



Ministero dell'Economia e delle Finanze

Dipartimento del Tesoro

Analisi e Programmazione
Economico Finanziaria

Working Papers

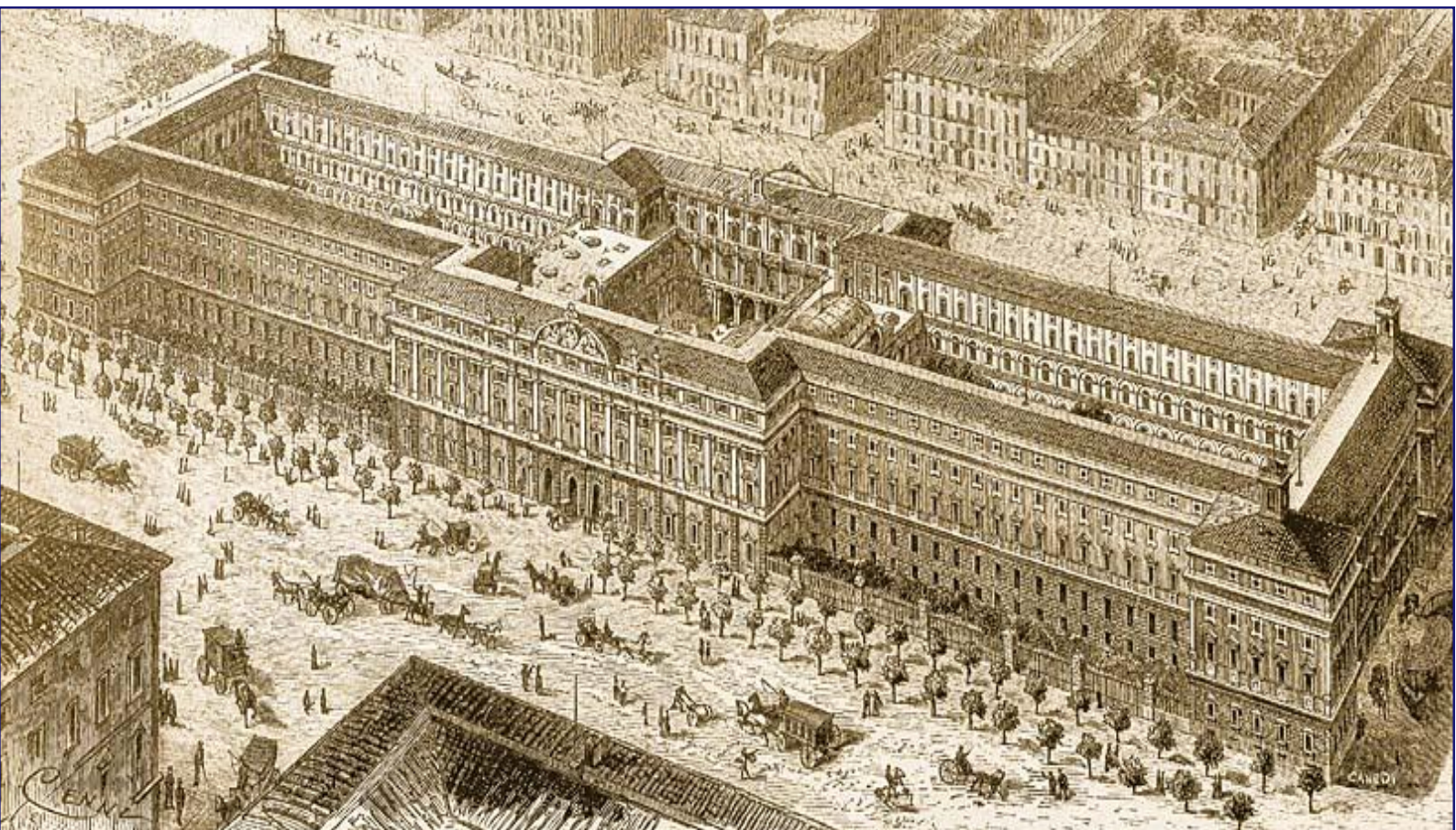
N°2 - Febbraio 2018



ISSN 1972-411X

L'evoluzione del credito alle società non finanziarie e alle famiglie: un'analisi empirica per l'Italia

di Stefania Pozzuoli



Working Papers

La collana intende promuovere la circolazione di Working Papers prodotti all'interno del Dipartimento del Tesoro (DT) del Ministero dell'Economia e delle Finanze (MEF) o presentati da economisti esterni in seminari organizzati dal MEF su temi d'interesse del DT con l'intento di stimolare commenti e suggerimenti.
Il contenuto dei Working Papers riflette esclusivamente le opinioni degli autori e non impegna in alcun modo l'Amministrazione.

© Copyright:

2018, Stefania Pozzuoli.

Il documento può essere scaricato dal sito web www.dt.tesoro.it e utilizzato liberamente citando la fonte e l'autore.

L'evoluzione del credito alle società non finanziarie e alle famiglie: un'analisi empirica per l'Italia

Stefania Pozzuoli (*)

Abstract

In questo lavoro si analizza la dinamica del credito bancario al settore privato, dal '99 (ovvero dall'entrata in vigore dell'euro) al 2015. Si cerca di comprendere quali sono le variabili che spiegano il credito e che maggiormente ne condizionano l'evoluzione, capire le relazioni che intercorrono tra le variabili identificate e valutare gli impatti dei vari shock delle variabili/componenti del mercato del credito sui prestiti erogati.

Con l'aiuto di un modello Vettoriale Autoregressivo (VAR) si individuano le variabili che più contribuiscono alla spiegazione del credito e si identificano le relazioni esistenti, giungendo alla specificazione di tre distinti modelli di previsione sia per le imprese non finanziarie che per le famiglie (per l'acquisto di abitazioni e per il credito al consumo e gli altri finanziamenti). Mediante tali modelli si elaborano previsioni e valutano le capacità previsive. Inoltre con l'ausilio della funzione di risposta agli impulsi si sono osservati gli impatti dei vari shock delle componenti del mercato del credito sui prestiti.

JEL Classification: C53, E47 e E51

Keywords: VAR, Previsioni, Credito

(*) Stefania Pozzuoli Ministero dell'Economia e delle Finanze, Via XX Settembre, 97, 00187 Roma, Italia
stefania.pozzuoli@tesoro.it

Ringrazio il Prof. Stefano Fachin, relatore della mia tesi di dottorato "Un modello di previsione per il credito alle società non finanziarie e alle famiglie in Italia" in Statistica Metodologica - DIPARTIMENTO di SCIENZE STATISTICHE, Università degli Studi di Roma "La Sapienza", dalla quale è stato estratto questo WP.

Ringrazio il referee esterno e il Prof. Francesco Nucci (Università degli Studi di Roma "La Sapienza") per gli utili suggerimenti che hanno contribuito a migliorare il lavoro.

Indice dei Contenuti

1	INTRODUZIONE	5
2	IL CREDITO	6
2.1	L'IMPORTANZA DEL CREDITO PER IL CICLO ECONOMICO: UNA RASSEGNA	6
2.2	LA DINAMICA DEL CREDITO DURANTE LA CRISI	11
3	UN VAR PER IL CREDITO	14
3.1	METODOLOGIA.....	14
3.2	UN VAR PER IL CREDITO ALLE IMPRESE NON FINANZIARIE	17
3.2.1	I dati.....	17
3.2.2	Il modello	20
3.2.3	Funzioni di risposta agli impulsi.....	22
3.2.4	Le previsioni	25
3.2.4	Valutazione previsiva.....	25
3.3	UN VAR PER IL CREDITO ALLE FAMIGLIE	27
3.3.1	Il credito per l'acquisto di abitazioni: i dati	27
3.3.2	Il modello	29
3.3.3	Funzioni di risposta agli impulsi.....	29
3.3.4	Le previsioni e valutazione previsiva.....	30
3.3.5	Il credito per il consumo e per altri prestiti: i dati	32
3.3.6	Il modello	33
3.3.7	Funzioni di risposta agli impulsi.....	34
3.3.8	Le previsioni e valutazione previsiva.....	35
4	CONCLUSIONI	36
	RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI	38

1 INTRODUZIONE

La crisi economica e finanziaria iniziata nel 2008 ha avuto una serie di ripercussioni sia a livello internazionale che nazionale. In Italia, gli effetti negativi si sono avvertiti simultaneamente nell'economia reale e nel mercato del credito, influenzandosi vicendevolmente in una vera e propria spirale negativa e mettendo in luce i legami rilevanti esistenti tra il settore reale dell'economia e quello finanziario.

Forti tensioni si sono registrate nel sistema bancario italiano sia sul versante della provvista sia su quello del capitale. Dinanzi al maggiore rischio di insolvenza dei debiti da parte delle imprese e dei consumatori, gli istituti di credito hanno ridotto sensibilmente i prestiti e i finanziamenti e hanno rivisto i criteri di valutazione della clientela introducendo parametri più rigidi. Le famiglie hanno aumentato la propria propensione al risparmio diminuendo acquisti di beni e servizi. Per effetto congiunto di queste due tendenze negative i prestiti richiesti da privati e famiglie, dopo anni di crescita ininterrotta, hanno registrato un forte calo.

Il credito alle imprese e alle famiglie rappresenta uno strumento rilevante per lo sviluppo economico del Paese e per l'intero mercato globale. Senza l'offerta di credito, da parte di banche e società finanziarie, i consumi soffrirebbero e le imprese non potrebbero reperire i fondi necessari per effettuare investimenti, finanziare l'innovazione e creare posti di lavoro. E' pertanto evidente l'importanza del mercato del credito per l'economia odierna.

Le forti tensioni che la crisi finanziaria ha causato nel sistema bancario italiano e le gravose difficoltà in cui si sono trovati gli intermediari patrimoniali e finanziari, si sono inevitabilmente riflesse in un inasprimento delle condizioni di offerta di credito, alle imprese e alle famiglie. In considerazione di ciò, in questo lavoro si è cercato di individuare strumenti quantitativi capaci di valutare l'evoluzione dei prestiti al settore privato e di prevederne gli andamenti. In particolare, dopo aver analizzato l'impatto della crisi sul sistema bancario e aver osservato la dinamica dei prestiti bancari, si sono specificati i seguenti modelli previsti: quello per le imprese non finanziarie e quello per le famiglie, distinguendo per queste ultime tra i prestiti per l'acquisto di abitazioni e i prestiti per il credito al consumo e gli altri finanziamenti in conto corrente.

Nel capitolo 2 dopo aver introdotto i concetti di mercato creditizio e mercato finanziario si presenta una breve rassegna della letteratura esistente. In genere sembra prevalentemente interessata al credito bancario complessivo e/o alle imprese piuttosto che alle famiglie. Si analizza, inoltre, la dinamica del credito bancario al settore privato durante la crisi, con particolare attenzione alle variabili che maggiormente ne condizionano l'evoluzione. Nel capitolo 3 si stimano modelli Vettoriali Autoregressivi (VAR) per le imprese non finanziarie e per le famiglie (sia per l'acquisto di abitazioni che per il credito al consumo e gli altri finanziamenti), si descrivono le relazioni tra le variabili, si effettuano le previsioni e con l'ausilio della funzione di risposta agli impulsi si analizzano gli shock.

2 IL CREDITO

2.1 L'importanza del credito per il ciclo economico: una rassegna

Il mercato creditizio può essere definito come il luogo economico nel quale avviene l'incontro, intermediato dalle banche, tra domanda e offerta di risorse finanziarie. E' caratterizzato dalla presenza delle banche che raccolgono risorse dai risparmiatori (unità in surplus) e le forniscono (trasformate sotto il profilo della liquidità e del rischio) alle unità in deficit. Il mercato creditizio fa parte del sistema finanziario ed è tramite questo sistema che le risorse si trasferiscono agevolando gli scambi economici e ampliando le modalità di acquisto di beni e servizi (Onado M., 1982). Il sistema finanziario riveste un ruolo fondamentale per il funzionamento dell'economia e per lo sviluppo della società. E' importante che il sistema sia sano, efficiente e stabile e che gli intermediari operino in modo corretto e trasparente; la stessa "Repubblica incoraggia e tutela il risparmio in tutte le sue forme; disciplina, coordina e controlla l'esercizio del credito", ponendolo come fondamento nell'art. 47 della Costituzione italiana.

L'opinione che il credito influisca sul ciclo economico è ben noto nella teoria economica. Ad esempio, Bernanke (1983, 2000) ha identificato nel collasso del settore bancario uno delle principali determinanti della Grande Depressione. Sulla stessa linea, alcuni studi negli anni '90 (tra i quali Kiyotaki e Moore (1997)) evidenziano come il mercato del credito amplifichi le fluttuazioni del ciclo economico ("acceleratore finanziario.¹"). La considerazione che il sistema bancario ha assunto un ruolo sempre più centrale nelle attività economiche e di conseguenza per lo sviluppo e la crescita dei Paesi è riscontrabile dal fatto che le ripercussioni e gli effetti negativi della crisi finanziaria del 2008 si sono diffusi anche all'economia reale. Tuttavia la debolezza riscontrata nel settore bancario durante la crisi, è stata favorita anche dalla creazione di nuove attività e di nuovi strumenti finanziari che hanno modificato il modo di operare (ovvero di prestare) delle banche. Infatti si è passati dal tradizionale modello di "concessione del credito" (che veniva poi ripagato alla stessa società emittente) al modello "originate and distribute", secondo il quale più il rischio si distribuisce più si riduce; in particolare i crediti emessi vengono ricompattati insieme, suddivisi in segmenti e quindi rivenduti come nuovi titoli. L'introduzione di queste nuove attività e la cartolarizzazione² dei prestiti ha permesso alle banche di ottenere nuovi flussi in entrata, nuove disponibilità necessarie alla concessione di nuovi finanziamenti. Il punto cruciale di questo nuovo modo di operare è stato il non aver misurato con precisione la rischiosità di questi titoli prima della loro immissione nel mercato. Di conseguenza, i singoli investitori non sono stati messi nella condizione di valutare il rischio che stavano correndo, creando e acquistando questi strumenti. Queste operazioni sono state tra le cause scatenanti la crisi finanziaria, crisi che si è poi trasformata in crisi economica.

Pertanto lo sviluppo del credito al settore privato continua ad essere una sfida chiave per la maggior parte dei paesi proprio per le implicazioni sulla stabilità economica e finanziaria. Sono molti gli studi che hanno analizzato i possibili effetti, valutando le opzioni di policy in grado di

¹ La teoria fu inizialmente formulata in vari lavori di Bernanke e Gertler (1989).

² Operazione che consiste nella cessione a titolo oneroso di un portafoglio di crediti pecuniari o di altre attività finanziarie non negoziabili, individuabili anche in blocco, capaci di generare flussi di cassa pluriennali. I crediti vengono ceduti da una o più aziende ad una società-veicolo (SPV) che, a fronte delle attività cedute, emette titoli negoziabili da collocarsi sui mercati nazionali o internazionali.

contrastare e ridurre questi rischi. In particolare alcune analisi hanno provato che i prestiti al settore privato dell'area dell'euro (e quindi gli aggregati monetari e creditizi) hanno un contenuto informativo significativo per la previsione degli andamenti di alcune variabili economiche (inflazione, prezzi). Tali studi sono stati approntati avvalendosi di diverse metodologie statistiche e utilizzando molteplici variabili economiche e finanziarie. Già a partire dagli anni '90, sono state effettuate analisi sulle determinanti dei prestiti al settore privato nei paesi dell'area dell'euro, anche ricorrendo a modelli simultanei del tipo VECM (Vector Error Correction Model) che hanno specificato l'esistenza di relazioni di equilibrio di lungo periodo (di cointegrazione) fra variabili creditizie e variabili reali. Anche De Bandt e Jacquinet (1992) hanno analizzato le decisioni di finanziamento delle imprese francesi sulla base di un modello econometrico di breve termine (trimestrale), nel periodo 1977-1989. I risultati, basati su test di cointegrazione e modelli di correzione degli errori, hanno confermato l'importanza dei finanziamenti alle imprese, che si affidano a prestiti bancari per finanziare le loro maggiori esigenze di capitale circolante ed emettono poi titoli sul mercato finanziario per bilanciare il loro indebitamento complessivo. Odonnat, Grunspan e Verdelhan (1997) hanno esaminato la domanda di credito delle imprese francesi nel 1996 (in particolare le variazioni della domanda, da lungo tempo non positive) e il divario tra i costi del credito e quelli di finanziamento (cresciuti in modo significativo). In particolare hanno rilevato che una ripresa della domanda di credito da parte delle imprese non dipende solo dal miglioramento delle prospettive di attività (che le incoraggerebbero innanzitutto a ricostituire le proprie scorte e successivamente ad aumentare la loro capacità produttiva), ma anche dall'evoluzione dei costi dei finanziamenti intermediati rispetto ai costi dei finanziamenti del mercato. Panagopoulos e Spiliotis (1998) hanno analizzato i prestiti alle imprese in Grecia, considerando le equazioni di domanda e di offerta di credito. Con l'utilizzo di alcune variabili³ hanno mostrato la forte incidenza dei salari e dei crediti ritardati sulla domanda di credito delle imprese e la non significatività dei tassi d'interesse (a causa di un forte controllo imposto dalle autorità durante il periodo considerato). Per la Spagna, Vega (1989) ha studiato la domanda di credito aggregata, Manrique e Sáez (1998) hanno analizzato la domanda di credito delle famiglie e delle imprese⁴ e Nieto (2007), attraverso un modello a equazioni singole ha ricercato i principali fattori esplicativi delle variazioni del credito alle famiglie spagnole, supponendo esogeno il comportamento delle determinanti⁵. I risultati hanno segnalato che l'indebitamento delle famiglie nel lungo periodo è determinato positivamente dalla spesa reale, dalla ricchezza lorda e dal termine dei rimborsi dei crediti in essere e negativamente dal costo dei prestiti e dal tasso di disoccupazione. La crescita, nel breve periodo, è influenzata dalle variazioni dei tassi d'interesse a lungo termine e dall'occupazione.

Hofmann (2001) utilizzando tecniche di cointegrazione (attraverso un modello VAR) ha trovato relazioni stabili di lungo periodo tra lo stock dei prestiti al settore privato e alcune

³ I salari (come misura delle esigenze di capitale circolante delle imprese), i costi delle materie prime, i pagamenti d'imposta sui redditi d'impresa, l'indice azionario dei prezzi, i tassi massimi d'interesse, i Bond a 3 mesi, l'inflazione, i depositi investiti in Buoni del Tesoro, le riserve bancarie e alcuni fattori di qualità del credito (scadenze, rimborsi ecc).

⁴ Includendo misure più precise sui costi dei prestiti, come i tassi d'interesse bancari sui mutui ipotecari e sul credito al consumo e i prezzi degli immobili.

⁵ I consumi, gli investimenti, il tasso di interesse sui prestiti (nominali), la ricchezza lorda (finanziaria e reale), il termine dei rimborsi del credito e il tasso di interesse sul debito a lungo termine.

variabili macroeconomiche⁶ nazionali (in 16 paesi dell'area dell'euro), dal 1980 al 1998. I test di cointegrazione hanno suggerito che lo sviluppo del credito nel lungo periodo non può essere spiegato solo dai fattori della domanda di credito standard (ovvero PIL reale e tasso d'interesse reale) ma anche della variabile relativa agli immobili. Così facendo, Hofmann ha individuato (in termini reali) le relazioni di lungo periodo che collegano la domanda del credito positivamente al PIL e ai prezzi degli immobili e negativamente al tasso di interesse. Attraverso, poi, l'analisi della risposta agli impulsi sulla base di una scomposizione di Cholesky ha trovato una significativa interazione dinamica bidirezionale tra credito bancario e prezzi degli immobili. Inoltre, l'autore ha riscontrato che le variazioni del tasso di interesse reale a breve termine hanno un effetto negativo sul credito, sul PIL e sui prezzi immobiliari.

Anche Calza, Manrique e Sousa (2003, 2006) hanno analizzato i prestiti concessi al settore privato⁷ concentrandosi, rispetto ad Hofmann, sulla zona euro. Utilizzando dati dal 1998 al 2000, con tecniche di cointegrazione multivariate, hanno individuato, come Hofmann, una relazione di lungo periodo tra lo stock reale di prestiti ed un piccolo insieme di variabili macroeconomiche⁸ nazionali. I risultati empirici, hanno suggerito che non i prestiti ma le variazioni dei finanziamenti contribuiscono a prevedere i futuri cambiamenti dell'inflazione.

Nicoletti e Altamari (2001), sulla base di tecniche di previsione out-of-sample sviluppate da Stock e Watson (1999), hanno osservato che l'andamento dei prestiti nominali contiene informazioni sulle prospettive di inflazione a medio termine per tutta l'area dell'euro. Questi risultati suggeriscono che il monitoraggio dei prestiti al settore privato in un contesto macroeconomico può fornire informazioni utili sullo stato dell'economia e sui rischi della stabilità dei prezzi.

Schadler, Murgasova e van Elkan (2004) hanno stimato un modello VECM della domanda di credito per i paesi dell'Europa centrale con dati trimestrali dal 1991 al 2002. Rispetto agli autori precedenti hanno utilizzato come variabile dipendente il rapporto credito-PIL e come variabili indipendenti una proxy per il costo del credito (data dal tasso d'interesse reale sui titoli di Stato a lungo termine) e il reddito pro capite. I risultati indicano che nel lungo periodo il rapporto credito-PIL è correlato positivamente con il reddito pro capite e negativamente al tasso di interesse reale, confermando in quest'ultimo caso il risultato di Hofmann.

C'è da sottolineare però che la maggior parte della letteratura esistente pone attenzione alla modellizzazione della domanda di credito a livello aggregato, sia a causa dell'indisponibilità di dati disaggregati (per es. a livello settoriale) e sia a seguito del passaggio all'euro.

In genere è difficile distinguere tra i fattori di domanda e di offerta nei rapporti comportamentali degli aggregati creditizi. Ad esempio, per quanto riguarda l'Italia, Focarelli e Rossi (1998) hanno stimato la domanda di credito sia a livello nazionale sia nelle diverse aree, dal 1984 al 1996. Hanno utilizzato dapprima una procedura a due stadi⁹, in modo da identificare

⁶ In particolare, ha analizzato il rapporto tra il credito privato (aggregato), l'attività economica, i tassi d'interesse e i tassi dei prezzi aggregati utilizzando dati trimestrali, destagionalizzati, del database BRI.

⁷ Hanno utilizzato dati aggregati consapevoli che ciò può generare "errori di aggregazione" in caso di una significativa eterogeneità tra il comportamento della domanda di credito delle imprese e quella delle famiglie.

⁸ Oltre il PIL e i prezzi reali, gli autori utilizzano una nuova misura del costo dei prestiti ottenuta come media ponderata dei tassi sui prestiti bancari.

⁹ Nel primo è stata applicata la metodologia di stima di massima verosimiglianza proposta da Johansen (1995), che permette di stimare le condizioni di equilibrio di lungo periodo tra un sistema di variabili non stazionarie ma cointegrate;

un modello stilizzato del mercato del credito, costituito da un sistema di tre equazioni che determinano simultaneamente l'offerta di finanziamenti da parte delle banche, la domanda di credito delle imprese e la decisione di investimento. Hanno poi stimato una forma ridotta di questo sistema per le diverse aree geografiche. Nonostante il periodo di riferimento sia stato caratterizzato da cambiamenti strutturali e da numerosi shock esogeni¹⁰, per l'Italia, gli autori hanno identificato un modello del mercato del credito in grado di spiegare l'andamento della domanda di prestiti. Le stime hanno permesso di effettuare una previsione "out of the sample" accurata della dinamica del credito. L'evidenza empirica per l'Italia esclude la presenza di break strutturali nei parametri: la contrazione della dinamica del credito è stata determinata per una parte piuttosto piccola dall'aumento del costo-opportunità dei finanziamenti e, per la gran parte, dalla sostanziale contrazione degli investimenti in rapporto ai margini lordi delle imprese.

Ad analoghi risultati sono giunti Casolaro, Eramo e Gambacorta (2006) che hanno elaborato un modello econometrico per il credito bancario alle imprese, dal 1988 al 2004. I prestiti bancari sono stati espressi in funzione del rapporto tra investimenti fissi e margine operativo lordo (che approssima il fabbisogno di finanziamenti esterni), in funzione delle attività immobilizzate nel bilancio delle imprese (misurate dallo stock di capitale) e in funzione del differenziale tra il tasso sui prestiti a breve termine e il rendimento del mercato interbancario (che approssima il costo relativo del credito bancario rispetto a forme di finanziamento alternative). I risultati hanno evidenziato nel lungo periodo un legame diretto del credito bancario sia con le attività immobilizzate e sia con il rapporto tra investimenti fissi e margine operativo lordo e una correlazione negativa con il differenziale tra i tassi d'interesse. Diversamente, nel breve periodo, le scelte di indebitamento bancario delle imprese sono più influenzate da vincoli di liquidità e da condizioni di prezzo. L'analisi ha inoltre mostrato un processo di riaggiustamento verso l'equilibrio di lungo periodo piuttosto lento nel caso di shock esogeni.

Per quanto riguarda il credito bancario alle famiglie in Italia, Casolaro e Gambacorta (2005) per il periodo 1984 - 2003 hanno elaborato un modello econometrico basato su due equazioni, una per i prestiti per l'acquisto di abitazioni e l'altra per i prestiti residui (in prevalenza credito al consumo e finanziamenti in conto corrente). Entrambe le variabili hanno evidenziato uno stretto legame con i tassi di interesse reali e con la dinamica della domanda aggregata. Per l'acquisto di abitazioni hanno inoltre evidenziato un legame con l'andamento del mercato azionario e immobiliare. Il modello, pertanto, ha permesso l'analisi della presenza di cambiamenti strutturali dovuti alle trasformazioni intervenute nel mercato del credito nella seconda parte degli anni '90, consentendo la scomposizione del contributo alla crescita del credito alle famiglie tra i diversi fattori. I risultati delle simulazioni effettuate tra il 1997 e il 2003 hanno evidenziato che il tasso di interesse reale, il PIL, i consumi, i prezzi delle abitazioni, la ricchezza azionaria e l'introduzione dei benefici fiscali concorrono all'aumento del credito alle famiglie

Diverso il contributo fornito da Pericoli, Frale, Galli e Pozzuoli (2013) che generalizzando i risultati esistenti in letteratura e tenendo conto dei problemi di natura statistico-inferenziale generati dalla crisi economica finanziaria di fine 2008 hanno individuato un modello di previsione per l'offerta del credito al settore privato in Italia. In particolare, il modello individuato

nel secondo stadio, i vettori di cointegrazione individuati sono stati utilizzati nella stima uniequazionale della domanda di credito, dopo averne verificato l'efficienza.

¹⁰ Come ad esempio, il passaggio a modalità di vigilanza di tipo prudenziale e a strumenti indiretti di controllo monetario, la liberalizzazione dei movimenti di capitale, l'uscita della lira dagli accordi europei di cambio.

ha permesso di identificare un cambiamento strutturale nella tendenza di lungo periodo (causata dalla crisi economica e finanziaria) e ha mostrato una tendenza comune (ovvero un andamento analogo) tra prestiti bancari e PIL reale (di fatto alterata dalla crisi). Elementi di novità, rispetto alla letteratura econometrica VECM esistente, è l'utilizzo di dati a frequenza mensile e la possibilità di utilizzare equazioni di cointegrazione anche in presenza di break strutturali¹¹. Sono state considerate le seguenti quattro variabili: tasso d'interesse nominale a 3 mesi, stock reale dei crediti al settore privato (famiglie e imprese non finanziarie), tasso d'inflazione mensile annualizzato e PIL reale attraverso le quali si sono individuate due relazioni di cointegrazione. Il primo vettore rappresenta il rapporto positivo esistente nel lungo periodo fra il tasso di interesse nominale a 3 mesi e il tasso d'inflazione dei consumi¹². Il secondo vettore descrive la relazione di lungo periodo tra prestiti reali, PIL reale e tasso di inflazione, in cui i prestiti reali sono positivamente correlati al livello di attività generale e negativamente al tasso d'inflazione al consumo, che a sua volta è direttamente collegato al tasso di riferimento e in tal modo al costo del credito.

Una discreta letteratura, tra i quali Duenwald, Gueorguiev e Schaechter (2005), Kraft e Jankov (2005), Kraft (2006), ha anche affrontato le tematiche legate allo sviluppo del credito e delle crisi bancarie. Per l'Italia, ad esempio Panetta e Signoretti (2010) hanno analizzato l'evoluzione del credito bancario in Italia durante la crisi finanziaria, al fine di valutare il contributo della domanda e dell'offerta alla dinamica dei prestiti. L'analisi attribuisce la decelerazione del credito al calo della domanda. In particolare, per quanto attengono le famiglie, il calo della domanda è causato principalmente dalla debolezza del mercato immobiliare e dalla caduta dei consumi, mentre, per le imprese, dal minor fabbisogno finanziario dovuto alla netta contrazione degli investimenti.

Quanto fin qui riportato rappresenta solo una limitata parte della letteratura sulle analisi del credito, un breve excursus sui lavori empirici condotti sulla domanda e sull'offerta di credito, sui legami tra l'andamento del credito e il ciclo economico, sulle variabili che contribuiscono alla spiegazione del credito (alla crisi finanziaria cui abbiamo assistito e più recente crisi bancaria) e viceversa sulle variabili finanziarie e creditizie che aiutano a spiegare le diverse fasi economiche che hanno caratterizzato questi ultimi anni.

Prendendo spunto dalle diverse metodologie statistiche utilizzate e dalle variabili considerate nei modelli presentati dai diversi autori nelle specifiche analisi fin qui riportate, in questo lavoro si cercherà di approfondire alcune relazioni esistenti tra le variabili creditizie-finanziarie e le variabili dell'economia reale, dal 1999 ai nostri giorni, sia per le imprese finanziarie che per le famiglie al fine poi di individuare uno strumento quantitativo previsivo che consenta di indagare e stimare il legame tra gli sviluppi a breve termine del mercato del credito e la crescita economica.

¹¹ L'identificazione delle relazioni di lungo periodo, ovvero delle relazioni di cointegrazione, è stata fatta tenendo conto dei risultati teorici ottenuti da Johansen, Mosconi e Nielsen (2000).

¹² Questo vettore di cointegrazione è somigliante ad un'equazione di "tipo" Fischer. Nel quadro istituzionale dell'area dell'euro questo vettore può essere interpretato come una funzione di reazione della politica monetaria, vale a dire una regola di Taylor che descrive il comportamento della Banca centrale europea che fissa il tasso di interesse con l'unico obiettivo di stabilizzare il tasso d'inflazione dei prezzi al consumo intorno ad un determinato obiettivo.

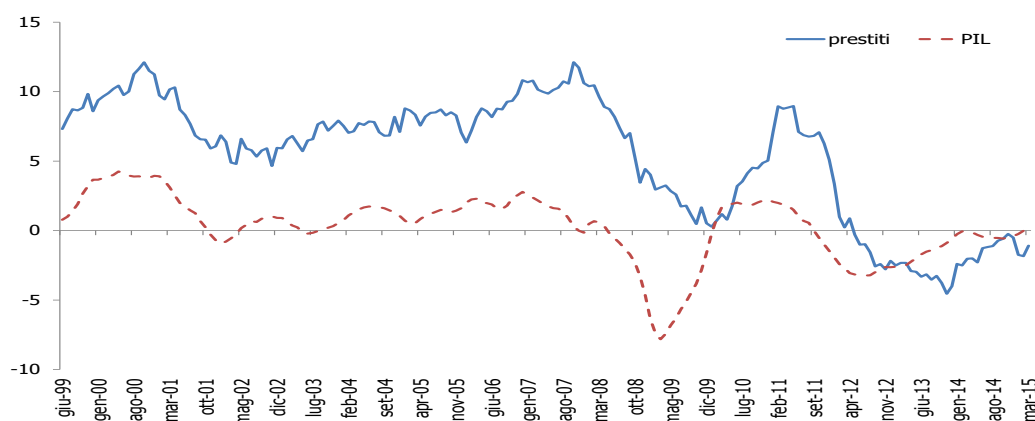
2.2 La dinamica del credito durante la crisi

Lo studio si concentra sul periodo noto ormai come la ‘grande recessione’ caratterizzato da una prima crisi finanziaria, generata dai mutui subprime, culminata nel 2008 con il dissesto della banca Lehman Brothers, e da una seconda crisi, nel 2011, originata dalle forti tensioni sul debito pubblico e dall’aggravarsi delle preoccupazioni degli investitori (sia sulla solvibilità degli emittenti sovrani e sia sulla stabilità dell’area dell’euro). I governi delle principali economie per tentare di ridurre gli effetti che la crisi del 2008 stava generando, adottarono misure anticicliche che però generarono incrementi del deficit con conseguenze sui debiti pubblici. Pertanto, la recessione di quegli anni ha favorito la crescita del debito in rapporto al PIL e la contrazione delle attività produttive con severe ripercussioni sul sistema bancario. In particolare, nel luglio del 2011, a seguito dell’annuncio del secondo piano di assistenza alla ristrutturazione del debito sovrano della Grecia, la crisi si è amplificata, gli spread rispetto alla Germania di tutte le economie dell’area dell’euro, tra cui anche l’Italia, sono aumentati in misura considerevole diventando molto più volatili. Solo alla fine del 2011 e nei primi mesi del 2012 le tensioni hanno cominciato ad attenuarsi, dopo l’annuncio di nuove e incisive misure correttive del bilancio pubblico e a seguito delle misure di sostegno della liquidità varate dalla BCE .

Pertanto, il peggioramento delle condizioni di finanziamento, le misure restrittive di bilancio attuate per far fronte alla crisi del debito sovrano e il rallentamento del ciclo internazionale sono state certamente cause del peggioramento dell’attività economica (Busetti e Cova, 2014), ovvero della caduta degli investimenti e della contrazione dei consumi delle famiglie (determinate rispettivamente dall’impatto sul reddito disponibile delle manovre di finanza pubblica e dagli effetti dell’incertezza e del calo della fiducia sulle decisioni di spesa).

La dinamica del credito nel settore privato ha subito forti variazioni, a seguito della lunga fase recessiva in cui l’economia italiana si è trovata. Dopo due fasi di crescita rilevate nell’ottobre del 2000 e del 2007 (entrambe pari a +12,1 per cento) l’offerta di credito al settore privato ha registrato tre decelerazioni importanti: nel 2000, nel 2008 e nel 2011 (Fig.1).

Fig. 1 Andamento dei prestiti nominali al settore privato* e del PIL (dati mensili, variazioni tendenziali)

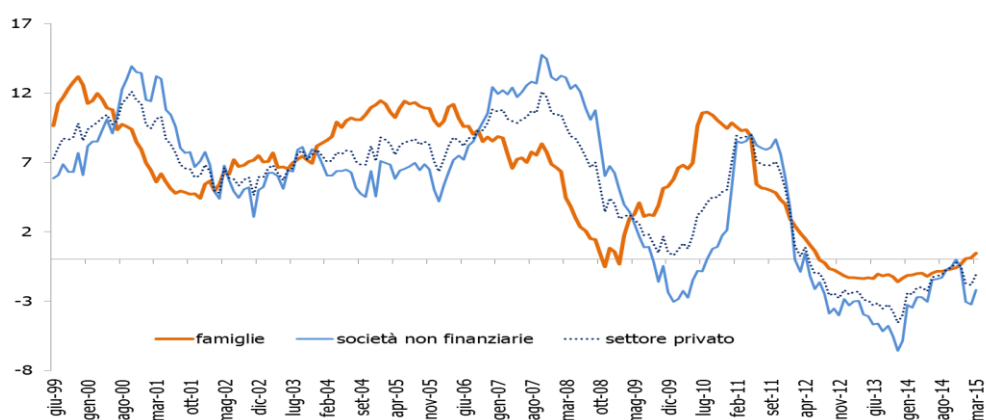


Fonte: elaborazioni su dati Banca d'Italia e CEIS-Tor Vergata.

* Prestiti a famiglie e società non finanziarie; definizione armonizzata dell'Eurosistema. Le variazioni sono calcolate al netto di riclassificazioni. I prestiti includono anche una stima di quelli cartolarizzati.

Tra settembre 2008 e gennaio 2010 (in cui la variazione media annua è stata del 2,9 per cento per le SNF e del 4,3 per cento per le F) il credito concesso è diminuito anche a causa del calo della domanda di finanziamenti da parte delle imprese e delle famiglie. L'irrigidimento maggiore, con forti implicazioni sull'economia, si è registrato tra ottobre 2011 e novembre 2013 (-0,9 per cento complessivamente e in particolare -1,7 per cento SNF e 0,2 per cento F, Fig.2). Questo periodo ha segnato l'inizio del cosiddetto "credit crunch", ovvero una contrazione dell'offerta di credito indotta da una caduta della patrimonializzazione delle banche, da riduzioni nella liquidità del sistema bancario e talora da una più marcata avversione al rischio delle banche nel concedere prestiti.

Fig. 2 Andamento dei prestiti nominali alle Famiglie, alle Società non finanziarie e al settore privato (dati mensili, variazioni tendenziali)



Fonte: elaborazioni su dati Banca d'Italia.

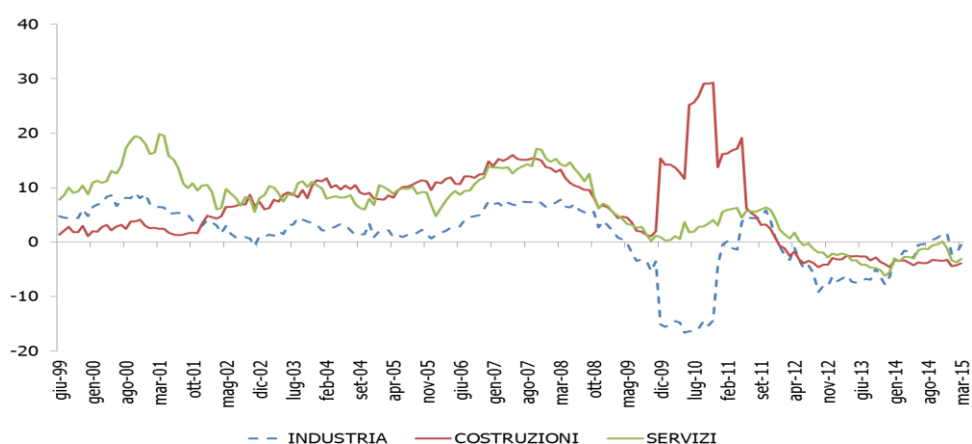
In quegli anni, pesanti tagli da parte delle banche più grandi sono stati applicati anche a seguito della progressiva svalutazione delle sofferenze che ha impattato su oltre la metà dei margini e in molti casi ha prodotto grosse perdite nei bilanci delle banche, erodendone il capitale. Lo stesso Governatore della Banca d'Italia Ignazio Visco, alla riunione del Forex di Parma a febbraio 2012, sollecitò le banche a svolgere la funzione di allocazione del credito in modo prudente e con capacità selettiva. Il miglioramento del quadro macroeconomico (a partire dal 2015) e le misure adottate dal Consiglio direttivo della BCE stanno certamente incidendo sul mercato del credito determinandone una graduale ripresa.

Nell'ambito del settore privato, le famiglie sono state le prime a risentire della crisi (Fig.2). La prima decelerazione tendenziale dei prestiti è iniziata nel 1999 ed è proseguita fino al 2001, colpendo soprattutto il credito al consumo. La seconda decelerazione si è ripresentata nel 2006 e ha colpito per lo più i mutui per l'acquisto di abitazioni, che da sempre rappresenta la quota maggiore dei prestiti e negli ultimi anni ha raggiunto il 60 per cento del totale. Infine la terza decelerazione si è registrata a giugno del 2011, dopo una sostanziale ripresa. La dinamica è divenuta negativa da luglio 2012 e solo da gennaio 2015 si sono registrate variazioni tendenziali positive. Dal 1999 ad oggi la composizione dei prestiti delle famiglie si è modificata, è cresciuta la quota di passività per l'acquisto di abitazioni (dal 46 al 59 per cento) e per il credito al consumo (dall'8,3 al 10,1 per cento).

Diversamente dalle famiglie, il ritmo di espansione dei prestiti alle imprese non finanziarie ha iniziato a decrescere alla fine del 2000 (fino a novembre del 2002), nel 2007 (toccando il valore minimo nel gennaio 2010, -3,1 per cento) e nell'ottobre 2011 (divenendo definitivamente negativo da marzo 2012 e raggiungendo il secondo picco negativo a novembre del 2013, -6,5 per cento).

L'offerta del credito alle imprese non finanziarie ha subito una contrazione in tutti i rami di attività (Fig.3). Il settore industriale è quello che ha maggiormente risentito della crisi, da maggio 2009 ad aprile 2011 si sono registrate variazioni tendenziali negative che, a parte le brevi riprese verificatesi nei secondi semestri del 2011 e del 2014, tuttora persistono.

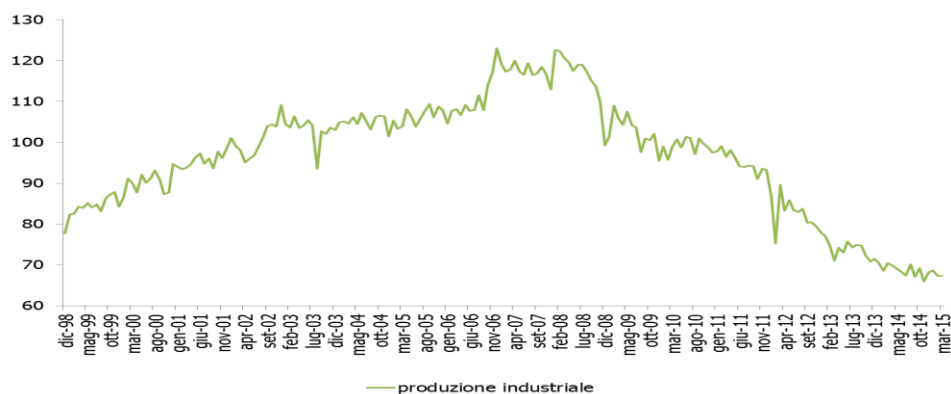
Fig. 3 Andamento dei prestiti nominali alle imprese per ramo di attività (dati mensili, variazioni tendenziali)



Fonte: elaborazioni su dati Banca d'Italia.

D'altra parte, le due gravi recessioni che hanno colpito l'Italia hanno fortemente influenzato la dinamica ciclica della produzione industriale che, nel periodo compreso tra aprile 2008 e novembre 2013, ha subito una perdita produttiva di circa il 24 per cento facendo scendere il livello dell'indice su valori inferiori a quelli dell'inizio degli anni '90 (Istat, 2014) (Fig.4).

Fig. 4 Andamento della produzione industriale* (dati mensili, indice destagionalizzato base 2010=100)



Fonte: Istat.

Nella prima fase di contrazione, che ha avuto luogo tra luglio 2008 e aprile 2009, il crollo della domanda estera, associato alla forte e repentina caduta degli scambi commerciali, è stata la componente che ha contraddistinto l'intensa flessione produttiva.

Il settore delle costruzioni, diversamente dal settore industriale, tra la fine del 2009 e nel 2010 ha registrato una forte crescita dei finanziamenti, seguita tuttavia da un rallentamento che ha assunto valori negativi a partire dal 2012 e che a tutt'oggi persiste a seguito della dinamica dell'attività particolarmente sfavorevole e dall'elevata incidenza di esposizioni deteriorate.

Anche il settore dei servizi ha registrato una dinamica negativa a partire da giugno 2012, raggiungendo il picco nel novembre del 2013 e, nonostante in lieve decremento, a tutt'oggi prosegue il trend negativo.

La contrazione dei prestiti bancari ha riflesso soprattutto il calo di quelli destinati al settore produttivo, più intenso al Centro e nel Nord Ovest, dove le imprese hanno però fatto maggior ricorso alle emissioni obbligazionarie.

Ad oggi, le condizioni finanziarie delle famiglie e delle imprese sono ancora deboli, sebbene la contrazione dei prestiti alle società non finanziarie si stia arrestando. I prestiti alle famiglie sono tornati a crescere, pur se in misura lieve. Il recupero sta avvenendo con intensità e tempi diversi tra settori e imprese: all'espansione dei prestiti alle aziende manifatturiere e dei servizi non immobiliari (prive di debiti deteriorati) fa riscontro il calo tuttora in atto nei comparti delle costruzioni e dei servizi immobiliari (caratterizzati da una rischiosità complessiva ancora elevata).

Per concludere, l'intensificarsi della crisi finanziaria e il deterioramento del quadro economico hanno inevitabilmente impattato sulla dinamica del credito bancario nel settore privato. Ciò sottolinea l'importante ruolo dell'intermediazione creditizia nell'economia e rimarca lo stretto rapporto tra settore reale e finanziario. Dalle analisi descrittive riportate si evince come il comportamento degli intermediari abbia effetti sulle decisioni di prestito alle imprese e alle famiglie e a loro volta i comportamenti di questi ultimi impattano sull'economia, a seguito della dipendenza tra la struttura finanziaria e il settore bancario.

3 UN VAR PER IL CREDITO

3.1 Metodologia

Con l'aiuto di un modello Vettoriale Autoregressivo (VAR) si analizza il credito bancario in Italia dal 1999 al 2015 e si individuano le relazioni tra le variabili considerate, sia per le imprese non finanziarie che per le famiglie. Si utilizzano una serie di variabili riconosciute nella letteratura (Pericoli et al. 2013; Casolaro, Eramo e Gambacorta, 2007) come determinanti per le due componenti del mercato del credito. L'obiettivo dell'analisi è comprendere quali sono stati i fattori che hanno maggiormente inciso sui cambiamenti negli andamenti del credito, spiegandone le cause e individuando gli effetti. In particolare si vogliono valutare gli impatti dei vari shock delle componenti del mercato del credito sull'erogato, quindi dopo aver stimato un modello VAR si passa alla sua forma strutturale attraverso la scomposizione di Cholesky, per

poi stimare la funzione di risposta agli impulsi.

I modelli Vettoriali Autoregressivi (VAR) cercano di rappresentare le interazioni fra le variabili osservate nel tempo, ovvero trovare una descrizione statisticamente accurata delle caratteristiche di persistenza di un insieme di serie, tralasciando la spiegazione teorica dei meccanismi che regolano il funzionamento di un sistema economico.

Nei VAR le singole equazioni, in numero pari alle unità temporali considerate, non costituiscono modelli di equilibrio parziale; ciascuna variabile può dipendere a priori da ogni altra. Si ha infatti un'unica variabile multipla che dipende da se stessa ritardata di 1, 2, p unità temporali. Non è indispensabile basare le equazioni su ipotesi economiche (soprattutto nella formulazione iniziale del modello) e non si deve ricorrere a ipotesi economiche per giustificare restrizioni motivate solo da considerazioni di tipo statistico.

Viene meno così la distinzione presente nei modelli a forma strutturale tra variabili endogene e variabili esogene, caratterizzate dalle restrizioni imposte alle variabili con la formulazione di relazioni quantitative che ne esprimono appunto la struttura. Mentre i modelli VAR forniscono i legami tra le variabili solo dopo aver stimato il modello, nei modelli a forma strutturale i parametri sono già espressione di una avvenuta stima degli stessi e sono presenti nella formulazione del sistema esprimendone la struttura (Lutkepohl, 2005).

I parametri di un modello VAR, ossia i valori quantitativi che rappresentano il legame dinamico tra le variabili considerate nel modello, sono stimati, utilizzando opportuni stimatori che presentano caratteristiche di consistenza e non distorsione. In particolare, si stimano con lo stimatore dei minimi quadrati ordinari senza l'introduzione di vincoli di identificazione che richiedono una interpretazione economica.

Da un punto di vista formale, il modello VAR rappresenta l'estensione di un processo Autoregressivo in cui ciascuna variabile Y al tempo t dipende da se stessa ritardata al tempo p e da un termine d'errore ε_t che esprime i disturbi che agiscono su Y_t . I coefficienti a_p sono l'oggetto di stima e rappresentano la misura in cui ciascun ritardo esercita un effetto su Y_t .

Nel caso multivariato, di n variabili, l'equazione si esprime nella seguente forma:

$$Y_t = c + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Y_t è un vettore $n \times 1$ di variabili casuali (y_{it} per $i=1 \dots n$), al tempo $t = 1, 2, \dots, T$; c è un vettore $n \times 1$ di costanti, ε_t è un vettore $n \times 1$ white noise, anche detto il vettore delle innovazioni, con

$$E[\varepsilon_t] = 0$$

$$\Gamma_j = E[\varepsilon_t \varepsilon'_{t-j}] = \begin{cases} \Sigma & \text{se } j = 0 \\ 0 & \text{se } j \neq 0 \end{cases}$$

la matrice di varianze e covarianze Σ è simmetrica e definita positiva, ma non è necessariamente diagonale. Ciò vuol dire che qualsiasi ε_{it} è incorrelato con qualsiasi ε presente nella storia passata ma potrebbe esserlo con elementi contemporanei. Tutte le relazioni di contemporaneità in Y sono relegate negli errori che perciò rappresentano tutti i possibili fattori

che influenzano Y_t una volta considerati i suoi valori passati. L'assunzione che i disturbi non siano serialmente correlati non è restrittiva poiché qualsiasi correlazione seriale può essere assorbita aggiungendo più valori ritardati della variabile endogena.

A_1, A_2, \dots, A_p sono le matrici $n \times n$ dei parametri da stimare, per la cui stima, dopo aver indicato le n variabili oggetto di studio e stabilito l'ordine di ritardo p , si richiede che tutte le variabili mantengano inalterate le proprie caratteristiche nel tempo, ovvero che in ogni istante t la media delle variabili rimanga costante nel tempo ($E(Y_t) = \mu$) e che la matrice delle autocovarianze tra Y_t e Y_{t-j} sia funzione dell'ordine di ritardo tra le variabili e non del tempo ($Cov(Y_t, Y_{t-j}) = \Gamma_j$). L'applicazione di tutte le metodologie di analisi in ambito VAR richiede come condizione necessaria la stazionarietà della rappresentazione autoregressiva, oppure l'esistenza di cointegrazione.

I modelli VAR sono in grado di modellare qualsiasi processo stocastico stazionario in covarianza, in particolare sono molto utilizzati nella formulazione ridotta per la descrizione dei dati e per le analisi previsionali, ma anche nelle analisi di tipo strutturali. Nelle analisi strutturali, il modello VAR consente di osservare l'impatto degli andamenti delle variabili attraverso la funzione di risposta all'impulso (che si riferisce alla reazione nel tempo di un sistema dinamico ad un qualche cambiamento esterno, in particolare nell'ambito economico, descrivono come l'economia reagisce nel tempo a impulsi esogeni, chiamati "shocks") e attraverso la scomposizione della varianza dell'errore di previsione (mostrando la proporzione della varianza degli errori di previsione su una determinata variabile del sistema, ad un determinato orizzonte temporale, attribuibile a innovazioni nelle variabili considerate). Inoltre i VAR consentono di effettuare le analisi di causalità (secondo Granger), riuscendo, talvolta, ad escludere eventuali nessi di causa-effetto fra due variabili (valutando se le osservazioni sul passato di una variabile sono di una qualche utilità nella previsione di un'altra).

Anche i VAR, tuttavia, presentano alcuni inconvenienti legati all'elevata dimensione parametrica che cresce in proporzione geometrica rispetto al numero di variabili inserite nel sistema, riducendo così l'efficienza delle stime e creando fenomeni di overfitting che può portare a considerare significativi coefficienti che in realtà rappresentano caratteristiche accidentali o relazioni casuali. Infatti un VAR con un numero elevato di variabili e di ritardi pur offrendo una scarsa performance previsiva, potrebbe tuttavia riuscire a riprodurre quasi perfettamente l'andamento delle serie osservate. Precisamente l'elevato numero di coefficienti fa sì che il modello riesca a spiegare bene i dati in quanto permette di ricostruire non solo gli aspetti principali delle serie, che derivano da relazioni significative tra le variabili, ma anche le caratteristiche meno importanti che derivano da relazioni puramente accidentali tra le variabili stesse, causando però un eccesso di adattamento del modello ai dati o di overfitting.

3.2 Un VAR per il credito alle imprese non finanziarie

3.2.1 I dati

L'analisi del credito bancario in Italia per le imprese non finanziarie, dal 1999 al 2015, è approntata utilizzando una serie di variabili che, come già sottolineato, sono riconosciute nella letteratura come determinanti per il credito. In particolare, nel modello sono state introdotte variabili esplicative:

- sia delle condizioni economiche e finanziarie delle banche, quali:
 - lo spread (s), calcolato come differenza tra il tasso d'interesse sui prestiti erogati e il tasso di interesse Euribor a 3 mesi. I tassi di interesse sui prestiti erogati alle società non finanziarie rappresentano il prezzo del credito (si utilizza la serie armonizzata, mensile pubblicata dalla Banca d'Italia) e può essere considerato un indicatore della propensione alla concessione di prestito da parte delle banche al settore privato. L'Euribor a tre mesi (Euro Inter Bank Offered Rate) è un tasso interbancario (in euro) e rappresenta il tasso medio d'interesse di riferimento (calcolato giornalmente) con cui oltre 50 istituti bancari europei ("banche di riferimento") effettuano operazioni interbancarie di scambio di denaro e transizioni finanziarie in euro nell'area Euro (per l'euribor, si utilizza la serie prodotta e pubblicata giornalmente dall'agenzia Reuters). Tuttavia esso rappresenta anche una proxy di forme alternative di finanziamento delle imprese (ad es. obbligazioni¹³). Lo spread, pertanto, rappresenta la maggiore o minore convenienza delle imprese a finanziarsi presso le banche;
 - il patrimonio netto della banca (dato dalla somma del capitale e delle riserve bancarie) e i depositi. Entrambi rappresentano la capacità di prestito delle banche, maggiore è tale capacità e più alta è la propensione al prestito al settore privato (pertanto ci si attende una relazione positiva). Per i depositi, si è distinto tra quelli delle istituzioni monetarie finanziarie (IFM)¹⁴ e degli altri settori¹⁵. Per tutte le variabili si utilizzano le serie di stock prodotte dalla Banca d'Italia;

¹³ Infatti le società non finanziarie in alternativa ai prestiti possono ricevere finanziamenti emettendo obbligazioni a fronte delle quali pagheranno un tasso d'interesse pari al tasso di mercato monetario più una componente di premio al rischio.

¹⁴ Le IFM comprendono: le banche centrali, le banche residenti così come definite dalla legge comunitaria ("un ente la cui attività consiste nel ricevere dal pubblico depositi o altri fondi rimborsabili inclusi i proventi della vendita di obbligazioni bancarie al pubblico e nel concedere crediti per conto proprio") e i fondi comuni monetari. L'elenco delle IFM viene aggiornato dall'Euro sistema e si trova sul sito BCE.

¹⁵ Ausiliari finanziari (ad esempio, Autorità centrali di controllo dei mercati finanziari, società di gestione dei fondi, enti preposti al funzionamento dei mercati), Imprese di assicurazione e fondi pensione e altri intermediari finanziari (ad esempio, SIM, SICAV e fondi comuni).

- sia dell'andamento dei livelli di attività economica, quale:
 - il PIL. Poiché esiste una relazione positiva tra PIL reale e prestiti¹⁶, è previsto che il credito erogato alle imprese dipenda dalle prospettive economiche del paese oltre che dalle aspettative future. Per il PIL si utilizza la serie mensile (reale) prodotta dal CEIS¹⁷. La serie è coerente con i dati trimestrali dell' ISTAT.

Il credito erogato alle società non finanziarie (p), nel logaritmo e in termini reali¹⁸, è pertanto espressa in funzione delle variabili reali sopra citate, ovvero: del logaritmo naturale del PIL (y), dello spread (s), del logaritmo naturale del patrimonio netto della banca, del logaritmo naturale dei depositi (sia delle istituzioni finanziarie monetarie (IFM) che degli altri settori) e in un primo momento anche del prezzo delle azioni il FTSE – Mib Index (successivamente non considerato in quanto risultato non significativo).

Tutte le serie storiche che si analizzano sono mensili. Il campione di osservazione va da dicembre 1998 (ovvero dall'introduzione dell'euro) a marzo 2015.

L'analisi grafica (Fig. 5) delle serie evidenzia andamenti non stazionari. Un trend in aumento è chiaramente visibile per i prestiti privati, per il patrimonio e per i depositi delle istituzioni monetarie finanziarie (IFM) e degli altri settori. La serie del PIL mostra una tendenza crescente fino all'ultima recessione economica, mentre le serie dello spread è caratterizzata da più cicli. Le differenze prime dei dati sembrano essere stazionarie, anche se dei valori anomali si registrano nel 2008 e nel 2011 (Fig. 6). Al fine di valutare formalmente il più alto ordine di integrazione per le variabili incluse nel set di dati, si eseguono i test di radice unitaria e stazionarietà univariata. A questo scopo si applicano il test Phillips-Perron (Phillips e Perron (1988), colonna PP) e il test Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (Kwiatkowski et al. (1992), colonna KPSS) (Tab. 1). Alla significatività del 5% il PP test e il Kpss, per modelli con trend e intercetta, rilevano la presenza di una radice unitaria nei livelli di tutte le serie. Si procede quindi alla differenziazione delle serie.

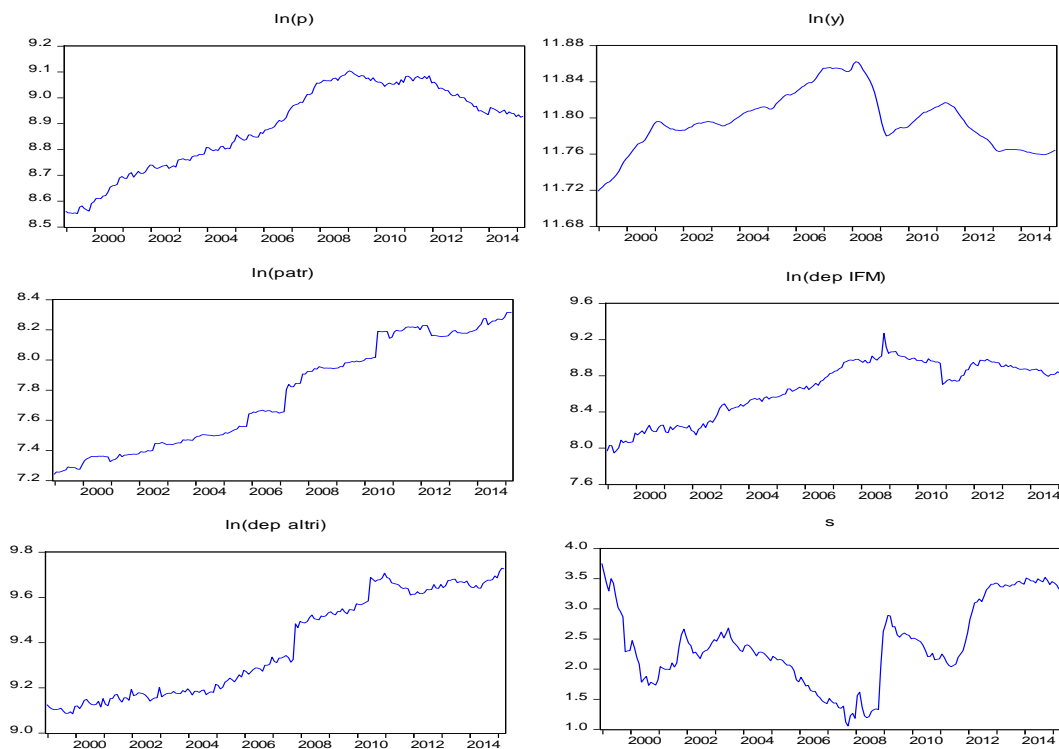
Pertanto è possibile concludere che i prestiti alle imprese non finanziarie (INF), il prodotto interno lordo, lo spread, il patrimonio e i depositi sono I(1) e con la differenziazione si può raggiungere la stazionarietà I(0).

¹⁶ Come evidenziato nella letteratura (da Casolaro et al. (2006), Pericoli et al. (2013), Calza, Manrique e Sousa (2003, 2006) Nicoletti e Altimari (2001)),

¹⁷ Centre for Economic and International Studies - Fondazione Economia dell'Università di Tor Vergata <http://www.fondazioneuniversitatorvergataeconomia.it>.

¹⁸ La serie dei prestiti (P) in termini reali è stata ottenuta dividendo la serie P per gli indici dei prezzi al consumo NIC.

Fig. 5 Andamento del logaritmo dei prestiti (p), del logaritmo del PIL (y), del logaritmo del patrimonio ($patr$), del logaritmo dei depositi (IFM e altri) e dello spread (s).



Tab.1 Andamento del logaritmo dei prestiti (p), del logaritmo del PIL (y), del logaritmo del patrimonio ($patr$), del logaritmo dei depositi (IFM e altri) e dello spread (s).

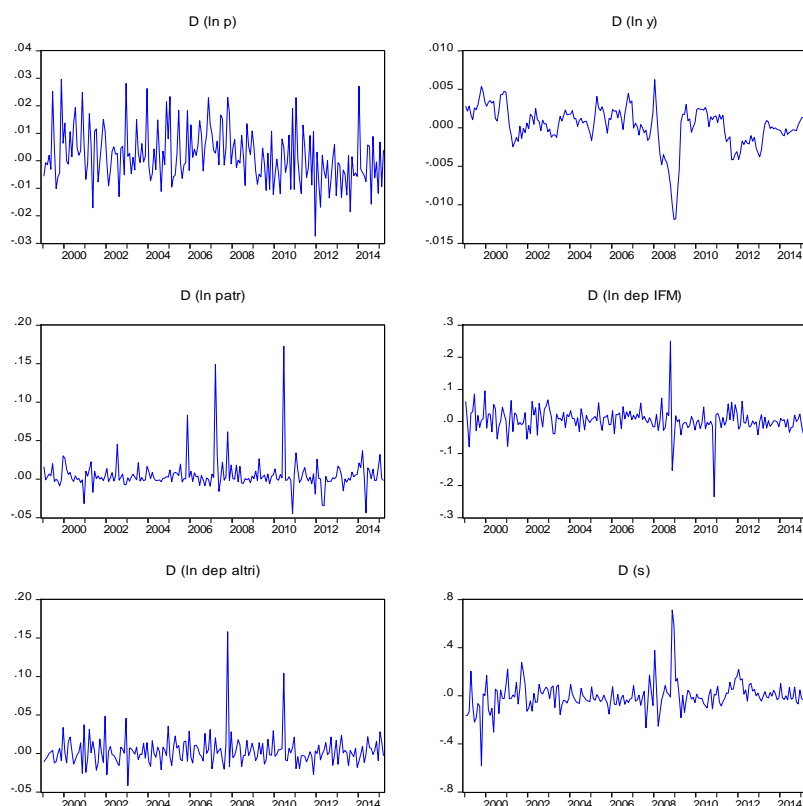
Variabile	Tipo modello	PP ¹	KPSS ²
ln_pm	Trend e intercetta	0.55	0.35*
ln_y	Trend e intercetta	-2.08	0.37*
ln_patr	Trend e intercetta	-2.15	0.18*
ln_s	Intercetta	-2.04	0.50*
ln_d_altri	Trend e intercetta	-2.32	0.21*
ln_d_IFM	Trend e intercetta	-1.07	0.37*

1 Test di Phillips e Perron. L'ipotesi nulla del test è che il processo ha una radice unitaria. Al livello del 5% il valore critico per il modello con intercetta e trend è -3.43.

2 Test di Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin. L'ipotesi nulla del test è che il processo è stazionario. Al livello del 5% il valore critico per il modello con intercetta e trend è 0.15.

*significativo al 5%

Fig. 6 Andamento delle differenze prime del logaritmo dei prestiti (p), del logaritmo del PIL (y), del logaritmo del patrimonio ($patr$), del logaritmo dei depositi (IFM e altri) e dello spread (s).



3.2.2 Il modello

Come primo passo dell'analisi empirica multivariata si stima un modello VAR per le differenze prime delle seguenti variabili (le cui proprietà univariate sono state analizzate nel paragrafo precedente): il logaritmo naturale del credito erogato (p_t), il logaritmo naturale del PIL (y_t), lo spread (s_t), il logaritmo naturale del patrimonio ($patr_t$), il logaritmo naturale dei depositi delle istituzioni finanziarie monetarie (d_IFM_t) e il logaritmo naturale dei depositi degli altri settori (d_altri_t).

Si è scelto di utilizzare un VAR piuttosto che un VAR cointegrato a seguito dell'implicita assunzione di assenza di cointegrazione. Pertanto sono state trascurate le relazioni di equilibrio di lungo periodo tra le variabili, proprie del VAR cointegrato.

Da un punto di vista formale, il modello VAR (p) è il seguente:

$$Y_t = c + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

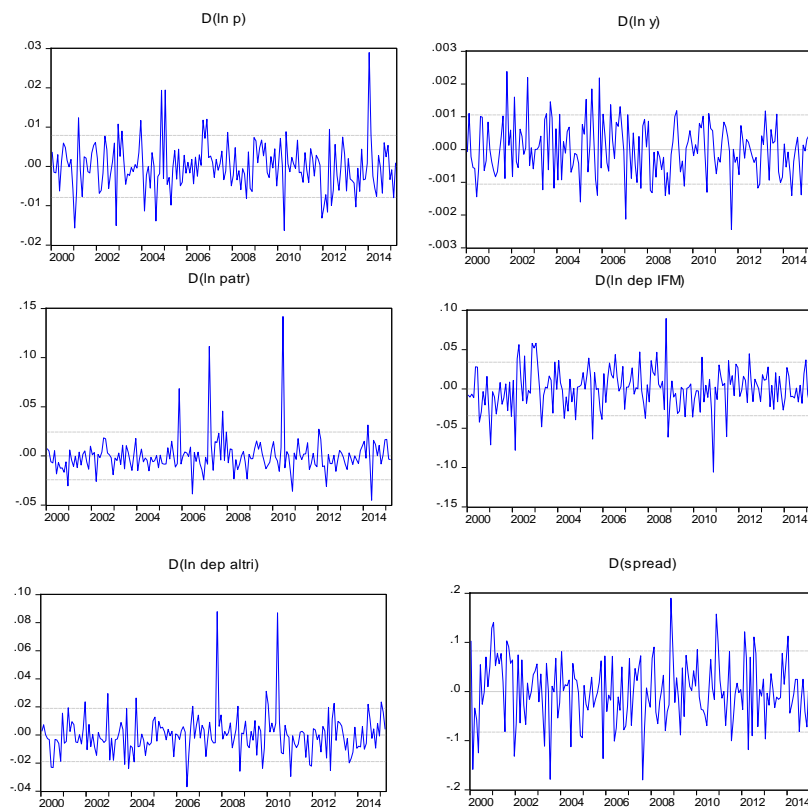
Y_t è il vettore (6×1) contenente le sopra indicate sei variabili (y_{it} per $i=1..6$), al tempo $t = 1998:12 - 2015:3$; le A_i (6×6) sono le matrici di parametri (di coefficienti AR) ($i = 1, 2, \dots, 6$); c è un vettore 6×1 costanti, ε_t è un vettore di errori (6×1), white noise, che si presumono indipendenti e con distribuzione multinormale.

Scritto in forma matriciale, il VAR risulta essere:

$$\begin{pmatrix} \Delta \ln p_t \\ \Delta \ln y_t \\ \Delta s_t \\ \Delta \ln d_{IFM}_t \\ \Delta \ln d_{altri}_t \\ \Delta \ln patr_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \\ c_4 \\ c_5 \\ c_6 \end{pmatrix} + \dots + \sum_{j=1}^p A_j \begin{pmatrix} \Delta \ln p_{t-j} \\ \Delta \ln y_{t-j} \\ \Delta s_{t-j} \\ \Delta \ln d_{IFM}_{t-j} \\ \Delta \ln d_{altri}_{t-j} \\ \Delta \ln patr_{t-j} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \\ \varepsilon_{6t} \end{pmatrix}$$

Per individuare il numero massimo di ritardi (p) del modello VAR, si applicano i seguenti criteri: il test LR sequenziale modificato (al livello 5%), l'errore di previsione finale, il criterio informativo di Akaike, il criterio informativo di Schwartz e il criterio informativo di Hannan-Quinn. I diversi criteri raggiungono il loro minimo per p = 1 ad eccezione del test LR che raggiunge il minimo per p=12. Per la parametrizzazione del VAR si scelgono 12 ritardi, anche in considerazione del fatto che le serie sono mensili. Per verificare la stabilità e la stazionarietà del VAR si verifica che le radici del polinomio caratteristico siano tutte contenute nel cerchio di raggio unitario. Per verificare la significatività delle stime del modello VAR si analizzano i residui. Essi risultano incorrelati ed omoschedastici. Osservando i grafici dei residui (Fig.7) e delle funzioni di autocorrelazione degli stessi si nota che queste ultime sono tutte comprese nelle bande di confidenza. Per verificare l'assenza di correlazione seriale(H₀) si effettua il test LM. L'ipotesi nulla di assenza di correlazione viene respinta per tutti i ritardi ad un livello di confidenza del 5%.

Fig. 7 Grafici dei residui



Per eliminare l'effetto distorsivo derivante dall'instabilità finanziaria ed economica, registrata negli anni in cui si è intensificata la crisi, nel modello precedentemente analizzato si introducono delle dummy. In particolare si inseriscono in corrispondenza dei periodi di maggiore instabilità: 2005:11, 2007:03, 2007:10, 2008:10, 2010:06, 2010:11 e 2014:01. Tali dummy assumono la forma di un vettore con valori tutti uguali a 0, ad esclusione di quello corrispondente all'osservazione anomala che si pone uguale a 1. Da un punto di vista formale, il modello VAR (p) è il seguente:

$$\begin{pmatrix} \Delta \ln p_t \\ \Delta \ln y_t \\ \Delta s_t \\ \Delta \ln d_{IFM}_t \\ \Delta \ln d_{altri}_t \\ \Delta \ln patr_t \end{pmatrix} = c + \sum_i biDi + \sum_{j=1}^p Aj \begin{pmatrix} \Delta \ln p_{t-p} \\ \Delta \ln y_{t-p} \\ \Delta s_{t-p} \\ \Delta \ln d_{IFM}_{t-p} \\ \Delta \ln d_{altri}_{t-p} \\ \Delta \ln patr_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \\ \varepsilon_{6t} \end{pmatrix}$$

Per $i \in \{2005:11, 2007:03, 2007:10, 2008:10, 2010:06, 2010:11, 2014:01\}$

Attraverso i test di selezione dei ritardi si individua il numero massimo di ritardi (p) del modello. Il test LR sequenziale modificato (al livello 5%), l'errore di previsione finale, il criterio informativo di Akaike, il criterio informativo di Schwartz e il criterio informativo di Hannan-Quinn raggiungono il loro minimo rispettivamente per $p = 12, 12, 12, 1, 1$. Per la parametrizzazione del VAR si scelgono 12 ritardi (considerando che le serie sono mensili) e se ne verifica la prestazione. Si verifica la stabilità e la stazionarietà del VAR controllando che le radici del polinomio caratteristico siano tutte contenute nel cerchio di raggio unitario. Successivamente si analizzano i residui che risultano incorrelati ed omoschedastici (ovvero indipendenti da tutte le variabili esplicative). Osservando i grafici dei residui (Fig. 7) e delle funzioni di autocorrelazioni degli stessi sembrerebbe che i residui si distribuiscano in modo casuale. Con il test LM si verifica l'assenza di correlazione seriale (H_0) (l'ipotesi nulla di assenza di correlazione viene accettata per tutti i ritardi a qualsiasi livello di confidenza). I residui risultano normali.

3.2.3 Funzioni di risposta agli impulsi

Per descrivere gli effetti di uno shock temporaneo ad una variabile su altre si utilizza la funzione di risposta agli impulsi. E' possibile riscrivere il sistema 1.1 in forma compatta, utilizzando l'operatore ritardo L :

$$Y_t = A(L)Y_t + \varepsilon_t$$

$$A(L) = A_1 L + A_2 L^2 + \dots + A_p L^p$$

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

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

dove B_s sarà:
$$B_s = \frac{\partial Y_{t+s}}{\partial \varepsilon_t}$$

e l'elemento ij di B_s identifica le conseguenze di un incremento di una unità nelle innovazioni sulla j -esima variabile del VAR sul valore della i -esima variabile del VAR al tempo $t+s$ mantenendo pari a zero tutte le altre innovazioni nel periodo compreso tra t e $t+s$.

Ovviamente tale derivata ha senso solo se è possibile ipotizzare che gli shock sulle diverse variabili non siano correlati tra loro. Infatti, se le componenti del termine d'errore sono tra loro contemporaneamente correlate (cioè la matrice di varianze e covarianze degli errori non è diagonale) lo shock che colpisce una componente sarà accompagnato da uno shock in un'altra variabile. In questa situazione è necessario ortogonalizzare gli errori (ad esempio con una decomposizione di Cholesky) e derivare conseguentemente le funzioni di risposta agli impulsi. Così si rende diagonale la matrice di varianze e covarianze, assumendo che l'impulso riguardi una sola variabile, con le altre che risponderanno da un livello iniziale pari a zero.

Pertanto, la funzione di risposta all'impulso descrive gli effetti di uno shock della durata di un periodo (temporaneo) alla variabile j del VAR sulla variabile i . Per avere gli effetti permanenti di uno shock si devono cumulare i coefficienti delle funzioni di risposta all'impulso. Nel caso di un VAR specificato sulle differenze prime delle variabili, la funzione di risposta all'impulso cumulata fornisce la funzione di risposta all'impulso dei livelli delle variabili ad uno shock temporaneo.

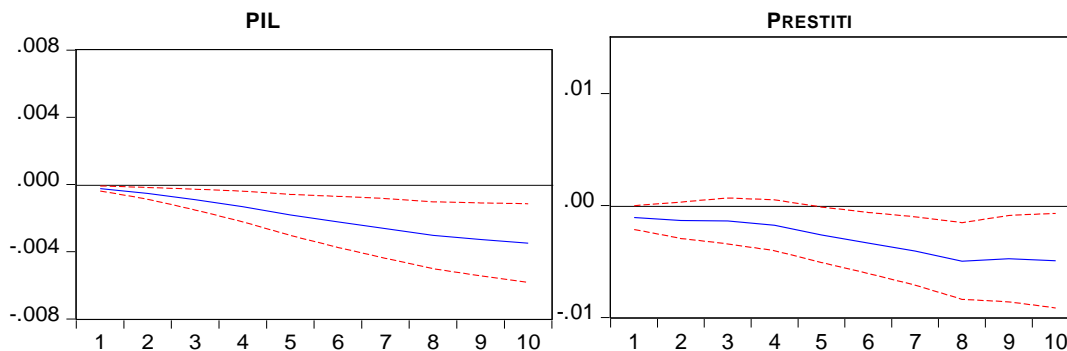
Al fine di rendere i residui del VAR ortogonali, come proposto da Sims(1980), si utilizza la strutturazione tramite triangolarizzazione inferiore (scomposizione di Cholesky). Questa ipotesi assume che l'economia abbia una struttura ricorsiva che rende le funzioni di risposta d'impulso dipendenti dall'ordinamento delle variabili nel VAR. Più precisamente, l'ipotesi di triangolarità assume che la prima variabile nell'ordinamento risponda istantaneamente solo al primo shock, la seconda solo al 1 e 2 shock e così via. Pertanto, una volta ordinate le variabili l'ipotesi è che non esista nessun effetto contemporaneo delle variabili successive sulle precedenti.

Una possibile alternativa alla fattorizzazione di Cholesky è quella di imporre restrizioni di identificazione basate sulla teoria economica che tuttavia in questo contesto si è evitata.

Per il modello individuato (con le dummy) le variabili sono state ordinate come segue: spread, patrimonio, altri depositi, depositi IFM, prestiti e PIL, ovvero mettendo al primo posto quella più esogena e che ha un maggior impatto sulle restanti e, via via a seguire tutte le altre variabili. Le risposte risultano coerenti con la teoria economica sebbene in questo primo esercizio non appaiono tutte significative. In particolare:

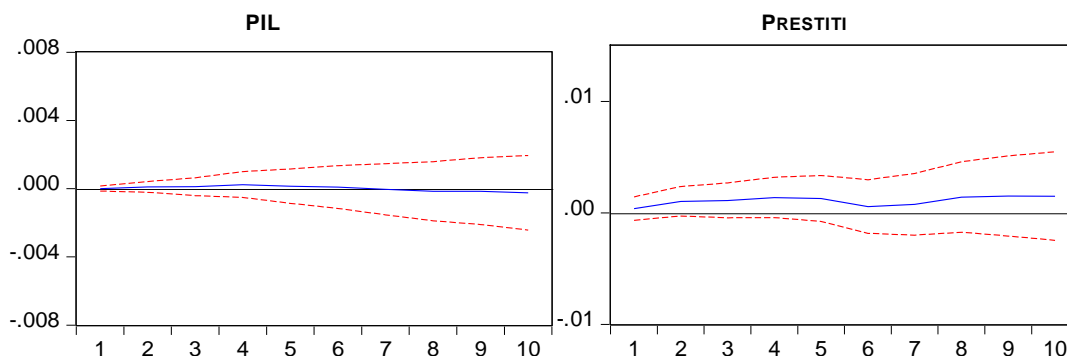
- ad uno shock positivo dello spread si contraggono i prestiti e il PIL (Fig 8). Infatti, lo spread approssima la differenza tra il costo pagato dalle imprese sui finanziamenti bancari e quello pagato dagli istituti di credito per finanziarsi. Pertanto, se lo spread aumenta, la domanda di credito diminuisce e le imprese ricorrono a forme alternative di finanziamento (emissioni di titoli e/o autofinanziamento). La diminuzione dei prestiti ha un effetto depressivo sugli investimenti e di conseguenza sull'intera economia del paese (PIL).

Fig. 8 Risposta del PIL e dei prestiti ad uno shock positivo dello spread



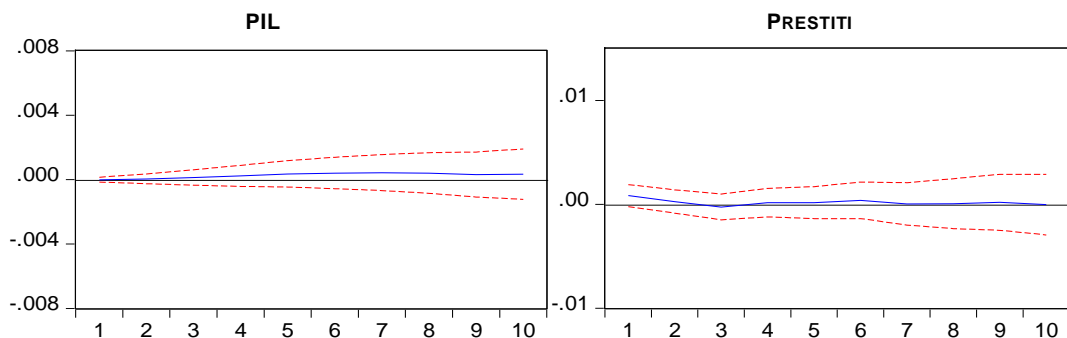
- ad uno shock positivo degli altri depositi crescono i prestiti e il PIL (Fig 9). Infatti, l'aumento della liquidità delle banche sostiene un maggior credito che a sua volta favorisce (tramite l'aumento degli investimenti) la crescita dell'economia (PIL)

Fig. 9 Risposta del PIL e dei prestiti ad uno shock positivo degli altri depositi



- ad uno shock positivo del patrimonio i prestiti e il PIL aumentano (Fig. 10). Infatti, un aumento esogeno del patrimonio (costituito di capitale e riserve) ha un effetto positivo sul credito bancario (a seguito di una maggiore disponibilità da parte delle banche) e di conseguenza ha un effetto positivo sull'intera economia (maggiori investimenti) favorendo l'aumento del PIL.

Fig. 10 Risposta del PIL e dei prestiti ad uno shock positivo del patrimonio



2.4 Le previsioni

Dopo aver stimato il modello per la serie dei prestiti alle società non finanziarie e verificato l'affidabilità delle stime, si procede all'elaborazione delle previsioni e alla valutazione delle performance previsive. L'obiettivo è stabilire se gli errori di previsione siano accettabili o tali da richiedere un miglioramento del modello statistico alla base del processo di produzione di queste previsioni.

Non dovrebbe sorprendere che le previsioni non siano sempre precise. L'elaborazione di previsioni è uno degli obiettivi più difficili della scienza economica nonostante lo sviluppo di sofisticate tecniche di stima econometrica. Lo è ancor di più se si considera che i dati finanziari sono spesso soggetti a revisioni significative, aggiustamenti di valore e riclassificazioni statistiche. Tuttavia ciò non deve indurre a ritenere inutile ogni sforzo ad elaborare previsioni, di breve o medio-lungo termine, credibili e non distorte, tenuto peraltro conto che l'econometria indica come apprendere dagli errori commessi in passato. Le cause di imprecisione possono in genere attribuirsi a diverse questioni, come l'affidabilità dei dati o la metodologia di previsione, agli effetti delle politiche economiche e finanziarie e all'andamento del ciclo economico.

Per il modello esposto con le dummy la valutazione delle previsioni ha mostrato buone prestazioni (Fig. 11).

3.2.4 Valutazione previsiva

Per valutare la capacità previsiva del modello, si stimano previsioni a 1, a 3 e a 6 passi. In particolare, le previsioni si effettuano utilizzando inizialmente le osservazioni del periodo 2000:01 – 2013:09 e prevedendo il 2013:10, 2013:12 e 2014:03; successivamente, dopo aver aggiunto un'osservazione, si utilizzano i dati del periodo temporale 2000:01 – 2013:10 e si effettuano le previsioni per il 2013:11, 2014:01 e 2014:04, così via fino ad arrivare all'ultimo periodo 2000:01 – 2014:10. L'esame della capacità previsiva, si effettua calcolando: l'errore medio (ME), l'errore quadratico medio (MSE), l'errore percentuale medio (RMSE) e l'errore medio assoluto (MAE)

$$ME = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t \quad MSE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^2 \quad MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |e_t| \quad RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^2}$$

$$U \text{ di Theil} = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_t^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{y}_t^2 + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t^2}}$$

Per stabilire la bontà previsiva si è inoltre stimata la U di Theil definita come il rapporto tra gli errori quadratici medi di previsione e gli errori quadratici medi di una previsione naïve (ovvero che prende come previsione per il periodo t il dato del periodo t-1). Questa statistica assume valori compresi tra 0 e 1. Valori prossimi allo 0 indicano una maggiore precisione della previsione, diversamente per valori prossimi all'unità.

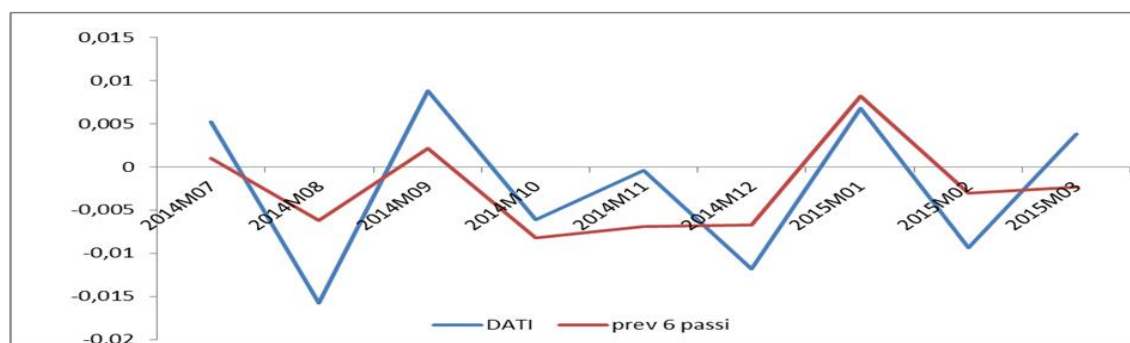
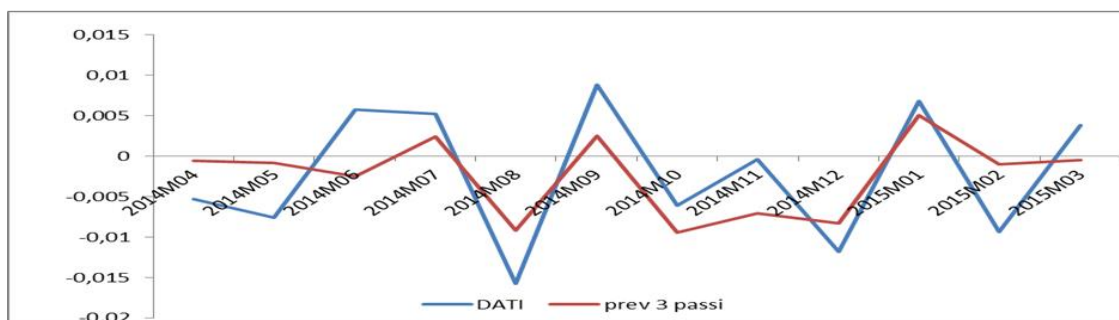
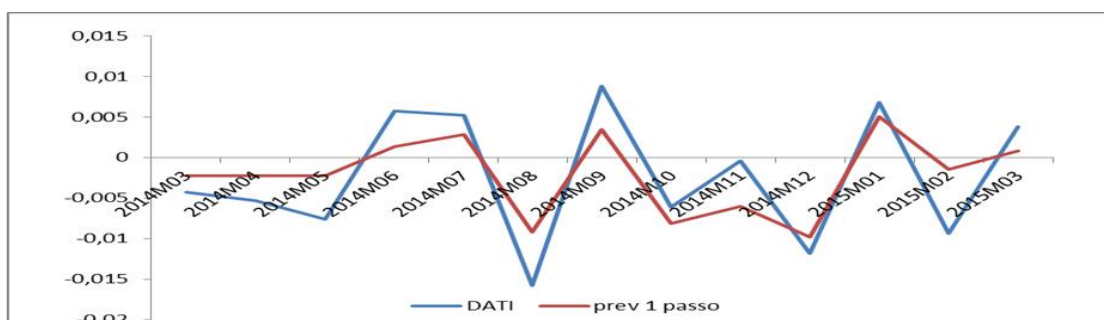
Nel modello si sono registrati errori medi, MSE, RMSE e MAE non superiori allo 0,8 per cento (Tab. 2) con una media della variabile dipendente (prestiti) del -0,2% e valori della U di Theil inferiori all'unità.

Tab.2 Previsione con modello con dummy

Previsioni usando le osservazioni	2000:01-2014:04 (T = 172)			2000:01-2014:05 (T = 173)			2000:01-2014:06 (T = 174)			2000:01-2014:07 (T = 175)		
	1 passo	3 passi	6 passi	1 passo	3 passi	6 passi	1 passo	3 passi	6 passi	1 passo	3 passi	6 passi
Errore medio	-0,007	0,002	0,001	0,006	0,000	0,004	0,004	0,001	0,002	-0,009	0,002	0,001
MSE	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
RMSE	0,007	0,007	0,008	0,006	0,007	0,007	0,004	0,007	0,008	0,009	0,008	0,007
MAE	0,007	0,007	0,007	0,006	0,006	0,007	0,004	0,007	0,007	0,009	0,008	0,007
U di Theil		0,816	0,551		0,439	0,498		0,415	0,605		0,382	0,594

Previsioni usando le osservazioni	2000:01-2014:08 (T = 176)			2000:01-2014:09 (T = 177)			2000:01-2014:10 (T = 178)		
	1 passo	3 passi	6 passi	1 passo	3 passi	6 passi	1 passo	3 passi	5 passi
Errore medio	0,008	0,007	0,001	0,004	0,003	0,002	-0,003	-0,004	-0,001
MSE	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
RMSE	0,008	0,007	0,006	0,004	0,007	0,006	0,003	0,006	0,006
MAE	0,008	0,007	0,005	0,004	0,006	0,005	0,003	0,005	0,005
U di Theil		0,761	0,461		0,424	0,424		0,530	0,513

Fig. 11 Previsioni con dummy



3.3 Un VAR per il credito alle famiglie

Come già evidenziato nella prima parte del lavoro, la letteratura per l'Italia si è prevalentemente occupata del credito bancario alle imprese. Tuttavia, in questi ultimi anni si è cominciata a porre maggiore attenzione all'indebitamento delle famiglie ovvero, alla dinamica dei prestiti alle famiglie e al peso crescente di questi ultimi sul totale del credito bancario. In questo contesto si analizza il credito bancario erogato alle famiglie italiane, dal 1999 al 2015, per l'acquisto di abitazioni e per il credito al consumo e altri finanziamenti. L'obiettivo è individuare i cambiamenti verificatosi a seguito delle trasformazioni intervenute nel mercato del credito per giungere poi all'individuazione di due distinti modelli previsivi: per l'acquisto di abitazioni e per le altre due tipologie di prestiti.

3.3.1 Il credito per l'acquisto di abitazioni: i dati

Alcuni studi econometrici sui prestiti bancari per l'Italia confermano che gli stessi indipendentemente dalla tipologia (ovvero, per l'acquisto di abitazioni, per il consumo o per altro) sono strettamente legati all'andamento congiunturale dell'economia e ai tassi di interesse reali. In particolare Casolaro e Gambacorta (2005) individuano una dipendenza tra l'andamento dei prestiti per l'acquisto di abitazioni e l'evoluzione del mercato immobiliare e azionario: nel breve periodo l'investimento in azioni e quello in abitazioni si presentano come potenziali sostituti in un'ottica di scelta di portafoglio, soprattutto se l'andamento dei prezzi azionari e quello delle abitazioni risultano in controtendenza.

Partendo da queste considerazioni per la definizione del modello per i mutui sono state analizzate una serie di variabili sia delle condizioni economiche e finanziarie delle famiglie e sia dell'andamento e delle aspettative di crescita del paese. In particolare, si sono esaminati il tasso d'interesse reale sui prestiti erogati per mutui, l'indicatore di fiducia sull'opportunità attuale e future del risparmio delle famiglie, il reddito disponibile lordo in termini reali, la produzione industriale nelle costruzioni, i depositi bancari, il tasso di investimento delle famiglie e l'indice del prezzo delle azioni nelle costruzioni in termini reali. Tuttavia, di questo set iniziale di variabili solo alcune sono risultate significative: i depositi in termini reali e il tasso di investimento delle famiglie. I depositi esprimono la capacità delle banche di concedere prestiti, la cui propensione sarà tanto maggiore, quanto maggiore è la capacità di prestito delle banche. Il tasso di investimento, invece, è definito dal rapporto tra investimenti delle famiglie consumatrici, che nella fattispecie comprendono esclusivamente gli acquisti di abitazioni, e reddito disponibile lordo.

Tutte le serie storiche che si analizzano sono trimestrali. Il campione di osservazione va dal primo trimestre del 1999 al primo trimestre del marzo 2015.

I prestiti e i depositi sono espresse nei logaritmi e in termini reali. Tutte le variabili sono considerate nelle differenze come evidenziato dai test di radice unitaria e stazionarietà univariata (Tab. 3). Un trend in aumento fino all'ultima recessione economica è chiaramente visibile per tutte e tre le variabili (Fig. 12). Le differenze prime dei dati appaiono stazionarie, anche se per i prestiti un rilevante picco negativo si registra nel 2008 (Fig. 13). Al fine di

valutare formalmente il più alto ordine di integrazione per le variabili incluse nel set di dati, si eseguono i test di radice unitaria e stazionarietà univariata, si applicano il test Phillips-Perron (PP) e il test Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Al livello del 5% il PP test e il Kpss, per modelli con trend e intercetta, rilevano la presenza di una radice unitaria (I(1)) nei livelli di tutte le serie. Per raggiungere la stazionarietà (I(0)), si procede alla differenziazione delle serie.

Tab.3 Test radici unitarie, dati mensili nei livelli, dicembre 2008- marzo 2015.

Variabile	Tipo modello	PP ¹	KPSS ²	Variabile	Tipo modello	PP ¹	KPSS ²
<i>ln_pm</i>	<i>Trend e intercetta</i>	0.01	0.42	Δln_pm	<i>Trend e intercetta</i>	-5.33*	0.08*
<i>ln_dep</i>	<i>Trend e intercetta</i>	-0.97	0.17	Δln_dep	<i>Trend e intercetta</i>	-9.55*	0.12*
<i>I</i>	<i>Trend e intercetta</i>	-1.4	0.26	ΔI	<i>Trend e intercetta</i>	-8.95*	0.04*

1 Test di Phillips e Perron. L'ipotesi nulla del test è che il processo ha una radice unitaria. Al livello del 5% il valore critico per il modello con intercetta e trend è -3.43 .

2 Test di Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin. L'ipotesi nulla del test è che il processo è stazionario. Al livello del 5% il valore critico per il modello con intercetta e trend è 0.15.

*significativo al 5%

Fig. 12 Andamento del logaritmo dei prestiti, del logaritmo dei depositi(ln dep) e del tasso d'investimento (I).

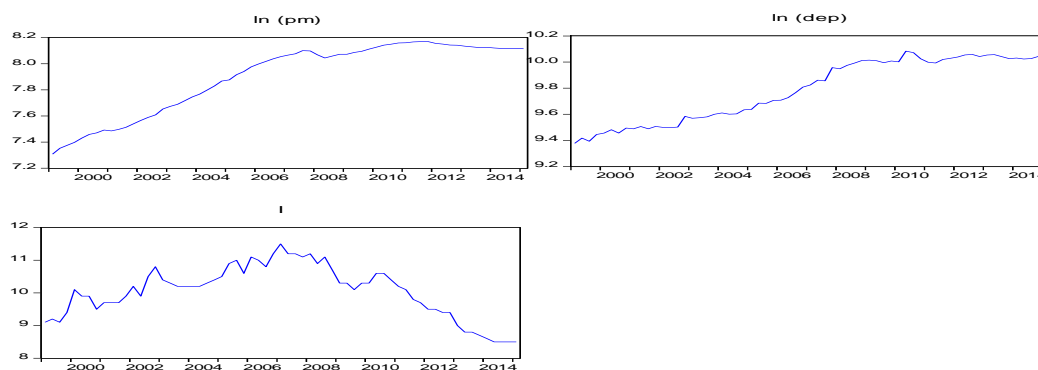
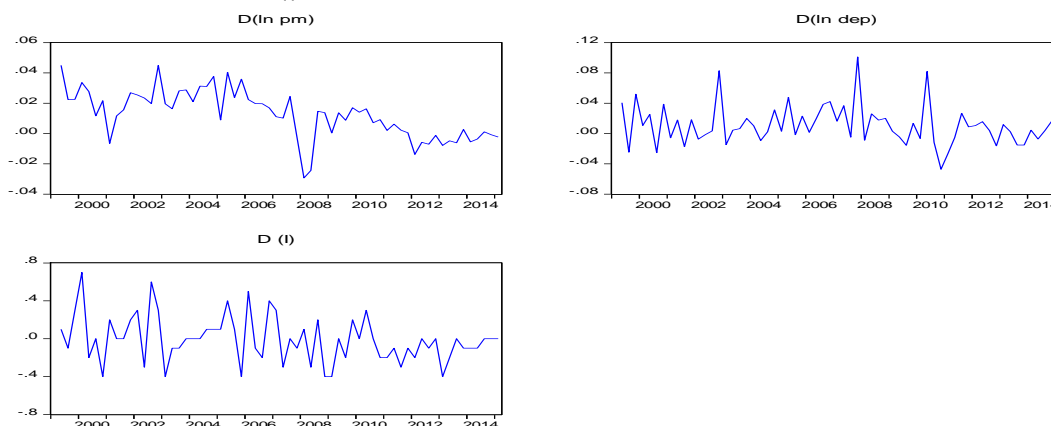


Fig. 13 Andamento delle differenze: del logaritmo dei prestiti (ln pm), del logaritmo dei depositi(ln dep) e del tasso d'investimento (I).



3.3.2 Il modello

Dopo aver analizzato le proprietà univariate si stima il modello VAR per le seguenti variabili differenziate: il logaritmo naturale dei prestiti per mutui (pm_t), il logaritmo naturale dei depositi ($\ln dep_t$) e il tasso d'investimento delle famiglie (I_t). Nel modello, per migliorare le performance previsive, è stata inserita anche una dummy in corrispondenza del quarto trimestre del 2010, periodo in cui i depositi hanno subito un brusco calo (registrando maggiore instabilità).

Per la parametrizzazione del VAR si sceglie un ritardo, come suggerito dai test LR sequenziale modificato (al livello 5%), dall'errore di previsione finale, dal criterio informativo di Akaike, dal criterio informativo di Schwartz e dal criterio informativo di Hannan-Quinn. I residui sono incorrelati, il test LM ad un livello di confidenza dell'5% non respinge l'ipotesi nulla di assenza di correlazione seriale tra i residui per tutti i ritardi. L'analisi dei residui per tutte le serie univariate rileva assenza di autocorrelazione e rileva assenza di eteroschedasticità per i depositi e per il tasso di investimento. Osservando i grafici dei residui e delle funzioni di autocorrelazione degli stessi si nota che queste ultime solo in corrispondenza di alcuni ritardi escono dalle bande di confidenza. Per analizzare la stabilità e la stazionarietà del VAR si verifica che le radici del polinomio caratteristico siano tutte contenute nel cerchio di raggio unitario.

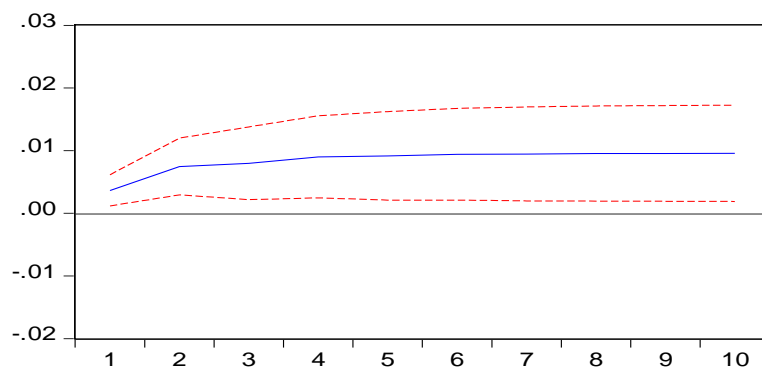
3.3.3 Funzioni di risposta agli impulsi

Ancora una volta, per descrivere gli effetti di uno shock temporaneo di una variabile su altre si utilizza la funzione di risposta agli impulsi. Dopo aver ortogonalizzato gli errori (utilizzando la scomposizione di Cholesky) si derivano le funzioni di risposta.

Per il modello le variabili sono state ordinate mettendo al primo posto i depositi, poi il tasso d'investimento e infine i prestiti per l'acquisto di abitazioni. La priorità è stata data ai depositi in quanto, rappresentando parte della liquidità delle banche, influenzano sia la propensione della banca a concedere prestiti al settore privato e sia l'acquisto di abitazioni da parte delle famiglie.

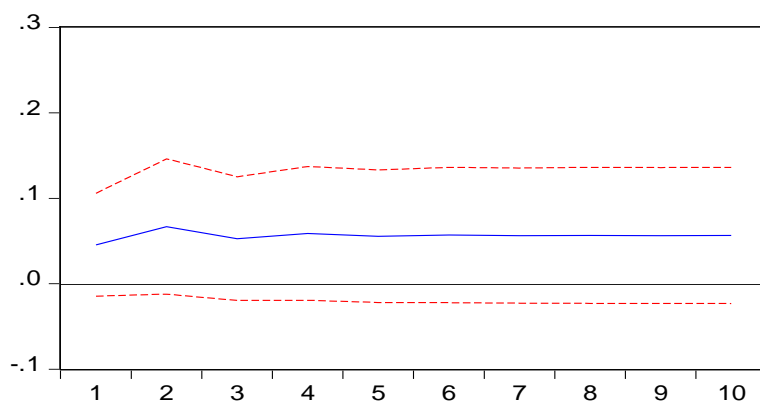
Risulta significativa la risposta dei prestiti ad uno shock positivo del tasso d'investimento (Fig. 14). Infatti un aumento degli investimenti, che nel caso specifico riguarda gli immobili, ragionevolmente contribuirà ad incrementare il credito per l'acquisto di abitazioni.

Fig. 14 Risposta dei prestiti per l'acquisto di abitazioni ad uno shock positivo del tasso d'investimento



Anche la risposta del tasso d'investimento ad uno shock positivo dei depositi (Fig. 15) risulta significativa, infatti un aumento della disponibilità da parte delle banche dovrebbe agevolare gli investimenti delle famiglie in acquisto di abitazioni.

Fig. 15 Risposta del tasso d'investimento ad uno shock positivo dei depositi



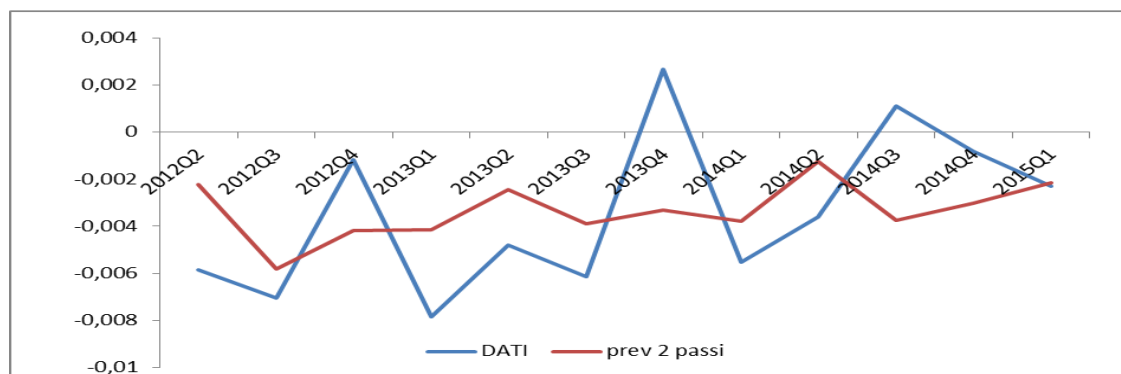
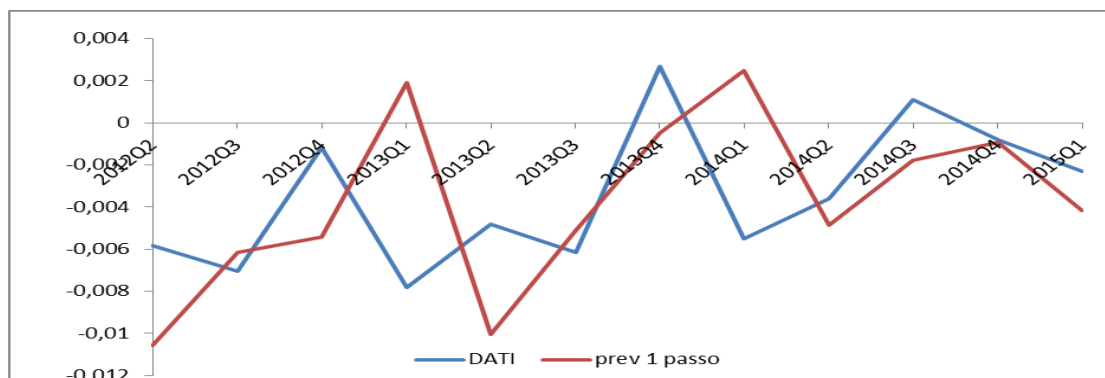
3.3.4 Le previsioni e valutazione previsionale

Dopo aver stimato il modello e valutato l'affidabilità delle stime del modello VAR, si procede all'elaborazione delle previsioni e alla valutazione della performance previsionale. Ancora una volta l'obiettivo è valutare se gli errori di previsione siano accettabili o tali da richiedere un miglioramento del modello statistico alla base del processo di produzione di queste previsioni.

Per valutare le capacità previsionali del modello, si stimano previsioni a 1 e 2 passi. In particolare, le previsioni si effettuano utilizzando inizialmente le osservazioni del periodo temporale 1999:Q3 – 2012:Q1 e prevedendo il 2012:Q2 e 2012:Q3, successivamente, dopo aver aggiunto un'osservazione, si utilizzano i dati del periodo temporale 1999:Q3 – 2012:Q2 e si effettuano le previsioni per il 2012:Q3 e 2012:Q4, così via fino ad arrivare all'ultimo periodo temporale 1999:Q3 – 2014:Q4.

L'esame della capacità previsionale, effettuato calcolando l'errore medio (ME), l'errore quadratico medio (MSE), la radice dell'errore quadratico medio (RMSE) e l'errore medio assoluto (MAE) sembra fornire stime apprezzabili. Nella figura 17 è stata riportata sia la serie storica sia i dati stimati (ad uno e due passi). Gli andamenti sono abbastanza prossimi, a meno di errori che variano tra circa lo 0,0% e lo 0,1% per cento, con una media della variabile dipendente (prestiti per mutui) del -0,4%. Anche i valori della U di Theil (definita come il rapporto tra gli errori quadratici medi di previsione e gli errori quadratici medi di una previsione naïve) sembrano confermare discrete performance previsionali (solo per la previsione a due passi per il 4T 2012 il valore è pari all'unità) (Fig.16 e tab. 4).

Fig. 16 Previsioni



Tab.4 Errori previsivi

Previsioni usando le osservazioni	1999:3-2012:1 (T = 51)		1999:3-2012:2 (T = 52)		1999:3-2012:3 (T = 53)		1999:3-2012:4 (T = 54)		1999:3-2013:1 (T = 55)		1999:3-2013:2 (T = 56)	
	1 passo	2 passi	1 passo	2 passi	1 passo	2 passi	1 passo	2 passi	1 passo	2 passi	1 passo	2 passi
Errore medio	0,006	0,003	-0,001	0,001	0,004	0,001	-0,010	-0,007	0,006	0,002	-0,001	0,003
MSE	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
RMSE	0,006	0,004	0,001	0,002	0,004	0,004	0,010	0,008	0,006	0,004	0,001	0,005
MAE	0,006	0,003	0,001	0,002	0,004	0,004	0,010	0,007	0,006	0,004	0,001	0,004
U di Theil		0,834		0,679		1,000		0,826		0,684		0,376

Previsioni usando le osservazioni	1999:3-2013:3 (T = 57)		1999:3-2013:4 (T = 58)		1999:3-2014:1 (T = 59)		1999:3-2014:2 (T = 60)		1999:3-2014:3 (T = 61)		1999:3-2014:4 (T = 62)
	1 passo	2 passi	1 passo	2 passi	1 passo	2 passi	1 passo	2 passi	1 passo	2 passi	1 passo
Errore medio	0,003	0,001	-0,008	-0,006	0,002	0,003	0,003	0,003	0,000	0,000	0,002
MSE	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
RMSE	0,003	0,003	0,008	0,006	0,002	0,004	0,003	0,003	0,000	0,000	0,002
MAE	0,003	0,002	0,008	0,006	0,002	0,003	0,003	0,003	0,000	0,000	0,002
U di Theil		0,344		0,739		0,686		0,361		0,278	

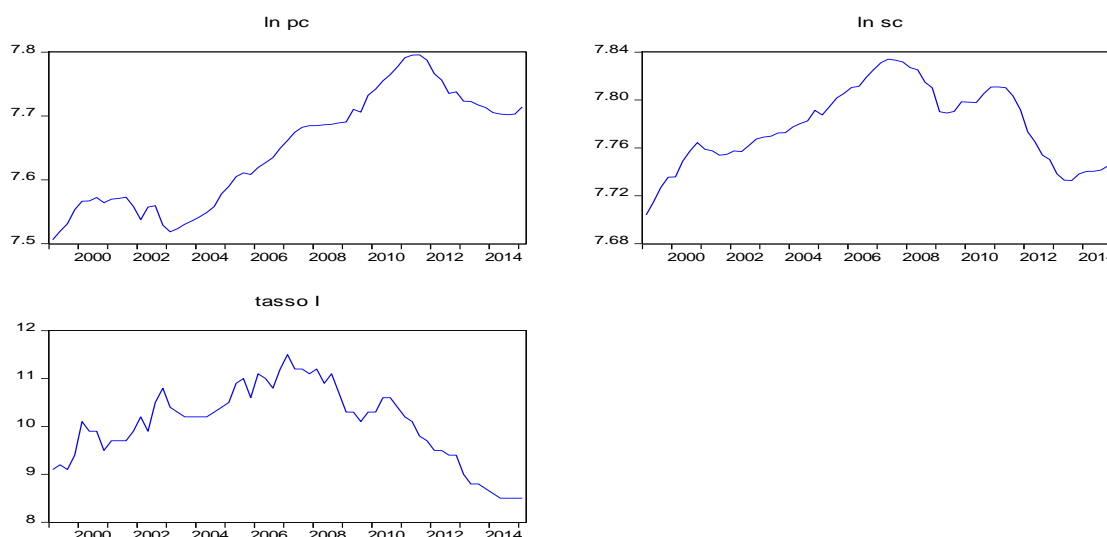
3.3.5 Il credito per il consumo e per altri prestiti: i dati

Dopo aver analizzato il credito alle famiglie per l'acquisto di abitazioni l'attenzione si rivolge ai prestiti per il credito al consumo e ai finanziamenti in conto corrente (altri prestiti), dal 1999 al 2015. Si utilizzano serie trimestrali (ovvero dal 1999:Q1 al 2015:Q1) a causa dell'indisponibilità di dati mensile per le serie considerate.

Il credito erogato è espresso in funzione della spesa per consumi finali (ovvero la spesa in beni e servizi per il soddisfacimento dei propri bisogni individuali) e del tasso d'investimento (espresso dal rapporto tra investimenti, che nel caso specifico sono costituiti esclusivamente dall'acquisto di abitazioni, e del reddito lordo disponibile delle famiglie).

Tutte le variabili sono espresse in termini reali, inoltre vengono differenziate in quanto presentano andamenti non stazionari (Fig. 17 e Tab. 5). Un trend in aumento fino all'ultima recessione economica è chiaramente visibile in tutte le serie. Le differenze prime dei dati sono stazionarie (Fig. 18). Per valutare formalmente il più alto ordine di integrazione per le variabili incluse nel set di dati, si eseguono i test di radice unitaria e stazionarietà univariata (il test Phillips-Perron e il test Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) che al livello del 5%, per modelli con trend e intercetta, rilevano la presenza di una radice unitaria $I(1)$ nei livelli di tutte le serie. Pertanto, per raggiungere la stazionarietà $I(0)$, si procede alla differenziazione delle serie.

Fig. 17 Andamento del logaritmo dei prestiti (pc), del logaritmo della spesa per consumi (sc) e del tasso d'investimento (tasso I).



Tab.5 Test radici unitarie, dati trimestrali.

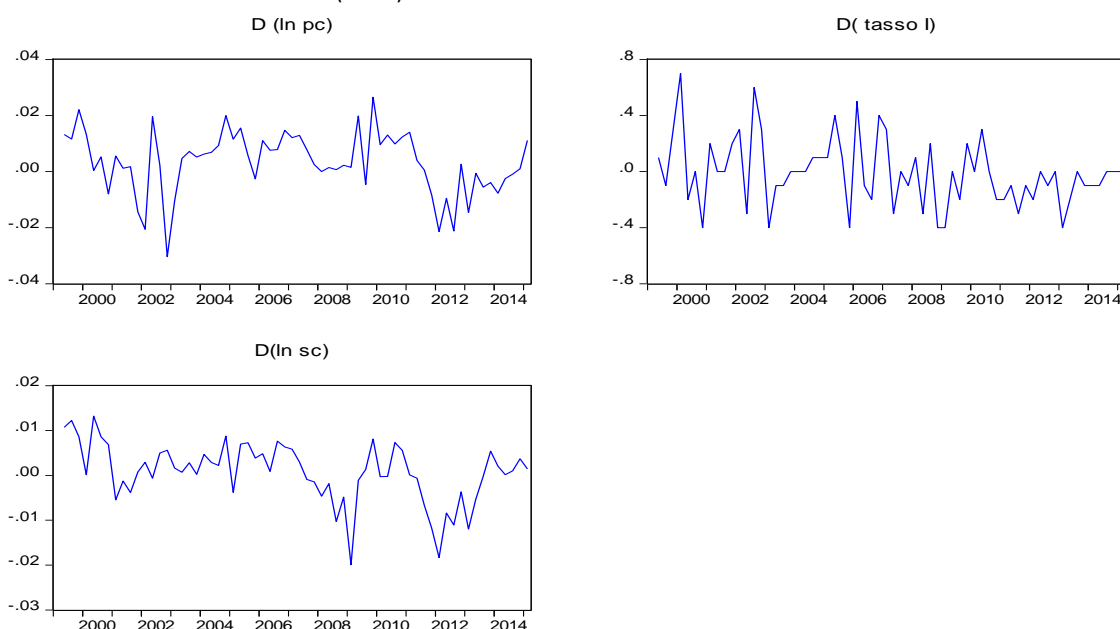
Variabile	Tipo modello	PP ¹	KPSS ²
<i>ln_pc</i>	<i>Trend e intercetta</i>	-1.32	0.12
<i>ln_sc</i>	<i>Trend e intercetta</i>	-1.71	0.26*
<i>tasso I</i>	<i>Trend e intercetta</i>	-1.4	0.26 *

1 Test di Phillips e Perron. L'ipotesi nulla del test è che il processo ha una radice unitaria. Al livello del 5% il valore critico per il modello con intercetta e trend è -3.43 .

2 Test di Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin. L'ipotesi nulla del test è che il processo è stazionario. Al livello del 5% il valore critico per il modello con intercetta e trend è 0.15.

*significativo al 5%

Fig. 18 Andamento delle differenze prime: del logaritmo dei prestiti (pc), del logaritmo della spesa per consumi (sc) e del tasso d' investimento (tasso I).



3.3.6 Il modello

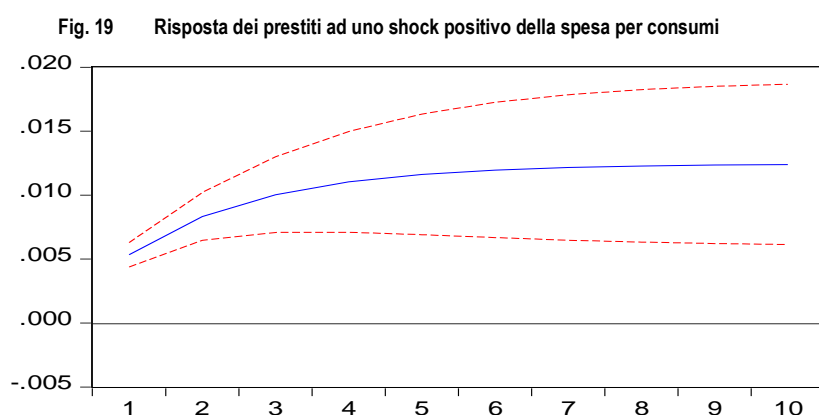
Si stima il modello VAR per le seguenti variabili differenziate: il logaritmo naturale dei prestiti per il consumo ($\ln pc_t$), il logaritmo naturale della spesa per consumi finali ($\ln sc_t$) e il logaritmo naturale del tasso d' investimento delle famiglie ($tasso I_t$).

Per la parametrizzazione del VAR si sceglie un ritardo, in corrispondenza del quale i criteri di selezione (LR, FEP, AIC e SC) risultano significativi. I residui sono incorrelati, il test LM ad un livello di confidenza dell'5% per tutti i ritardi non respinge l'ipotesi nulla di assenza di correlazione seriale tra i residui. I residui risultano incorrelati e omoschedastici in tutte le serie univariate. Osservando i grafici dei residui e delle funzioni di autocorrelazione degli stessi si nota che queste ultime solo per alcuni ritardi escono dalle bande di confidenza. Per verificare la stabilità e la stazionarietà del VAR si controlla che le radici del polinomio caratteristico siano tutte contenute nel cerchio di raggio unitario.

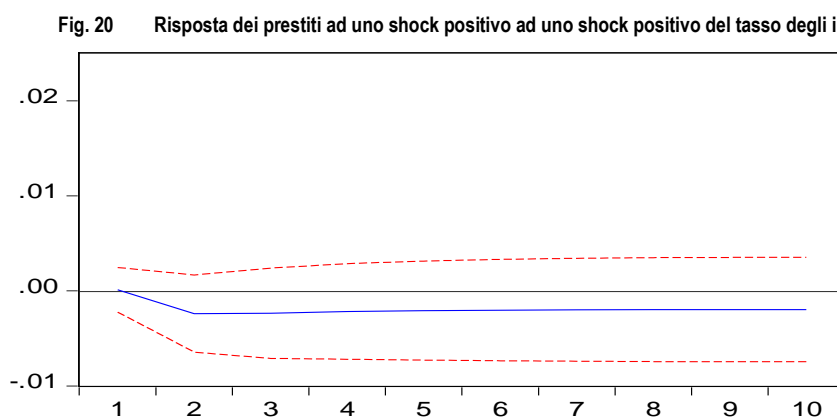
3.3.7 Funzioni di risposta agli impulsi

Si esaminano gli effetti di uno shock temporaneo di una variabile sulle altre utilizzando la funzione di risposta agli impulsi. Per derivare tali funzioni, come già visto, si procede all'ortogonalizzazione degli errori utilizzando la scomposizione di Cholesky. Per il modello le variabili sono state ordinate mettendo al primo posto la spesa per consumi, seguita dal tasso d'investimento e dai prestiti per il consumo, ovvero assumendo che la spesa per consumi sia la più esogena (si assume che gli investimenti delle famiglie in abitazioni siano subordinati alla spesa per i consumi) e quindi che abbia un impatto immediato su tutte le altre variabili.

Dall'analisi, risulta significativa la risposta dei prestiti ad uno shock positivo della spesa per consumi. Infatti uno shock positivo della spesa per consumi provoca un aumento dei prestiti, a seguito della maggiore disponibilità di cui necessitano le famiglie (Fig. 19);



Mentre, pur risultando coerente con la teoria economica, non appare significativo lo shock positivo del tasso d'investimento sulla riduzione dei prestiti per il consumo (Fig. 20). Infatti gli investimenti essendo costituiti esclusivamente dall'acquisto di abitazioni rappresentano, almeno in parte, l'alternativa al credito al consumo e agli altri prestiti. Quindi uno shock positivo del tasso d'investimento si dovrebbe tradurre in acquisto di abitazioni e pertanto in una richiesta di prestiti per mutui. Le famiglie avendo un vincolo di bilancio preferiranno chiedere prestiti per mutui piuttosto che per il credito al consumo, così come, le banche a quelle stesse famiglie che hanno già chiesto un mutuo non saranno disposte a concedere prestiti anche per il credito al consumo.



3.3.8 Le previsioni e valutazione previsiva

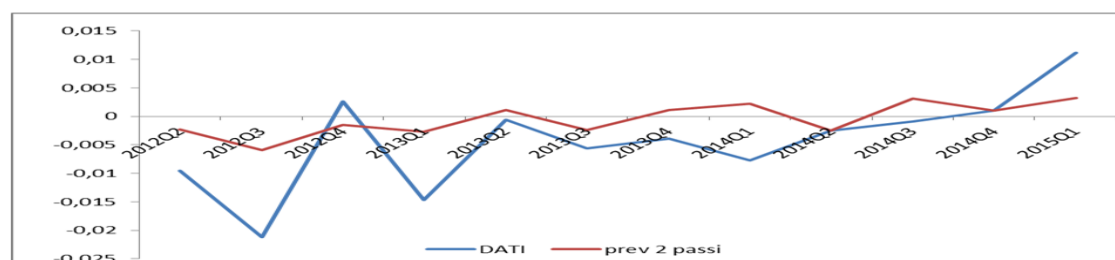
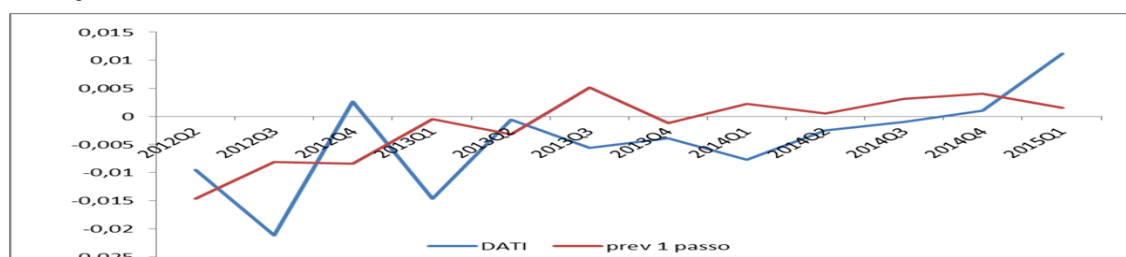
Dopo aver individuato il VAR per il credito al consumo e gli altri prestiti si stimano previsioni a uno e due passi in avanti dal 1999:Q1 al 2015:Q1. In particolare, si effettuano previsioni utilizzando inizialmente le osservazioni del periodo 1999:Q3 – 2012:Q1 e prevedendo il 2012:Q2 e 2012:Q3, successivamente, dopo aver aggiunto un'osservazione, si utilizzano i dati del periodo 1999:Q3 – 2012:Q2 e si effettuano le previsioni per il 2012:Q3 e 2012:Q4, così via fino ad arrivare all'ultimo periodo 1999:Q3 – 2014:Q4. L'esercizio di valutazione della capacità previsiva del modello (fuori dal campione) si svolge valutando l'errore medio (ME), l'errore quadratico medio (MSE), l'errore medio assoluto (MAE) e, infine, la U di Theil (definita come il rapporto tra gli errori quadratici medi di previsione e gli errori quadratici medi di una previsione naïve). Nel modello si registrano errori compresi tra lo 0,0 % e lo 0,1% (Tab. 6), con una media della variabile dipendente (prestiti per consumi) del -0,6% (Fig.21). I valori della U di Theil in alcuni casi sono vicini all'unità, tuttavia come si evince dalla Fig.21, il modello sembra fornire discrete previsioni, in particolare gli andamenti risultano colti (meno le fluttuazioni).

Tab.6 Errori previsivi

Previsioni usando le osservazioni	1999:3-2012:1 (T = 51)		1999:3-2012:2 (T = 52)		1999:3-2012:3 (T = 53)		1999:3-2012:4 (T = 54)		1999:3-2013:1 (T = 55)		1999:3-2013:2 (T = 56)	
	1 passo	2 passi	1 passo	2 passi	1 passo	2 passi	1 passo	2 passi	1 passo	2 passi	1 passo	2 passi
Errore medio	-0,001	-0,010	-0,018	-0,008	0,012	0,000	-0,016	-0,010	0,002	-0,001	-0,008	-0,007
MSE	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
RMSE	0,001	0,014	0,018	0,012	0,012	0,012	0,016	0,012	0,002	0,003	0,008	0,007
MAE	0,001	0,010	0,018	0,010	0,012	0,012	0,016	0,010	0,002	0,003	0,008	0,007
U di Theil	0,000	0,499	0,000	0,631	0,000	0,714	0,000	0,949	0,000	0,506	0,000	1,00

Previsioni usando le osservazioni	1999:3-2013:3 (T = 57)		1999:3-2013:4 (T = 58)		1999:3-2014:1 (T = 59)		1999:3-2014:2 (T = 60)		1999:3-2014:3 (T = 61)		1999:3-2014:4 (T = 62)
	1 passo	2 passi	1 passo	2 passi	1 passo	2 passi	1 passo	2 passi	1 passo	2 passi	1 passo
Errore medio	-0,004	-0,007	-0,012	-0,009	-0,003	-0,003	-0,003	-0,002	-0,001	0,004	0,008
MSE	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
RMSE	0,004	0,008	0,012	0,010	0,003	0,003	0,003	0,002	0,001	0,006	0,008
MAE	0,004	0,007	0,012	0,009	0,003	0,003	0,003	0,002	0,001	0,005	0,008
U di Theil	0,000	0,969	0,000	0,969	0,000	0,905	0,000	0,718	0,000	0,576	0,528

Fig. 21 Previsioni



4 CONCLUSIONI

Partendo da una prima analisi descrittiva del periodo noto ormai come la 'grande recessione', con l'aiuto di modelli VAR si è analizzata l'evoluzione dei prestiti al settore privato, in Italia dal 1999 al 2015. Si sono individuate le variabili che maggiormente contribuiscono alla spiegazione del credito e identificate le relazioni esistenti con quest'ultimo, giungendo così alla specificazione di tre distinti modelli di previsione sia per le imprese non finanziarie che per le famiglie (per l'acquisto di abitazioni e per il consumo e i finanziamenti in conto corrente).

Il credito erogato alle società non finanziarie è stato espresso in funzione del PIL, dello spread, del patrimonio netto della banca e dei depositi bancari (che possono considerarsi variabili rappresentative delle condizioni economiche e finanziarie delle banche). In particolare, il PIL e lo spread influenzano sia la domanda che l'offerta di credito, mentre il patrimonio e i depositi condizionano maggiormente l'offerta. Il credito alle famiglie per l'acquisto di abitazioni è stato espresso in funzione dei depositi bancari (che condizionano l'offerta di credito) e del tasso di investimento delle famiglie (che influenza la domanda di credito). Infine, i prestiti alle famiglie per il consumo e per i finanziamenti in conto corrente, sono stati espressi in funzione della spesa per consumi e del tasso d'investimento, variabili che condizionano sia la domanda che l'offerta di credito.

I VAR nelle differenze, sia per le società non finanziarie che per le famiglie, risultano stazionari e ben specificati, le stime risultano significative. Anche le interazioni tra le variabili, ovvero gli effetti di uno shock temporaneo di una variabile sulle altre, analizzate con la funzione di risposta agli impulsi risultano coerenti con la teoria economica. In particolare si è osservato che uno shock positivo dello spread provoca una contrazione dei prestiti alle imprese non finanziarie e del PIL. Infatti, un aumento dello spread (che approssima la differenza tra il costo pagato dalle imprese sui finanziamenti bancari e quello pagato dagli istituti di credito per finanziarsi) provoca una diminuzione della domanda di credito delle imprese che necessariamente ricorreranno a forme alternative di finanziamento (emissioni di titoli e/o autofinanziamento). La diminuzione dei prestiti avrà pertanto un effetto depressivo sugli investimenti e di conseguenza sull'intera economia del paese (PIL).

Si è osservato, inoltre, sempre per le imprese non finanziarie, che uno shock positivo degli altri depositi provoca un aumento sia dei prestiti che del PIL (infatti, l'aumento della liquidità delle banche sostiene un maggior credito che a sua volta favorisce, tramite l'aumento degli investimenti la crescita del PIL). Anche uno shock positivo del patrimonio provoca un aumento dei prestiti e del PIL. Infatti, un aumento esogeno del patrimonio (costituito di capitale e riserve) ha un effetto positivo sul credito bancario (a seguito di una maggiore disponibilità da parte delle banche) e di conseguenza sulla crescita del PIL (attraverso maggiori investimenti).

Per le famiglie si è rilevato che uno shock temporaneo dei depositi (ovvero un aumento della capacità di prestito delle banche) provoca un incremento del tasso d'investimento e uno shock temporaneo del tasso d'investimento provoca a sua volta un maggior credito per i mutui. Per il credito al consumo e gli altri prestiti si è osservato che uno shock positivo della spesa per consumi genera effetti positivi sui prestiti, poiché l'aumento della spesa richiederà maggior risorse alle famiglie.

Per quanto riguarda le performance previsive dei modelli, risultano discrete per tutti i modelli. Per le società non finanziarie si sono registrati errori medi, MSE, RMSE e MAE non superiori allo 0,8 per cento con una media della variabile dipendente (prestiti) del -0,2% e valori

della U di Theil inferiori all'unità. Per i modelli per il credito alle famiglie, la valutazione previsiva ha evidenziato errori che variano tra lo 0,0 e lo 0,1% con una media della variabile dipendente del -0,4% per i mutui e -0,6% per il credito al consumo.

RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

Angeloni, I., Kashyap, A., Mojon, B. e Terlizzese, D. (2002), "Monetary transmission in the euro area: Where do we stand?", ECB Working Paper, N. 114, Frankfurt.

Banca d'Italia (1986) "Modello trimestrale dell'economia italiana", Temi di discussione del Servizio Studi di Banca d'Italia, N. 80, Rome.

Bernanke, B.S. (1993), "Credit in the Macroeconomy", Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review, Vol. 18, pp. 50-70.

Bernanke, B.S. e Blinder, A. (1988), "Credit, Money and Aggregate Demand", American Economic Review, Vol. 78, pp. 435-39.

Bernanke, B.S. e Gertler, M. (1995), "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission", Journal of Economic Perspectives, Vol. 9, pp. 27-48.

Bernanke, B.S.: "Essays on the Great Depression", Princeton, Princeton University press, 2000.

Brand, C., Gerdesmeier, D. e Roffia, B. (2002), "Estimating the trend of M3 income velocity underlying the reference value for monetary growth", ECB Occasional Paper, N. 3, Frankfurt.

Casolaro, L. e Gambacorta, L. (2005), "Un modello econometrico per il credito bancario alle famiglie", Moneta e Credito, vol. 58, n. 229, pp. 29-56.

Casolaro, L., Eramo, G. e Gambacorta, L. (2006), "Un modello econometrico per il credito bancario alle imprese in Italia", Moneta e Credito, vol. 59, n.234, marzo 2007, pp.151-183.

Calza, A., C. Gartner and J. Sousa (2001), "Modelling the demand for loans to the private sector in the euro area", ECB Working Paper, N. 55, April 2001.

Calza, A., Manrique, M. e Sousa, J. (2003), "Aggregate loans to the euro area private sector", ECB Working Paper, No.202.

Calza, A., Manrique, M. e Sousa, J. (2006), "Credit in the euro area: An empirical investigation using aggregate data". The Quarterly Review of Economics and Finance, vol. 46, pp. 211-226.

De Bandt, O. e Jaquinot, P. (1992), "The financing of corporate firms in France – An econometric model", Economic Modelling, vol. 9, pp. 253-69.

De Bandt, O. e de Belleville, L.M. (2002), "Loans to the private sector by French MFIs", Banque de France mimeo.

De Bondt, G. (2002a), "Retail bank interest rate pass-through: the new evidence at the euro area level", ECB Working Paper, N. 136, Frankfurt.

De Bondt, G. (2002b), "Euro area corporate debt securities market: first empirical evidence", ECB Working Paper, N. 164, Frankfurt.

De Nederlandsche Bank (2000) EUROMON: The Nederlandsche Bank's multi-country model for policy analysis, DNB, Amsterdam.

Del Giovane P., Eramo, G. e Nobili, A. (2010), "Disentangling demand and supply in credit developments: a survey-based analysis for Italy" Temi di Discussione Banca d'Italia, Working Papers n.764, giugno 2010.

Detken, C., e Smets, F. (2004), "Asset price booms and monetary policy". ECB Working

Paper no. 364.

Duenwald, C., Gueorguiev, N. e Schaechter, A. (2005), "Too Much of a Good Thing? Credit Booms in Transition Economies: The Cases of Bulgaria, Romania, and Ukraine". IMF Working Paper No. 5/128.

Ehrmann, M., Gambacorta, L., Martínez-Pagés, J., Sevestre, P. e Worms, A. (2001), "Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area", ECB Working Paper, N. 105, Frankfurt.

Ferrari A., Gualandri E. , Landi A., Vezzani P. (2016), "Il sistema finanziario: funzioni, mercati e intermediari", Giappichelli, Torino.

Focarelli, D. e Rossi, P. (1998), "La domanda di finanziamenti in Italia e nelle diverse aree del Paese (1984-1996)", Temi di discussione del Servizio Studi di Banca d'Italia, N. 333, Roma.

Forestieri G., Mottura P. (2005), "Il sistema finanziario", Egea, Milano.

Friedman, B.M. e Kuttner, K.N. (1993), "Economic Activity and the Short-term Credit Markets: An Analysis of Prices and Quantities", Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 2, pp. 193-266.

Gadanecz, B. (2000), "Syndicated credits in the third quarter of 2000", BIS Quarterly Review, November.

Gattin-Turkalj, K. Ljubaj, I., Martinis, A. e Mrkalj, M. (2007), "Estimating Credit Demand in Croatia". Croatian National Bank, Research and Statistics Area, Research Department, Draft version.

Hamilton, J.D. e Kim D.H. (2002), "A Reexamination of the Predictability of Economic Activity Using the Yield Spread", Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 34, pp. 340-60.

Hansen, H. e Johansen, S. (1993,) "Recursive estimation in cointegrated VAR-models", Preprint 1993, No. 1, Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen, Copenhagen.

Hilbers, P., Otter-Robe, I., Pazarbasioglu, C., e Johnsen, G., "Assessing and Managing Rapid Credit Growth and the Role of Supervisory and Prudential Policies". IMF- WP/05/151.

Hofmann, B. (2001), "The determinants of private sector credit in industrialised countries: do property prices matter?", BIS Working Paper, N. 108, Basel.

Hülsewig, O., Winker P., e Worms, A. (2001), "Bank lending in the transmission of monetary policy: A VECM analysis for Germany", School of Business Administration, International University in Germany, Working Paper 08/2001, Bruchsal.

"Rapporto sulla competitività dei settori produttivi" – ISTAT, Edizione 2014.

Jeanfils, P. (2000), "A model with explicit expectations for Belgium", National Bank of Belgium Working Paper N. 4, Bruxelles.

Johansen, S. (1995), Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Oxford University Press, Oxford.

Johansen, S e Juselius, K. (1992), "Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and UIP for the UK", Journal of Econometrics, Vol. 53, pp. 211-44.

Johansen, S. , Mosconi, R. e Nielsen, B. (2000), "Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend". January 2000, <http://fmwww.bc.edu/RePEc/es2000/1494.pdf>

Jacobs, J. e Kakes, J.(2000), "Credit demand asymmetry in the Netherlands, 1983-1997",

September 2000, http://www.dnb.nl/binaries/ms2000-11_tcm46-147299.pdf.

Kraft, E. e Jankov, L.. (2005), "Does Speed Kill? Lending Booms and Their Consequences in Croatia". *Journal of Banking and Finance* 29, 105-121.

Kraft, E. (2006), "Household Lending in Croatia: A Comparative Perspective". Paper Presented at the 12th Dubrovnik Economic Conference, Dubrovnik, June 28 - July 1, 2006.

Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. e Shin, Y. (1992), "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, Vol. 54, pp. 159-78.

Kiyotaki, N., e Moore, J. (1997), Credit cycles. *Journal of Political Economy*, 105, pp. 211-248.

Manrique M. e Sáez, FJ (1998), "Un análisis desagregado de la demanda de activos líquidos y de la demanda de crédito de las familias y de las empresas no financieras", *Banco de España, Boletín Económico*, January, pp. 51-71.

Nicoletti-Altimari, S. (2001), "Does money lead inflation in the euro area?", ECB Working Paper, N. 63, Frankfurt.

Nieto, F. (2007), "The determinants of household credit in Spain" (2007) Banco de España, Working Paper, Documentos de Trabajo N.º 0716.

Odonnat, I., Grunspan, T. e Verdelhan, A. (1997), "Les liens entre demande de crédit et croissance économique ' le cas des crédits aux sociétés en France sur la période récente", *Bulletin de La Banque de France*, N. 46, October.

Onado M. (1982), "Banca e sistema finanziario" – Bologna, Il Mulino.

Panagopoulos, Y. e Spiliotis, A. (1998), "The determinants of commercial banks' lending behaviour: some evidence for Greece", *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 20, pp. 649-72.

Paasche, B. (2001), Credit constraints and international financial crises. *Journal of Monetary Economics*, vol. 48, pp. 623-650.

Panetta F., Signoretti F.M. (2010), "Domanda e l'offerta di credito in Italia durante la crisi finanziaria", *Questioni di Economia e Finanza (Occasional Papers)* n. 63, pag. 16 -19, Banca d'Italia, Roma, Aprile 2010

Schadler, S., Z. Murgasova & R. van Elkan. (2004), "Credit Booms, Demand Booms, and Euro Adoption". Paper Presented at the Conference on Challenges for Central Banks in an Enlarged EMU, Austrian National Bank, Vienna, 20-21 February, 2004.

Stock, JH e Watson, MW (1999), "Forecasting inflation", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44, pp. 293-335.

Van Els, P.J.A. e Vlaar, P.J.G (1996), "MORKMON III: een geactualiseerde versie van het macroeconomisch beleidsmodel van de Nederlandsche Bank", *Onderzoeksrapport WO&E*, N. 471/9621, Amsterdam.

Vega, J.L. (1989), "Las variables de crédito en el mecanismo de transmisión de la política monetaria: el caso español", *Documento de Trabajo del Banco de España*, N. 8902, Madrid.



Ministero dell'Economia e delle Finanze

Dipartimento del Tesoro

Direzione I: Analisi economico-finanziaria

Indirizzo:
Via XX Settembre, 97
00187 - Roma

Siti Web:
www.mef.gov.it
www.dt.tesoro.it

e-mail:
dt.segreteria.direzione1@dt.tesoro.it

Telefono:
+39 06 47614202
+39 06 47614197

Fax:
+39 06 47821886