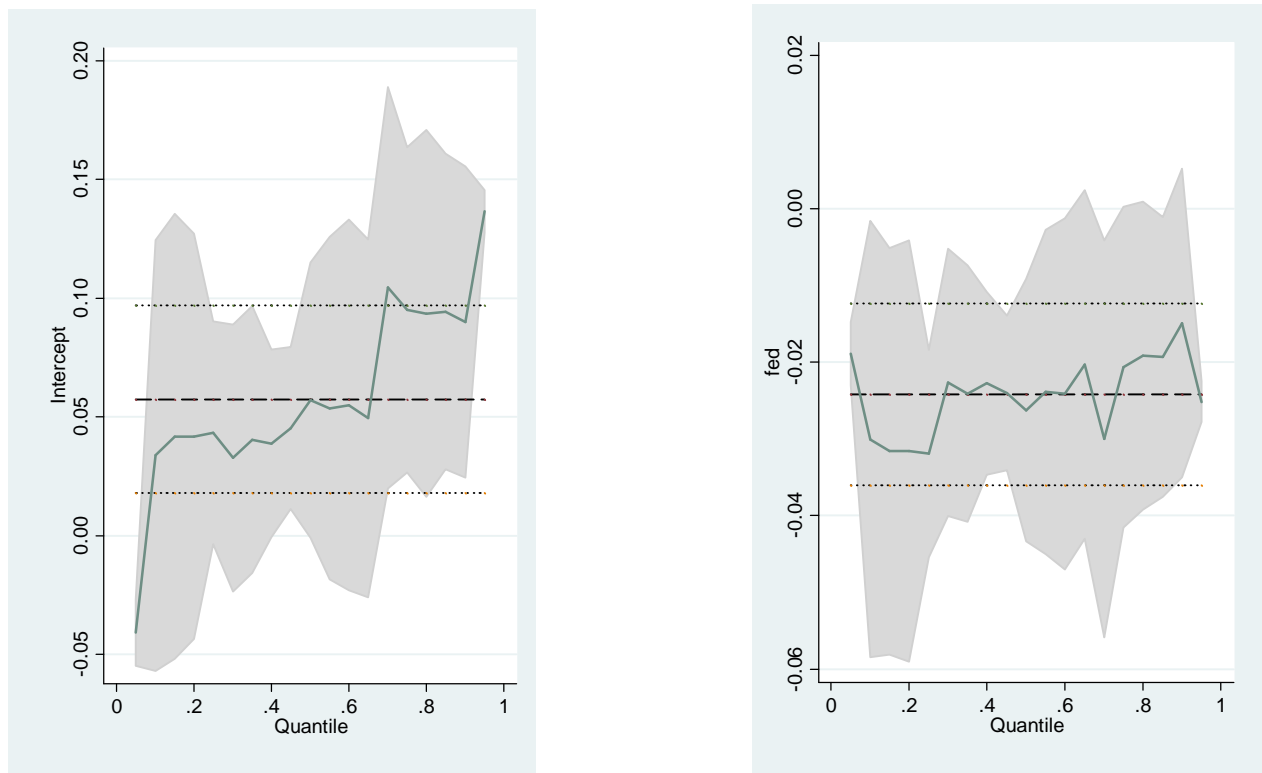


Figura 3.8: stima per ogni percentile per il modello con tasso osservato.

Tale rappresentazione riguarda il modello con il tasso a breve osservato, rappresentazione più dettagliata rispetto al confronto nel grafico precedente poiché la stima è relativa ad ogni percentile della distribuzione condizionata della dipendente. Si nota come l'andamento della stima del parametro del tasso di interesse osservato oscilli intorno alla stima ols, quindi a -0.025 e come esso sia tutto sommato crescente. Tutte le stime si trovano all'interno dell'intervallo di confidenza della stima ols. Lo stesso non avviene se si considera la costante: si nota, infatti, come alcuni valori escano dalle bande di confidenza della stima di regressione dei minimi quadrati, soprattutto ai primi e agli ultimi percentili della distribuzione condizionata. L'andamento dell'intercetta è in linea di massima crescente.

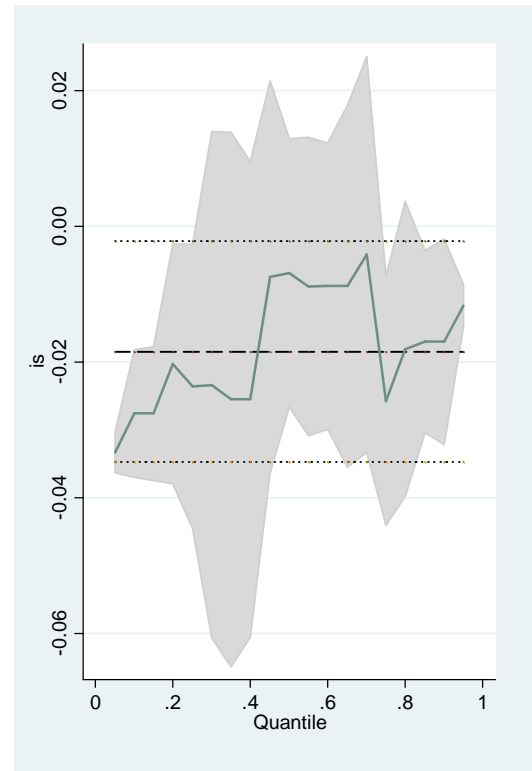
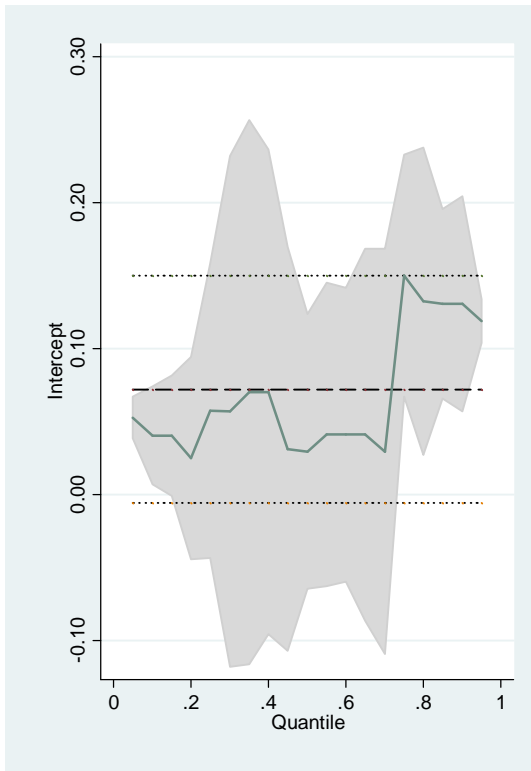


Figura 3.9: stima per ogni percentile per il modello con tasso stimato.

Anche da questo grafico, relativo al modello con tasso a breve stimato, si nota il salto in corrispondenza della mediana, rispettivamente in negativo per l'intercetta e in positivo per il tasso di interesse. Tale fenomeno è interessante considerata anche la differenza tra la stima dei minimi quadrati e la stima mediana. Tuttavia, le stime calcolate con la regressione quantili appartengono all'intervallo di confidenza della stima ols.

Le figure seguenti rappresentano le rette dei valori stimati in corrispondenza di ogni quantile considerato.

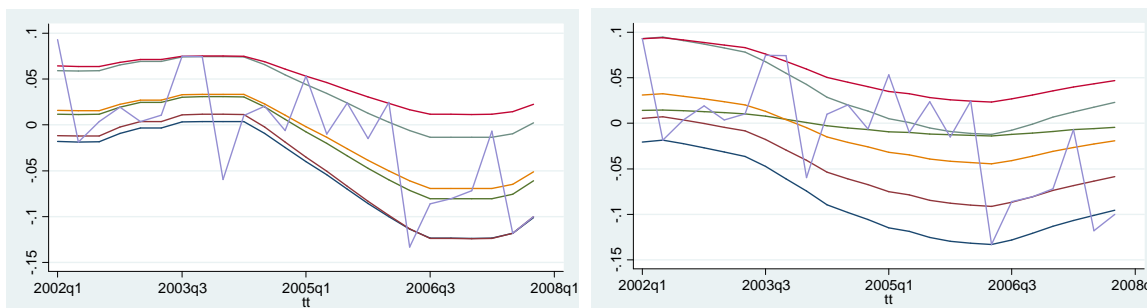


Figura 3.10: stima delle rette di regressione quantile per il modello con tasso osservato e stimato.

La prima figura rappresenta i valori stimati dalle regressioni quantile del modello per il tasso di interesse osservato rispettivamente al primo decile (linea blu), al primo quartile (linea marrone), alla mediana (linea verde), alla stima ols (linea gialla), al terzo quartile (linea grigia) e al nono decile (linea rossa); la linea azzurra rappresenta, inoltre, i valori osservati, relativi al mercato immobiliare. In generale, si nota come la distribuzione dei quantili copra in maniera uniforme la retta dei valori osservati, e come la stima della distribuzione mediana sia molto simile alla stima della media, ottenuta con il metodo dei minimi quadrati. Si nota, quindi, una corrispondenza tra valori osservati relativi al mercato immobiliare e al tasso di interesse osservato.

La seconda figura rappresenta la distribuzione dei valori stimati relativi ad ogni quantile della dipendente condizionati ai valori assunti dall'esplicativa, ovvero dal tasso di interesse stimato. In particolare, la linea blu è relativa al primo decile, la linea marrone al primo quartile, la linea verde alla mediana, la linea gialla alla stima media ottenuta con il metodo dei minimi quadrati, la linea grigia al terzo quartile e la linea rossa al nono decile, la linea azzurra, infine, rappresenta l'insieme dei valori osservati. Si nota come la distribuzione sia, in generale, meno proporzionata rispetto al modello che utilizza come esplicativa il tasso di interesse osservato e come ci siano delle differenze tra la stima mediana, effettuata con il metodo di regressione quantile, e quella media effettuata con il metodo dei minimi quadrati.

Dopo uno sguardo generale ai due modelli stimati, seguirà un'analisi più dettagliata con lo scopo di confrontare le stime dei quantili condizionati della dipendente dal primo al nono decile.

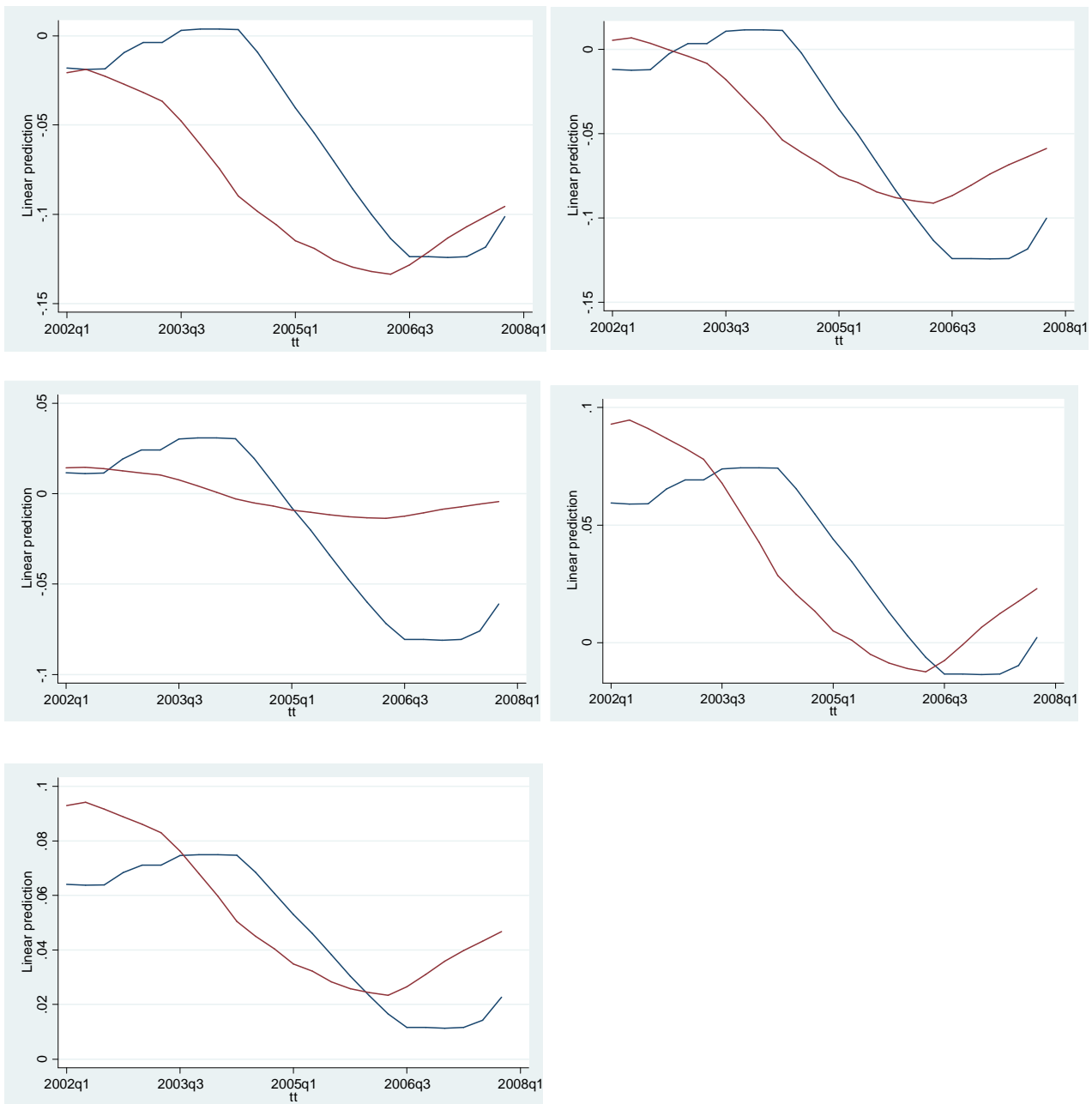


Figura 3.11: confronto tra i valori stimati dai modelli con tasso di interesse osservato (linea blu) e stimato (linea rossa) al: primo decile, primo quartile, mediana, terzo quartile e nono decile.

Il primo decile identifica i valori più bassi assunti dalla dipendente e rispetto a questi la regressione stima, mediante un algoritmo che attribuisce i giusti pesi alle osservazioni, l'intera distribuzione condizionata della variabile relativa al mercato immobiliare. La stima del modello con il tasso di interesse osservato è caratterizzata da una crescita iniziale quasi assente e da un brusco crollo finale.

La retta relativa alla stima del modello con tasso di interesse stimato si situa a livelli ben più bassi mostrando una forte decrescita fin dal primo dato. La differenza tra i due modelli stimati potrebbe essere relativa ad un'altra differenza, quella tra il tasso di interesse osservato e quello stimato corrispondenti ai valori della dipendente appartenenti al quantile condizionato. Il primo, infatti, si colloca su valori più bassi rispetto al secondo, esso è, in linea di massima, di un'unità più basso rispetto al tasso stimato.

Le stesse considerazioni si possono fare per il primo quartile poiché ad esso continuano ad appartenere i valori più bassi della dipendente condizionata e, di conseguenza, i valori più alti dell'esplicativa, sia per il tasso di interesse osservato che stimato. Il modello con il tasso di interesse osservato presenta una crescita iniziale quasi assente e un brusco calo finale; mentre per quello con il tasso di interesse stimato presenta, come per il grafico precedente, un calo più costante fin da primo dato. Rispetto al grafico precedente, si nota che la retta relativa al modello con il tasso di interesse stimato si sposta verso l'alto in misura maggiore rispetto alla retta corrispondente all'altro modello, che si situa all'incirca sui valori del grafico precedente, il che è da imputare, probabilmente, alla diversa forma della distribuzione dei due tassi.

Il confronto mediano esprime al meglio la differenza tra le due stime; si nota, infatti, che i valori fittizi del modello con tasso di interesse stimato hanno un andamento lineare mentre quelli del modello con tasso osservato seguono l'andamento della dipendente. Rispetto ai grafici precedenti, la retta relativa al modello con tasso osservato si sposta leggermente verso l'alto, mantenendo comunque la forma assunta fin dal primo decile, mentre quella relativa al tasso stimato cambia completamente forma spostandosi, in misura considerevole, verso l'alto.

Gli ultimi due quantili della distribuzione presentano risultati simili. Si nota principalmente che la retta relativa al modello con i valori osservati si sposta verso l'alto in maniera considerevole, rispetto ai grafici precedenti, poiché i valori del tasso corrispondenti agli ultimi decili sono i più bassi, ovvero quelli che si collocano tra l'1 e il 2%. L'andamento generale delle due rette stimate resta comunque il medesimo, inoltre la differenza tra le due si riduce. Potrebbe essere necessario porre attenzione proprio all'andamento: la retta relativa al modello con tasso di interesse osservato presenta generalmente un trend crescente nel primo periodo e decrescente nel secondo, in misura proporzionale al quantile considerato, come effettivamente si è verificato nella realtà. L'altra retta, invece, assume una forma in linea di massima decrescente fin dai primi dati che cresce leggermente a fine periodo. Questo fatto è dovuto ai diversi valori assunti dalle esplicative in corrispondenza dei valori della dipendente associati ai diversi quantili considerati. Il tutto porta ad ipotizzare, quindi, che un tasso di interesse fissato in maniera più opportuna, ovvero seguendo la regola di Taylor, che

presenta, quindi, valori più alti e linearmente crescenti, avrebbe forse limitato la forte crescita e il successivo crollo del mercato immobiliare statunitense.

3.3 Conclusioni

L'obiettivo dell'approfondimento è quello di cercare di stabilire se le differenze che si notano tra situazione fattuale e controfattuale siano effettivamente da attribuire al tasso di interesse o se siano dovute per lo più a problemi di formulazione del modello. Sono state, quindi, cercate queste differenze confrontando modello con tasso di interesse osservato e stimato per tutti i quantili condizionati della dipendente. Se dai modelli fossero emerse le stesse considerazioni si sarebbe concluso che le differenze sono da attribuire a problemi relativi al modello e che quindi un tasso di interesse diverso, fissato secondo la regola di Taylor, non avrebbe cambiato la situazione verificatasi ed evitato, quindi, l'effetto boom-bust nel mercato immobiliare. Viceversa, se fossero emerse considerazioni diverse si sarebbe concluso che le differenze sono da attribuire al tasso di interesse, quindi se si fosse seguita la regola di Taylor si sarebbe forse evitato il tutto.

Il confronto tra i due modelli con il metodo di regressione quantile è stato trattato in tutti i modi: dal confronto tra gli output a quello grafico. Da tutti è emerso il fatto che il tasso di interesse osservato sembra spiegare in maniera più opportuna l'andamento del mercato immobiliare nel periodo considerato. Ci sono, inoltre, delle differenze tra i due modelli in quasi tutti i metodi di confronto, grafici e non, presentati. Non è facile, tuttavia, determinare, se tali differenze siano significativamente considerabili, considerato anche il fatto che, data la bassa numerosità campionaria, qualsiasi test condotto non risulta affidabile. Le analisi effettuate con la regressione quantile, tuttavia, sembrano essere utili perché dimostrano che lo scostamento tra i valori stimati dai due modelli non si evince solamente in media ma è proprio di tutti i quantili considerati sia nei coefficienti che nei valori stimati. Interessante notare, inoltre, la diversa forma della distribuzione dei valori predetti: il tasso di interesse osservato porta alla definizione di un trend crescente inizialmente e che crolla a fine periodo, come si è empiricamente realizzato; quello stimato, invece assume una forma generalmente diversa da cui non si nota, per nessun percentile considerato, l'effetto boom-bust. Anzi l'andamento è generalmente decrescente fin dai primi dati, segno che una distribuzione del tasso a breve linearmente crescente e collocata su valori più alti avrebbe forse contenuto il tutto. Inoltre, il fatto che il parametro relativo al tasso di interesse osservato sia, in valore assoluto, maggiore rispetto a quello relativo al tasso stimato per i primi quantili, che rappresentano la forte decrescita finale, costituisce un'ulteriore conferma: una crescita sul tasso di interesse osservato comporta un effetto negativo più marcato sul numero di case costruite rispetto al

tasso stimato; mentre la situazione si capovolge se si considerano gli ultimi quantili, quelli corrispondenti alla crescita iniziale.

Capitolo 4

Elaborazione di un'altra analisi controfattuale

Dopo aver cercato di riprodurre e approfondire l'analisi controfattuale proposta da Taylor, si è provato a formulare scenari diversi, in base alle conoscenze acquisite in merito alla situazione economica che ha interessato gli anni considerati. Il presente capitolo contiene i tentativi messi in atto e i risultati raggiunti.

Come noto, lo scopo dell'analisi è verificare la presenza di un legame tra il tasso di interesse a breve termine e il mercato immobiliare, e, in particolare, cercare di stabilire se un tasso di sconto fissato in maniera diversa, ovvero seguendo la regola di Taylor, avrebbe evitato, o al limite ridotto, l'effetto boom-bust che ha interessato il mercato immobiliare negli anni in analisi. L'autore, quindi, ha scelto di creare una relazione tra il numero di case iniziate a costruire, trimestre per trimestre, e il tasso di interesse stimato secondo la regola di Taylor. Dopo aver analizzato tale relazione si è tentato di elaborare uno scenario controfattuale diverso da quello proposto ma sempre inerente al problema economico considerato, con lo scopo di dare conferma o meno ai risultati raggiunti nel corso dell'elaborato e di costruire una relazione controfattuale nuova seguendo le istruzioni teoriche proposte da Pesaran in *“Counterfactual Analysis in Macroeconometrics: An Empirical Investigation into the Effects of Quantitative Easing”*.

Analizzando le serie storiche inerenti al mercato immobiliare e a quello creditizio, si ritiene molto interessante porre l'attenzione su una in particolare, riguardante il debito assunto dalle famiglie americane nel settore immobiliare. All'inizio del periodo preso in esame, il governo americano aveva come obiettivo l'aumento del PIL; proprio per questo motivo ha abbassato in misura marcata il tasso di interesse a breve termine e ha condotto una forte propaganda mirata ad incentivare l'aumento dei consumi delle famiglie. Consumi che dovevano trovare maggiore sbocco nel mercato immobiliare in modo da realizzare il celebre *“American dream”*, ognuno doveva, infatti, diventare padrone almeno della casa in cui abitava. A supporto di ciò, le banche avevano creato delle tipologie creditizie adatte ad ogni prototipo di cliente, in modo che tutti avessero potuto avere libero accesso al credito. Per questo motivo, la maggior parte delle famiglie americane si indebita. Tuttavia, quando il governo decide di aumentare il tasso di sconto iniziano a concretizzarsi le prime difficoltà delle famiglie che, avendo stipulato per la maggiore mutui a tasso variabile, si vedono aumentare le rate del mutuo e non riescono più a farvi fronte. Da qui è inevitabile il crollo dell'intero sistema.

4.1 Stima ols

Si ritiene, quindi, interessante analizzare la serie storica che contiene i dati relativi al debito investito nel sistema immobiliare delle famiglie americane e delle organizzazioni no profit; la serie storica impiegata appartiene al database Economagic ed è espressa in forma trimestrale in milioni di dollari. Essa si presenta nel modo seguente:

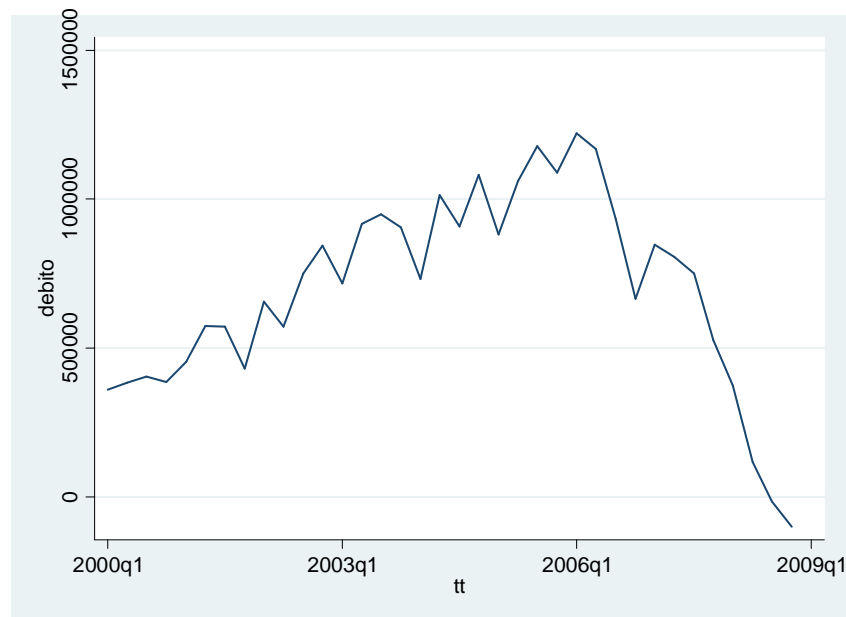


Figura 4.1: debito relativo al mercato immobiliare delle famiglie americane.

Come si può vedere dal grafico la serie ha un trend crescente, anche se non lineare, fino al 2006, anno in cui si nota un brusco calo che perdura fino alla fine del periodo considerato. Ci sono delle corrispondenze tra la serie storica relativa al numero di case costruite (figura 2.2) e quella in figura: entrambe mostrano un trend crescente fino al 2006 e un forte calo da lì in poi. I bassi tassi di interesse, quindi, hanno favorito l'indebitamento immobiliare delle famiglie americane, di conseguenza il mercato necessitava sempre più della costruzione di abitazioni, il che spiega l'andamento generalmente crescente di ambedue le serie. Il brusco calo finale di entrambe, invece, è dovuto all'aumento dei tassi di interesse, i quali a loro volta hanno reso le rate del mutuo troppo alte per la maggior parte delle famiglie, che incapaci di saldare il loro debito si sono viste pignorare la casa. Per questo motivo calano i debiti delle famiglie americane e crolla il settore dell'edilizia. È interessante, data la correlazione tra le due serie, pari al 78%, condurre un'analisi controfattuale sulla serie storica relativa al debito investito nel settore immobiliare con lo scopo di dare conferma alle supposizioni fatte finora, cercando di verificare se un tasso di interesse più alto avrebbe evitato l'effetto di crescita-crollo verificatosi empiricamente.

È stata utilizzata, in questo caso, la variabile dipendente in livello, applicando solamente la trasformata logaritmica; la serie trasformata si presenta come segue:

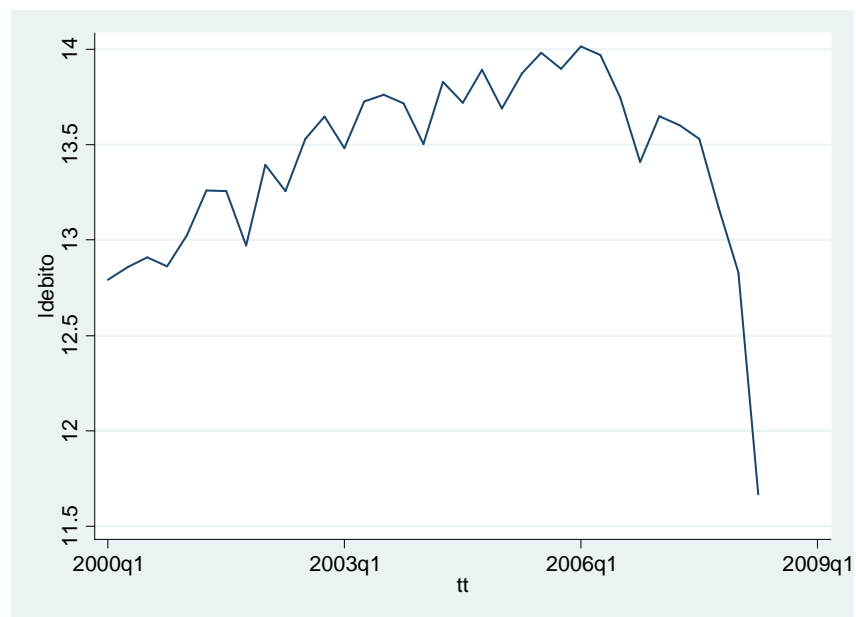


Figura 4.2: debito relativo al mercato immobiliare delle famiglie americane.

La trasformazione ha lo scopo di stabilizzare la varianza della serie dando un peso più uniforme ai valori grandi e piccoli che le appartengono, come si può notare in figura 4.2. La crescita di inizio periodo, infatti, è stata linearizzata, mentre il calo finale assume un andamento ancora più netto.

Per evitare problemi di autocorrelazione sono state impiegate come variabili esplicative il tasso di interesse stimato e lo stesso ritardato di un periodo. Il modello assume la seguente forma:

$$\ln(\text{debito}) = c + \hat{i}_t + \hat{i}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

ed è stato stimato sempre per il periodo compreso tra il primo trimestre del 2002 e il quarto del 2007. Tutti i coefficienti sono ampiamente significativi, quello relativo al tasso di interesse assume un valore positivo pari a .37, mentre quello relativo allo stesso ritardato di un periodo è negativo e pari a -.30. Anche la costante assume un valore positivo pari a 13.3, cifra alquanto elevata che mi porta ad ipotizzare che il modello non sia completamente specificato. Tuttavia, il coefficiente di determinazione si situa su un livello pari al 46%, il che non è da trascurare considerando il fatto che le variabili esplicative sono solamente due. Inoltre, i residui del modello non hanno problemi di eteroschedasticità e autocorrelazione.

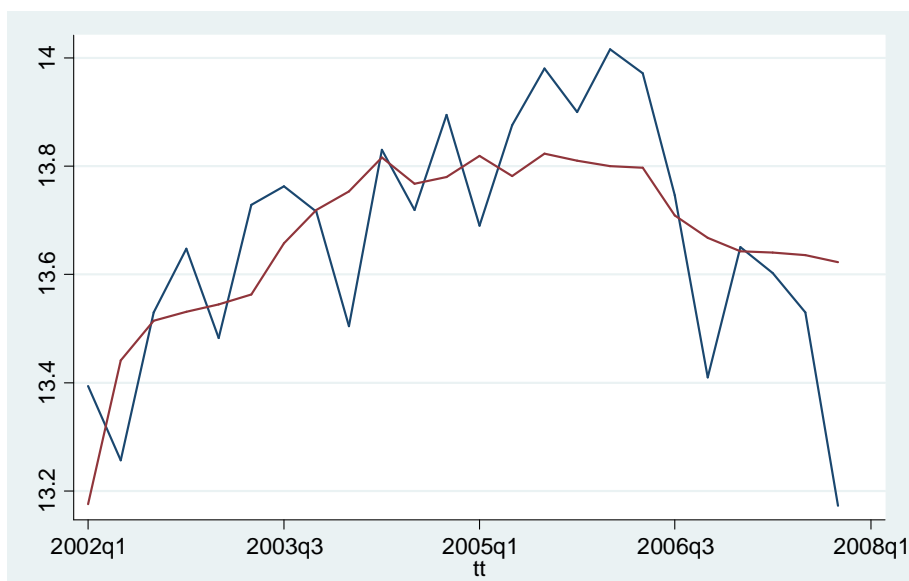


Figura 4.3: valori osservati del debito (linea blu) e stimati (linea rossa) dal modello con tasso stimato.

La figura confronta situazione fattuale e controfattuale. Per quanto riguarda lo scenario controfattuale si nota come sia presente, anche in questa serie, una crescita iniziale, che perdura fino al 2006, e una decrescita finale. L'andamento è in linea di massima lineare, non sono presenti, infatti, picchi degni di nota o brusche crescite e cali. L'elemento di maggior rilievo corrisponde alla differenza tra situazione fattuale e controfattuale nella parte finale del grafico: dalla retta dei valori stimati, infatti, non si delinea un brusco crollo come in quella dei valori osservati, ma una leggera decrescita. Il tasso di interesse stimato, infatti, ha un andamento linearmente crescente, situato su un range di valori più alti rispetto a quelli fissati dalla banca centrale per il periodo in analisi; si può, quindi, ipotizzare che esso avrebbe contribuito a contenere l'espansione all'indebitamento e ad evitare lo scoppio del sistema. Inoltre, il test espresso dalla formula 1.6, non accetta l'ipotesi nulla di uguaglianza a zero delle differenze tra situazione fattuale e controfattuale, esso assume un valore pari a 3,04 e un p-value pari a 0,003; tuttavia, esso non risulta un metro di giudizio affidabile per la formulazione di conclusioni per i motivi già espressi nel capitolo 2.

Si ritiene opportuno, quindi, confrontare tale modello con lo stesso stimato impiegando il tasso di interesse osservato, come fatto finora; con lo scopo di determinare se le differenze emerse tra scenario fattuale e controfattuale siano da considerare significative o se siano dovute a problemi di specificazione del modello.

La stima presenta una forte significatività dei coefficienti, quello relativo al tasso di interesse osservato assume un valore positivo pari a .52, mentre quello relativo allo stesso ritardato è negativo e pari a -.53; interessante notare come entrambi siano più alti dei coefficienti stimati dal modello precedente. Anche l'intercetta assume un valore maggiore rispetto sempre al modello

precedente, pari a 13.65 mantenendosi comunque positiva. Inoltre, il coefficiente di determinazione si situa su un valore maggiore, pari circa al 58%, è ovvio infatti che il tasso di interesse osservato spieghi meglio l'andamento dei valori osservati della dipendente, anche se probabilmente sarebbe meglio aggiungere altre variabili per migliorare il modello.



Figura 4.4:valori osservati (linea blu)e stimati(linea rossa) dal modello con tasso osservato.

I valori stimati dal modello seguono in modo abbastanza coerente i valori osservati, si nota, infatti, una crescita iniziale abbastanza marcata e un crollo finale che arriva quasi ai livelli empiricamente realizzati. Il tasso di interesse osservato assume, infatti, valori bassi ad inizio periodo che hanno incentivato l'indebitamento delle famiglie americane, tuttavia la successiva crescita dei tassi di fine periodo ha messo in difficoltà l'intero sistema che è finito per collassare. L'aumento del tasso di sconto ha di conseguenza aumentato le rate dei mutui, mutui che erano stati stipulati per la maggiore a tasso variabile, le rate avevano, quindi, raggiunto un livello insostenibile dalla maggior parte dei cittadini che, incapaci di saldare il debito, si erano visti pignorare la casa.

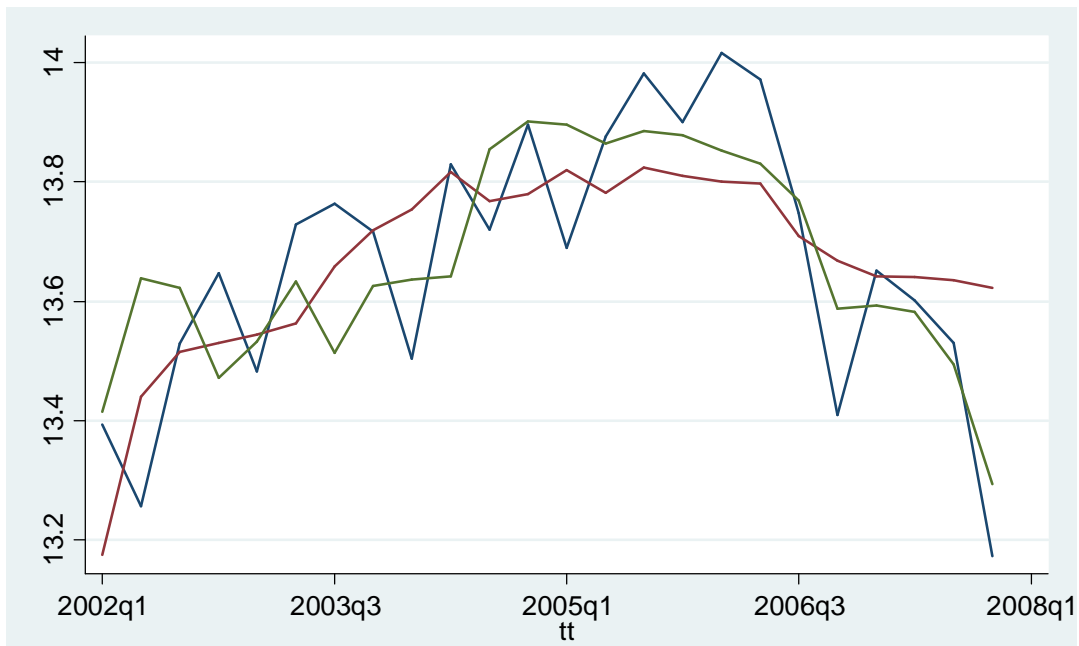


Figura 4.5: valori osservati (linea blu) e stimati dal modello con tasso stimato (linea rossa) e osservato (linea verde).

Il grafico rappresenta le tre rette di interesse per la stima del modello, il confronto fornisce risultati interessanti. Ad inizio periodo si nota come le rette dei valori stimati dal modello con tasso stimato si collochi ad un livello più basso delle altre due, tassi di interesse più alti, infatti, non incentivano l'indebitamento delle famiglie, indebitamento incentivato, invece, dai bassi tassi di interesse osservati. Interessante porre attenzione all'ultimo periodo considerato, dal 2006 al 2008, anni che corrispondono all'inizio del forte crollo che ha interessato il mercato immobiliare; tassi mantenuti ad un livello pressochè costante, come suggerito dalla regola di Taylor, avrebbero evitato il forte crollo descritto, invece, sia dalla retta dei valori stimati dal modello con tassi osservati che da quella dei valori osservati relativi al debito.

4.2 Modello VAR e VAR strutturale

Il confronto con il metodo di regressione dei minimi quadrati ha prodotto risultati interessanti: dalle analisi sembrano, infatti, emergere alcune differenze tra il modello relativo al tasso a breve osservato e quello stimato. Differenze che, tuttavia, non sono facilmente interpretabili come significativamente rilevanti o meno. Per questo motivo, si ritiene opportuno riportare un ulteriore approfondimento sempre con lo scopo di determinare se un tasso di interesse fissato in maniera più opportuna avrebbe evitato la situazione che si è empiricamente verificata. La strada scelta consiste nella stima di un modello VAR in forma strutturale e del successivo confronto tra le funzioni risposta di impulso, in modo da determinare le eventuali differenze tra le reazioni del debito delle famiglie americane ai due tassi rispettivamente.

4.2.1 Cenni teorici

Prima di trattare il modello VAR nella forma strutturale è opportuno fornire alcune delucidazioni riguardo al modello autoregressivo generico.

Un modello auto regressivo multivariato si esplicita in un'equazione nella quale K variabili sono specificate come funzione lineare di p loro ritardi e ritardi delle altre $K - 1$ variabili coinvolte, e in alcune casi, di altre variabili esogene. Tutto ciò è esplicitato come segue:

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B_0 x_t + B_1 x_{t-1} + \dots + B_s x_{t-s} + u_t \quad (4.2)$$

Dove $y_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-k})'$ è un vettore casuale $K \times 1$

(A_1, \dots, A_p) sono matrici di parametri $K \times K$,

x_t è un vettore $M \times 1$ di eventuali variabili esogene,

(B_1, \dots, B_s) sono matrici di coefficienti $K \times M$,

v è un vettore di parametri $K \times 1$

u_t è assunto essere un white noise con le seguenti caratteristiche $E(u_t) = 0$ e $E(u_t u_t') = \Sigma$ e $E(u_t u_s') = 0$ per $t \neq s$

L'equazione per y_t contiene $K^2 + pK + M(s + 1) + 1$ parametri.

Un modello VAR può essere scritto in forma ridotta come un sistema dinamico di equazioni simultanee:

$$W_0 y_t = a + W_1 y_{t-1} + \dots + W_p y_{t-p} + \tilde{W}_1 x_t + \tilde{W}_2 x_{t-1} + \dots + \tilde{W}_s x_{t-s} + e_t \quad (4.3)$$

Dove a è un vettore di parametri $K \times 1$, e ogni $W_i, i = 0, \dots, p$, è una matrice di parametri $K \times K$ e e_t è un vettore $K \times 1$ di errori. Secondo l'approccio tradizionale per le equazioni dinamiche simultanee, è sufficiente porre alcune restrizioni alle matrici W_i per soddisfare la condizione di identificabilità. Assumendo, inoltre, W_0 non singolare il sistema può essere riscritto come segue

$$y_t = W_0^{-1} a + W_0^{-1} W_1 y_{t-1} + \dots + W_0^{-1} W_p y_{t-p} + W_0^{-1} \tilde{W}_1 x_t + W_0^{-1} \tilde{W}_2 x_{t-1} + \dots + W_0^{-1} \tilde{W}_s x_{t-s} + W_0^{-1} e_t$$

Tale forma può essere ridotta ad un modello VAR nella forma dell'equazione (4.2) specificando

$$v = W_0^{-1} a$$

$$A_i = W_0^{-1} W_i$$

$$B_i = W_0^{-1} \tilde{W}_i$$

$$u_t = W_0^{-1} e_t$$

La matrice di varianza e covarianza del sistema contiene tutte le informazioni circa le correlazioni contemporanee tra le variabili del modello VAR, tuttavia senza imporre le opportune restrizioni alla struttura di Σ non è possibile dare un'interpretazione causale dei risultati.

Aggiungendo alcune assunzioni di livello tecnico, possiamo ricavare un'altra rappresentazione del modello VAR (4.2). Se il modello è stabile, l'equazione può essere riscritta come

$$y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} D_i x_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i u_{t-i} \quad (4.4)$$

Dove μ rappresenta un vettore di parametri $K \times 1$ invarianti nel tempo e D_i e Φ_i sono rispettivamente matrici di $K \times M$ e $K \times K$ parametri. Particolare attenzione deve essere prestata alla stabilità del modello, che presuppone l'invertibilità e la rappresentazione in media mobile infinita del VAR, oltre che alla stazionarietà in covarianza e quindi all'indipendenza nel tempo dei primi due momenti di y_t .

L'equazione (4.4) specifica che il processo che determina le variabili in y_t è completamente determinato, oltre che dalle medie, invarianti nel tempo, dai parametri contenuti nelle matrici D_i e Φ_i dalla storia passata delle variabili esogene x_t , oltre che dagli shock o innovazioni i.i.d.

$u_{t-1}u_{t-2}, \dots$. Inoltre, i D_i rappresentano i moltiplicatori dinamici del sistema, mentre i Φ_i le funzioni di risposta impulsiva.

Supposta la stretta esogeneità delle eventuali variabili x_i coinvolte, la funzione risposta di impulso mostra la reazione delle variabili y_i in seguito ad uno shock relativo all'innovazione dopo un certo numero di periodi. In particolare, considerando un VAR senza variabili esogene,

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_{1p} y_{t-p} + u_t \quad (4.5)$$

ovvero nel quale y_t è espressa solamente in funzione dei suoi ritardi e degli errori u_t serialmente incorrelati; tutta l'informazione circa le correlazioni contemporanee tra le K variabili sono contenute nella matrice Σ , poiché un VAR può essere visto come la forma ridotta di un modello ad equazioni simultanee.

Riscrivendo il modello in forma a media mobile

$$y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i u_{t-i} \quad (4.6)$$

dove μ un vettore $K \times 1$ relativo alla media, invariante nel tempo, e

$$\Phi_i = \begin{cases} I_K & \text{se } i = 0 \\ \sum_{j=1}^i \Phi_{i-j} A_j & \text{se } i = 1, 2, \dots \end{cases}$$

I Φ_i rappresentano le funzioni di risposta impulsiva, gli elementi j, k di Φ_i forniscono l'effetto dovuto ad un incremento del k -esimo elemento di u_t sul j -esimo elemento di y_t dopo i periodi. Tuttavia, questi effetti non hanno un'interpretazione causale poiché l'errore è contemporaneamente correlato, il che implica che uno shock su una variabile potrebbe essere accompagnato da shocks su altre variabili. È necessario, quindi, ottenere una rappresentazione incorrelata della matrice di varianza e covarianza.

Si supponga di avere una matrice P tale che $PP' = \Sigma$ e che $P^{-1}\Sigma P'^{-1} = I_K$, inoltre

$$E\{P^{-1}u_t(P^{-1}u_t)'\} = P^{-1}E\{(u_t u_t')P'^{-1}\} = P^{-1}\Sigma P'^{-1} = I_K$$

Si può utilizzare la matrice P per ortogonalizzare gli errori:

$$y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i P P^{-1} u_{t-i} = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Theta_i P^{-1} u_{t-i} = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Theta_i w_{t-i} \quad (4.7)$$

Dove $\Theta_i = \Phi_i P$ e $w_{t-i} = P^{-1} u_{t-i}$.

Tuttavia per ottenere una rappresentazione causale è necessario porre alcune restrizioni alla matrice P , in linea con la decomposizioni di Cholesky della matrice $\hat{\Sigma}$.

Un modo per ottenere una relazione causale delle funzioni risposta di impulso può essere ottenuto dalla rappresentazione strutturale del modello VAR. Tale rappresentazione può essere di breve o lungo periodo.

Un modello SVAR di breve periodo, senza la presenza di variabili esogene, assume la seguente forma:

$$A(I_K - A_1L - A_2L^2 - \dots - A_pL^p)y_t = A\epsilon_t = Be_t \quad (4.8)$$

dove L è l'operatore ritardo, A, B, A_1, \dots, A_p sono matrici $K \times K$ di parametri, ϵ_t è un vettore $K \times 1$ di errori tale che $\epsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ e $E[\epsilon_t \epsilon_s'] = 0_K$ per $s \neq t$ e e_t è un vettore $K \times 1$ di errori ortogonalizzati, tale che $e_t \sim N(0, I_K)$ e $E[e_t e_s'] = 0_K$ per $s \neq t$. Queste trasformazioni al termine di errore sono utili per analizzare la dinamica del sistema in seguito a shock su e_t . Su un modello SVAR a breve termine, l'identificazione ottenuta imponendo delle restrizioni alle matrici A e B , che sono assunte essere non singolari.

$P_{sr} = A^{-1}B$, dove P_{sr} rappresenta la matrice P identificata da un particolare modello SVAR, inoltre, $A\epsilon_t \epsilon_t' A' = B e_t e_t' B'$, di conseguenza $\Sigma = P_{sr} P_{sr}'$. Supponendo valida la condizione di stabilità possiamo scrivere il modello precedente in forma a media mobile,

$$y_t = \mu + \sum_{s=0}^{\infty} \Theta_{sr}^s e_{t-s} \quad (4.9)$$

dove y_t è espresso in termini dell'errore ortonormale e_t , la matrice Θ_{sr}^s contiene le funzioni risposta di impulso dopo s periodi, dato che le matrici A e B contengono tutta l'informazione circa le correlazioni contemporanee e B rende la varianza unitaria.

Per quanto riguarda il modello SVAR di lungo periodo, definita $\bar{A} = (I_K - A_1L - A_2L^2 - \dots - A_pL^p)$, e verificata la stabilità del modello, $A - I$ stima gli effetti di lungo periodo. Imponendo che A sia una matrice identità, il modello può essere riscritto come $y_t = \bar{A}^{-1} B e_t$, che implica $\Sigma = B B'$. Posta $C = \bar{A}^{-1} B$ la matrice di risposta agli impulsi di lungo periodo, l'equazione diventa $y_t = C e_t$. Nei modelli di lungo periodo, quindi, le restrizioni sono poste direttamente sulla matrice C ; ad esempio se si pone a zero l'elemento di posto (1,2) si vuole ottenere l'effetto di lungo periodo agli shock strutturali sulla variabile 1 posto che la 2 sia zero.

4.2.2 Analisi controfattuale

Si è scelto di sviluppare l'analisi considerando due modelli VAR: uno che lega il debito immobiliare delle famiglie americane al tasso di interesse osservato, che consiste in un tentativo di riprodurre la situazione fattuale e l'altro che coinvolge sempre il debito effettivamente realizzatosi e il tasso di interesse stimato secondo la regola di Taylor, in modo da elaborare una situazione controfattuale. Si intende, inoltre, stimare due modelli considerando due periodi temporali diversi: uno relativo al periodo di bassi tassi di interesse, ovvero considerando i trimestri che vanno dal primo del 2000 al quarto del 2004, e un altro che comprende un periodo temporale più ampio, dal primo del 1995 al quarto del 2007. In modo da considerare l'andamento generale delle due serie di tassi.

4.2.2.1 Analisi del periodo 2000q1-2004q1

Si è scelto di fare un'analisi che coinvolge l'arco temporale compreso tra il primo trimestre del 2000 e il quarto del 2004 in modo da inglobare solamente i dati relativi al forte calo subito dal tasso di interesse osservato, con lo scopo di determinare se sussistano differenze nel comportamento della funzione risposta di impulso tra i due modelli. Il periodo considerato non è mai stato impiegato precedentemente, tale scelta deriva dalla necessità di stimare il migliore modello possibile senza allargare troppo il campione.

Per quanto riguarda il modello che mette in relazione il debito immobiliare delle famiglie con il tasso di interesse osservato, è stato stimato un modello autoregressivo multivariato ad un ritardo, come suggerito dal criterio di Akaike. I risultati sono buoni a livello di correttezza del modello e analisi dei residui: è soddisfatta, infatti, la condizione di stabilità e non è presente autocorrelazione ed eteroschedasticità nei residui, che non rifiutano l'ipotesi nulla di normalità della distribuzione. È stata stimata successivamente la funzione risposta di impulso, ponendo la condizione di ortogonalità degli errori in modo da evitare possibili distorsioni nell'interpretazione dei risultati dovuta all'eventuale correlazione tra le variabili.

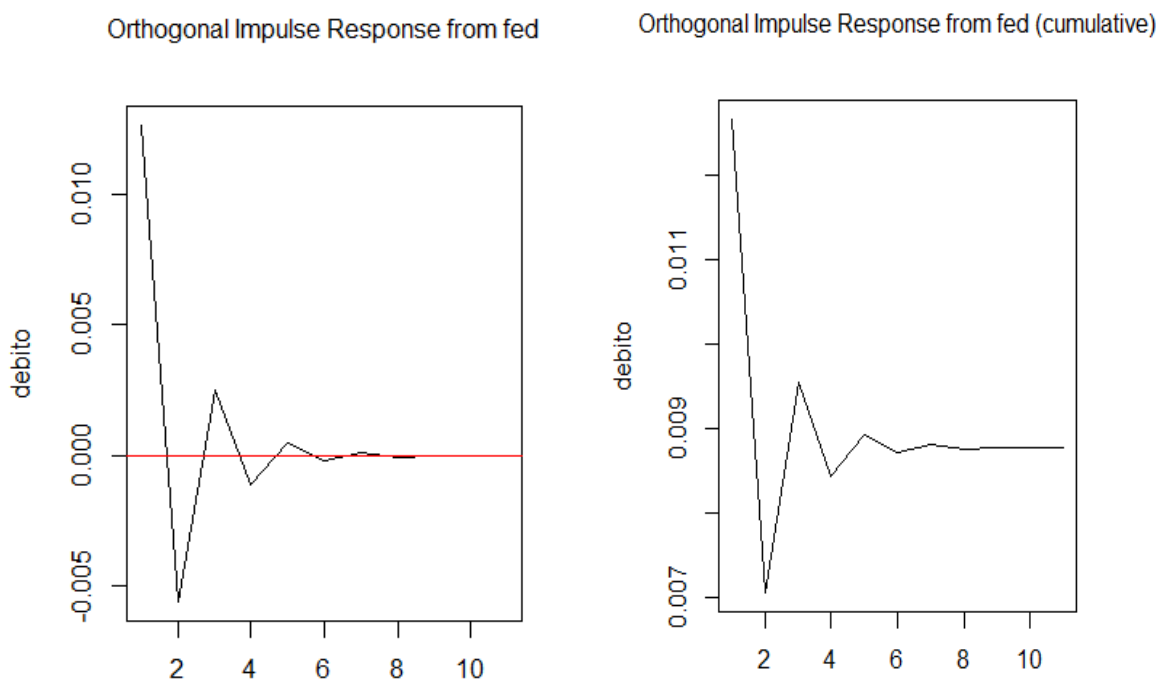


Figura 4.6: irf ortogonale e cumulata del modello var (tasso di interesse osservato, debito).

I due grafici precedenti rappresentano rispettivamente la funzione risposta di impulso ortogonale e ortogonale cumulata sulla variabile relativa al debito derivante da uno shock che colpisce il tasso di interesse osservato. La funzione risposta di impulso ortogonale per il modello VAR parte positiva al primo ritardo, segno che i bassi tassi di interesse costituiscono un incentivo per le famiglie ad indebitarsi, per i periodi successivi essa risulta essere un po' altalenante, tuttavia i picchi positivi sono più marcati di quelli negativi. Per quanto riguarda la funzione risposta di impulso ortogonale cumulata, essa si colloca su valori positivi per tutti gli istanti temporali considerati, stabilizzandosi a partire dal sesto periodo. Questi risultati costituiscono una conferma di quanto determinato finora, l'abbassamento del tasso d interesse, quindi, ha costituito un incentivo all'indebitamento. Tuttavia, entrambe le funzioni si collocano su valori bassi, in altre parole le risposte di impulso sono alquanto esigue, ma probabilmente ciò è dovuto alla bassa numerosità campionaria e alla possibile incompletezza del modello costruito; ciò che si ritiene comunque importante considerare ed interpretare è l'andamento che coincide con quanto effettivamente ci si aspettava.

Successivamente è stato stimato un modello VAR di tipo strutturale per valutare una funzione risposta di impulso priva di qualsiasi influenza contemporanea tra le variabili. Sono state infatti poste come restrizioni l'ortonormalità della matrice di varianza e covarianza, matrice B in termini teorici, e l'uguaglianza a zero del coefficiente di posto (2,1) della matrice A , in modo che la

funzione risposta di impulso sul debito sia influenzata solamente dal tasso di interesse e che l'impulso dato dal termine di errore sia di carattere unitario. Le funzioni risposta di impulso ottenute sono visibili nella figura seguente:

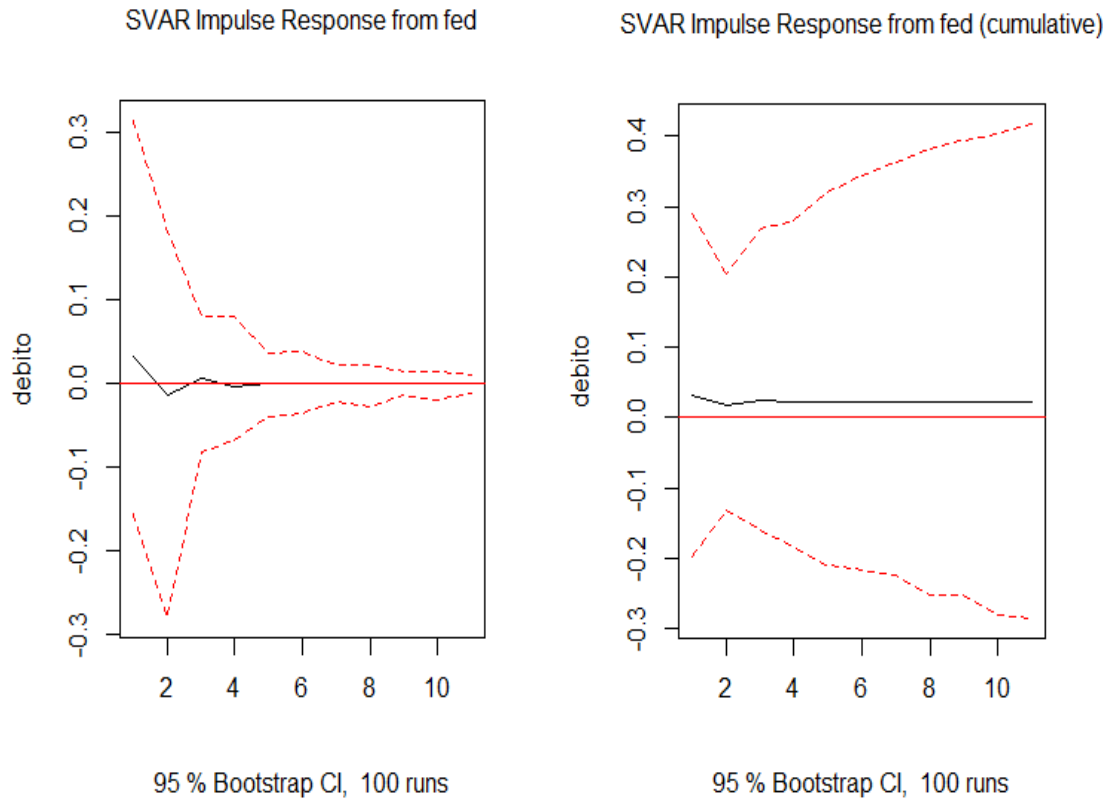


Figura 4.7: irf ortogonale e cumulata del modello svar (tasso di interesse osservato, debito).

L'andamento è speculare rispetto alla precedente funzione risposta di impulso determinata dal modello VAR, si giunge, quindi, alle stesse conclusioni.

Le stesse analisi sono state condotte sul modello che mette in rapporto il debito con il tasso di interesse stimato secondo la regola di Taylor. È stato stimato un modello autoregressivo multivariato considerando un ritardo delle variabili, come suggerito dal criterio di Akaike, e ho ottenuto risultati soddisfacenti: il modello è stabile e non c'è presenza di autocorrelazione ed eteroschedasticità nei residui del modello, che in più assumono una distribuzione associabile a quella normale.

Le funzioni risposta di impulso assumono la seguente forma:

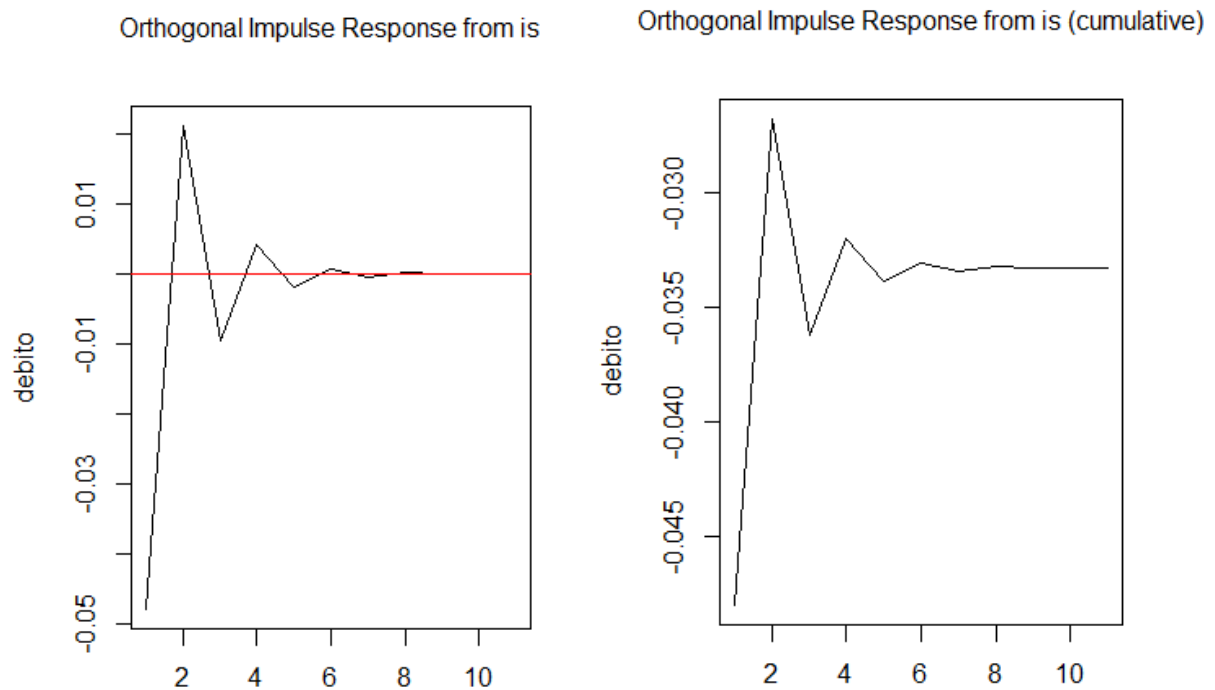


Figura 4.8: irf ortogonale e cumulata del modello var (tasso di interesse stimato, debito)

La funzione risposta di impulso ortogonale è negativa al primo ritardo, successivamente l'andamento è abbastanza altalenante ma i picchi negativi sono più marcati rispetto a quelli positivi; ciò si nota, infatti, dalla funzione risposta di impulso cumulata che si colloca su valori negativi per tutti i periodi considerati.

Come noto il tasso di interesse stimato presenta valori più alti rispetto al tasso di interesse osservato, nell'arco temporale considerato, quindi, non è presente un calo dello stessa entità di quello empiricamente realizzatosi. La conclusione che si può fare trova il suo fulcro nel fatto che tassi maggiori disincentivano l'assunzione di debito. Anche in questo caso è presente il problema dei valori bassi assunti dall'irf che possono essere spiegati con le stesse argomentazioni fatte per il modello precedente.

È stato stimato successivamente un modello strutturale ponendo le medesime condizioni del modello precedente e sono state ottenute le seguenti funzioni risposta di impulso:

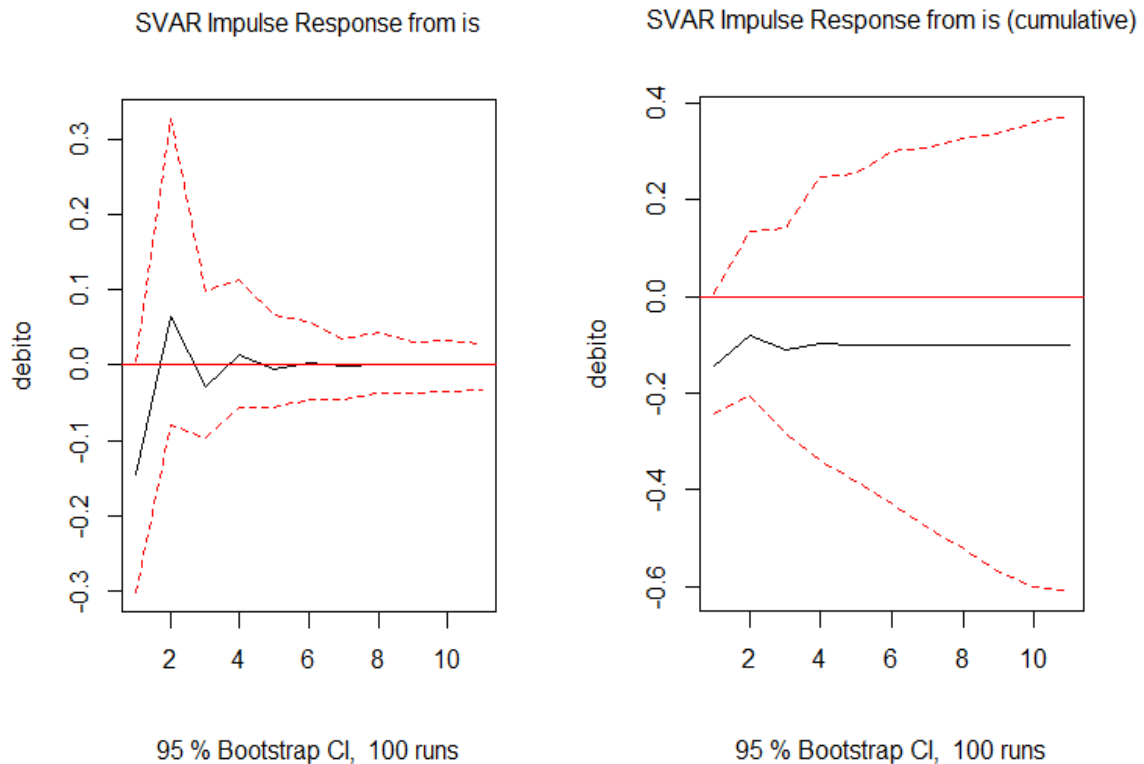


Figura 4.10: irf ortogonale e cumulata del modello svar (tasso di interesse stimato, debito).

Anche in questo caso si possono fare le stesse considerazioni espresse per i grafici precedenti. La risposta del debito ad un impulso sul tasso di interesse è negativa al primo ritardo e l'irf cumulata si colloca su valori sempre negativi, tuttavia maggiori, in valore assoluto, rispetto all'irf relativa al modello VAR standard. Tutto ciò porta a supporre che probabilmente un tasso di interesse fissato seguendo quanto suggerito dalla regola di Taylor avrebbe disincentivato l'assunzione di debito, in particolare di carattere immobiliare, da parte delle famiglie americane probabilmente evitando quanto realizzatosi in realtà.

4.2.2.1 Analisi del periodo 1995q1-2007q4

La seconda analisi è relativa ad un lasso temporale più ampio, sono stati considerati, infatti, i dati a partire dal primo trimestre del 1995 fino al quarto del 2007. Tale scelta è dovuta alla volontà di considerare tutto il periodo finora analizzato, cioè tra il 2002 e il 2007; sono state, inoltre, aggiunte delle osservazioni antecedenti a tale intervallo in modo da stimare in modo più corretto ed adeguato il modello.

L'analisi è stata svolta come nel paragrafo precedente, è stato stimato un modello autoregressivo multivariato nella versione standard e successivamente in quella strutturale per valutare le possibili differenze tra le funzioni risposta di impulso nella versione cumulata e non, per le equazioni che legano il debito al tasso di interesse osservato, prima, e a quello stimato, poi. È necessario puntualizzare che tutti i modelli successivi soddisfano la condizione di stabilità e presentano residui non autocorrelati ed omoschedastici, oltre che distribuiti in modo normale.

Il modello VAR che lega il tasso di interesse osservato al debito immobiliare delle famiglie è stato stimato a 12 ritardi, sempre in base a quanto suggerito dal criterio di Akaike, ed è stato successivamente ristimato considerando solo i ritardi significativi; esso fornisce le seguenti funzioni risposta di impulso:

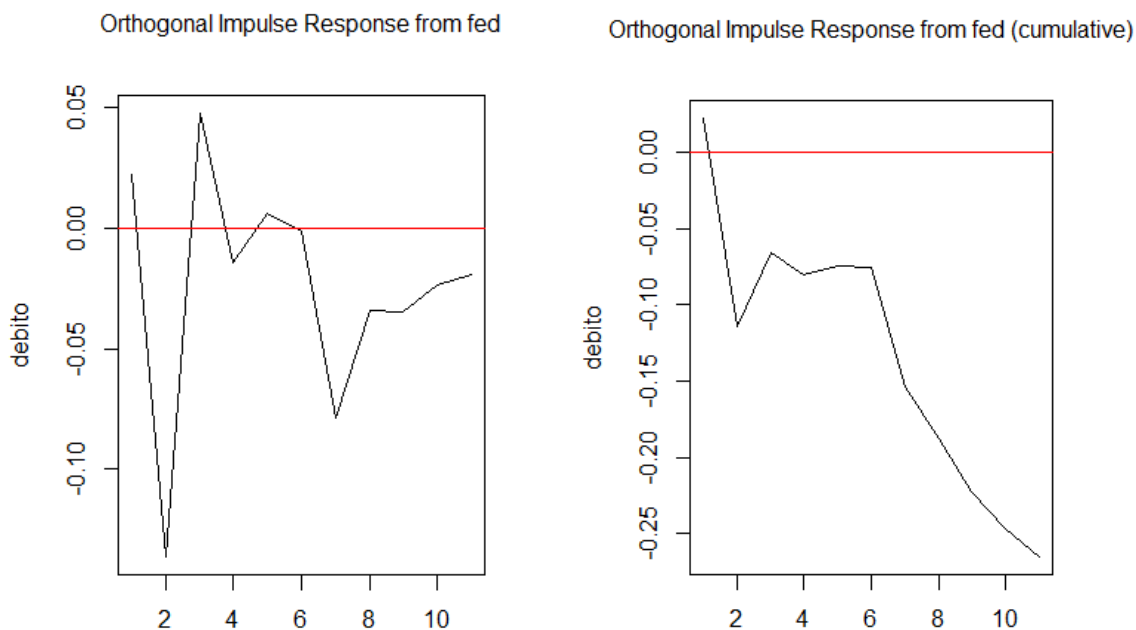


Figura 4.11: irf ortogonale e cumulata del modello var (tasso di interesse osservato, debito).

La funzione risposta di impulso ortogonale parte lievemente positiva al primo ritardo, subisce un forte crollo negativo al secondo ritardo e assume un andamento altalenante per i rimanenti periodi considerati. È interessante notare come la funzione cumulata sia nettamente decrescente e sia collocata per tutti i periodi considerati, ad eccezione del primo, su valori negativi. Valori più alti rispetto alla stima del periodo precedente, segnale che la bassa numerosità campionaria può costituire un problema nella stima. Le considerazioni a livello interpretativo devono tenere conto della forma della distribuzione del tasso di interesse osservato (figura 1.1): esso decresce in modo

marcato fino al 2004, anno in cui inizia la risalita che si protrae fino alla fine del periodo considerato. Probabilmente tale risalita è stata di carattere troppo marcato, un impulso sul tasso di interesse porta infatti ad un crollo del debito come in effetti si è verificato.

Successivamente è stato stimato lo stesso modello in forma strutturale mantenendo le condizioni imposte al paragrafo precedente per le matrici A e B .

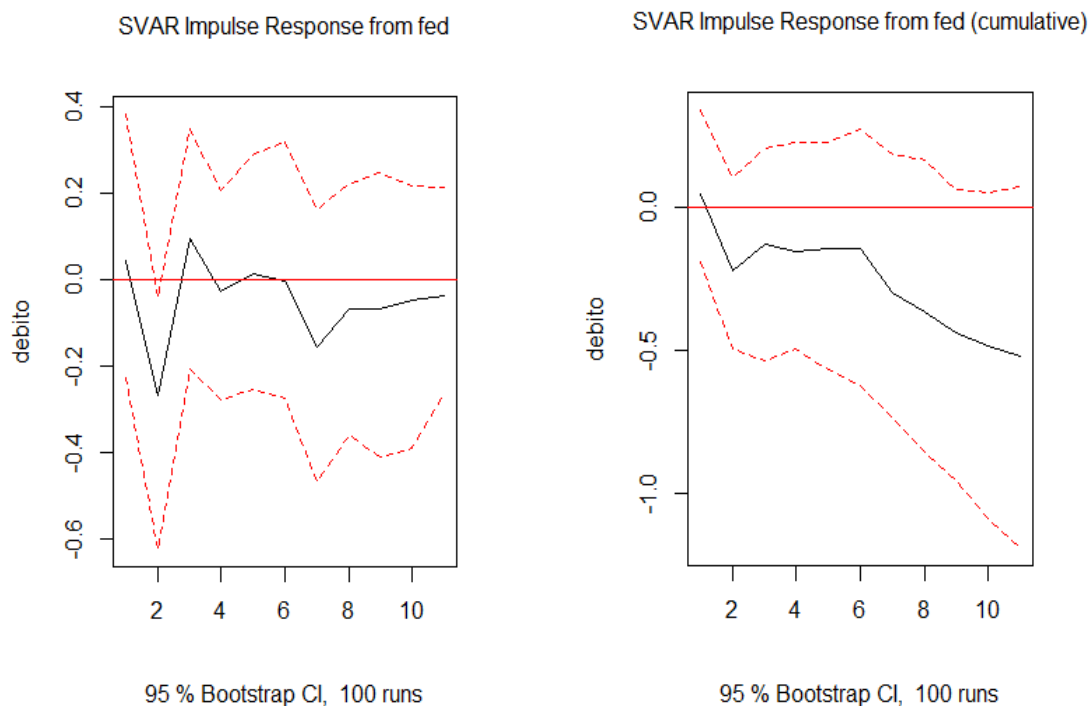


Figura 4.12: irf ortogonale e cumulata del modello svar (tasso di interesse osservato, debito).

Non ci sono grosse differenze rispetto a prima sulla forma delle funzioni risposta di impulso cumulata e non, ciò che cambia è il range di valori coperto: si nota, infatti, come tali funzioni raggiungano valori più bassi, quasi doppi, rispetto a quelli del grafico precedente. Tale fatto è dovuto alla restrizione imposta alla matrice di varianza e covarianza B ; è stato imposto, infatti, che l'impulso sia di carattere unitario. Le considerazioni a livello interpretativo sono le stesse: un tasso di interesse con un andamento con tale forma porta ad un crollo drastico del debito delle famiglie.

Per quanto riguarda il modello VAR che lega tasso il tasso di interesse stimato al debito immobiliare delle famiglie, esso è stato stimato a 12 ritardi, sempre in base a quanto suggerito dal criterio di Akaike, ed è stato successivamente ristimato in modo da considerare solamente i ritardi significativi.

Esso fornisce le seguenti funzioni risposta di impulso sempre ortogonali:

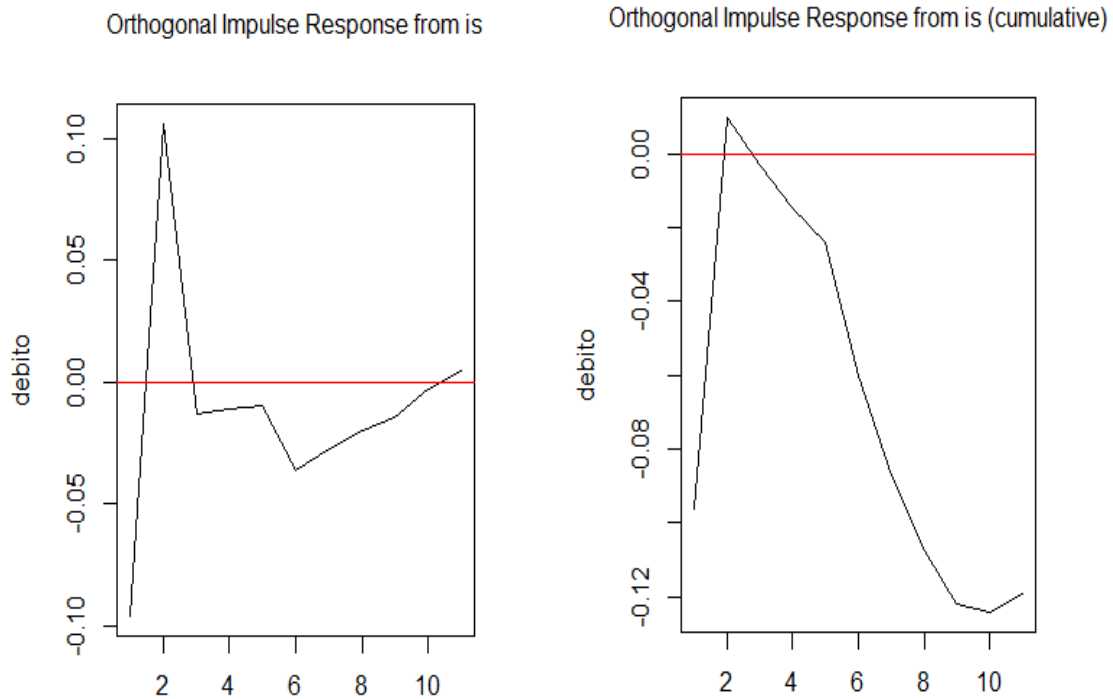


Figura 4.13: *irf* ortogonale e cumulata del modello var (tasso di interesse stimato, debito).

In linea di massima si nota, da entrambe le figure, un calo del debito delle famiglie in seguito ad un impulso sul tasso di interesse stimato, calo che comunque raggiunge valori più contenuti rispetto al modello per il tasso di interesse osservato. La forma della distribuzione del tasso a breve stimato, visibile in figura 2.5, è decrescente fino al 2001, tuttavia cresce costantemente fino al 2007, motivo per cui il calo sul debito che si verifica in risposta ad un impulso sul tasso di interesse è più lieve rispetto a ciò che si verifica se si considera il tasso osservato che presenta una crescita molto più brusca a partire dal 2004 in poi.

Successivamente è stato stimato lo stesso modello in forma strutturale mantenendo le condizioni imposte al paragrafo precedente per le matrici A e B .

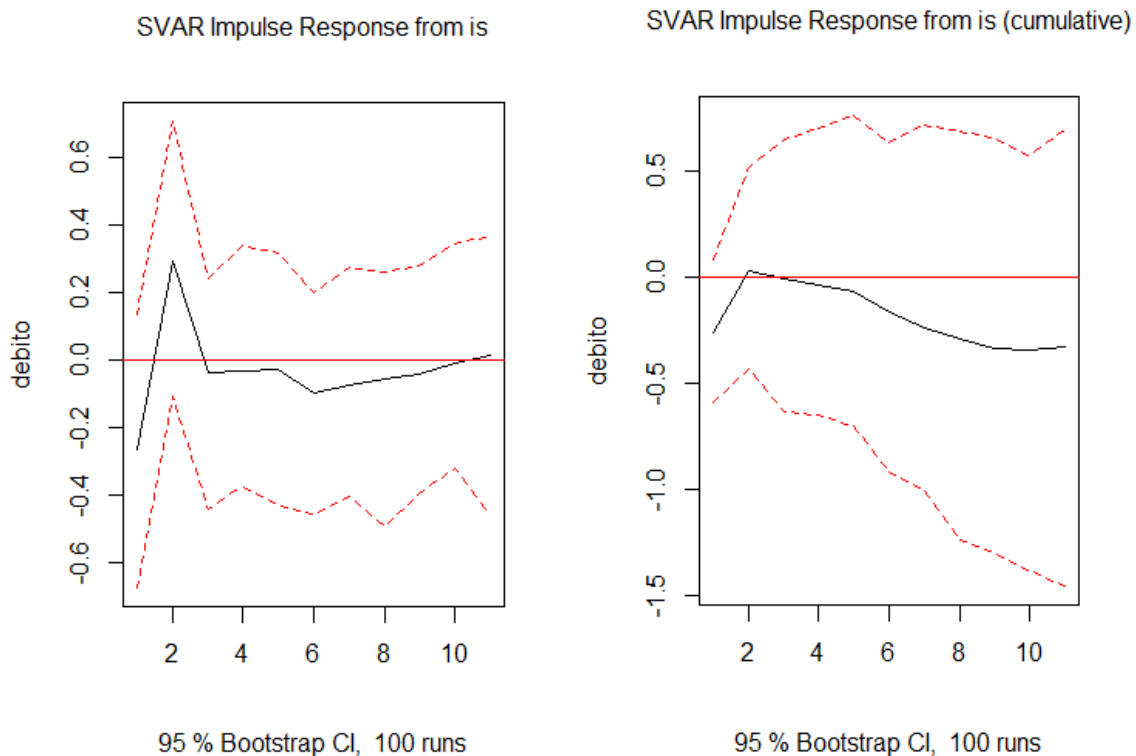


Figura 4.14: irf ortogonale e cumulata del modello svar (tasso di interesse stimato, debito).

La funzione risposta di impulso mostra che il debito, dopo un impulso negativo al primo step e uno positivo al secondo si assesta su valori negativi che comunque non si discostano di molto dallo zero. L'irf cumulata, mostra che l'andamento è in linea di massima decrescente e i valori raggiunti appartengono alla parte negativa del grafico, tuttavia si assestano su di un livello, in valore assoluto, inferiore rispetto alla stessa funzione del modello con tasso di interesse osservato. Altra conferma del fatto che un tasso di sconto fissato secondo la regola di Taylor avrebbe contenuto il crollo empiricamente verificatosi.

4.2.3 Conclusioni

Come noto le due serie storiche relative rispettivamente al tasso di interesse osservato e a quello stimato assumono forme diverse: nella prima c'è un abbassamento marcato che si protrae fino al 2004 e che raggiunge il punto percentuale e una successiva crescita alquanto lineare che arriva a sfiorare i sei p.p. a fine periodo; la seconda, invece presenta un andamento sempre linearmente crescente dal 2001 in poi. L'obiettivo, quindi, è cercare di stabilire se tale diversa forma delle due

distribuzioni sia significativamente rilevante in merito al rapporto tra debito di carattere immobiliare e tasso di interesse.

Il primo periodo considerato rappresenta il momento di forte abbassamento del tasso di interesse osservato, abbassamento che non si verifica nella serie storica del tasso di interesse stimato. Il diverso comportamento delle serie storiche dei due tassi si ripercuote sul debito, che, come visto, reagisce in maniera opposta nei due casi: è crescente rispetto ad un impulso sul tasso di interesse osservato ed è decrescente rispetto a quello stimato. A livello interpretativo ciò porta alla conclusione che un tasso di interesse fissato su valori più alti non avrebbe probabilmente portato al boom di indebitamento che si è empiricamente verificato e che si evince anche dal modello con tasso di interesse osservato.

Il secondo periodo considerato, invece, ha lo scopo di fornire una visione generale dell'andamento delle due serie. Nella realtà a fine periodo si assiste ad un forte crollo del debito delle famiglie, crollo che si nota anche dalla funzione di risposta di impulso del modello con tasso di interesse osservato. Lo stesso andamento si nota, comunque, anche nell'irf relativa al tasso di interesse stimato, in misura però più contenuta rispetto al precedente modello, ciò porta ad ipotizzare che un tasso di interesse in linea con la regola di Taylor avrebbe contenuto il crollo verificatosi sul settore creditizio statunitense.

L'analisi controfattuale elaborata, costituisce, quindi, uno strumento a supporto di quanto sviluppato e determinato a partire dall'analisi di Taylor. È stato trattato, infatti, lo stesso problema, sulla base però di un approccio alternativo che a livello concettuale completa quanto presentato dall'autore. Inoltre, i risultati raggiunti sono in linea con quanto visto finora e sono stati trattati seguendo una metodologia diversa. Metodologia che, applicata allo scenario controfattuale proposto dall'autore non fornisce risultati soddisfacenti sia nella stima del modello autoregressivo sia nelle irf, come, invece, ottenuto in questa analisi di elaborazione personale .

Bibliografia e sitografia

- Barrell, R.; Hurst, I. e Pain, N. (1996). German Monetary Union: An Historical Counterfactual Analysis. *Economic Modelling*, **4**.
- Cai, F. e Wang, M. (2008). A Counterfactual Analysis on Unlimited Surplus Labor in Rural China. *China & World Economy*, **16** (1), 51-65.
- Egwaikhide, C. I.; Enoma, A. e Saheed, Z. (2012). Counter-factual Analysis of the Nigerian Economy: A Test of the Relative Potency of Monetary an Fiscal Policies. *International Journal of Business, Humanities and Technology*, **2**(4).
- Richard, C.; Gertler, M. E Galí J. (2000). Monetary policy rules and macroeconomic stability: theory and some evidence. *Quarterly Journal of Economics*, **115**, 147–180.
- Giavazzi, F. e Amighini, A. (2009). *La crisi del 2007–2010*, Il Mulino, Bologna.
- Huang, Y. (2010). *Oil Price Shocks and the Monetary Policy*. Department of Economics, Duke University Durham, North Carolina.
- Kannebley, S., Sekkel, J.V. e Araujo, B.C. (2010). Economic Performance of Brazilian Manufacturing Firms: A Counterfactual Analysis of Innovation Impacts. *Small Business Economics*, **34** (3), 339-354.
- Koenker, R. (2005). *Quantile Regression*. Cambridge University Press, New York.
- Koenker, R. e Basset, G. (1978). Quantile regression. *Econometria*, **46**, 33-50.
- Leider, J. (2012). *A Quantile Regression Study of Climate Change in Chicago, 1960-2010*. Department of Mathematics, Statistics and Computer Science, University of Illinois, Chicago.
- Mata, J. *et al.* (2005). Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression. *Journal of Applied Econometrics*, **20** (4), 445-465.
- Morgan, S. L. e Winship, C. (2007). *Counterfactuals and causal inference*. University press, Cambridge
- Pesaran, M.H. e Smith R.P. (2012). Counterfactual Analysis in Macroeconometrics: An Empirical Investigation into the Effects of Quantitative Easing, *IZA*, Discussion Paper No. 6618.
- Taylor, John B. (1993). Discretion Versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester*

Conference Series on Public Policy, **39**, 195-214 .

Taylor, John B.,(1999). A Historical Analysis of Monetary Policy Rules. in J.B. Taylor, ed., *Monetary Policy Rules*, Chicago: U. of Chicago Press.

Taylor, John B. (2007). Housing and Monetary Policy. Housing, Housing Finance, and Monetary Policy, *Federal Reserve Bank of Kansas City Symposium*, Jackson Hole, WY.

Taylor, John B. (2008). “The Financial Crisis and the Policy Responses: An Empirical Analysis of What Went Wrong. *A Festschrift in Honour of David Dodge’s Contributions to Canadian Public Policy*. Ottawa: Bank of Canada, 1-18.

<http://research.stlouisfed.org/fred2/> (Federal Reserve Bank of St. Louis)

<http://www.economagic.com/> (Economagic)

Appendice

Modelli stimati e test

- Pag. 20: replicazione analisi controfattuale di Taylor

$$case \sim c + \alpha \tilde{i}_t + \varepsilon_t$$

Linear regression

Number of obs = 196
 F(1, 194) = 4.83
 Prob > F = 0.0292
 R-squared = 0.0312
 Root MSE = 309.81

	Robust HC3					
case	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
i	62.06755	28.2483	2.20	0.029	6.354338	117.7808
cons	1375.379	73.24734	18.78	0.000	1230.916	1519.842

- Pag 22: modello per la stima dell'equazione di Taylor

$$\tilde{i}_t = c + \alpha \pi_t + \beta (y_t - y^*) + \varepsilon_t$$

Source	SS	df	MS	Number of obs =
Model	1028.75198	2	514.375989	121
Residual	540.845055	118	4.58343267	F(2, 118) = 112.23
Total	1569.59703	120	13.0799753	Prob > F = 0.0000
				R-squared = 0.6554
				Adj R-squared = 0.6496
				Root MSE = 2.1409

	fed	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
infla	1.414951	.095205	14.86	0.000	1.226419	1.603483	
outp	.1904194	.0845883	2.02	0.041	-.016694	.3975327	
_cons	1.161093	.5468857	2.12	0.036	.0781101	2.244075	

- Test per la verifica della presenza di autocorrelazione nei residui del modello:

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	97.258	1	0.0000

H0: no serial correlation

- Pag. 22: modello per la stima dell'equazione di Taylor

$$i_t = c + \rho i_{t-1} + \alpha \pi_t + \beta (y_t - y^*) + \varepsilon_t$$

Linear regression

Number of obs = 121
 F(3, 117) = 365.51
 Prob > F = 0.0000
 R-squared = 0.9438
 Root MSE = .86826

	Robust HC3				
fed	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
infla	.335713	.1226586	2.74	0.007	.0927941 .5786319
outp	.1857248	.0595081	3.12	0.002	.0678721 .3035776
fed1	.8298334	.0571789	14.51	0.000	.7165936 .9430733
_cons	-.6080654	.200769	-3.03	0.003	-1.005678 -.210453

- Test per la verifica della presenza di autocorrelazione nei residui del modello

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.218	1	0.6407

H0: no serial correlation

- Pag 22: stima con il metodo delle variabili strutturali del modello relativo all'equazione di Taylor.

$$i_t = c + \rho i_{t-1} + \alpha \pi_t + \beta (y_t - y^*) + \varepsilon_t$$

IV (2SLS) estimation

 Estimates efficient for homoskedasticity only
 Statistics consistent for homoskedasticity only

	Number of obs = 121
	F(3, 117) = 631.47
	Prob > F = 0.0000
Total (centered) SS = 1569.597033	Centered R2 = 0.9420
Total (uncentered) SS = 6823.211	Uncentered R2 = 0.9867
Residual SS = 91.00301132	Root MSE = .8672

fed	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
outp	.2982047	.0711215	4.19	0.000	.1588091	.4376003
infla	.3543758	.0613038	5.78	0.000	.2342225	.4745291
fed1	.8295387	.0338271	24.52	0.000	.7632387	.8958386
_cons	-.9214551	.3858675	-2.39	0.017	-1.677742	-.1651687

 Underidentification test (Anderson canon. corr. LM statistic): 26.386
 Chi-sq(3) P-val = 0.0000

 Weak identification test (Cragg-Donald Wald F statistic): 10.690
 Stock-Yogo weak ID test critical values: 5% maximal IV relative bias 13.91
 10% maximal IV relative bias 9.08
 20% maximal IV relative bias 6.46
 30% maximal IV relative bias 5.39
 10% maximal IV size 22.30
 15% maximal IV size 12.83
 20% maximal IV size 9.54
 25% maximal IV size 7.80

Source: Stock-Yogo (2005). Reproduced by permission.

 Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 3.785
 Chi-sq(2) P-val = 0.1507

 Instrumented: outp
 Included instruments: infla fed1
 Excluded instruments: infla1 infla2 fed2

- Test di Hausman per la verifica della presunta endogeneità della variabile relativa al tasso di crescita del PIL

```

---- Coefficients ----
      |      (b)      (B)      (b-B)      sqrt(diag(V_b-V_B))
      |      iv5      ols2      Difference      S.E.
-----+-----
infla | .3543758  .335713  .0186628  .0180946
fed1  | .8295387  .8298334  -.0002948  .
-----

```

b = consistent under Ho and Ha; obtained from ivreg2
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from regress

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned} \chi^2(2) &= (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) \\ &= 1.05 \\ \text{Prob}>\chi^2 &= 0.5917 \\ &(\text{V}_b-\text{V}_B \text{ is not positive definite}) \end{aligned}$$

- Pag. 23: stima del modello $\hat{y}_t = c + \rho \hat{y}_{t-1} + \alpha \pi_t + \beta (y_t - y^*) + \varepsilon_t$ per il periodo 1977q4-2001q4 per il metodo delle previsioni dinamiche

Linear regression

Number of obs =	97
F(3, 93) =	209.39
Prob > F =	0.0000
R-squared =	0.9237
Root MSE =	.94736

```

-----
      |      Robust HC3
      |      Coef.  Std. Err.  t  P>|t|  [95% Conf. Interval]
-----+-----
infla | .3871692  .1519905  2.55  0.012  .0853461  .6889923
outp  | .1850794  .0655942  2.82  0.006  .0548222  .3153365
fed1  | .7757997  .0914497  8.48  0.000  .5941988  .9574006
_cons | -.3485627  .348847   -1.00  0.320  -1.041304  .3441783
-----

```


- Pag. 24: modello a ritardi distribuiti per la stima dell'equazione di Taylor

$$i_t = c + \alpha \pi_t + \delta \pi_{t-1} + \beta (y_t - y^*) + \gamma (y_{t-1} - y^*) + \varepsilon_t$$

Regression with Newey-West standard errors
maximum lag: 1

Number of obs = 121
F(4, 116) = 42.54
Prob > F = 0.0000

	Newey-West					
fed	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
infla	-1.407175	.8011748	-1.76	0.082	-2.994002	.179653
infla1	2.865948	.7665768	3.74	0.000	1.347646	4.38425
outp	.2213026	.1875345	1.18	0.240	-.150133	.5927382
outp1	.1284809	.2122898	0.61	0.546	-.2919858	.5489475
_cons	.4336083	.7523798	0.58	0.566	-1.056575	1.923791

- Pag. 25: stima del modello precedente in versione ridotta

$$i_t = c + \alpha \pi_t + \delta \pi_{t-1} + \beta (y_t - y^*) + \varepsilon_t$$

Regression with Newey-West standard errors
maximum lag: 1

Number of obs = 121
F(3, 117) = 54.49
Prob > F = 0.0000

	Newey-West					
fed	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
infla	-1.342504	.736347	-1.82	0.071	-2.800801	.1157924
infla1	2.803045	.7109088	3.94	0.000	1.395128	4.210963
outp	.3296754	.137264	2.40	0.018	.0578313	.6015196
_cons	.4952313	.7370818	0.67	0.503	-.9645206	1.954983

La tabella seguente confronta i tre insiemi di dati relativi al tasso di interesse tracciati in figura 2.8 a pag. 23 :

t	Tasso osservato	Tasso stimato 1	Tasso stimato 2
2002q1	1.73	2.20	4.23
2002q2	1.75	2.14	3.82
2002q3	1.74	2.28	3.00
2002q4	1.44	2.44	2.94
2003q1	1.25	2.61	3.08
2003q2	1.25	2.79	4.10
2003q3	1.02	3.18	4.20
2003q4	1.00	3.67	4.95
2004q1	1.00	4.15	4.44
2004q2	1.01	4.71	4.35
2004q3	1.43	5.02	5.56
2004q4	1.95	5.29	5.32
2005q1	2.47	5.62	6.05
2005q2	2.94	5.77	6.32
2005q3	3.46	6.01	5.47
2005q4	3.98	6.15	6.19
2006q1	4.46	6.24	6.58
2006q2	4.91	6.29	6.01
2006q3	5.25	6.11	6.30
2006q4	5.25	5.85	6.26
2007q1	5.26	5.56	4.29
2007q2	5.25	5.33	5.71
2007q3	5.07	5.13	5.68
2007q4	4.50	4.92	4.45

- Pag. 27: modello relativo all'analisi controfattuale

$$case = c + \alpha \hat{t}_t + \varepsilon_t$$

Linear regression

Number of obs = 24
 F(1, 22) = 12.68
 Prob > F = 0.0017
 R-squared = 0.4161
 Root MSE = 203.43

	Robust HC3					
case	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	

is	469.4813	131.8377	3.56	0.002	196.0666	742.896
_cons	713.2897	307.2014	2.32	0.030	76.19307	1350.386

- Test per la verifica della presenza di autocorrelazione nei residui del modello

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	8.684	1	0.0032

H0: no serial correlation

- Pag 27: modello relativo all'analisi controfattuale

$$case = c + \alpha \hat{i}_t + \beta case_{t-1} + \varepsilon_t$$

Linear regression

Number of obs = 24
 F(2, 21) = 73.39
 Prob > F = 0.0000
 R-squared = 0.8789
 Root MSE = 94.837

	Robust HC3					
case	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
is	-39.13869	14.20468	-2.76	0.012	-68.67893	-9.598443
case1	1.13365	.0947495	11.96	0.000	.936608	1.330693
_cons	-79.81461	171.0608	-0.47	0.646	-435.555	275.9258

- Test per la verifica della presenza di autocorrelazione nei residui del modello

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.112	1	0.7381

H0: no serial correlation

- Pag. 29: modello relativo all'analisi controfattuale

$$diff_1(\ln(case)) = c + \alpha i_t + \varepsilon_t$$

Linear regression

Number of obs = 24
 F(1, 22) = 5.65
 Prob > F = 0.0266
 R-squared = 0.2013
 Root MSE = .056

	Robust HC3					
lhd	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
is	-.018493	.0077794	-2.38	0.027	-.0346265	-.0023595
_cons	.0719465	.0347956	2.07	0.051	-.0002152	.1441082

- Test per la verifica della presenza di autocorrelazione nei residui del modello
 Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	1.235	1	0.2664

H0: no serial correlation

- Pag. 33: modello relativo all'analisi controfattuale per il tasso di interesse osservato

$$diff_1(\ln(case)) = c + \alpha i_t + \varepsilon_t$$

Linear regression

Number of obs = 24
 F(1, 22) = 15.21
 Prob > F = 0.0008
 R-squared = 0.4498
 Root MSE = .04648

	Robust HC3					
lhd	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fed	-.024164	.0061952	-3.90	0.001	-.0370121	-.0113159
_cons	.0574484	.0196303	2.93	0.008	.0167375	.0981592

- Test per la verifica della presenza di autocorrelazione nei residui
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.248	1	0.6184

H0: no serial correlation

- Pag. 44: modello di regressione quantile per il tasso di interesse osservato

$$diff_1(\ln(case)) = c + i_t(osservato) + \varepsilon_t$$

Simultaneous quantile regression

bootstrap(20) SEs

Number of obs = 24

.10 Pseudo R2 = 0.3292

.25 Pseudo R2 = 0.3848

.50 Pseudo R2 = 0.2461

.75 Pseudo R2 = 0.1429

.90 Pseudo R2 = 0.2433

Lhd	Bootstrap		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				

q10						
fed	-.0300118	.0093465	-3.21	0.004	-.0493951	-.0106284
_cons	.0337738	.0430441	0.78	0.441	-.0554943	.1230418

q25						
fed	-.0318974	.006419	-4.97	0.000	-.0452095	-.0185852
_cons	.0433339	.0140274	3.09	0.005	.0142429	.0724249

q50						
fed	-.0262436	.0087129	-3.01	0.006	-.044313	-.0081742
_cons	.0570509	.0251858	2.27	0.034	.0048187	.109283

q75						
fed	-.0206504	.0107778	-1.92	0.068	-.0430022	.0017015
_cons	.0950603	.039335	2.42	0.024	.0134845	.1766361

q90						
fed	-.0149352	.0103145	-1.45	0.162	-.0363261	.0064557
cons	.0899118	.038143	2.36	0.028	.0108081	.1690155

- Pag. 44: modello di regressione quantile per il tasso di interesse stimato

$$diff_1(\ln(case)) = c + \hat{i}_t(stimato) + \varepsilon_t$$

Simultaneous quantile regression
bootstrap(20) SEs

Number of obs = 24
.10 Pseudo R2 = 0.2668
.25 Pseudo R2 = 0.2050
.50 Pseudo R2 = 0.0632
.75 Pseudo R2 = 0.0276
.90 Pseudo R2 = 0.2027

		Bootstrap					
Lhd		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	

q10							
	is	-.0276058	.0086096	-3.21	0.004	-.045461	-.0097505
	_cons	.0402431	.0358125	1.12	0.273	-.0340275	.1145136

q25							
	is	-.0236289	.009563	-2.47	0.022	-.0434615	-.0037964
	_cons	.0573925	.0332464	1.73	0.098	-.0115564	.1263414

q50							
	is	-.0068616	.0090471	-0.76	0.456	-.0256241	.011901
	_cons	.0294295	.0400005	0.74	0.470	-.0535264	.1123855

q75							
	is	-.0257696	.0126343	-2.04	0.054	-.0519714	.0004323
	_cons	.1497866	.0647929	2.31	0.031	.0154144	.2841588

q90							
	is	-.0170098	.0079902	-2.13	0.045	-.0335804	-.0004393
	_cons	.1304803	.0223104	5.85	0.000	.0842114	.1767493

- Pag. 57: modello relativo all'analisi controfattuale per il tasso di interesse stimato

$$\ln(\text{debito}) = c + \hat{i}_t + \hat{i}_{t-1} + \varepsilon_t$$

Source	SS	df	MS	Number of obs =	24
Model	.537618253	2	.268809127	F(2, 21) =	8.91
Residual	.633786394	21	.030180304	Prob > F =	0.0016
Total	1.17140465	23	.050930637	R-squared =	0.4590
				Adj R-squared =	0.4074
				Root MSE =	.17372

ldebito	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
is	.3745497	.1127324	3.32	0.003	.1401098	.6089896
isl	-.3010575	.1122752	-2.68	0.014	-.5345465	-.0675685
_cons	13.30255	.1166419	114.05	0.000	13.05998	13.54512

- Test per la verifica della presenza di autocorrelazione ed eteroschedasticità nei residui del modello

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.267	1	0.6052

H0: no serial correlation

LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.929	1	0.3351

H0: no ARCH effects vs. H1: ARCH(p) disturbance

- Pag. 58: modello relativo all'analisi controfattuale per il tasso di interesse osservato

$$\ln(\text{debito}) = c + i_t + i_{t-1} + \varepsilon_t$$

Source	SS	df	MS	
Model	.681844026	2	.340922013	Number of obs = 24
Residual	.489560621	21	.023312411	F(2, 21) = 14.62
Total	1.17140465	23	.050930637	Prob > F = 0.0001

R-squared = 0.5821
Adj R-squared = 0.5423
Root MSE = .15268

ldebito	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fed	.5194521	.0967473	5.37	0.000	.3182551	.7206492
fed1	-.5308081	.0984229	-5.39	0.000	-.7354897	-.3261265
cons	13.64769	.0624356	218.59	0.000	13.51784	13.77753

- Test per la verifica della presenza di autocorrelazione ed eteroschedasticità nei residui del modello

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.026	1	0.8721

H0: no serial correlation

LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	1.266	1	0.2606

H0: no ARCH effects vs. H1: ARCH(p) disturbance

- Pag 65: modello VAR relative al debito(in scala logaritmica) e al tasso di interesse osservato
Il modello è stato stimato per il periodo che va dal 200q1 al 2004q4, le variabili sono state differenziate prima della stima. L'output è relativo alla versione ridotta della stima ad un ritardo, ovvero sono riportati solamente i coefficienti significativi.

VAR Estimation Results:

=====

Endogenous variables: fed, debito
 Deterministic variables: none
 Log Likelihood: -2.63
 Roots of the characteristic polynomial:
 0.7534 0.4439

Call:
 VAR(y = fdx, p = 1, type = "none")
 Estimation results for equation fed:

=====

fed = fed.l1

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
fed.l1	0.7534	0.1589	4.74	0.000163 ***

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

Residual standard error: 0.3891 on 18 degrees of freedom
 Multiple R-Squared: 0.5552, Adjusted R-squared: 0.5305
 F-statistic: 22.47 on 1 and 18 DF, p-value: 0.0001634

Estimation results for equation debito:

=====

debito = debito.l1

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
debito.l1	-0.4439	0.2166	-2.049	0.0553 .

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

Residual standard error: 0.1828 on 18 degrees of freedom
 Multiple R-Squared: 0.1892, Adjusted R-squared: 0.1441
 F-statistic: 4.2 on 1 and 18 DF, p-value: 0.05529

Covariance matrix of residuals:

	fed	debito
fed	0.158300	0.008891
debito	0.008891	0.028148

Correlation matrix of residuals:

```
      fed  debito
fed   1.0000 0.1332
debito 0.1332 1.0000
```

- Test per la verifica della presenza di autocorrelazione, eteroschedasticità e normalità della distribuzione dei residui del modello e per la verifica della presenza di break strutturali

Portmanteau Test (asymptotic)

data: Residuals of VAR object varsestfd
Chi-squared = 27.8425, df = 60, p-value = 0.9999

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object varsestfd
Chi-squared = 42, df = 45, p-value = 0.5998

JB-Test (multivariate)

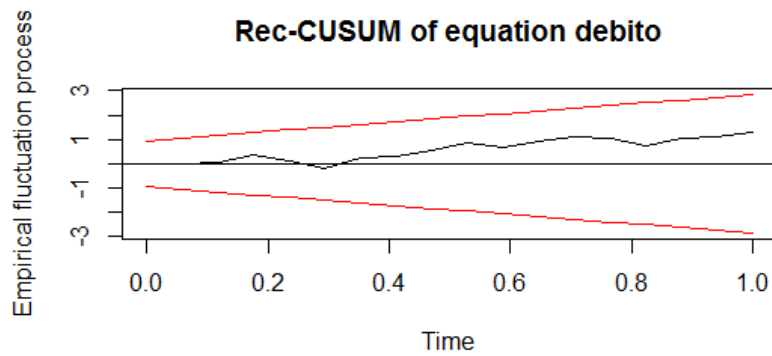
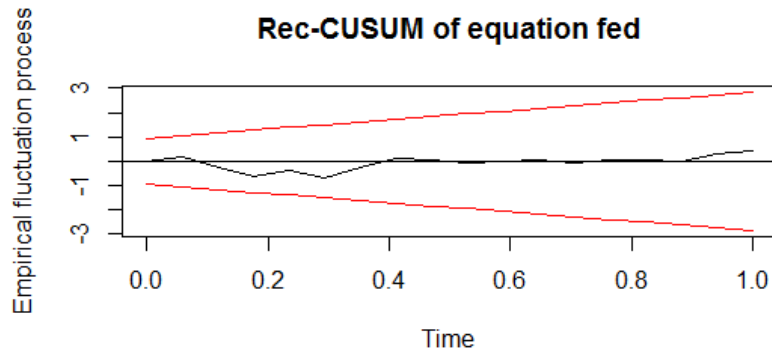
data: Residuals of VAR object varsestfd
Chi-squared = 2.0867, df = 4, p-value = 0.7198

Skewness only (multivariate)

data: Residuals of VAR object varsestfd
Chi-squared = 1.9364, df = 2, p-value = 0.3798

Kurtosis only (multivariate)

data: Residuals of VAR object varsestfd
Chi-squared = 0.1503, df = 2, p-value = 0.9276



- Pag 66: modello SVAR relative al debito(in scala logaritmica) e al tasso di interesse osservato stimato sempre per il periodo ristretto

SVAR(x = varsestfdx, estmethod = "direct", Amat = amat, Bmat = NULL, hessian = TRUE, method = "BFGS")

Type: A-model
 Log Likelihood: -53.92
 Method: direct
 Number of iterations: 4
 Convergence code: 0

LR overidentification test:

LR overidentification

data: fdx
 Chi² = 100.524, df = 2, p-value < 2.2e-16

Estimated A matrix:

	fed	debito
fed	1.00000	0
debito	-0.03163	1

Estimated standard errors for A matrix:

	fed	debito
fed	0.0000	0
debito	0.5896	0

Estimated B matrix:

	fed	debito
fed	1	0
debito	0	1

Covariance matrix of reduced form residuals (*100):

	fed	debito
fed	100.000	3.163
debito	3.163	100.100

- Pag 67: modello VAR relative al debito(in scala logaritmica) e al tasso di interesse stimato
Il modello è stato stimato per il periodo che va dal 200q1 al 2004q4, le variabili sono state differenziate prima della stima. L'output è relativo alla versione ridotta della stima ad un ritardo, ovvero sono riportati solamente i coefficienti significativi.

VAR Estimation Results:

```
=====
Endogenous variables: is, debito
Deterministic variables: none
Log Likelihood: 1.532
Roots of the characteristic polynomial:
0.8122 0.4439
Call:
VAR(y = isdx, p = 1, type = "none")
Estimation results for equation is:
=====
is = is.l1
```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
is.l1	0.8122	0.1391	5.839	1.57e-05 ***

---/

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

Residual standard error: 0.3225 on 18 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.6544, Adjusted R-squared: 0.6352
F-statistic: 34.09 on 1 and 18 DF, p-value: 1.571e-05

Estimation results for equation debito:

=====

debito = debito.l1

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
debito.l1	-0.4439	0.2166	-2.049	0.0553 .

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

Residual standard error: 0.1828 on 18 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.1892, Adjusted R-squared: 0.1441

F-statistic: 4.2 on 1 and 18 DF, p-value: 0.05529

Covariance matrix of residuals:

	is	debito
is	0.11014	-0.01633
debito	-0.01633	0.02815

Correlation matrix of residuals:

	is	debito
is	1.0000	-0.2933
debito	-0.2933	1.0000

- Test per la verifica della presenza di autocorrelazione, eteroschedasticità e normalità della distribuzione dei residui del modello e per la verifica della presenza di break strutturali

Portmanteau Test (asymptotic)

data: Residuals of VAR object varsestis5

Chi-squared = 26.7274, df = 60, p-value = 0.9999

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object varsestis5

Chi-squared = 42, df = 45, p-value = 0.5998

JB-Test (multivariate)

data: Residuals of VAR object varsestis5

Chi-squared = 2.5002, df = 4, p-value = 0.6446

Skewness only (multivariate)

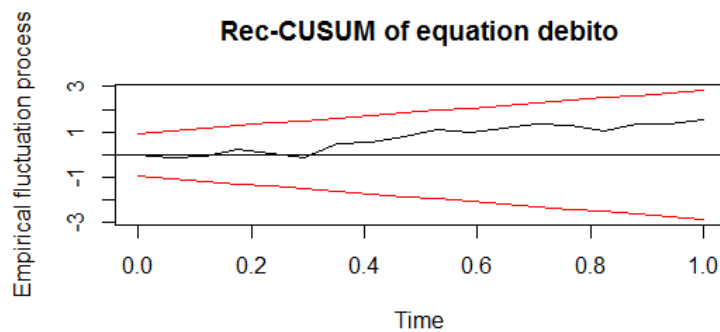
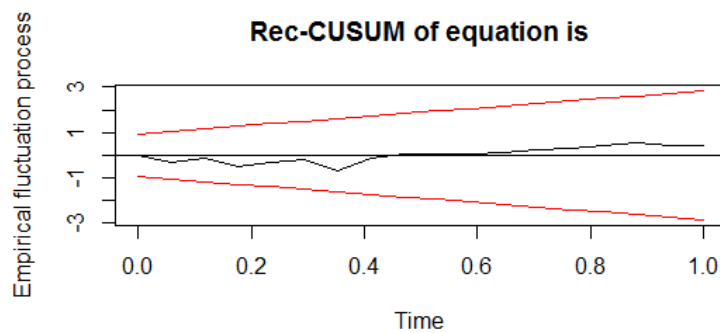
data: Residuals of VAR object varsestis5

Chi-squared = 2.2984, df = 2, p-value = 0.3169

Kurtosis only (multivariate)

data: Residuals of VAR object varsestis5

Chi-squared = 0.2018, df = 2, p-value = 0.904



- Pag 69: modello SVAR relative al debito(in scala logaritmica) e al tasso di interesse stimato sempre per il periodo ristretto

SVAR(x = varsestisdx, estmethod = "direct", Amat = amat, Bmat = NULL,

hessian = TRUE, method = "BFGS")

Type: A-model

Log Likelihood: -53.92

Method: direct

Number of iterations: 3

Convergence code: 0

LR overidentification test:

LR overidentification

data: isdx

Chi² = 108.8483, df = 2, p-value < 2.2e-16

Estimated A matrix:

	is	debito
is	1.0000	0
debito	0.1447	1

Estimated standard errors for A matrix:

	is	debito
is	0.0000	0
debito	0.7113	0

Estimated B matrix:

	Is	debito
is	1	0
debito	0	1

Covariance matrix of reduced form residuals (*100):

	is	debito
is	100.00	-14.47
debito	-14.47	102.10

- Pag 70: modello VAR relative al debito(in scala logaritmica) e al tasso di interesse osservato
Il modello è stato stimato per il periodo che va dal 1995q1 al 2007q4, le variabili sono state differenziate prima della stima. L'output è relativo alla versione ridotta della stima a 12 ritardi, ovvero sono riportati solamente i coefficienti significativi.

VAR Estimation Results:

=====

Endogenous variables: fed, debito

Deterministic variables: none

Log Likelihood: 6.57

Roots of the characteristic polynomial:

0.9301 0.9301 0.9143 0.9143 0.8956 0.8956 0.8812 0.8812 0.8726 0.8726 0.8698 0.7633

Call:
VAR(y = fd, p = 12, type = "none")

Estimation results for equation fed:

=====

fed = fed.l1

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
fed.l1	0.7633	0.1095	6.971	2.69e-08 ***

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

Residual standard error: 0.3194 on 38 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.5612, Adjusted R-squared: 0.5496
F-statistic: 48.6 on 1 and 38 DF, p-value: 2.691e-08

Estimation results for equation debito:

=====

debito = fed.l1 + debito.l1 + fed.l2 + fed.l6 + debito.l11

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
fed.l1	-0.25431	0.09120	-2.789	0.00861 **
debito.l1	-0.33356	0.14460	-2.307	0.02729 *
fed.l2	0.19884	0.09181	2.166	0.03743 *
fed.l6	-0.15735	0.05997	-2.624	0.01293 *
debito.l11	0.29832	0.12148	2.456	0.01932 *

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

Residual standard error: 0.1687 on 34 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.3823, Adjusted R-squared: 0.2915
F-statistic: 4.209 on 5 and 34 DF, p-value: 0.00438

Covariance matrix of residuals:

	fed	debito
fed	0.25764	0.01169
debito	0.01169	0.06448

Correlation matrix of residuals:

	fed	debito
fed	1.00000	0.09069
debito	0.09069	1.00000

- Test per la verifica della presenza di autocorrelazione, eteroschedasticità e normalità della distribuzione dei residui del modello e per la verifica della presenza di break strutturali.

Portmanteau Test (asymptotic)

data: Residuals of VAR object varsestfd
Chi-squared = 43.5049, df = 16, p-value = 0.0002345

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object varsestfd
Chi-squared = 48.9078, df = 45, p-value = 0.319

JB-Test (multivariate)

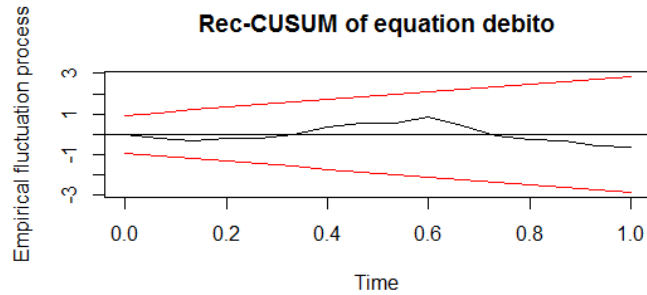
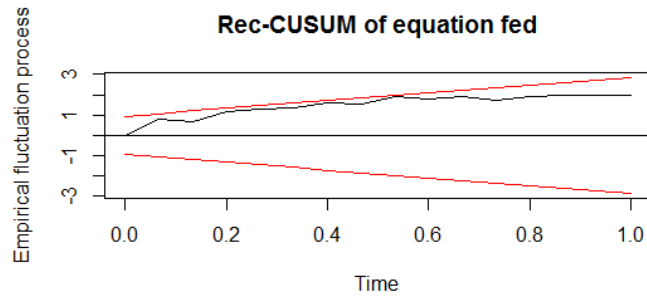
data: Residuals of VAR object varsestfd
Chi-squared = 6.0823, df = 4, p-value = 0.1931

Skewness only (multivariate)

data: Residuals of VAR object varsestfd
Chi-squared = 4.7034, df = 2, p-value = 0.09521

Kurtosis only (multivariate)

data: Residuals of VAR object varsestfd
Chi-squared = 1.3789, df = 2, p-value = 0.5019



- Pag 71: modello SVAR relative al debito(in scala logaritmica) e al tasso di interesse osservato sempre per il periodo completo

SVAR Estimation Results:

=====

Call:

SVAR(x = varsestfd, estmethod = "direct", Amat = amat, Bmat = NULL,
hessian = TRUE, method = "BFGS")

Type: A-model

Log Likelihood: -110.677

Method: direct

Number of iterations: 6

Convergence code: 0

LR overidentification test:

LR overidentification

data: fd

Chi² = 232.4691, df = 2, p-value < 2.2e-16

Estimated A matrix:

	fed	debito
fed	1.00000	0
debito	-0.04449	1

Estimated standard errors for A matrix:

```
      fed debito
fed   0.0000  0
debito 0.5013  0
```

Estimated B matrix:

```
      fed debito
fed     1  0
debito  0  1
```

Covariance matrix of reduced form residuals (*100):

```
      fed  debito
fed  100.000  4.449
debito  4.449 100.198
```

- Pag. 71: modello VAR relative al debito(in scala logaritmica) e al tasso di interesse stimato
Il modello è stato stimato per il periodo che va dal 1995q1 al 2007q4, le variabili sono state differenziate prima della stima. L'output è relativo alla versione ridotta della stima a 12 ritardi, ovvero sono riportati solamente i coefficienti significativi.

VAR Estimation Results:

=====

Endogenous variables: is, debito

Deterministic variables: none

Log Likelihood: 17.784

Roots of the characteristic polynomial:

0.9509 0.9509 0.9104 0.9104 0.9083 0.9083 0.8943 0.8836 0.8836 0.8656 0.8656 0.7914
0.7914 0.6396 0.6396

Call:

VAR(y = ds, p = 12, type = "none")

Estimation results for equation is:

=====

is = is.l1 + is.l4 + debito.l11

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
is.l1	0.84664	0.09581	8.837	1.52e-10 ***
is.l4	-0.26421	0.09699	-2.724	0.00988 **
debito.l11	0.34597	0.16549	2.091	0.04368 *

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

Residual standard error: 0.2333 on 36 degrees of freedom
 Multiple R-Squared: 0.6907, Adjusted R-squared: 0.6649
 F-statistic: 26.79 on 3 and 36 DF, p-value: 2.764e-09

Estimation results for equation debito:

=====

debito = is.l1 + is.l2 + debito.l11

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
is.l1	0.2947	0.1169	2.521	0.0163 *
is.l2	-0.2862	0.1175	-2.436	0.0199 *
debito.l11	0.3137	0.1311	2.392	0.0221 *

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

Residual standard error: 0.1833 on 36 degrees of freedom
 Multiple R-Squared: 0.2286, Adjusted R-squared: 0.1643
 F-statistic: 3.555 on 3 and 36 DF, p-value: 0.02368

Covariance matrix of residuals:

	is	debito
is	0.13011	-0.03485
debito	-0.03485	0.08060

Correlation matrix of residuals:

	Is	debito
is	1.0000	-0.3403
debito	-0.3403	1.0000

- Test per la verifica della presenza di autocorrelazione, eteroschedasticità e normalità della distribuzione dei residui del modello e per la verifica della presenza di break strutturali.

Portmanteau Test (asymptotic)

data: Residuals of VAR object varsestds
 Chi-squared = 35.4169, df = 16, p-value = 0.003484

ARCH (multivariate)

data: Residuals of VAR object varsestds
 Chi-squared = 53.6691, df = 45, p-value = 0.1761

JB-Test (multivariate)

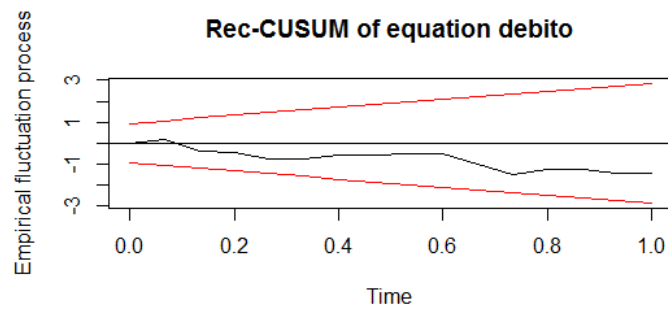
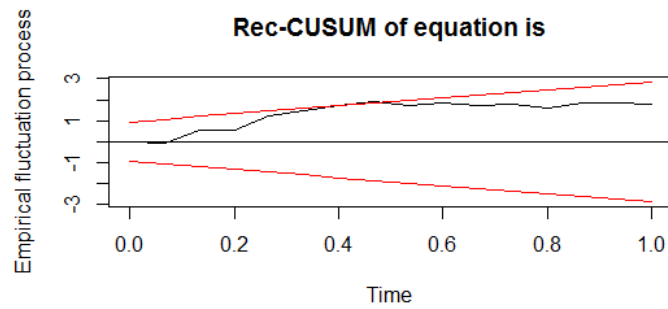
data: Residuals of VAR object varsestds
Chi-squared = 1.6188, df = 4, p-value = 0.8054

Skewness only (multivariate)

data: Residuals of VAR object varsestds
Chi-squared = 1.2043, df = 2, p-value = 0.5476

Kurtosis only (multivariate)

data: Residuals of VAR object varsestds
Chi-squared = 0.4145, df = 2, p-value = 0.8128



- Pag. 73: modello SVAR relative al debito (in scala logaritmica) e al tasso di interesse stimato sempre per il periodo completo.

SVAR Estimation Results:

=====

Call:

SVAR(x = varsestds, estmethod = "direct", Amat = amat, Bmat = NULL,
hessian = TRUE, method = "BFGS")

Type: A-model

Sample size: 39

Log Likelihood: -110.677

Method: direct

Number of iterations: 4

Convergence code: 0

LR overidentification test:

LR overidentification

data: ds

Chi² = 250.6783, df = 2, p-value < 2.2e-16

Estimated A matrix:

	is	debito
is	1.0000	0
debito	0.2669	1

Estimated standard errors for A matrix:

	is	debito
is	0.0000	0
debito	0.6865	0

Estimated B matrix:

	is	debito
is	1	0
debito	0	1

Covariance matrix of reduced form residuals (*100):

	is	debito
is	100.00	-26.69
debito	-26.69	107.12