

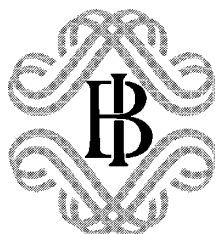
**BANCA D'ITALIA**

**Temi di discussione**

**del Servizio Studi**

**La domanda di finanziamenti bancari in Italia  
e nelle diverse aree del Paese (1984-1996)**

di Dario Focarelli e Paola Rossi



**Numero 333 - Maggio 1998**

*La serie “Temi di discussione” intende promuovere la circolazione, in versione provvisoria, di lavori prodotti all’interno della Banca d’Italia o presentati da economisti esterni nel corso di seminari presso l’Istituto, al fine di suscitare commenti critici e suggerimenti.*

*I lavori pubblicati nella serie riflettono esclusivamente le opinioni degli autori e non impegnano la responsabilità dell’Istituto.*

*Comitato di redazione:*

MASSIMO ROCCAS, CARLO MONTICELLI, GIUSEPPE PARIGI, ROBERTO RINALDI, DANIELE TERLIZZESE; SILIA MIGLIARUCCI (*segretaria*).

## LA DOMANDA DI FINANZIAMENTI BANCARI IN ITALIA E NELLE DIVERSE AREE DEL PAESE (1984-1996)

di Dario Focarelli (\*) e Paola Rossi (\*\*)

### Sommario

In Italia, nella seconda metà degli anni ottanta e nei primi anni novanta, il credito bancario è cresciuto a un ritmo sostenuto; nel quadriennio 1993-96, invece, i prestiti sono aumentati in misura contenuta, diminuendo in termini reali.

Tale andamento solleva alcuni quesiti a cui il lavoro vuole dare risposta: a) la domanda di credito delle imprese ha subito dopo il 1993 una modifica strutturale? b) ci sono differenze sistematiche nei parametri della domanda di credito nelle diverse aree del paese? c) se queste differenze esistono, come hanno influenzato i recenti andamenti del credito?

L'evidenza proposta delinea un quadro piuttosto chiaro: la domanda di credito appare a livello nazionale stabile nel periodo di osservazione. Alla contrazione nella dinamica del credito ha contribuito, per una parte piuttosto piccola (circa 3 punti percentuali in ragione d'anno), l'aumento del costo-opportunità dei finanziamenti e, per la gran parte (circa 10 punti percentuali in ragione d'anno), la sostanziale contrazione degli investimenti in rapporto ai margini lordi delle imprese.

Nelle diverse aree del paese la domanda di credito presenta caratteristiche differenti. In particolare, al Nord-Est è stata verificata una minore elasticità ai tassi e una maggiore agli investimenti rispetto alle altre aree del paese. Non si può, infine, escludere che al Nord-Ovest e al Centro possano essersi verificati dei cambiamenti nella funzione di domanda.

---

(\*) Banca d'Italia, Servizio Studi.

(\*\*) Banca d'Italia, Sede di Milano, Nucleo per la ricerca economica.

## Indice

1. Introduzione .....	p. 9
2. I fatti stilizzati .....	p. 11
3. Lo schema di riferimento per l'analisi empirica .....	p. 14
4. La domanda di credito in Italia .....	p. 17
4.1 La stima del modello e le relazioni di lungo periodo .....	p. 18
4.2 La stima della domanda di credito .....	p. 22
4.3 La stabilità dell'equazione della domanda di credito .....	p. 25
5. Il confronto territoriale .....	p. 27
5.1 Le stime della domanda di credito per le diverse aree del paese .....	p. 27
5.2 La stabilità delle equazioni e la previsione in simulazione .....	p. 30
6. Conclusioni .....	p. 34
Riferimenti bibliografici .....	p. 36

## 1. Introduzione<sup>1</sup>

Nella seconda metà degli anni ottanta e nei primi anni novanta in Italia gli aggregati creditizi sono cresciuti a un ritmo sostenuto: in rapporto al PIL, il credito bancario alle imprese è aumentato dal 32 per cento del 1985 al 45 per cento circa del 1993. Questo aumento è avvenuto in corrispondenza della completa liberalizzazione del mercato bancario e parallelamente all'incremento della pressione concorrenziale sul mercato degli impieghi, che pure era già più forte rispetto a quella sulla raccolta (Ciocca, Giannoni e Nanni, 1981). Dopo la fase di forte espansione, la dinamica del credito ha mostrato una chiara inversione di tendenza: nel corso del 1993, i prestiti bancari hanno subito un vero e proprio crollo rispetto ai tassi di crescita del periodo precedente; anche la ripresa successiva è risultata debole e di breve durata, pur in presenza di una significativa espansione degli investimenti nel 1995; il rapporto tra credito alle imprese e PIL si è ridotto costantemente a partire dal 1993, scendendo al 39 per cento nel 1996.

Il primo quesito che tale andamento solleva, quindi, è se vi sia stato un cambiamento strutturale nella funzione di domanda di credito. Da un lato, i numerosi cambiamenti intervenuti nel settore bancario avrebbero potuto determinare

---

<sup>1</sup> Si desidera ringraziare Ignazio Angeloni, Piero Casadio, Domenico Delli Gatti, Roberto Rinaldi, Valeria Sannucci, Roberto Tedeschi e Daniele Terlizese per gli utili suggerimenti. Naturalmente, gli errori o le imprecisioni rimanenti sono di esclusiva responsabilità degli autori.

un certo grado di instabilità dei parametri. D'altra parte, la dinamica dei prestiti potrebbe essere spiegata più semplicemente dall'aumento cospicuo dei margini di profitto delle imprese, dovuto soprattutto alla forte crescita delle esportazioni.

Un secondo aspetto che si ritiene necessario approfondire riguarda il ruolo delle differenze regionali nel determinare l'andamento della domanda di prestiti. L'Italia è caratterizzata infatti da profonde differenze sia nella struttura industriale sia in quella finanziaria; tali differenze sono state accentuate dalla ripresa economica del 1994-95, caratterizzata da un impatto asimmetrico all'interno del paese. È così possibile attendersi differenze anche significative nei parametri della funzione di domanda e nelle determinanti della debolezza della dinamica del credito a seconda delle aree territoriali analizzate.

Per rispondere a tali quesiti si è stimata la domanda di credito sia a livello nazionale sia nelle diverse aree. Per l'Italia è stata utilizzata una procedura a due stadi, in modo da identificare un modello stilizzato del mercato del credito, costituito da un sistema di tre equazioni che determinano simultaneamente l'offerta di finanziamenti da parte delle banche, la domanda di credito delle imprese e la decisione di investimento. Si è quindi stimata una forma ridotta di questo sistema per le diverse aree geografiche.

Il lavoro è organizzato come segue. Nel paragrafo 2 sono descritti i fatti stilizzati relativi all'andamento del

credito erogato alle imprese negli ultimi dieci anni; nel paragrafo 3 viene effettuata l'analisi della domanda di credito per l'Italia, dopo aver brevemente descritto lo schema di riferimento utilizzato per la verifica empirica. Si procede quindi alla stima e al confronto delle funzioni di domanda di credito nelle diverse aree del paese, nonché a verificare la stabilità delle relazioni così individuate. Nell'ultimo paragrafo si formulano alcune considerazioni conclusive.

## **2. I fatti stilizzati**

La dinamica dei prestiti alle imprese, dopo il periodo di forte espansione compreso tra il 1986 e il 1989, ha registrato prima un rallentamento e poi un vero e proprio crollo nel corso del 1993 (fig. 1). Successivamente è rimasta su valori contenuti. In termini reali e in rapporto al PIL il credito è in calo dal 1993 (fig. 2).

La dinamica del credito mostra una evidente correlazione positiva con l'andamento del rapporto tra gli investimenti e il margine operativo lordo delle imprese (fig. 1). Nel periodo tra il 1986 e il 1992 tale rapporto era di poco inferiore al 70 per cento. Dopo la caduta avvenuta nel biennio 1992-93, il rapporto tra investimenti e margini è rimasto sostanzialmente stabile intorno al 50 per cento nell'ultimo triennio. La caduta del rapporto è interamente determinata dalla brusca contrazione degli investimenti nel 1993 (fig. 3); successivamente, la crescita degli investimenti è stata paragonabile a quella dei margini operativi.

Fig. 1

**CREDITO ALLE IMPRESE E RAPPORTO TRA GLI INVESTIMENTI  
E IL MARGINE OPERATIVO LORDO**

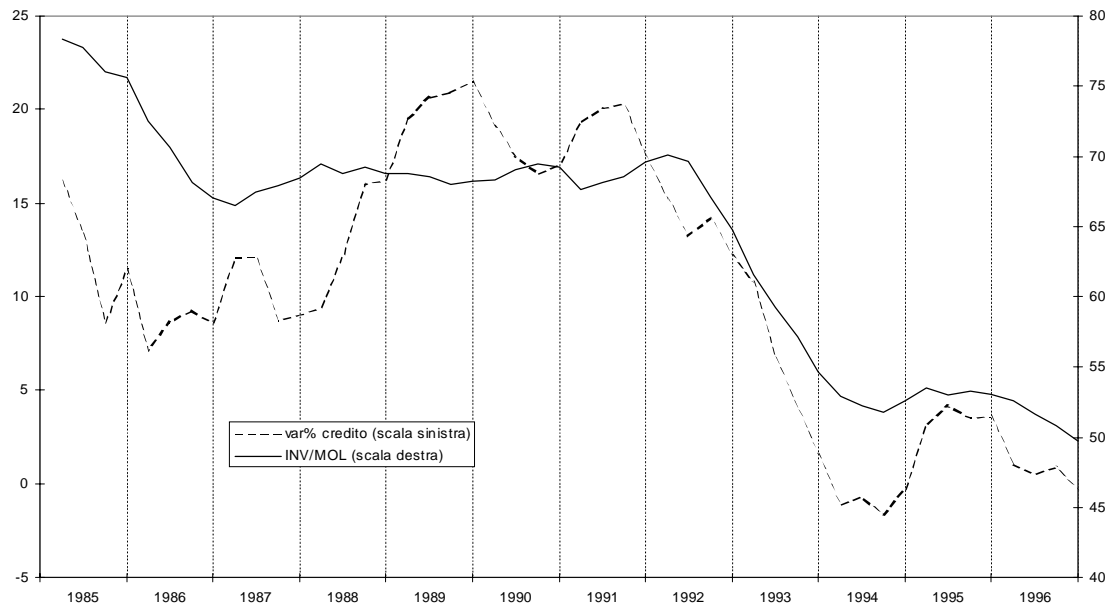
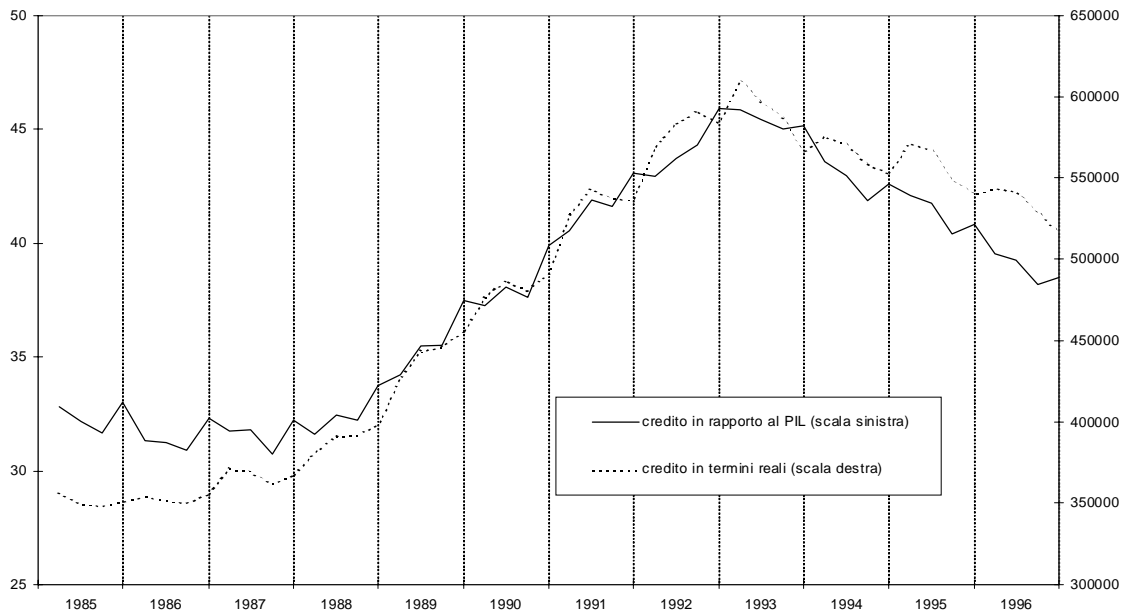


Fig. 2

**CREDITO ALLE IMPRESE IN RAPPORTO AL PIL  
E IN TERMINI REALI (1)**



(1) I dati relativi al credito alle imprese (in miliardi di lire) sono stati deflazionati con il deflatore trimestrale del PIL (a prezzi 1990). Il rapporto tra credito e PIL è in valori percentuali.



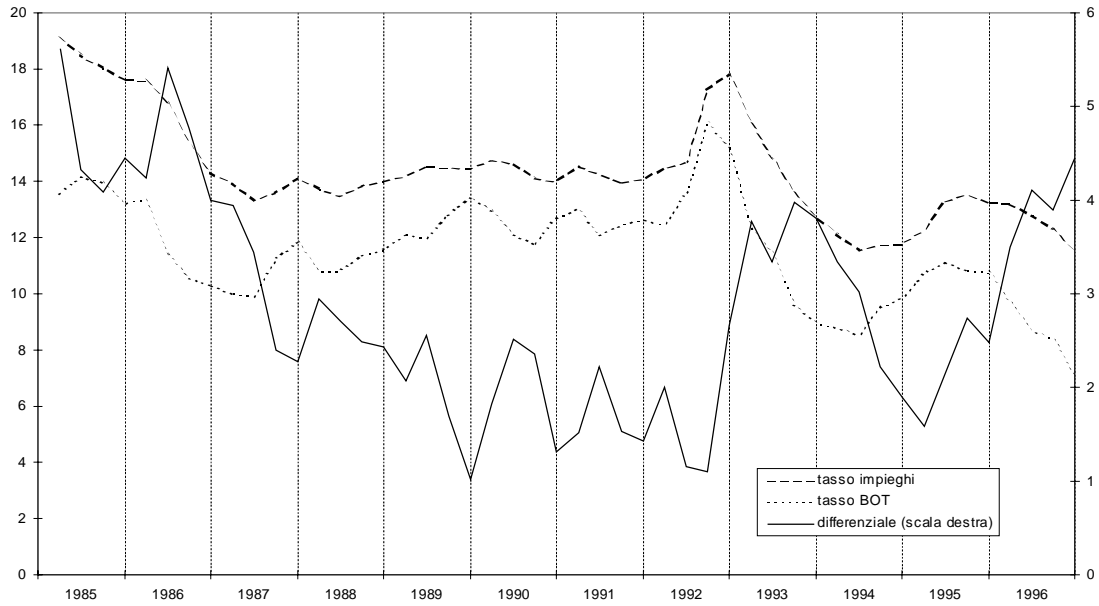
Fig. 3

### ANDAMENTO DEGLI INVESTIMENTI E DEL MARGINE OPERATIVO LORDO DELLE IMPRESE



Fig. 4

### TASSI DI INTERESSE SUGLI IMPIEGHI E SUI BOT



Alla riduzione della dinamica del credito ha contribuito l'ampliarsi del divario tra i tassi applicati sui prestiti bancari e il rendimento dei titoli di Stato. Tra il 1993 e il 1996 il livello di tale differenziale era pari a 3,15 punti percentuali, di oltre un punto superiore a quello registrato nel periodo tra il 1988 e il 1992 (fig. 4).

### **3. Lo schema di riferimento per l'analisi empirica**

Nella letteratura il *flusso* dei finanziamenti richiesto dalle imprese in un dato periodo è considerato funzione del loro fabbisogno finanziario e del costo-opportunità del credito bancario (Friedman e Kuttner, 1993).

La letteratura teorica associa il costo-opportunità al tasso di interesse su fonti finanziarie esterne all'impresa, alternative al credito bancario. In genere il tasso di riferimento è rappresentato dal tasso sull'emissione di *commercial papers* o di obbligazioni. Se il costo del credito aumenta rispetto al tasso sull'emissione di *commercial papers*, la domanda di credito diminuisce e le imprese ricorrono maggiormente al collocamento di titoli di debito per finanziarsi.

Tale meccanismo, tuttavia, vale solo se vi è un mercato dei capitali sviluppato, tale da permettere alle imprese di raccogliere fondi sufficienti per finanziare i propri progetti di investimento. In Italia, malgrado molte delle imprese di maggiori dimensioni abbiano questa possibilità, il fenomeno



approssimazione della "ricchezza netta" delle imprese è funzione del differenziale tra il tasso sugli impieghi e il rendimento dei BOT. La specificazione adottata nel lavoro, che considera il flusso di credito come funzione degli investimenti e del MOL, è tuttavia l'unica praticabile a livello regionale, per l'impossibilità di stimare sia il fabbisogno finanziario delle imprese sia il capitale fisico nelle varie aree del paese. L'approccio utilizzato ha il vantaggio, inoltre, di non dover procedere alla stima del capitale fisico delle imprese che presenta numerose difficoltà di ordine statistico anche a livello nazionale<sup>2</sup>.

La stima sui dati di flusso presenta, d'altra parte, il problema che le relazioni identificate tra le variabili non garantiscono a priori l'equilibrio dei corrispondenti stock. L'analisi degli stock può essere effettuata solo specificando una condizione iniziale rispetto al periodo considerato, che però potrebbe non essere una condizione di equilibrio. Questo problema potrebbe ridurre l'utilità per le previsioni su un orizzonte di più lungo termine che, quindi, vanno trattate con una cautela particolare.

---

<sup>2</sup> Nel modello della Banca d'Italia tale stima è effettuata cumulando il fabbisogno finanziario delle imprese, parzialmente stimato sulla base dei Conti Istituzionali dell'Istat, dopo aver imposto un valore iniziale della "ricchezza netta" derivata dalla contabilità finanziaria. I problemi sono dovuti all'esistenza di discrepanze, anche consistenti, tra la contabilità istituzionale e quella finanziaria e dalla difficoltà nella valutazione ai prezzi di mercato del valore del capitale delle imprese. A causa di tali problemi la stima della "ricchezza netta" può variare a seconda del periodo iniziale considerato.

**DEFINIZIONE E FONTI DEI DATI**

La variabili considerate sono:

$\Delta$ CRED: variazione del credito bancario. I dati si riferiscono alle operazioni di prestito con le imprese, definite come società non finanziarie, finanziarie di partecipazione, sia private sia di proprietà pubblica (escluse le imprese municipalizzate e le aziende autonome) e imprese individuali (famiglie produttrici). Fino al 1990 la fonte dei dati è la Centrale dei rischi, sia per le serie nazionali sia per quelle regionali. Successivamente, per l'Italia sono state utilizzate le Segnalazioni di Vigilanza.

MOL: margine operativo lordo delle imprese.

INV: investimenti effettuati dalle imprese e variazione delle scorte.

TATT: tasso di interesse sui prestiti in lire; fonte Centrale dei rischi.

TBOT: tasso medio sui BOT.

I dati riferiti a MOL e INV derivano dai conti della nuova contabilità nazionale dell'Istat. I dati relativi alle aree territoriali sono stati tratti dalla contabilità regionale dell'Istat, disponibile fino al 1993; le serie sono state aggiornate al 1995 utilizzando le stime della contabilità regionale effettuate da Prometeia. Questi dati, di frequenza annuale, sono stati trimestralizzati sulla base delle corrispondenti serie nazionali.

Quando precedute dal prefisso, L le variabili sono espresse in logaritmi.

**4. La domanda di credito in Italia**

L'analisi empirica della domanda di credito per l'Italia è stata effettuata utilizzando una procedura a due stadi. Nel primo, è stata applicata la metodologia di stima di massima verosimiglianza proposta da Johansen, 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, i vettori di cointegrazione individuati sono stati utilizzati nella stima uni-equazionale della domanda di credito, dopo aver verificato che tale stima rimane efficiente.

Un modo alternativo per ottenere una stima della funzione di domanda di credito consiste nell'identificare una forma ridotta del modello attraverso una singola equazione, stimando contemporaneamente il lungo periodo e la dinamica con il metodo OLS. Questa modalità di stima, pur non godendo delle proprietà teoriche della procedura proposta da Johansen, è chiaramente più semplice da applicare nel confronto territoriale.

#### 4.1 *La stima del modello e le relazioni di lungo periodo*

L'analisi è stata compiuta per il periodo 1984.2-1996.4, includendo *dummies* stagionali; il VAR stimato è di ordine 1 e i residui sono normali sia con riferimento alle singole equazioni che per il sistema nel suo complesso.

La procedura di selezione contemporanea del rango di cointegrazione e del trend deterministico evidenzia che il rango di cointegrazione è pari a 3; il modello che meglio si adatta ai dati è quello che non impone vincoli sulla costante, mentre esclude la presenza di trend nelle variabili<sup>3</sup>.

---

<sup>3</sup> Le stime di cointegrazione sono state effettuate con i software MALCOLM e PCGIVE. La presenza di un quarto vettore di cointegrazione non è rifiutata dai dati all'usuale livello di significatività del 5 per cento. Tuttavia, tale ipotesi non appare robusta: in particolare, l'analisi della stabilità del rango di cointegrazione evidenzia che il quarto vettore viene accettato solo dal 1993. L'interpretazione a favore di tre vettori di cointegrazione viene confermata considerando una *intervention dummy* riferita ai periodi 1992.3 e 1992.4. In questo caso il risultato è univoco: il rango di cointegrazione è pari a 3 e stabile nel tempo; il modello preferito è quello che non impone vincoli sulla costante, mentre esclude la presenza di trend nelle variabili.

Si è quindi proceduto a identificare lo spazio di cointegrazione mediante l'imposizione di vincoli in grado distinguere le equazioni del modello interpretabili da un punto di vista economico (tav. 2).

Tav. 2

### IDENTIFICAZIONE E STIMA DEI VETTORI DI COINTEGRAZIONE

PERIODO : 1984.2-1996.4  
 VARIABILI : DLCRE, LINV, TATT, LMOL, TBOT  
 NUMERO DI RITARDI : 1  
 STAGIONALITÀ : DUMMY TRIMESTRALI  
 MODELLO : I(1)  
 RANGO DI COINT.(r): 3  
 TREND :  $\alpha_0 = \alpha_0$  ;  $\alpha_1 = 0$

#### IDENTIFICAZIONE DI $\beta$

RESTRIZIONI:

	B(1)	BB(2)	BB(3)
DLCRE	1 0	0 0	0
LINV	0 1	1 0	0
TATT	0 0	0 0	1
LMOL	0-1	0 1	0
TBOT	0 0	0 0	-1

LOG-LIKELIHOOD CON H0 : 622,22321  
 LOG-LIKELIHOOD CON HA : 624,72093  
 GRADI DI LIBERTÀ : 4  
 CHI2 : 4,99544  
 LIVELLO DI SIGNIFICATIVITÀ : 0,28777

#### LE MATRICI $\alpha$ E $\beta$

DLCRE	-0,99700	-0,05684	-0,00964
LINV	0,75914	-0,67704	-0,03616
TATT	-0,20906	-1,39491	-0,44834
LMOL	-0,16236	-0,13775	-0,00691
TBOT	3,99067	-0,31809	-0,23432
DLCRE	1,00000	0,00000	0,00000
LINV	-0,10875	1,00000	0,00000
TATT	0,00000	0,00000	1,00000
LMOL	0,10875	-0,45892	0,00000
TBOT	0,00000	0,00000	-1,00000

I tre vettori di cointegrazione individuati - riportati di seguito - sono coerenti con le ipotesi esposte nel paragrafo precedente.

$$(VE1) \quad \Delta LCRE = 0,109 \cdot (LINV - LMOL)$$

$$(VE2) \quad LINV = 0,459 \cdot (LMOL)$$

$$(VE3) \quad TATT = TBOT$$

La prima relazione (VE1) individua la domanda di credito. La restrizione per cui le due variabili - MOL e investimenti - hanno lo stesso coefficiente con segno opposto è accettata dai dati. Di conseguenza, le variazioni nel lungo periodo sono determinate dal rapporto tra investimenti e margini operativi, che rappresenta una *proxy* del fabbisogno finanziario delle imprese: stabile tale quota, il credito cresce in modo costante, coerente con la crescita nominale dei due aggregati.

La relazione individuata è in linea con il filone di letteratura recente che sottolinea l'esistenza di una gerarchia nelle fonti di finanziamento<sup>4</sup>: le aziende finanziano i propri investimenti in primo luogo con fonti interne e solo successivamente, per la parte non coperta da queste ultime, ricorrono a fonti esterne, principalmente costituite da credito bancario.

---

<sup>4</sup> Myers e Majluf (1984), Fazzari, Hubbard e Petersen (1988).



Tale interpretazione è coerente anche con il secondo vettore di cointegrazione (VE2), che rappresenta una relazione positiva tra gli investimenti e il MOL. Al crescere del MOL, tuttavia, gli investimenti crescono meno che proporzionalmente. Questo risultato potrebbe essere dovuto alla esclusione di variabili rilevanti nel modello, oppure al periodo di osservazione relativamente breve: l'andamento del rapporto tra investimenti e MOL nel periodo (fig. 1) evidenzia un trend decrescente che porta a rifiutare l'ipotesi che le imprese abbiano mantenuto costante tale rapporto.

Il terzo vettore (VE3) indica una relazione stabile tra tasso di interesse sui crediti e tasso sui BOT. Questo risultato è coerente con l'evidenza empirica messa in luce anche in altri studi per l'Italia e rivela come, nel lungo periodo, il livello dei tassi di interesse sul credito è determinato dalle condizioni prevalenti sul mercato monetario, che identificano l'effettivo costo di rifinanziamento del sistema bancario<sup>5</sup>. Il coefficiente che lega il tasso sugli impieghi e quello sui BOT, infatti, non è statisticamente diverso da 1: nel lungo periodo, variazioni del tasso sui BOT determinano variazioni di pari ammontare del tasso sugli impieghi bancari. Eventuali scostamenti nel breve periodo sono determinati dalla vischiosità nel processo di aggiustamento.

---

<sup>5</sup> Per una analisi del processo di trasmissione delle condizioni prevalenti sul mercato monetario ai tassi attivi, cfr. Buttiglione, Del Giovane e Gaiotti (1997).

#### 4.2 La stima della domanda di credito

La possibilità di stimare la domanda di credito attraverso una singola equazione, utilizzando le relazioni di lungo periodo individuate con la stima di massima verosimiglianza del modello multiequazionale, è condizionata dal verificarsi della esogeneità debole della corrispondente relazione di cointegrazione (VE1) nelle equazioni relative alle altre variabili<sup>6</sup>. In pratica, si verifica l'ipotesi nulla che nella matrice degli  $\alpha$  siano pari a zero coefficienti relativi all'intera prima colonna, con l'eccezione del primo valore. Sia pure all'8 per cento, tale ipotesi nulla non è rifiutata (tav. 3).

Tav. 3

#### TEST DI ESOGENEITÀ DEBOLE

Ipotesi nulla: restrizione sui  $\beta$  come nella tavola 2; nella prima colonna gli  $\alpha$  sono pari a zero con l'eccezione del coefficiente sulla prima riga

##### LE MATRICI $\alpha$ E $\beta$

DLCRE	-1,0720	-0,0574	-0,01002
LINV	0,0000	-0,6808	-0,04012
TATT	0,0000	-1,355	-0,44400
LMOL	0,0000	-0,1378	-0,00594
TBOT	0,0000	-0,2357	-0,25110
DLCRE	1,0000	-0,0000	0,00000
LINV	-0,1072	1,0000	0,00000
TATT	0,0000	0,0000	1,00000
LMOL	0,1072	-0,4634	0,00000
TBOT	0,0000	0,0000	-1,00000

loglik = 619,78    unrloglik = 624,721

LR-test, rango=3: Chi2(÷5) = 9,8826 [0,0786]

<sup>6</sup> Si vedano per la teoria Johansen (1992a), per due applicazioni Johansen (1992b) e Rinaldi e Tedeschi (1996).

La stima della domanda di credito nella forma strutturale, dopo aver imposto i vettori di cointegrazione calcolati nel sistema e aggiungendo nella dinamica la variazione contemporanea delle variabili debolmente esogene, è riportata nella tavola 4 (pannello di sinistra).

Tav. 4

**STIMA DELLA DOMANDA DI CREDITO PER L'ITALIA**

variabile dipendente: $\Delta$ LCRED; periodo di stima: 1984.4-1996.4					
procedura a due stadi (E1)			stima non vincolata (E2)		
variabile	coeff.	t-test	variabile	coeff.	t-test
costante	0,386	2,6	costante	0,381	2,6
$\Delta$ LMOL	-0,119	-2,4	$\Delta$ LMOL	-0,116	2,3
VE1	-1,000	***	$\Delta$ LCRED (-1)	-1,000	***
VE2	-0,053	-2,2	LINV (-1)	0,053	1,9
VE3	-0,008	-3,5	LMOL (-1)	-0,081	-4,8
			TATT-TBOT(-1)	-0,008	-3,6
R <sup>2</sup> agg.	0,929		R <sup>2</sup> agg.	0,927	
S.E.	0,0115		S.E.	0,0116	
D.W.	1,85		D.W.	1,86	
test coeff. VE1=-1	F = 0,315	Pr.=57,8	test coeff. $\Delta$ LCRED=-1	F = 0,348	Pr.=55,8
CHOW TEST (break 92.3)	F(22,7)=1,76	Pr.=22,6	CHOW TEST (break 92.3)	F(23,8)=1,86	Pr.=18,4
relazione di lungo periodo	$\Delta$ LCRED = 0,056 LINV -0,085 LMOL -0,008 (TATT-TBOT)		relazione di lungo periodo	$\Delta$ LCRED = 0,053 LINV - 0,081 LMOL -0,008 (TATT-TBOT)	
I t-statistici calcolati secondo la procedura di White. Nella regressione sono considerate <i>dummies</i> stagionali e due <i>dummies</i> riferite ai periodi 1986.1 e 1987.3 in cui era stato reintrodotta il massimale sugli impieghi.					

Il processo di aggiustamento in presenza di uno squilibrio nella domanda di credito avviene in un trimestre: l'equazione accetta, infatti, la restrizione a 1 del coefficiente relativo al primo vettore di cointegrazione. Le stime evidenziano inoltre un coefficiente di impatto estremamente elevato per quanto riguarda il margine operativo lordo. Le variazioni di breve periodo nel differenziale dei tassi di interesse e negli investimenti non sono, invece, significative.

Il lungo periodo è identificato dalla relazione<sup>7</sup>:

$$\Delta \text{LCRED} = 0,056 \text{LINV} - 0,085 \text{LMOL} - 0,008 (\text{TATT} - \text{TBOT}).$$

Questa relazione può essere utilizzata per effettuare un confronto tra il periodo 1988-1992 e quello 1993-96. Sulla base di essa, si può stimare che la contrazione degli

---

<sup>7</sup> Un problema della specificazione logaritmica deriva dal fatto che non è possibile stimare l'effetto sulla domanda di credito di una variazione unitaria degli investimenti o del MOL. Per avere un'idea di tali effetti è possibile stimare una domanda di credito dove le quantità (CREDR, INVR e MOLR) sono espresse in valori reali, deflazionandole con il deflatore trimestrale del PIL (anno base 1990). La regressione presenta un R-quadro aggiustato pari a 0,86, inferiore a quello delle equazioni E1 e E2.

La stima dell'equazione per il periodo 1984.4-1996.4 è la seguente:

$$\begin{aligned} \Delta \Delta \text{LCREDR} = & 35,713 - 0,795 \Delta \text{LMOLR} - \Delta \text{LCREDR}(-1) + 0,610 \text{LINVR}(-1) \\ & - 0,389 \text{LMOLR}(-1) - 3,295 (\text{TATT} - \text{TBOT}). \end{aligned}$$

In questa relazione ogni aumento di una lira in termini reali degli investimenti determina un incremento di 0,61 lire del credito in termini reali. All'aumento unitario dei margini segue una immediata contrazione del credito di 0,80 lire; nel trimestre successivo (a regime) la contrazione del credito di riduce a 0,39 lire.

investimenti in rapporto ai margini operativi lordi (dal 68 al 54 per cento) abbia determinato una riduzione di 10 punti percentuali del tasso di crescita tendenziale del credito. Alla contrazione della crescita del credito ha contribuito, in una misura pari a circa 3 punti percentuali, l'aumento di 1 punto del divario tra il tasso sugli impieghi e quello sui BOT registrato nella media dei due periodi.

Una relazione di lungo periodo sostanzialmente equivalente a quella identificata mediante la procedura a due stadi è stata ottenuta utilizzando una stima OLS della forma ridotta del modello strutturale sopra delineato (E2). Il test di Wu e Hausman ha verificato l'indipendenza (o meglio l'assenza di correlazione) tra le variabili esplicative e il residuo dell'equazione. L'equazione in cui viene stimato contemporaneamente il lungo periodo e la dinamica è riportata nella sezione destra della tavola 4. Come è noto, tale metodologia può portare a stime dei parametri consistenti ma potenzialmente distorte (Gonzalo, 1994). Nel caso specifico, tuttavia, la stima presenta caratteristiche molto simili a quelle della E1.

#### *4.3 La stabilità dell'equazione della domanda di credito*

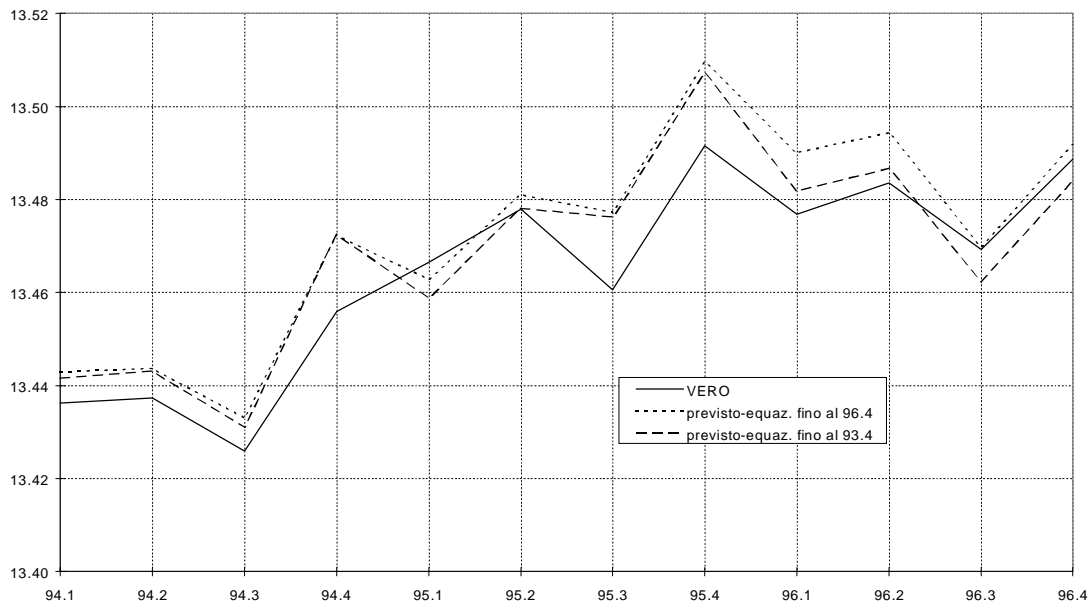
La dinamica del credito negli ultimi anni potrebbe far pensare a un cambiamento della funzione di domanda da parte delle imprese. Per verificare l'esistenza di break a partire dal terzo trimestre del 1992, in corrispondenza della crisi valutaria e dell'inizio della fase di forte riduzione nella

crescita del credito, è stato effettuato, per ciascuna delle equazioni (E1 e E2), un test di Chow.

I test portano a escludere l'ipotesi di un break strutturale (tav. 4). Tale risultato viene confermato anche dalle simulazioni dinamiche effettuate per il periodo 1994.1-1996.4 della equazione E2 (fig. 5). L'andamento stimato approssima estremamente bene l'andamento effettivo dell'aggregato negli ultimi tre anni, sia nella simulazione effettuata con i coefficienti nella regressione stimata per l'intero periodo di osservazione, sia in quella con i coefficienti stimati fino al 1993.

Fig. 5

**SIMULAZIONE DELLA DOMANDA DI CREDITO**  
(Italia)



Nel complesso l'evidenza empirica porta a escludere l'esistenza di break strutturali nei parametri. Il risultato

indica quindi che la dinamica particolarmente debole del credito erogato è da ricondurre essenzialmente al limitato fabbisogno delle imprese, connesso in un primo momento a una spesa per investimenti fissi particolarmente debole rispetto alla ripresa ciclica del 1994 e, in seguito, all'abbondanza di risorse finanziarie interne.

## **5. Il confronto territoriale**

### *5.1 Le stime della domanda di credito per le diverse aree del paese*

Sulla base dei risultati per l'Italia riportati nel paragrafo precedente, l'analisi delle funzioni di domanda di credito nelle diverse aree territoriali è stata effettuata mediante la stima OLS di una singola equazione. La tavola 5 riporta i risultati ottenuti. Il periodo considerato si ferma al 1995, ultimo anno per cui sono disponibili i dati relativi alla contabilità regionale (cfr. tav. 1).

Nelle stime, tutte le variabili risultano significative nel lungo periodo e presentano i segni attesi, ad eccezione del Centro, dove gli investimenti non sono significativi. Nella dinamica di breve periodo, una variazione del MOL ha in tutte le equazioni un effetto contemporaneo sul tasso di crescita del credito, salvo che per l'equazione relativa al Sud; le variazioni degli investimenti hanno un effetto contemporaneo soltanto al Nord-Est e al Sud, mentre quelle del costo-opportunità non sono mai significative (tav. 5).

**STIMA DELLA DOMANDA DI CREDITO NELLE AREE TERRITORIALI**

variabile dipendente: $\Delta\Delta\text{LCRED}$ ; periodo di stima: 1984.4-1995.4								
	Nord-Ovest		Nord-Est		Centro		Sud	
	coeff.	t-test	coeff.	t-test	coeff.	t-test	coeff.	t-test
Costante	0,561	5,1	0,130	0,7	0,617	5,0	0,525	3,4
$\Delta\text{LINV}$	—		0,082	1,8	—		0,039	2,1
$\Delta\text{LMOL}$	-0,132	-2,2	-0,133	-1,5	-0,278	-2,7	—	
$\Delta\text{LCRED}(-1)$	-1,000	***	-1,250	-9,9	-1,000	***	-1,276	-10,7
$\text{LINV}(-1)$	0,044	2,6	0,166	3,8	—		0,075	3,1
$\text{LMOL}(-1)$	-0,092	-6,8	-0,164	-6,1	-0,057	-4,6	-0,115	-8,3
$\text{TATT-TBOT}(-1)$	-0,010	-4,4	-0,005	-1,6	-0,012	-5,1	-0,011	-5,7
$R^2$ agg.	0,899		0,896		0,905		0,874	
S.E.	0,014		0,014		0,021		0,010	

I t-statistici calcolati secondo la procedura di White. Le stime comprendono anche *dummies* stagionali e due *dummies* riferite ai periodi 1986.1 e 1987.3 in cui è stato reintrodotta il massimale sugli impieghi.

**RELAZIONI DI LUNGO PERIODO NELLE VARIE AREE**

Nord-Ovest:	$\Delta\text{LCRED} = 0,044 \text{ LINV} - 0,092 \text{ LMOL} - 0,010 \text{ (TATT-TBOT)}$
Nord-Est:	$\Delta\text{LCRED} = 0,133 \text{ LINV} - 0,131 \text{ LMOL} - 0,004 \text{ (TATT-TBOT)}$
Centro:	$\Delta\text{LCRED} = - 0,057 \text{ LMOL} - 0,012 \text{ (TATT-TBOT)}$
Sud:	$\Delta\text{LCRED} = 0,058 \text{ LINV} - 0,090 \text{ LMOL} - 0,009 \text{ (TATT-TBOT)}$
Italia:	$\Delta\text{LCRED} = 0,056 \text{ LINV} - 0,085 \text{ LMOL} - 0,008 \text{ (TATT-TBOT)}$

L'analisi delle relazioni di lungo periodo individuate nelle stime (tav. 6) permette di confrontare le elasticità



della domanda di credito a cambiamenti delle variabili nelle diverse aree del paese. Come prevedibile, dato il peso dell'area, i risultati riferiti al Nord-Ovest appaiono in linea con la media nazionale. Le differenze che si riscontrano nei parametri non sono statisticamente significative.

Per le imprese localizzate nelle regioni del Nord-Est, al contrario, le differenze risultano di rilievo. In quest'area, la domanda di credito presenta una maggiore reattività sia a un incremento della spesa per investimenti che a un aumento dei margini di profitto; inoltre, gli investimenti risultano significativi anche nel breve periodo. Tali caratteristiche si accompagnano a una elasticità della domanda di credito al differenziale tra i tassi di interesse decisamente inferiore rispetto alle altre aree. Le imprese appaiono pertanto più dipendenti dal credito bancario per finanziare i propri investimenti. I risultati sono coerenti anche con un sistema in cui le relazioni di clientela tra imprese e sistema bancario sono più forti e le imprese possono contare sul sostegno finanziario da parte delle banche per una quota più elevata del proprio fabbisogno anche nelle fasi negative del ciclo economico.

Al Centro, la presenza di un elevato numero di imprese a partecipazione statale, in particolare IRI ed ENI, ha costituito un elemento di difficoltà nelle stime, anche per la ristrutturazione finanziaria da esse avviata, volta a contenere il fabbisogno e ridurre l'indebitamento esterno. Le stime risultano di conseguenza poco soddisfacenti, con un

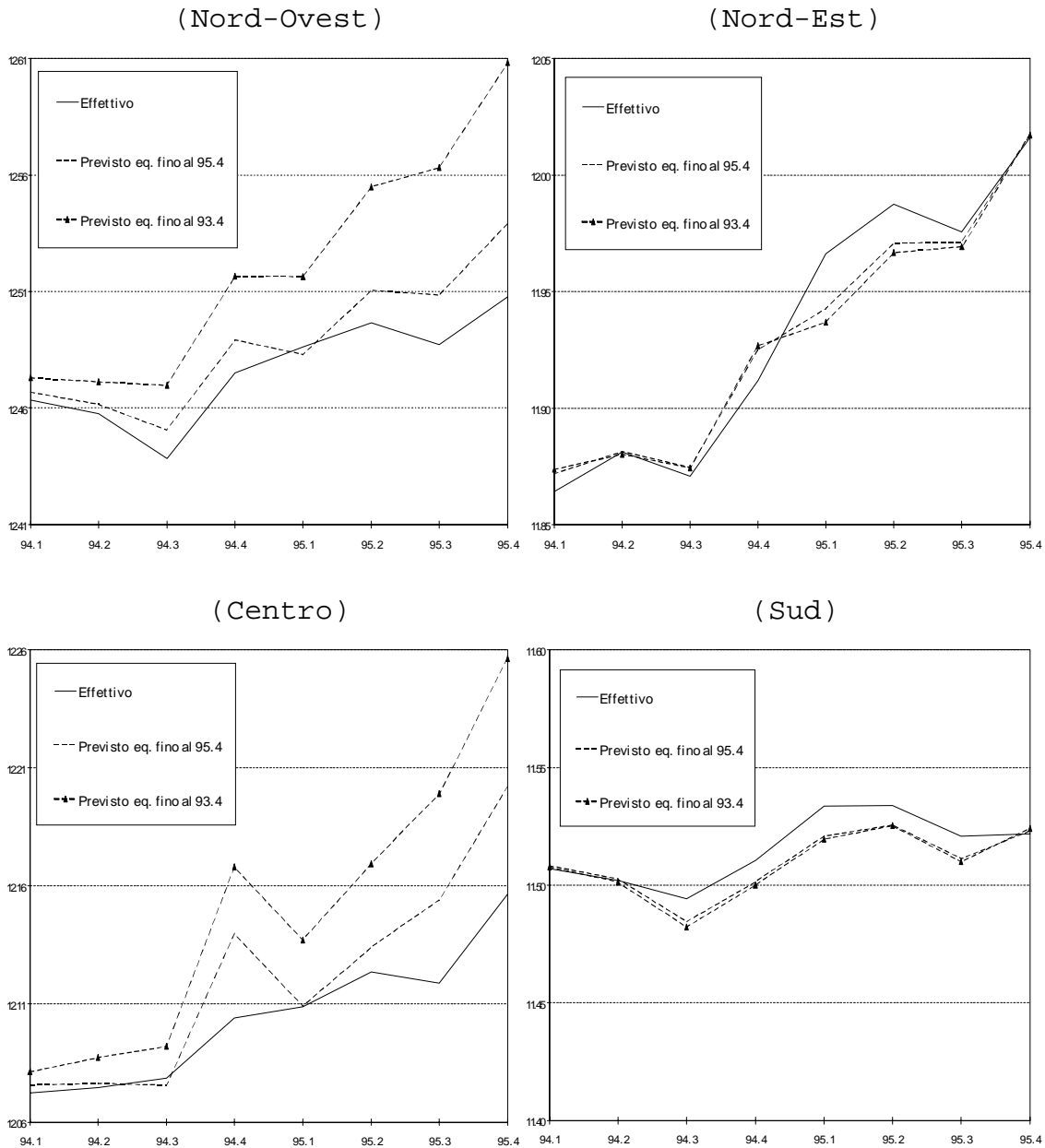
errore standard molto elevato. L'andamento degli investimenti non è risultato significativo né nel breve né nel lungo periodo; l'elasticità della domanda di credito al differenziale tra i tassi di interesse risulta invece particolarmente forte, mentre l'effetto di un aumento dei margini di profitto sulla domanda di credito è più attenuato rispetto alla media nazionale.

Particolarmente accurate sono invece le stime ottenute per il Sud: l'errore standard della regressione è minore rispetto alle altre aree e tutte le variabili risultano significative nel lungo periodo. Le elasticità stimate risultano in linea con i valori ottenuti per l'Italia. La maggiore dipendenza dal credito bancario che ci si attendeva potrebbe essere stata compensata dalla presenza di una quota significativa degli investimenti finanziata con trasferimenti pubblici.

## *5.2 La stabilità delle equazioni e la previsione in simulazione*

Per tutte le equazioni è stato effettuato un test di Chow per verificare l'esistenza di break strutturali dopo il 1992; in nessun caso viene evidenziata l'esistenza di un break. Inoltre, la stabilità delle relazioni stimate è stata verificata, effettuando per tutte le equazioni simulazioni dinamiche "out of the sample", dal primo trimestre del 1994 all'ultimo del 1995 (fig. 6).

## SIMULAZIONE DELLA DOMANDA DI CREDITO



Differenti risultati sono stati ottenuti nelle aree del paese: mentre nelle regioni Nord-occidentali la previsione risulta più alta rispetto all'andamento effettivo, nel Nord-Est e al Sud la domanda di credito prevista in simulazione è

leggermente inferiore a quella effettivamente osservata. Tali effetti, di segno opposto, potrebbero essere stati in parte compensati nel processo di aggregazione a livello nazionale.

Al Nord-Ovest, la simulazione della domanda di credito negli ultimi due anni risulta superiore all'andamento effettivo. L'errore di previsione si riduce stimando l'equazione fino al 1995, ma rimane comunque significativo e sistematicamente di segno positivo. Questo fa pensare che possa essersi verificato qualche cambiamento nella domanda di credito da parte delle imprese. Occorre ricordare che nel periodo in osservazione vi è stato un maggior ricorso al mercato dei capitali: le emissioni lorde di azioni da parte di aziende quotate sono passate da circa 3.300 miliardi di lire del 1992 a oltre 15.000 nel 1993 e a quasi 13.000 nel 1994. Con tutta probabilità, hanno potuto beneficiare di tale forma di finanziamento le imprese di maggiori dimensioni, localizzate prevalentemente nelle regioni Nord-occidentali.

Per quanto riguarda il Nord-Est, la previsione è sostanzialmente buona nel corso del 1994, mentre nel 1995 si verifica un errore di previsione sistematico: il credito previsto è minore del credito effettivo. L'errore è tuttavia concentrato nel primo trimestre dell'anno, in concomitanza con la forte svalutazione del cambio che può aver inciso in modo particolare nell'area<sup>8</sup>. L'errore di previsione tende poi a

---

<sup>8</sup> Nel marzo 1995 la quota dei prestiti in valuta era del 15 per cento circa al Nord-Est, contro una media nazionale del 12,5 per cento circa.

ridursi; sembra pertanto ragionevole assumere che le imprese dell'area, particolarmente quelle più orientate all'esportazione, abbiano giudicato temporanea la sostenuta crescita dell'autofinanziamento verificatasi nel 1995, in quanto favorita dalla brusca svalutazione del cambio all'inizio dell'anno. In queste condizioni, non avrebbero ridotto l'indebitamento con le banche secondo le modalità osservate in passato.

Per quanto riguarda il Centro, l'errore di previsione appare elevato e sistematico, cumulandosi nel periodo in analisi; stimando i coefficienti fino al 1995, l'errore viene ridimensionato, ma la simulazione dell'andamento rimane comunque insoddisfacente. Tale risultato è tuttavia riconducibile all'imprecisione delle stime piuttosto che a cambiamenti nella funzione di domanda. È probabile che gli sforzi per conseguire il riequilibrio della posizione patrimoniale di molte imprese pubbliche siano fondamentali per spiegare l'andamento del credito nel biennio 1994-95.

Diversa è probabilmente la causa dell'errore previsivo - contenuto ma sistematico - riscontrato al Sud; la stima risulta infatti migliore rispetto alle altre aree territoriali. L'andamento effettivo è più elevato rispetto a quello previsto; non appare quindi confermata l'ipotesi che le banche abbiano ridotto in misura consistente la loro offerta di credito in queste regioni. È possibile che la sottoprevisione sia il frutto del mutamento nella composizione delle fonti di finanziamento degli investimenti al Sud,

precedentemente associati a un'elevata quota di trasferimenti pubblici e successivamente più dipendenti dal credito bancario.

## **6. Conclusioni**

L'analisi della domanda di credito è stata effettuata con riferimento a un periodo contrassegnato da numerosi mutamenti: il passaggio a modalità di vigilanza di tipo prudenziale e a strumenti indiretti di controllo monetario, la liberalizzazione dei movimenti di capitale, l'uscita della lira dagli accordi europei di cambio sono tutti fattori che avrebbero potuto determinare un certo grado di instabilità delle stime.

Malgrado ciò, per l'Italia è stato possibile identificare un modello del mercato del credito estremamente semplice, che pure è in grado di spiegare l'andamento della domanda di prestiti in modo soddisfacente anche in un periodo caratterizzato da cambiamenti strutturali e dalla presenza di numerosi shock esogeni. Le stime consentono infatti di effettuare una previsione "out of the sample" accurata della dinamica del credito negli ultimi tre anni. L'evidenza empirica per l'Italia è chiara ed esclude la presenza di break strutturali nei parametri: la contrazione della dinamica del credito è stata determinata per una parte piuttosto piccola dall'aumento del costo-opportunità dei finanziamenti e, per la gran parte, dalla sostanziale contrazione degli investimenti in rapporto ai margini lordi delle imprese.

Più difficile è invece l'interpretazione dei fenomeni per quanto riguarda la dinamica dei finanziamenti bancari nelle diverse aree. Il confronto territoriale mette in luce differenze nei parametri della funzione di domanda di credito. In particolare, nel Nord-Est si è riscontrata una maggiore reattività all'andamento delle variabili reali; l'elasticità al costo-opportunità di domandare credito è, invece, significativamente inferiore. Al Centro, la contrazione dell'indebitamento delle holding e delle società appartenenti a gruppi pubblici ha costituito un elemento di difficoltà nella stima e nella previsione.

Per il Nord-Ovest e il Sud non si registrano differenze significative nei parametri della domanda di credito rispetto al complesso dell'Italia. Nel biennio 1994-95, l'effettivo rallentamento del credito nel Nord-Ovest è stato più accentuato rispetto a quanto previsto nelle simulazioni; vi ha contribuito un'accresciuta attenzione delle imprese all'equilibrio finanziario e il maggior ricorso ad altre fonti di finanziamento esterne. Al Sud la riduzione della dinamica del credito, che ne ha determinato la sostanziale stagnazione, è spiegata per i due terzi dalla debolezza della congiuntura economica e per un terzo circa dall'aumento del divario tra i tassi. Nel biennio 1994-95 la previsione risulta comunque leggermente più bassa dell'andamento effettivo.

## Riferimenti bibliografici

- Banca d'Italia (1986), *Modello trimestrale dell'economia italiana*, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 80.
- Banerjee, A., J. Dolado, J. W. Galbraith e D. F. Hendry (1993), *Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford, Oxford University Press.
- Bernanke, B. S. e A. S. Blinder (1988), *Credit, Money and Aggregate Demand*, in "American Economic Review: Papers & Proceedings", vol. 78, n. 2, pp. 435-39.
- Bodo, G., G. Parigi e G. Urga (1990), *Test di integrazione e analisi di cointegrazione: una rassegna della letteratura e un'applicazione*, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 139.
- Buttiglione, L., P. Del Giovane ed E. Gaiotti (1997), *The Implementation of Monetary Policy in Italy: The Role of Repo Operations and Official Rates*, in BRI, *Implementation and Tactics of Monetary Policy*, Basle.
- Casadio, P. (1994), *L'analisi dei più recenti sviluppi della teoria della cointegrazione*, Università di Roma "La Sapienza", tesi di dottorato di ricerca.
- Ciocca, P., A. M. Giannoni e C. Nanni (1981), *Per un'analisi della mobilità sul mercato degli impieghi bancari (1979-80)*, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 9.
- Engle, R. F e C. W. J. Granger (1987), *Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*, in "Econometrica", vol. 55, n. 2, pp. 251-76.
- Fazzari, S. M., R. G. Hubbard e B. C. Petersen (1988), *Financing Constraints and Corporate Investment*, in "Brookings Papers on Economic Activity", n. 1, pp. 141-206.
- Friedman, B. M e K. N. Kuttner (1993), *Economic Activity and*



*the Short-Term Credit Markets: An Analysis of Prices and Quantities*, Federal Reserve Bank of Chicago, Working Paper Series, n. 17.

Gonzalo, J. (1994), *Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationships*, in "Journal of Econometrics", vol. 60, n. 1-2, pp. 203-33.

Johansen, S. (1992a), *Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis*, in "Journal of Econometrics", vol. 52, n. 3, pp. 389-402.

\_\_\_\_\_ (1992b), *Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in UK Money Demand Data*, in "Journal of Policy Modeling", vol. 14, n. 3, pp. 313-34.

\_\_\_\_\_ e K. Juselius (1994), *Identification of the Long-Run and the Short-Run Structure: An Application to the ISLM Model*, in "Journal of Econometrics", vol. 63, n. 1, pp. 7-36.

Mosconi, R. (1994), *Cointegrazione e modelli econometrici: teoria e applicazioni*, in Banca d'Italia, *Ricerche quantitative per la politica economica 1993*, Roma, vol. II.

Myers, S. C. e N. S. Majluf (1984), *Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have*, NBER Working Paper, n. 1369.

Rinaldi, R. e R. Tedeschi (1996), *Money Demand in Italy: A System Approach*, Banca d'Italia, *Temi di discussione*, n. 267.

Sealey, C. W. (1979) *Credit Rationing in the Commercial Loan Market: Estimates of a Structural Model under Conditions of Disequilibrium*, in "Journal of Finance", vol. 34, n. 3, pp. 689-702.

## ELENCO DEI PIÙ RECENTI “TEMI DI DISCUSSIONE” (\*)

- n. 310 — *Inflation and Monetary Policy in Italy: Some Recent Evidence*, di E. GAIOTTI, A. GAVOSTO e G. GRANDE (luglio 1997).
- n. 311 — *Struttura per scadenza, premi per il rischio e tassi attesi: evidenza empirica dal mercato dell'euro lira*, di F. DRUDI e R. VIOLI (luglio 1997).
- n. 312 — *Credibility without Rules? Monetary Frameworks in the Post-Bretton Woods Era*, di C. COTTARELLI e C. GIANNINI (agosto 1997).
- n. 313 — *The Seasonality of the Italian Cost-of-Living Index*, di G. CUBADDA e R. SABBATINI (agosto 1997).
- n. 314 — *Strozzature settoriali, limiti alla crescita e pressioni inflazionistiche*, di P. CIPOLLONE e D. J. MARCHETTI (agosto 1997).
- n. 315 — *Tassi bancari attivi e struttura finanziaria in Italia: un'analisi empirica*, di C. COTTARELLI, G. FERRI e A. GENERALE (settembre 1997).
- n. 316 — *I canali di trasmissione della politica monetaria nel modello econometrico trimestrale della Banca d'Italia*, di S. NICOLETTI ALTIMARI, R. RINALDI, S. SIVIERO e D. TERLIZZESE (settembre 1997).
- n. 317 — *Sensitivity of VaR Measures to Different Risk Models*, di F. DRUDI, A. GENERALE e G. MAJNONI (settembre 1997).
- n. 318 — *Previsione delle insolvenze delle imprese e qualità del credito bancario: un'analisi statistica*, di S. LAVIOLA e M. TRAPANESE (settembre 1997).
- n. 319 — *Da che cosa dipendono i tassi di interesse sui prestiti nelle province?*, di R. DE BONIS e A. FERRANDO (settembre 1997).
- n. 320 — *Wherein Do the European and American Models Differ?*, di P. A. SAMUELSON (novembre 1997).
- n. 321 — *Finance, Human Capital and Infrastructure: An Empirical Investigation of Post-War Italian Growth*, di G. FERRI e F. MATTESINI (novembre 1997).
- n. 322 — *Long-Term Interest Rate Convergence in Europe and the Probability of EMU*, di I. ANGELONI e R. VIOLI (novembre 1997).
- n. 323 — *Education, Infrastructure, Geography and Growth: An Empirical Analysis of the Development of Italian Provinces*, di S. FABIANI e G. PELLEGRINI (novembre 1997).
- n. 324 — *Properties of the Monetary Conditions Index*, di G. GRANDE (dicembre 1997).
- n. 325 — *Style, Fees and Performance of Italian Equity Funds*, di R. CESARI e F. PANETTA (gennaio 1998).
- n. 326 — *Adverse Selection of Investment Projects and the Business Cycle*, di P. REICHLIN e P. SICONOLFI (febbraio 1998).
- n. 327 — *International Risk Sharing and European Monetary Unification*, di B. E. SØRENSEN e O. YOSHA (febbraio 1998).
- n. 328 — *The Behaviour of the Dollar and Exchange Rates in Europe: Empirical Evidence and Possible Explanations*, di P. DEL GIOVANE e A. F. POZZOLO (febbraio 1998).
- n. 329 — *Risultati e problemi di un quinquennio di politica dei redditi: una prima valutazione quantitativa*, di S. FABIANI, A. LOCARNO, G. ONETO e P. SESTITO (marzo 1998).
- n. 330 — *La problematica della crescente fragilità nella “ipotesi di instabilità finanziaria” da una prospettiva kaleckiana*, di G. CORBISIERO (marzo 1998).
- n. 331 — *Research and Development, Regional Spillovers, and the Location of Economic Activities*, di A. F. POZZOLO (marzo 1998).
- n. 332 — *Central Bank Independence, Centralization of Wage Bargaining, Inflation and Unemployment: Theory and Evidence*, di A. CUKIERMAN e F. LIPPI (aprile 1998).

---

(\*) I “Temi” possono essere richiesti a:

Banca d'Italia - Servizio Studi - Divisione Biblioteca e pubblicazioni - Via Nazionale, 91 - 00184 Roma (fax 06 47922059).