

Un modello econometrico per il credito bancario alle imprese in Italia *

LUCA CASOLARO, GINETTE ERAMO e LEONARDO GAMBACORTA

1. Introduzione

Il credito bancario rappresenta la fonte esterna di finanziamento più importante per le imprese italiane. Alla fine del 2003 i prestiti bancari erano pari al 71% dell'indebitamento complessivo delle imprese italiane contro il 55% in Germania, il 35% in Francia e il 47% negli Stati Uniti. Il ruolo centrale delle banche nel finanziamento dell'economia italiana si accompagna a uno scarso sviluppo del mercato obbligazionario (l'indebitamento obbligazionario è pari al 7%, come in Germania, ma molto inferiore al 21% della Francia e al 42% degli Stati Uniti) e di quello azionario, dove peraltro la maggior parte delle società quotate appartiene a settori maturi (Pagano, Panetta e Zingales 1998).

La dinamica del credito bancario alle imprese osservata in Italia nell'ultimo quinquennio è risultata piuttosto irregolare. A partire dal primo trimestre del 2000, anche in connessione con lo sviluppo di operazioni di finanza straordinaria, l'espansione del credito è avvenuta a tassi annui molto elevati raggiungendo due picchi, nel 2000 (12%) e nel 2003 (8%), seguiti da periodi di decelerazione. In particolare nel corso del 2004 si è registrato un rallentamento (al 5%) che ha interessato i finanziamenti alle società non finanziarie, cresciuti a un ritmo inferiore rispetto a quello delle famiglie produttrici (rispettivamente 4 e 7%).

□ Banca d'Italia, Servizio Studi, Roma; e-mail: luca.casolaro@bancaditalia.it; gINETTE.eramo@bancaditalia.it; leonardo.gambacorta@bancaditalia.it.

* Gli autori ringraziano Fabio Buseti, Eugenio Gaiotti, Andrea Generale e due anonimi referees per i consigli e i suggerimenti ricevuti. Le idee espresse riflettono esclusivamente le opinioni degli autori, che rimangono i soli responsabili di eventuali errori e imprecisioni.

Queste evidenze hanno sollevato il quesito se vi sia stato un cambiamento strutturale nella funzione di domanda di credito. I numerosi mutamenti intervenuti nel settore creditizio, anche a seguito del processo di liberalizzazione del mercato (Ciocca 2000, Angelini e Cetorelli 2003, Casolaro e Gambacorta 2005), della despecializzazione operativa degli intermediari, del passaggio alla moneta unica, dell'introduzione della legge sulla cartolarizzazione, dello sviluppo di operazioni di finanza straordinaria potrebbero, infatti, aver determinato un certo grado d'instabilità dei parametri della relazione tra il credito alle imprese e le variabili macroeconomiche.

Questo lavoro presenta la stima di un modello econometrico del credito bancario alle imprese in Italia per il periodo 1988-2004. I prestiti bancari sono espressi in funzione del rapporto tra investimenti fissi e margine operativo lordo (che approssima il fabbisogno di finanziamenti esterni), delle attività immobilizzate nel bilancio delle imprese (misurate dallo stock di capitale) e 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). Rispetto al modello di Focarelli e Rossi (1998), che studia la domanda di finanziamenti bancari in Italia per il periodo 1984-96, questo lavoro si distingue sotto tre profili: 1) utilizza come variabile dipendente nella relazione di equilibrio di lungo periodo il logaritmo anziché il tasso di crescita del credito;¹ 2) considera come variabile di scala lo stock di capitale in luogo degli investimenti;² 3) è un modello a due equazioni, anziché a una: il credito è stimato simultaneamente al rapporto tra investimenti e margine operativo lordo. Il principale vantaggio della stima contemporanea delle due equazioni è la possibilità di tenere conto dei nessi di *feedback* tra il credito bancario e il fabbisogno finanziario delle imprese.

¹ Per la scelta della variabile da inserire nella relazione di lungo periodo abbiamo tenuto conto del fatto che la serie del credito nel periodo 1988-2004 risulta integrata di ordine uno. Questa scelta è in linea con quella adottata da Calza, Manrique e Sousa (2003) per la domanda di credito al settore privato nell'area dell'euro e da Casolaro e Gambacorta (2005) per il credito alle famiglie in Italia.

² Nel modello la consistenza dei debiti bancari delle imprese è legata nel lungo periodo con lo stock di capitale (immobilizzazioni materiali e immateriali al netto degli ammortamenti). Ciò può essere descritto attraverso una situazione patrimoniale semplificata del tipo: $LIQ + K = DEB + CAP$, dove LIQ = liquidità, K = stock di capitale, DEB = debito bancario, CAP = capitale proprio e riserve. Va sottolineato che lo stock di capitale potrebbe altresì rappresentare una forma di garanzia al debito bancario. Per un'analisi del legame tra le garanzie reali e la concessione di credito bancario in Italia si veda Pozzolo (2004).

Il lavoro è organizzato nel seguente modo. Il paragrafo 2 analizza l'evoluzione dei prestiti bancari alle imprese in Italia e i principali fatti stilizzati che ne hanno influenzato l'andamento. Il paragrafo 3 descrive il modello econometrico VAR e l'analisi delle relazioni di lungo periodo. Il paragrafo 4 analizza il modello in forma ridotta, la sua stabilità strutturale e presenta i risultati. L'ultimo paragrafo riassume le principali conclusioni.

2. I prestiti bancari alle imprese: alcuni fatti stilizzati

I prestiti bancari alle imprese (escludendo, per motivi di comparabilità statistica, le famiglie produttrici³) rappresentavano a dicembre 2004 il 53% del totale del credito concesso a residenti dal sistema bancario italiano. Il rapporto tra il credito bancario alle imprese e il Pil in Italia era lievemente superiore al valore medio per l'area dell'euro (rispettivamente 45,1 e 41,8% del Pil, si veda figura 1); nel confronto con gli altri principali paesi dell'area esso risultava inferiore soltanto a quello registrato in Spagna (56,3%). I rispettivi rapporti in Germania e Francia erano pari al 34,1 e al 33,2%.

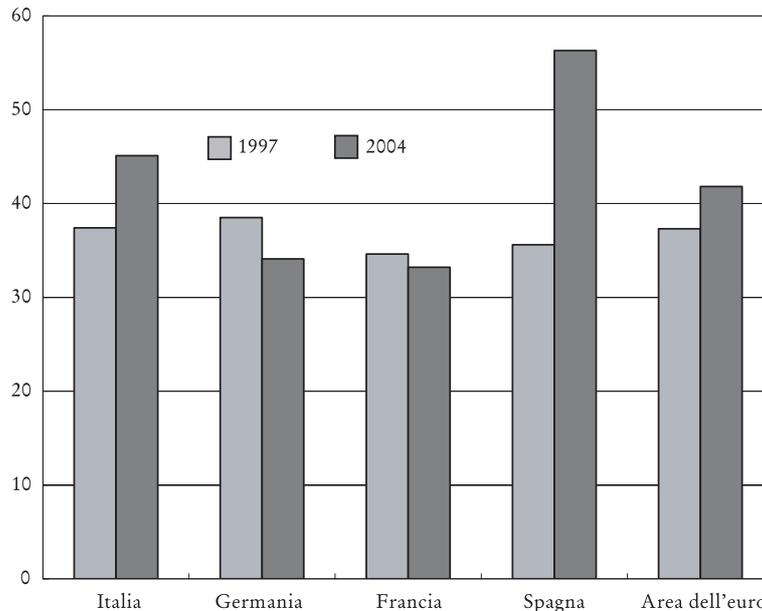
Il grado di indebitamento delle imprese italiane non è tuttavia dissimile dal valore medio dell'area dell'euro (tavola 1, pannello a). Il *leverage* (rapporto tra debiti finanziari e azioni) delle imprese italiane è sostanzialmente in linea con quello delle imprese britanniche, più basso di quello delle imprese tedesche, maggiore nel confronto con le imprese statunitensi e francesi.⁴ Il peso del debito bancario sul complesso delle fonti di finanziamento esterne per le imprese italiane supera il 71%, una quota maggiore di quella di tutti i principali paesi (tavola 1, pannello b). Sim-

³ Per motivi di coerenza statistica l'analisi riguardante il confronto con i paesi dell'area dell'euro, limitata al periodo 1997-2003, viene condotta sull'insieme delle sole società non finanziarie. Le famiglie produttrici, costituite dalle imprese individuali o a conduzione familiare, rappresentavano alla fine del 2004 il 10,3% del totale dei prestiti alle imprese (incluse le società finanziarie di partecipazione). Nell'aggregato dei prestiti alle imprese utilizzato nell'analisi econometrica sono invece inclusi i finanziamenti alle famiglie produttrici, in quanto non è necessaria alcuna comparazione tra paesi. La definizione di prestiti include i crediti in sofferenza.

⁴ Il *leverage* per le imprese francesi, tuttavia, va interpretato con molta cautela in quanto il valore delle azioni (il denominatore del rapporto) è sovrastimato, principalmente a causa del fatto che nei conti finanziari francesi alle imprese non quotate si applicano i prezzi di mercato delle azioni delle società quotate.

FIGURA 1

PRESTITI ALLE SOCIETÀ NON FINANZIARIE NEI PRINCIPALI PAESI
DELL'AREA DELL'EURO IN RAPPORTO AL PIL*



* Sono escluse le famiglie produttrici.
 Fonti: BCE e statistiche nazionali.

metricamente, è molto contenuta sia la quota dei debiti obbligazionari, simile solo a quella registrata in Germania, sia la capitalizzazione di borsa in rapporto al Pil (tavola 1, pannello c). Le società quotate nel nostro paese sono poco numerose nel confronto internazionale e risultano concentrate in settori molto maturi, a scarsa innovazione tecnologica.

Il resto di questo paragrafo analizza alcuni fatti stilizzati che hanno caratterizzato lo sviluppo e la composizione dei prestiti bancari alle imprese, al fine di evidenziare eventuali elementi degni di considerazione nella fase di stima. L'obiettivo principale del lavoro è, infatti, quello di verificare se vi sia stato un cambiamento strutturale nella domanda di credito delle imprese nell'ultimo quinquennio, caratterizzato da numerose operazioni di finanza straordinaria, dallo sviluppo delle operazioni di cartolarizzazione e dall'allungamento delle scadenze dei prestiti.

Il legame tra il credito bancario e le variabili macroeconomiche -
 Negli ultimi venti anni l'andamento nel tempo del credito alle imprese

TAVOLA 1

ANALISI DELLE PASSIVITÀ NEI BILANCI DELLE IMPRESE E
 QUOTAZIONE IN BORSA: UN CONFRONTO INTERNAZIONALE
 (dicembre 2003)

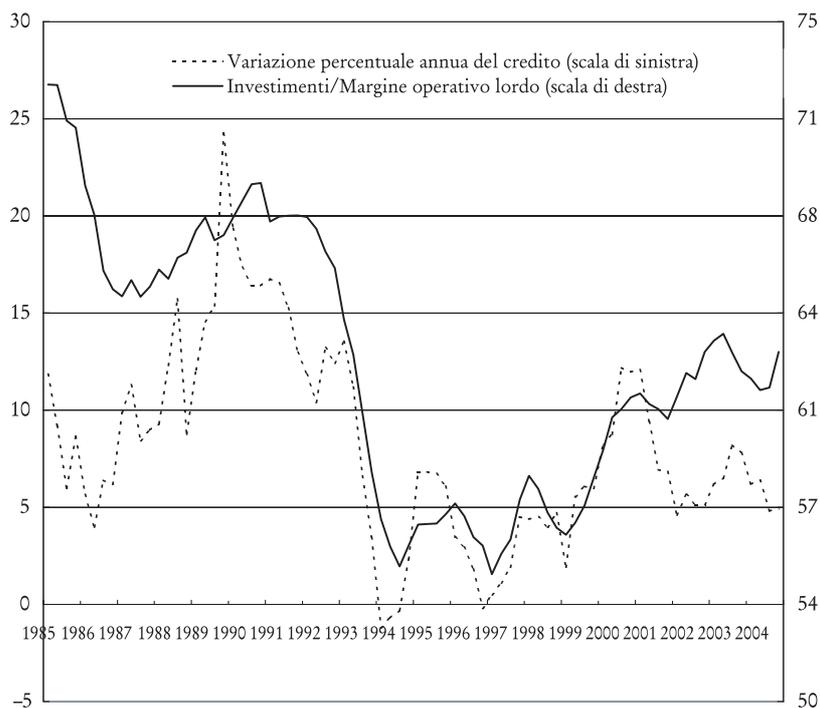
| | Italia | Francia | Germania | Regno Unito | Stati Uniti | Area dell'euro |
|---|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|----------------|
| a) Indebitamento delle imprese | | | | | | |
| Azioni (a) | 55,9 | 64,2 | 51,3 | 56,1 | 68,3 | 57,0 |
| Debiti finanziari (b) | 44,1 | 35,8 | 48,7 | 43,9 | 31,7 | 43,0 |
| <i>Leverage (b/a)</i> | <i>78,9</i> | <i>55,8</i> | <i>94,9</i> | <i>78,3</i> | <i>46,4</i> | <i>73,4</i> |
| b) Composizione dei debiti finanziari | | | | | | |
| Obbligazioni | 6,6 | 21,3 | 7,1 | 25,5 | 42,0 | .. |
| Altri debiti finanziari | 93,4 | 78,7 | 92,9 | 74,5 | 58,0 | .. |
| <i>di cui:</i> | | | | | | |
| a medio e lungo termine | 45,6 | 60,1 | 66,6 | 32,9 | 32,7 | .. |
| bancari | 71,2 | 34,5 | 55,2 | 25,3 | 46,7 | .. |
| c) Confronto internazionale per le società quotate | | | | | | |
| Capitalizzazione: | | | | | | |
| miliardi di euro | 581 | 1056 | 879 | 2072 | 12010 | .. |
| in percentuale del PIL | 43,0 | 65,0 | 40,0 | 127,0 | 139,0 | .. |
| Numero di società | 278 | 690 | 866 | 2681 | 6137 | .. |
| <i>Market-to-book</i> | 208 | 237 | 162 | 227 | 296 | .. |

Fonti: Conti finanziari nazionali, Datastream e siti ufficiali delle Borse. I *Market-to-Book Values* sono relativi ai seguenti indici: S&P500 per gli Stati Uniti, Mibtel per l'Italia, Dax100 per la Germania, Ftse350 per il Regno Unito, Cac40 per la Francia. Il numero di società quotate in Francia è riferito al 2002 (ultima data disponibile prima della creazione di Euronext).

è stato caratterizzato da fasi di elevata crescita (1987-93, 2000-01) alternate a periodi di espansione lenta o di stagnazione (1994-99). La dinamica dei prestiti bancari mostra un'evidente correlazione positiva con l'andamento del rapporto tra gli investimenti fissi e il margine operativo lordo delle imprese (figura 2). Nel periodo 1988-92 tale rapporto è rimasto superiore al 65%, con tassi di crescita del credito bancario tra il 10 e il 20% (escluso un picco isolato del 24% nel 1990). Dopo la caduta avvenuta nel biennio 1993-94, ascrivibile a una contrazione degli investimenti fissi lordi superiore a quella del margine operativo lordo (figura 3), il rapporto è rimasto sostanzialmente stabile attorno al 55% fino al 1999 e si è accompagnato con tassi di crescita del credito attorno al 3%. Nel periodo 1994-99 la moderazione salariale e il calo degli oneri finanziari hanno aumentato le fonti interne di finanziamento delle imprese, riflettendosi in una riduzione dell'indebitamento complessivo: il *leverage* è sceso dal 116 al 57%. Successivamente il rapporto è progressivamente aumentato per effetto di una dinamica degli investimenti su-

FIGURA 2

CREDITO ALLE IMPRESE E RAPPORTO TRA GLI INVESTIMENTI
E IL MARGINE OPERATIVO LORDO
(valori percentuali)



Fonti: Segnalazioni statistiche di vigilanza e ISTAT.

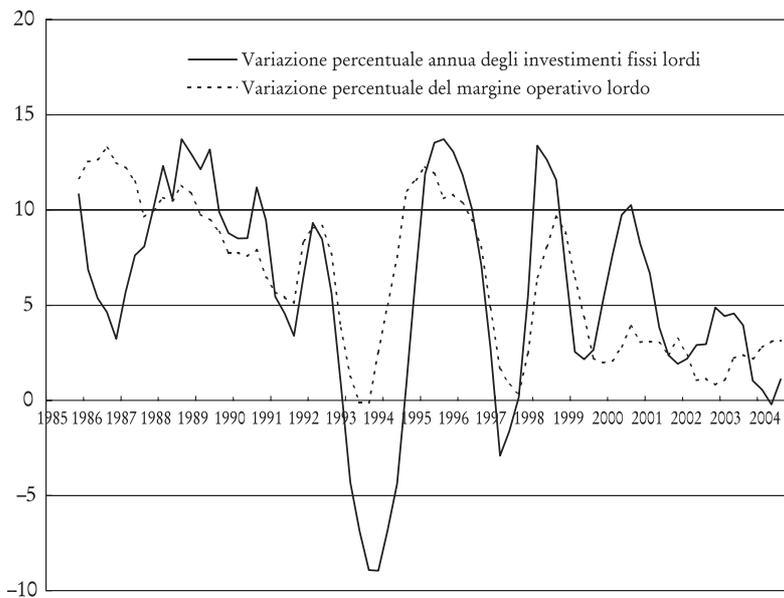
periore a quella del margine operativo lordo, collocandosi al 79% alla fine del 2003. Il tasso di crescita del credito alle imprese ha raggiunto un valore massimo nel 2000 (12%), anche per effetto di operazioni di finanza straordinaria (cfr. infra). Dall'ultimo trimestre del 2003 il credito bancario ha rallentato, seguendo la flessione del rapporto tra investimenti fissi e margine lordo.

Il credito bancario alle imprese si caratterizza anche per un legame diretto con lo stock di capitale (immobilizzazioni al netto degli ammortamenti), che approssima il livello di attività svolto dalle imprese (figura 4). Il legame tuttavia sembra cogliere una relazione di lungo periodo, mentre è meno efficace nel rappresentare le dinamiche di breve termine. Questo aspetto sarà approfondito nell'analisi econometrica (cfr. sezione 3.2).

Il credito alle imprese evidenzia anche una correlazione negativa con il differenziale tra il tasso d'interesse sui prestiti e i rendimenti di

FIGURA 3

INVESTIMENTI E MARGINE OPERATIVO LORDO DELLE IMPRESE
(valori percentuali)



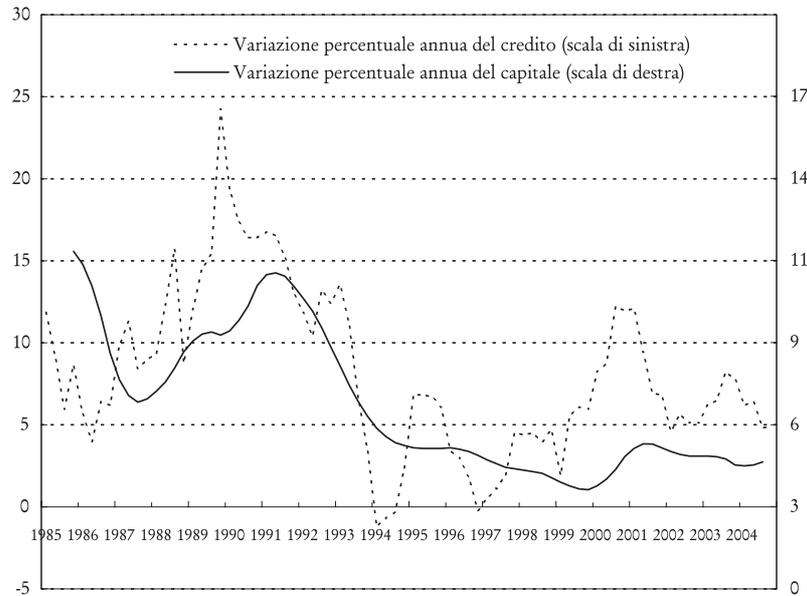
Fonte: ISTAT.

mercato monetario (figura 5): nel periodo 1988-92, contraddistinto da una forte crescita del credito bancario, il differenziale, sebbene con forti oscillazioni, si è mantenuto su un livello relativamente contenuto (1,7%); al contrario, in corrispondenza della contrazione del credito nel 1994 e del ristagno nel 1997 il differenziale raggiunge in entrambi i casi valori superiori al 3,8%.

Operazioni di finanza straordinaria – A partire dal primo trimestre del 2000 si è osservata una forte espansione del credito bancario alle imprese. La crescita è soltanto in parte spiegabile con l'andamento delle determinanti della domanda di credito (Banca d'Italia 2001, p. 72). Analisi econometriche condotte utilizzando il modello di Focarelli e Rossi (1998) mostrano, infatti, che la crescita degli investimenti, la variazione della capacità di autofinanziamento delle imprese e la riduzione del costo opportunità del credito bancario registrati nel 2000 sono coerenti con una crescita pari a poco più della metà di quella effettivamente realizzata.

FIGURA 4

CREDITO BANCARIO E CAPITALE DELLE IMPRESE
(valori percentuali)



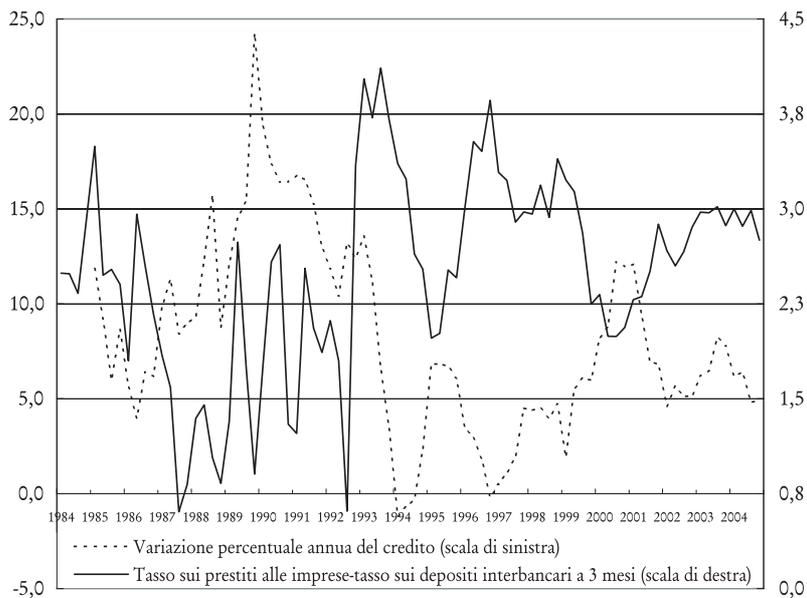
Fonti: segnalazioni statistiche di vigilanza e ISTAT.

A spiegare la crescita dei finanziamenti bancari hanno contribuito in gran parte le operazioni effettuate da alcune grandi aziende (figura 6). Nel 2000 i finanziamenti a favore di imprese con affidamenti complessivi superiori a 100 milioni di euro erano cresciuti di oltre 27 miliardi di euro. La loro quota sulla consistenza totale dei prestiti era aumentata al 22% (18 alla fine del 1999), soprattutto per effetto delle erogazioni a favore delle imprese dei comparti energetico, dei servizi delle telecomunicazioni e degli altri servizi destinabili alla vendita.

Il successivo rallentamento del credito bancario alle imprese nel biennio 2001-02 è in gran parte ascrivibile alla forte attenuazione della domanda di prestiti bancari connessi con operazioni di finanza straordinaria, mentre non sono emersi mutamenti in senso restrittivo delle politiche di offerta del credito (Banca d'Italia 2002, p. 80).

Cartolarizzazioni – La dinamica dei prestiti alle imprese degli ultimi anni potrebbe aver risentito dalle operazioni di cartolarizzazione realizzate dalle banche in seguito all'introduzione della Legge 130/99, che ne disciplina lo svolgimento.

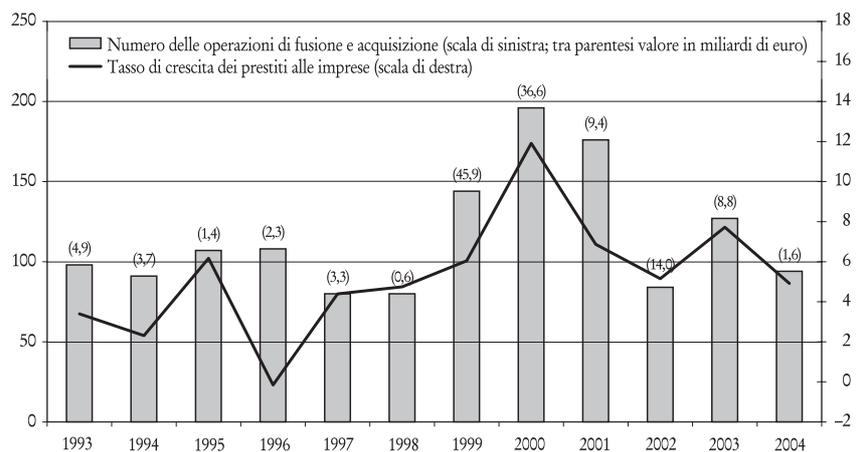
FIGURA 5
DIFFERENZIALE DI TASSO E ANDAMENTO DEL CREDITO ALLE IMPRESE
(variazioni e valori percentuali)



Fonti: segnalazioni statistiche di vigilanza e MID (Mercato interbancario dei depositi).

FIGURA 6

OPERAZIONI DI FINANZA STRAORDINARIA*



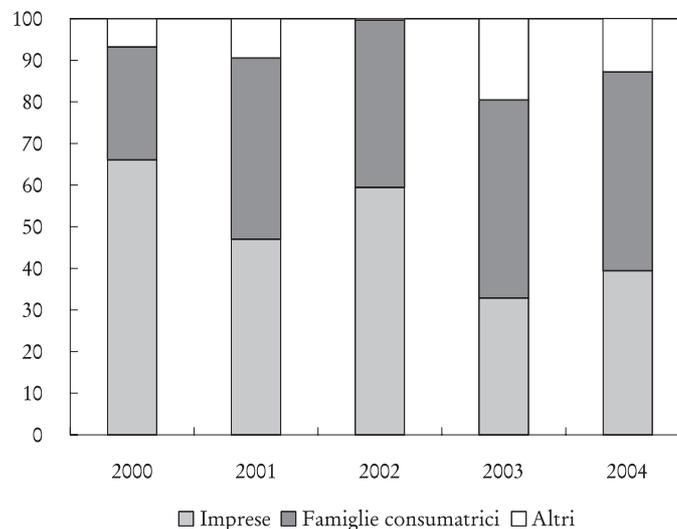
* Tra le acquisizioni sono comprese soltanto quelle di interessi di maggioranza.

Fonti: Thomson Financial, SDC Platinum.

Le operazioni di cartolarizzazione, liberando risorse patrimoniali, tendono a favorire l'offerta di prestiti da parte delle banche. Complessivamente, le cartolarizzazioni e le cessioni *pro soluto* di prestiti effettuate nell'arco dell'ultimo quinquennio sono ammontate a 83 miliardi di euro, di cui circa un quarto rappresentato da crediti in sofferenza. La scarsità di informazioni disponibili per settore di attività economica dei debitori ceduti rende difficile quantificare in modo esatto la quota delle cartolarizzazioni che hanno interessato le imprese. L'unica informazione presente nelle segnalazioni alla Banca d'Italia si trova negli archivi della Centrale dei rischi, influenzati dalla soglia di rilevazione pari a 75.000 euro per fido globale accordato. Come evidenziato dalla figura 7, tra il 2000 e il 2004 la quota dei prestiti cartolarizzati non in sofferenza che ha riguardato le imprese è scesa gradualmente dal 66 al 39%. Inoltre, i prestiti alle famiglie sono mediamente di importo meno elevato rispetto a quelli alle imprese; si può dunque ragionevolmente supporre che la quota dei prestiti alle imprese interessata da cartolarizzazioni su indicata rappresenti una sovrastima del fenomeno.

FIGURA 7

PRESTITI CARTOLARIZZATI PER SETTORI DI ATTIVITÀ ECONOMICA
(valori percentuali)



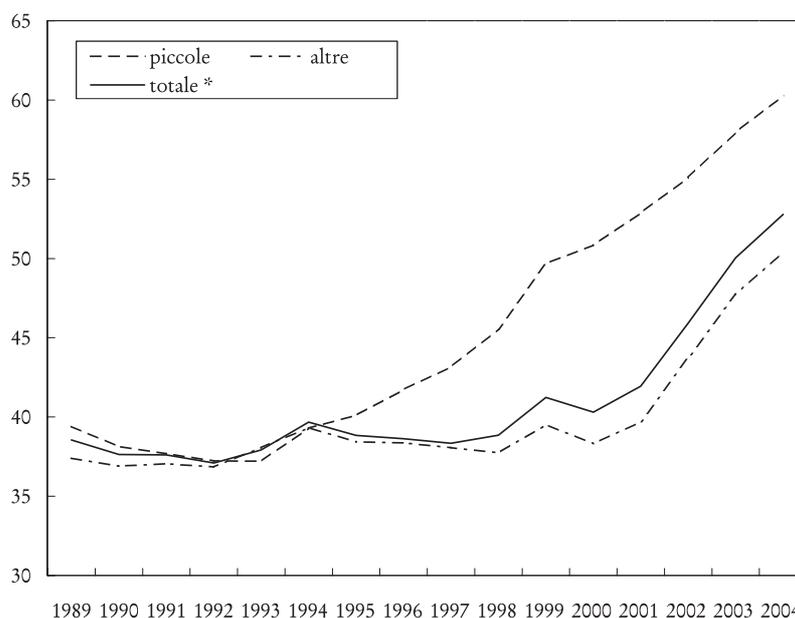
Fonte: Centrale dei rischi.

Composizione dei prestiti per scadenza – La struttura per scadenza del credito bancario delle imprese italiane è stata interessata negli

ultimi anni da una ricomposizione verso il medio e lungo termine. Il processo di allungamento delle scadenze dei prestiti ha riguardato tutte le classi dimensionali e tutti i settori produttivi (figure 8-9). No-

FIGURA 8

QUOTA DEI PRESTITI A MEDIO E A LUNGO TERMINE
PER CLASSI DIMENSIONALI DI IMPRESE
(valori percentuali)

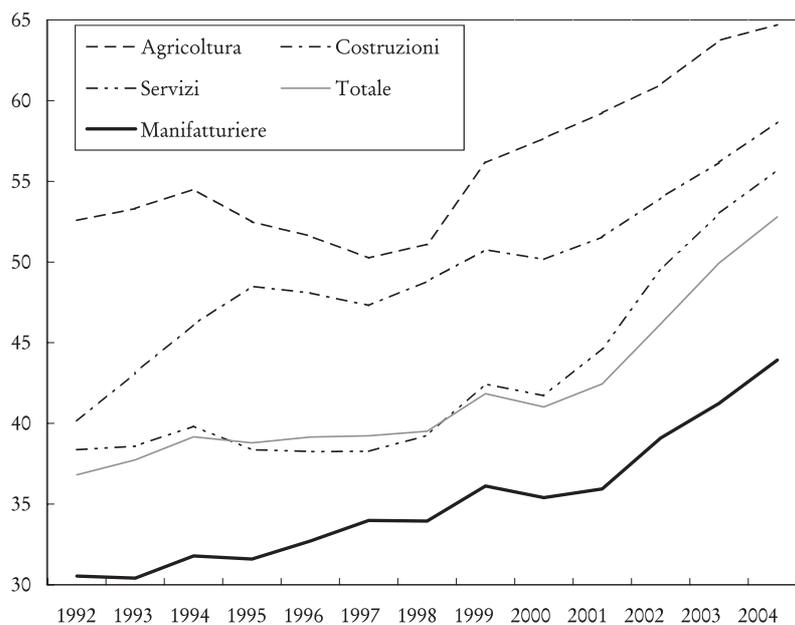


* Inclusive le società finanziarie di partecipazione.
Fonte: segnalazioni statistiche di vigilanza.

nostante tale processo sia stato intenso, la componente a breve termine (quella con durata originaria dei contratti inferiore a un anno) rimane relativamente più sviluppata rispetto alla media dell'area dell'euro (rispettivamente 43 e 31%); le analoghe quote in Francia, Germania e Spagna sono 27, 23 e 28%. Nel confronto internazionale è molto simile la quota di prestiti a scadenza concessi alle imprese a condizioni di tasso variabile. Il 90% del credito erogato dalle banche italiane alle imprese nel 2004 era a tasso indicizzato o rinegoziabile entro un anno (figura 10), contro un valore medio per l'area dell'87%; le rispettive quote rilevate per la Francia, la Germania e la Spagna erano 80, 78 e 87%.

FIGURA 9

QUOTA DEI PRESTITI A MEDIO E LUNGO TERMINE
ALLE IMPRESE PER BRANCA DI ATTIVITÀ ECONOMICA
(valori percentuali)



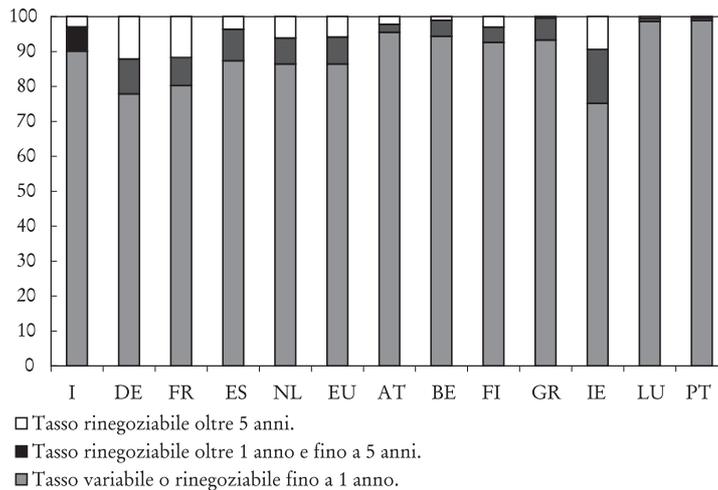
Fonte: segnalazioni statistiche di vigilanza.

3. La stima del modello VAR e l'analisi della relazione di lungo periodo

L'analisi empirica del modello del credito alle imprese per l'Italia è stata effettuata seguendo una procedura a due stadi. 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 esistenti in un sistema di variabili non stazionarie ma cointegrate tra loro. Nel secondo stadio, il vettore di cointegrazione individuato è stato utilizzato nella stima di un modello ridotto, dopo aver verificato l'efficienza di tale stima (Harris 1995).

FIGURE 10

COMPOSIZIONE DEI PRESTITI ALLE IMPRESE
PER PERIODO DI DETERMINAZIONE DEL TASSO*
(2004, valori percentuali)



* Sono escluse le famiglie produttrici.

Fonti: BCE e statistiche nazionali.

3.1. Il modello VAR

Il modello VAR utilizzato come punto di partenza per l'analisi multivariata è dato da:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \Phi_i y_{t-i} + \sum_{h=1}^3 s_h + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

$$\varepsilon_t \sim \text{VWN}(0, \Sigma)$$

dove $y_t = [LK, INVMOL, SPREAD, LCRED]$, mentre ε_t è il vettore dei residui. Il set informativo è dato da: 1) il logaritmo dello stock di capitale (LK), una misura di scala dell'attività svolta dalle imprese; 2) il rapporto tra investimenti fissi lordi e il margine operativo lordo ($INVMOL$); 3) la differenza tra il tasso sui prestiti a breve termine alle imprese e il tasso interbancario a tre mesi ($SPREAD$); tale variabile approssima la differenza tra il costo pagato dalle imprese sui finanziamenti bancari e quello su forme di indebitamento alternative come le obbligazioni (il cui rendimento può essere approssimato dal tasso di

mercato monetario e da una componente di premio al rischio che viene ipotizzata costante); 4) il logaritmo dei prestiti bancari alle imprese (*LCRED*).⁵ La scelta di utilizzare il credito complessivo anziché le singole componenti per durata del contratto permette di attenuare gli effetti del processo di ricomposizione tra credito a breve e a medio-lungo termine che si è avuto a partire dalla metà degli anni Novanta in corrispondenza con la fase di disinflazione (cfr. sezione 2). La parte deterministica del modello contiene la costante e le *dummies* stagionali (s_t). La presenza di un trend è stata esclusa a priori sulla base dell'analisi univariata delle serie (cfr. Appendice 2).

La scelta dell'ordine ottimo del ritardo (p) è stata effettuata utilizzando diversi criteri. Sia il test LR (con una correzione per piccoli campioni suggerita da Sims 1980) sia i criteri di informazione Akaike e Hannan-Quinn hanno evidenziato un ritardo ottimo pari a 4. L'analisi del sistema mostra l'assenza di autocorrelazione dei residui. L'introduzione di 2 *dummies* puntuali⁶ permette di ottenere la normalità dei residui. Il modello non ha richiesto l'introduzione di *dummies* per tenere conto dell'attività di cartolarizzazione dei prestiti e l'intensa attività di fusioni e acquisizioni descritta nel paragrafo 2.⁷

Il periodo campionario utilizzato nella stima va dal primo trimestre del 1988 alla fine del 2004. L'analisi è stata effettuata a partire dal

⁵ Ulteriori dettagli sui dati sono forniti nell'Appendice 1.

⁶ La prima *dummy*, relativa al quarto trimestre del 1988, tiene conto di un andamento anomalo registrato dai prestiti ed è necessaria a ottenere la normalità nei residui dell'equazione del credito alle imprese. La seconda *dummy* riflette le operazioni di politica monetaria della Banca d'Italia avvenute durante la crisi valutaria del terzo trimestre del 1992 e serve a normalizzare l'equazione dello SPREAD.

⁷ La possibile presenza di cambiamenti strutturali dovuti alla cartolarizzazione di prestiti nel periodo 2000-04 e all'intensa attività di finanza straordinaria nel biennio 2000-01 è stata verificata attraverso apposite *dummies*. In particolare, per tenere conto delle cartolarizzazioni è stata inserita una *dummy* pari, per ogni trimestre, alla percentuale dei prestiti cartolarizzati. Per quanto riguarda le operazioni di finanza straordinaria è stata inserita una *step dummy* pari a uno per il 2000, anno in cui vi sono state numerose operazioni di fusione e acquisizione. Tali *dummies* non sono tuttavia risultate significative e non hanno determinato un miglioramento sostanziale delle capacità esplicative del modello. Questo risultato è in parte ascrivibile al fatto che la crescita delle operazioni di finanza straordinaria nel 2000 si è accompagnata a un andamento positivo della congiuntura economica, che ha determinato comunque un aumento della domanda di finanziamento dell'attività produttiva da parte delle imprese.

1988 per non incorrere in cambiamenti strutturali nell'equazione dovuti alla presenza del massimale sugli impieghi, di vincoli valutari o di limiti indotti dall'adozione del piano sportelli. Maggiori dettagli sulla specificazione del modello sono riportati nell'Appendice 2.

3.2. L'identificazione della relazione di lungo periodo

La procedura di selezione contemporanea del rango di cointegrazione e degli elementi deterministici ha evidenziato la presenza di un solo vettore di cointegrazione (tavola 2); il modello che meglio si adatta ai dati è quello con la costante all'interno dello spazio di cointegrazione.

TAVOLA 2

ANALISI DI COINTEGRAZIONE

| La tavola riporta il test per il rango di cointegrazione. ** e indicano rifiuto dell'ipotesi nulla a un livello di rispettivamente dell'1% del 5 per cento. Il test di traccia λ di Johansen tiene conto degli aggiustamenti per i gradi di libertà proposti da Reimers (1993) per piccoli campioni. I valori critici in corsivo sono quelli riportati in Osterwald-Lenum (1992); tuttavia, a causa della presenza di <i>dummy</i> , essi sono solo indicativi. | | | |
|---|---|---|----------------|
| Hc: $r \leq 1$ | Hc: $r \leq 1$ | Hc: $r \leq 2$ | Hc: $r \leq 3$ |
| 98,97** | 48,12** | 19,63 | 6,22 |
| <i>53,1</i> | <i>34,9</i> | <i>20,0</i> | <i>9,2</i> |
| Vettore di cointegrazione (standard errors in parentesi) | | | |
| $\chi^2(1) = 0,099$ | $LCRED = LK - 0,16 \text{ SPREAD} + 2,21 \text{ INVMOL} + 1,35$ (0,05) (0,98) (0,60) | | |
| Coefficienti di <i>loading</i> (errori standard in parentesi) | | | |
| $\begin{pmatrix} LK \\ SPREAD \\ LCRED \\ INVMOL \end{pmatrix}$ | | $\alpha = \begin{pmatrix} -0,005 \\ (0,013) \\ -0,576 \\ (0,422) \\ -0,053 \\ (0,001) \\ -0,083 \\ (0,018) \end{pmatrix}$ | |

Al fine di poter assegnare un'interpretazione economica alla relazione di lungo periodo, il vettore di cointegrazione può essere riscritto nel seguente modo:

$$\text{LCRED} = \text{LK} - 0,16 \text{ SPREAD} + 2,21 \text{ INVMOL} + 1,35 \quad (2)$$

(0,05) (0,98) (0,60)

Il credito bancario è legato mediante una relazione unitaria allo stock di capitale delle imprese, che funge da variabile di scala del modello (tale restrizione è accettata con un *p-value* del 10%). Esso è inoltre correlato positivamente con il rapporto tra investimenti e *MOL*, una *proxy* del fabbisogno finanziario delle imprese. Il credito è invece negativamente correlato con lo *SPREAD* in quanto, se il costo del credito bancario aumenta rispetto al tasso di interesse da pagare su forme di indebitamento alternative, la domanda di credito diminuisce e le imprese ricorrono maggiormente al collocamento dei titoli di debito per finanziarsi. In alternativa al credito bancario l'impresa può ricorrere all'autofinanziamento; il rapporto tra investimenti fissi lordi e *MOL* rappresenta, pertanto, una misura, seppur approssimata, del fabbisogno finanziario dell'impresa, che tiene conto cioè dei flussi di profitto generati dall'attività produttiva (Friedman e Kuttner 1993).

3.3. L'identificazione del modello VAR strutturale: funzioni di risposta a impulso e scomposizione della varianza dell'errore di previsione

Dopo aver stimato l'equilibrio di *steady state* del VAR strutturale, si può analizzare l'aggiustamento dinamico del sistema rispetto all'operare dei diversi shock strutturali (tra loro ortogonali) delle variabili endogene.⁸ Per l'identificazione delle relazioni tra le variabili nel breve pe-

⁸ L'analisi VAR strutturale ipotizza che i disturbi istantanei che si osservano nel modello ridotto siano funzione di un insieme di shock non osservabili e ortogonali tra loro. Questi ultimi sono i veri impulsi strutturali del sistema, in relazione ai quali è sensato calcolare le funzioni di risposta. Il passaggio dalla forma ridotta a quella strutturale consiste quindi nello stimare le relazioni che legano gli shock osservabili (ε) a quelli strutturali (e). Seguendo l'approccio di Giannini (1992), il modello VAR può essere strutturalizzato in vari modi. Quello più generale è il modello AB, del tipo $A\varepsilon = Be$ che include, come caso particolare, il classico schema di Choleski dove A è una matrice triangolare inferiore e B è una matrice diagonale. Lo schema ricorsivo *à la* Cholesky fornisce 22 restrizioni (comprese quelle di normalizzazione degli elementi sulla diagonale principale della matrice A) e risulta esattamente identificato. Il problema dell'iden-

riodo (all'interno del trimestre) abbiamo adottato il semplice schema ricorsivo *à la* Choleski (le variabili sono cioè ordinate secondo un nesso causale). Tale schema è molto utile quando si vuole concentrare l'attenzione sui meccanismi di *feedback* che si hanno su una sola variabile del modello – nel nostro caso il logaritmo del credito – in quanto ordinandola per ultima si può ipotizzare che essa sia influenzata, all'interno del trimestre, da tutte le altre endogene (LK, INVMOL, SPREAD).

Le funzioni di risposta a impulso del logaritmo del credito sono riportate nella figura 11. Nell'Appendice 3 sono invece forniti tutti i risultati della simulazione.

Un'indicazione preliminare sulla corretta specificazione del modello viene fornita dalla reazione della variabile endogena rispetto al proprio shock. In seguito a un aumento di circa un punto percentuale del credito (pari a una deviazione standard della variabile endogena *LCRED*), quest'ultimo si stabilizza dopo un anno su un nuovo sentiero di equilibrio corrispondente pressappoco al valore dello shock iniziale.

Un aumento esogeno dello stock di capitale delle imprese, ad esempio connesso con una rivalutazione delle attività immobilizzate, determina un incremento del credito bancario, significativo però solo dal terzo trimestre; nel lungo periodo l'aumento del credito coincide con quello del capitale (pari a circa 2,5 punti percentuali) in linea con l'ipotesi di elasticità unitaria tra le due variabili.

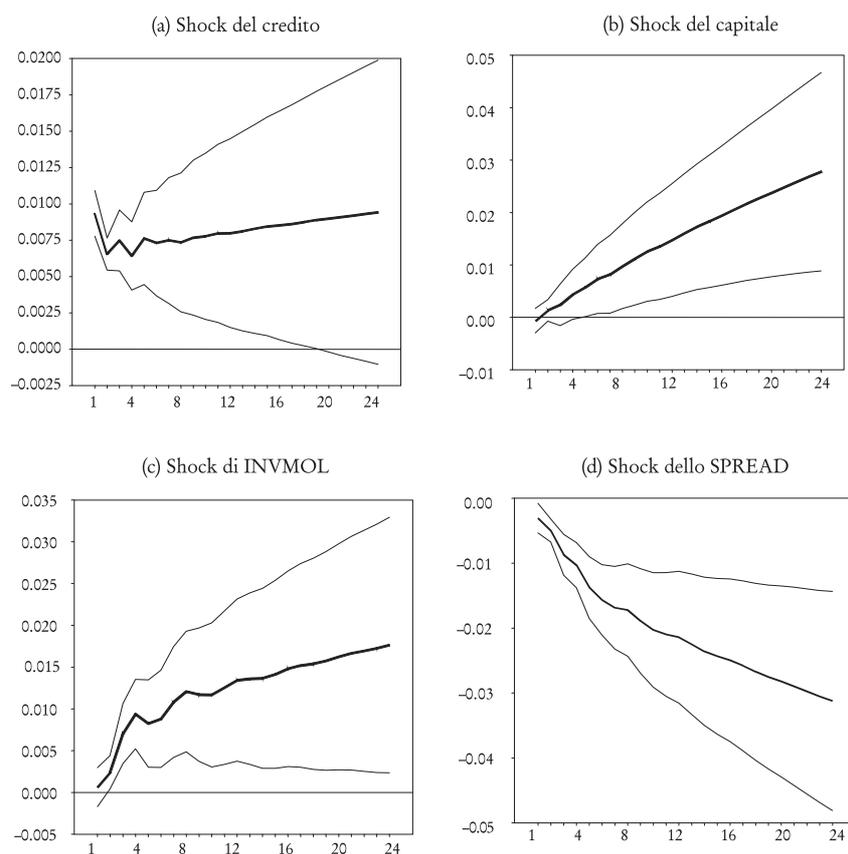
Gli effetti di un incremento dello SPREAD sul credito sono negativi. Un aumento del differenziale tra il tasso a breve termine alle imprese e il tasso sui depositi interbancari a tre mesi, pari a 40 punti base all'impatto e a 15 punti base nel lungo periodo, determina una contrazione dei prestiti bancari più intensa nei primi trimestri e via via più graduale. L'impatto complessivo nel lungo periodo è pari a circa il 3%, anche a causa degli effetti di *feedback* prodotti dal calo degli investimenti e del capitale.

Un aumento esogeno del fabbisogno finanziario (il rapporto INVMOL sale di 0,02 d'impatto e dello 0,01 nel lungo periodo) causa una crescita del credito bancario, significativa già dal secondo trimestre.

tificazione del modello strutturale è propedeutico rispetto alla fase di simulazione dinamica, in quanto è legittimo assegnare un senso coerente alle indicazioni provenienti dal calcolo delle risposte a impulso solo se è possibile assegnare a esse il significato di derivate parziali. Ciò è vero solo se la matrice di varianze e covarianze dei termini di disturbo è diagonale, ossia se gli elementi sono reciprocamente ortogonali. Nel modello VAR questa proprietà non è solitamente soddisfatta.

FIGURA 11

EFFETTI DI SHOCK ESOGENI SUL CREDITO ALLE IMPRESE *

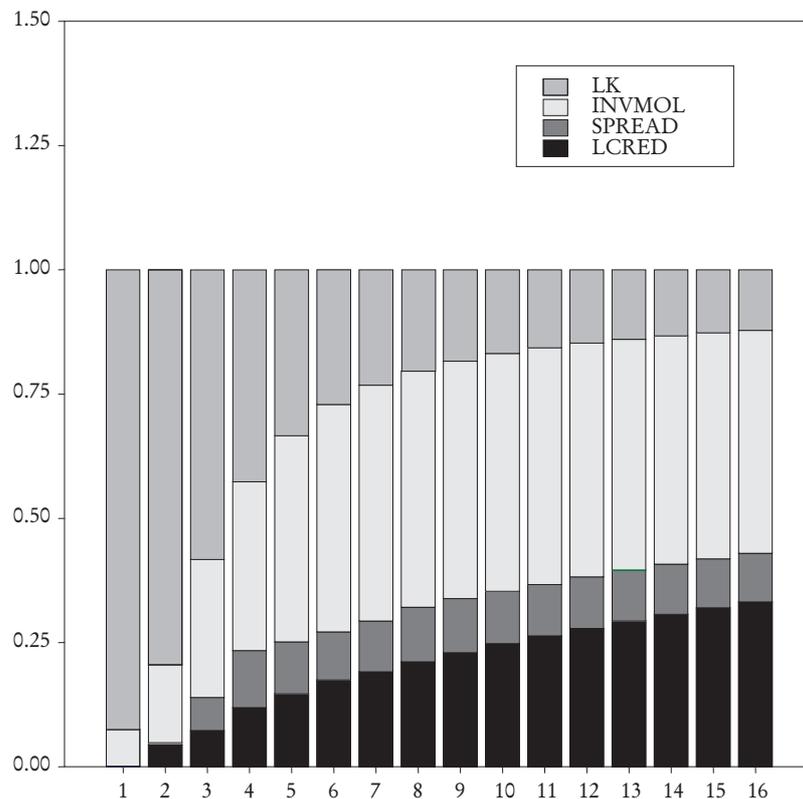


* L'esperimento consiste nell'aumento esogeno di ciascuna variabile pari a una deviazione standard. Il livello di confidenza è del 5%. L'orizzonte temporale è di 24 trimestri.

È interessante notare che la scomposizione della varianza dell'errore di previsione (figura 12) indica che gran parte della variabilità del credito bancario è attribuibile nel medio-lungo periodo allo *spread*. Ciò trova conferma nella variabilità di tale indicatore nel periodo osservato (il suo coefficiente di variazione è pari a 0,31), superiore a quella del capitale e del rapporto tra investimenti fissi e margine operativo lordo (rispettivamente 0,25 e 0,16).

FIGURA 12

SCOMPOSIZIONE DELLA VARIANZA DELL'ERRORE DI PREVISIONE



4. Il modello in forma ridotta

Al fine di poter verificare la possibilità di ridurre il numero delle equazioni del modello è stata sottoposta a test l'ipotesi di esogenità debole di ciascuna delle variabili rispetto al sistema. Quando una variabile risulta debolmente esogena, infatti, il modello può essere riscritto, senza perdita di informazioni, in una versione parziale che esclude la modellizzazione della stessa variabile. Le variabili debolmente endogene, tuttavia, possono continuare a entrare sia nella relazione di lungo periodo sia nelle relazioni di breve periodo (Harris 1995). Dall'analisi, sviluppata in dettaglio nell'Appendice 2, emerge che è possibile accettare l'ipotesi di esogenità

debole per LK e per lo SPREAD. L'esclusione di queste due equazioni, in altre parole, indica che le variabili che entrano nel sistema non sono in grado di spiegare da sole le variazioni dello SPREAD, probabilmente influenzato anche dall'andamento dei tassi di mercato monetario, e di LK che verosimilmente dipende da variabili connesse all'attività produttiva dell'impresa e al costo degli altri fattori della produzione.

Il modello può essere pertanto semplificato nel seguente modo:

$$\Delta z_t = \mu + \sum_{i=1}^3 \Psi_t \Delta z_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \Pi_t \Delta x_{t-i} + \alpha C_1 + \sum_{h=1}^3 s_h + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

$$\varepsilon_t \sim \text{VWN}(0, \Sigma)$$

dove $z_t = [INVMOL, LCRED]$, $x_t = [LK, SPREAD]$, C_1 è il vettore di co-integrazione identificato in precedenza e normalizzato rispetto al logaritmo del credito.

I coefficienti delle equazioni sono riportati nella tavola 3. I test statistici sui residui confermano la corretta specificazione del modello e l'assenza di problemi derivanti da autocorrelazione, eteroschedasticità e non normalità nei residui. Alcune variabili sono state escluse dalle equazioni seguendo un approccio "dal generale al particolare".⁹

Per quanto riguarda le relazioni di breve periodo, le variazioni nel credito alle imprese non risultano correlate con variazioni del capitale. Si registra invece una significativa correlazione positiva con le variazioni del fabbisogno finanziario dell'impresa, e negativa con lo SPREAD. Il coefficiente di *loading*, sebbene fortemente significativo, si presenta contenuto (0.06): ciò implica un processo di riaggiustamento verso l'equilibrio di lungo periodo piuttosto lento nel caso di shock esogeni, in linea con le simulazioni presentate nella figura 11. Il fabbisogno finanziario delle imprese presenta, nel breve periodo, una correlazione positiva con la domanda di credito.¹⁰ Un aumento dello

⁹ Secondo questa logica la semplificazione del modello non deve essere interpretata come un processo di riduzione meccanico che implica l'esclusione di tutti i parametri statisticamente non significativi (Pagan 1991). L'ipotesi nulla di uguaglianza a zero di tutti i coefficienti dell'equazione 3 non riportati nella tavola 3 può essere accettata con un *p-value* dell'81,3% ($\chi^2(13)=0.813$).

¹⁰ Il legame negativo tra la variazione del rapporto tra investimenti e MOL ($\Delta INVMOL = \Delta(I_t/MOL_t)$) e quella del capitale ritardata di tre trimestri ($\Delta LK_{t-3} \approx I_{t-3}$) potrebbe in parte derivare da un comportamento autoregressivo della funzione degli investimenti. La variabile $\Delta INVMOL$ denota, peraltro, un'elevata variabilità nel corso del profilo temporale, scarsamente correlata a quella di ΔLK .

TAVOLA 3

STIMA DELLE EQUAZIONI DEI PRESTITI ALLE IMPRESE
E DEL RAPPORTO INVESTIMENTI/MOL

La stima del modello è stata effettuata mediante lo stimatore Full Information Maximum Likelihood (FIML). I risultati del primo pannello si riferiscono alla variabile dipendente Δ LCRED, pari alla differenza prima del logaritmo dei prestiti alle imprese, quelli del secondo pannello all'equazione relativa a Δ INVMOL, uguale alla differenza prima del rapporto tra investimenti e MOL. La variabile *LK* rappresenta il capitale netto delle imprese non finanziarie, *SPREAD* rappresenta il differenziale tra il tasso di interesse sui prestiti a breve termine alle imprese e il tasso interbancario a 3 mesi. Sono escluse dalla tavola le *dummies* inserite per tenere conto di valori anomali nelle serie e le *dummies* stagionali. ***, ** e * indicano un livello di significatività pari rispettivamente all'1%, al 5% e al 10%. Tra parentesi quadre sono indicati i *p-values*.

| VARIABILI ESPLICATIVE | Δ LCRED | | Δ INVMOL | |
|--|-----------------|----------------|-----------------|-----|
| Costante | -0.027 | *** | 0.161 | *** |
| | 0.011 | | 0.044 | |
| Δ LCRED_1 | -0.260 | *** | | ** |
| | 0.091 | | | |
| Δ LCRED_2 | | | 0.344 | *** |
| | | | 0.169 | |
| Δ INVMOL_1 | | | -0.382 | *** |
| | | | 0.134 | |
| Δ INVMOL_2 | 0.110 | ** | -0.629 | *** |
| | 0.056 | | 0.120 | |
| Δ INVMOL_3 | 0.163 | *** | -0.320 | ** |
| | 0.057 | | 0.123 | |
| Δ LK_3 | | | -1.715 | ** |
| | | | 0.789 | |
| Δ SPREAD_1 | -0.004 | | -0.013 | *** |
| | 0.003 | | 0.005 | |
| Δ SPREAD_3 | | | -0.013 | *** |
| | | | 0.005 | |
| C1 | -0.060 | *** | -0.033 | * |
| | 0.007 | | 0.019 | |
| | Statistiche | | | |
| Numero di osservazioni | 68 | | 68 | |
| Periodo di stima | 1988-1-2004-4 | | 1988-1-2004-4 | |
| Test AR (ordine 1-4) | 1.624 [0.1737] | | 1.307 [0.2787] | |
| Test di normalità | 5.339 [0.0693] | | 0.177 [0.9152] | |
| Test di eteroschedasticità | 1.074 [0.3818] | | 0.706 [0.5927] | |
| Test di corr. spec. mod. (lin. vs quad.) | 0.4405 [0.9765] | | 0.522 [0.9432] | |
| Test AR (sul sistema) | | 1.055 [0.4104] | | |
| Test di normalità (sul sistema) | | 5.704 [0.2224] | | |
| Test di corr. spec. mod. (lin. vs quad.) (sul sistema) | | 0.661 [0.9664] | | |

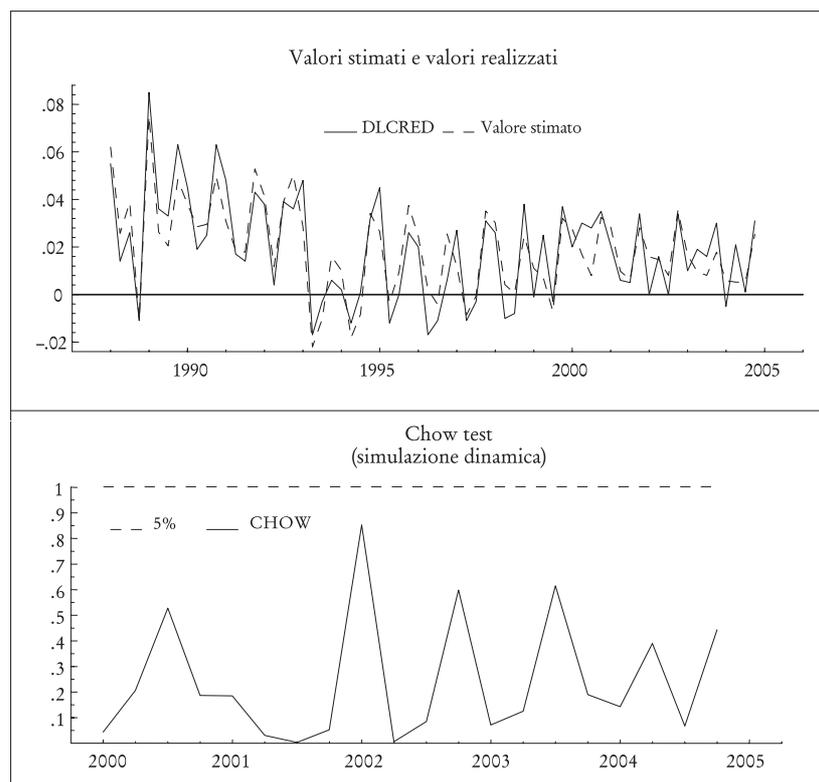
SPREAD, al contrario, determina una minore crescita del rapporto tra investimenti e MOL.

4.1. Analisi della stabilità del modello

L'andamento dei prestiti bancari registrato nell'ultimo quinquennio potrebbe far pensare a un cambiamento strutturale nella relazione di domanda di credito da parte delle imprese. Per valutare la capacità previsiva del modello è stato effettuato un test di stabilità strutturale dei parametri dell'equazione, utilizzando un Chow test per il periodo

FIGURA 13

ANALISI DI STABILITÀ DEL MODELLO PER IL PERIODO 2000:1-2004:4

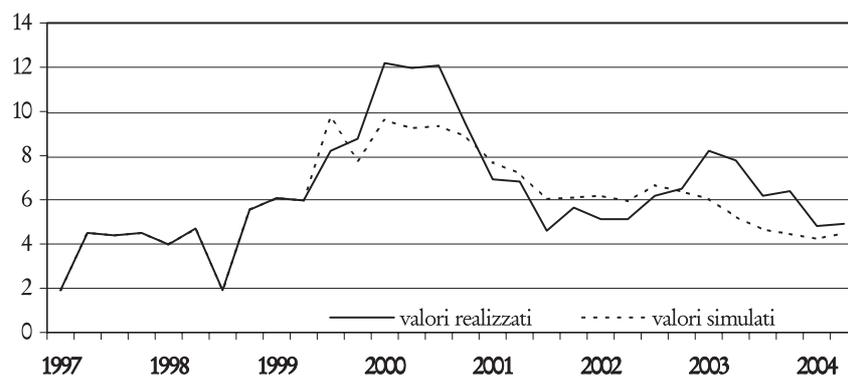


Il primo grafico rappresenta le variazioni del logaritmo del credito effettivamente realizzate e quelle stimate sulla base del modello descritto nell'equazione 3. Il secondo grafico riporta il test di Chow di bontà previsiva/stabilità strutturale del modello. La linea tratteggiata rappresenta il valore critico al 5%.

2000-04. I risultati dell'esercizio, riassunti nel secondo pannello della figura 13, denotano una buona capacità previsiva del modello, pur evidenziando la presenza di un lieve deterioramento della previsione nella fase iniziale del 2002 caratterizzata, come abbiamo discusso nella sezione 2, da un forte rallentamento del credito. Tale andamento, tuttavia, pur incidendo sulla capacità previsiva del modello nel breve periodo, non ne ha determinato un cambiamento di tipo strutturale: il valore del test di Chow non supera mai la soglia critica del 5%.

La buona capacità previsiva del modello viene confermata anche dalla figura 14 che riporta la simulazione dinamica effettuata per il pe-

FIGURA 14
SIMULAZIONE DINAMICA SUL CREDITO ALLE IMPRESE NEL PERIODO 2000-04*
(tassi di crescita annui)



* I risultati sono stati ottenuti stimando il modello descritto nell'equazione 3 per il periodo 1988:1-1999:4 ed effettuando successivamente una simulazione dinamica per il periodo 2000:1-2004:4.

riodo 2000-04 sui tassi di crescita del credito alle imprese.¹¹ L'esercizio è stato condotto stimando il modello sul periodo 1988-99 per poi simulare la crescita del credito e del fabbisogno finanziario nel periodo 2000-

¹¹ Il modello illustrato nel presente lavoro registra, in fase di previsione, un miglioramento rispetto al modello di Focarelli e Rossi (1998), anche nel caso in cui i parametri di quest'ultimo vengano stimati sull'intero orizzonte campionario. Le previsioni dinamiche nel periodo 2000:1-2004:4 evidenziano un errore medio annuo di previsione (in valore assoluto) nella crescita del credito pari a un punto percentuale rispetto ai valori realizzati (1,6 nel modello precedente estendendo la stima dei parametri all'intero periodo campionario). Sempre in termini annui, l'errore massimo realizzato è pari a 1,1 punti percentuali (3,0 nel precedente modello), l'errore quadratico medio è pari a 1,5 punti (2,2).

04. In tale esercizio sono stati utilizzati i valori realizzati dalle esogene (stock di capitale e SPREAD). L'andamento simulato, a eccezione del 2000 caratterizzato da una crescita del credito molto elevata attribuibile allo sviluppo delle operazioni di finanza straordinaria, approssima con sufficiente precisione l'andamento effettivo.¹² Tuttavia anche nel 2000 il modello riesce a spiegare circa i tre quarti della crescita. Nel complesso, pertanto, l'evidenza empirica porta a escludere l'esistenza di *break* strutturali nei parametri.

L'assenza di modifiche strutturali nel modello e i risultati della simulazione dinamica evidenziano che il rallentamento del credito registrato in Italia a partire dall'ultimo trimestre del 2003 è ascrivibile all'andamento delle variabili macroeconomiche. In particolare, al rallentamento del credito ha contribuito in misura pari a circa 2 punti percentuali la flessione del rapporto tra gli investimenti fissi e il margine operativo lordo.

5. Conclusioni

Questo lavoro ha presentato un modello econometrico per il credito bancario alle imprese in Italia per il periodo 1988-2004. I risultati empirici evidenziano nel lungo periodo un legame diretto del credito bancario con le attività immobilizzate (l'elasticità è pari a uno) e con il rapporto tra investimenti fissi e margine operativo lordo (l'incremento di un punto percentuale del rapporto produce un'espansione del credito del 2%). Le stime econometriche mostrano al contrario una correlazione negativa con il differenziale tra i tassi d'interesse: un aumento di 10 punti base del differenziale tra i tassi determinerebbe, infatti, una riduzione del credito nel lungo periodo pari allo 0,7%.

¹² Il modello, anche tenuto conto dell'ampiezza dell'orizzonte previsivo, evidenzia una buona capacità nel cogliere i punti di svolta. In particolare, l'andamento della crescita prevista segue con buona approssimazione quello effettivo, mantenendosi costante (anche se a un livello inferiore) tra il 2000:3 e il 2001:1 ed evidenziando una forte contrazione nei quattro trimestri compresi tra il 2001:2 e il 2002:1. Per tutto il 2002 l'andamento previsto continua a rimanere in linea con quello realizzato. Gli errori di previsione più accentuati, in corrispondenza con i punti di svolta nella crescita dei prestiti, sono da registrare agli inizi del 2003: il modello, infatti, tende ad anticipare al primo trimestre 2003 il rallentamento dei prestiti che ha inizio, nei dati realizzati, nel terzo trimestre di quell'anno. Alla fine del 2004, in corrispondenza con una nuova, seppure lieve, accelerazione dei prestiti alle imprese, il tasso di crescita del credito previsto è perfettamente in linea con quello realizzato.

L'analisi empirica rivela che gran parte della variabilità del credito bancario alle imprese nel medio-lungo periodo è attribuibile all'andamento dei tassi di interesse. Ciò trova conferma nell'ampia variabilità del differenziale tra i tassi nel periodo esaminato, superiore a quella del rapporto tra investimenti fissi e margine operativo lordo. Il coefficiente di *loading* del vettore di cointegrazione, sebbene fortemente significativo, si presenta molto contenuto: ciò indica un processo di riaggiustamento verso l'equilibrio di lungo periodo piuttosto lento nel caso di shock esogeni.

Nel breve periodo le variazioni nel credito alle imprese non risultano correlate con variazioni del capitale. Esse sono invece legate positivamente ad aumenti del fabbisogno finanziario dell'impresa e negativamente ad ampliamenti dello *spread* sui tassi d'interesse. Questo risultato indica pertanto che, se l'orizzonte di riferimento è contenuto, le scelte di indebitamento bancario delle imprese sono più influenzate da vincoli di liquidità e da condizioni di prezzo.

Le simulazioni dinamiche effettuate indicano una buona capacità previsiva del modello. Le analisi di stabilità escludono la presenza di modifiche strutturali nel quinquennio 2000-04, benché in tale periodo l'aggregato dei prestiti abbia registrato notevoli fluttuazioni. In particolare, la moderata espansione del credito bancario nel 2004 (5%, 8 nel 2003) è risultata sostanzialmente in linea con l'andamento delle determinanti macroeconomiche; al rallentamento ha contribuito in misura pari a circa 2 punti percentuali il calo del rapporto tra gli investimenti fissi e il margine operativo lordo delle imprese.

APPENDICE 1

Dettagli tecnici sui dati

La variabile LCRED è data dal logaritmo dei prestiti alle imprese. Questi ultimi sono calcolati sulla base delle Segnalazioni statistiche di vigilanza. Le stime econometriche sono state effettuate utilizzando l'aggregato introdotto nelle statistiche armonizzate per l'area dell'euro, disponibile a partire da giugno 1998, inclusivo delle sofferenze e dei pronti contro termine attivi. La definizione di imprese adottata è coerente con il Sistema Europeo dei Conti (SEC95) e comprende: le società e quasi società non finanziarie, incluse le holding che controllano e dirigono un gruppo di società la cui attività preva-

lente consiste nella produzione di beni e servizi non finanziari, e le famiglie produttrici.

Per gli anni antecedenti il 1998, le informazioni sono state parzialmente stimate, applicando alla consistenza di giugno di quell'anno le variazioni percentuali di un aggregato molto simile a quello armonizzato, ma non coincidente. Esso include le sofferenze ma non i pronti contro termine e contiene i prestiti concessi a tutte le società finanziarie di partecipazione.¹

Nella parte descrittiva del lavoro, eccetto che nel confronto internazionale, vengono commentati i prestiti al netto delle sofferenze. I prestiti a breve termine hanno scadenza originaria fino a 18 mesi, quelli a medio e a lungo termine oltre i 18 mesi.

La variabile SPREAD è ottenuta come differenza tra il tasso di interesse sui prestiti a breve termine e il tasso di interesse interbancario a tre mesi. Il tasso di interesse sui prestiti alle imprese a breve termine (relativo a prestiti con scadenza non superiore a un anno) è calcolato sulla base delle rilevazioni statistiche armonizzate sui tassi di interesse bancari praticati alle imprese residenti nell'area dell'euro. La serie storica è tuttavia disponibile solo a partire dal gennaio 2003. Prima del 2003 i dati sono stati ricostruiti utilizzando l'interpolazione mensile dei dati trimestrali della Centrale dei rischi relativi ai prestiti alle imprese con scadenza non superiore ai 18 mesi.

La variabile INVMOL è data dal rapporto tra gli investimenti fissi lordi (comprensivi cioè anche della variazione delle scorte) e il margine operativo lordo delle imprese. La variabile LK rappresenta il logaritmo del capitale netto delle imprese (immobilizzazioni materiali e immateriali al netto degli ammortamenti). I dati derivano dai conti della nuova contabilità nazionale dell'ISTAT.

¹ Nella classificazione vigente fino a maggio del 1998 non erano distinguibili, all'interno delle società finanziarie di partecipazione, quelle con prevalenti interessi finanziari da quelle che controllano e dirigono imprese di natura non finanziaria, le sole contemplate dal SEC95 nell'insieme delle imprese.

APPENDICE 2

Analisi di integrazione e specificazione del modello¹

La specificazione del modello econometrico adottato per la stima richiede una fase preliminare che permetta, attraverso opportuni test di ipotesi, di stabilire la dimensione e l'ordine di ritardo massimo del modello, la lista delle variabili endogene ed esogene, il set di *dummies* e di elementi deterministici presenti in modo da ottenere una distribuzione dei residui che abbia caratteristiche di normalità, omoschedasticità e mancanza di autocorrelazione. Inoltre, sulla base delle evidenze derivanti dai test di radice unitaria atti a stabilire l'ordine di integrazione di ciascuna variabile, viene determinata la struttura dinamica del modello e il numero di eventuali relazioni di cointegrazione.

TAVOLA A2.1

TEST DI INTEGRAZIONE AUGMENTED DICKEY-FULLER
(parametro di troncamento del ritardo ottimo pari a 4)

| Variabili | τ_τ | $\tau_{\beta\tau}$ | Φ_3 | Φ_2 | τ_μ | $\tau_{\alpha\mu}$ | Φ_1 |
|----------------------|-------------|--------------------|----------|----------|------------|--------------------|----------|
| LCRED | -1,68 | 1,41 | 1,79 | 2,57 | -1,68 | 1,36 | 2,78 |
| LK | -1,23 | 0,83 | 1,52 | 1,88 | -1,53 | 1,58 | 2,45 |
| SPREAD | -3,32 | 2,09 | 5,68 | 3,79 | -2,57 | 2,46 | 3,31 |
| INVMOL | -1,99 | -0,08 | 3,15 | 2,32 | -2,51 | -2,61 | 3,47 |
| Valori critici al 5% | -3,45 | 2,79 | 6,49 | 4,88 | -2,89 | 2,54 | 4,71 |

L'analisi uniequazionale delle serie storiche fornisce una prima indicazione circa l'ordine di integrazione e il polinomio di trend delle singole variabili.

Nella tavola A2.1 sono riportati i risultati del test di integrazione Augmented Dickey Fuller. I test sono riportati secondo la sequenza logica della procedura *à la* Dolado-Jenkinson che, al fine di tenere sotto controllo la potenza del test, parte da un modello generale con trend lineare per poi passare all'analisi di modelli con o senza costante.

Il logaritmo del credito alle imprese (LCRED), il logaritmo del capitale (LK), la differenza tra il tasso sui prestiti alle imprese a breve termine e il tasso interbancario a tre mesi (SPREAD), il rapporto tra gli investimenti fissi lordi e l'autofinanziamento (INVMOL) risultano tutte variabili integrate di ordine uno. I test relativi allo SPREAD indicano risultati al margine dei valori critici; per corroborare il risultato che la serie sia I(1), è stato effettuato un test di non stazionarietà a livello multivariato (cfr. Mosconi 1998) che conferma, tuttavia,

¹ L'analisi è stata effettuata utilizzando il pacchetto econometrico MALCOLM (Mosconi 1998).

questa situazione di *borderline stationarity*, con un *p-value* di poco inferiore al 4% (l'ipotesi nulla è di stazionarietà).

Nel modello di partenza per l'analisi di specificazione tutte le variabili sono considerate endogene. La tavola A2.2 riporta i risultati relativi ai diversi criteri di informazione utilizzati per la determinazione dell'ordine massimo del VAR: Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ) e il test basato sul rapporto di verosimiglianza (test LR corretto da Sims). Il test di Godfrey è stato utilizzato per verificare la presenza di autocorrelazione di ordine uno nei residui.

TAVOLA A2.2

CRITERI DI INFORMAZIONE

| Ritardo | AIC | HQ | LR | <i>p-value</i> | Godfrey 1 | <i>p-value</i> |
|---------|---------|---------|--------|----------------|-----------|----------------|
| 1 | -27,736 | -27,252 | NA | NN | 19,427 | 0,247 |
| 2 | -28,160 | -27,482 | 53,377 | 0,000 | 37,674 | 0,002 |
| 3 | -28,170 | -27,299 | 25,216 | 0,066 | 43,534 | 0,000 |
| 4 | -28,449 | -27,385 | 38,608 | 0,001 | 12,997 | 0,673 |
| 5 | -28,429 | -27,171 | 20,276 | 0,208 | 18,855 | 0,276 |
| 6 | -28,414 | -26,963 | 19,006 | 0,268 | 30,008 | 0,018 |

In base all'analisi dei diversi criteri e data anche la natura trimestrale delle serie utilizzate nell'analisi, si è ritenuto opportuno scegliere un ordine pari a 4. Per quest'ordine di ritardo l'ipotesi di assenza di autocorrelazione dal test Godfrey viene ampiamente accettata.

L'introduzione di due *dummies* puntuali per il quarto trimestre del 1988 e il terzo trimestre del 1992 permette di normalizzare i residui del modello (cfr. tavola A2.3).

Date le proprietà delle serie analizzate, che evidenziano la presenza di

TAVOLA A2.3

TEST DI NORMALITÀ DEI RESIDUI

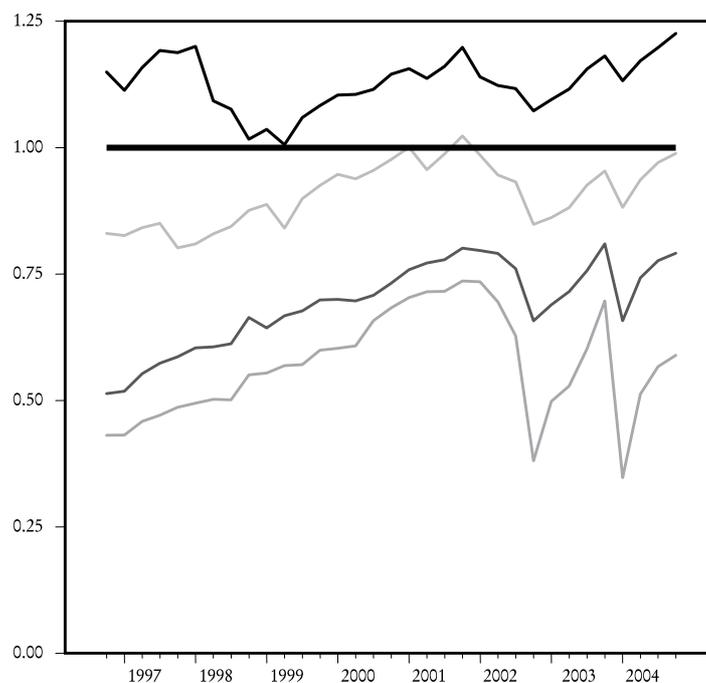
| Skewness | <i>p-value</i> | Kurtosis | <i>p-value</i> | Skew. & Kurt. | <i>p-value</i> |
|----------|----------------|----------|----------------|---------------|----------------|
| 1,446 | 0,152 | 0,355 | 0,551 | 29,268 | 0,108 |

Nota: la normalità è accettata quando il *p-value* è superiore a 0,05.

variabili integrate del primo ordine con *drift*, la determinazione del rango di cointegrazione è stata condotta all'interno di un modello che esclude la presenza di trend nelle componenti stazionarie.

All'interno del modello I(1), l'inferenza sul rango di cointegrazione è stata effettuata attraverso una sequenza di test LR (Johansen 1995). La distribuzione asintotica di questi test, tuttavia, è valida solo in assenza di variabili *dummies*. In presenza di variabili *dummies*, la distribuzione asintotica dei test LR deve essere tabulata *ad hoc* (Johansen e Nielsen 1993). L'evidenza derivante dal *trace test* indica un rango di cointegrazione pari a uno. Tale risultato va tuttavia

FIGURA A1

ANALISI ITERATIVA DELL'ORDINE DI COINTEGRAZIONE
DI HANSEN E JOHANSEN (R-MODEL)

La figura soprastante rappresenta l'evoluzione della statistica del rango di cointegrazione, riscalata rispetto al valore critico (l'intervallo di confidenza al 95% è stato normalizzato a uno). Il test è stato calcolato in modo ricorsivo negli ultimi otto anni del periodo campionario escludendo dal modello le variabili *dummies*. Vi è un'unica linea che permane sopra il valore uno per tutto il periodo campionario.

interpretato con cautela in quanto, come sopra evidenziato, i valori critici non sono appropriati. Perciò, al fine di fornire una prova della robustezza del test di rango, abbiamo utilizzato la procedura iterativa suggerita da Hansen e Johansen (1993) escludendo le *dummies* dal modello. Anche in questo caso il risultato di un rango pari a uno viene confermato; una seconda componente, presumibilmente lo SPREAD, risulta stazionaria solo per alcuni trimestri (Figura A1).

Dall'esame della velocità di aggiustamento in caso di una deviazione dall'equilibrio di lungo periodo si può valutare il contributo degli scostamenti dalle relazioni di cointegrazione alla dinamica delle singole variabili. In particolare si può sottoporre a verifica l'ipotesi di esogenità debole di ciascuna variabile rispetto al sistema, ovvero verificare la capacità del modello di spiegare le variazioni di breve periodo di tale variabile. I test di esogenità debole così specificati sono riportati nella tavola A2.4.

TAVOLA A2.4

TEST DI ESOGENITÀ DEBOLE*

| Variabile | Log-Lik sotto l'ipotesi H0 | Log-Lik sotto l'ipotesi HA | Test χ^2 ¹ | Livello di significatività |
|-----------|-------------------------------|-------------------------------|----------------------------|-------------------------------|
| LCRED | 1100.479 | 1103.895 | 6.831 | 0.009 |
| INVMOL | 1100.706 | 1103.895 | 6.377 | 0.011 |
| LK | 1103.872 | 1103.895 | 0.046 | 0.828 |
| SPREAD | 1102.868 | 1103.895 | 2.054 | 0.152 |

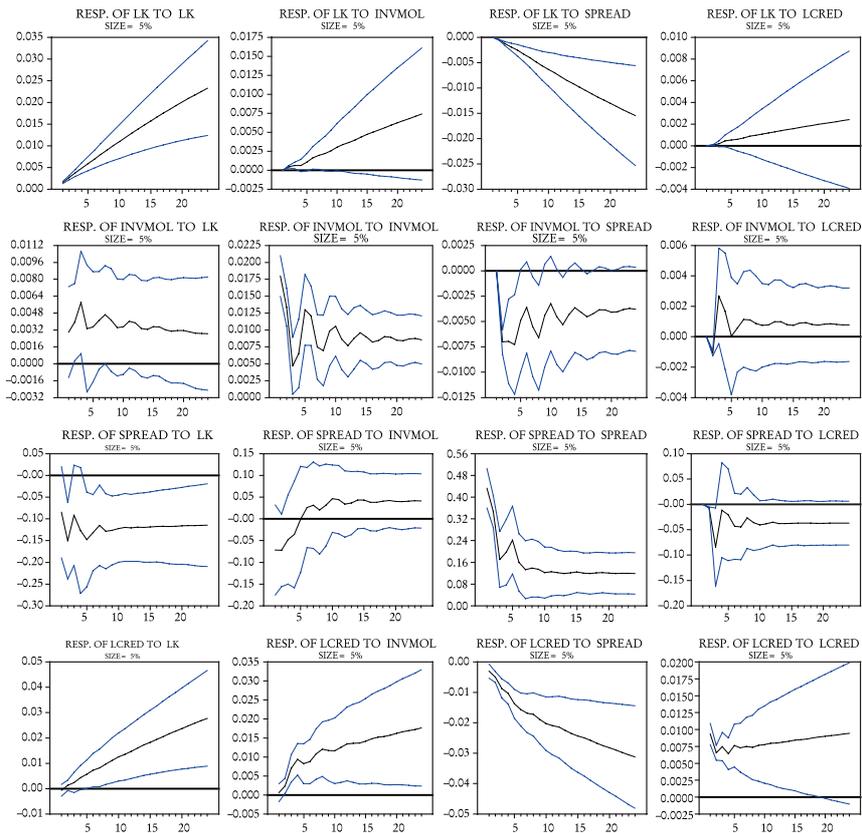
* L'esogenità debole viene accettata quando il livello di significatività è superiore al 5%.

I test sono relativi all'ipotesi di esogenità debole rispetto al sistema basato sulla significatività congiunta delle velocità alle quali i tassi di crescita di ciascuna variabile si aggiustano verso le relazioni di lungo periodo (Johansen 1995). Se non è possibile rifiutare questa ipotesi, allora il modello può essere scritto, senza perdita di informazioni, in una versione parziale che esclude la modellizzazione della dinamica delle variabili debolmente esogene rispetto al sistema, mentre queste variabili continuano a entrare nella relazione di lungo periodo (Harris 1995).

Per una descrizione dettagliata del modo di calcolo delle funzioni di risposta a impulso delle variabili in livello a partire dalla stima del VAR cointegrato si vedano Pesaran e Shin (1998) e Pesaran e Smith (1998).

APPENDICE 3

RISULTATI DELL'ANALISI VAR STRUTTURALE
(funzioni di risposta a impulso)



Nota: *LK* = logaritmo dello stock di capitale; *INVMOL* = rapporto tra investimenti fissi e margine operativo lordo; *SPREAD* = differenza tra il tasso sui prestiti a breve termine alle imprese e il tasso interbancario a tre mesi; *LCRED* = logaritmo del credito alle imprese.

BIBLIOGRAFIA

- ANGELINI, P. e N. CETORELLI (2002), "The effects of regulatory reform on competition in the banking industry", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 35, no. 5, pp. 663-84.
- BANCA D'ITALIA (2001), *Bollettino Economico*, n. 37, ottobre.
- BANCA D'ITALIA (2002), *Bollettino Economico*, n. 39, novembre.
- CALZA, A., M. MANRIQUE e J. SOUSA (2003), "Aggregate loans to the euro area private sector", *ECB Working Paper*, no. 202.
- CASOLARO, L. e L. GAMBACORTA (2005), "Un modello econometrico per il credito bancario alle famiglie", *Moneta e Credito*, vol. LVIII, n. 229, pp. 29-56.
- CIOCCA, P. (2000), *La nuova finanza in Italia. Una difficile metamorfosi (1980-2000)*, Bollati Boringhieri, Torino.
- FOCARELLI, D. e P. ROSSI (1998), "La domanda di finanziamenti bancari in Italia e nelle diverse aree del Paese (1984-1996)", *Temi di discussione*, n. 333, Banca d'Italia.
- FRIEDMAN, B. e K. KUTTNER (1993), "Economic activity and the short-term credit markets: an analysis of prices and quantities", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, pp. 193-283.
- GIANNINI, C. (1992), *Topics in Structural VAR Econometrics*, Springer Verlag, New York.
- HANSEN, H. e S. JOHANSEN (1993), *Recursive Estimation in Cointegrated VAR Models*, University of Copenhagen, Institute of Mathematical Statistics, Copenhagen.
- HARRIS, R. (1995), *Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Prentice Hall, Harvester Wheatsheaf, London.
- JOHANSEN, S. (1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford and New York.
- JOHANSEN, S. e B.G. NIELSEN (1993), *Asymptotic for Cointegration Rank Tests in the Presence of Intervention Dummies*, Manuale per il programma di simulazione "DisCo", Oxford University; <http://www.nuff.ox.ac.uk/users/nielsen/disco.html>.
- KING, R.G. e R. LEVINE (1993), "Finance and growth: Schumpeter might be right", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 108, no. 3, pp. 717-37.
- MOSCONI, R. (1998), *Malcolm: The Theory and Practice of Cointegration Analysis in RATS*, ver. 2, Politecnico di Milano, Milano.
- OSTERWALD-LENUM, M. (1992), "A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, no. 3, pp. 461-72.
- PAGAN, A.R. (1991), "Three econometric methodologies: a critical appraisal", in C.W.J. Granger eds, *Modelling Economic Series: Readings in Econometric Methodology*, Oxford University Press, Oxford, pp. 97-120.
- PAGANO, M., F. PANETTA e L. ZINGALES (1998), "Why do companies go public? An empirical analysis", *The Journal of Finance*, vol. 53, no. 1, pp. 27-64.
- PESARAN, H.M. e Y. SHIN (1998), "Generalised impulse response analysis in linear multivariate models", *Economic Letters*, vol. 58, no. 1, pp. 17-29.

- PESARAN, H.M. e R.P. SMITH (1998), "Structural analysis of cointegrating VARs", *Journal of Economic Surveys*, vol. 12, no. 5, pp. 471-506.
- POZZOLO, A.F. (2004), "The role of guarantees in bank lending", *Temi di discussione*, no. 528, Banca d'Italia.
- RAJAN, R.G. e L. ZINGALES (1998), "Financial dependence and growth", *The American Economic Review*, vol. 88, no. 3, pp. 559-86.
- REIMERS, H.E. (1993), "Lag order determination in cointegrated VAR systems with application to small German macro-models", contributo presentato al convegno organizzato dall'Econometric Society European Meeting, Uppsala, agosto.
- SIMS, C.A. (1980), "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, vol. 48, no. 1, pp. 1-48.