

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**Da che cosa dipendono i tassi di interesse sui prestiti
nelle province?**

di Riccardo De Bonis e Annalisa Ferrando



Numero 319 - Settembre 1997

Temi di discussione

del Servizio Studi

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, DANIELA MONACELLI, GIUSEPPE PARIGI, ROBERTO RINALDI, DANIELE TERLIZZESE, ORESTE TRISTANI; SILIA MIGLIARUCCI (*segretaria*).

**Da che cosa dipendono i tassi di interesse sui prestiti
nelle province?**

di Riccardo De Bonis e Annalisa Ferrando

Numero 319 - Settembre 1997

DA CHE COSA DIPENDONO I TASSI DI INTERESSE SUI PRESTITI NELLE PROVINCE?

di Riccardo De Bonis e Annalisa Ferrando (*)

Sommario

Il lavoro studia le determinanti dei tassi di interesse sui prestiti bancari nei mercati locali. Dapprima, si discute la letteratura sul tema e si forniscono alcune evidenze di sintesi sulle variabili analizzate: tassi di interesse attivi; concentrazione dei mercati creditizi; rischiosità dei finanziamenti; efficienza delle banche; divari economici tra Nord, Centro e Mezzogiorno del paese.

Successivamente, si presenta un esercizio econometrico sui fattori che influenzano i tassi di interesse. L'analisi econometrica segnala che i tassi d'interesse attivi nelle province aumentano al crescere della concentrazione dei mercati degli impieghi, delle quote di mercato di ogni banca, della rischiosità dell'intermediazione, dell'incidenza dei costi operativi. I tassi, inoltre, salgono al crescere del tasso di disoccupazione provinciale e diminuiscono all'aumentare del peso degli occupati nell'industria.

Indice

1. Introduzione	p. 7
2. Le determinanti dei tassi di interesse bancari nei mercati locali	p. 8
2.1 La concentrazione.....	p. 8
2.2 La rischiosità dei prestiti	p. 11
2.3 L'efficienza tecnica delle banche	p. 12
2.4 I divari territoriali	p. 13
3. Tassi di interesse e possibili determinanti: alcune evidenze	p. 15
4. Un'analisi econometrica	p. 30
4.1 La specificazione del modello	p. 30
4.2 Il campione e le statistiche descrittive	p. 35
4.3 I risultati empirici	p. 38
4.4 Quattro approfondimenti	p. 44
5. Conclusioni	p. 50
Appendice	p. 53
Riferimenti bibliografici	p. 56

(*) Banca d'Italia, Servizio Studi.

1. Introduzione¹

Sia in Italia sia in altri paesi, l'andamento dei tassi di interesse bancari è analizzato da punti di vista diversi: esame della congiuntura, reattività dei tassi alle manovre di politica monetaria, legame con le condizioni di redditività delle banche, differenze nelle condizioni di prezzo in vigore per settori e branche di attività economica o per le varie aree geografiche.

Obiettivo di questo lavoro è studiare le determinanti dei tassi di interesse sui prestiti nelle province italiane, esaminando i comportamenti individuali delle banche e le specificità dei mercati nei quali esse operano. L'enfasi è sulla spiegazione dei livelli dei tassi, non delle loro variazioni.

Nel paragrafo 2 sono discussi i fattori che possono incidere sui tassi di interesse bancari. Nel paragrafo 3 si riportano alcune evidenze sull'andamento in Italia dei tassi di interesse sugli impieghi e delle grandezze che possono influenzarli. Nel paragrafo 4 si presenta un esercizio econometrico sulla relazione, a livello provinciale, tra i tassi di interesse attivi e variabili quali la concentrazione

¹ Si ringraziano Massino Roccas, Roberto Tedeschi ed Emerico Zautzik per gli utili suggerimenti forniti su una versione precedente del lavoro. Piero De Franceschi ed Edoardo Tagliaferri hanno fornito un contributo indispensabile nell'elaborazione dei dati e nella predisposizione di tavole e figure. Una versione iniziale del lavoro è stata presentata al convegno "Banche e metodi quantitativi", organizzato dall'Università di Trento, 11-12 luglio 1996 e all'EAEPE Monetary Study Group Workshop all'Università di Cassino, 21-22 marzo 1997. Il lavoro riflette le opinioni degli autori; le tesi espresse non impegnano in alcun modo la Banca d'Italia.

del mercato, il potere di mercato e il grado di rischiosità degli impieghi complessivi di ogni banca, il peso dei costi sull'intermediazione e alcuni indicatori del grado di sviluppo economico (tasso di disoccupazione e peso degli occupati industriali). Si fa uso di una procedura *panel*, considerando oltre 10.000 osservazioni sui tassi di interesse medi nelle province nel periodo 1986-1994. L'ultima sezione (par. 5) riassume le conclusioni principali del lavoro.

2. Le determinanti dei tassi di interesse bancari nei mercati locali

Le variabili individuate nella letteratura per spiegare i tassi attivi bancari nei mercati locali sono riconducibili a quattro fattori: grado di concentrazione dei mercati e potere di mercato di ogni banca; rischiosità della clientela; livello di efficienza degli intermediari; variabili che colgono il grado di sviluppo economico delle aree nelle quali le banche operano.

2.1 La concentrazione

L'idea che i tassi bancari possano essere influenzati dal grado di concentrazione dei mercati è un'ipotesi classica ma, al tempo stesso, oggetto di dibattiti ricorrenti e di continui studi empirici. Negli Stati Uniti, le ricerche condotte fino all'inizio degli anni ottanta - seguendo l'approccio "struttura-condotta-performance" - erano in buona parte a favore dell'ipotesi che mercati bancari più

concentrati conducono a tassi di interesse più bassi per i depositi e più alti per i prestiti² (si veda Gilbert, 1984, per una rassegna); sulla base della *relative market power hypothesis*, analoghi effetti erano determinati da quote di mercato più elevate delle singole banche (Berger e Hannan, 1993).

Questa visione è stata messa in discussione dalle critiche al paradigma "struttura-condotta-performance" provenienti dall'approccio dell'"efficienza"³. Secondo questa impostazione, le imprese che prevalgono in determinate aree, fino ad assumere un forte potere di mercato, sono semplicemente le unità più efficienti⁴.

Malgrado la diffusione di queste critiche, il paradigma "struttura-condotta-performance" e la *relative market power hypothesis* rimangono strumenti interpretativi ancora largamente utilizzati. I lavori più recenti apparsi negli

² I modelli di "struttura-condotta-performance" hanno rappresentato una delle aree più fertili della ricerca in economia industriale. I primi studi hanno utilizzato in modo estensivo le specificazioni relative alle industrie per testare la relazione tra le caratteristiche dei mercati dell'*output*, quali la concentrazione dell'offerta, la condotta dei mercati e i livelli medi di profitto nell'industria (si veda Weiss, 1974, per una rassegna della prima letteratura empirica). Una rassegna più recente degli studi sull'approccio "struttura-condotta-performance" si trova in Martin (1993).

³ La scuola dell'efficienza è spesso associata al contributo di Demsetz (1973). Secondo questo paradigma, l'unità di osservazione più appropriata è l'impresa individuale, non l'industria o il mercato.

⁴ Secondo l'impostazione simile dei mercati contendibili (Baumol, Panzar e Willig, 1982), se esiste libertà di entrata e di uscita per le imprese, un mercato è concorrenziale anche se in esso opera una sola unità produttiva. Riserve sono state sollevate sulla possibilità di applicare lo schema dei mercati contendibili all'industria bancaria. Si veda, ad esempio, Grillo (1988).

Stati Uniti sostengono che la rigidità dei tassi di interesse, in particolare la maggiore resistenza dei tassi sui depositi a salire piuttosto che a diminuire, è influenzata positivamente dalla concentrazione dei mercati (Berger e Hannan, 1989, 1991)⁵. Nella rassegna più recente a nostra conoscenza, Weiss (1989) segnala che su 47 lavori disponibili, 40 trovano un effetto della concentrazione sui tassi di interesse (21 volte con coefficienti statisticamente significativi), 7 studi un effetto negativo (una sola volta con coefficienti statisticamente significativi). Petersen e Rajan (1995), considerando rapporti di lungo periodo tra banche e imprese, segnalano una tendenza verso la diminuzione dei tassi attivi più debole nei mercati più concentrati.

In Italia, negli anni settanta, i mercati bancari sono stati considerati mercati oligopolistici, caratterizzati da una risposta asimmetrica delle banche alle variazioni del regime della politica monetaria (Biscaini, Carosio e Padoa-Schioppa, 1972): il calo dei tassi in una fase di espansione monetaria è più lento dell'aumento che segue le manovre restrittive della banca centrale. Successivamente, Verga (1984), in un lavoro condotto su dati aggregati, trova conferma della presenza di meccanismi di tipo oligopolistico nella fissazione dei tassi attivi. Conigliani e Lanciotti (1979) evidenziano che i tassi sui depositi sono inversamente correlati al grado di concentrazione dei mercati bancari.

⁵ Ma la discussione è lontana da conclusioni definitive: cfr. Jackson (1992), e la controreplica di Berger e Hannan (1992).

Tenendo conto degli sviluppi in senso concorrenziale del sistema bancario italiano in atto dalla metà degli anni ottanta⁶ e considerando informazioni riferite a singoli intermediari, Cottarelli, Ferri e Generale (1995) mostrano che le banche operanti in mercati più concentrati aggiustano più lentamente i tassi di interesse attivi quando si modifica il regime di politica monetaria; per effetto delle misure di liberalizzazione introdotte negli ultimi anni nel sistema creditizio, la rigidità dei tassi attivi si è tuttavia ridotta rispetto al passato. Nel rilevare che le banche piccole aggiustano più lentamente i tassi di interesse rispetto alle banche di dimensioni maggiori, si sostiene che ciò potrebbe essere spiegato dal potere di mercato più forte che, in ambito locale, esercitano i primi intermediari e da relazioni di clientela più strette che essi intrattengono con i debitori (Angeloni, Buttiglione, Ferri e Gaiotti, 1995).

2.2 *La rischiosità dei prestiti*

L'idea che la rischiosità dei prestiti sia un fattore centrale nell'influenzare la fissazione dei tassi di interesse è da sempre al centro dell'analisi economica e all'origine, ad esempio, dello studio dei fenomeni di razionamento del credito (si vedano, per tutti, Stiglitz e Weiss, 1981). Una vasta letteratura ha esaminato, sul piano teorico e quello empirico, le relazioni tra tassi di interesse, rischiosità del credito, esistenza di garanzie sul credito accordato, in modelli

⁶ Sul tema si vedano, ad esempio, Ferri e Gobbi (1992).

uniperiodali e multiperiodali, in presenza di forme diverse di asimmetrie informative tra banca e debitore⁷.

Per l'Italia, nel trovare un'influenza dell'indice di Herfindahl sulle condizioni di prezzo praticate dalle banche, D'Amico, Parigi e Trifilidis (1990) mostrano che esse sono influenzate anche dal grado di rischiosità dei prestiti, dal grado di efficienza degli intermediari, dal PIL regionale (utilizzato come proxy del grado di sviluppo economico delle aree nelle quali le banche operano). La rischiosità dei prestiti sarebbe la variabile che fornisce il contributo più rilevante nella spiegazione dei tassi attivi provinciali.

2.3 L'efficienza tecnica delle banche

Il grado di efficienza operativa è utilizzato come variabile che influenza i prezzi delle imprese almeno a partire dalle indagini sui meccanismi di formazione di prezzo secondo la *quiet-life hypothesis* di Hicks⁸ o l'idea di *x-inefficiency* di Leibenstein⁹. Secondo queste impostazioni, inefficienze tecniche delle imprese possono determinare prezzi più alti¹⁰.

⁷ Per una sintesi si rimanda ad Ardeni e Messori (1996).

⁸ "... *The best of all monopoly profits is a quiet life ...*", in Hicks (1983).

⁹ Per alcune considerazioni si veda, ad esempio, Ciocca (1977).

¹⁰ Una indicazione nella stessa direzione si riscontra in Berger e Hannan (1993).

Negli Stati Uniti, le inefficienze bancarie sono state stimate attraverso metodi diversi, che si rifanno all'idea o di un allontanamento dell'intermediario dalla frontiera efficiente nella combinazione dei fattori produttivi o di un'incapacità di massimizzare i profitti (per una sintesi cfr. Berger e Mester, 1997). Le inefficienze nella gestione interna delle banche sembrano essere all'origine di un aggravio dei costi pari a circa il 20 per cento di quelli totali. Il tradizionale scetticismo statunitense nei confronti della presenza di economie di scala assegna alla crescita delle dimensioni la capacità di dar luogo a risparmi di costi pari a solo il 5 per cento (Berger, Hunter e Timme, 1993).

In Italia diversi studi hanno fornito un quadro più ottimistico sull'esistenza di economie di scala per le banche e dei conseguenti contenimenti delle spese legate alla crescita delle dimensioni (si veda, per una sintesi, Conigliani, 1990). D'altra parte, la semplice osservazione della realtà segnala la presenza di banche con un peso dei costi operativi così differenziato da far pensare che risparmi significativi nelle spese possano essere conseguiti incidendo sulle inefficienze operative, senza modificare necessariamente le dimensioni aziendali.

2.4 I divari territoriali

Una gran mole di lavori ha sottolineato la persistenza e, più di recente, l'aggravarsi delle differenze di sviluppo

tra le diverse regioni italiane¹¹. Questi fattori concorrono a determinare un "rischio ambientale" che influenza, a sua volta, il comportamento delle banche¹². Berger e Hannan (1989, 1991) studiano l'effetto di variabili territoriali sui tassi di interesse. Come ricordato, D'Amico, Parigi e Trifilidis (1990) includono come regressore il PIL regionale. Le variabili reali possono contribuire a cogliere le caratteristiche della clientela locale (ad esempio il peso diverso dei settori e delle branche di attività economica) e la presenza di diseconomie esterne che possono penalizzare sia gli intermediari sia i debitori¹³.

Secondo l'ultimo rapporto dell'Istat (1997), nel 1994 il PIL per unità di lavoro nel Nord-Ovest è pari a 67 milioni di lire, nel Nord-Est a oltre 63 milioni, nel Centro a 61 milioni, mentre nel Mezzogiorno supera di poco i 50 milioni. Nel 1996, gli occupati nell'industria sono pari al 39,8 per cento del totale degli occupati nel Nord-Ovest, al 36,6 per cento nel Nord-Est, contro il 28,3 per cento nel Centro e il 23,4 per cento nel Mezzogiorno¹⁴.

¹¹ Cfr., ad esempio, le analisi dell'Istituto Tagliacarne (vari anni), Istat (1997), le indagini della Banca d'Italia su *I bilanci delle famiglie italiane*, Putnam (1993).

¹² Ad esempio, nel caso di insolvenza dei debitori, i tempi di recupero dei crediti per via giudiziaria sono più brevi al Nord e più lunghi al Sud (Generale e Gobbi, 1996). Sul legame tra attività economica e condizioni locali si veda, fra i tanti, Dasgupta (1990).

¹³ D'Auria e Foglia (1997), esaminando relazioni individuali tra banche e imprese, trovano che il costo del credito è influenzato dalla localizzazione geografica e dalla branca di attività economica del debitore.

¹⁴ Il reddito da lavoro dipendente per unità di lavoro del Mezzogiorno è poco più di 39 milioni di lire, rispetto ai 45 milioni al Nord-Est e ai 48 milioni del Centro e del Nord-Ovest.

In Italia, i divari territoriali assumono un'importanza particolare per l'attività di intermediazione a causa della prevalenza di banche locali, con un forte potere di mercato provinciale o comunale, ma con dimensioni assolute non elevate¹⁵. Poche banche distribuiscono in misura proporzionale su tutto il territorio nazionale la propria operatività. A questo aspetto del sistema creditizio italiano hanno contribuito fattori diversi: la crescita nel dopoguerra di aree del paese caratterizzate dalla predominanza di piccole e medie imprese dinamiche, con il rafforzarsi contemporaneo degli intermediari più attivi nel loro finanziamento; una filosofia generale secondo la quale la concessione di credito all'economia doveva basarsi su una corrispondenza dimensionale e territoriale tra banche e imprese finanziate; un numero contenuto di fusioni bancarie fino alla fine degli anni ottanta.

3. Tassi di interesse e possibili determinanti: alcune evidenze

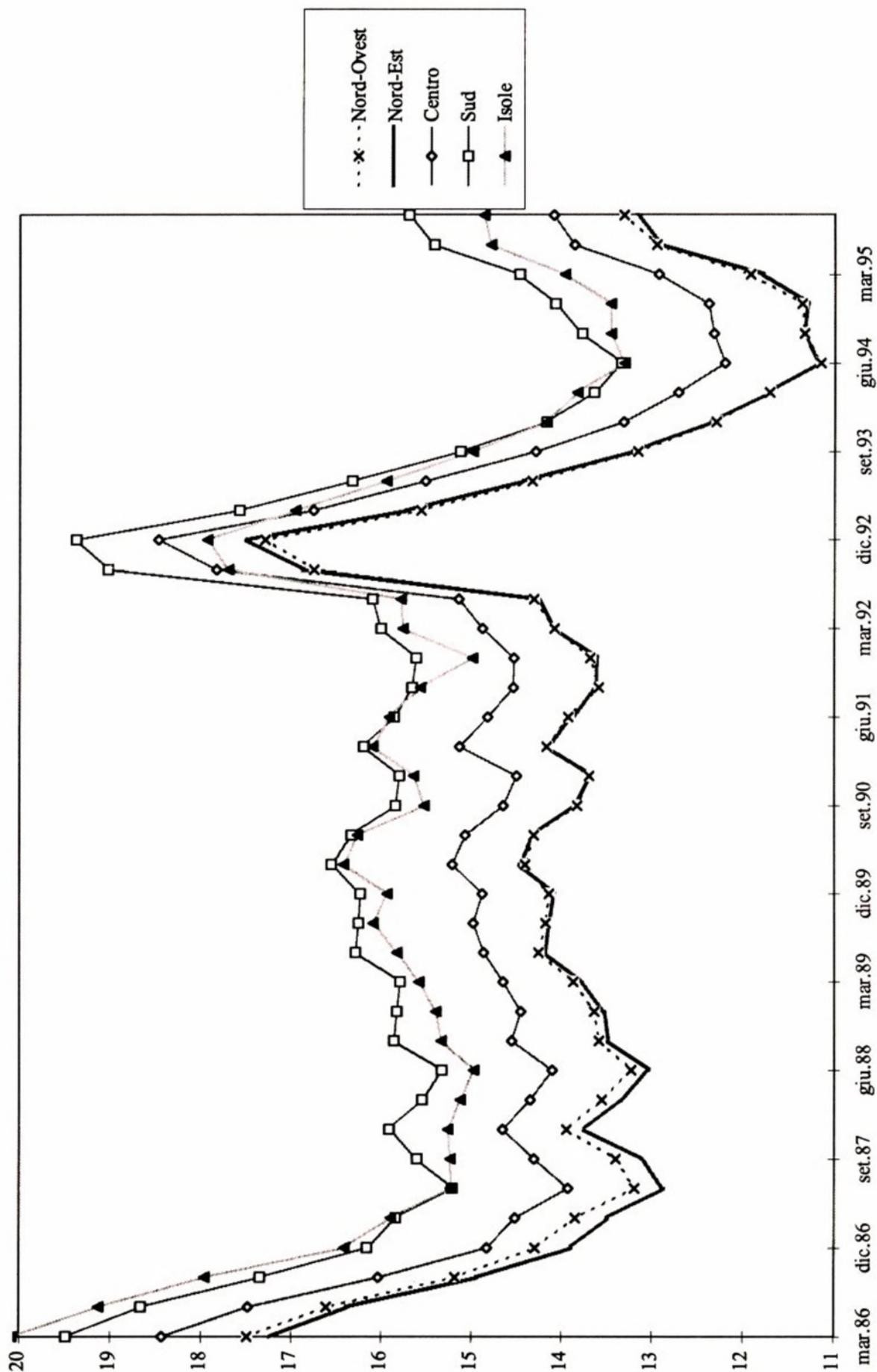
La differenziazione del costo del denaro tra le diverse aree geografiche del paese è stata oggetto di numerose analisi. I tassi delle banche presenti al Centro e nel Mezzogiorno sono al di sopra della media nazionale (fig. 1a)¹⁶; i tassi di interesse più bassi si osservano nel Nord-

¹⁵ Per un'analisi in questo senso si veda Padoa-Schioppa (1994).

¹⁶ Per un esame dell'evoluzione del divario si veda la nota sul "Bollettino Economico" della Banca d'Italia, n. 26 (1996), pp. 1*-7*.

Fig. 1a

TASSI ATTIVI
(valori percentuali; dati trimestrali)



Fonte: Centrale dei rischi.

Est. Nel periodo 1986-1994, il differenziale del costo medio del credito è oscillato, per i prestiti in lire, tra 1 e 2 punti percentuali fra le banche le cui dipendenze segnalanti sono situate nel Centro-Nord e quelle situate nel Mezzogiorno (fig. 1b). I tassi applicati al Sud e nelle Isole superano quelli medi nazionali da un minimo dell'8 per cento nel 1992 a un massimo del 16,6 per cento nel 1994.

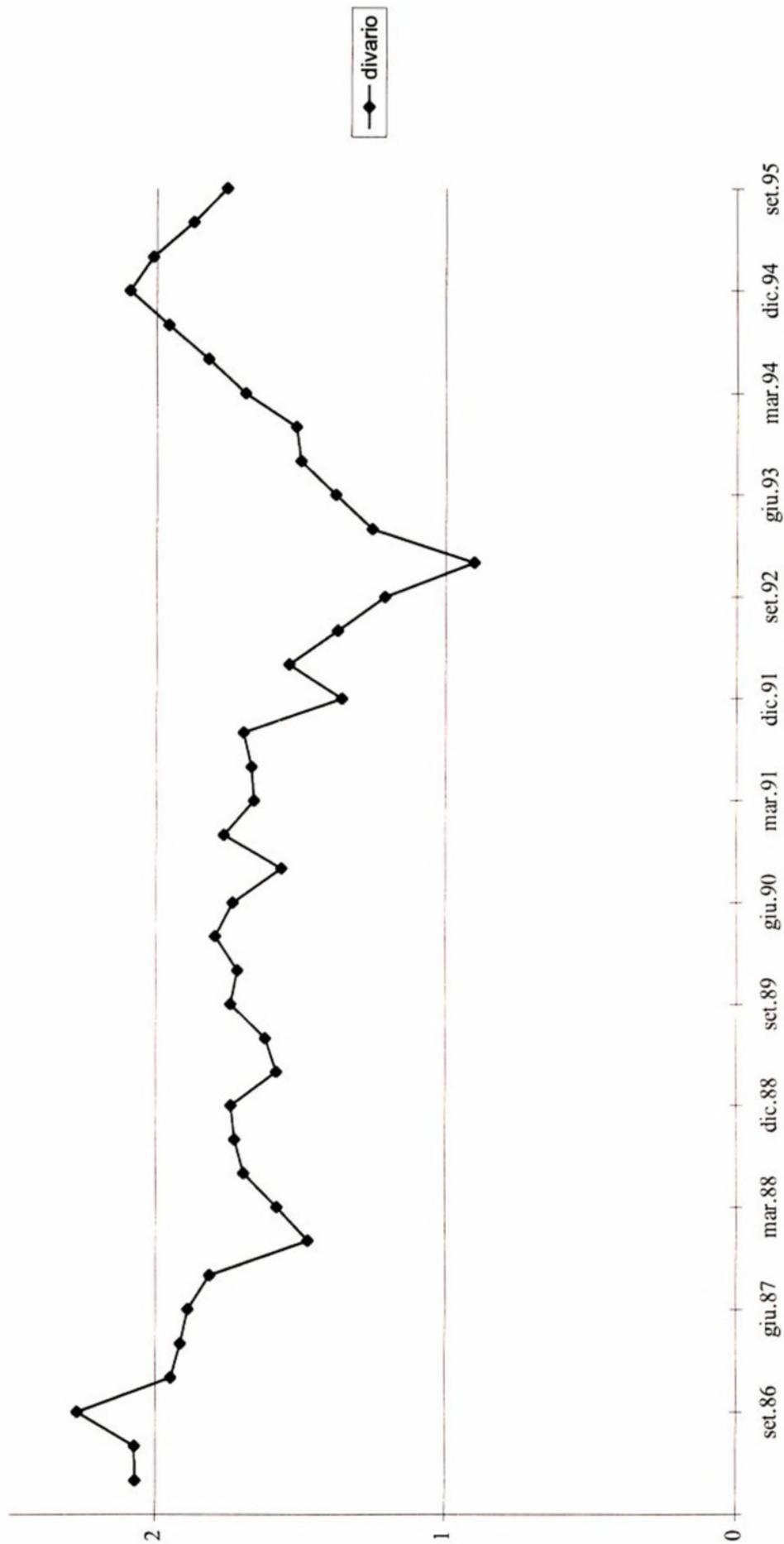
La concentrazione dei mercati bancari italiani è diminuita negli ultimi anni. La media semplice dei valori provinciali dell'indice di Herfindahl, riferito agli impieghi, scende da 0,172 del 1986 a 0,148 nel 1994 (tav. 1)¹⁷. La diminuzione della concentrazione è forte nei prestiti nel Sud e, in minor misura, nel Nord-Est; è di minore ampiezza nel Nord-Ovest, nel Centro e nelle Isole. Mentre le Isole si confermano l'area con i livelli di concentrazione più elevati, il Sud ha ormai, rispetto al 1986, una situazione simile a quella del Centro. Analizzando le diverse aree in dettaglio, tra il 1986 e il 1995 l'indice di Herfindahl diminuisce in 61 province, aumenta in 34. Le figure 2a-b-c presentano un confronto tra gli indicatori della concentrazione nelle province tra il 1986 e il 1995 (le province sono ordinate secondo l'indice di Herfindahl nel 1986 in senso decrescente); nelle Isole hanno il peso proporzionalmente maggiore le province nelle quali la concentrazione è cresciuta¹⁸.

¹⁷ Per la definizione dell'indice, cfr. l'Appendice.

¹⁸ I dati della concentrazione del 1995 sono influenzati dalla discontinuità statistica rappresentata dall'assorbimento delle sezioni di credito speciale da parte delle ex aziende di credito controllanti.

Fig. 1b

DIVARIO DEI TASSI ATTIVI TRA IL MEZZOGIORNO E IL CENTRO-NORD*
(valori percentuali; dati trimestrali)



* I tassi d'interesse si riferiscono ai prestiti a breve termine in lire.

INDICE DI HERFINDAHL: IMPIEGHI TOTALI
(media semplice di valori provinciali)

Anni	Totale Italia	Nord-Ovest	Nord-Est	Centro	Sud	Isole
1986	0,172	0,160	0,150	0,164	0,202	0,190
1987	0,169	0,157	0,150	0,160	0,193	0,192
1988	0,159	0,150	0,143	0,157	0,170	0,188
1989	0,160	0,151	0,143	0,162	0,164	0,190
1990	0,154	0,148	0,141	0,151	0,155	0,190
1991	0,154	0,145	0,135	0,156	0,154	0,191
1992	0,154	0,146	0,134	0,158	0,156	0,188
1993	0,150	0,142	0,128	0,156	0,156	0,178
1994	0,148	0,144	0,128	0,150	0,152	0,174
1995 *	0,160	0,146	0,137	0,166	0,153	0,223

Fonte: Segnalazioni statistiche di Vigilanza.

* I dati relativi al 1995 comprendono anche gli impieghi degli ex istituti di credito speciale.

Fig. 2a

INDICE DI HERFINDHAL: IMPIEGHI TOTALI
(valori riferiti alle province del Nord nel 1986 e nel 1995)

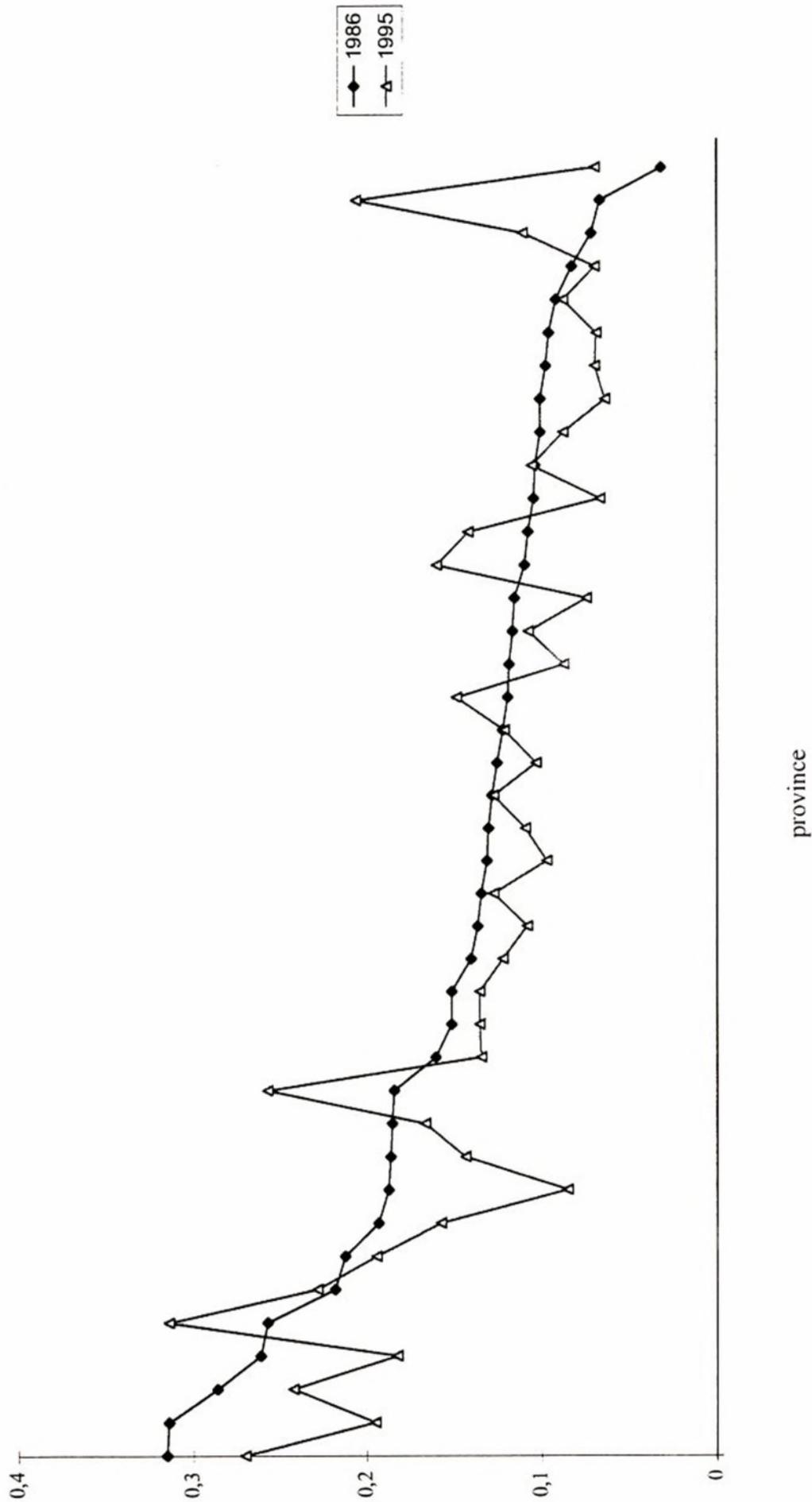


Fig. 2b

INDICE DI HERFINDAHL: IMPIEGHI TOTALI
(valori riferiti alle province del Centro nel 1986 e nel 1995)

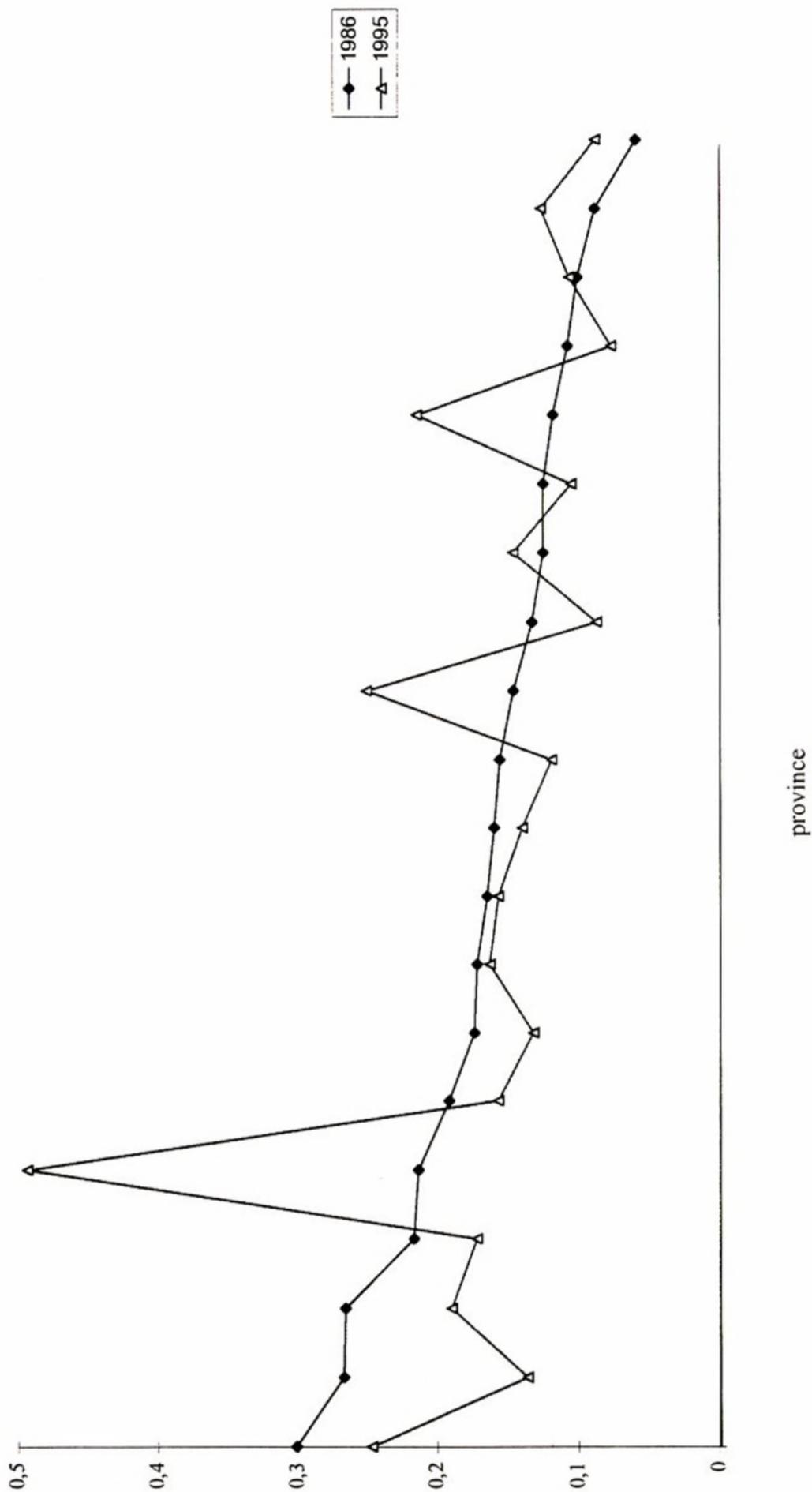
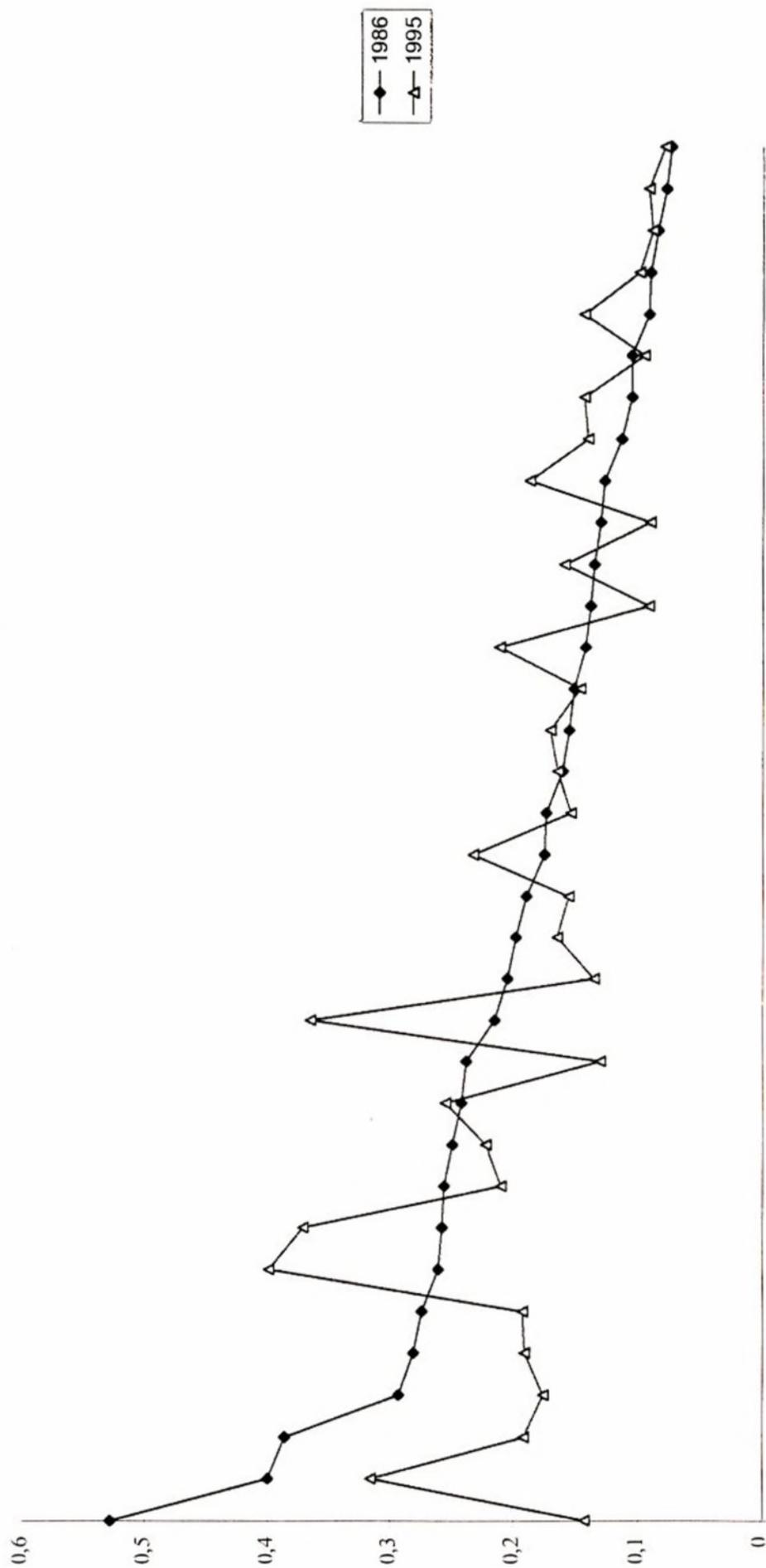


Fig. 2c

INDICE DI HERFINDAHL: IMPIEGHI TOTALI

(valori riferiti alle province del Sud e Isole nel 1986 e nel 1995)



province

La riduzione del livello di concentrazione dei mercati bancari italiani è il risultato di due tendenze potenzialmente contrapposte: la crescita delle fusioni bancarie e la liberalizzazione degli sportelli in atto dal 1990.

Tra il 1984 e il 1995, il sistema bancario italiano ha realizzato circa 350 operazioni di concentrazione, delle quali circa 270 a partire dal 1990¹⁹. Le concentrazioni principali realizzate dalle banche a breve termine negli ultimi dodici anni sono riportate nella tavola 2.

Dal 1990 la liberalizzazione degli sportelli ha agito nella direzione di una maggiore sovrapposizione dell'attività delle banche, con l'ingresso di nuovi concorrenti in aree geografiche in precedenza non soggette a pressioni esterne: tra la fine del 1989 e il dicembre del 1995 sono stati aperti in Italia oltre 8.000 sportelli, portando il totale a 23.400. La dimensione del fenomeno è enorme, se si pensa che per osservare un flusso di 8.000 nuove dipendenze sono stati necessari in passato 40 anni (dai 7.000 sportelli del 1950 ai 15.320 del 1989)²⁰.

La riduzione della concentrazione bancaria nei mercati provinciali fa propendere per l'ipotesi che negli anni novanta l'apertura di sportelli abbia più che controbilanciato la

¹⁹ Per un'analisi del fenomeno negli anni novanta, cfr. Desario (1995), De Bonis e Ferrando (1996).

²⁰ Sugli effetti della liberalizzazione degli sportelli, cfr. De Bonis, Farabullini e Fornari (1994).

PRINCIPALI OPERAZIONI DI CONCENTRAZIONE TRA BANCHE A BREVE TERMINE
(1984-1995)

Banca risultante dalla concentrazione o banca incorporante	Banche coinvolte nella concentrazione	Province più influenzate
Banca di Roma (1991-92)	Cassa di Risparmio di Roma Banco di Roma Banco di Santo Spirito	Roma, Viterbo, Latina, Frosinone
Istituto Bancario S. Paolo di Torino (1993)	Banco Lariano Banca Provinciale	Varese, Milano, Brescia, Bergamo, Como, Pavia
Ambroveneto (1990)	Nuovo Banco Ambrosiano Banca Cattolica del Veneto	Vicenza, Venezia, Belluno, Verona, Treviso, Udine, Padova
Banca Popolare dell'Etruria e del Lazio (1989)	Banca Popolare dell'Alto Lazio Banca Popolare dell'Etruria	Perugia, Siena, Grosseto, Rieti
Cassa di Risparmio di Verona, Vicenza e Belluno (1989)	Cassa di Risparmio di Ancona	Ancona
Credito Romagnolo (1992)	Banca del Friuli	Udine, Pordenone
Carimonte Banca (1991)	Cassa di Risparmio di Modena Banca del Monte di Bologna e Ravenna	Modena, Bologna, Ravenna
Rolo Banca 1473 (1995)	Carimonte Credito Romagnolo	Bologna
Cassa di Risparmio di Parma e Piacenza (1993)	Cassa di Risparmio di Parma Cassa di Risparmio di Piacenza e Vigevano	Parma, Piacenza, Pavia
Banca Popolare di Puglia e Basilicata (1995)	Banca Popolare della Murgia Banca Popolare di Taranto	Bari, Taranto
Banca Popolare di Bergamo - Credito Varesino (1992)	Banca Popolare di Bergamo Credito Varesino	Bergamo, Varese
Cariplo (1991)	Istituto Bancario Italiano	Milano, Torino
Banca Popolare dell'Adriatico (1994)	Banca Popolare Abruzzese Marchigiana Banca Popolare Pesarese e Ravennate	Pesaro, Urbino, Teramo
Banca delle Marche (1994)	Banca Carima Cassa di Risparmio di Pesaro	Ancona, Pesaro, Urbino
Banca Popolare Pugliese (1994)	Banca Popolare Sud Puglia Banca Popolare di Lecce	Lecce
Cassa di Risparmio di Parma e Piacenza (1995)	Credito Commerciale	Parma, Piacenza

tendenza potenziale all'aumento del potere di mercato delle banche protagoniste di operazioni di fusione.

Circa la rischiosità del credito, negli ultimi anni il rapporto tra sofferenze e prestiti (al netto delle sofferenze) ha registrato in Italia un aumento assai rilevante, salendo dal valore medio del 5,5 nel 1992 all'11,3 per cento a fine 1996. Le differenze territoriali sono elevate; per i prestiti erogati dalle banche nelle regioni settentrionali il rapporto tra sofferenze e prestiti è rimasto pressoché immutato tra il 1986 e il 1995, mentre per i finanziamenti nelle regioni meridionali il rapporto è cresciuto in misura preoccupante a partire dal 1991 (fig. 3). Alla fine del 1995, le banche con sede amministrativa nel Sud e nelle Isole hanno, per i prestiti erogati alla clientela meridionale, un rapporto tra le sofferenze e gli impieghi pari al 23 per cento²¹; per le banche con sede nelle altre regioni italiane, lo stesso rapporto è pari al 17 per cento, contro circa l'8 per cento per i soli finanziamenti ai clienti del Centro-Nord.

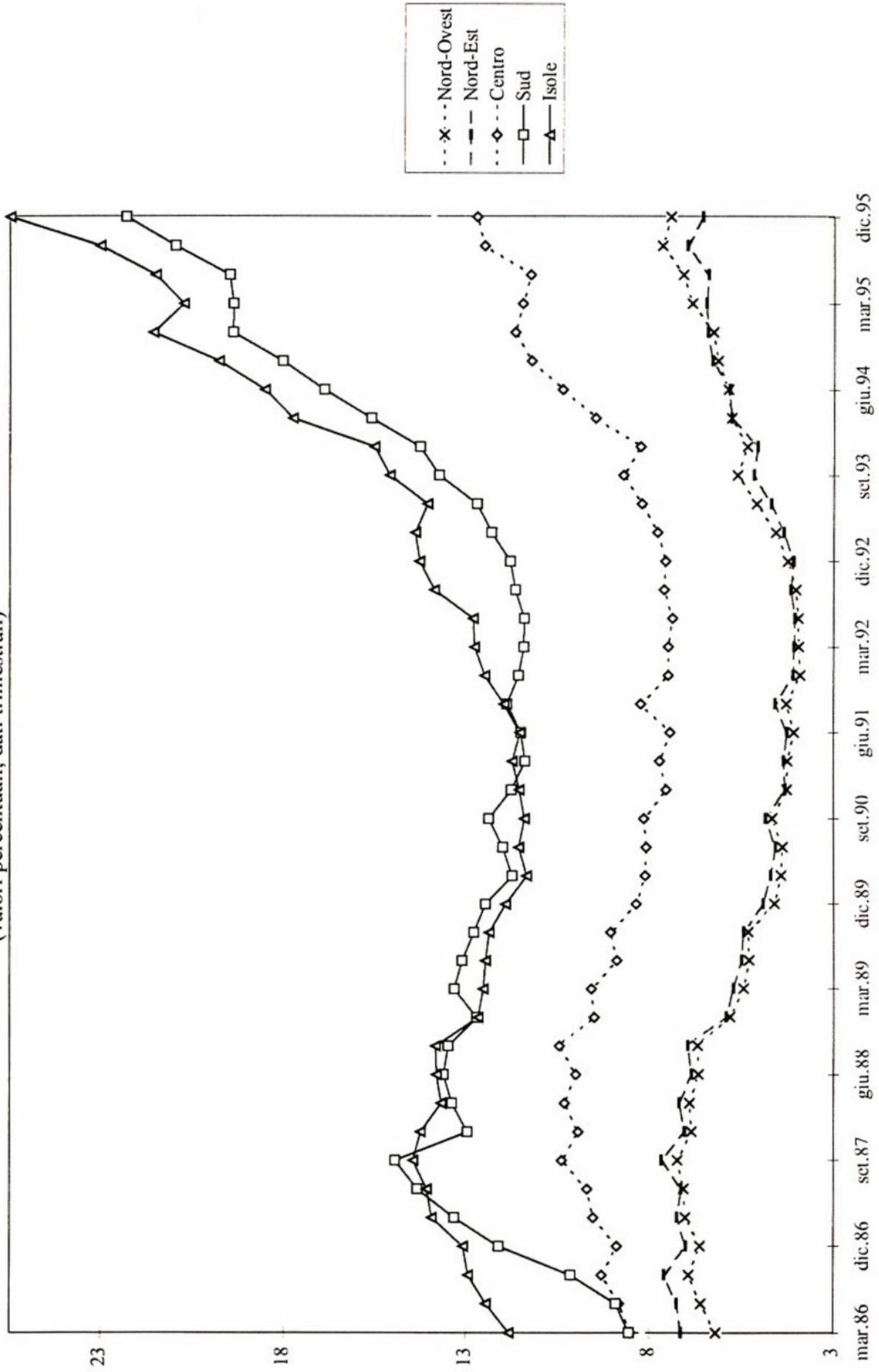
Anche i valori del rapporto tra sofferenze e impieghi per i diversi gruppi dimensionali di banche presentano forti differenze²². Alla fine del 1995, il gruppo delle banche medie appare quello più rischioso, seguito dalle banche minori e da

²¹ Cfr. le Considerazioni finali del Governatore della Banca d'Italia nella *Relazione annuale sul 1995*, Roma, 1996, p. 26.

²² Secondo la classificazione dimensionale delle banche della Banca d'Italia, rivista per l'ultima volta nel 1995, gli intermediari sono oggi divisi in cinque gruppi: maggiori (8 banche), grandi (16), medie (37), piccole (99), minori (827). Nel campione "mensile", normalmente utilizzato nelle analisi del Servizio Studi della Banca d'Italia, i due ultimi raggruppamenti hanno numerosità pari a 93 e a 129 unità, i primi tre gruppi la stessa dell'universo.

Fig. 3

SOFFERENZE SU IMPIEGHI (valori percentuali; dati trimestrali)



Fonte: Centrale dei rischi.

quelle maggiori; nel 1992 sono invece gli istituti di dimensioni piccola e minore quelli con la rischiosità più alta (fig. 4).

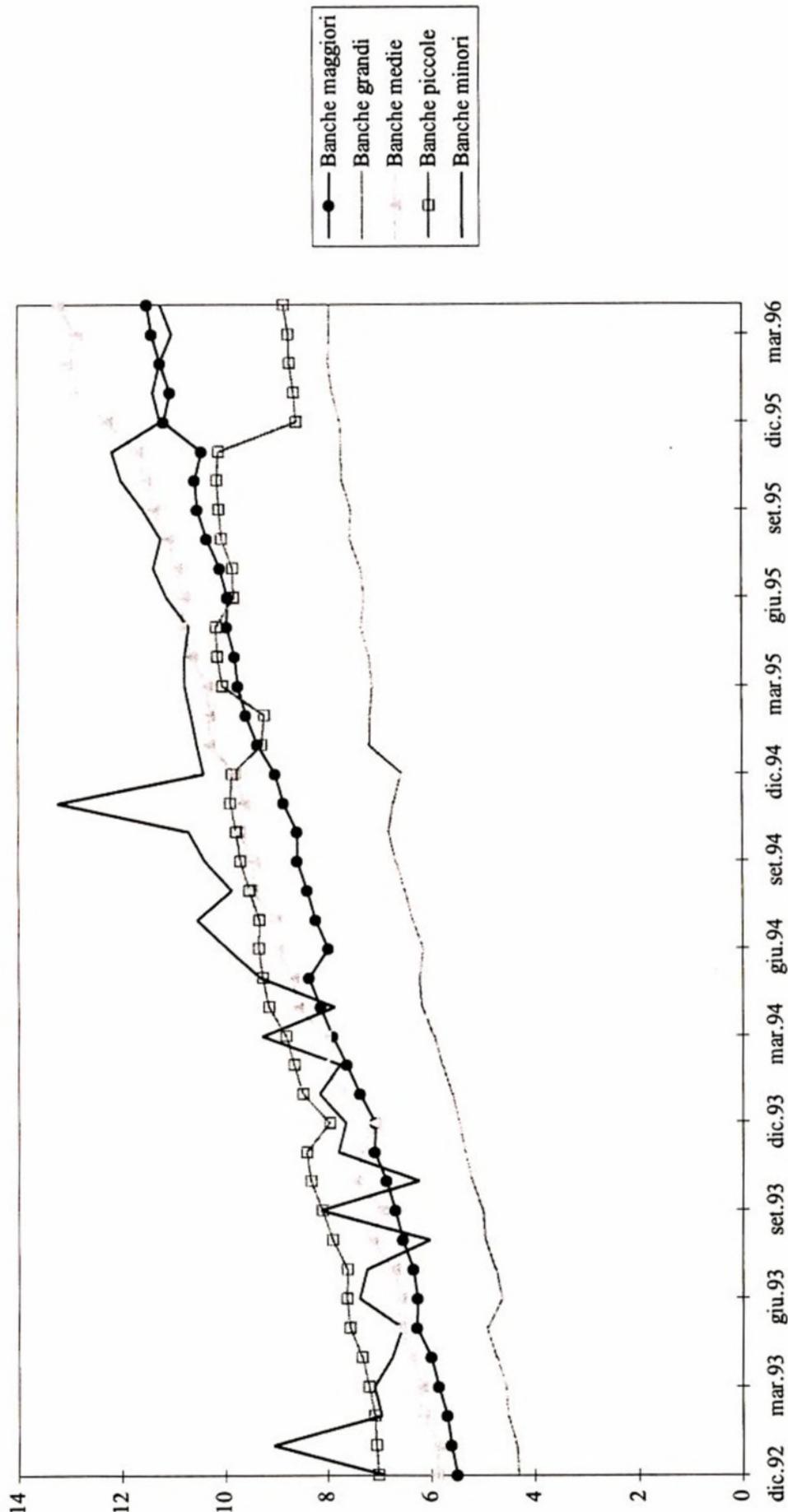
Nella consapevolezza dell'importanza, per la fissazione dei tassi, della dispersione sul territorio della rischiosità del credito e della presenza di intermediari con una qualità diversa dei prestiti, il rapporto tra sofferenze e impieghi considerato nella seconda parte del lavoro guarda ai valori individuali banca per banca dell'indicatore. L'utilizzo di valori medi o aggregati conduce a una perdita di informazioni che può ridurre l'affidabilità delle stime.

Anche sotto il profilo del peso dei costi, gli intermediari presentano situazioni estremamente diversificate (fig. 5): le banche di minore dimensione hanno il maggiore peso dei costi, mentre le banche medie sembrano gli istituti più efficienti; all'interno di ogni gruppo la dispersione dei valori dell'incidenza dei costi è elevata. Ne discende anche in questo caso la necessità di utilizzare, nella verifica econometrica, dati riferiti alle singole banche.

Come ricordato nel paragrafo 2, il dualismo economico italiano ha effetti profondi sull'attività creditizia perché gran parte delle banche concentra la propria operatività in una o poche province. Alla fine del 1996, solo 9 banche su 937 sono presenti con almeno uno sportello in più di 40 province; tra le prime 265 banche, 150 sono attive in non più di tre province. Inoltre, se le banche maggiori detengono la quota di mercato più elevata in Italia, in sette regioni la classe

Fig. 4

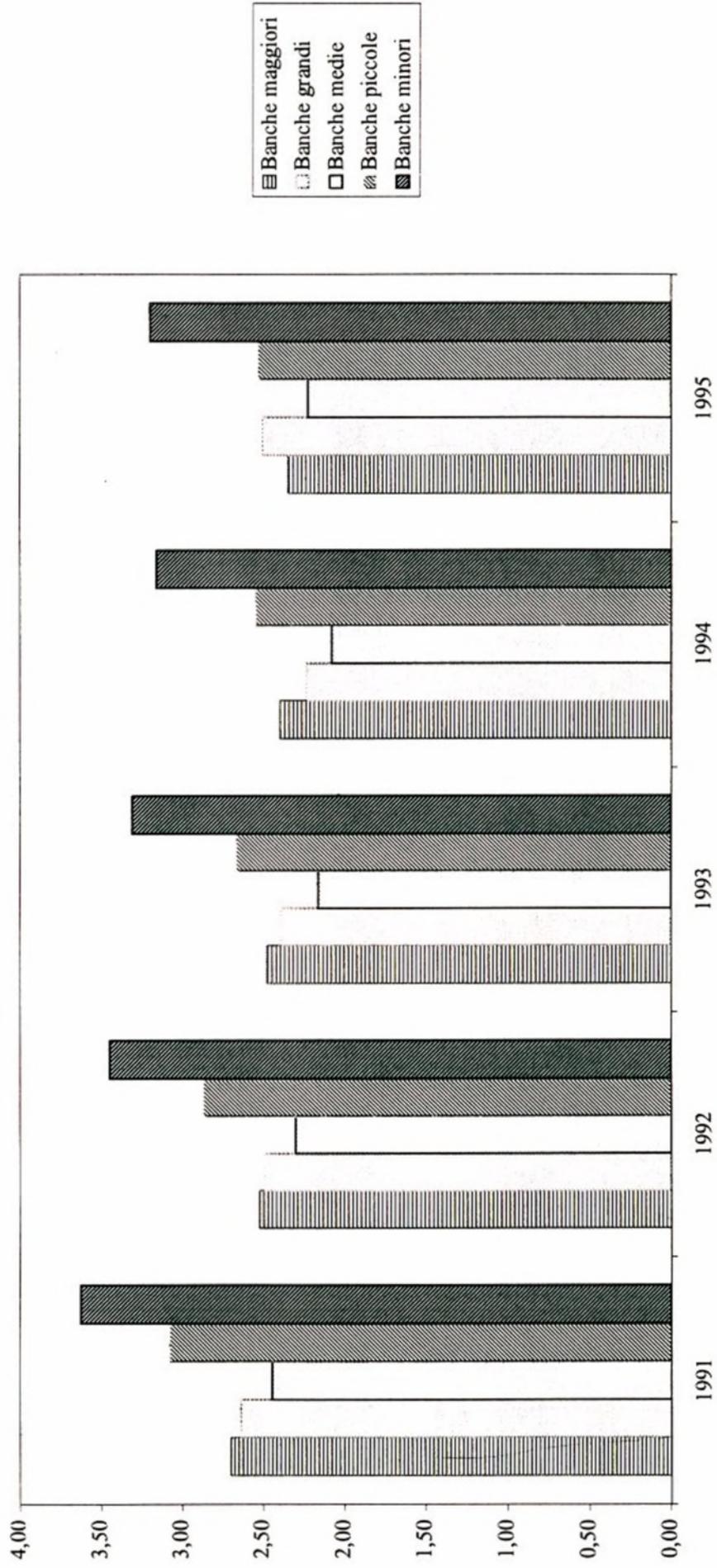
SOFFERENZE SU IMPIEGHI: GRUPPI DIMENSIONALI
(valori percentuali; dati mensili)



Fonte: Segnalazioni statistiche di Vigilanza.

Fig. 5

**GRUPPI DIMENSIONALI DI BANCHE:
PESO DEI COSTI OPERATIVI SUL TOTALE DEI FONDI INTERMEDIATI**
(valori percentuali; dati annuali)



Fonte: Segnalazioni statistiche di Vigilanza.

dimensionale prevalente è un'altra (tav. 3)²³. In otto regioni, le banche medie, piccole e minori hanno una quota superiore a quella delle banche maggiori e grandi.

Pur nella difficoltà di definire il concetto di mercato rilevante per l'attività bancaria, nell'analisi econometrica delle pagine seguenti si includeranno, quali determinanti dei tassi di interesse attivi, indicatori territoriali riferiti ai mercati provinciali.

4. Un'analisi econometrica

4.1 La specificazione del modello

Il modello utilizzato nell'analisi empirica è un'equazione in forma ridotta della relazione fra prezzo e caratteristiche delle banche e dei mercati in cui gli intermediari operano:

$$(1) \quad ta_{ipt} = \alpha_i + d_t + \beta' x_{ipt} + \varepsilon_{ipt}$$

dove ta_{ipt} è il tasso medio di interesse attivo fissato dalla banca i -esima nel mercato locale p -esimo al tempo t ; x_{ipt} è un vettore di variabili che mutano nel tempo e dipendono dalle specificità delle banche e dei mercati; d_t è una serie di *dummies* temporali. I coefficienti da stimare sono α e β ,

²³ In Trentino-Alto Adige, il gruppo dominante è quello delle banche piccole. In Friuli-Venezia Giulia, prevalgono le banche grandi e quelle piccole; in Emilia-Romagna, le banche grandi; nelle Marche le banche piccole; in Sicilia detengono la quota più alta le banche grandi; in Sardegna e nel Veneto, le banche medie.

QUOTE DI MERCATO DEGLI IMPIEGHI DEI GRUPPI DIMENSIONALI NELLE REGIONI *

(valori percentuali per regione)

Regioni	Banche maggiori		Banche grandi		Banche medie		Banche piccole		Banche minori		Totali
	1990	1995	1990	1995	1990	1995	1990	1995	1990	1995	
Piemonte	37,0	41,7	37,8	27,8	13,2	18,1	9,5	9,8	2,5	2,6	100
Valle d'Aosta	46,6	40,9	46,9	27,0	3,4	24,6	1,8	6,5	1,3	1,1	100
Lombardia	37,5	41,3	26,9	22,2	22,3	22,2	9,8	10,9	3,5	3,3	100
Liguria	35,7	39,2	25,3	17,0	24,4	29,9	12,6	11,4	2,1	2,4	100
Trentino-Alto Adige	16,5	13,1	7,6	4,5	4,1	5,9	61,7	70,1	10,1	6,3	100
Veneto	19,6	20,2	29,5	23,3	35,5	41,7	11,4	11,5	4,0	3,3	100
Friuli-Venezia Giulia	20,9	20,6	29,3	23,2	11,3	16,4	20,8	23,1	17,8	16,8	100
Emilia Romagna	19,0	18,3	36,1	32,3	26,1	28,8	11,7	12,2	7,2	8,5	100
Toscana	28,9	35,5	22,7	17,9	20,6	20,6	23,6	20,1	4,3	6,0	100
Umbria	28,9	32,6	8,8	7,3	6,1	9,6	40,0	33,3	16,2	17,2	100
Marche	18,4	20,4	19,1	14,9	18,2	24,3	33,2	27,8	11,1	12,6	100
Lazio	42,9	45,7	33,2	30,9	12,8	15,0	7,3	5,9	3,8	2,5	100
Abruzzo	30,4	39,7	23,1	11,1	7,8	10,2	29,9	29,3	8,8	9,8	100
Molise	43,7	54,8	22,5	10,4	7,2	8,2	4,4	8,0	22,2	18,6	100
Campania	49,0	63,1	18,7	11,7	16,4	12,2	8,1	7,9	7,9	5,1	100
Puglia	30,8	46,4	21,7	10,2	22,3	20,3	18,5	17,6	6,7	5,5	100
Basilicata	27,0	35,7	9,9	13,0	19,6	18,5	36,2	27,3	7,4	5,6	100
Calabria	42,0	48,2	8,8	4,1	38,9	40,2	4,0	2,8	6,4	4,8	100
Sicilia	25,3	25,0	30,6	32,4	24,4	25,8	9,1	7,7	10,7	9,2	100
Sardegna	36,7	38,6	3,9	2,1	46,8	51,3	12,3	7,7	0,3	0,3	100
Italia	37,3	37,7	25,1	23,3	21,2	22,1	11,8	12,1	4,6	4,6	100

Fonte: Segnalazioni statistiche di Vigilanza.

* Campione mensile. Dati di fine periodo. Gli impieghi comprendono anche le sofferenze e si riferiscono alla localizzazione della clientela.

mentre ε rappresenta il termine di disturbo. Per controllare in modo esplicito l'elevata eterogeneità delle banche, l'analisi sfrutta le caratteristiche longitudinali del campione (come viene descritto in modo più dettagliato nel paragrafo 4.2); considera la variabile *dummy* α_i come un effetto specifico di ogni banca, costante nel tempo²⁴.

Se sotto il profilo economico le variabili indipendenti corrispondono alle quattro spiegazioni dei tassi di interesse discusse nella prima parte del lavoro, sotto il profilo statistico-econometrico i regressori sono di tre tipi.

Un primo gruppo di variabili si riferisce alle caratteristiche delle singole banche: grado di rischiosità dei prestiti, quote di mercato individuali, incidenza dei costi. La rischiosità della clientela viene colta utilizzando il rapporto fra le sofferenze e il totale degli impieghi di ciascuna banca in ogni provincia (SIB_{ipt}): ci si attende che al crescere del rapporto crescano i tassi praticati da ogni intermediario operante nella provincia. In linea con la *market power hypothesis* (par. 2.2), il segno atteso del coefficiente è positivo anche per la quota di mercato degli sportelli di ogni banca in ogni provincia ($NSPO_{ipt}$). Per tenere conto della diversa struttura dei costi delle banche, si utilizza il

²⁴ L'approccio *panel* seguito in questo lavoro si differenzia dalla letteratura tradizionale anglosassone e italiana. Per esempio, Berger and Hannan (1989) studiano la relazione fra i tassi sui depositi e il livello di concentrazione dei mercati utilizzando una *cross-section* e un *pooling* di *cross-sections* di dati individuali. D'Amico, Parigi e Trifilidis (1990) studiano i differenziali territoriali dei tassi di interesse sugli impieghi basandosi su un'analisi *cross-section* di dati medi provinciali. I principali studi condotti fino all'inizio degli anni ottanta in Banca d'Italia sulla struttura creditizia sono raccolti in Banca d'Italia (1984).

rapporto fra i costi operativi e i fondi intermediati (COF_{it}). Anche in questo caso si prevede una relazione positiva con la variabile dipendente: le banche potrebbero trasferire sui tassi di interesse attivi inefficienze interne che si manifestano nella struttura dei costi.

Un secondo gruppo di variabili, di tipo *macroeconomico*, considera fattori esogeni alle banche in grado di influenzare il meccanismo di fissazione dei tassi di interesse. Sono state scelte due variabili che esprimono il livello di sviluppo economico delle aree nelle quali gli intermediari operano; per esse sono disponibili dati provinciali per un intervallo temporale sufficientemente lungo. Il tasso di disoccupazione provinciale (UR_{pt}) esprime il livello di "fragilità" economica di ciascuna provincia: quanto più alto è il tasso di disoccupazione, tanto minore è il grado di sviluppo economico dell'area, tanto più elevato è il rischio creditizio e, quindi, il tasso di interesse. In secondo luogo, la quota degli occupati industriali in ciascuna provincia ($OIND_{pt}$) fornisce informazioni sulla diversa struttura della forza lavoro delle economie provinciali: per $OIND$ è attesa una relazione inversa con i tassi di interesse, perché un livello elevato della variabile segnala un maggior grado di crescita economica²⁵. L'effetto delle variabili territoriali sui tassi di interesse è parzialmente autonomo rispetto al ruolo della rischiosità del credito: in primo luogo, il rapporto tra le sofferenze e gli impieghi è solo un indicatore *ex post* del

²⁵ Altre variabili che potrebbero essere utili per cogliere il diverso livello di sviluppo delle province italiane sono il valore aggiunto e indicatori di dotazioni infrastrutturali, di criminalità economica o di efficienza della giustizia.

grado di rischio dei prestiti; in secondo luogo, un valore più elevato del rapporto potrebbe essere il segnale non solo di una clientela più rischiosa, ma anche di un'inefficienza della banca nelle procedure di selezione della clientela e di offerta degli impieghi²⁶. La correlazione tra i valori individuali delle banche del rapporto sofferenze/impieghi e il tasso di disoccupazione provinciale è positiva, ma non elevata (0,33).

Un terzo regressore è rappresentato dall'indice di Herfindahl (**HERF**), che rappresenta una misura di concentrazione dell'offerta nel mercato locale p -esimo al tempo t ; questo indicatore è in parte influenzato dal comportamento di ogni banca attraverso il suo potere di mercato, in parte è esogeno, risentendo del comportamento dei concorrenti.

Nel tentativo di discriminare fra l'ipotesi di un comportamento delle banche coerente con il paradigma "struttura-condotta-performance" e uno coerente con il paradigma alternativo dell'"efficienza", il segno del coefficiente dell'indice di Herfindahl risulta fondamentale. Sotto la prima ipotesi si prevede che nei mercati più concentrati i prezzi siano meno favorevoli alla clientela a causa del comportamento non competitivo delle imprese che tendono a sfruttare il loro potere di mercato. In questo caso la relazione fra concentrazione e tassi di interesse si

²⁶ Focarelli (1996) discute i problemi legati all'uso del rapporto sofferenze/prestiti come indicatore di rischiosità: nella fissazione dei tassi attivi, le banche potrebbero fare riferimento al valore attuale dell'indicatore o a previsioni sul suo andamento futuro.

traduce in un segno positivo del coefficiente. Sotto l'ipotesi dell'"efficienza", la concentrazione dei mercati è, al contrario, determinata dalla capacità delle imprese più efficienti di guadagnare quote di mercato. Una più elevata efficienza si manifesta in livelli dei prezzi più favorevoli per i clienti; pertanto, o il segno atteso del coefficiente è negativo o la concentrazione non ha un effetto significativo sui prezzi.

4.2 *Il campione e le statistiche descrittive*

Il campione è costituito da un *panel* non bilanciato di circa 80 banche con raccolta a breve termine che segnalano, su base volontaria, i tassi di interesse praticati sulle operazioni a breve termine della clientela ordinaria residente²⁷. L'analisi è condotta per il periodo 1986-1994. I tassi di interesse sono tratti dalle segnalazioni della Centrale dei rischi.

Le banche che inviano le segnalazioni non rappresentano un campione propriamente statistico. Si ritiene che i risultati delle stime econometriche siano comunque interessanti per analizzare le determinanti della fissazione dei tassi di interesse da parte di un sottoinsieme rilevante di banche. Nel 1994, le banche che comunicano i tassi alla Centrale dei rischi rappresentano l'intera totalità delle banche "maggiori", il 62 per cento delle banche "grandi", il

²⁷ Una descrizione della metodologia utilizzata per la costruzione delle informazioni si trova nell'Appendice. I dati delle banche non comprendono quelli delle sezioni di credito speciale.

54 per cento delle banche "medie", il 28 per cento delle banche "piccole" e solo l'1,2 per cento delle "minori" ²⁸. Nel 1994, gli intermediari che partecipano alla rilevazione dei tassi di interesse detengono una quota del mercato del credito pari al 73,8 per cento sul territorio nazionale; minore è il grado di copertura del Sud (65,4 per cento).

La tavola 4 presenta alcune statistiche descrittive del campione utilizzato. Le variabili microeconomiche sono calcolate come medie semplici dei dati di ciascuna banca segnalante nelle province in cui è presente. L'indice di Herfindahl e gli indicatori reali sono invece medie semplici di dati provinciali. I tassi di interesse sui prestiti scendono, nella media nazionale del campione, dal 16,1 per cento del 1986 fino al 14,2 del 1991; dopo il punto di massimo del 16,4 per cento del 1992, raggiungono il minimo di 12,05 nel 1994. Il divario tra i tassi delle banche appartenenti ai diversi gruppi dimensionali è, nel 1994, di mezzo punto fra le banche maggiori e le grandi, di 1,2 punti fra le banche maggiori e le piccole.

²⁸ Queste ultime rappresentano l'unica categoria di banche per la quale si pongono problemi di rappresentatività. Esula dagli obiettivi di questo lavoro un esame dei problemi legati all'inferenza sull'intera popolazione di intermediari. Su questo tema si rimanda a Battipaglia e D'Alessio (1996). Le informazioni desumibili dalla Centrale dei rischi sui tassi di interesse praticati dalle singole banche sono maggiori rispetto a quelle disponibili all'estero. Per un confronto tra le basi informative in Italia e quelle esistenti in altre nazioni si vedano Bianco e Giannini (1995).

STATISTICHE DESCRITTIVE DEL CAMPIONE *

(medie semplici)

	TA	HERF	SIB	COF	NSPO	UR	OIND	TAT
1986	16,07	0,172	7,81	3,16	5,85	11,17	31,24	41,45
1987	13,84	0,169	7,99	3,16	5,61	11,95	30,80	41,77
1988	13,85	0,159	7,42	3,15	5,35	12,12	30,68	42,27
1989	14,47	0,160	6,21	3,14	5,05	11,89	30,80	42,16
1990	14,38	0,154	5,61	3,15	4,72	10,96	30,73	42,08
1991	14,17	0,154	5,59	3,12	4,58	10,85	30,73	42,51
1992	16,37	0,154	5,86	3,12	4,53	11,43	30,81	42,49
1993	14,53	0,150	7,05	3,10	4,47	10,19	31,73	40,41
1994	12,05	0,148	9,09	3,11	4,46	11,15	31,36	40,14

STATISTICHE DESCRITTIVE DEL CAMPIONE ***PER GRUPPI DIMENSIONALI**

(medie semplici; 1994)

	TA	SIB	NSPO	COF
Maggiori	12,42	10,13	4,09	2,97
Grandi	11,87	9,78	3,90	3,34
Medie	11,59	6,93	5,29	3,01
Piccole	11,25	5,36	6,52	3,31
Minori	12,81	9,64	4,22	3,86

STATISTICHE DESCRITTIVE DEL CAMPIONE PER AREE GEOGRAFICHE *

(medie semplici; 1994)

	TA	HERF	SIB	COF	NSPO	UR	OIND	TAT
Nord-Ovest	11,43	0,144	6,16	3,03	4,47	6,64	37,39	42,64
Nord-Est	11,39	0,128	6,62	3,11	3,22	6,47	35,60	44,08
Centro	12,23	0,15	9,76	3,20	4,42	9,08	32,62	41,10
Sud	13,44	0,152	14,08	3,11	4,93	15,89	26,01	36,38
Isole	13,58	0,174	17,17	3,23	7,80	21,20	21,97	34,58

* Per la definizione delle variabili si veda l'Appendice metodologica.

4.3 I risultati empirici

La tavola 5 presenta i risultati dell'analisi econometrica. Le righe riportano le variabili indipendenti (*HERF*, *NSPO*, *SIB*, *COF*, *UR*, *OIND*). Nelle regressioni sono incluse 8 *dummies* temporali, per tenere conto dell'influenza sui tassi di interesse di effetti legati all'andamento ciclico nazionale. Il periodo esaminato (1986-1994) è contrassegnato da una forte espansione iniziale, da una successiva recessione e da una ripresa ulteriore dell'economia. I coefficienti delle variabili *dummy* sono significativi. Dato che l'attenzione è rivolta ai livelli dei tassi di interesse, piuttosto che alle loro variazioni, nelle regressioni non si utilizza una variabile quale il tasso di sconto²⁹. La tavola riporta due diverse specificazioni del modello a effetti fissi, prescelto sulla base del test di Hausman³⁰.

Il coefficiente della variabile che esprime la concentrazione dei mercati è statisticamente significativo in tutte le specificazioni presentate; il segno positivo è coerente con le attese del paradigma "struttura-condotta-performance". Per approfondire il contributo della variabile sui tassi di interesse (che tiene conto, al tempo stesso, del

²⁹ Si tratta di un regressore utilizzato in alcuni dei contributi ricordati nel par. 2.1 e i cui effetti sono già colti, nella nostra analisi, dalle *dummies* temporali.

³⁰ Nelle stime *panel*, il modello a effetti fissi considera le differenze tra le unità di osservazione come scostamenti costanti rispetto alla funzione di regressione; nel modello a effetti casuali (*random effects*) l'effetto individuale è la realizzazione di una variabile stocastica. Il test di Hausman valuta se l'efficienza delle stime ottenute con il modello a effetti fissi e con quello a effetti casuali differisce in misura rilevante.

RISULTATI DELL'ANALISI ECONOMETRICA
variabile dipendente: TA (tasso di interesse attivo)

	(i) effetti fissi	(ii) effetti fissi
HER x 100	0,040 * (27,4)	0,037 * (25,6)
NSPO	0,017 * (12,5)	0,016 * (12,5)
SIB	0,038 * (26,2)	0,036 * (25,3)
COF	0,063 ** (2,2)	0,060 ** (2,1)
UR	0,074 * (34,2)	0,026 * (8,9)
OIND	-0,003 * (-2,8)	-
N. osservazioni	10.318	10.318
R ²	0,75	0,77
LM test	72.299	63.531
Hausman test	54,7	86,1
Wald test:		
- dummies temporali	19.193	20.158
- dummies aree geog.	-	572

Note

tra parentesi t statistici.

* Coefficienti significativi all'1 per cento.

** Coefficienti significativi al 5 per cento.

Il test LM di Breusch-Pagan si distribuisce come un χ^2 con 1 grado di libertà.

Il test di Hausman si distribuisce come un χ^2 con 15 gradi di libertà in (i), 14 in (ii).

Il test Wald si distribuisce come un χ^2 con 8 gradi di libertà nel caso delle dummies temporali, con 4 gradi di libertà nel caso delle aree geografiche.

valore stimato del coefficiente e dell'effettiva varianza registrata dalla variabile stessa), si può considerare il valore ottenuto nella prima regressione (colonna (i)). Un coefficiente di 0,04 implica, ad esempio nel 1994, che il passaggio dalla provincia più concentrata a quella meno concentrata (massimo valore dell'indice di Herfindahl = 0,344; minimo = 0,038) comporta, a parità di ogni altra condizione, un aumento dei tassi di 1,2 punti.

Anche l'effetto del grado di rischiosità della clientela, misurato dal rapporto tra le sofferenze e gli impieghi (SIB_{ipt}), risulta stabile nelle diverse specificazioni. Il coefficiente è della stessa grandezza di quello trovato per la struttura di mercato; l'effetto sui tassi, tuttavia, è più elevato a causa della maggiore dispersione della variabile SIB. Ripetendo il calcolo fatto per l'indice di Herfindahl, l'effetto sui tassi nel passare dalla provincia con il rapporto sofferenze/impieghi massimo alla provincia con il rapporto minimo comporta una variazione dei tassi di 2,6 punti³¹.

L'effetto delle altre variabili bancarie sui tassi di interesse ($NSPO_{ipt}$, COF_{it}), pur essendo coerente con i segni attesi, non supera 1 punto e mezzo complessivamente³²; di

³¹ Passando, invece, dai valori massimi del rapporto sofferenze/impieghi e dell'indice di Herfindahl ai valori medi delle due variabili, il cambiamento nei tassi di interesse è pari rispettivamente a 2,3 punti e a 0,8 punti.

³² La scelta della quota di mercato degli sportelli in alternativa alla quota relativa ai prestiti deriva dalla possibile non esogeneità di quest'ultima variabile rispetto alle decisioni di prezzo delle banche. La quota di mercato degli impieghi in ogni provincia potrebbe essere legata ai prezzi praticati sui prestiti, a parità di altre condizioni. In una specificazione econometrica che comprende la quota

entità simile è il contributo complessivo delle variabili che tengono conto delle diversità dei mercati locali (*UR*, *OIND*).

Nella colonna (ii) si è utilizzata la stessa specificazione aggiungendo un set di *dummies* che distingue le diverse aree geografiche del paese (Nord-Ovest, Nord-Est, Centro, Sud e Isole). I coefficienti delle cinque *dummies* territoriali sono significativi. Il test di Wald rigetta l'ipotesi nulla che i coefficienti siano uguali fra di loro ($\chi^2(4) = 572$), confermando l'esistenza di differenze tra le ripartizioni geografiche: in particolare, la localizzazione al Sud della banca comporta, a parità di ogni altra condizione, un effetto più forte sui tassi di interesse rispetto a quello che si riscontra nelle altre aree. La variabile dell'attività industriale non risulta significativa in questa regressione, perché la *dummy* territoriale coglie, in parte, la dimensione *cross-section* della variabile stessa.

Nella tavola 6 sono riportati i risultati delle stime effettuate considerando un'estensione dell'equazione (1). Il modello include, oltre all'effetto individuale α_i , un insieme di variabili *dummy*, γ_p , che controlla per l'effetto di ciascuna provincia (*two-way panel model*)³³. Rispetto alla regressione (ii) della tavola 5, si compie un'analisi più approfondita della presenza di effetti specifici sui tassi legati alle differenze tra le 95 province italiane. La componente

di mercato dei prestiti, rimane confermata la robustezza delle stime per le altre variabili.

³³ Per la metodologia cfr., ad esempio, Baltagi (1995).

RISULTATI DELL'ANALISI ECONOMETRICA

variabile dipendente: TA (tasso di interesse attivo)

	(i) 2-way e.f.	(ii) 2-way e.r.	(iii) 2-way e.f.	(iv) 2-way e.r.
COSTANTE	15,063 * (88,1)	15,607 * (77,6)	15,080 * (88,3)	15,588 * (80,4)
HER x 100	0,036 * (10,4)	0,034 * (9,7)	0,037 * (10,5)	0,034 * (10,0)
NSPO	0,009 * (7,2)	0,010 * (7,8)	0,010 * (7,6)	0,010 * (7,9)
SIB	0,037 * (25,8)	0,036 * (24,7)	-	-
SIB x maggiori	-	-	0,039 * (22,1)	0,035 * (19,3)
SIB x grandi	-	-	0,034 * (12,7)	0,035 * (13,0)
SIB x medie	-	-	0,043 * (10,8)	0,050 * (12,3)
SIB x piccole	-	-	0,015 * (2,6)	0,022 * (3,9)
SIB x minori	-	-	0,056 * (4,7)	0,053 * (4,6)
COF	0,111 * (4,4)	0,106 * (4,2)	0,105 * (4,2)	0,100 * (3,9)
UR	0,063 * (15,4)	0,037 * (8,7)	0,062 * (15,1)	0,040 * (8,7)
OIND	-0,025 * (-8,7)	-0,024 * (-7,9)	-0,024 * (-8,6)	-0,023 * (-7,1)
N. osservazioni	10.318	10.318	10.318	10.318
R ²	0,79	0,62	0,79	0,62
LM test	88.672		79.678	
Hausman test	0,0001		0,0001	
Wald test:				
- dummies temp.	21.582	21.523	19.209	21.630
- soff. x gruppi dim.	-	-	20,6	21,4

Note

tra parentesi t statistici.

* Coefficienti significativi all'1 per cento.

Il test LM di Breusch-Pagan si distribuisce come due χ^2 con 1 grado di libertà.Il test di Hausman si distribuisce come un χ^2 con 14 gradi di libertà in (i) e (ii), 18 in (iii) e (iv).Il test Wald si distribuisce come un χ^2 con 8 gradi di libertà nel caso delle dummies temporali, con 4 gradi di libertà nel caso delle aree geografiche e nel caso delle sofferenze per i gruppi dimensionali.

provinciale ingloba shock specifici invarianti nel tempo che possono interessare le province con modalità differenziate.

Il modello stimato è del tipo:

$$(2) \quad ta_{ipt} = \alpha_0 + \alpha_i + \gamma_p + d_i + \beta' x_{ipt} + \varepsilon_{ipt}.$$

Il problema di multicollinearità tra le *dummies* individuali e provinciali (la cui somma è pari a 1) è superato imponendo la restrizione $\sum_i \alpha_i = \sum_p \gamma_p$.

La prima colonna presenta il modello a effetti fissi. L'introduzione nell'equazione delle *dummies* provinciali non modifica i coefficienti stimati del grado di rischiosità della clientela e del livello di concentrazione dei mercati. Al contrario, depurati dagli effetti provinciali, i coefficienti relativi alla quota degli sportelli e alla variabile di costo si modificano: il primo coefficiente ($NSPO_{ipt}$) si dimezza rispetto al modello che considera solo gli effetti individuali (colonna (ii), tav. 5), proprio a causa dell'elevata dispersione *cross-section* della variabile. Il coefficiente della variabile di costo invece raddoppia; la considerazione delle 95 *dummies* provinciali mette in maggiore evidenza le differenze tra i costi delle banche.

Il test di Hausman ($\chi^2(14)=0,0001$) fa propendere per il modello stimato con effetti *random*. Sotto l'ipotesi nulla (accettata dai dati) di non correlazione fra gli effetti individuali e i regressori, la stima OLS del modello con

effetti fissi è consistente, ma inefficiente³⁴. La seconda colonna della tavola 6 riporta il modello stimato con effetti *random*: i coefficienti sono simili a quelli riportati nella prima colonna.

Nelle ultime due colonne della tavola 6 si è testata l'ipotesi dell'esistenza di una relazione diversa, specifica per ogni gruppo dimensionale di banche, tra i tassi di interesse e il grado di rischiosità della clientela. La variabile *SIB* è stata moltiplicata per una variabile *dummy* che identifica l'appartenenza di ogni banca ai diversi raggruppamenti. I valori dei coefficienti risultano statisticamente diversi fra loro (il test di Wald rigetta l'ipotesi di uguaglianza). Per le banche appartenenti al gruppo delle "piccole", il rapporto sofferenze/impieghi è meno importante nella fissazione dei tassi che per le altre banche, a conferma di risultati ottenuti in altri lavori³⁵.

4.4 Quattro approfondimenti

Sono stati svolti quattro ulteriori esercizi econometrici.

³⁴ Si veda, ad esempio, Greene (1993, cap. 16).

³⁵ Per un fenomeno analogo di minore sensibilità, nel confronto con altri istituti, dei tassi delle banche piccole rispetto alle variazioni del regime di politica monetaria, si vedano Angeloni, Buttiglioni, Ferri e Gaiotti (1995) e il par. 2.1. L'assenza di indicazioni nello stesso senso per le banche "minori" può forse imputarsi alla loro scarsa rappresentatività nel gruppo di banche che inviano le segnalazioni dei tassi alla Centrale dei rischi (cfr. par. 4.2).

In primo luogo, si è testata l'ipotesi di una variabilità nel tempo della relazione tra tassi attivi e rapporto sofferenze/impieghi, da un lato, e indice di Herfindahl, dall'altro (tav. 7). Nelle regressioni, le due variabili indipendenti sono state moltiplicate per un set di *dummies* temporali.

Tra il 1986 e il 1994, le due variabili sono state interessate, come ricordato nel paragrafo 3, da cambiamenti significativi: il grado di rischiosità dell'intermediazione si è accresciuto a partire dall'inizio degli anni novanta, mentre la concentrazione dei mercati provinciali dei prestiti si è in prevalenza ridotta. Il legame tra rischiosità dell'intermediazione creditizia e tassi attivi è più forte negli anni novanta; il test di Wald rivela una differenza statisticamente significativa tra i coefficienti. Il test di Wald non segnala invece una differenza significativa, fra gli anni ottanta e novanta, tra i coefficienti stimati per la relazione tra concentrazione dei mercati e tassi attivi. In altre parole, anche se la concentrazione del mercato degli impieghi è più bassa negli anni novanta rispetto al passato, non ne risulta modificata la relazione con i tassi attivi.

Nel secondo esercizio, si è verificata l'esistenza di una relazione tra i tassi di interesse e alcune significative operazioni di concentrazione avvenute nel periodo di stima (cfr. tav. 2). L'ipotesi sottoposta a verifica è che i prezzi dei prestiti alle imprese possano essere influenzati da fusioni tra due o più banche, al di là dell'effetto già colto dagli indicatori di concentrazione e di potere di mercato. La specificazione econometrica contiene una variabile *dummy* che

**RISULTATI DELL'ANALISI ECONOMETRICA:
EFFETTO TEMPORALE DELLA CONCENTRAZIONE
E DELLA RISCHIOSITA'**

variabile dipendente: TA (tasso di interesse attivo)

panel 2-way a effetti random

COSTANTE	15,2 *	OIND	-0,022 *
	(72,6)		(-7,2)
HER86	0,042 *	SIB86	0,051 *
	(8,9)		(13,4)
HER87	0,033 *	SIB87	0,036 *
	(7,2)		(9,6)
HER88	0,032 *	SIB88	0,024 *
	(6,2)		(6,2)
HER89	0,026 *	SIB89	0,022 *
	(5,2)		(5,6)
HER90	0,026 *	SIB90	0,029 *
	(5,1)		(7,0)
HER91	0,032 *	SIB91	0,032 *
	(5,9)		(7,8)
HER92	0,033 *	SIB92	0,033 *
	(6,1)		(8,9)
HER93	0,036 *	SIB93	0,037 *
	(6,7)		(10,4)
HER94	0,038 *	SIB94	0,040 *
	(7,0)		(15,6)
NSPO	0,01 *		
	(7,8)		
COF	0,116 *		
	(4,6)		
UR	0,042 *		
	(9,6)		
N. osservazioni	10.318		
R ²	0,62		
LM test	88.776		
Hausman test	0,001		
Wald test:			
- dummies temp.	3.387		
- Herfindahl x anni	13,9		
- sofferenze x anni	44,8		

Note

tra parentesi t statistici.

* Coefficienti significativi all'1 per cento.

Il test LM di Breusch-Pagan si distribuisce come un χ^2 con 2 gradi di libertà.

Il test di Hausman si distribuisce come un χ^2 con 30 gradi di libertà.

Il test Wald si distribuisce come un χ^2 con 8 gradi di libertà nel caso delle dummies temporali, con 9 gradi di libertà nel caso delle dell'indice di Herfindahl e delle sofferenze.

distingue le 32 province maggiormente influenzate da fusioni e incorporazioni bancarie nel periodo 1986-1993: in ogni provincia interessata dall'operazione di concentrazione, la *dummy* è uguale a 1 nell'anno in cui è avvenuta l'operazione e negli anni seguenti; è pari a 0 in tutti gli altri casi. Il coefficiente stimato delle *dummies* non è significativo; dopo la realizzazione di una concentrazione, non si rileva un cambiamento nel comportamento delle banche presenti nelle 32 province nella fissazione dei tassi attivi³⁶.

Nel terzo esercizio, i tassi di interesse attivi sono stati messi in relazione con il numero di sportelli presenti in ogni provincia (*SPO*; tav. 8). Il coefficiente stimato risulta negativo e statisticamente significativo; il numero degli sportelli in un mercato locale fornisce in parte indicazioni sul grado di concorrenza nella provincia e appare esercitare un effetto di compressione sui tassi.

Nel quarto esercizio, la relazione fra tassi attivi e variabili indipendenti è stata stimata in maniera separata per i prestiti concessi dalle banche nelle province del Centro-Nord e del Mezzogiorno. Il test di Hausman fa propendere per la scelta del modello a effetti fissi per entrambe le regressioni (tav. 9). Nel Centro-Nord, la concentrazione dei mercati influenza i tassi in misura maggiore, rispetto al Sud

³⁶ È interessante notare che nella specificazione che non tiene conto delle differenziazioni provinciali (l'equazione (1)) la *dummy* risulterebbe statisticamente significativa e con segno negativo. Ciò indurrebbe erroneamente a interpretare un semplice effetto provinciale (le province coinvolte nelle operazioni di concentrazioni considerate hanno, in media, tassi di interesse inferiori al livello nazionale) come un risultato in linea con l'approccio dei "mercati contendibili".

**RISULTATI DELL'ANALISI ECONOMETRICA:
EFFETTO DEGLI SPORTELLI PRESENTI IN OGNI PROVINCIA**
variabile dipendente: TA (tasso di interesse attivo)

	(i) 2-way e.f.		(ii) 2-way e.r.	
COSTANTE	15,1 *		15,6 *	
	(88,5)		(79,4)	
HER x 100	0,032 *		0,031 *	
	(8,9)		(8,8)	
SPO	-0,0008 *		-0,0007 *	
	(-9,3)		(-7,4)	
SIB	0,0374 *		0,036 *	
	(25,9)		(25,9)	
COF	0,105 *		0,106 *	
	(4,2)		(4,2)	
UR	0,061 *		0,036 *	
	(14,9)		(8,4)	
OIND	-0,159 *		-0,018 *	
	(-5,3)		(-5,9)	
N. osservazioni	10.318		10.318	
R ²	0,79		0,64	
LM test	87.629			
Hausman test	0,0001			
Wald test: - dummies temp.	21.065		20.939	

Note

tra parentesi t statistici.

* Coefficienti significativi all'1 per cento

Il test LM di Breusch-Pagan si distribuisce come un χ^2 con 2 gradi di libertà.

Il test di Hausman si distribuisce come un χ^2 con 14 gradi di libertà.

Il test Wald si distribuisce come un χ^2 con 8 gradi di libertà in (i) e (ii).

**RISULTATI DELL'ANALISI ECONOMETRICA:
DISTINZIONE TRA PRESTITI AL CENTRO-NORD
E AL MEZZOGIORNO**

variabile dipendente: TA (tasso di interesse attivo)

panel a effetti fissi

	Centro-Nord	Mezzogiorno
HER x 100	0,043 * (25,7)	0,026 * (9,1)
NSPO	0,020 * (13,6)	0,002 (0,5)
SIB	0,040 * (20,8)	0,033 * (14,5)
COF	0,019 (0,62)	0,177 ** (2,7)
UR	0,042 * (10,8)	0,039 * (9,7)
N. osservazioni	7.992	2.326
R ²	0,74	0,71
LM test	25.856	14.627
Hausman test	26,3	19,8
Wald test:		
- dummies temp.	17.069	4.002

Note

tra parentesi t statistici.

* Coefficienti significativi all'1 per cento.

** Coefficienti significativi al 5 per cento.

Il test LM di Breusch-Pagan si distribuisce come un χ^2 con 1 grado di libertà.

Il test di Hausman si distribuisce come un χ^2 con 13 gradi di libertà.

Il test Wald si distribuisce come un χ^2 con 8 gradi di libertà.

e alle Isole, del rapporto sofferenze/impieghi; nel Mezzogiorno, invece, la rischiosità dei prestiti ha una rilevanza maggiore dell'indice di Herfindahl. Questo risultato conferma il ruolo avuto negli anni novanta dal peggioramento delle condizioni economiche delle imprese meridionali nell'influenzare il costo del credito.

5. Conclusioni

L'analisi econometrica segnala che i tassi di interesse attivi nelle province aumentano al crescere del grado di concentrazione dei mercati degli impieghi, delle quote di mercato individuali delle banche, della rischiosità del credito del singolo intermediario, dell'incidenza dei costi operativi sull'attivo di bilancio. I tassi, inoltre, salgono al crescere del tasso di disoccupazione provinciale e al diminuire del peso degli occupati nell'industria sul totale degli occupati. La relazione è robusta anche tenendo conto, attraverso l'utilizzo di variabili *dummy*, dell'evoluzione del ciclo macroeconomico e delle differenze strutturali esistenti tra le province italiane.

I risultati sono compatibili con il paradigma "struttura-condotta-performance". Maggiori livelli di concentrazione dei mercati e quote di mercato individuali delle banche più elevate conducono a tassi di interesse più alti sui prestiti; ciò conferma i risultati nello stesso senso ottenuti da altri studi all'estero e in Italia. La concentrazione è stata misurata attraverso l'indice di Herfindahl, che decresce nel periodo, risentendo dell'apertura

di 8.000 sportelli bancari avvenuta tra la fine del 1989 e la fine del 1995. Al di là dell'effetto che già si riflette nell'indicatore di Herfindahl, la considerazione delle principali fusioni bancarie realizzate fra il 1986 e il 1993 non sembra avere altri effetti sui tassi di interesse applicati dalle banche alla clientela. Un aumento ulteriore della concorrenza tra le banche e la prosecuzione del fenomeno di riduzione della concentrazione dei mercati degli impieghi, in linea con le tendenze osservate negli ultimi anni, potrà esercitare un influsso in direzione di un ribasso dei tassi di interesse. Lo stesso effetto sarà esercitato da un nuovo aumento degli sportelli presenti in ogni provincia.

Negli ultimi anni la variabile che esercita l'effetto più rilevante sui tassi di interesse è la rischiosità dell'intermediazione. L'effetto sui tassi della qualità del credito bancario è molto più variabile degli altri fattori individuati nell'analisi econometrica. Oltre che a progressi nelle procedure di selezione dei debitori da parte degli intermediari, una riduzione dei tassi sui prestiti bancari è legata a un miglioramento delle condizioni delle imprese nelle province dove il rischio creditizio è più elevato. Ciò vale in particolare per il Mezzogiorno, dove i tassi di interesse sono influenzati in misura maggiore dalla rischiosità del credito piuttosto che dalla concentrazione (l'inverso sembra essere vero nel Centro-Nord). I gruppi dimensionali di banche presentano, inoltre, differenze nella relazione tra grado di rischiosità dei prestiti e tassi attivi; il legame tra le due variabili è meno forte per le banche piccole.

L'ipotesi di fenomeni di *x-inefficiency* nel sistema bancario sembra confermata dai dati. Le banche con un peso maggiore dei costi operativi sui fondi intermediati tendono ad applicare tassi di interesse attivi più elevati.

I tassi di interesse sui prestiti sono, infine, influenzati dalle condizioni economiche delle province nelle quali le banche operano. In sintesi, maggiore il grado di sviluppo di una provincia, minore il costo del credito per le imprese. La situazione economica delle zone di insediamento delle banche ne influenza i tassi di interesse in misura ulteriore rispetto all'effetto individuale legato al comportamento di ogni intermediario.

I risultati qui riassunti possono essere sviluppati in altre direzioni. L'effetto del potere di mercato delle banche potrebbe, ad esempio, essere verificato attraverso l'utilizzo di altri indicatori della concentrazione. L'influenza dei costi operativi sui tassi potrebbe essere studiata considerando come regressore i soli costi del personale. L'analisi del ruolo dei divari territoriali potrebbe basarsi su altre variabili che esprimano le differenze esistenti tra le province italiane.

APPENDICE

La costruzione delle variabili

I tassi di interesse (TA)

Le informazioni sui tassi di interesse attivi si riferiscono alle operazioni a breve termine in lire erogate a favore della clientela ordinaria residente; sono di fonte Centrale dei rischi. Nel "Bollettino Statistico" della Banca d'Italia questi tassi di interesse sono riportati, per il totale nazionale, nella tavola contrassegnata dal codice TDB20500. Le rilevazioni si basano su un campione di circa 80 banche che, trimestralmente, segnalano i numeri computistici di interesse e l'ammontare delle competenze effettivamente liquidate nel trimestre di riferimento. I tassi utilizzati nell'analisi empirica sono calcolati come medie annuali dei dati trimestrali segnalati da ciascuna banca a livello provinciale. La distribuzione territoriale dei dati tiene conto della localizzazione degli sportelli presso i quali sono tenute le evidenze contabili dei singoli conti. Secondo l'area geografica, i tassi segnalati riguardano il 25,2 per cento delle aziende presenti nel Nord-Ovest, il 12,9 per cento nel Nord-Est. Nel Centro la copertura raggiunge il 20 per cento, mentre nel Sud e nelle Isole le percentuali sono dell'8,7 e del 14,9 per cento.

Il rapporto tra le sofferenze e gli impieghi (SIB)

Il rapporto tra le sofferenze e gli impieghi è calcolato utilizzando le segnalazioni della Centrale dei

rischi ed esclude i prestiti e le sofferenze della classe di utilizzato al di sotto degli 80 milioni. In tal modo si evita la distorsione dovuta alle diverse soglie di rilevazione per gli impieghi (di 80 milioni fino al 1995) e per le sofferenze (nessun limite). Il dato utilizzato è la media annuale a livello provinciale delle informazioni segnalate dalle singole banche.

L'indice di Herfindahl (HERF)

L'indice di concentrazione di Herfindahl è calcolato a livello provinciale ed è dato dalla somma dei quadrati delle quote di mercato degli impieghi di tutte le banche operanti in ciascuna provincia. Compreso tra 0 e 1, l'indice è tanto più elevato quanto maggiore è il grado di concentrazione.

La quota degli sportelli (NSPO)

La variabile è costruita come rapporto fra il numero di sportelli di ogni banca del campione a livello provinciale e il totale degli sportelli nella provincia (SPO).

La variabile di costo (COF)

Nell'analisi econometrica è stato utilizzato il rapporto tra i costi operativi e i fondi intermediati. I costi operativi comprendono, oltre al costo del personale, il saldo tra gli accantonamenti e l'utilizzo dei fondi di liquidazione e di previdenza, gli ammortamenti ordinari di beni mobili e immobili e le imposte dirette. I fondi intermediati sono stati calcolati come media di tredici dati mensili, attribuendo peso

1 al mese di dicembre dell'anno di riferimento e a quello precedente, peso 2 ai mesi intermedi. I fondi intermediati sono definiti come il totale generale dell'attivo al netto delle spese e delle perdite, delle sopravvenienze passive, delle partite viaggianti e di altre partite di debitori diversi.

Gli indicatori reali (UR, OIND)

Gli indicatori reali utilizzati nell'analisi empirica sono tratti dall'indagine trimestrale ISTAT sulle forze di lavoro a livello provinciale. Il tasso di disoccupazione (media di dati trimestrali) è calcolato come il rapporto tra il numero delle persone in cerca di occupazione e il totale delle forze di lavoro. L'altro indicatore reale è il peso degli occupati industriali sul totale degli occupati (anch'esso media di dati trimestrali).

Riferimenti bibliografici

- Angeloni, I., L. Buttiglione, G. Ferri ed E. Gaiotti (1995), *The Credit Channel of Monetary Policy across Heterogeneous Banks: The Case of Italy*, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 256.
- Ardeni, P. G. e M. Messori (1996), *Il razionamento del credito*, Bari, Laterza.
- Baltagi, B. H. (1995), *Econometric Analysis of Panel Data*, Chichester, Wiley.
- Banca d'Italia (1984), *Italian Credit Structures: Efficiency, Competition and Controls*, London, Euromoney.
- _____ (1995), *Le nuove classificazioni delle banche nelle statistiche della Banca d'Italia*, in "Supplementi al Bollettino Statistico. Note metodologiche e informazioni statistiche", a. 5, n. 32.
- Battipaglia, P. e G. D'Alessio (1996), *Il divario territoriale dei tassi attivi bancari: alcuni problemi di misurazione*, Banca d'Italia, Servizio Studi, lavoro preparatorio per la Relazione sul 1995, dattiloscritto.
- Baumol, W. J., J. C. Panzar e R. D. Willig (1982), *Contestable Markets and the Theory of Industry Structure*, New York, Harcourt.
- Berger, N. A. e T. H. Hannan (1989), *The Price-Concentration Relationship in Banking*, in "Review of Economics and Statistics", vol. 71, n. 2, pp. 291-99.
- _____ (1991), *The Rigidity of Prices: Evidence from the Banking Industry*, in "American Economic Review", vol. 81, n. 4, pp. 938-45.
- _____ (1992), *The Price-Concentration Relationship in Banking: A Reply*, in "Review of Economics and Statistics", vol. 74, n. 2, pp. 376-79.
- _____ (1993), *Using Efficiency Measures to Distinguish among Alternative Explanations of the Structure-Performance Relationship in Banking*, Federal Reserve Board, Working Paper, n. 93-18.

- _____, W. C. Hunter e S. G. Timme (1993), *The Efficiency of Financial Institutions: A Review and Preview of Research Past, Present and Future*, in "Journal of Banking and Finance", vol. 17, n. 2-3, pp. 221-50.
- _____ e L. J. Mester (1997), *Inside the Black Box: What Explains Differences in the Efficiencies of Financial Institutions?*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, Working Paper, n. 1.
- Bianco, M. e C. Giannini (1995), *Le fonti statistiche per gli studi economici: problemi e proposte*, lavoro presentato alla XXXVI Riunione scientifica annuale della Società italiana degli economisti.
- Biscaini, A. M., G. Carosio e T. Padoa-Schioppa (1972), *Tassi attivi e passivi in un mercato oligopolistico*, in Banca d'Italia, "Contributi alla ricerca economica", n. 2, pp. 41-76.
- Ciocca, P. (1977), *Gli investimenti delle imprese e le strutture finanziarie*, in G. Carli (a cura di), *Sviluppo economico e strutture finanziarie in Italia*, Bologna, Il Mulino.
- Conigliani, C. (1990), *La concentrazione bancaria in Italia*, Bologna, Il Mulino.
- _____ e G. Lanciotti (1979), *Struttura dell'offerta e tassi d'interesse nei mercati bancari italiani*, in "Bancaria", n. 11, pp. 1123-36.
- Cottarelli, C., G. Ferri e A. Generale (1995), *Bank Lending Rates and Financial Structure in Italy: A Case Study*, IFM Working Paper, n. 38.
- D'Amico, N., M. Trifilidis e G. Parigi (1990), *I tassi di interesse e la rischiosità degli impieghi bancari nel Mezzogiorno*, in Banca d'Italia, *Il sistema finanziario nel Mezzogiorno*, numero speciale dei "Contributi all'analisi economica".
- Dasgupta, P. (1990), *The Environment as a Commodity*, in "Oxford Review of Economic Policy", vol. 6, n. 1, pp. 51-67.

- D'Auria, C. e A. Foglia (1997), *Le determinanti del tasso di interesse sui crediti alle imprese*, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 293.
- De Bonis, R., F. Farabullini e F. Fornari (1994), *L'apertura di sportelli bancari dopo la liberalizzazione: andamento e determinanti*, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 235.
- _____ e A. Ferrando (1996), *Gruppi dimensionali e concentrazioni bancarie: cosa è successo negli anni novanta?*, Banca d'Italia, Servizio Studi, dattiloscritto.
- Demsetz, H. (1973), *Industry Structure, Market Rivalry and Public Policy*, in "Journal of Law and Economics", vol. 16, n. 1, pp. 1-9.
- Desario, V. (1995), *La concentrazione del sistema bancario*, in Banca d'Italia, "Bollettino Economico", n. 25, pp. 119*-29*.
- Ferri, G. e G. Gobbi (1992), *Concorrenza e discriminazione di prezzo nel mercato del credito in Italia*, in Banca d'Italia, "Contributi all'analisi economica", n. 7, pp. 75-124.
- Focarelli, D. (1996), *Il divario territoriale dei tassi attivi bancari: il ruolo del rischio creditizio*, Banca d'Italia, Servizio Studi, lavoro preparatorio per la Relazione sul 1995, dattiloscritto.
- Generale, A. e G. Gobbi (1996), *Il recupero dei crediti: costi, tempi e comportamenti delle banche*, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 265.
- Gilbert, R. A. (1984), *Bank, Market Structure and Competition*, in "Journal of Money, Credit and Banking", vol. 16, n. 4, pp. 617-45.
- Greene, W. H. (1993), *Econometric Analysis*, New York, Macmillan.
- Grillo, M. (1988), *La concorrenza nell'industria bancaria italiana*, in F. Cesarini e altri (a cura di), Banca e

- mercato: riflessioni su evoluzione e prospettive dell'industria italiana, Bologna, Il Mulino.
- Hicks, J. (1983), *The Theory of Monopoly: A Survey*, in Id. (a cura di), *Classics and Moderns: Collected Essays on Economic Theory*, London, Blackwell, vol. III.
- Istat (1997), *Rapporto annuale: la situazione del Paese nel 1996*, Roma.
- Istituto Tagliacarne (vari anni), *Il reddito prodotto nelle province italiane*, Milano, Angeli.
- Jackson W. E. III (1992), *The Price-Concentration Relationship*, in "Review of Economics and Statistics", vol. 74, n. 2, pp. 373-76.
- Martin, S. (1993), *Advanced Industrial Economics*, London, Blackwell.
- Padoa-Schioppa, T. (1994), *Profili di diversità nel sistema bancario italiano*, in Banca d'Italia, "Bollettino Economico", n. 22, pp. 27*-43*.
- Petersen, M. A. e R. G. Rajan (1995), *The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships*, in "Quarterly Journal of Economics", vol. 110, n. 2, pp. 407-43.
- Putnam, R. D. (1993), *Making Democracy Work: Civic Tradition in Modern Italy*, Princeton, Princeton University Press.
- Stiglitz, J. E. e A. Weiss (1981), *Credit Rationing in Markets with Imperfect Information*, in "American Economic Review", vol. 71, n. 3, pp. 393-410.
- Verga, G. (1984), *La determinazione dei tassi bancari in Italia: un'analisi degli anni più recenti*, in "Banca, Impresa, Società", n. 1, pp. 65-84.
- Weiss, L. W. (1974), *The Concentration-Profits Relationship and Antitrust*, in H. J. Goldschmid e altri (a cura di), *Industrial Concentration: The New Learning*, Boston, Little Brown.

_____ (1989), *A Review of Concentration-Price Studies in Banking*, in L. W. Weiss (a cura di), *Concentration and Price*, Cambridge MA, MIT Press.

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

- n. 296 — *Gli effetti della liberalizzazione valutaria sulle transazioni finanziarie dell'Italia con l'estero*, di A. F. POZZOLO (febbraio 1997).
- n. 297 — *The Italian Recession of 1993: Aggregate Implications of Microeconomic Evidence*, di R. MINIACI e G. WEBER (febbraio 1997).
- n. 298 — *More Equal but Less Mobile? Education Financing and Intergenerational Mobility in Italy and in the US*, di A. RUSTICHINI, A. ICHINO e D. CHECCHI (febbraio 1997).
- n. 299 — *Excessive Activism or Passivism of Monetary Policy?*, di W. LETTERIE e F. LIPPI (marzo 1997).
- n. 300 — *Variabilità dei tassi d'interesse e contenuto informativo delle opzioni*, di F. FORNARI e C. MONTICELLI (marzo 1997).
- n. 301 — *Comportamento strategico sul mercato primario e secondario dei titoli di Stato: il ruolo dell'informazione asimmetrica*, di F. DRUDI e M. MASSA (marzo 1997).
- n. 302 — *Tecniche BVAR per la costruzione di modelli previsivi mensili e trimestrali*, di G. AMISANO, M. SERATI e C. GIANNINI (aprile 1997).
- n. 303 — *Bidder Profitability under Uniform Price Auctions and Systematic Reopenings: The Case of Italian Treasury Bonds*, di A. SCALIA (aprile 1997).
- n. 304 — *Determinazione decentrata di salario e condizioni lavorative: un confronto tra modelli di contrattazione e di salari di efficienza*, di R. TORRINI (aprile 1997).
- n. 305 — *The Role of the Different Central Bank Rates in the Transmission of Monetary Policy*, di L. BUTTIGLIONE, P. DEL GIOVANE ed E. GAIOTTI (aprile 1997).
- n. 306 — *Monetary Policy Actions and the Term Structure of Interest Rates: A Cross-Country Analysis*, di L. BUTTIGLIONE, P. DEL GIOVANE e O. TRISTANI (aprile 1997).
- n. 307 — *The Penalties of Unemployment*, di A. SEN (giugno 1997).
- n. 308 — *Mobilità territoriale e costo delle abitazioni: un'analisi empirica per l'Italia*, di L. CANNARI, F. NUCCI e P. SESTITO (giugno 1997).
- n. 309 — *The Effects of Technology Shocks on Output Fluctuations: An Impulse Response Analysis for the G7 Countries*, di S. FABIANI (giugno 1997).
- 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'eurolira*, 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 — *Strozziature 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).

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

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

*Finito di stampare
nel mese di ottobre 1997
presso il Centro Stampa
della Banca d'Italia in Roma.*