

UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA
FACOLTÀ DI SCIENZE STATISTICHE



TESI DI LAUREA IN SCIENZE STATISTICHE ECONOMICHE
FINANZIARIE E AZIENDALI

**PUÒ IL CANALE DI COSTO PRODURRE IL
“PRICE PUZZLE”? UNA VERIFICA EMPIRICA
CON DATI EUROPEI**

RELATORE: PROF. EFREM CASTELNUOVO

LAUREANDA: ALESSIA BORGATO

ANNO ACCADEMICO 2010 / 2011

Indice

Introduzione	pag. 3
Capitolo 1: Aspetti macroeconomici di uno shock di politica monetaria	pag. 7
1.1 La moneta	pag. 7
1.2 Impatto dell'inflazione	pag. 8
1.3 Il "price puzzle"	pag. 10
1.3.1 Spiegazioni del "price puzzle"	pag. 11
1.3.2 Letteratura empirica del "price puzzle"	pag. 12
1.4 Canale di costo	pag. 14
Capitolo 2: Modello teorico	pag. 17
2.1 Modello a canale di costo	pag. 17
2.2 Area Euro	pag. 20
2.2.1 Stati membri della zona euro	pag. 21
2.2.2 Stati dell'unione non aderenti all'euro	pag. 22

Capitolo 3: Modello empirico	pag. 23
3.1 Dati	pag. 23
3.2 Analisi preliminare dei dati	pag. 25
3.3 Specificazione modello VAR	pag. 27
3.3.1 Funzioni di risposta d'impulso	pag. 29
3.4 Analisi Bayesiana	pag. 31
3.4.1 La densità a priori	pag. 31
3.4.2 La densità a posteriori	pag. 33
3.4.3 Le funzioni a risposta d'impulso bayesiane	pag. 47
Capitolo 4: Conclusioni	pag. 49
Appendice	pag. 51
I. Modello vettoriale autoregressivo	pag. 51
II. Convergenza del modello con $\psi = 0$	pag. 54
Bibliografia	pag. 55

Introduzione

Il modello neokeynesiano standard prevede che a un aumento dei tassi di interesse si riduce la domanda aggregata e, quindi, il livello dei prezzi.

Stime empiriche su dati storici, effettuate con modelli VAR, mostrano invece una relazione positiva tra l'inflazione e il tasso d'interesse, il tasso controllato dalla Banca Centrale; l'aumento di questo tasso è seguito da un aumento sostanziale dell'inflazione.

Sims (1992), conducendo un'analisi su dati provenienti da diversi paesi industrializzati, mostra che nel breve termine i prezzi hanno una risposta sorprendentemente positiva a uno shock del tasso di interesse; Eichenbaum (1992) definisce questo fenomeno col nome "price puzzle". I risultati di Sims indicano inoltre che l'ampiezza di questo fenomeno è mitigata dalla presenza dei prezzi delle materie prime, che lo portano a ipotizzare che questi prezzi forniscano ulteriori informazioni sulla dinamica dell'inflazione futura alle banche centrali, permettendo loro di anticipare i cambiamenti nel livello dei prezzi. La congettura di Sims (1992) ha ricevuto una notevole attenzione nella letteratura, infatti, diversi ricercatori hanno valutato diverse "variabili informative" che l'autorità monetaria può prendere in considerazione, e considerando gli shock inflazionistici si è dimostrato che anche alcune di queste variabili possono aiutare a risolvere il "price puzzle".

Per identificare i cambiamenti della politica monetaria e per documentare la reazione dei vari aggregati agli shock si utilizzano i modelli a vettori

autoregressivi (VAR). Questi modelli mirano a identificare le azioni esogene di politica monetaria. Il “price puzzle” a uno shock restrittivo di politica monetaria può essere indotto dal fatto che nel VAR si omette una variabile che cattura la persistenza dell’inflazione attesa.

Un’interpretazione alternativa di questo fenomeno è la presenza del canale dei costi della trasmissione di politica monetaria (Barth e Ramey (2000)), per cui i tassi d’interesse entrano nelle imprese come funzione di costo marginale di produzione. In questi modelli, uno shock di politica monetaria restrittiva alza i tassi di interesse e quindi il costo marginale dell’impresa. Nel brevissimo periodo, questo aumento dei costi si traduce in un aumento dei prezzi, perché le imprese, se dipendono dal credito per finanziare la produzione, prendono decisioni sui prezzi sulla base delle variazioni del tasso d’interesse. Quindi i modelli che incorporano il canale dei costi possono essere in grado di spiegare il “price puzzle”, perché uno shock di politica monetaria non è necessariamente prova di errata specificazione, ma segue da un peggioramento del credito dovuto all’aumento dei tassi di interesse.

Questo lavoro presenta un nuovo modello keynesiano dinamico stocastico di equilibrio generale (DSGE) per la zona Euro che mira a capire se l’introduzione del canale di costo nel nostro modello è effettivamente tale da indurre una correlazione positiva tra l’inflazione e il tasso d’interesse, in risposta a uno shock di politica monetaria.

La nostra analisi è legata allo studio di Rabanal (2007), che esplora la rilevanza del canale dei costi negli Stati Uniti sulla base di un modello DSGE con prezzi e salari vischiosi stimato con una procedura bayesiana. I suoi risultati suggeriscono che il canale di costo non è una spiegazione per il “price puzzle”, perché la presenza del canale dei costi non è sufficiente a generare una positiva risposta di inflazione, dopo uno shock di politica monetaria. Il canale dei costi contribuisce solo a spiegare l’inflazione inerziale dopo uno shock, anche se empiricamente emerge il “price puzzle”.

La verifica del modello DSGE comprende due fasi. Nella prima fase, si specifica un modello VAR per generare risposte di impulso empiriche a uno shock di politica monetaria. Inserendo il canale di costo, inizialmente l’inflazione cresce. Nella seconda fase, usando l’approccio bayesiano, si stimano i parametri del modello DSGE delle distribuzioni a posteriori e si generano le risposte impulso empiriche bayesiane a uno shock di politica monetaria, cercando il ruolo economico del canale di costo.

L’approccio bayesiano combina le informazioni a priori e la verosimiglianza dei dati per ottenere la distribuzione a posteriori dei dati. Si usa il filtro di Kalman per valutare la funzione di verosimiglianza del modello e un algoritmo numerico (algoritmo di Metropolis-Hasting) per stimare le probabilità a posteriori.

I vantaggi di utilizzare l'approccio bayesiano sono molti. È un metodo flessibile che permette ai ricercatori di introdurre informazioni a priori sui parametri del modello, poi permette stime dei parametri consistenti e confronti tra i modelli non correttamente specificati e, da un punto di vista computazionale, l'uso di distribuzioni a priori rende più stabile l'algoritmo di stima. Questo è particolarmente visibile quando lo spazio parametrico è grande e il campione di dati disponibili è relativamente piccolo. Inoltre, non ci sono problemi di identificazione, tutte le restrizioni teoriche implicate dal modello per la funzione di verosimiglianza e tutti i dati sono utilizzati per la stima del modello.

Dall'analisi si conclude che il canale di costo è presente ma ha un ruolo economico limitato e, soprattutto, da solo non è in grado di produrre il "price puzzle".

Il lavoro è strutturato come segue. Nella sezione 1, si presentano gli aspetti di uno shock di politica monetaria e gli effetti sull'inflazione, si approfondisce il fenomeno "price puzzle". Nella sezione 2, viene proposto il nuovo modello keynesiano con il canale dei costi nella politica monetaria e presentata l'Area Euro, regione d'interesse dell'analisi. Nella sezione 3, sono presentati i risultati empirici della specificazione del modello VAR e delle stime bayesiane con le rispettive risposte d'impulso e la sezione 4 conclude.

1. Aspetti di uno shock di politica monetaria

In questa sezione, si presentano gli aspetti di uno shock di politica monetaria e gli effetti sull'inflazione. Si approfondiscono il "price puzzle" e il canale dei costi, spiegazione alternativa di questo fenomeno.

1.1 La moneta

Una misura di politica monetaria solitamente utilizzata è la quantità di moneta. Il problema di utilizzare questa quantità è che spesso i cambiamenti non sono dovuti a cause legate alla politica monetaria ma al comportamento delle banche e degli individui influenzati entrambi dalle condizioni economiche. La moneta rappresenta una confluenza sia di fattori di offerta (azioni di politica monetaria) che di fattori di domanda (cambiamento del portafoglio del settore privato). La moneta non riflette quindi le azioni della Banca Centrale. I movimenti del tasso d'interesse possono essere un miglior indicatore degli shock di politica monetaria perché riflettono sia la risposta della Banca Centrale all'evoluzione del ciclo economico che le azioni della Banca Centrale che sono indipendenti, o esogene, da queste evoluzioni.

La politica monetaria è l'insieme degli strumenti, degli obiettivi e degli interventi, adottati dalla Banca Centrale per modificare e orientare la

moneta, il credito e la finanza, al fine di raggiungere obiettivi prefissati di politica economica, di cui la politica monetaria fa parte. Si definisce espansiva una politica monetaria che, attraverso la riduzione dei tassi di interesse, stimola l'offerta di moneta delle banche alle imprese, e quindi gli investimenti e la produzione di beni e servizi. Al contrario si definisce restrittiva una politica monetaria che, attraverso l'aumento dei tassi di interesse, riduce l'offerta di moneta e quindi rende meno conveniente investire e produrre. Le politiche monetarie restrittive hanno l'obiettivo di ridurre l'inflazione facendo rallentare la crescita dell'economia. La regolazione della moneta è uno dei compiti principali della Banca Centrale per perseguire come obiettivo la crescita globale del Paese, quindi la Banca Centrale punta alla stabilità dei prezzi e alla crescita dell'economia.

1.2 Impatto sull'inflazione

Un tasso d'inflazione alto provoca un rallentamento della crescita economica di un paese.

Un'inflazione elevata riduce il potere d'acquisto della moneta del pubblico, ovvero diminuisce la ricchezza reale detenuta, spingendo le famiglie a ridurre la spesa in consumi, con conseguente riduzione del prodotto di equilibrio di breve periodo. Uno dei compiti principali di ogni Banca Centrale è quello di fare in modo che il tasso d'inflazione rimanga basso e stabile. Una variazione improvvisa del comportamento normale dell'inflazione viene definita shock inflazionistico e questo incide direttamente sui prezzi ma non è correlato all'output gap. Uno shock

inflazionistico è detto negativo se determina un aumento dell'inflazione, favorevole se determina una riduzione dell'inflazione.

La Banca Centrale che attua una politica monetaria restrittiva per ridurre un elevato tasso d'inflazione, ha effetti diversi nel Breve e nel Lungo periodo. Nel Breve periodo, la politica monetaria restrittiva si sostanzia in un aumento dei tassi d'interesse che riducono la spesa programmata, che a sua volta provoca un output gap recessivo. Si avrà una diminuzione del prodotto reale e dell'occupazione, ma un effetto limitato se non nullo sull'inflazione. Nel Lungo periodo, invece, gli effetti benefici della politica della Banca Centrale si registrano con una riduzione dell'inflazione continua finché l'economia non ritorna al punto di equilibrio, dove il prodotto effettivo è tornato al livello potenziale e il tasso d'inflazione si è stabilizzato.

Tutti i libri di testo macroeconomici suggeriscono questa reazione dell'inflazione a uno shock di politica monetaria, ma quello che si verifica empiricamente è una significativa reazione positiva dell'inflazione. Questo effetto viene chiamato "price puzzle". I modelli macroeconomici o non riescono spiegare teoricamente il "price puzzle" (modelli dei prezzi vischiosi) o, anche se in grado di spiegare in linea di principio, non producono una risposta positiva dei prezzi empiricamente (modelli a canale di costo di trasmissione di politica monetaria).

1.3 Il “price puzzle”

Una spiegazione del “price puzzle” suggerita da Sims (1992) è che la Banca Centrale sistematicamente risponde all’attesa di inflazione futura più alta aumentando il tasso d’interesse ma non abbastanza da prevenire la crescita dell’inflazione attuale. Il risultato è che l’aumento del tasso d’interesse è seguito dall’aumento dell’inflazione. La Banca Centrale ha informazioni sull’inflazione futura che non sono presenti nei modelli VAR, e come risultato si ha che le innovazioni nel tasso d’interesse di questi modelli in parte riflettono la risposta sistematica agli shock inflazionistici e non sono veramente esogeni.

Una spiegazione alternativa ma simile, è che la Banca Centrale reagisce agli shock d’offerta aumentando il tasso d’interesse. Un temporaneo shock negativo, per esempio, avrebbe l’effetto di aumentare il tasso d’interesse reale, diminuire l’output e far aumentare i prezzi (nel breve termine). La Banca Centrale risponde allo shock aumentando il tasso d’interesse ma non abbastanza da eliminare le conseguenze inflazionistiche dello shock d’offerta. Questo può spiegare sia il “price puzzle” sia la risposta negativa dell’output a un’innovazione positiva del tasso d’interesse, anche se la politica monetaria non ha effetti sull’economia reale. Il grado al quale l’autorità di politica monetaria deve tendere per eliminare la crescita dei prezzi potrebbe dipendere dal peso della stabilità dei prezzi, cioè più grande è il peso sulla stabilità dei prezzi più aggressivamente reagirà l’autorità di politica monetaria e quindi più piccolo sarà il “price puzzle”.

1.3.1 Spiegazione del price puzzle

Una spiegazione del “price puzzle” è che, dal punto di vista convenzionale, un rialzo imprevisto del tasso d’inflazione non è mai dovuto a cause inflazionistiche. In accordo con questo, i risultati empirici del price puzzle sono interpretati come una lettura sbagliata, segno di un’errata specificazione del modello.

La presenza del “price puzzle” sembra essere un segnale di non corretta individuazione dello shock di politica monetaria. Se la Banca Centrale controlla più informazioni degli agenti, lo shock di politica monetaria, dal punto di vista degli agenti, è una combinazione del vero e proprio shock e delle reazioni degli agenti allo shock. Un aumento delle aspettative dell’inflazione da parte degli agenti fa aumentare la volatilità dell’inflazione e dell’output, in una combinazione che dipende dal grado con cui il banchiere centrale risponderà alle aspettative del cliente. Il “price puzzle” è più persistente quando le aspettative degli agenti non sono del tutto stabilizzate dalla politica monetaria.

Un altro punto di vista, invece, ammette la possibilità che un rialzo improvviso del tasso d’interesse potrebbe essere dovuto a cause inflazionistiche solo in determinate circostanze, quando il banchiere centrale persuade gli agenti e li riesce convincere a credergli.

1.3.2 Letteratura empirica del price puzzle

Come menzionato nell'introduzione, l'interesse per il "price puzzle" inizia con Sims (1992), che trova che l'introduzione di un indice dei prezzi delle materie prime nel sistema empirico contribuisce a ridurre la portata del "price puzzle", e lo porta alla congettura che le banche centrali possono utilizzare "variabili informative" che indicano l'avvento di inflazione e di permettere loro di intervenire preventivamente. Ha poi suggerito che il mancato inserimento di queste variabili in un sistema di risultati empirici porta a un modello mal specificato il cui risultato è il "price puzzle". Questi risultati hanno spinto i ricercatori a cercare spiegazioni su questa apparente anomalia. Hanson (2000) spiega il modello empirico della politica monetaria di Bernanke e Mihov (1998) e trova una vasta gamma di potenziali "variabili informative" nei dati mensili degli Stati Uniti; solo alcune di queste contribuiscono ad attenuare il "price puzzle".

Studi a livello microeconomico indicano che il "price puzzle" esiste davvero e propone il canale di costo come la sua soluzione. Lavorando con dati dell'industria manifatturiera, Barth e Ramey (2000) trovano che uno shock di politica monetaria restrittiva produce una minore produzione e prezzi salariali più elevati.

D'altra parte, gli studi a livello macroeconomico, come Rabanal (2003) e Giordani (2004), indicano che il "price puzzle" non può esistere affatto. Rabanal (2003) utilizza l'approccio Bayesiano con il filtro di Kalman in un modello con prezzi vischiosi e salari nominali e ritiene che la misura della presenza del canale costo è trascurabile. Egli avanza l'idea che il

canale di costo può essere confuso con shock positivi anticiclici. Includere nel modello le “variabili informative” può essere un modo di affrontare il potenziale problema di errata specificazione che potrebbe produrre il “price puzzle”. Giordani (2003) mostra che il “price puzzle” scompare se l’output viene sostituito con l’output gap, che è ciò che è motivato dalla teoria. Egli respinge la necessità di “variabili di informazione” e sostiene che esse contribuiscano a risolvere il “price puzzle”, perché sono correlate con gli altri obiettivi di una Banca Centrale. In particolare, egli mostra che utilizzando un VAR(3), le variabili sono output gap, l’inflazione e il tasso sui fondi federali, il “price puzzle” scompare.

Un problema trascurato in letteratura è che i nuovi modelli keynesiani dei cicli economici non sono adatti per descrivere i dati reali, ma da alcune deviazioni steady state, che, a loro volta, possono evolvere nel tempo. Pertanto, sembrerebbe logico che le serie temporali, che entrano in un sistema empirico, debbano essere modificate in modo da riflettere le proprietà delle variabili teoriche. Christiano, Eichenbaum e Evans (2001) propongono l’indicizzazione dei salari nominali e dei prezzi fissi e una regola ad hoc di politica monetaria.

1.4 Canale di costo

I tradizionali modelli economici postulano che i cambiamenti nella politica monetaria esercitano un effetto sull'economia attraverso un canale di trasmissione della domanda basata sul fatto che la politica monetaria influisce sulle variabili economiche reali e questi effetti possono essere consistenti.

In un approccio empirico, Barth e Ramey (1997) dimostrano che il canale dell'offerta influisce nel trasmettere i reali effetti di cambiamenti di politica monetaria nel breve periodo. Il canale dei costi è il principale meccanismo di trasmissione per la prima coppia di anni dopo uno shock monetario. Questo è coerente con una crisi energetica. Ravenna e Walsh (2006) sostengono che la presenza di un canale di costo dà luogo a un compromesso tra produzione e inflazione in presenza di qualsiasi shock. Il tasso d'interesse pagato sui prestiti dalle imprese nel breve periodo, che devono prendere in prestito notevole quantità di denaro circolante da intermediari finanziari per pre-finanziare la produzione, incide sulla capacità produttiva. Il tasso d'interesse entra nei costi marginali dell'impresa e influenza la fissazione dei prezzi. Questo costo, da parte dell'impresa, deve essere quindi preso in considerazione.

Gli effetti delle variazioni del tasso d'interesse sulle dinamiche dell'inflazione nel breve termine, indicano che il canale dei costi non è trascurabile per la valutazione della trasmissione di politica monetaria perché mitiga il "price puzzle" che si verifica nei modelli VAR empirici (Chowdury, Hoffmann, Schabert (2006)).

Diversamente da questi lavori che stimano i tassi d'interesse sulla crescita della curva di Philips, Rabanal (2007) usa un metodo bayesiano, ottenendo che il canale di costo non è supportato dai dati. Inoltre, non è possibile ottenere un "price puzzle" dalle risposte d'impulso stimate dopo uno shock di politica monetaria.

Capitolo 2: Modello teorico

Di seguito è presentato il modello DSGE utilizzato per capire se l'introduzione del canale di costo nel nostro modello è effettivamente tale da indurre una correlazione positiva tra l'inflazione e il tasso d'interesse, in risposta a uno shock di politica monetaria e si definisce l'Area Euro, regione oggetto di analisi.

2.1 Modello a canale di costo

Il nuovo modello keynesiano DSGE è costruito come segue:

$$\pi_t = \frac{\beta}{1+\alpha\beta} E_t \pi_{t+1} + \frac{\alpha}{1+\alpha\beta} \pi_{t-1} + \kappa[(\sigma + \eta)x_t + \psi R_t] + \varepsilon_t^\pi \quad (1)$$

$$x_t = \frac{1}{1+h} E_t x_{t+1} + \frac{h}{1+h} x_{t-1} - \frac{1-h}{\sigma(1+h)} (R_t - E_t \pi_{t+1}) + v_t^x \quad (2)$$

$$R_t = \Phi_R R_{t-1} + (1 - \Phi_R)[\Phi_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + \Phi_x x_t] + \varepsilon_t^R \quad (3)$$

$$\pi_t^* = \rho_* \pi_{t-1}^* + \varepsilon_t^* \quad (4)$$

$$v_t^x = \rho_x v_{t-1}^x + \varepsilon_t^x \quad (5)$$

$$\varepsilon_t^j \sim i.i.d.N(0, \sigma_j^2), \quad j \in \{\pi, x, R, *\} \quad (6)$$

L'equazione (1) rappresenta una nuova curva di Phillips keynesiana (NKPC), il tasso dell'inflazione π_t è ottenuto dalle aspettative dell'inflazione futura e dall'inflazione passata pesate, dove β identifica il fattore di sconto e α l'indice dei prezzi dell'inflazione passata. Nella curva entra il ciclo economico (output gap), x_t , e l'impatto sull'inflazione è influenzato dal parametro di pendenza κ , convoluzione del fattore di sconto e la probabilità di non riottimizzare i prezzi dalle imprese. L'output gap è pesato dalla somma tra il grado di avversione al rischio dei consumatori, σ , e l'inverso della elasticità dell'offerta di lavoro, η . Lo shock dell'inflazione, o leva dell'offerta, è rappresentato da ε_t^π . L'equazione (1) differisce dal modello con solo il canale della domanda, perché incorpora R_t , l'impatto diretto del tasso di interesse nominale se $\psi > 0$, quindi ψ indica la presenza del canale di costo.

L'equazione (2) è la log-linearizzazione dell'equazione di Eulero di consumo intertemporale, che esplicita la relazione inversa di causalità dal tasso di interesse reale atteso, $(R_t - E_t \pi_{t+1})$, all'output gap x_t . L'output gap dipende dal passato e dalle attese future del ciclo economico e dal tasso di interesse reale atteso pesati, dove h rappresenta le abitudini dei consumatori e σ il grado di avversione al rischio. Il ciclo economico è influenzato sia dalle azioni correnti del banchiere centrale sia dalle previsioni sulle mosse future di politica monetaria che gli agenti elaboreranno. L'output gap è correlato negativamente al tasso d'interesse reale atteso, se quest'ultimo aumenta, gli agenti avranno un forte ritorno sui risparmi e saranno incentivati a consumare meno e risparmiare di più

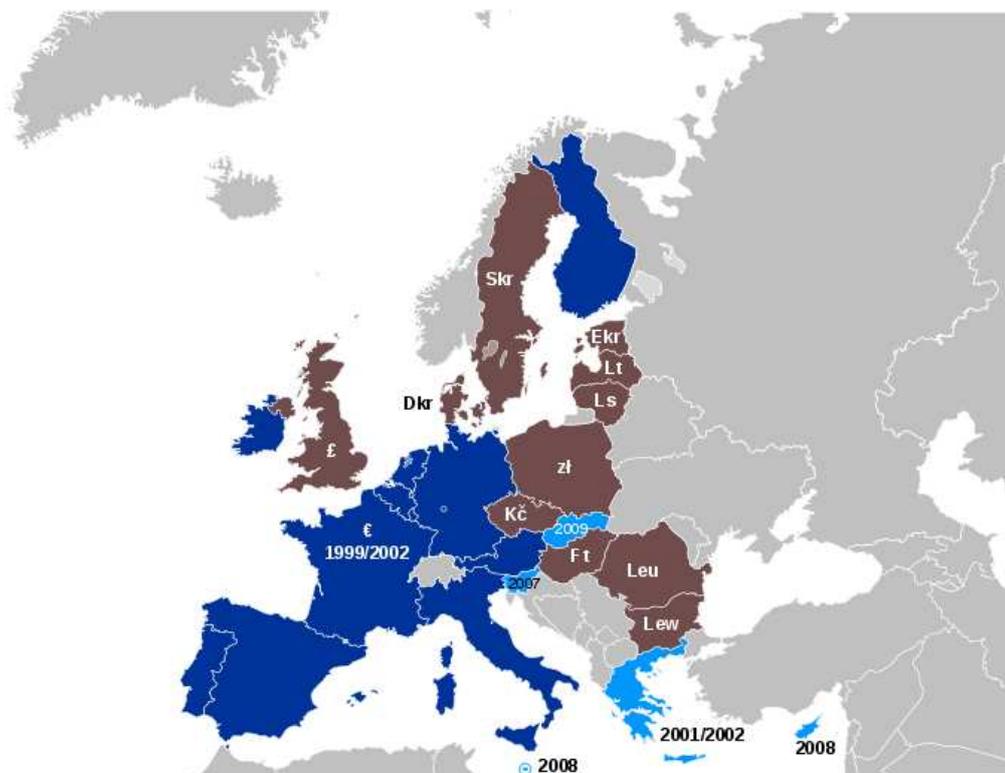
oggi. Lo shock di domanda v_t^x , che segue il modello autoregressivo di parametro ρ_x dato dall'equazione (5), viene interpretato come shock fiscale.

L'equazione (3) è una regola di Taylor. La regola di Taylor afferma che il tasso interbancario, cioè il tasso nominale al netto dell'inflazione, ovvero il tasso d'interesse a cui la Banca Centrale concede prestiti a breve termine alle banche commerciali, deve dipendere dal tasso d'inflazione e dal ciclo economico. L'impatto delle decisioni passate della Banca Centrale è catturato dal parametro di lisciamento del tasso di interesse Φ_R . Lo shock di politica monetaria ε_t^R è una variabile casuale indipendente e identicamente distribuita di media zero.

Il target dell'inflazione, formalizzata dall'equazione (4), segue un modello autoregressivo di parametro ρ_* . Le innovazioni ε_t^j , per $j \in \{\pi, x, R, *\}$, sono considerati *random walk*, processi stazionari con varianza molto persistente che catturano la componente del tasso d'inflazione, e possono essere considerate approssimazioni ragionevoli degli obiettivi intertemporali stabiliti dalle autorità di politica monetaria.

2.2 Area Euro

L'insieme degli stati membri dell'Unione europea che adotta l'euro come valuta ufficiale viene informalmente detta Area Euro (o eurozona). Attualmente (2010) la zona euro è composta da sedici stati. Le politiche monetarie dell'eurozona sono regolate esclusivamente dalla Banca Centrale Europea, con sede a Francoforte sul Meno. L'armonizzazione delle politiche economiche e fiscali dell'area euro è agevolata dalle periodiche riunioni dell'Eurogruppo, organismo composto dai ministri dell'economia e delle finanze dei sedici stati aderenti alla valuta comune, che di solito precede di poche ore i vertici dell'Ecofin (ampliati ai delegati di tutti i ventisette stati dell'Unione).



Carta delle valute usate nell'UE e date delle loro adozioni

- Paesi che usano l'euro dal 1999 (valuta entrata in circolazione nel 2002)
- Paesi che hanno adottato l'euro successivamente
- Valute indipendenti

2.2.1 Stati membri della zona euro

L'euro è entrato in vigore per la prima volta il 1° gennaio 1999 in undici degli allora quindici stati membri dell'Unione; a questi si aggiunse la Grecia, che rientrò nei parametri economici richiesti nel 2000 e fu ammessa nell'eurozona il 1° gennaio 2001. In questi primi dodici stati l'euro entrò ufficialmente in circolazione il 1° gennaio 2002 sotto forma di monete e banconote.

Nel 2006 un tredicesimo stato, la Slovenia, entrata nell'Unione nel 2004, dimostrò di possedere i parametri economici necessari per l'adesione alla divisa comune e fu ammessa nella zona euro il 1° gennaio 2007. Pochi giorni dopo, il 15 gennaio, il tallero sloveno fu ufficialmente considerato fuori corso.

Con procedura analoga, nel 2007 Malta e Cipro, in virtù dei propri parametri macroeconomici soddisfacenti, vennero a loro volta ammessi nella zona euro. L'introduzione della divisa comune nelle due isole mediterranee è avvenuta il 1° gennaio 2008.

Infine, con lo stesso procedimento, nel 2008 la Slovacchia è stata a sua volta ammessa nella zona euro. L'introduzione della divisa comune in Slovacchia è avvenuta il 1° gennaio 2009.

2.2.2 Stati dell'unione non aderenti all'euro

Dei ventisette attuali paesi membri dell'Unione europea, undici utilizzano ancora una valuta nazionale diversa dall'euro. Fra questi, solamente la Danimarca ed il Regno Unito sono in possesso di una deroga ai protocolli del Trattato di Maastricht; ad esse non è legalmente richiesto di unirsi all'euro, a meno che i loro governi non decidano altrimenti.

Fra gli altri stati membri dell'Unione europea privi di deroga, la Svezia decise nel 1997 di non utilizzare l'euro e quindi da allora evita di proposito di rispettare i criteri di un tasso di cambio stabile. Per tutti i rimanenti otto membri dell'Unione europea è obbligatorio aderire all'euro e adottarla come moneta ufficiale, quando saranno soddisfatte tutte le condizioni necessarie.

Capitolo 3: Modello empirico

Nella sezione seguente si studia la trasmissione di uno shock di politica monetaria nella zona euro. L'indagine empirica inizia con la specificazione di un VAR di riferimento per la zona euro. Nel passo successivo, si stimano le risposte d'impulso specifiche prendendo come base il modello VAR scelto e si verifica la presenza del "price puzzle". Nella seconda fase si stimano i parametri del modello DSGE usando l'approccio bayesiano. Si stimano le funzioni risposte d'impulso bayesiane e si verifica il ruolo del canale di costo.

3.1 Dati

Lo scopo di questo lavoro è capire se l'introduzione del canale di costo nel modello, presentato nel capitolo 2, è effettivamente tale da indurre una correlazione positiva tra l'inflazione e il tasso d'interesse, in risposta a uno shock di politica monetaria nell'Area Euro. Questa applicazione avviene sulla serie temporale dei dati Area Euro fornita dall'Organizzazione per la Cooperazione Economica e lo Sviluppo (OECD) in Statistic Economic Outlook Database. Il dataset comprende i Paesi dell'Euro12, ovvero Belgio, Francia, Olanda, Germania, Irlanda, Austria, Grecia, Italia, Portogallo, Spagna, Lussemburgo e Finlandia.

I dati sono a cadenza trimestrale e il campione copre il periodo dal secondo trimestre 1991 al terzo trimestre 2009. Si utilizzano dati sintetici europei per gli anni precedenti alla nascita dell'Area Euro, avvenuta nel 1999, in quanto fare un'analisi utilizzando solo i dati dell'ultimo decennio sarebbe restrittivo, anche se non propriamente corretto poiché prima di quella data ogni stato seguiva la propria politica monetaria indipendentemente, seguendo il proprio target inflazionistico.

Le variabili considerate sono:

- OUTPUT GAP: log-deviazione percentuale del Prodotto Interno Lordo reale (PIL) rispetto al PIL potenziale.
- SHORT TERM INTEREST RATE: tasso d'interesse nominale, espresso in percentuale.
- GDP DEFLATOR INFLATION: tasso d'inflazione basato sul tasso di crescita del deflatore del PIL, espresso in percentuale.

3.2 Analisi preliminare dei dati

Il campione copre il periodo dal secondo trimestre 1991 al terzo trimestre 2009. Di seguito si riportano i grafici delle serie delle variabili.

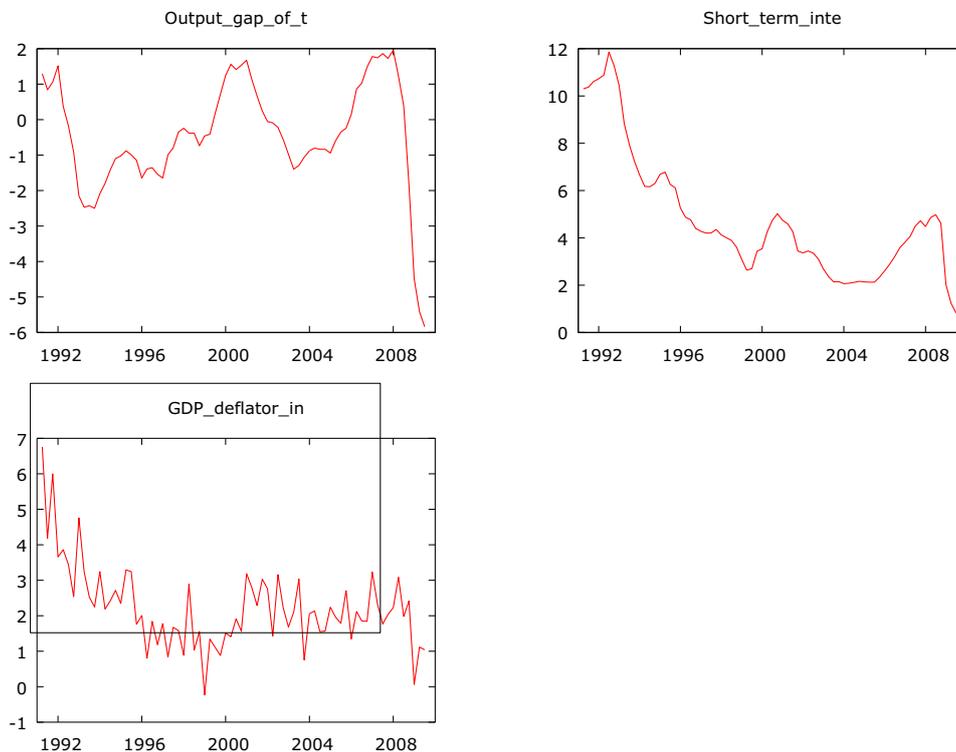


Grafico 3.1: Serie di output gap, short-term interest rate e GDP deflator inflation per l'Area Euro (1991:2-2009:3).

Il grafico dell'output gap mostra un andamento irregolare nella parte terminale, raggiunge valore -6 mentre fino al 2008:2 variava nell'intervallo ± 2 . Questo andamento può essere spiegato con la manifestazione nell'output gap dal settembre 2008 degli effetti della crisi finanziaria cominciata agli inizi dello stesso anno.

Il grafico del tasso d'interesse nominale, correlato positivamente con l'output gap come descritto dalla regola di Taylor, fino agli anni 2000 si

riduce per poi oscillare tra il 2 e 3% e nella parte finale scende velocemente catturando la crisi finanziaria.

Il tasso d'inflazione mostra un andamento simile, fino agli anni 2000 scende per poi oscillare attorno al 2%, anche nella parte finale di questo grafico, si vede che gli effetti della crisi economica influenzano l'inflazione.

Per evitare che gli effetti della crisi economica si ripercuotano sui residui del modello VAR stimato, si ridimensiona il campione fino al 2008:2. Il grafico 3.2 mostra i grafici delle variabili del sottocampione.

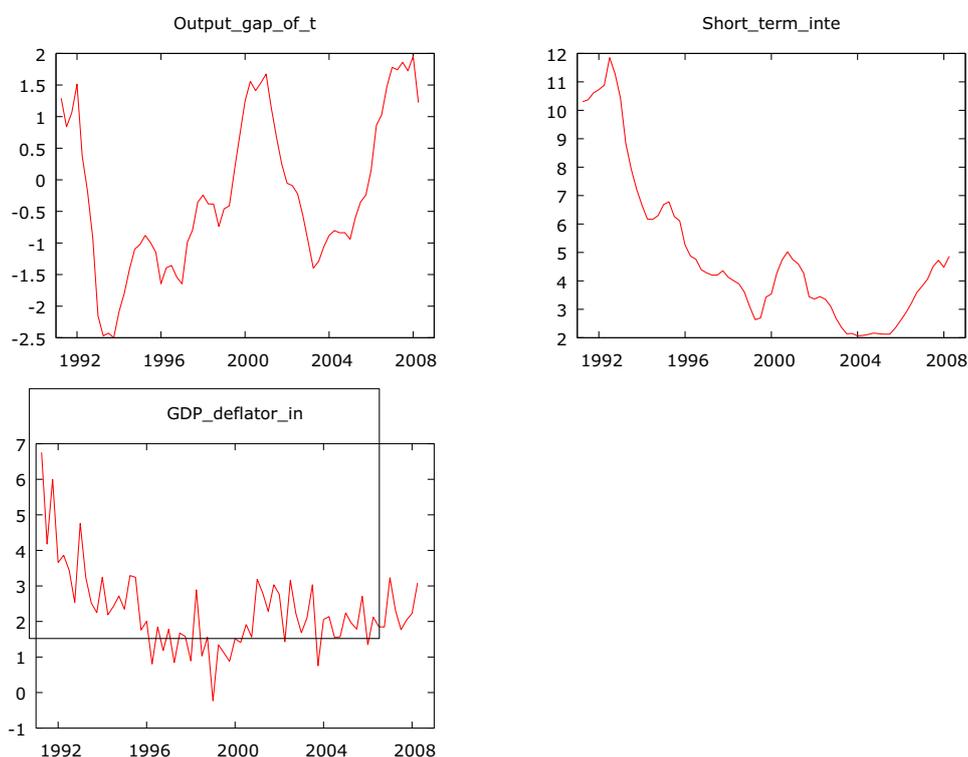


Grafico 3.2: Serie di output gap, short-term interest rate e GDP deflator inflation per l'Area Euro (1991:2-2008:2).

La serie dell'output ora varia da -2.5 a 2 e non si rilevano andamenti anomali del tasso d'interesse nominale a breve termine e del tasso d'inflazione.

Nella tabella seguente si riportano le principali statistiche descrittive.

	Output gap	Short-term interest rate	GDP deflator inflation
Media	-0.22226	4.9072	2.2938
Mediana	-0.38338	4.2604	2.1205
Minimo	-2.4984	2.0635	-0.23174
Massimo	1.9558	11.852	6.7573

Tabella 3.1: Statistiche descrittive delle variabili oggetto di analisi.

3.3 Specificazione modello VAR

Il modello VAR è stimato usando i dati trimestrali del periodo dal secondo trimestre 1991 al secondo trimestre 2008.

Il vettore dei termini costanti comprende un trend lineare e una costante. Scegliendo due come lunghezza dei ritardi si ottiene un modello VAR con termini di errori incorrelati e omoschedastici, come dimostrato dai test¹ univariati e multivariati proposti nella seguente tabella.

	Output gap	Short-term interest rate	GDP deflator inflation	Multivariate
Box-Ljung test	0.9308	0.5435	0.1370	
Portmanteau test				0.7086
Portmanteau test (aggiustato)				0.3055
Breusch-Godfrey test				0.3942
Edgerton-Shukur test				0.6385
ARCH test	0.5006	0.2086	0.6270	0.2850
Jarque-Bera test	0.632	~ 0	0.7057	~ 0
Kurtosis				0
Simmetry				0.08356

Tabella 3.2: Test diagnostici sull'analisi dei residui del modello VAR stimato.

¹ Si veda Pfaff (2008) per una descrizione analitica della costruzione dei test diagnostici.

Per verificare l'assenza di correlazione dei residui si effettua il test univariato di Box-Ljung sulle tre variabili e i test multivariati di Portmanteau e Portmanteau nella versione aggiustata. Tutti i test accettano l'ipotesi nulla, i p-value associati al test sono tutti maggiori del valore 0.05.

Per verificare l'assenza di correlazione in blocco dei residui si effettuano i test di Breusch-Godfrey e di Edgerton-Shukur. I test accettano l'ipotesi nulla, i p-value associati al test sono tutti maggiori del valore 0.05.

Si conclude che vi è assenza di correlazione dei residui.

Per verificare la presenza di eteroschedasticità nei residui si eseguono il test ARCH sia univariato che multivariato. Tutti i p-value assumono valori maggiori di 0.05, si accetta quindi l'ipotesi nulla, i residui non presentano forme di eteroschedasticità.

Per verificare se i residui hanno una distribuzione normale² si effettua il test univariato e multivariato di Jarque-Bera, multivariato di sola simmetria e multivariato di sola curtosi. I p-value, associati ai test di Jarque-Bera, della variabile output gap e GDP deflator inflation accettano l'ipotesi nulla di normalità dei residui, mentre è rifiutata per il tasso d'interesse nominale e il test multivariato. Al 5% si accetta l'ipotesi di distribuzione simmetrica dei residui mentre si rifiuta l'ipotesi di assenza di curtosi.

² Non si riportano i grafici delle autocorrelazioni globali (ACF) e parziali (PACF) dei residui e residui al quadrato. Non sono evidenziate forme di autocorrelazione, i residui stanno tutti dentro le bande di confidenza fissate al 95%. I grafici Q-Q plot mostrano che i quantili campionari si distribuiscono lungo la linea dei quantili teorici e solo sulle code si allontanano. Si effettua anche il test CUSUM versione ricorsiva per la stabilità e non si evidenziano cambiamenti, i residui stanno tutti entro le bande di confidenza.

3.3.1 Funzioni di risposta d'impulso

Sulla base del modello VAR(2) stimato, si generano le funzioni di risposta d'impulso delle variabili a uno shock di politica monetaria, identificate imponendo una ortogonalizzazione triangolare, la decomposizione di Cholesky, che sono riportate di seguito.

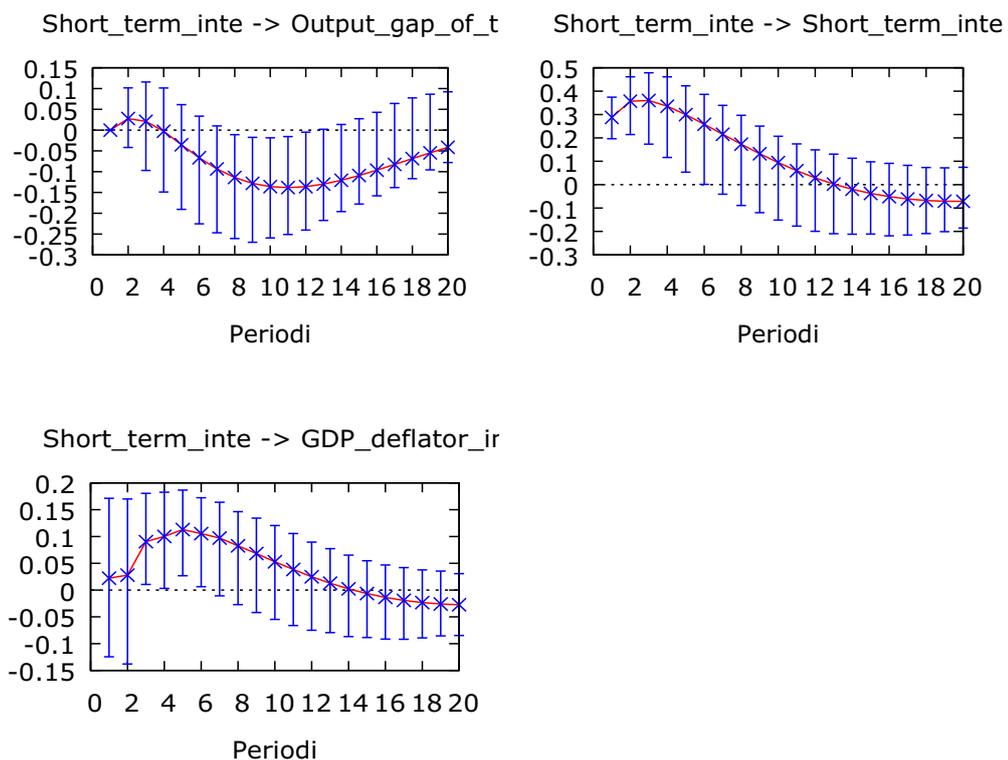


Grafico 3.4: Funzioni di risposta d'impulso delle variabili a uno shock di politica monetaria. L'orizzonte di simulazione copre 20 trimestri. La linea continua rossa identifica la risposta d'impulso, le barre verticali blu coprono gli intervalli di confidenza al 90% della risposta d'impulso.

La risposta d'impulso dell'output gap, dopo lo shock, inizia a scendere dal secondo trimestre e raggiunge il limite inferiore all'undicesimo trimestre e in seguito ritorna verso la linea di riferimento, mostrando una risposta abbastanza persistente.

La risposta d'impulso del tasso d'interesse nominale, seguendo lo shock voluto dalla Banca Centrale stessa, dal secondo trimestre scende gradualmente e in seguito lo shock viene completamente riassorbito.

La risposta d'impulso del tasso d'inflazione inizialmente cresce fino al sesto trimestre prima di cadere gradualmente e poi tornare verso la linea di riferimento. Questa prima crescita dell'inflazione riflette il "price puzzle".

Ora si verifica se il modello teorico, presentato nel paragrafo 2.1, ha la capacità di replicare il "price puzzle" dovuto a uno shock di politica monetaria.

3.4 Analisi bayesiana

L'approccio bayesiano combina le informazioni a priori e la verosimiglianza dei dati per ottenere la distribuzione a posteriori dei dati. Di seguito si precisa la scelta delle densità a priori e poi si riportano le densità a posteriori, le funzioni risposte d'impulso bayesiane e si interpretano i risultati.

3.4.1 La densità a priori

La stima bayesiana richiede la scelta delle densità a priori per ognuno dei parametri del modello. Ogni parametro ha una distribuzione a priori propria scelta in modo tale che sia la meno informativa, così che la verosimiglianza domini le densità a posteriori.

Per il parametro ψ , che indica la presenza del canale di costo, si assume che segua una distribuzione normale di media 1.75 e di "grande" varianza 0.7. Si scelgono questi valori per evitare di scontrarsi con l'interpretazione della reazione dell'inflazione trovata con i VAR. In lavori precedenti, Ravenna e Walsh (2006) stimano per questo parametro il valore 1.276, mentre Chowdhury et al. (2006) proposero il valore 1.3 sulla base delle stime GMM. Per l'inverso dell'elasticità dell'offerta di lavoro, η , si sceglie come a priori 1 e per il parametro della pendenza, κ , 0.05, valori in linea con la recente letteratura. Il parametro autoregressivo del target dell'inflazione, ρ_* , viene posto pari a 0.995 come proposto da Cogley, Primiceri e Sargent (2009) per catturare i movimenti dell'inflazione; poiché

la radice del modello autoregressivo è prossima a 1 gli effetti dell'inflazione cadono lentamente. Il fattore di sconto, β , è posto pari a 0,99 che corrisponde a un tasso di sconto annuale pari al 4%. Data la rilevanza del parametro di lisciamento del tasso di interesse Φ_R si assume una distribuzione Beta con una media a priori conservativa pari a 0.5 e una deviazione standard pari a 0.285. Per i rimanenti parametri si scelgono le densità a priori standard usate in letteratura e riportate di seguito nella tabella.

Parametro	Densità a priori
ψ	$N(1.75, 0.7)$
α	Calibrato 0
β	Calibrato 0.99
κ	$\Gamma(0.05, 0.01)$
σ	$N(1, 0.05)$
η	$N(1, 0.25)$
h	$Beta(0.7, 0.15)$
Φ_π	$N(1.7, 0.3)$
Φ_x	$\Gamma(0.3, 0.2)$
Φ_R	$Beta(0.5, 0.285)$
ρ_π	$Beta(0.5, 0.15)$
ρ_x	$Beta(0.5, 0.15)$
ρ_R	$Beta(0.5, 0.15)$
ρ_*	Calibrato 0.995
σ_x	$IG(0.1, 2)$
σ_π	$IG(0.1, 2)$
σ_R	$IG(0.1, 2)$
σ_*	$IG(0.1, 2)$

Tabella 3.3: Densità a priori. Si riportano le distribuzioni iniziali scelte per ogni parametro.

3.4.2 La densità a posteriori

Dato il modello presentato nel paragrafo 2.2, viene identificato come vettore di parametri strutturali $\xi = (\psi, \beta, \alpha, \kappa, \eta, \sigma, h, \phi_\pi, \phi_R, \phi_x, \rho_\pi, \rho_x, \rho_R, \rho_*, \sigma_\pi, \sigma_x, \sigma_R, \sigma_*)'$, come vettore delle variabili endogene $z_t = [x_t, \pi_t, R_t]'$, e come shock di domanda autoregressivo $\varepsilon_t = [v_t^x]'$, il vettore delle innovazioni è $\eta_t = [\varepsilon_t^x, \varepsilon_t^\pi, \varepsilon_t^R, \varepsilon_t^*]'$, e il vettore delle variabili osservate $Y_t = [x_t, \pi_t, R_t]'$. Si riscrive il modello in forma state space:

$$\begin{bmatrix} Z_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix} = A(\xi) \begin{bmatrix} Z_{t-1} \\ \varepsilon_{t-1} \end{bmatrix} + B(\xi)\eta_t \quad (7)$$

$$Y_t = C(\xi) \begin{bmatrix} Z_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix} \quad (8)$$

L'equazione (7) rappresenta l'equazione strutturale che lega le variabili endogene alle variabili esogene mentre l'equazione (8) è l'equazione di misura che collega le variabili latenti con quelle osservate, non assumendo errori di misura, con A si identifica la matrice di transizione di stato, con B la matrice di transizione delle osservazioni e con C la matrice di elementi deterministici utili per selezionare l'errore. Attraverso il filtro di Kalman si calcola la veromiglianza $L(\{Y_t\}_{t=1}^T | \xi)$ e la distribuzione a posteriori $p(\xi | \{Y_t\}_{t=1}^T)$ sarà proporzionale al prodotto fra la funzione di verosimiglianza $L(\{Y_t\}_{t=1}^T | \xi)$ e le a priori, $\Pi(\xi)$, assunte nella tabella 3.3.

Il modello è stimato in due passi³. Il primo passo consiste nella stima della moda della distribuzione a posteriori massimizzando la log-densità a posteriori, che combina le a priori dei parametri d'interesse con la funzione di verosimiglianza. Le mode a posteriori stimate con le relative deviazioni standard e le statistiche test per valutarne la significativà sono riportate nella seguente tabella 3.3.

Parametro	Mode	Std. Error	t-Stat
ψ	0.6693	0.6686	1.0010
κ	0.0357	0.0082	4.3426
σ	0.9977	0.0499	19.9746
η	0.8418	0.2558	3.2904
h	0.9853	0.0057	172.3880
Φ_{π}	1.6137	0.2698	5.9814
Φ_x	0.8997	0.4394	2.0478
Φ_R	0.8997	0.0210	42.8559
ρ_{π}	0.7221	0.1158	6.2378
ρ_x	0.4293	0.0948	4.5278
ρ_R	0.4418	0.0956	4.6227
ρ_*	0.4999	0.1755	2.8486
σ_x	0.1107	0.0175	6.3250
σ_{π}	0.3068	0.1074	2.8569
σ_R	0.3324	0.0301	11.0526
σ_*	0.0461	0.0188	2.4492

Tabella 3.3: Primo passo di stima. Stima della moda a posteriori.

³ Per la stima bayesiana del modello si utilizza il programma Dynare 4.0 scaricabile da <http://www.dynare.org>. Si utilizza l'algoritmo csmmwel di Chris Sims per calcolare la moda a posteriori dei parametri.

La tabella riporta i risultati del primo passo di stima, fornendo la moda e lo standard error per ogni parametro. Le statistiche test t fornite non possono essere confrontate con quelle della distribuzione Normale standard per verificare la significatività dei coefficienti, in quanto si dovrebbe imporre come condizione la normalità delle distribuzioni a posteriori.

Il risultato della log-verosimiglianza di Laplace è -179.942678, il metodo di Laplace assume la normalità della distribuzione normale.

Il secondo passo di stima consiste nell'utilizzare la moda a posteriori per inizializzare l'algoritmo di Metropolis-Hasting e poi stimare la distribuzione a posteriori.

L'algoritmo di Metropolis-Hasting serve per verificare la convergenza del modello stimato; se non fosse verificata le stime ottenute non sarebbero corrette. Si simulano due catene di 400.000 iterazioni e se ne scarta il primo 90%. Per valutare la convergenza delle due catene di iterazioni si utilizza il metodo della Catena di Markov Monte Carlo che compara la varianza tra e entro le varie catene di Markov usate per simulare la distribuzione ergodica. Si raggiunge la convergenza quando i risultati ottenuti da campioni indipendenti, ottenuti da diversi punti di partenza, convergono alla distribuzione ergodica. Nel grafico 3.5 si riporta la convergenza del modello.

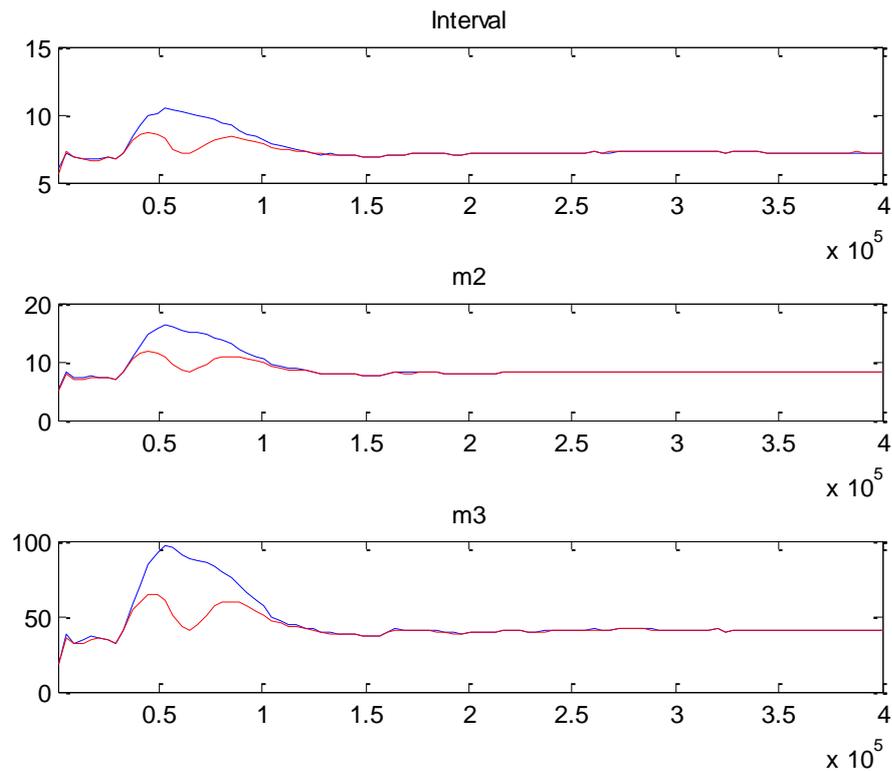


Grafico 3.5: Convergenza del modello

Le linee blu e rosse rappresentano tre misure specifiche dei vettori dei parametri della varianza entro e tra le catene. Il primo grafico “interval” misura l’intervallo attorno alla media delle medie con livello di confidenza del 90%. Il secondo grafico “m2” misura il momento secondo, la varianza, e il terzo “m3” misura il momento terzo. L’asse delle ascisse rappresenta il numero di iterazioni, mentre l’asse delle ordinate misura i momenti del modello e il primo valore è il valore iniziale con cui si è inizializzato l’algoritmo di Metropolis-Hastings. Si deve considerare l’asse delle ascisse dal valore 3.6 in poi, poiché il 90% delle iterazioni viene scartato. La convergenza è verificata perché tutti i grafici convergono e tendono a stabilizzarsi non presentando alcuna oscillazione.

Di seguito riportiamo i grafici relativi alla convergenza di ogni singolo parametro, in quanto la convergenza è un requisito necessario per ottenere le distribuzioni a posteriori. Nei grafici seguenti ogni riga rappresenterà un parametro e in ogni riga ci sono i tre grafici “interval”, ”m2” e ”m3” che ci servono per valutare la convergenza del parametro. Come per la convergenza del modello in generale si valuta dal punto d’ascissa 3.6 in poi.

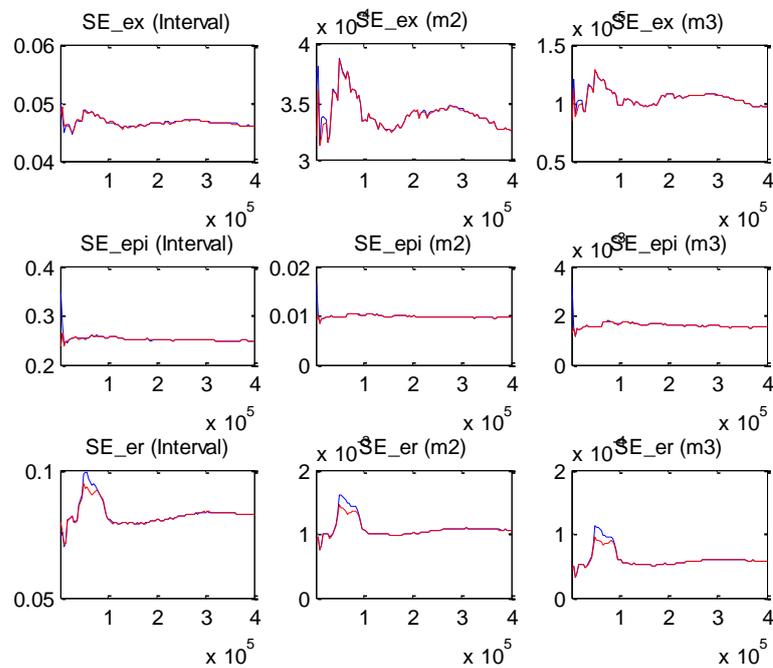


Grafico 3.6: Convergenza dei parametri $\sigma_x, \sigma_\pi, \sigma_R$.

Le linee rosse e blu seguono un andamento simile e tendono a stabilizzarsi dopo qualche oscillazione iniziale, le oscillazioni più marcate sono quelli di σ_x . Si conclude che le serie delle deviazioni standard degli shock sono convergenti.

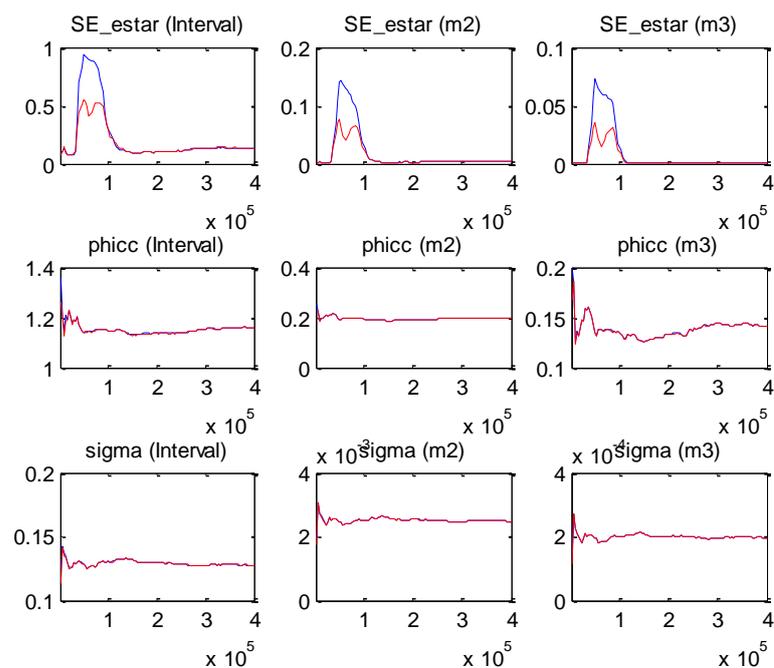


Grafico 3.7: Convergenza dei parametri σ_* , ψ , σ .

La serie della deviazione standard dello shock σ_* , dopo una marcata oscillazione iniziale tende a stabilizzarsi, quella del parametro ψ e σ si stabilizzano quasi subito. Si conclude che anche questi parametri sono convergenti.

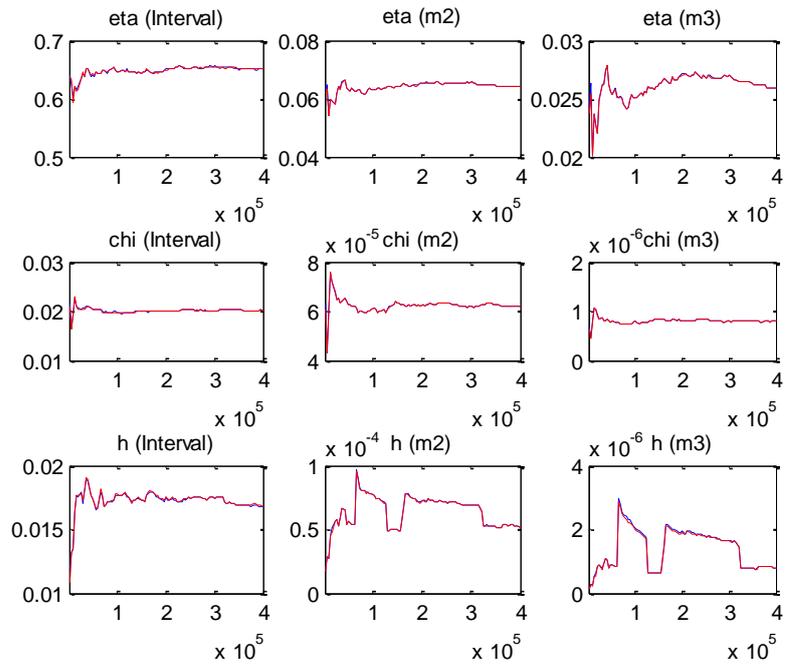


Grafico 3.8: Convergenza dei parametri η, κ, h .

I parametri, dopo le oscillazioni iniziali, nella parte finale si stabilizzano, solo h presenta delle difficoltà a convergere nello stato stazionario, ma poiché si considera da 3.6 in poi l'asse delle ascisse, si conclude che è raggiunta la convergenza.

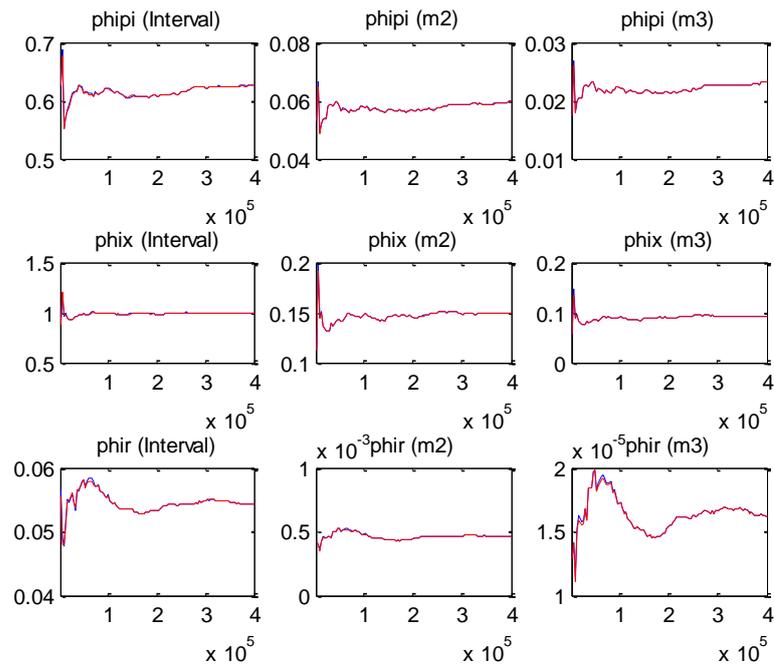


Grafico 3.9: Convergenza dei parametri ϕ_π, ϕ_x, ϕ_R .

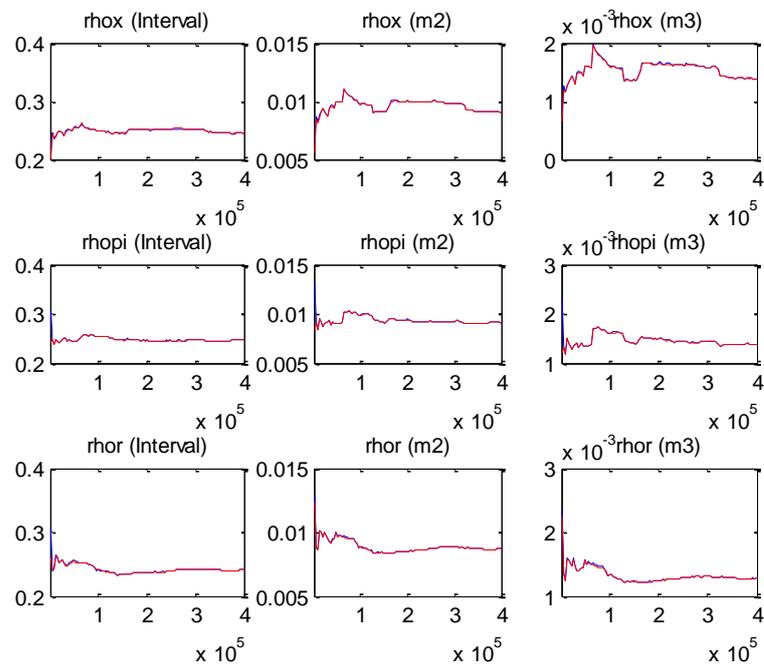


Grafico 3.10: Convergenza dei parametri ρ_x, ρ_π, ρ_R .

I parametri dei grafici 3.9 e 3.10 raggiungono la convergenza. Si nota solo qualche problema per il parametro ϕ_R .

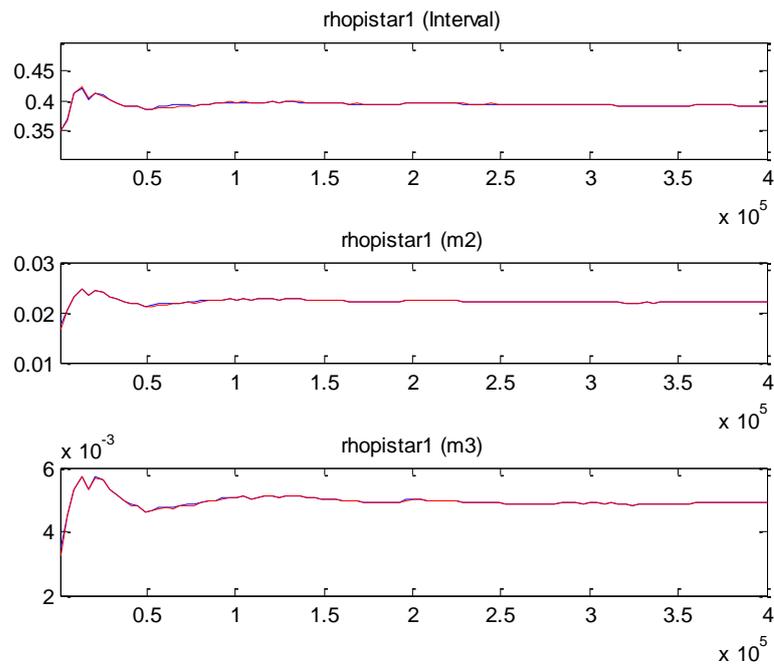


Grafico 3.11: Convergenza del parametro ρ_* .

Anche l'ultimo parametro stimato dopo delle oscillazioni iniziali converge allo stato stazionario.

Si decide di aumentare il numero di iterazioni a 700.000 per vedere se i parametri che presentano delle difficoltà a convergere, come h , ϕ_R , ρ_x , si stabilizzano più velocemente allo stato stazionario. Di seguito si riportano i grafici delle convergenze di questi parametri⁴.

⁴Non si riportano i grafici delle convergenze per gli altri parametri che sono disponibili su richiesta. I grafici per questi parametri non mostrano andamenti diversi da quelli proposti simulando 400.000 iterazioni.

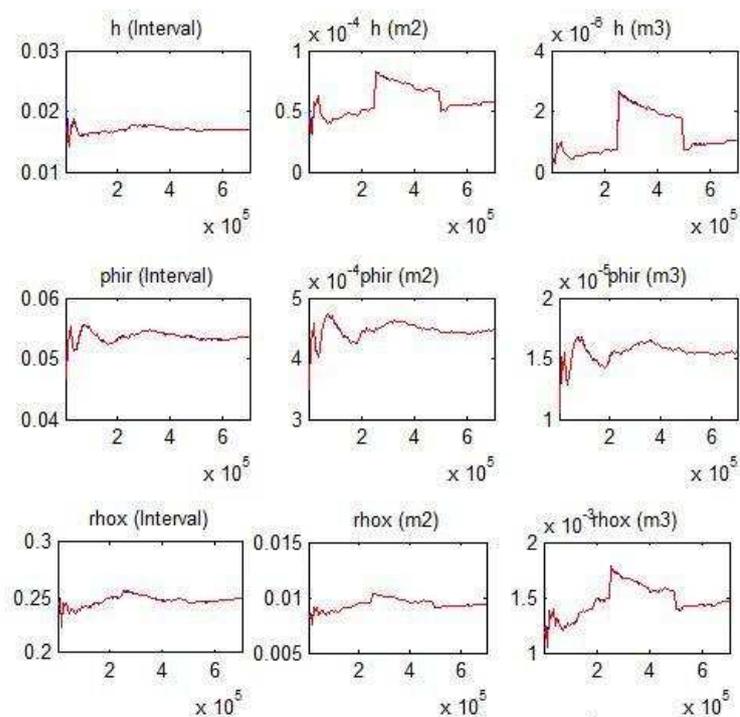


Grafico 3.12: Convergenza dei parametri h , ϕ_R , ρ_x .

Si deve considerare l'asse delle ascisse dal valore 6.3 in poi, poiché il 90% delle iterazioni viene scartato. La convergenza per questi parametri è verificata perché tutti i grafici convergono e tendono a stabilizzarsi non presentando alcuna oscillazione. Aumentando il numero di iterazioni, si può concludere che le densità a priori scelte sono sufficientemente informative, le linee dopo qualche oscillazione iniziale tendono tutte a stabilizzarsi e a convergere.

Lo studio prosegue con l'analisi delle distribuzioni a posteriori stimate.

Di seguito si riportano le stime delle distribuzioni a posteriori per ogni parametro.

Parametro	Prior Mean	Posterior Mean	Credible set (90%)
ψ	1.75	0.7344	0.0002 ; 1.3364
κ	0.05	0.0368	0.0233 ; 0.0490
σ	1	1.0018	0.9216 ; 1.0834
η	1	0.8435	0.4182 ; 1.2669
h	0.7	0.9821	0.9719 ; 0.9925
Φ_π	1.7	1.6729	1.2804 ; 2.0828
Φ_x	0.3	0.9521	0.3012 ; 1.5445
Φ_R	0.5	0.8954	0.8616 ; 0.9304
ρ_π	0.5	0.6833	0.5378 ; 0.8486
ρ_x	0.5	0.4405	0.2916 ; 0.6016
ρ_R	0.5	0.4422	0.2855 ; 0.6001
ρ_*	0.5	0.4974	0.2537 ; 0.7475
σ_x	0.1	0.1137	0.0837 ; 0.1417
σ_π	0.1	0.3527	0.1959 ; 0.5072
σ_R	0.1	0.3447	0.2923 ; 0.3945
σ_*	0.1	0.0748	0.0242 ; 0.1303

Tabella 3.4: Secondo passo di stima. Stima delle distribuzioni a posteriori.

La tabella riporta la media a priori, quella a posteriori e l'intervallo di credibilità al 90% per ogni parametro.

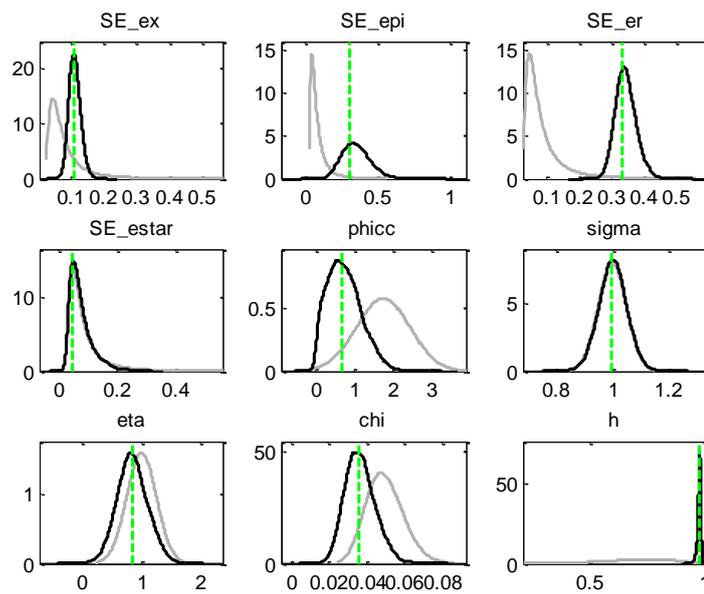
Il parametro del canale di costo ψ ha una media a posteriori, 0.7344, molto più piccola della media a priori, 1.75, e questo risultato non sembra essere guidato dalla scelta della densità a priori. Gli altri parametri stimati assumono valori in linea con le a priori scelte.

Il valore della log-verosimiglianza è -180.008986, molto vicino a quello calcolato con il metodo di Laplace, ma leggermente più alto perché non assume necessariamente che la distribuzione a posteriori segua quella Normale. Il tasso di accettazione è del 30% ed è un buon risultato perché appartiene all'intervallo tra il 23% e il 40%. Per disegnare la distribuzione a posteriori, obiettivo del metodo di simulazione dell'algoritmo di Metropolis-Hastings, viene scelto questo intervallo per escludere i casi estremi, cioè si rifiuta un po' sulle code e un po' attorno alla moda per evitare avere delle concentrazioni solo sulle code o sulla moda.

Per verificare la significatività della presenza del canale di costo, si pone $\psi = 0$, si ristima il modello e si confrontano i valori delle log-verosimiglianze. Si ottiene il valore -177,561723 un po' più basso di quello ottenuto includendo il canale di costo. A primo impatto sembrerebbe che il modello che non include il canale di costo sia preferibile, ma il valore del fattore di Bayes non supporta questa considerazione. Il fattore di Bayes è calcolato come l'esponenziale della differenza tra le log-verosimiglianze dei due modelli e con i dati si ottiene $e(1,013) = 2,753850$. Secondo Kass e Raftery(1995), un fattore di Bayes compreso tra 1 e 3 suggerisce "che non vale più di una semplice allusione", tra 3 e 20 un'evidenza "positiva" in favore di uno dei modelli, tra 20 e 150 una "forte" evidenza contro il modello mentre valori maggiori di 150 suggeriscono un'evidenza "molto forte". Il valore del fattore di Bayes ottenuto indica che non vi è un'evidenza "positiva" in favore dell'esclusione

del parametro canale di costo, inoltre il grafico della convergenza⁵ non raggiunge lo stato stazionario, quindi si conclude che il parametro canale di costo deve essere incluso nel modello.

Di seguito si riporta il confronto tra le densità a priori scelte e le distribuzioni a posteriori stimate.



⁵ In appendice si riporta il grafico della convergenza del modello stimato con $\psi = 0$.

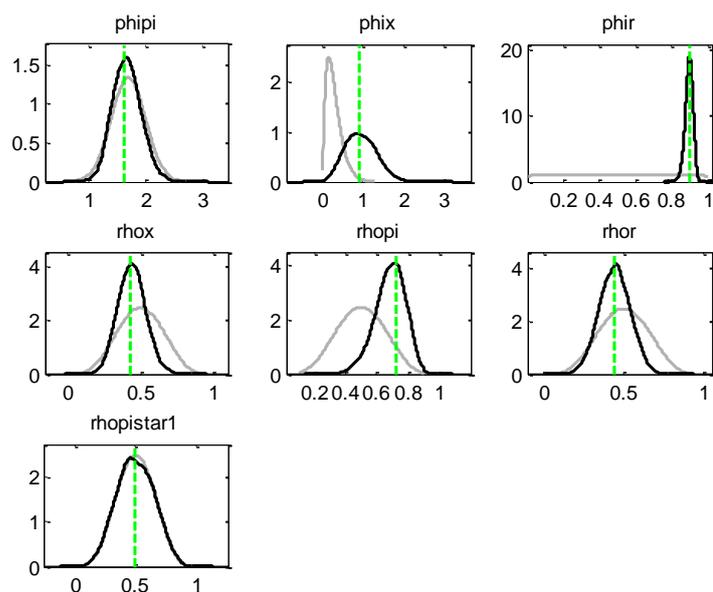


Grafico 3.12: Confronto tra le densità a priori e le densità a posteriori.

Nel grafico 3.12, le linee grigie rappresentano le densità a priori, le linee nere le densità a posteriori e la linea verde rappresenta la moda a posteriori. Se la distribuzione a priori coincide con quella a posteriori o sono molto diverse significa che i dati non hanno portato informazione per quel parametro. Nel grafico generalmente ciò non avviene, i dati sono quindi informativi e le distribuzioni a posteriori sono simili alla distribuzione Normale perché la log-verosimiglianza di Laplace è calcolata assumendo che la 'a posteriori' è una Normale centrata nella moda e con varianza in funzione dell'Hessiano. Le stime degli shocks sono centrate sullo zero verificando un'ulteriore condizione di correttezza di stima. Le due distribuzioni coincidono solo per i parametri σ e ρ_* , ciò può essere spiegato con il fatto che il modello non coglie il ruolo del grado di avversione al rischio e la radice ρ_* viene scelta vicino alla radice unitaria per catturare i movimenti dell'inflazione.

3.4.3 Le funzioni a risposta d'impulso bayesiane

Le funzioni a risposta d'impulso bayesiane (IRFs), come nel modello vettoriale autoregressivo, mostrano come in un modello dinamico una variabile reagisce nel tempo a un impulso di un'altra variabile. In particolare si misura l'effetto dello shock esogeno del tasso d'interesse sulle tre variabili osservate: output gap (outputobs), short term interest rate (tassoobs) e gdp deflator inflation (gdpinflobs).

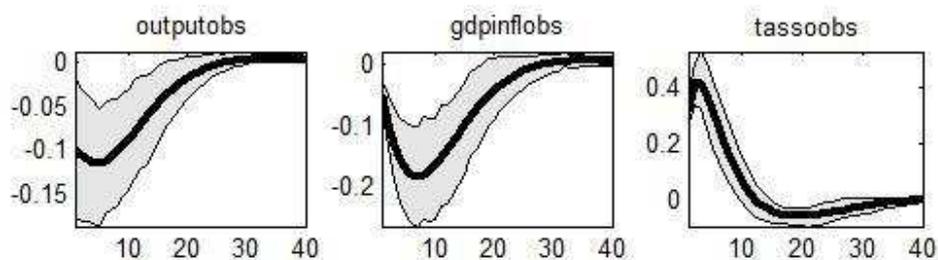


Grafico 3.13: Funzioni a risposta d'impulso bayesiane a uno shock di politica monetaria. La linea nera mostra la risposta d'impulso media, mentre l'area grigia rappresenta l'intervallo di credibilità compreso tra il quinto e il novantaciquesimo percentile della distribuzione a posteriori.

Il grafico 3.13 mostra che a un aumento improvviso del tasso d'interesse si apre una fase di recessione, l'attività produttiva raggiunge livelli più bassi di quelli che si potrebbero ottenere usando tutti i fattori produttivi a disposizione e di conseguenza scende anche l'inflazione. Dopo l'oscillazione iniziale, le serie ritornano allo stato stazionario e si ristabiliscono verso lo zero, quindi l'inflazione e l'output aumentano mentre il tasso d'interesse si riduce confermando il modello keynesiano standard. Il ruolo economico del canale di costo, quindi, appare limitato pur essendo statisticamente significativo. Questo risultato, in accordo con i risultati di Rabanal (2007), suggerisce che il canale dei costi non è sufficiente a generare una risposta positiva dell'inflazione, dopo uno shock di politica monetaria. Il canale di costo contribuisce solo a spiegare l'inflazione inerziale subito dopo lo shock, anche se empiricamente emerge il "price puzzle".

Capitolo 4: Conclusioni

Abbiamo stimato un nuovo modello Keynesiano DSGE per l'area Euro, per verificare se il canale dei costi è in grado di generare un aumento dell'inflazione dopo uno shock di politica monetaria. Dopo aver verificato la presenza del "price puzzle" con un'analisi VAR, si stima il modello con l'approccio della statistica bayesiana.

L'analisi condotta segue il lavoro di Rabanal (2007) che studia la rilevanza del canale di costo negli Stati Uniti come possibile spiegazione del "price puzzle" usando un modello DSGE. I nostri risultati, concordanti con quelli di Rabanal, mostrano che il canale di costo non fornisce una spiegazione razionale al fenomeno del "price puzzle" che si trova conducendo un'analisi VAR. La presenza del canale di costo ha una rilevanza economica statisticamente significativa nel modello ma questa non è tale da indurre il rovesciamento della letteratura convenzionale: il canale di costo non genera una risposta positiva dell'inflazione a uno shock di politica monetaria. È quindi interessante capire quale possa essere l'origine, o meglio la causa del "price puzzle" nei VAR. Castelnuovo e Surico (2010) mostrano come l'omissione di una variabile rilevante come le aspettative di inflazione possa indurre una distorsione sostanziale della funzione di risposta d'impulso dell'inflazione, e quindi generare un falso

“price puzzle”. Un'altra fonte di distorsione è l'assunzione di economie di scala ricorsive nei VAR, assunzione che, se falsa, può generare con una certa probabilità un “price puzzle” (Carlstrom Fuerst Paustian (2009) e Castelnuovo (2010a e 2010b)). Sembrano queste e non il canale di costo, spiegazioni più plausibili per comprendere il “price puzzle”.

Appendice

I. Modello vettoriale autoregressivo

I modelli VAR sono stati introdotti da Sims in un articolo del 1980, dove criticava i modelli strutturali a equazioni simultanee (SEM), i principali strumenti di analisi nell'ambito dell'econometria in quel periodo. I modelli VAR sono più semplici dei SEM, perché appare migliore la capacità predittiva delle variabili macroeconomiche, catturando la reazione del sistema economico a uno shock di politica monetaria.

Considerando modelli di serie storiche economiche multivariate, i modelli VAR sono una generalizzazione dei modelli univariati AR, dove i valori correnti di un dato insieme di variabili sono in relazione con i valori passati delle variabili stesse.

Un modello VAR (p) è un sistema di p equazioni simultanee nella forma:

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

Dove Φ_0 è un vettore di $k \times 1$ di costanti, $\Phi_j, j = 1 \dots p$ sono matrici $k \times k$ di coefficienti e a_t è un vettore di disturbi stocastici, tali che $a_t \sim WN(0, \Sigma)$.

Usando l'operatore ritardo $\Phi(L) = I_k - \Phi_1 B - \dots - \Phi_p B^p$, il sistema può essere riscritto nella forma compatta:

$$\Phi(L)y_t = \Phi_0 + a_t$$

Risolvere simultaneamente queste equazioni è, in generale, impossibile. Quindi per stimare si utilizza il modello a forma ridotta e poi si impongono le restrizioni necessarie per stabilire i parametri strutturali.

Il modello VAR(p) contiene molti parametri e la sua interpretazione può risultare complessa, quindi le proprietà dinamiche del modello sono sintetizzate attraverso vari tipi di analisi strutturale. Le principali sono l'analisi di casualità, le funzioni di risposta impulsiva o la decomposizione della varianza dell'errore di previsione.

ANALISI DI CASUALITA' SECONDO GRANGER

L'analisi di casualità di Granger ha lo scopo di valutare se una variabile, o un gruppo di variabili, migliora la capacità predittiva di un'altra variabile, o gruppo di variabili. Dato il modello ridotto stimato, un test per verificare se la variabile y_t causa la variabile y_{t-p} può essere eseguito verificando la significatività congiunta della struttura dei ritardi di y_t nell'equazione che spiega y_{t-p} . Utilizzo una statistica test t, se in presenza di un solo coefficiente, oppure una statistica test F, se vi sono più coefficienti. Questo tipo di verifica dà una difficile interpretazione strutturale ai risultati poiché si utilizza un modello in forma ridotta, quindi le considerazioni strutturali si basano sull'analisi delle funzioni di risposta d'impulso e sulla decomposizione della varianza.

FUNZIONI DI RISPOSTA IMPULSIVA

La funzione di risposta d'impulso descrive gli effetti dinamici di uno shock temporaneo, della durata di un periodo, su una variabile. Per ottenere gli effetti di uno shock permanente occorre cumulare i coefficienti delle funzioni di risposta d'impulso.

Riscrivendo la forma a media mobile infinita del processo vettoriale autoregressivo dal sistema di equazioni in forma compatta, si ottiene:

$$\begin{aligned}y_t &= \Phi^{-1}(B)\Phi_0 + \Phi^{-1}(B)a_t \\ &= \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_j a_{t-j},\end{aligned}$$

dove le matrici di coefficienti Ψ_j si ottengono ricorsivamente dalla relazione $\Psi(B)\Phi(B) = \mathbf{I}_K$. I coefficienti $\psi_{ik,j}$ della matrice Ψ_j rappresentano la reazione dopo j periodi della variabile i -esima del sistema rispetto a una variazione unitaria della variabile k -esima.

Se le componenti del termine d'errore a_t sono tra loro contemporaneamente correlate, cioè Σ non è diagonale, è facile che uno shock in una variabile sia accompagnato da uno shock in un'altra variabile, si ottengono risultati distorti. Si procede, quindi, ortogonalizzando gli errori e derivando conseguentemente le funzioni di risposta impulsiva. Si considera la decomposizione di Cholesky di Σ :

$\Sigma = \mathbf{W}\Sigma_\varepsilon\mathbf{W}'$, dove Σ_ε è una matrice diagonale e \mathbf{W} è una matrice triangolare inferiore con unità sulla diagonale principale, per rendere ortogonali gli errori.

DECOMPOSIZIONE DELLA VARIANZA DELL'ERRORE DI PREVISIONE

La decomposizione della varianza mostra quale proporzione della varianza degli errori di previsione sulla i -esima variabile del sistema a un determinato orizzonte temporale j , attribuita a uno specifico shock. La scomposizione ha senso solo se gli shock sono tra loro ortogonali.

II. Convergenza del modello con $\psi = 0$

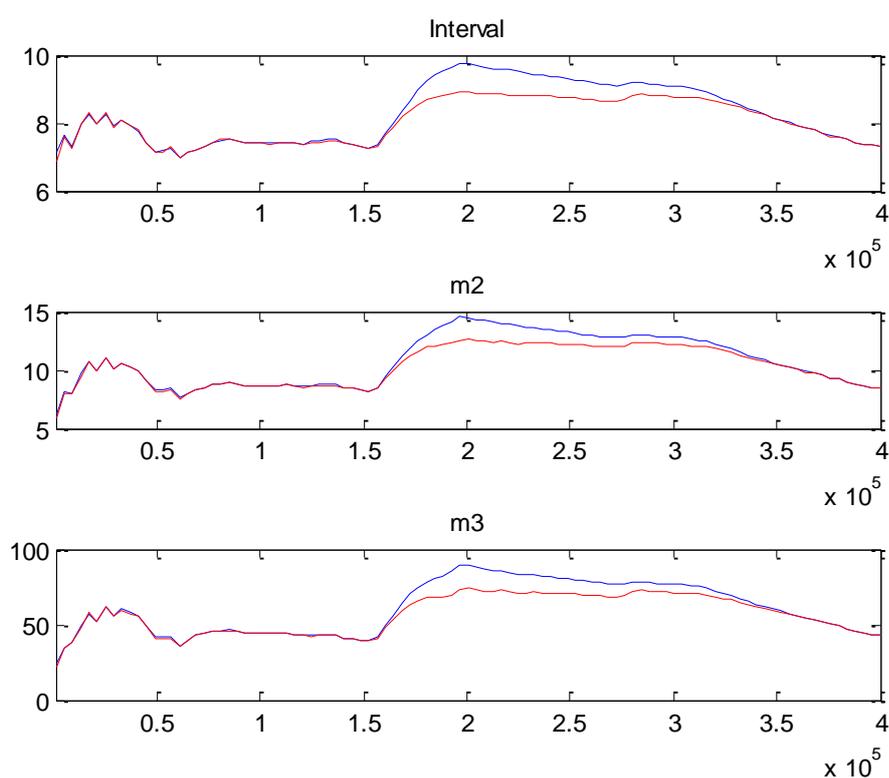


Figura 1: Convergenza globale del modello con $\psi = 0$. Il primo grafico "interval" misura l'intervallo attorno alla media delle medie con livello di confidenza del 90%. Il secondo grafico "m2" misura il momento secondo, la varianza, e il terzo "m3" misura il momento terzo

La convergenza non è verificata perché tutti i grafici non convergono allo stato stazionario.

Bibliografia

BALKE N.S., e EMERY M., (1994): "Understanding the price puzzle", *Economic and Financial Policy Review*, pagg.15-26.

BARTH M.J., e RAMEY V.A. (2001): "The cost channel of monetary transmission", *NBER Macroeconomics Annual* , pagg. 199-239.

CASTELNUOVO E., (2009b): "Testing the structural interpretation of the price puzzle with a cost channel model", *Bank of Finland Research Discussion Papers* , no. 20-2009.

CASTELNUOVO E., e SURICO P. (2010): "Monetary policy shifts, inflation expectations and the price puzzle", *Economic Journal*, no. doi: 10.1111/j.1468-0297.2010.02368.x.

CHOWDURY I., HOFFMANN M. e SCHABERT A., (2006): "inflation dynamics and the cost channel of Monetary Transmission", *European Economic Review*, no. 50, pagg. 995-1016.

EICHENBAUM M., (1992): "Comments " Interpreting the macroeconomic time series fact: the effect of monetary policy" by Christopher Sims", *European Economic Review*, no. 36(5), pagg. 1001-1011.

GIORDANI P., (2004): "An alternative explanation to the price puzzle", *Journal of Monetary Economics*, no. 51, pagg. 1271-1296.

HANSON M.S., (2004): "The "price puzzle" reconsidered", *Journal of Monetary Economics*, no. 51, pagg. 1385-1413.

HENZEL S., HULSEWIG O., MAYER E. e WOLLMERSHAUSER T., (2007): "The price puzzle revisited: can the cost channel explain a rise in inflation after a monetary policy shock?", *CESifo Working Paper Series*, no. 2039.

KAPINOS P., (2004): "Resolving the price puzzle: theory and Evidence ", Mimeo.

KASS R. e RAFTERY A., (1995): "Bayes factor", *Journal of the American Statistical Association*, no. 90, pagg. 773-795.

PFAFF B., (2008): "VAR, SVAR and SVEC models: implementation within R package vars", *Journal of Statistical Software*, no. 27(4), pagg. 1-32.

PRIMICERI G. e SARGENT T.J., (2010): "Inflation-gap persistence in the U.S.", *American Economic Journal: Macroeconomics*, no. 2(1), pagg. 43-69.

RABANAL P., (2007): "Does inflation increase after a monetary policy tightening? Answer based on an estimated DSGE model", *Journal of Economic Dynamics and Control*, no. 31, pagg. 906-937.

RAVENNA F. e WALSH C.E. (2006): "Optimal monetary policy with the cost channel", *Journal of Monetary Economics*, no.53, pagg. 199-216.

SIMS C.A., (1992): "Interpreting the macroeconomic time series fact: the effect of monetary policy", *European Economic Review*, no. 36(5), pagg. 975-1000.

STOCK J. H. e WATSON M.W. (2001): "Vector Autoregressions", *Journal of Economic Perspective*, no. 5(4), pagg. 101-116.