



Quaderni di Ricerca
del Credito Cooperativo
No. 3

**Restrizione creditizia durante la crisi
del 2008-2009
e il ruolo anticiclico delle Banche di
Credito Cooperativo**

Stefano Di Colli, Alessandro Girardi

Aprile 2012

Restrizione creditizia durante la crisi del 2008-2009 e il ruolo anticiclico delle Banche di Credito Cooperativo

Stefano Di Colli^{(a), (b)}
sdicolli@federcasse.bcc.it
Tel. +39 0672072737

Alessandro Girardi^(c)
agirardi@isae.it
Tel. +39 0644482388

^(a) *Federcasse (Federazione Nazionale delle Banche di Credito Cooperativo)*

Servizio Studi, Ricerche e Statistiche

Via Lucrezia Romana 41/47, 00178 Rome

^(b) *Università di Teramo,*

Docente di Metodi Statistici per la Finanza e il Credito

^(c) *Istat,*

Ufficio Analisi Economiche

Abstract

Il lavoro cerca di fornire un riscontro empirico ulteriore su un tema che ha generato un dibattito non del tutto risolto (Di Giulio, 2009; Paolazzi e Rapacciuolo, 2009; Panetta e Signoretti, 2010): se in Italia si sia effettivamente verificato un fenomeno di *credit crunch* durante l'ultima recessione e in che misura. L'analisi econometrica effettuata si basa sulla specificazione di una funzione di domanda di credito nella forma proposta da Casolaro, Eramo e Gambacorta (2005), volta a valutare lo scostamento tra la domanda stimata in base alle determinanti macroeconomiche e finanziarie di quest'ultima e il credito effettivamente erogato. Tale differenza, se negativa e statisticamente significativa, è ritenuta un'evidenza empirica della restrizione creditizia. Questo approccio è stato seguito per l'analisi degli impieghi del sistema bancario italiano durante la crisi del 2008-2009. I risultati confermano che si è verificato un *credit crunch*, in linea con quanto affermato da Panetta e Signoretti (2010) e Paolazzi e Rapacciuolo (2009).

Un ulteriore, ma non secondario, obiettivo di ricerca è stato quello di analizzare il comportamento delle Banche di Credito Cooperativo tra il 2007 e il 2009, applicando ai dati aggregati del Credito Cooperativo la stessa metodologia utilizzata per il sistema bancario nel suo complesso. Ne emerge conferma della funzione anticiclica esercitata da questi istituti di credito già nota in letteratura. L'ipotesi di restrizione creditizia non è verificata per le BCC-CRA.

Keywords: crisi finanziaria, domanda e offerta di credito, economia italiana.

JEL classification: E51, E58, E65.

1 Introduzione

Il *credit crunch*, nella sua accezione più generale, è definito come un'improvvisa riduzione della disponibilità di credito, indipendentemente dal livello dei tassi di interesse¹. Storicamente, nelle fasi di inversione del ciclo economico, si osserva una riduzione del credito erogato. D'altra parte, se questi fenomeni sono molto evidenti mediante una semplice analisi storica dell'andamento degli impieghi, è molto più difficile distinguerne le componenti di offerta da quelli indotti da una riduzione della domanda di credito inevitabilmente associati ad una recessione.

Il passaggio da un periodo di crescita economica a uno di recessione comporta una riduzione dell'attività economica (diminuzione del Pil, della produzione industriale, aumento della disoccupazione, riduzione del reddito disponibile e dei consumi) che determina un indebolimento della domanda di prestiti, sia dal lato delle famiglie che da quello delle imprese. Allo stesso tempo, il merito di credito dei prenditori di fondi si deteriora e i tassi di interesse ufficiali si riducono (politica monetaria espansiva). Anche il settore bancario, esposto a maggiori perdite su crediti e all'esigenza di effettuare operazioni di ricapitalizzazione, può essere indotto a ridurre l'offerta di credito. Nel momento in cui la fase di crisi prende il sopravvento, si manifestano congiuntamente tensioni sia dal lato della domanda che dal lato dell'offerta, rendendo difficile isolare e verificare empiricamente se vi sia stato o meno un *credit crunch*.

La crisi del 2007-2009 presenta i caratteri tipici appena ricordati per sommi capi. Il presente lavoro cerca di fornire un ulteriore riscontro empirico nell'ambito di un dibattito nel quale vi sono stati pareri non unanimi (Di Giulio, 2009; Paolazzi e Rapacciuolo, 2009; Panetta e Signoretti, 2010): in Italia si è verificato o meno un *credit crunch* durante l'ultima recessione?

In particolare, la tesi qui proposta si basa su un'analisi econometrica di cointegrazione volta a stimare la domanda di credito come funzione di alcune variabili macroeconomiche e finanziarie (produzione industriale, disoccupazione, costo dei prestiti bancari, condizioni monetarie a breve, pendenza della curva dei tassi di interesse)². La differenza tra la domanda di credito stimata in questo modo e gli impieghi effettivamente erogati è risultata negativa e statisticamente significativa tra la fine del 2007 e la metà del 2008, a conferma dell'esistenza di una restrizione creditizia in quel periodo, come già rilevato da Panetta e Signoretti (2010) e Paolazzi e Rapacciuolo (2009).

Un ulteriore, ma non secondario, obiettivo di ricerca è stato quello di analizzare il comportamento delle Banche di Credito Cooperativo tra il 2007 e il 2009, applicando ai dati aggregati del Credito Cooperativo la stessa metodologia utilizzata per il sistema bancario nel suo

¹ Si veda il paragrafo successivo per una definizione più accurata.

² Casolaro, Eramo e Gambacorta (2005).

complesso. Nel caso delle BCC-CRA, non risulta una differenza statisticamente significativa tra credito effettivamente erogato e domanda di credito stimata. L'ipotesi di restrizione creditizia viene dunque rigettata per le BCC-CRA, a conferma della funzione anticiclica esercitata da questi istituti di credito³.

L'articolo è strutturato nel seguente modo: il paragrafo 2 ripercorre brevemente le definizioni di *credit crunch* per poi adottare quella di Bernanke e Lown (1991), il paragrafo 3 presenta un modello semplificato di domanda e offerta di credito di Panetta e Signoretti (2010), il paragrafo 4 descrive sinteticamente le dinamiche della congiuntura creditizia negli anni 2007-2009; il paragrafo 5 presenta l'analisi econometrica che si basa sulla stima di una funzione di domanda di impieghi.

2 Che cos'è un credit crunch?

Il termine "*credit crunch*" trova origine nelle condizioni creditizie straordinariamente restrittive che si verificarono negli Stati Uniti durante l'estate del 1966. Prima di quell'anno, nel secondo dopoguerra, vi erano stati almeno altri tre periodi di contrazione del credito: nella primavera del 1953, nel 1957 e nel 1959. Questi periodi sono stati chiamati "*credit squeezes*" (strette) o "*credit pinches*" (pizzichi). Sidney Homer e Henry Kaufman, economisti di Salomon Brothers negli anni '60, coniano il termine "*crunch*" per evidenziare come l'episodio del 1966 fosse diverso da quello del 1950. Anche senza dare una definizione formale di *crunch*, Homer (1966) scrive:

"The words 'squeeze' or 'pinch' have gentle connotations. The prehensile male often squeezes, sometimes pinches, with the most affectionate intentions. No bruises need result and no pain need be inflicted. A crunch is different. It is painful by definition, and it can even break bones."

La letteratura economica non è univoca in merito alla definizione di stretta creditizia (*credit crunch*). Le differenze principali risiedono nell'individuazione delle sue cause.

Bernanke e Lown (1991) definiscono *credit crunch* una contrazione dell'offerta di credito anomala rispetto alla fase del ciclo economico, tenuti fermi i tassi di interesse reali e la qualità dei prenditori ("*a significant leftward shift in the supply of bank loans, holding constant both the real interest rate and the quality of potential borrowers*"). Il credito tende normalmente a ridursi durante una recessione, ma una contrazione eccessiva può essere vista come una stretta creditizia.

³ Guagliano e Lopez (2009)

Bernanke e Lown analizzano la recessione americana del 1990-91, rilevando una riduzione dell'attività creditizia superiore a quella registrata nelle cinque recessioni precedenti. Tale andamento, secondo Bernanke e Lown, è attribuibile sia a fattori di domanda che di offerta. La domanda di prestiti si indebolisce a causa del deterioramento dei bilanci aziendali da un lato e della riduzione del reddito disponibile delle famiglie per via dell'aumento della disoccupazione (Acemoglu, 2001; Dromel, Kolakez e Lehmann, 2009). L'offerta di credito diminuisce perché il peggioramento del merito creditizio dei prenditori induce le banche a restringere i criteri di erogazione del credito (Clair e Yeats, 1991). Allo stesso tempo, gli istituti bancari subiscono un significativo aumento delle perdite su crediti, che le costringe ad aggiustamenti del proprio attivo, mediante riduzione dei prestiti alla clientela e acquisto di attività a basso rischio, come titoli di stato. Infine, i due autori forniscono evidenza empirica di come i fattori di domanda avessero avuto un peso maggiore, pari a oltre i tre quarti del totale della riduzione dei prestiti nel New England.

Una definizione alternativa di *credit crunch* viene fornita da Owens e Schreft (1992) e si basa sul principio di carenza di credito, che si manifesta nel caso in cui la domanda superi l'offerta tenuto fermo il prezzo corrente di mercato. L'offerta viene razionata con mezzi diversi da variazioni di tasso. Fenomeni di razionamento del credito indipendenti dal tasso possono verificarsi anche nel caso di situazioni non riconducibili a un *credit crunch* (Stiglitz e Weiss 1981). Owens e Schreft definiscono *credit crunch* solo il caso di un periodo di restrizione di credito indipendente dal prezzo ed estremamente rilevante ("*a period of sharply increase nonprice credit rationing*").

Partendo da questi contributi, il Council Economic Advisor parla di *credit crunch* in caso di una situazione in cui l'offerta di credito viene ristretta al di sotto del livello solitamente associato ai tassi di mercato prevalenti e al livello corrente di profittabilità dei progetti di investimento, mentre il FMI lo descrive come una flessione significativa del tasso di crescita dell'indice di intensità creditizia (rapporto tra credito bancario e PIL nominale), più rilevante di quanto sperimentato nelle normali fasi negative del ciclo economico. Anche in questo caso, la contrazione deve essere determinata in modo prevalente dal lato dell'offerta.

In questo lavoro, coerentemente con i lavori recenti prodotti nell'ambito di questo filone di analisi (Di Giulio, 2009; Panetta e Signoretti, 2010), si farà riferimento all'approccio di Bernanke e Lown.

3 Un modello di domanda e offerta di credito

Dal punto di vista teorico, si ipotizza che il mercato del credito alle imprese sia strutturato coerentemente con il modello alle imprese proposto da Panetta e Signoretti (2010). Quest'ultimo assume che la domanda di credito (L^d) dipenda negativamente dal tasso sui prestiti, positivamente

dai costo dei finanziamenti alternativi al credito (non perfettamente sostituibili ai prestiti bancari) e positivamente dal livello di attività economica, secondo la forma funzionale espressa dalla seguente equazione:

$$L^d = d(r, i, Y) \quad (1)$$

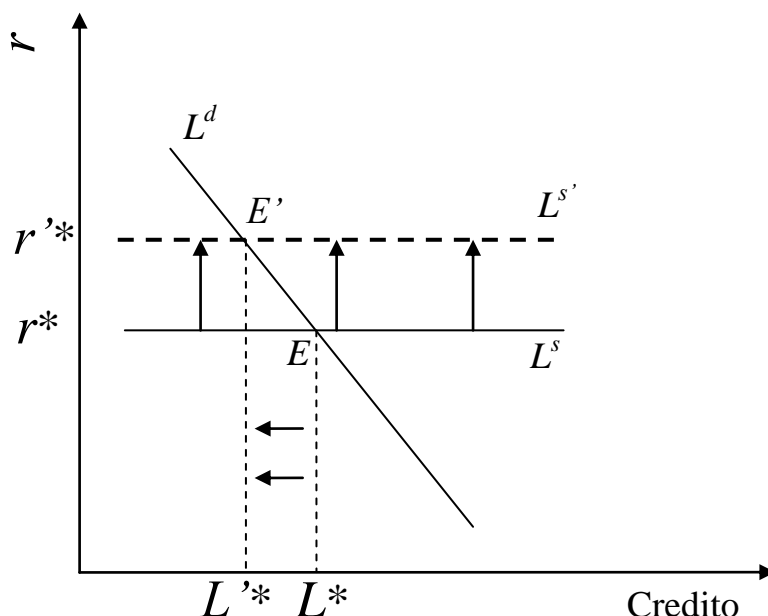
Nella (1) r è il tasso sui prestiti, i è il costo dei finanziamenti alternativi al credito, mentre Y è il livello di attività economica. Il termine i può essere considerato come la somma del tasso di interesse privo di rischio i^f e di un premio per il rischio σ .

Un'ipotesi semplificatrice introdotta da Panetta e Signoretti è che l'offerta di credito (L^s) sia infinitamente elastica al tasso sui prestiti. Dunque, l'equazione che rappresenta l'offerta di credito diventa la seguente:

$$r = i^f + s(\sigma, CO) \quad (2)$$

dove il tasso sui prestiti è dato dalla somma tra il tasso privo di rischio e un termine di *mark-up* indicato con $s(\sigma, CO)$, che è funzione positiva del premio al rischio e di una variabile, indicata con la notazione CO , che indica le condizioni di offerta. A fronte di una restrizione delle condizioni di offerta, la componente CO aumenta. In corrispondenza dell'intersezione delle curve L^d e L^s si determina l'equilibrio del mercato del credito E (si veda la Figura 1 sottostante).

Figura 1. Domanda e offerta di credito (Panetta e Signoretti, 2010)



Una delle condizioni perché si verifichi un *credit crunch* nell'accezione di Bernanke e Lown (1991) è uno spostamento verso sinistra della curva di offerta di credito. Nella rielaborazione del

modello di domanda e offerta di credito di Panetta e Signoretti (2010), tale condizione è verificata nel momento in cui si realizza una traslazione verso l'alto della curva L^s , ovvero da L^s a $L^{s'}$. Come si vede nella Figura 1, l'equilibrio si sposta dal punto E al punto E' in corrispondenza di un livello di credito più basso. Una situazione di questo tipo si può avere in due casi: (a) un aumento del premio per il rischio (aumento di σ); (b) una restrizione delle condizioni di offerta (aumento di CO).

Il modello semplificato appena descritto consente di effettuare esercizi di statica comparata per valutare, sulla base dei nessi di causalità individuati, quali siano gli effetti di variazioni delle variabili indipendenti su domanda e offerta di credito. Tali effetti vengono rappresentati graficamente nella Figura A1.1 (si veda l'Appendice 1). Una contrazione dell'attività produttiva (una diminuzione di Y) comporta uno spostamento verso sinistra della curva di domanda (da L^d a $L^{d'}$). L'equilibrio si sposta da E a E' , in corrispondenza di un livello di credito e di Pil più bassi (si veda la Figura A1.1(a), Appendice 1).

Allo stesso tempo, uno shock negativo sul tasso privo di rischio (i^f) determina movimenti verso il basso della curva di offerta e verso sinistra di quella di domanda (Figura A1.1(b), Appendice 1). La direzione dello spostamento di E , che denota in altre parole se il credito stia aumentando o diminuendo, dipende quindi da quale dei due effetti prevale, se quello di domanda o quello di offerta. Nel grafico proposto, l'ipotesi è che a prevalere sia quello di offerta. Ne segue che il livello del credito (L) aumenta, il tasso di interesse bancario (r) e quello sulle forme di finanziamento alternative (i) diminuiscono. Tenuto fermo il Pil, migliora l'indice di intensità creditizia (rapporto credito su Pil).

L'aumento del premio a rischio si manifesta nel caso di peggioramento del merito di credito medio dei prenditori di fondi (aumento di σ) comporta un movimento verso l'alto di entrambe le curve. Di nuovo, l'effetto sul livello del credito è funzione della dimensione degli effetti di domanda e offerta. Se prevale il primo, il credito sale (come ipotizzato nella Figura A1.1(c), Appendice 1), scende nel caso opposto.

Infine, nel caso di una restrizione delle condizioni di offerta, la curva L^s si sposta verso l'alto, determinando una riduzione del credito erogato e dell'indice di intensità creditizia (Figura A1.1(d), Appendice 1).

L'osservazione delle serie storiche (si veda a tale proposito il prossimo paragrafo) relative al mercato del credito non consente un'immediata individuazione delle cause delle variazioni delle condizioni di equilibrio appena illustrate. Infatti, il modello semplificato di Panetta e Signoretti (2010), così come altri dello stesso tipo, evidenzia dei nessi di causalità chiari sulla base di esercizi di statica comparata. Nella realtà, invece, le determinanti di domanda e offerta di credito tendono a variare simultaneamente.

Nelle fasi positive del ciclo, l'attività economica si intensifica (Y aumenta), si alleggeriscono le condizioni di accesso al credito (CO diminuisce) e il premio al rischio si riduce (σ diminuisce). Ne segue che il credito tende ad espandersi. Contestualmente, i tassi ufficiali di politica monetaria e, con essi, quelli privi di rischio aumentano, generando una pressione in senso opposto. Complessivamente, la domanda di credito aumenta mentre sull'offerta agiscono due forze di segno opposto. L'esito finale dipende dall'elasticità dell'offerta a questi due diversi effetti, ma storicamente si osserva che nelle fasi espansive il credito aumenta.

Nelle fasi di inversione del ciclo, invece, l'attività produttiva scende (Y diminuisce), gli istituti di credito divengono più avversi al rischio (σ aumenta), restringendo le condizioni di accesso al credito (CO aumenta). Tutto ciò determina una contrazione della domanda e dell'offerta di credito. Invece, la diminuzione dei tassi privi di rischio agisce in direzione opposta. Nelle fasi recessive, il credito tende a ridursi.

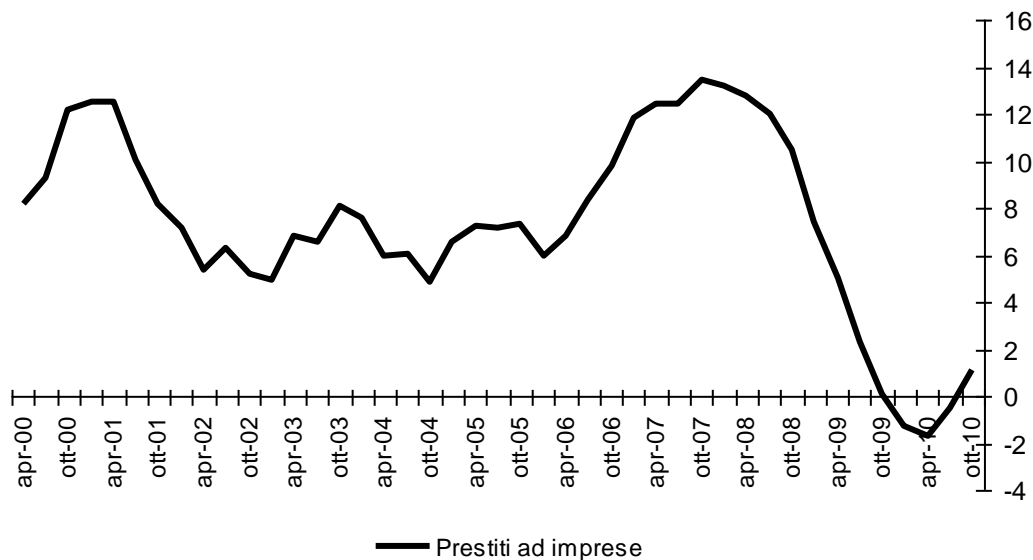
Ai fini della domanda di ricerca che ci si è posti, è di cruciale importanza isolare i diversi effetti della eventuale contrazione dell'offerta di credito per valutare se la riduzione del livello di credito che si osserva nei periodi di recessione economica è da attribuirsi al calo della domanda o anche a un significativo calo dell'offerta di credito (*credit crunch*). Nei paragrafi successivi si prenderà in considerazione il caso della crisi del credito in Italia nel periodo 2007-2009, fornendo un ulteriore contributo al filone di letteratura rappresentato dagli articoli di Di Giulio (2009), Panetta e Signoretti (2010), Paolazzi e Rapacciuolo (2009). In particolare, si testerà l'ipotesi di restrizione creditizia sia per il sistema bancario nel suo complesso che per il sottoinsieme delle Banche di Credito Cooperativo (BCC-CRA). Nel secondo caso (Banche di Credito Cooperativo), l'ipotesi di infinita elasticità dell'offerta di credito al tasso sui prestiti va rimossa, trattandosi di un sottoinsieme del sistema bancario. Ad ogni modo, non vengono inficiati i nessi di causalità evidenziati dagli esercizi di statica comparata effettuati sul modello originario.

4 Fatti stilizzati

La crisi economico-finanziaria ha interessato principalmente il periodo che va da settembre del 2008 a giugno del 2009. La Figura 2 riporta il tasso di crescita su base annua degli impieghi alle imprese, calcolato su dati destagionalizzati. Come si vede, la variazione dei prestiti bancari alle imprese è aumentata in modo deciso nel primo trimestre del 2006 fino a metà del 2007, quando ha iniziato a diminuire dapprima gradualmente. Con l'intensificarsi della crisi finanziaria, il quadro macroeconomico internazionale e nazionale si è deteriorato fino ad arrivare ad una vera e propria recessione in senso tecnico per il nostro paese. In corrispondenza di quest'ultima, la flessione degli impieghi è divenuta via via più ripida, fino ad arrivare in territorio negativo a metà del 2009.

L'inversione di tendenza si è verificata non prima del secondo trimestre del 2010, circa un anno dopo la fine della recessione.

Figura 2. *Impieghi alle imprese (var % a/a)*



Fonte: Banca d'Italia

Come rilevato da Panetta e Signoretti (2010), mettendo a confronto gli impieghi alle famiglie con quelli alle imprese, si nota come la riduzione del credito alle famiglie fosse iniziata già nel 2006 (si veda la Figura 3), per via dell'andamento dei mutui per l'acquisto di abitazioni (le altre componenti dei prestiti alle famiglie, principalmente il credito al consumo, iniziano a scendere soltanto nel 2008). Inoltre, la flessione dei prestiti si è verificata per tutti i rami di attività economica dell'economia italiana, con maggiore incidenza nel settore manifatturiero e delle costruzioni. Dal punto di vista dimensionale, il fenomeno è stato più accentuato per le imprese maggiori, mentre in termini di scadenza per il comparto a breve e medio termine. Nelle diverse aree del paese, non vi sono particolari differenze fino al primo del trimestre del 2009, quando il differenziale di crescita tra Mezzogiorno e Centro Nord ha iniziato a crescere.

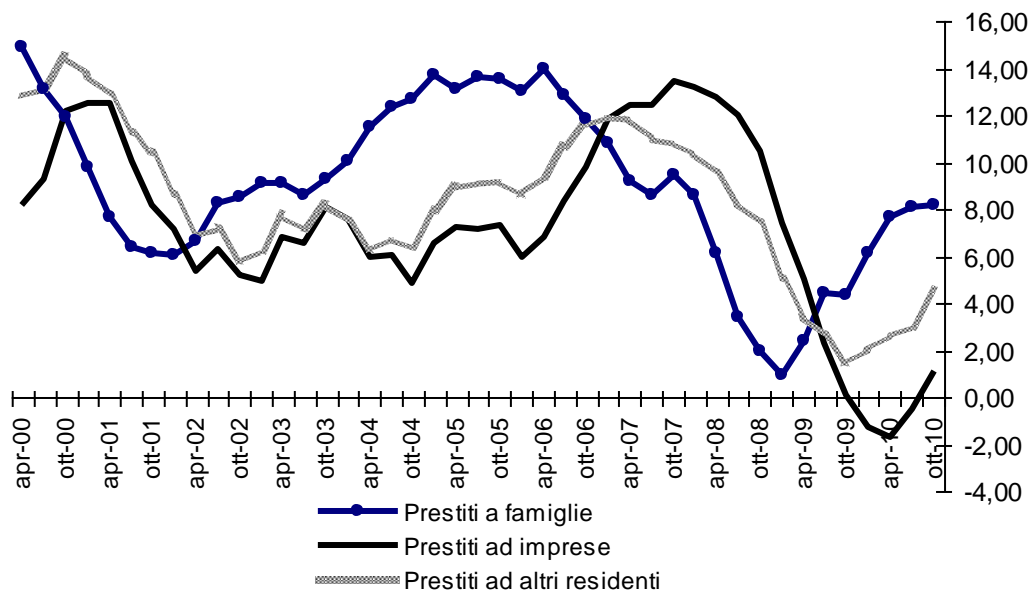
La Figura 3 mette in relazione l'andamento del credito effettivamente erogato alle imprese con quello della domanda di credito⁴ e della variazione dei criteri di fido delle imprese⁵. Il grafico consente di visualizzare la complessità della questione di ricerca sollevata. Nelle fasi di inversione del ciclo economico, si deteriora il quadro macroeconomico (riduzione di Pil e produzione industriale, aumento della disoccupazione). Ciò determina una contrazione della domanda di credito (Figura 5(a) e Figura A1.2, Appendice 1, nella quale si può osservare la domanda di credito in tutti i

⁴ Rilevata attraverso il Bank Lending Survey della Banca d'Italia e della BCE.

⁵ Rilevata attraverso il Bank Lending Survey della Banca d'Italia e della BCE.

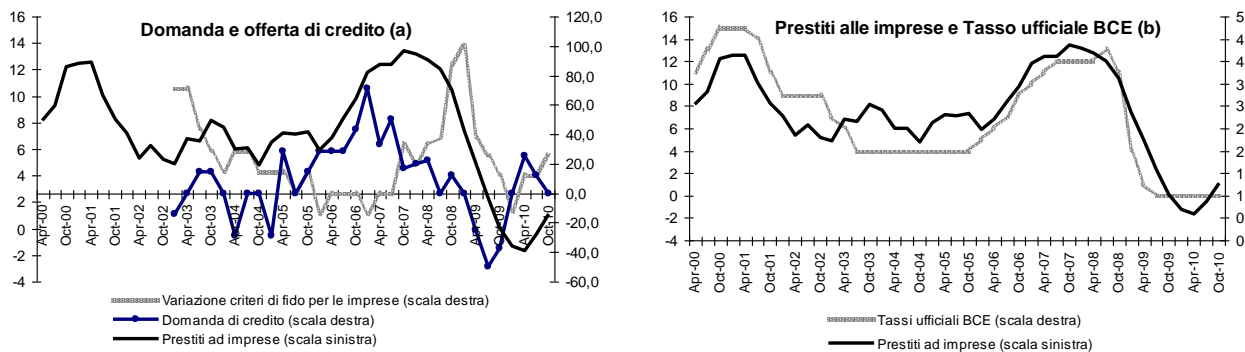
suoi aspetti) e un peggioramento della rischiosità dei prenditori. Contestualmente vi è una riduzione dei tassi ufficiali (Figura 5(b)). Queste ultime due componenti, portano il sistema bancario a restringere le condizioni di accesso al credito, anche se con un certo ritardo temporale (Figura 5(a)).

Figura 3. Impieghi a imprese, famiglie e altri residenti (var % anno su anno)



Fonte: Banca d'Italia

Figura 4. Domanda e offerta di credito



In altre parole, due fattori agiscono contestualmente sulla restrizione del credito erogato: la caduta della domanda e l'innalzamento dei criteri di accesso al credito. La Figura 4 (a) mostra come nel caso della recessione del 2008-2009 la dinamica della domanda sembra aver operato in anticipo, per via della già ricordata componente dei mutui. D'altra parte, la semplice analisi di questi andamenti non consente di distinguere i due effetti o di valutare se se ne sia verificato un terzo, ovvero se la presenza di eventuali carenze di capitale o l'accentuazione del grado di avversione al rischio degli intermediari bancari possano aver limitato l'erogazione del credito ad un livello inferiore rispetto a quanto richiesto dai prenditori di fondi. Soltanto quest'ultimo è il caso di

restrizione creditizia così come definita da Bernanke e Lown. L'analisi econometrica che segue cercherà di fornire una verifica empirica dell'esistenza o meno di un fenomeno di *credit crunch* nel sistema bancario italiano durante la recessione del 2008-2009.

5 Analisi econometrica

5.1 Dati e analisi preliminari

Il dataset utilizzato nell'analisi empirica è caratterizzato da serie storiche di tipo bancario, macroeconomico e finanziario, con frequenza mensile, nell'orizzonte temporale che va da Gennaio 2000 a Dicembre 2010.

In particolare, le variabili utilizzate sono le seguenti:

- *LOANS*: impieghi alle imprese (al netto delle sofferenze e delle rettifiche) aggregati a livello nazionale per il sistema bancario nel suo complesso (Fonte: Base Informativa Pubblica, Tavola: TSC20400 “*Prestiti ad amministrazioni pubbliche ed altri residenti in Italia*”, al netto delle sofferenze, “*Sofferenze per settore: totale amministrazioni pubbliche più altri residenti italiani*”, dalla Tavola TSC20500) e per le BCC-CRA (Fonte: BASTRA). Tale variabile è stata deflazionata utilizzando l'indice ai prezzi al consumo (Fonte: ISTAT, anno base 2005).
- *RLOAN*: costo dei prestiti bancari rappresentato dal tasso medio sugli impieghi del sistema bancario italiano (Fonte Base Informativa Pubblica, Tavole: TDB30820, TDB30821, “*Tasso sul totale della clientela ordinaria residente*” medio ponderato per le scadenze a breve, medio e lungo periodo).
- *INDPR*, livello di attività economica misurato dall'indice di produzione industriale italiana (Fonte: ISTAT anno base 2005).
- *SHORT*: condizioni del mercato monetario europeo misurate dal tasso Euribor a 1 mese (fonte Datastream).
- *SLOPE*: pendenza della struttura a termine dei tassi di interesse, ottenuta come differenza dei rendimenti sui titoli decennali e quelli a tre mesi (fonte: *Bloomberg*).

Partendo dalle variabili descritte, sono stati effettuati test di stazionarietà per valutare l'eventuale presenza di radici unitarie. Quest'ultima risulta di particolare rilevanza, considerata la tecnica di cointegrazione adottata in questo lavoro (si vedano l'Appendice 2 e il paragrafo successivo) che va a stimare l'esistenza di relazioni stazionarie di lungo periodo tra variabili individualmente non stazionarie. Dai valori delle statistiche dei test di radice unitaria ADF (*Augmented Dickey - Fuller*) emerge che le variabili risultano generate da processi integrati del

primo ordine in tutti i casi considerati. Per contro, i risultati dei test ADF sulle variabili nelle differenze prime portano a rifiutare l'ipotesi nulla di integrazione. Inoltre, la tipologia dei test ADF suggerisce la presenza di un termine costante per tutte le variabili e anche di un *trend* deterministico nel processo che ha generato i dati per la variabile *loans*. La stima del modello VAR ai livelli, così come descritto nell'Appendice 2, viene condotta introducendo nella parte deterministica tali componenti. Al fine di ottenere residui normali si stima un VAR di ritardo $p = 5$ ⁶.

5.2 Stima della domanda di credito

L'analisi empirica di questo lavoro si basa sulla stima di una funzione di domanda di credito coerente con la forma funzionale proposta da Casolaro, Eramo e Gambacorta (2005) e poi ripresa da Di Giulio (2009) e Panetta e Signoretti (2010). Sulla base di questo approccio, la domanda delle imprese viene stimata come funzione del loro fabbisogno finanziario e dell'andamento dell'attività economica, utilizzando la variabile produzione industriale come approssimazione di entrambe. Allo stesso tempo, si è tenuto conto del costo degli impieghi bancari, espressi come funzione della condizione del mercato monetario a breve e della pendenza della struttura a termine dei tassi di interesse, (differenza tra il tasso IRS (*Interest Rate Swap*) a 10 anni e il tasso Euribor a 3 mesi). Quest'ultima variabile è stata ritenuta utile al fine di intercettare la componente di domanda connessa alle aspettative sull'andamento futuro dei tassi di interesse e della congiuntura in generale. L'apparato metodologico utilizzato viene riportato nell'Appendice 2.

I risultati empirici per il sistema bancario nel suo complesso vengono mostrati nella Tabella 1. Nella colonna di sinistra sono riportati i risultati relativi alla prima relazione di cointegrazione, che ha come variabile dipendente gli impieghi, mentre nella colonna di destra quelli relativi alle condizioni del mercato monetario. Come si nota, tutte le variabili sono statisticamente significative e hanno il segno atteso⁷: un aumento della produzione industriale induce un incremento dei prestiti sia nel breve che nel lungo termine, mentre il costo dei prestiti bancari sale con le condizioni monetarie a breve e con la pendenza della struttura a termine dei tassi di interesse.

La successiva Figura 5 presenta i residui di cointegrazione⁸ al netto della componente dinamica. In altri termini, si tratta dei residui della componente di lungo termine relativamente soltanto alla relazione degli impieghi.

⁶ Il confronto con la funzione di densità teorica relativa ad una distribuzione normale evidenzia come essi siano distribuiti normalmente. Non vi sono inoltre tracce di eteroschedasticità e di autocorrelazione, sia a livello di singola equazione che di sistema nel suo complesso.

⁷ I coefficienti della relazione di breve termine sono riferibili al termine a correzione di errore, quindi vanno letti con segno inverso.

⁸ Gli ε_t definiti nella condizione (6) (si veda l'Appendice 2).

Tabella 1. Risultati empirici (1)

<i>Relazione di breve periodo</i>		
Impieghi	1.0000	0.0000
Costo dei prestiti bancari	0.0000	1.0000
Produzione industriale	-1.3271	0.0000
Condizioni monetarie a breve	0.0000	-0.8530
Pendenza curva mkt italiano	0.0000	-0.1011
Trend	-0.0068	0.0000
<i>Standard errors dei coefficienti</i>		
Impieghi	0.0000	0.0000
Costo dei prestiti bancari	0.0000	0.0000
Produzione industriale	0.7959	0.0000
Condizioni monetarie a breve	0.0000	0.0438
Pendenza curva mkt italiano	0.0000	0.0611
Trend	0.0014	0.0000
<i>Relazione di lungo periodo</i>		
Impieghi	-0.0024	0.0000
Tasso sugli impieghi	0.0000	-0.3422
<i>Standard errors dei coefficienti</i>		
Impieghi	0.0009	0.0000
Tasso sugli impieghi	0.0000	0.0781

LR test of restrictions: $\text{Chi}^2(6) = 10.712 [0.0977]$

Figura 5. Residui di cointegrazione

In particolare, il grafico superiore e inferiore si riferiscono rispettivamente alla prima e alla seconda relazione di cointegrazione riportati nella Tabella 1. L'asse orizzontale definisce il tempo (mesi tra Gennaio 2000 e Dicembre 2010), mentre l'asse verticale misura la deviazione dal livello di equilibrio degli impieghi coerente con la domanda di credito stimata. Come si nota, l'andamento nel tempo dei due residui di cointegrazione rivela un comportamento sostanzialmente erratico

rispetto all'asse orizzontale. Tuttavia, dal confronto della scala dei due grafici emerge che l'entità delle deviazioni dal livello di equilibrio di lungo periodo è molto più marcato per la prima relazione di cointegrazione. La relazione relativa agli impieghi evidenzia un residuo di lungo periodo significativamente più elevato in valore assoluto, con un picco negativo rilevante tra il 2008 e il 2009 e persistentemente positivo dal 2009 in poi. Si noti che il residuo di cointegrazione esprime la componente di lungo periodo degli impieghi erogati non spiegata dalle determinanti macroeconomiche e finanziarie della domanda di credito⁹. Un aspetto non secondario è che il residuo di cointegrazione per la prima relazione rivela una tendenza al ritorno all'equilibrio meno pronunciata rispetto a quello della seconda¹⁰. Questo implica, in altre parole, che gli impieghi erogati tendono ad essere lontani dall'equilibrio di lungo periodo coerente con la relazione stimata per la domanda di credito.

La stessa analisi econometrica di cointegrazione è stata svolta per il sistema delle Banche di Credito Cooperativo. A tale scopo si è stimato un modello analogo al precedente, i cui risultati vengono riportati nella Tabella 2.

Il confronto tra i risultati dei due modelli mette in luce i seguenti punti:

- 1) i due modelli per il sistema bancario nel suo complesso e per le BCC-CRA ammettono la stessa struttura di identificazione della domanda di credito, anche se con livelli di significatività diversi;
- 2) con riferimento alla prima relazione di equilibrio di lungo periodo, gli impieghi del sistema bancario nel suo complesso presentano una maggiore sensibilità all'andamento dell'attività produttiva rispetto a quelli del Credito Cooperativo¹¹;
- 3) la struttura della seconda relazione di cointegrazione è qualitativamente identica nei due modelli (anche il coefficiente di aggiustamento corrispondente non si discosta molto da quanto precedentemente riportato).

⁹ Inoltre, l'analisi delle stime per la matrice A (si veda Appendice A2) indica che la dinamica del sistema è caratterizzata da un meccanismo di aggiustamento che lega i tassi di variazione dei prestiti con la prima relazione di cointegrazione e la dinamica dei tassi sui prestiti con la seconda relazione di equilibrio di lungo periodo. La struttura diagonale della matrice A, permette di calcolare agevolmente le velocità medie di aggiustamento: uno scostamento dell'1% dall'equilibrio per il livello degli impieghi è assorbito nell'intorno del 3% annuo, ottenuto come $(1+0.0024)^{12}$. Si tratta di un valore piuttosto basso se confrontato con la letteratura empirica sul mercato della moneta. Per contro la velocità di aggiustamento della parte finanziaria del modello è decisamente superiore: occorrono poco più di due mesi per assorbire uno scostamento dell'1% dalla seconda relazione di equilibrio.

¹⁰ Il test per la validità delle restrizioni di sovra-identificazione suggerisce che l'ipotesi nulla di validità delle restrizioni imposte può non essere rigettata al 9% di significatività.

¹¹ La relazione di equilibrio appare più "forte", come evidenziato dal maggior valore (in termini assoluti) stimato per il corrispondente coefficiente della matrice A, ora pari a $|0.012|$, cui corrisponde un tasso di aggiustamento medio annuo pari al 15%, in linea con i risultati empirici riportati nella letteratura rilevante.

- 4) Infine, la correlazione tra il tasso di riferimento della BCE e gli squilibri tra il livello degli impieghi e determinanti macroeconomiche è pari a -0.80 per il modello relativo al sistema BCC e pari solo a -0.36 per il modello del sistema bancario italiano nel suo complesso, suggerendo una maggiore reattività degli impieghi concessi dal credito cooperativo rispetto a variazioni delle condizioni finanziarie prevalenti.

Tabella 2. Risultati empirici per il Credito Cooperativo (2)

<i>Relazione di breve periodo</i>		
Impieghi	1.0000	0.0000
Costo dei prestiti bancari	0.0000	1.0000
Produzione industriale	2.3148	0.0000
Condizioni monetarie a breve	0.0000	-0.8441
Pendenza curva mkt italiano	0.0000	-0.1326
Trend	-0.0081	0.0000
<i>Standard errors dei coefficienti</i>		
Impieghi	0.0000	0.0000
Costo dei prestiti bancari	0.0000	0.0000
Produzione industriale	0.6660	0.0000
Condizioni monetarie a breve	0.0000	0.0540
Pendenza curva mkt italiano	0.0000	0.0796
Trend	0.0014	0.0000
<i>Relazione di lungo periodo</i>		
Impieghi	-0.0024	0.0000
Tasso sugli impieghi	0.0000	-0.2646
<i>Standard errors dei coefficienti</i>		
Impieghi	0.0009	0.0000
Tasso sugli impieghi	0.0000	0.0601
LR test of restrictions: $\chi^2(6) = 12.507$ [0.0516]		

Un ulteriore confronto tra i due modelli, rispettivamente per il sistema bancario nel suo complesso sistema e per le BCC-CRA può essere condotto analizzando gli squilibri tra il livello degli impieghi nel loro complesso e le loro determinanti macroeconomiche dal lato della domanda ed effettuando un'analisi di sensitività della relazione di equilibrio per il livello degli impieghi a deviazioni inattese del livello del tasso sugli impieghi stessi rispetto al valore di equilibrio stimato. Nel primo caso, uno scostamento positivo e statisticamente significativo del credito effettivamente erogato rispetto al valore della domanda di credito stimata denota una condizione di extra-credito. Al contrario, scostamenti negativi e statisticamente significativi indicano la presenza di fenomeni di restrizione creditizia, ovvero di una differenza negativa tra la domanda di credito stimata in base alle sue determinanti macroeconomiche e il credito effettivamente erogato.

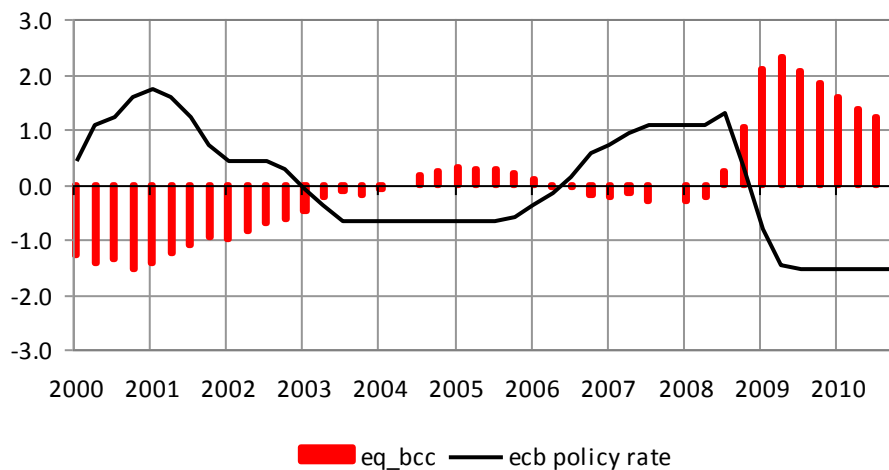
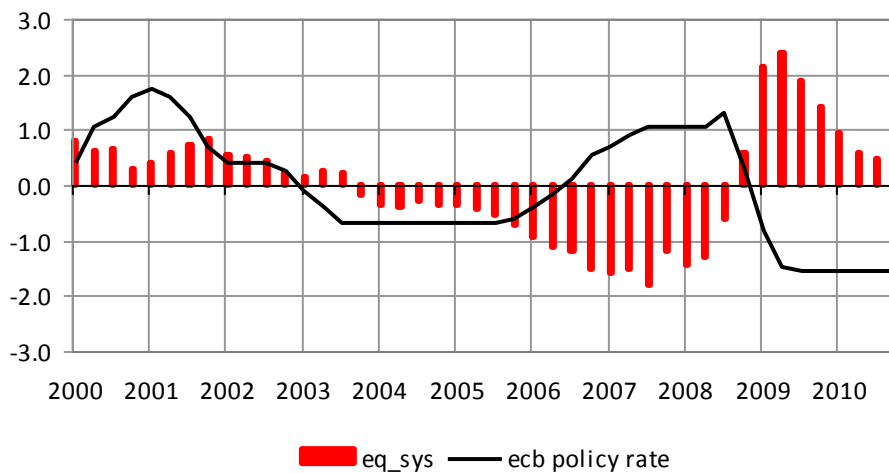
In tal senso, per valutare adeguatamente la presenza di uno scostamento statisticamente significativo rispetto al livello di equilibrio, si è proceduto come segue:

- 1) si è calcolato lo scostamento tra livello degli impieghi e il rispettivo teorico corrispondente alla relazione stimata in base ai "beta" riportati nelle Tabelle 1 e 2;

- 2) tale differenza è stata riportata da livelli mensili a valori trimestrali al fine di ridurre l'erraticità data dall'elevata frequenza dei dati con la quale è stata condotta l'analisi;
- 3) la differenza a livello trimestrale è stata standardizzata (differenza tra valore effettivo e media campionaria divisa per la deviazione standard campionaria).

Le quantità di cui al punto 3) sono state messe in relazione con il tasso ufficiale di sconto scelto dalla BCE, anch'esso standardizzato e riportate nella Figura 6.

Figura 6. Credit crunch ed extra-credito



I grafici in Figura 6 riportano le quantità ottenute secondo la procedura appena descritta sia per il sistema bancario italiano nel suo complesso (sopra) che per le Banche di Credito Cooperativo (sotto). L'asse orizzontale denota i trimestri da Gennaio 2000 a Dicembre 2010, mentre l'asse verticale riporta i valori standardizzati, ossia numero deviazioni standard dalla media campionaria. Gli istogrammi, se positivi e superiori a 1,96, identificano condizioni di extra-credito

statisticamente significative al 95%, mentre se sono negativi e inferiori a -1,96, indicano condizioni di *credit crunch* statisticamente significative al 95%.

Dai due grafici emerge che l'evoluzione nel tempo tra impieghi e determinanti macroeconomiche per il sistema BCC appare caratterizzato da tre fasi distinte: stretta creditizia nei primi anni 2000, seguita da un sostanziale equilibrio che ha interessato anche i trimestri nei quali la crisi economica è stata più forte, ed infine un periodo di extra credito relativamente ai trimestri più recenti. Inoltre, l'evoluzione nel tempo tra impieghi e determinanti macroeconomiche per il sistema bancario italiano nel suo complesso presenta connotati sostanzialmente differenti per effetto di una successione di fasi di extra credito fino al 2003, seguita da una restrizione creditizia progressivamente crescente all'acuirsi della crisi economia, cui è seguita un'ultima fase di extra-credito.

Dal confronto dei periodi di stretta creditizia nei due grafici emerge inoltre una differenza nell'entità degli scostamenti: ipotizzando un livello di confidenza del 90% (o del 95%), ossia immaginando due rette parallele all'asse orizzontale al livello di $+e - 1.6$ ($+o - 1,96$), si può notare come per i primi anni 2000 nel sistema BCC tale scostamento sia sostanzialmente non significativo; all'opposto la stretta creditizia osservata per il sistema bancario nel suo complesso è risultata statisticamente significativa nei trimestri del 2007. Sulla stessa linea, i periodi di extra credito che emergono dai due modelli appaiono statisticamente significativi. In conclusione, l'analisi effettuata consente di affermare che tra il 2007 e il 2008 vi sia stata una restrizione creditizia per il sistema bancario (significativa al 90 – 95% in diversi trimestri), che non ha riguardato le BCC-CRA.

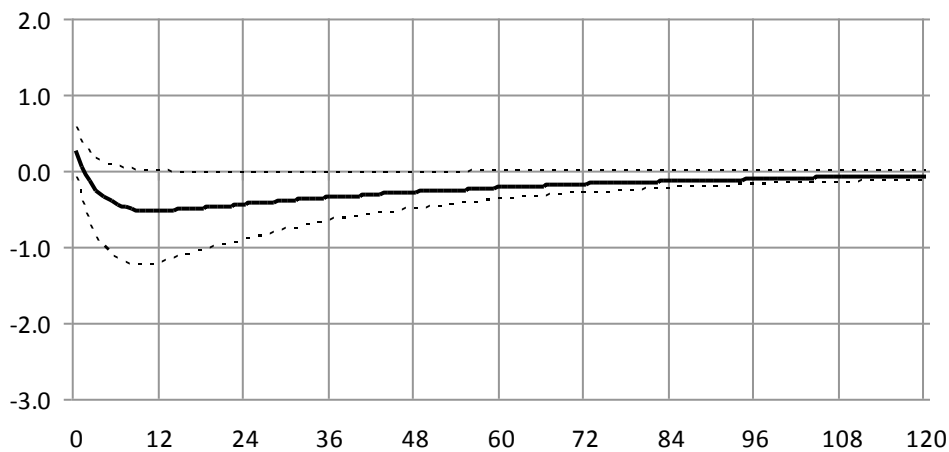
Un ultimo punto di attenzione relativo al confronto tra il sistema delle BCC e quello bancario italiano nel suo complesso ha riguardato la sensitività della relazione di equilibrio per il livello degli impieghi a deviazioni inattese del livello del tasso sugli impieghi stessi rispetto al valore di equilibrio stimato. A tale scopo, si sono stimati due modelli VAR bivariati che tengono conto simultaneamente delle variabili del sistema corrispondenti alle due relazioni di equilibrio riportate nella parte superiore della Tabella 1 e della Tabella 2. La Figura 7 riporta le funzioni di risposta all'impulso, ossia lo scostamento dal livello pre-shock di una variabile dopo aver perturbato una variabile del sistema. L'asse verticale esprime deviazioni in termini di valori percentuali rispetto al valore di equilibrio. L'orizzonte temporale è espresso in mesi (ossia, copre un orizzonte di simulazione di 10 anni). Le linee tratteggiate identificano le regioni di confidenza al 90%.

Dal confronto dei due grafici, si osserva come la risposta per il modello del sistema BCC sia più limitata sia per l'entità dello scostamento che per la durata dello scostamento stesso. Per contro, per il sistema bancario italiano nel suo complesso emerge uno scostamento maggiore, più persistente nel tempo e statisticamente significativo.

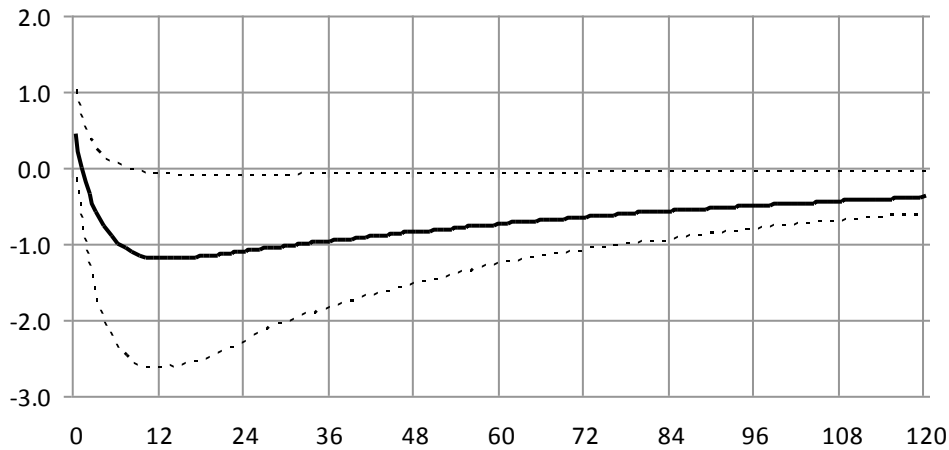
Tali risultati portano a confermare i fatti stilizzati riportati in precedenza: il sistema BCC appare più reattivo rispetto alla media del sistema bancario nazionale a calibrare il livello degli impieghi rispetto alle determinate macroeconomiche al variare delle condizioni monetarie. In parte, questo risultato può essere spiegato anche dalla minore dipendenza della raccolta delle BCC-CRA dal mercato interbancario (Coluzzi, Di Salvo, Lopez, 2009).

Figura7. *Credit crunch ed extra-credito*

(a) BCC-CRA



(b) Sistema bancario



Conclusioni

Si può dire che Italia si sia effettivamente verificato un *credit crunch* durante l'ultima recessione? Su questo tema sono state fornite risposte contrastanti. Di Giulio (2009) afferma che non vi sia stato; Paolazzi e Rapacciuolo (2009) e Panetta e Signoretti, 2010 affermano il contrario. Questo lavoro ripercorre la metodologia proposta da Di Giulio (2009) e utilizzata anche in Panetta e Signoretti (2010) con l'obiettivo di fornire un ulteriore riscontro empirico.

I risultati si basano sulla costruzione econometrica di una funzione di domanda di credito nella forma proposta da Casolaro, Eramo e Gambacorta (2005), utilizzando. Il *credit crunch* è definito come una differenza negativa e statisticamente significativa tra la domanda di credito così stimata e il credito effettivamente erogato. L'analisi condotta in questo modo ha consentito di verificare l'esistenza di una restrizione creditizia per il sistema bancario italiano in corrispondenza della recessione del 2008-2009. Ciò è in linea, dunque, con Panetta e Signoretti (2010) e Paolazzi e Rapacciuolo (2009).

Un aspetto peculiare di questo lavoro è stata la stima di una medesima forma funzionale per i dati relativi agli impieghi del Credito Cooperativo. Ne è emersa una conferma della funzione anticiclica esercitata da questi istituti di credito già nota in letteratura (Lopez e Guagliano, 2009). L'ipotesi di restrizione creditizia non è, dunque, verificata per le BCC-CRA.

APPENDICE 1

Figura A1.1. Shock su domanda e offerta di credito (Panetta e Signoretti, 2010)

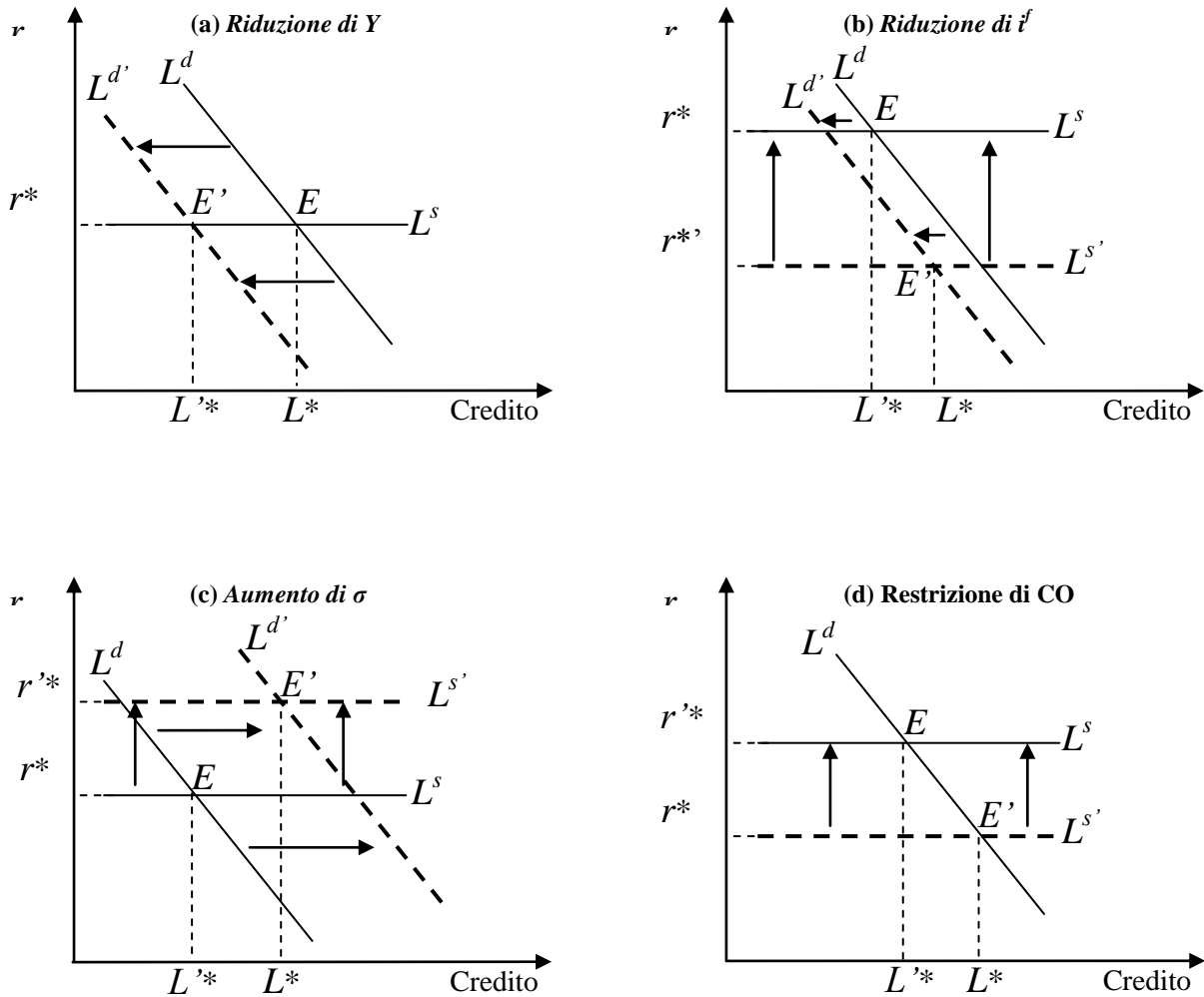
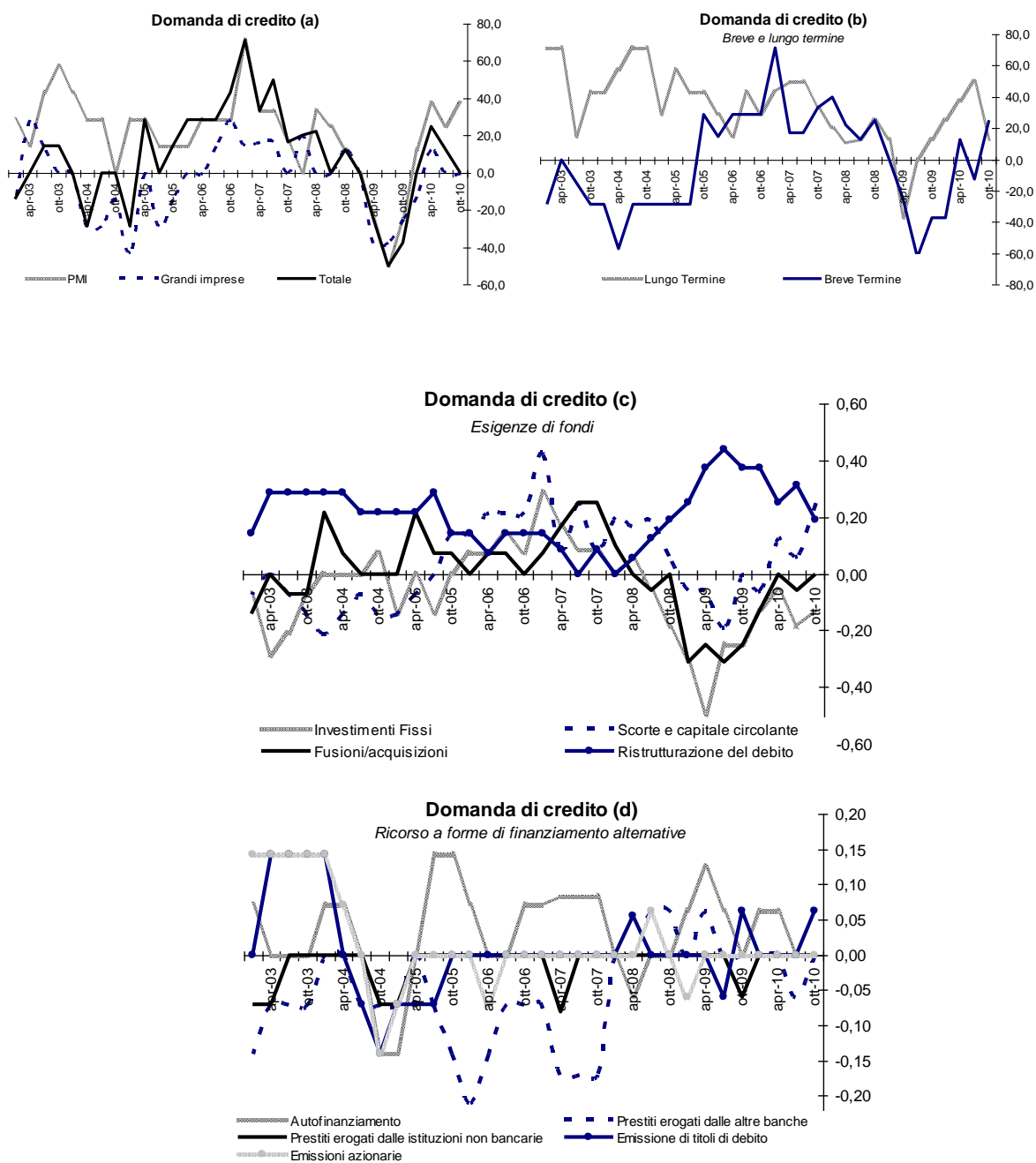


Figura A1.2. Domanda e offerta di credito nelle loro componenti principali



APPENDICE 2

A2.1 Il modello empirico

L'approccio econometrico di base è costituito dalla metodologia dei modelli vettoriali di cointegrazione sviluppati da Johansen (1992). La nozione di cointegrazione consente di associare il concetto economico di lungo periodo, con quello statistico di stazionarietà. In particolare, l'obiettivo dell'analisi di cointegrazione si incentra sull'individuazione di (eventuali) relazioni stazionarie¹².

Il punto di partenza è la specificazione di un modello autoregressivo vettoriale (VAR) di ordine p :

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{u}_t \quad (3)$$

dove le \mathbf{A}_i , $i = 1, 2, \dots, p$, sono le matrici dei parametri (quadrato di ordine k) ed $\mathbf{u}_t = [\mathbf{u}_{1t} \mathbf{u}_{2t} \dots \mathbf{u}_{kt}]'$ è il vettore dei residui aleatori al tempo t . Il sistema (3) è un modello ad equazioni simultanee nel quale: 1) tutte le k variabili sono endogene; 2) le equazioni non costituiscano modelli di equilibrio parziale, per cui ogni variabile può dipendere a priori da ogni altra; 3) si definisce la forma ridotta eliminando così il problema della stima dei parametri della forma strutturale e cioè quello di dover determinare i vincoli necessari all'identificazione. Il modello (3) ammette una sua rappresentazione a correzione dell'errore, nella forma seguente:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \mathbf{\Pi}_1 \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{\Pi}_2 \Delta \mathbf{y}_{t-2} + \dots + \mathbf{\Pi}_{p-1} \Delta \mathbf{y}_{t-p+1} + \mathbf{\Pi}_0 \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{u}_t \quad (4)$$

dove la matrice $\mathbf{\Pi}_0$ rappresenta la matrice dei parametri di cointegrazione (ovvero rappresentativi della relazioni di lungo periodo tra le variabili), mentre $\mathbf{\Pi}_s$ (dove $s = 1, \dots, p-1$) contengono i coefficienti delle relazioni stazionarie (ovvero di breve periodo)¹³.

Nel caso in cui i test preliminari (test di cointegrazione) consentono di confermare l'esistenza di un numero r di relazioni di cointegrazione, è possibile esprimere la matrice $\mathbf{\Pi}_0$ attraverso la fattorizzazione:

$$\mathbf{\Pi}_0 = \mathbf{A} \cdot \mathbf{B}' \quad (5)$$

dove \mathbf{A} e \mathbf{B} sono matrici di ordine $(k \times r)$ e di rango r . La matrice di cointegrazione \mathbf{B} è tale che gli r vettori $\mathbf{B}' \mathbf{y}_t$ sono ciascuno $I(0)$ mentre le variabili componenti \mathbf{y}_t sono $I(1)$, dando luogo alle r relazioni di cointegrazione:

¹² LE RELAZIONI STAZIONARIE SONO RELAZIONI INTEGRATE DI ORDINE 0, O $I(0)$, TRA DUE O PIÙ VARIABILI CHE, INVECE, SE PRESE SINGOLARMENTE, SONO NON STAZIONARIE (O $I(1)$, OSSIA INTEGRATE DI ORDINE 1).

¹³ L'approccio di Johansen focalizza l'attenzione sul rango della matrice $\mathbf{\Pi}_0$ ed in particolare su tre possibili casi: i) rango $(\mathbf{\Pi}_0) = k$: le variabili sono tutte $I(0)$ e non sono cointegrate; ii) rango $(\mathbf{\Pi}_0) = 0$: le variabili sono tutte $I(1)$ ma non sono cointegrate e quindi possono essere trasformate nelle differenze prime in quanto $\mathbf{\Pi}_0 = 0$; iii) rango $(\mathbf{\Pi}_0) = r < k$: le variabili sono $I(1)$ ma esistono r legami di lungo periodo tra le variabili, corrispondenti ad r relazioni di cointegrazione.

$$\mathbf{B}' \mathbf{y}_t = \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (6)$$

Esplicitando per colonne la matrice $\mathbf{B} = [\boldsymbol{\beta}_1 \boldsymbol{\beta}_2 \dots \boldsymbol{\beta}_r]$, si può dire che ciascuna colonna $\boldsymbol{\beta}_i$, $i = 1, 2, \dots, r$, costituisce un *vettore di cointegrazione*.

In altre parole, gli elementi della matrice \mathbf{A} denotano la velocità di aggiustamento delle variabili in \mathbf{y}_t a seguito di scostamenti dal sentiero di equilibrio di lungo periodo. Tali elementi possono essere considerati anche come i pesi con i quali le variabili ritardate in \mathbf{y}_{t-1} retroagiscono su se stesse ma al tempo t . Pertanto, la matrice \mathbf{A} è detta *matrice degli aggiustamenti* o *matrice delle retroazioni*¹⁴. La stima del modello (4) sotto la condizione (5) consiste in tre passi distinti: *a*) definizione del ritardo ottimale p del modello VAR sottostante alla specificazione (4) e scelta delle componenti deterministiche (incluse eventuali variabili *dummy* di intervento) al fine di rendere la distribuzione dei residui stimati più prossima possibile a quella di una variabile normale (questo è un requisito essenziale per una corretta inferenza statistica); *b*) determinazione del rango di cointegrazione r ; *c*) identificazione della parte di lungo periodo del modello, ossia i coefficienti delle matrici di cointegrazione e degli aggiustamenti, valutando il grado di coerenza tra i dati e le relazioni economiche oggetto dell'analisi.

La domanda di credito specificata sulla base dell'approccio di Casolaro, Gambacorta ed Eramo (2005), così come descritta nel paragrafo 5.2, implica che $k = 5$ e il vettore $\mathbf{y}_t = [\textit{loans}, \textit{rloan}, \textit{indpr}, \textit{short}, \textit{slope}]'$. Sebbene il rango della matrice $\boldsymbol{\Pi}_0$ non sia noto a priori, esso può essere ottenuto attraverso la procedura sviluppata da Johansen (1995) che permette di ottenere sia all'identificazione dell'esatto numero di relazioni di equilibrio di lungo periodo, sia alla stima dei parametri delle matrici \mathbf{A} e \mathbf{B} . Per farlo, si è scelto di specificare la componente deterministica e l'ordine di autoregressione in modo da ottenere una diagnostica soddisfacente dei residui per poi stimare il rango di cointegrazione. I risultati dei test della traccia e dell'autovalore massimo indicano l'esistenza di due relazioni di cointegrazione. Con un numero di relazioni di cointegrazione maggiore di uno sorge l'esigenza di identificare in modo univoco le r colonne della matrice \mathbf{B} , poiché la procedura di Johansen consente di conoscere le dimensioni dello spazio di cointegrazione ma non le singole relazioni¹⁵.

¹⁴ Un caso di particolare interesse è costituito dall'azzeramento contemporaneo di tutti gli elementi costituenti una o più righe della matrice degli aggiustamenti. La possibilità che una variabile possa influenzare altre componenti del sistema ma che a sua volta non venga influenzata è chiamata esogenità debole di lungo periodo.

¹⁵ L'identificazione delle basi dello spazio di cointegrazione è effettuata condizionatamente all'imposizione di esogenità debole per tutte le variabili del modello (4) che non si riferiscono al "sistema BCC", ossia *indpr*, *short* e *slope*. A tale scopo si procede con la riformulazione del modello (4) in un modello VEC con variabili esogene I(1) come proposto da Pesaran et al. (1998).

BIBLIOGRAFIA

- [1] ACEMOGLU D. (2001), "Credit market imperfections and persistent unemployment", *European Economic Review*, 45, pp. 665-679
- [2] BERNANKE B. S. – C. S. LOWN (1991), "The Credit Crunch", *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 2, pp. 205-247.
- [3] CALZA, A. – C. GARTNER – J. SOUSA (2003), "Modelling the Demand for Loans to the Private Sector in the Euro Area", *Applied Economics*, Vol. 35(1), pp. 107-117.
- [4] CASOLARO L. – L. GAMBACORTA (2005), "Un modello econometrico per il credito bancario alle famiglie in Italia", *Moneta e Credito*, marzo.
- [5] CASOLARO L. – G. ERAMO – L. GAMBACORTA (2006), "Un modello econometrico per il credito bancario alle imprese in Italia", *Moneta e Credito*, giugno.
- [6] COLUZZI L. – J. S. LOPEZ – R. DI SALVO (2011), "Le BCC nella crisi: l'evoluzione degli impieghi a clientela", *mimeo*.
- [7] DI GIULIO D. (2009), "Finanziamenti bancari al settore produttivo: credit crunch o extra-credito", *Temi di economia e Finanza*, ABI, Novembre, n.1.
- [8] DROMEL N. – E. KOLAKEZ – E. LEHMANN (2009), "Credit Constraints and the Persistence of Unemployment", *Documents de Travail du Centre d'Economie de la Sorbonne*, n. 32.
- [9] FONDO MONETARIO INTERNAZIONALE (2008), "Is there a Credit Crunch?", *World Economic Outlook*, Aprile, Box 1.1
- [10] FONDO MONETARIO INTERNAZIONALE (2008), "*Global Financial Stability Report*", Ottobre, Capitolo 1.
- [11] GUAGLIANO C. – J. S. LOPEZ (2008), "Nella buona e nella cattiva sorte... Ovvero banche locali e territorio: un matrimonio non solo di interesse", *Cooperazione di Credito*, 101, Gennaio / Aprile.
- [12] HOMER S. (1966), "Does '66 add up to a credit squeeze or credit crunch?", *The commercial and financial chronicle*, 29 Settembre 1966.
- [13] JOHANSEN S. (1992), "Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single Equation Analysis", *Journal of Econometrics*, vol. 52, pp. 389-402
- [14] PAOLAZZI L. – C. RAPACCIUOLO (2009), "C'è credit crunch in Eurolandia e Italia?", *Nota dal Centro Studi Confindustria*, n. 09-4, Confindustria, novembre.
- [15] PANETTA F. – F. M. SIGNORETTI (2010), "Domanda e offerta di credito in Italia durante la crisi finanziaria", *Questioni di Economia e Finanza*, n.63, Banca d'Italia, aprile.
- [16] PESARAN M.H. – Y. SHIN, (1998), "Generalised Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models", *Economics Letters*, vol. 58, pp.17-29.
- [17] SORENSEN C.K. – D.M IBANEZ – ROSSI C. (2009), "Modelling Loans to Non-Financial Corporations", *ECB Working Paper Series*, n. 989, Gennaio.
- [18] STIGLITZ J. E. – A. WEISS (1981), "Credit rationing in markets with incomplete information", *American Economic Review*, 71, pp. 393-410.