

BANCA D'ITALIA

Temì di discussione

del Servizio Studi

**Tassi bancari attivi e struttura finanziaria in Italia:
un'analisi empirica**

di C. Cottarelli, G. Ferri e A. Generale



Numero 315 - 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).

**Tassi bancari attivi e struttura finanziaria in Italia:
un'analisi empirica**

di C. Cottarelli, G. Ferri e A. Generale

Numero 315 - Settembre 1997

**TASSI BANCARI ATTIVI E STRUTTURA FINANZIARIA
IN ITALIA: UN'ANALISI EMPIRICA**

di Carlo Cottarelli (*), Giovanni Ferri (**) e Andrea Generale (**)

Sommario

Questo lavoro esamina la relazione tra il meccanismo di determinazione dei tassi attivi bancari e alcune variabili che descrivono la struttura finanziaria. I risultati individuano nella scarsa competitività dei mercati creditizi e finanziari la principale determinante della bassa reattività dei tassi attivi bancari osservata in Italia in passato. Utilizzando dati disaggregati, relativi a un campione di 63 banche caratterizzate anche da marcate differenziazioni nell'ambito territoriale di attività, il lavoro analizza le conseguenze per la determinazione dei tassi attivi della liberalizzazione dei mercati finanziari. Nell'ultima parte si discute il ruolo del tasso di sconto come "acceleratore" dell'aggiustamento dei tassi sugli impieghi.

Indice

1. Introduzione	p. 7
2. Indicazioni sulla vischiosità dei tassi attivi in Italia	p. 8
2.1 L'analisi aggregata	p. 9
2.2 L'analisi microeconomica	p. 15
3. La vischiosità dei tassi attivi e la struttura finanziaria	p. 18
3.1 L'analisi per paesi	p. 18
3.2 L'analisi sulle banche italiane	p. 22
4. La riforma dei mercati finanziari e creditizi	p. 31
4.1 Principali riforme strutturali del mercato finanziario in Italia	p. 31
4.2 Effetti della riforma dei mercati finanziari sui comportamenti delle banche	p. 34
4.3 Una nota sul tasso di sconto: dovrebbe essere indicizzato?	p. 37
5. Conclusioni	p. 39
Riferimenti bibliografici	p. 41

(*) Fondo monetario internazionale.

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

1. Introduzione (1)

Negli ultimi anni il ruolo del credito bancario nel meccanismo di trasmissione della politica monetaria è tornato al centro del dibattito economico (Bernanke e Blinder, 1988; Bernanke e Gertler, 1989; Bernanke, 1993; Calvo e Coricelli, 1994; Alexander e Caramazza, 1994). Il rinnovato interesse è dovuto al riconoscimento che le banche, nonostante il processo di disintermediazione subito attraverso la sostituzione di crediti bancari col ricorso diretto al mercato dei titoli (Goldstein e altri, 1992), rivestono un ruolo qualitativamente rilevante nel finanziamento dell'economia, anche nei sistemi più orientati al mercato (Boyd e Gertler, 1993). Inoltre, in molti paesi il credito bancario rappresenta ancora la quota maggiore delle passività finanziarie del settore privato. Per tali ragioni l'attenzione si è rivolta al comportamento dei tassi attivi bancari e, in particolare, alla loro vischiosità rispetto all'andamento dei tassi di mercato monetario (Takeda, 1985; Hannan e Berger, 1991; Lowe e Rohling, 1992; Cottarelli e Kourelis, 1994).

Questo lavoro fornisce un contributo empirico sull'argomento, analizzando il comportamento delle banche italiane nel mercato del credito. Il caso italiano appare un terreno di ricerca promettente per due motivi: in primo luogo, nonostante il rapido sviluppo del mercato azionario e la crescente apertura verso i mercati finanziari internazionali, il credito erogato dalle banche residenti rappresenta ancora la quota preponderante del totale dei flussi finanziari verso il settore privato (54 per cento nella media del periodo 1991-93). In secondo luogo, l'elevata vischiosità dei tassi sugli impieghi è stata da tempo indicata come un serio ostacolo al buon funzionamento del meccanismo di trasmissione della politica monetaria (Banca d'Italia, 1986a, p. 211).

(1) Versione rivista di *Bank Lending Rates and Financial Structure in Italy*, pubblicato in "Staff Papers", vol. 42, n. 3, 1995. Desideriamo ringraziare William E. Alexander, Ignazio Angeloni, Timothy Lane, Roberto Rinaldi, Vasudevan Sundararajan, un anonimo referee e i partecipanti a un seminario tenuto presso il Servizio Studi della Banca d'Italia per i preziosi suggerimenti. Ginette Eramo, Fabio Farabullini e Roberto Felici hanno fornito un'eccellente assistenza. Gli errori o le imprecisioni rimanenti sono di esclusiva responsabilità degli autori.

Il lavoro è organizzato in tre parti. Nella prima (par. 2) si quantifica, utilizzando stime econometriche, il grado di vischiosità dei tassi attivi in Italia e si confrontano i risultati con quelli ottenuti per un campione di 30 paesi industrializzati e in via di sviluppo. Nella seconda (par. 3) si analizzano i fattori rilevanti che influenzano il grado di vischiosità dei tassi attivi bancari. Si discutono i risultati del lavoro di Cottarelli e Kourelis (1994) che mettono in relazione il grado di vischiosità dei tassi attivi nei vari paesi con le caratteristiche strutturali dei rispettivi sistemi finanziari. Vengono, inoltre, presentati i risultati relativi a un campione di 63 banche italiane e, anche in tal caso, si individuano i fattori strutturali che contribuiscono a determinare il grado di reattività dei tassi sugli impieghi. Nell'ultima parte (par. 4) si descrivono i principali mutamenti che hanno interessato il sistema finanziario italiano negli ultimi quindici anni, si fornisce una valutazione della loro rilevanza ai fini di una maggiore rapidità della trasmissione degli impulsi di politica monetaria e si discutono le principali modifiche che potrebbero contribuire ad accelerare la velocità di risposta dei tassi attivi bancari.

2. Indicazioni sulla vischiosità dei tassi attivi in Italia

In un sistema finanziario liberalizzato la banca centrale controlla i tassi sui prestiti bancari in maniera indiretta: le autorità monetarie possono influenzare i tassi di mercato monetario attraverso gli strumenti di intervento, ma la rapidità con cui tali impulsi si trasmettono al sistema economico dipende, tra l'altro, dalla velocità con cui le banche adeguano i tassi sui depositi e sui prestiti bancari (2). L'evidenza empirica indica chiaramente che, rispetto agli altri paesi, le banche italiane si caratterizzano per la loro lentezza nell'aggiustamento dei tassi di interesse.

(2) La vischiosità dei tassi attivi bancari non impedisce necessariamente la trasmissione degli impulsi di politica monetaria, se le banche rispondono a tali manovre adeguando il livello di razionamento del credito. Vi è comunque evidenza (Pittaluga, 1991) che il razionamento non è stato negli ultimi anni un fenomeno rilevante in Italia.

2.1 L'analisi aggregata

Il grado di vischiosità dei tassi attivi bancari in Italia è stato misurato ricorrendo a un semplice modello del processo di determinazione dei tassi sui prestiti. La teoria economica (Klein, 1971) indica che, in un contesto caratterizzato da concorrenza monopolistica, il tasso attivo bancario dovrebbe essere legato, nel lungo periodo, al livello del tasso di mercato monetario; quest'ultimo rappresenta, infatti, il rendimento marginale di un investimento privo di rischio. D'altra parte, la relazione di breve periodo tra questi due tassi può essere caratterizzata da ritardi nella risposta del tasso sugli impieghi alle variazioni del tasso di mercato monetario, dovuti a costi di aggiustamento e all'incertezza sui movimenti futuri dei tassi di interesse.

In tale situazione, variazioni del tasso di sconto possono contribuire ad accentuare la risposta dei tassi attivi alle variazioni di quelli di mercato monetario, in quanto, laddove vadano nello stesso senso, indicano mutamenti permanenti nella stance della politica monetaria (Thornton, 1986).

Una rappresentazione utilizzata di frequente del processo dinamico di determinazione del tasso attivo è la seguente:

$$[1] \quad \Phi(L) i_L = \alpha + \beta(L) i_M + \gamma(L) \Delta i_D + OTH + \varepsilon,$$

dove i_L è il tasso sugli impieghi, i_M è il tasso di interesse di mercato monetario, i_D è il tasso di sconto (che è presente tra i regressori soltanto come differenza prima, nell'ipotesi che non influenzi la relazione di lungo periodo fra tassi attivi e tassi di mercato monetario), OTH è un vettore di altre variabili rilevanti, ε è il termine di errore, e $\Phi(L)$, $\beta(L)$ e $\gamma(L)$ sono polinomi di ritardi. La quantificazione della vischiosità dei tassi si basa sulla stima dei moltiplicatori, calcolando l'effetto di impatto e quello che si realizza dopo un determinato lasso temporale (moltiplicatori *interim*) sulla base della [1]. I moltiplicatori indicano la variazione del tasso sugli impieghi dovuta a una variazione unitaria del tas-

so di mercato monetario, in assenza di variazioni del tasso di sconto. Il motivo per cui non si tiene conto degli effetti del tasso di sconto è che in Italia, come in molti altri paesi, il tasso di sconto è amministrato e, per tale ragione, può essere relativamente rigido. Sulla base di questa impostazione, molte analisi quantitative precedenti (Verga, 1984; Banca d'Italia, 1986b; Angeloni e altri, 1995) hanno mostrato che il grado di vischiosità dei tassi attivi è elevato in Italia: il loro aggiustamento è lento e non è commisurato alle variazioni osservate per i tassi di mercato monetario. L'equazione [1] è stata stimata su dati mensili per il periodo giugno 1986-dicembre 1993. La specificazione più soddisfacente è espressa come modello a correzione dell'errore (ECM); il vettore di lungo periodo rappresenta l'equilibrio tra il tasso medio sugli impieghi e il tasso medio sui BOT (3):

$$\begin{aligned}
 [2] \quad \Delta i_L = & 0,61 + 0,42 * \Delta i_{L-1} + 0,07 * \Delta i_M + 0,41 * \Delta i_D - 0,13 * i_{L-1} + \\
 & (3,29) \quad (8,15) \quad (2,32) \quad (8,02) \quad (-5,69) \\
 & + 0,12 * i_{M-1} + 38,10 * \Delta SOFIMP \\
 & (5,09) \quad (3,28)
 \end{aligned}$$

R^2 corretto = 0,87 D.W. = 1,81 S.E. = 0,13.

La rappresentazione ECM è stata adottata in quanto i risultati di un test di Dickey Fuller aumentato per il numero dei ritardi (ADF) hanno indicato che sia il tasso attivo medio sia il tasso sui BOT sono non stazionari e integrati di ordine 1. La stima della [2] è stata effettuata utilizzando il metodo dei minimi quadrati ordinari (OLS), nell'ipotesi di esogeneità

(3) Per la maggior parte del periodo di stima, il tasso sui BOT può essere considerato il tasso di mercato monetario più rappresentativo in Italia. Soltanto recentemente il tasso interbancario ha accresciuto la sua importanza come indicatore delle condizioni di liquidità (si veda oltre, par. 4). Il tasso sui BOT è la media del tasso alle aste quindicinali sulle scadenze a 3, 6 e 12 mesi, al netto della ritenuta fiscale. Il tasso attivo medio è la media mensile dei tassi decadali, si riferisce al tasso sui prestiti in lire in conto corrente e alle altre sovvenzioni a breve termine ed è ponderato con la consistenza del credito in essere; i tassi decadali sono segnalati da un gruppo di banche che rappresenta oltre il 90 per cento del mercato dei prestiti.

del tasso sui BOT (4). Oltre ai valori correnti e sfasati del tasso attivo (i_L) e del tasso sui BOT (i_M), nell'equazione [2] compare tra i regressori la variazione del tasso di sconto (i_D), coerentemente con il modello generale dell'equazione [1]. La [2] rappresenta una forma ridotta che descrive il processo di determinazione del tasso sugli impieghi. Riferendosi alla forma più generale espressa nell'equazione [1], nel vettore *OTH* che contiene altre variabili rilevanti per la determinazione del tasso attivo è stata inserita in fase di stima la variazione del rapporto destagionalizzato tra sofferenze e impieghi (*SOFIMP*) (5); d'altra parte la nostra analisi resta parziale in quanto non tiene conto di altre variabili rilevanti relative alla domanda di impieghi bancari, fattori che potrebbero determinare una variazione dell'elasticità della domanda di impieghi alle variazioni del tasso attivo e, quindi, influenzare il comportamento delle banche nella determinazione dei tassi stessi.

La ricerca della migliore specificazione per la [2] è stata condotta mediante un procedimento dal generale al particolare: inizialmente sono stati inclusi sei valori sfasati di tutte le variabili espresse in differenze prime; l'equazione

(4) Un test di causalità di Granger con 5 gradi di libertà ha confermato, per il periodo di stima, la causalità in senso temporale del tasso sui BOT sul tasso sugli impieghi all'1 per cento di significatività; l'ipotesi di causalità inversa non è significativa, se non al 10 per cento.

(5) Il rapporto tra sofferenze e impieghi è stato inizialmente incluso tra i regressori sia in differenze prime sia in livelli, dato che un aumento della rischiosità dei prestiti, approssimato da un aumento del rapporto, dovrebbe essere incorporato dalle banche nella richiesta di un premio al rischio più elevato rispetto al rendimento dell'investimento privo di rischio rappresentato dal tasso di mercato monetario. D'altra parte, il livello di tale rapporto è risultato significativo soltanto al 10 per cento e solo dopo aver incluso nella regressione una *dummy* per il periodo precedente la crisi valutaria del 1992. Il fatto che soltanto la variazione di questo rapporto risulti significativa nello spiegare l'andamento del tasso attivo potrebbe essere così interpretato: un aumento del rapporto richiede un incremento di ammontare adeguato dei fondi rischi su crediti; tale aumento richiede, a parità di altre condizioni, un aumento del tasso di crescita dei profitti (prima che le perdite vengano ammortizzate), accelerazione realizzabile mediante un aumento temporaneo dei tassi attivi. Comunque le stime dei parametri dell'equazione [2] non mutano significativamente a seconda che il livello del rapporto venga o meno considerato. L'importanza di questa variabile è stata indicata anche in altri lavori: per esempio Borio e Fritz (1995), nell'analizzare il comportamento dei tassi attivi a breve termine in diversi paesi, riconoscono l'importanza nella stima delle equazioni per i tassi attivi di altre variabili oltre a quelle relative ai tassi di mercato monetario e al tasso di sconto: «A second factor determining the size of the spread [between the loan rate and the opportunity cost rate] is the risk of loss on loans», che viene approssimato nella nostra analisi dal rapporto tra sofferenze e impieghi.

finale è stata ottenuta scartando le variabili che, sulla base della statistica t , non sono risultate significative (6).

L'equazione [2], che supera tutti i tradizionali test diagnostici (7) e interpola i dati in modo soddisfacente, indica che, nel lungo periodo, una variazione unitaria del tasso sui BOT determina una variazione pressoché identica del tasso sugli impieghi (il moltiplicatore di lungo periodo è pari a 0,92) (8). La risposta, nel breve periodo, è molto più lenta: il moltiplicatore di impatto è pari a 0,07; un aumento di 100 punti base del tasso sui BOT imprime un incremento al tasso sugli impieghi di 7 punti base nel mese in cui avviene la variazione. Dopo tre mesi, l'aggiustamento è pari a 38 punti base, dopo sei mesi è di 56. In pratica, dopo due trimestri dalla variazione iniziale del tasso esogeno, il tasso attivo medio è variato di poco più della metà dell'impulso iniziale registrato dal tasso di mercato monetario. L'aggiustamento è molto più rapido quando alle variazioni del tasso sui BOT si uniscono quelle del tasso di sconto. Il moltiplicatore di impatto è pari a 47 punti base, quello dopo tre mesi a 73, quello dopo sei mesi a 79.

(6) Nonostante la natura non stazionaria delle due serie dei tassi di interesse, la rappresentazione ECM implica che i parametri dell'equazione [2] seguano una distribuzione standard, nell'ipotesi nulla di cointegrazione (Banerjee e altri, 1993). La ricerca della migliore specificazione può quindi essere effettuata sulla base delle statistiche t stimate. L'ipotesi di cointegrazione tra le due serie è stata confermata dai risultati del test sui residui della [2], che indicano la loro stazionarietà.

(7) Più in dettaglio, i test dei moltiplicatori di Lagrange rifiutano l'ipotesi nulla di autocorrelazione per tutti i primi 12 ritardi, a un livello di probabilità pari ad almeno il 15 per cento (30,5 per cento per l'autocorrelazione di primo ordine). La statistica H di Durbin (1,03) conferma anch'essa l'assenza di autocorrelazione di primo ordine. Il test di Ljung-Box rifiuta l'ipotesi di autocorrelazione per i primi 12 e i primi 24 ritardi a livelli di probabilità del 50 e dell'85 per cento. Il test dei moltiplicatori di Lagrange per la presenza di eteroschedasticità rifiuta l'ipotesi nulla (anche se soltanto al 9,5 per cento); le statistiche t basate sulla procedura di White non differiscono in modo significativo da quelle ottenute con gli OLS.

(8) L'ipotesi di un coefficiente unitario nella relazione di cointegrazione non può essere rifiutata agli usuali livelli di confidenza. Non si è imposta nessuna restrizione nell'equazione [2], poiché in un contesto di concorrenza monopolistica tale restrizione non ha nessun chiaro fondamento teorico; infatti, in tal caso, il coefficiente di lungo periodo dipende dalla forma della domanda degli impieghi.

Seguendo la stessa metodologia utilizzata per il tasso medio sui prestiti, si è stimata l'equazione per la determinazione del tasso minimo (i_{MIN}) (9):

$$\begin{aligned}
 [3] \quad \Delta i_{MIN} = & 0,52 + 0,31 * \Delta i_{MIN-1} + 0,08 * \Delta i_M + 0,55 * \Delta i_D - 0,11 * \\
 & (4,22) \quad (8,52) \quad (3,81) \quad (15,93) \quad (-6,50) \\
 & * i_{MIN-1} + 0,09 * i_{M-1} \\
 & (5,49)
 \end{aligned}$$

R^2 corretto = 0,92 D.W. = 1,90 S.E. = 0,09.

I risultati sono simili a quelli dell'equazione [2], a eccezione del fatto che la variazione del rapporto tra sofferenze e impieghi non risulta significativa, cosa che non stupisce trattandosi del tasso sugli impieghi alla clientela primaria. Le stime dei moltiplicatori sono pari a 0,08, 0,36 e 0,66, rispettivamente per quello di impatto, *interim* a tre mesi e *interim* a sei mesi, e sono molto vicini a quelli ottenuti per il tasso attivo medio. Viene confermata sia l'importanza, nel caso italiano, delle variazioni del tasso di sconto, sia la lentezza nella risposta dei tassi sugli impieghi alle variazioni dei tassi di mercato monetario, quando il tasso di sconto rimane costante.

La reattività dei tassi di interesse sui prestiti è bassa non solo in termini assoluti, ma anche nel confronto tra l'Italia e gli altri paesi. La tavola 1, mutuata dal lavoro di Cottarelli e Kourelis (1994), riporta, per un gruppo di 30 paesi industrializzati e in via di sviluppo, i moltiplicatori (di impatto, *interim* a tre mesi, *interim* a sei mesi e di lungo periodo) che legano la variazione del tasso attivo a quella di un tasso di mercato monetario. Il moltiplicatore di impatto è pari, in media, a 0,32 ed è quattro volte più elevato di quello stimato per l'Italia; notevoli differenze si rilevano anche per i moltiplicatori calcolati su intervalli temporali meno brevi. Questi risultati non sono attribuibili a differenze nelle definizioni dei tassi attivi rilevanti: le ultime tre

(9) Il tasso attivo minimo non deve essere confuso con il *prime rate* annunciato dalle banche italiane. Il primo è un tasso effettivo applicato alla migliore clientela. Più in dettaglio, a livello di banca, esso era definito fino al 1994 come il tasso più basso applicato alla clientela residente su prestiti in lire in conto corrente non garantiti in almeno 30-50 casi. Se una banca non detiene almeno 30 conti, il calcolo è effettuato su un numero di fidi più limitato.

**MOLTIPLICATORI DEI TASSI SUGLI IMPIEGHI: EFFETTI SUL TASSO SUGLI
IMPIEGHI DI UNA VARIAZIONE DI 1 PUNTO DEL TASSO DI MERCATO MONETARIO**

Paese	Moltiplicatori				Moltiplicatori aggiustati (1)			
	Impatto	3 mesi	6 mesi	Lungo periodo	Impatto	3 mesi	6 mesi	Lungo periodo
Australia	0,11	0,40	0,60	1,17	0,40	0,64	0,60	1,17
Belgio	0,21	0,61	0,81	1,03	0,50	0,85	0,81	1,03
Canada	0,76	0,93	1,00	1,06	0,59	0,73	1,00	1,06
Colombia	0,42	0,87	0,97	1,03	0,42	0,87	0,97	1,03
Danimarca	0,07	0,25	0,38	0,71	0,07	0,25	0,38	0,71
Filippine	0,27	0,75	0,81	0,87	0,27	0,75	0,81	0,87
Finlandia	0,13	0,20	0,27	0,60	0,13	0,20	0,27	0,60
Germania	0,38	0,67	0,83	1,04	0,38	0,67	0,83	1,04
Giamaica	0,15	0,38	0,66	0,92	0,15	0,38	0,66	0,92
Giappone	0,06	0,19	0,25	0,75	0,06	0,19	0,25	0,75
Grecia	0,40	0,74	1,05	0,29	0,64	0,74	1,05
Indonesia	0,19	0,59	0,84	1,21	0,19	0,59	0,84	1,21
Irlanda	0,32	0,80	0,96	1,03	0,61	1,04	0,96	1,03
Islanda	0,61	1,04	1,07	1,08	0,44	0,84	1,07	1,08
Israele	0,77	1,22	1,24	1,25	0,77	1,22	1,24	1,25
Malesia	0,16	0,29	0,39	0,91	..	0,09	0,39	0,91
Messico	0,83	1,40	1,34	1,29	0,83	1,40	1,34	1,29
Nuova Zelanda	0,09	0,48	0,60	0,67	0,38	0,72	0,60	0,67
Paesi Bassi	0,52	0,97	1,03	1,04	0,35	0,77	1,03	1,04
Polonia	0,04	0,15	0,24	0,59	0,33	0,39	0,24	0,59
Portogallo	0,28	0,77	0,97	1,12	0,28	0,77	0,97	1,12
Regno Unito	0,82	1,02	1,04	1,04	0,65	0,82	1,04	1,04
Singapore	0,27	0,71	0,83	1,00	0,10	0,51	0,83	1,00
Spagna	0,35	0,80	0,98	1,12	0,35	0,80	0,98	1,12
Sri Lanka	0,22	0,28	0,30	..	0,02	0,28	0,30
Stati Uniti	0,32	0,69	0,85	0,97	0,15	0,49	0,85	0,97
Sudafrica	0,61	0,79	0,88	0,99	0,44	0,59	0,88	0,99
Swaziland	0,48	0,52	0,54	0,57	0,72	0,72	0,54	0,57
Ungheria	0,09	0,31	0,47	0,88	0,09	0,31	0,47	0,88
Venezuela	0,38	1,03	1,30	1,48	0,38	1,03	1,30	1,48
Media	0,32	0,65	0,77	0,96	0,34	0,64	0,77	0,96
Coefficiente di variazione .	0,77	0,50	0,40	0,25	0,65	0,49	0,40	0,25

Fonte: Cottarelli e Kourelis (1994).

(1) I moltiplicatori aggiustati sono calcolati dai moltiplicatori, aggiungendo l'effetto dovuto alla diversa definizione, nei vari paesi, dei tassi attivi utilizzati in fase di stima. Più in dettaglio, sulla base dei risultati di Cottarelli e Kourelis (1994), i moltiplicatori di impatto e *interim* a tre mesi che sono stati ottenuti da tassi alla clientela ordinaria sono stati aumentati rispettivamente di 29 e 24 punti base. Quelli ottenuti dai tassi applicati alla clientela primaria sono stati ridotti di 17 e 20 punti base rispettivamente.

colonne della tavola 1 contengono i moltiplicatori ricalcolati per tener conto della eterogeneità nelle definizioni di tasso tra paesi, mostrando che non vi sono sostanziali differenze nelle medie di gruppo (10).

2.2 L'analisi microeconomica

L'analisi del comportamento delle singole banche serve a quantificare ulteriormente il grado di vischiosità dei tassi attivi in Italia. L'utilizzo di informazioni a livello di singola banca è utile per due ragioni: in primo luogo, è noto che l'aggregazione può distorcere in modo significativo la stima della dinamica delle relazioni economiche (Harvey, 1981, pp. 42-43). In secondo luogo, i dati disaggregati permettono di analizzare con maggior cura alcuni fattori strutturali che influenzano la reattività dei tassi attivi.

L'equazione [1] è stata quindi stimata per ognuno dei tassi attivi medi applicati da un gruppo di 63 banche italiane (tav. 2) (11). In tal modo sono stati ottenuti 63 moltiplicatori di impatto, che indicano la risposta del tasso attivo medio di ogni banca alle variazioni del tasso sui BOT. La media semplice dei moltiplicatori di impatto è 0,12; tale valore conferma il risultato sull'elevata vischiosità dei tassi attivi emerso dall'analisi aggregata. Le medie dei moltiplicatori a 3 mesi e a 6 mesi (rispettivamente 0,39 e 0,66) e di quelli di lungo periodo (1,00) sono anch'esse in linea con quelle derivate dall'equazione aggregata (12).

(10) Tassi di interesse attivi di natura diversa (ad esempio il *prime rate* rispetto al tasso applicato a piccoli e a medi prenditori, tassi amministrati rispetto a tassi di mercato) possono rispondere in modo diverso alle variazioni del tasso di mercato monetario. Sulla base delle stime contenute in Cottarelli e Kourelis (1994), i valori nelle ultime tre colonne della tavola 1 sono stati stimati tenendo conto delle differenziazioni nel grado di vischiosità dovute alla diversa definizione del tasso attivo utilizzato per la stima dei moltiplicatori dei vari paesi (cfr. anche la nota alla tav. 1).

(11) Il gruppo comprende 45 banche del Nord e 18 localizzate nel Centro-Sud. Tra queste ultime, sei hanno sede legale nel Mezzogiorno. Per quanto attiene alla dimensione secondo la classificazione della Banca d'Italia, 37 di esse sono classificate come banche piccole e operano in maggioranza in mercati regionali. Le banche del campione detengono circa il 72 per cento dei crediti erogati da tutte le banche italiane; partendo dal gruppo di banche che invia le segnalazioni statistiche decadali, si sono eliminate alcune banche di minore dimensione, per le quali i dati sui tassi praticati presentavano forti irregolarità.

(12) Le stime delle 63 equazioni sono disponibili presso gli autori.

BANCHE DEL CAMPIONE

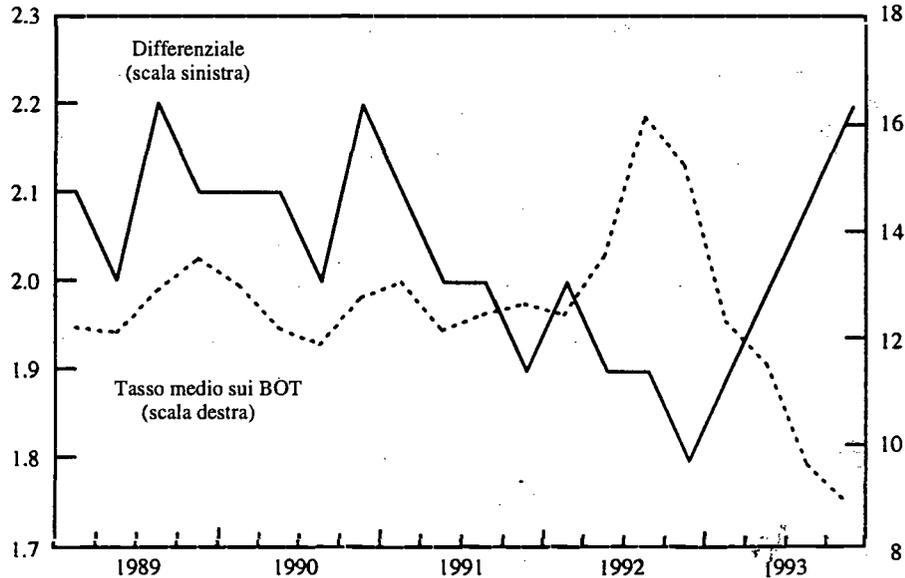
B. NAZIONALE LAVORO	B. POP. VERONA	C.R. PARMA
B. COMM. ITALIANA	B. CRED. AGRAR. BRESC.	C.R. VENEZIA
CREDITO ITALIANO	CREDITO BERGAMASCO	C.R. TRIESTE
BANCA DI ROMA	B. AGRIC. MILANESE	C.R. PUGLIA
BANCO NAPOLI	B. POP. DELL'EMILIA	C.R. MODENA
IST. B. S. PAOLO TORINO	B. POP. LECCO	C.R. PROV. BOLZANO
MONTEPASCHI	B. AGRIC. MANTOVANA	C.R. ASTI
B. POP. NOVARA	CREDITO EMILIANO	C.R. PISTOIA PESCIA
B. NAZ. AGRICOLTURA	B. POP. VENETA	C.R. PESARO
BANCO SICILIA	B. DESIO E BRIANZA	C.R. TRENTO ROVERETO
BANCA TOSCANA	B. POP. SONDRIO	B. MONTE LOMBARDIA
B. POP. MILANO	BANCA SELLA	C.R. ALESSANDRIA
CREDITO ROMAGNOLO	BANCA SANNITICA	C.R. LA SPEZIA
NUOVO B. AMBROSIANO	CARIPLO	C.R. PERUGIA
B. PROV. LOMBARDA	C.R. TORINO	C.R. RAVENNA
B. POP. BERGAMO	SICILCASSA	C.R. RIMINI
BANCO LARIANO	C.R. VER. VIC. BELL.	C.R. BIELLA
CREDITO COMMERCIALE	C.R. FIRENZE	C.R. UDINE PORDENONE
B. AMERICA ITALIA	C.R. GENOVA IMP.	C.R. PISA
BANCO SARDEGNA	C.R. PAD. E ROVIGO	C.R. PROV. VITERBO
B. S. GEMIN. S. PROSPERO	C.R. BOLOGNA	C.R. TERNI

L'analisi dei dati disaggregati sui tassi di interesse bancari indica, inoltre, che il grado di vischiosità è diverso nelle varie aree del paese. La figura 1 mostra che i tassi attivi nelle regioni meridionali sono, in media, più alti di 2 punti percentuali che nel Nord, una caratteristica che è stata attribuita alla maggiore rischiosità dei debitori del Sud e al minor tenore concorrenziale in queste regioni (D'Amico, Parigi e Trifilidis, 1990; Faini, Galli e Giannini, 1993). Dal punto di vista della nostra indagine è ancor più interessante rilevare il fatto che, come indicato nella figura, le variazioni del differenziale tra tassi attivi nel Sud e nel Nord sono correlate negativamente con il livello del tasso sui BOT, in

particolare nel caso di forti variazioni di quest'ultimo: tale osservazione suggerisce che l'aggiustamento dei tassi attivi è più lento nel Sud che nelle regioni settentrionali (13).

Fig. 1

**DIFFERENZIALE FRA TASSI ATTIVI NEL SUD E NEL NORD
E TASSO SUI BOT**



Questo risultato indica una possibile relazione tra il grado di vischiosità dei tassi attivi e la struttura finanziaria. Una caratteristica rilevante dell'economia italiana è il diverso grado di sviluppo, sia economico sia finanziario, tra le regioni; tali differenziazioni risultano più accentuate tra Nord e Sud, ma sono presenti anche tra diverse regioni della stessa area geografica. Al Sud la concentrazione dei mercati bancari e il rapporto tra popolazione e sportelli sono molto più elevati, fattori che spesso sono stati interpretati come evidenza di una minore competitività; inoltre, il grado complessivo di sviluppo dei mercati finanziari è generalmente minore. Da tali argomentazioni si potrebbe dedurre che la minore concorrenza e la maggiore arretratezza del sistema finanziario meridionale contribuiscano a spiegare non solo il più alto livello dei tassi di interesse attivi, ma anche la loro maggiore vischiosità. Tale ipotesi è ulteriormente sviluppata nella prossima sezione.

(13) Per il periodo 1989-1993 il coefficiente di correlazione tra il differenziale e il livello del tasso sui BOT è pari a $-0,57$ ed è significativo all'1 per cento.

3. La vischiosità dei tassi attivi e la struttura finanziaria

Negli anni scorsi l'ipotesi che il grado di vischiosità dei tassi bancari fosse strettamente connesso con la struttura finanziaria è stata avanzata da più parti (Hannan e Berger, 1991; Lowe e Rohling, 1992; Cottarelli e Kourelis, 1994). Tale ipotesi può essere così riassunta: la struttura finanziaria - descritta da varie caratteristiche quali il numero e il grado di sviluppo dei mercati finanziari, il grado di concorrenza nell'industria bancaria, la presenza di vincoli all'intermediazione finanziaria, la struttura proprietaria degli intermediari finanziari - influenza l'elasticità della domanda di impieghi bancari fronteggiata da ogni banca e, conseguentemente, il costo sostenuto dalle banche nel tenere i tassi sugli impieghi e sui depositi lontani dal loro punto di equilibrio (Hannan e Berger, 1991).

Perciò, in quanto influenzano il costo del disequilibrio, i mutamenti della struttura finanziaria possono comportare una variazione del grado di vischiosità dei tassi attivi. In tale contesto, una bassa reattività si associa a costi contenuti per la banca che agisce lontano dal punto di equilibrio, i quali saranno tanto minori quanto è più bassa l'elasticità della domanda di impieghi (14).

Cottarelli e Kourelis (1994), d'ora in poi CK, hanno verificato questa ipotesi, analizzando la dinamica dei tassi attivi per un gruppo di paesi. Dopo una breve rassegna dei loro risultati, verranno presentate ulteriori evidenze sulla base dei dati relativi al campione di banche italiane illustrato nel paragrafo 2.

3.1 *L'analisi per paesi*

Nel lavoro di CK vengono indicati alcuni dei fattori che influenzano la vischiosità dei tassi attivi in Italia.

(14) La struttura finanziaria può anche influenzare gli obiettivi di massimizzazione dei profitti delle banche e, in tal modo, la loro ricerca di una posizione di equilibrio. Le banche pubbliche, per esempio, possono attribuire minor peso agli obiettivi di massimizzazione dei profitti e quindi possono essere meno rapide nel rispondere alle variazioni dei tassi di mercato monetario.

L'analisi si basa su una regressione tra i moltiplicatori stimati per ogni paese (15) e alcune variabili che approssimano, per ogni paese considerato, il grado di sviluppo della struttura finanziaria; nella regressione *cross-section* si utilizzano come variabili di controllo una serie di fattori che possono influenzare la misurazione della rigidità dei tassi attivi, quali la diversa definizione dei tassi disponibili per ogni paese (16). La regressione ritenuta più soddisfacente da CK, riferita ai moltiplicatori di impatto (h_0), è la seguente (17):

$$\begin{aligned}
 [4] \quad h_0 = & 0,30 + 0,011 * INFLA + 0,17 * PRIME - 0,29 * POSTE \\
 & (4,07) (6,53) \quad (3,50) \quad (-3,86) \\
 & -0,12 * CAPCO - 0,025 * RANDO + 0,013 * OTHMA \\
 & (-2,01) \quad (-4,48) \quad (5,48) \\
 & -0,045 * PUBLI + 0,036 * ENTRY - 0,14 * EDISC \\
 & (-5,04) \quad (2,74) \quad (-3,71)
 \end{aligned}$$

R^2 corretto = 0,78 S.E. = 0,114.

L'equazione [4] implica che i moltiplicatori di impatto stimati dipendono da un insieme di quattro fattori. In primo luogo, la natura del tasso attivo utilizzato per misurare il

(15) I moltiplicatori sono riportati nella tavola 1; nella *cross-section* è compreso anche quello relativo all'Italia.

(16) Le equazioni riprodotte dal lavoro di CK sono state stimate con il metodo dei minimi quadrati ponderati, per ovviare al problema della eteroschedasticità presente in quanto i moltiplicatori non sono osservati, ma sono a loro volta frutto di una stima (Saxonhouse, 1976). Infatti, se la variabile dipendente - il moltiplicatore h_0 - fosse direttamente misurabile, la stima della [4] con i minimi quadrati ordinari sarebbe corretta ed efficiente; invece, i moltiplicatori sono a loro volta stimati sulla base delle serie temporali per i singoli paesi. Dato che le stime per i vari elementi del vettore h_0 sono frutto di specificazioni differenti, è probabile che il termine di errore nella stima del moltiplicatore sia eteroschedastico; pertanto, anche il termine di errore nella [4] è probabilmente affetto da eteroschedasticità, rendendo, in tal modo, le stime con i minimi quadrati ordinari inefficienti, anche se non distorte. Inoltre, le stime dei parametri che legano le variabili strutturali al moltiplicatore saranno caratterizzate da distorsioni nei valori degli errori standard, invalidando ogni inferenza. La soluzione adottata, in tal caso e più oltre nella stima delle equazioni strutturali per i dati riferiti alle banche italiane, è quella di utilizzare i minimi quadrati ponderati con l'errore standard ottenuto nella stima del moltiplicatore di impatto (WLS). Cfr. Cottarelli e Kourelis (1994) per una discussione più dettagliata su tale aspetto e per altri problemi di stima connessi.

(17) Risultati qualitativamente simili sono stati ottenuti per i moltiplicatori di più lungo periodo. D'altra parte la bontà della regressione e la significatività dei coefficienti peggiorano per ritardi maggiori, probabilmente perché le differenze nel grado di reattività tra paesi sono meno marcate nel lungo periodo.

grado di rigidità: i tassi alla clientela primaria reagiscono più rapidamente (il coefficiente della *dummy PRIME* è positivo), mentre i tassi alla clientela indebitata a tassi più elevati del *prime rate* vengono aggiustati con più ritardo (come si evince dal coefficiente negativo della *dummy POSTE*). In secondo luogo, il livello di inflazione registrato da ogni paese nel periodo: in paesi caratterizzati da alti tassi di inflazione i tassi attivi reagiscono più rapidamente, presumibilmente per la presenza di qualche forma di indicizzazione, esplicita o implicita. In terzo luogo, sono risultate significative cinque variabili che descrivono la struttura finanziaria: la presenza di controlli ai movimenti di capitale (*CAPCO*); la volatilità dei tassi di interesse di mercato monetario (*RANDO*); lo sviluppo dei mercati per la negoziazione di strumenti finanziari a breve termine, come i titoli pubblici e i certificati di deposito bancari (*OTHMA*); la quota delle banche di proprietà pubblica sul totale (*PUBLI*) (18); la presenza di barriere all'entrata nel mercato creditizio, approssimata dall'intensità della regolamentazione sull'apertura di nuovi sportelli (*ENTRY*). I segni dei coefficienti stimati implicano che il moltiplicatore di impatto è maggiore nei paesi dove la dinamica concorrenziale è più intensa (perché non vi sono controlli ai movimenti di capitale e/o barriere all'entrata), i mercati finanziari sono sviluppati (ossia efficienti per la contrattazione di strumenti finanziari a breve termine e con volatilità dei tassi di interesse contenuta) e la presenza del settore pubblico nel controllo della proprietà bancaria è limitata. Infine la *dummy EDISC* coglie l'effetto della politica seguita dalle autorità monetarie nella fissazione del tasso di sconto. Nei paesi dove il tasso di sconto è amministrato e segnala mutamenti nella politica monetaria (*EDISC=1*), il moltiplicatore di impatto calcolato senza tener conto delle variazioni del tasso di sconto è più basso. Questo risultato conferma l'ipotesi di CK sull'effetto di "assuefazione" al tasso di sconto, e cioè la riluttanza delle banche a variare i tassi attivi in assenza di variazioni del tasso di sconto.

(18) Per ogni paese *PUBLI* è il numero di banche pubbliche tra le prime cinque per dimensione.

Dal momento che l'equazione spiega in modo soddisfacente il caso italiano (19), la regressione può essere utilizzata per spiegare l'elevata vischiosità dei tassi attivi in Italia, facendo riferimento alle principali caratteristiche della struttura finanziaria. Per certi aspetti i mercati finanziari italiani sono sviluppati. Il rapporto tra titoli a breve termine e il PIL (*OTHMA* nella [4]) è uno dei più alti tra i paesi considerati nell'analisi e la volatilità dei tassi di mercato monetario è relativamente bassa (20). D'altro canto, per la gran parte del periodo cui si riferisce la stima dei moltiplicatori (giugno 1985-febbraio 1993 per l'Italia) la struttura finanziaria italiana è stata caratterizzata dalla presenza di restrizioni ai movimenti di capitale (*CAPCO* era elevato) e da un regime di autorizzazione all'apertura di nuovi sportelli (anche *ENTRY* assumeva un valore elevato). Entrambe queste restrizioni sono state gradualmente abbandonate nella seconda parte del periodo di analisi (cfr. par. 4), ma mutamenti strutturali di questa portata esplicano i loro effetti con un certo ritardo (21). Inoltre, la gran parte delle banche italiane era controllata, direttamente o indirettamente, dal settore pubblico (*PUBLI* assume un valore molto elevato); solo recentemente varie banche sono state privatizzate. Infine, il tasso di sconto in Italia ha sempre indicato mutamenti nella stance di politica monetaria, fatto che, secondo i risultati dell'equazione [4], potrebbe aver strutturalmente ridotto la reattività dei tassi attivi alle variazioni di quelli di mercato monetario.

In sintesi, sulla base dei risultati dell'equazione [4], per il periodo analizzato la rigidità dei tassi attivi in Italia è attribuibile alla presenza di controlli ai movimenti di capitale, a ostacoli alla concorrenza sul mercato del credito (barriere all'entrata), alla forte presenza del settore pubblico nell'industria bancaria e all'"assuefazione" al tasso

(19) Il termine di errore nella *cross-section* è pressoché nullo per l'Italia.

(20) Per l'Italia *RANDO* ha il decimo valore più basso tra quelli del campione.

(21) Per tutti i paesi considerati, i valori dei regressori inclusi nella [4] sono calcolati come media dei valori assunti dalle variabili strutturali nel periodo di osservazione sfasato di due anni (Cottarelli e Kourelis, 1994).

di sconto, dovuta al fatto che sono le sue variazioni che segnalano mutamenti nella stance di politica monetaria.

3.2 L'analisi sulle banche italiane

Ulteriore evidenza sulle determinanti della rigidità dei tassi attivi bancari può essere desunta dall'analisi delle differenze nel grado di vischiosità dei tassi applicati dal gruppo di 63 banche italiane illustrato nel paragrafo 2.

Tra le regioni italiane la struttura finanziaria è differenziata e le banche operano in mercati eterogenei. Il sistema bancario è frammentato: poche grandi banche operano su tutto il territorio, mentre la maggioranza - anche di dimensione relativamente grande - concentra gran parte dell'attività a livello regionale, o addirittura locale. Le 45 banche con sede legale al Nord registrano nella media del periodo un indice di concentrazione di Herfindahl (22) pari a 0,11; l'indicatore è pari 0,13 per quelle con sede legale al Centro e a 0,15 per quelle con sede legale al Sud. Un ulteriore indice di operatività territoriale, che assume valori maggiori di zero se la banca concede crediti in aree diverse da quella dove ha la sede legale e indica il grado di copertura territoriale dell'attività di impiego della singola banca, varia da un minimo di zero a un massimo di 0,7; per 44 banche del gruppo esso è inferiore al valore medio, confermando la concentrazione dell'operatività delle banche a livello territoriale.

Dalle differenze tra banche è quindi possibile approssimare le diversità dei mercati a livello territoriale.

(22) Il valore dell'indice per ogni banca (H_i) è calcolato come:

$$H_i = \sum_j q_{ij} h_j \quad j=1, \dots, M$$

dove $q_{ij} = L_{ij}/L_i$ è la quota di impieghi della banca i erogati nel mercato j , M è il numero di mercati locali, e h_j è l'indice di Herfindahl per il mercato locale j . Quest'ultimo è calcolato come:

$$h_j = \sum_i a_{ij}^2 \quad i=1, \dots, P$$

dove a_{ij} è la quota di mercato della banca i nel mercato j (per ognuna delle P banche che operano sul mercato j). Nel calcolo i mercati locali corrispondono alle 95 province.

L'analisi della reattività dei tassi bancari attivi si concentrerà, quindi, sulle differenze tra le banche (23).

L'analisi a livello di singola banca presenta due vantaggi (24). In primo luogo, è possibile utilizzare definizioni omogenee del tasso attivo, evitando il ricorso a *dummies* (come *PRIME* e *POSTE* nell'analisi per paesi dell'equazione [4]). In secondo luogo, alcune variabili strutturali possono essere misurate con maggiore precisione. Nell'analisi di CK, per esempio, il tentativo di inserire nell'equazione [4] una variabile che approssimasse il grado di concentrazione dei mercati creditizi era stato fatto ricorrendo alla quota di mercato delle cinque maggiori banche in ogni paese: tale variabile era risultata scarsamente significativa, presumibilmente perché le quote di mercato così calcolate forniscono una misura inadeguata della concentrazione del mercato bancario. Misure alternative e più accurate (come un indice di Herfindahl calcolato sui mercati locali) non erano disponibili nell'analisi per paesi; esse possono essere invece calcolate per le varie regioni italiane e a livello di singola banca. Infine, nell'analisi per paesi non era stato neppure possibile calcolare altri indicatori che si riferissero alla composizione dei portafogli bancari.

L'utilizzo di dati disaggregati ha anche alcune controindicazioni. Da un lato le differenze tra banche nel grado di reattività dei tassi attivi non sono così accentuate come quelle tra diversi paesi: ciò rende più difficile identificare la relazione tra struttura finanziaria e grado di vischiosità dei tassi attivi. Ci si attende quindi un peggior risultato in

(23) La parcellizzazione dell'attività bancaria è fattore essenziale per la nostra analisi: marcate differenze a livello territoriale non si rifletterebbero, infatti, nei dati riferiti alle singole banche, se i portafogli bancari fossero distribuiti in maniera uniforme tra le varie aree territoriali. Va rilevato, inoltre, che l'utilizzo di dati a livello regionale non sarebbe stato possibile, in quanto questi dati non sono disponibili mensilmente, come è necessario per un'analisi accurata del grado di vischiosità.

(24) Altri lavori hanno utilizzato dati disaggregati per studiare la relazione tra la struttura finanziaria e i parametri che influenzano il meccanismo di trasmissione della politica monetaria. Per esempio, Kashyap e Stein (1994) hanno analizzato la rilevanza del canale creditizio della politica monetaria, concentrandosi su banche con diverse capacità di indebitamento sul mercato all'ingrosso. Angeloni e altri (1995) hanno confrontato il comportamento delle banche che forniscono una maggior quota di credito a imprese di grande dimensione con quello delle banche che operano prevalentemente con imprese di piccola dimensione.

termini di statistiche t e di R^2 . Inoltre l'effetto di quei fattori strutturali individuati nell'analisi per singolo paese che risultano invariante tra le banche (come molte delle variabili nella [4]) non può essere chiaramente tenuto in considerazione.

Tenendo presenti queste note di cautela, si è cercato di spiegare le differenze nei moltiplicatori di impatto stimati nel paragrafo 2 per le 63 banche considerate mediante 11 variabili strutturali, alcune delle quali sono analoghe, a livello microeconomico, a quelle incluse nell'equazione [4]; altre variabili riflettono, invece, differenze nella composizione dei portafogli bancari. I coefficienti di correlazione parziale tra queste variabili e i moltiplicatori di impatto (PCC) sono riportati nella tavola 3 assieme alle corrispondenti statistiche t .

Un primo gruppo di variabili misura il grado di concorrenza che caratterizza i mercati in cui operano le singole banche. *HERF* è l'indice di Herfindahl per ogni banca, che viene considerato una proxy del grado di concentrazione e di competizione fronteggiato da ogni banca (25). Il segno atteso di questa variabile è negativo: coerentemente con l'equazione [4], un aumento del grado di concentrazione dovrebbe comportare tassi attivi meno flessibili. Il valore e la significatività del coefficiente di correlazione parziale (tav. 3) sembrano confermare questa aspettativa. Una misura alternativa del grado di competizione nei mercati è rappresentata dal rapporto tra popolazione e sportelli (*POBR*). Coerentemente con i modelli di competizione spaziale (Salop, 1979), una riduzione di tale rapporto dovrebbe segnalare un aumento della concorrenza dovuto a una maggiore presenza sul mercato di tutte le banche, per dato indice di Herfindahl, mentre quest'ultimo indice non risente dell'aumento simultaneo della presenza di tutte le

(25) *HERF* è una misura di competitività effettiva nel mercato, mentre la variabile *ENTRY* nella [4] misura le barriere all'entrata dovute alla regolamentazione dell'attività bancaria ed è perciò una misura di competizione potenziale. Dal punto di vista normativo le barriere all'entrata dovute alla regolamentazione non si differenziavano tra le varie aree territoriali italiane. D'altra parte, fino al 1990 l'apertura di sportelli era soggetta a un regime autorizzativo da parte della Banca d'Italia. In pratica, la distribuzione degli sportelli bancari e il grado di concentrazione nei mercati regionali erano assai differenziati (cfr. par. 4).

banche sul mercato. Il coefficiente di correlazione parziale ha il segno atteso, ma non risulta significativo. Una terza variabile che risente del grado di concorrenza è *OPEX*, pari al rapporto tra i costi operativi delle banche e il totale dei fondi intermediati. Sia l'ipotesi delle inefficienze operative (*X-inefficiency*; Leibenstein e Maital, 1992) sia la *quiet life-expense preference hypothesis* (Edwards, 1977) indicano che costi operativi più elevati si associano a un minor tenore concorrenziale. Anche per tale variabile il segno del coefficiente di correlazione parziale è in linea con le aspettative, ma non significativo.

Tav. 3

MATRICE DEI COEFFICIENTI DI CORRELAZIONE PARZIALE (1)

	<i>MULT</i>	<i>HERF</i>	<i>OLSH</i>	<i>CDSH</i>	<i>LLOA</i>	<i>DUPR</i>	<i>POBR</i>	<i>LIND</i>	<i>DUIB</i>	<i>OPEX</i>	<i>SELO</i>	<i>SHND</i>
<i>MULT</i>	1	-0,38 -3,3*	0,42 3,7*	0,32 2,6*	0,44 3,9*	0,43 3,8*	-0,12 -1,0	0,50 4,6*	0,15 1,2	-0,02 -0,14	-0,08 -0,63	0,49 4,4*
<i>HERF</i>	-0,38 -3,3*	1	-0,11 -0,86	0,07 0,55	0,24 1,9 [^]	-0,34 -2,8*	0,54 5,0*	0,05 0,4	0,01 0,11	0,46 4,0*	0,33 2,8*	0,15 1,2
<i>OLSH</i>	0,42 3,7*	-0,11 -0,86	1	0,01 0,09	0,35 2,9*	0,15 1,2	-0,14 -1,1 ^{^^}	0,47 4,3*	0,03 0,21	-0,04 -0,29	0,04 0,30	0,22 1,8 [^]
<i>CDSH</i>	0,32 2,6*	0,07 0,55	0,01 0,09	1	0,23 1,8 [^]	0,31 2,6*	0,14 1,2 ^{^^}	0,33 2,7*	-0,02 -0,12	-0,06 -0,50	-0,15 -1,2 ^{^^}	0,16 1,3 ^{^^}
<i>LLOA</i>	0,44 3,9*	0,24 1,9 [^]	0,35 2,9*	0,23 1,8 [^]	1	0,07 0,60	0,33 2,7*	0,67 7,1*	0,34 2,8*	0,41 3,5*	0,17 1,4 ^{^^}	0,67 7,1*
<i>DUPR</i>	0,43 3,8*	-0,34 -2,2*	0,15 1,2	0,31 2,6*	0,07 0,60	1	-0,33 -2,7*	0,29 2,4*	-0,02 -1,19	-0,20 -1,7 [^]	-0,48 -4,4*	0,15 1,2
<i>POBR</i>	-0,12 -1,0	0,54 5,0*	-0,14 -1,1 ^{^^}	0,14 1,2 ^{^^}	0,33 2,7*	-0,33 -2,7*	1	-0,08 -0,62	0,17 1,4 ^{^^}	0,48 4,3*	0,43 3,7*	0,23 1,9 [^]
<i>LIND</i>	0,50 4,6*	0,05 0,4	0,47 4,3*	0,33 2,7*	0,67 7,1*	0,29 2,4*	-0,08 -0,62	1	0,12 0,89	0,01 0,10	0,04 0,31	0,56 5,3*
<i>DUIB</i>	0,15 1,2	0,01 0,11	0,03 0,21	-0,02 -0,12	0,34 2,8*	-0,02 -1,19	0,17 1,4 ^{^^}	0,12 0,89	1	0,24 1,9 [^]	-0,21 -1,7 [^]	0,07 0,55
<i>OPEX</i>	-0,02 -0,14	0,46 4,0*	-0,04 -0,29	-0,06 -0,50	0,41 3,5*	-0,20 -1,7 [^]	0,48 4,3*	0,01 0,10	0,24 1,9 [^]	1	0,37 3,1*	0,47 4,1*
<i>SELO</i>	-0,08 -0,63	0,33 2,8*	0,04 0,30	-0,15 -1,2 ^{^^}	0,17 1,4 ^{^^}	-0,48 -4,4*	0,43 3,7*	0,04 0,31	-0,21 -1,7 [^]	0,37 3,1*	1	0,42 3,6*
<i>SHND</i>	0,49 4,4*	0,15 1,2	0,22 1,8 [^]	0,16 1,3 ^{^^}	0,67 7,1*	0,15 1,2	0,23 1,9 [^]	0,56 5,3*	0,07 0,55	0,47 4,1*	0,42 3,6*	1

(1) Le statistiche *t* sono riportate sotto ogni coefficiente. I simboli(*), ([^]) e (^{^^}) indicano che la variabile è significativa, rispettivamente, all'1, al 5 e al 10 per cento.

Legenda. *MULT*: moltiplicatore di impatto; *HERF*: indice di concentrazione; *OLSH*: 1 - quota di impieghi in conto corrente; *CDSH*: quota dei CD sui depositi; *LLOA*: log. impieghi (dimensione); *DUPR*: dummy banca privata; *POBR*: popolazione per sportello; *LIND*: dimensione media del credito (impieghi totali della banca/numero di affidi); *DUIB*: dummy interbancario; *OPEX*: costi operativi su fondi intermediati; *SELO*: rapporto titoli su crediti; *SHND*: margini disponibili sul credito accordato.

Un secondo gruppo di variabili riflette la *composizione delle passività bancarie*. *CDSH* è la quota dei certificati di deposito di ogni banca sul totale dei depositi, una variabile che (come *OTHMA* nella [4]) riflette l'importanza degli strumenti finanziari a breve termine nell'influenzare la dinamica dei tassi attivi. Più in dettaglio, in un contesto in cui le banche seguono un meccanismo di *mark-up* per la determinazione del tasso attivo, una quota maggiore di CD sulle passività della banca dovrebbe implicare un aggiustamento più rapido, dato che i tassi sui CD reagiscono più rapidamente alle variazioni dei tassi di mercato monetario, rispetto a quanto osservato per i tassi sugli altri depositi bancari (26). Il coefficiente di correlazione parziale (0,32; statistica *t* pari a 2,6) fornisce una conferma preliminare a tale ipotesi. La possibile maggiore reattività delle banche che si indebitano direttamente sul mercato monetario è approssimata dalla variabile *DUIB*, una *dummy* che è pari a 1 per le banche che sono debentrici strutturali sul mercato interbancario. Il coefficiente di correlazione parziale è positivo, ma non significativamente diverso da zero.

Un terzo gruppo di variabili si riferisce a indicatori della *composizione degli attivi bancari*. *SELO* è il rapporto tra titoli e impieghi e ha segno atteso negativo; coerentemente con l'interpretazione di Miron, Romer e Weil (1993), le banche con una quantità maggiore di titoli possono stemperare l'effetto restrittivo di incrementi dei tassi di mercato monetario, riducendo, in tal modo, l'impatto che la riduzione di base monetaria avrebbe sui tassi attivi praticati. In questo caso il coefficiente di correlazione parziale ha il segno atteso, ma non risulta significativo. *SHND* è il rapporto tra il margine disponibile sulle linee di credito accordate e il totale dell'accordato. Il segno atteso di questa variabile è positivo, perché una quota maggiore di linee di credito non utilizzate espone la banca al rischio di prelievi indesiderati, nel caso in cui il tasso attivo non rispecchi l'equilibrio di mercato: banche più esposte avranno un maggiore incentivo

(26) Il tentativo di ridurre la vischiosità dei tassi attivi bancari era uno degli effetti attesi dall'introduzione dei CD in Italia nei primi anni ottanta (Carosio, 1983).

ad aggiustare velocemente i tassi attivi praticati (27). *OLSH*, definito come il complemento all'unità della quota degli impieghi in conto corrente, è stato introdotto per valutare se la tipologia di contratto costituisca un fattore rilevante nell'influenzare la reattività dei tassi attivi. Il segno di questa variabile è, a priori, ambiguo. Da un lato, si potrebbe argomentare che esso dovrebbe essere negativo: dal momento che il credito in conto corrente viene erogato senza una scadenza precisa, il tasso di interesse su questa tipologia di contratti si dovrebbe adeguare più velocemente, dato che le banche non devono attendere una data precisa per rivederne le condizioni; d'altra parte, i rapporti di conto corrente possono indicare l'esistenza di relazioni di clientela di lungo periodo e di forme di assicurazione implicita tese a smussare i movimenti dei tassi di breve periodo; tale interpretazione (Fried e Howitt, 1980; Lowe e Rohling, 1992) suggerirebbe una correlazione positiva. Il segno e la statistica *t* del coefficiente di correlazione parziale indicano che, almeno per il caso italiano, risulta valida questa seconda interpretazione.

Infine, sono state incluse tre altre variabili. *LIND*, pari alla dimensione media degli impieghi di ogni banca, ha segno atteso positivo, dato che l'elasticità della domanda della clientela di maggiori dimensioni è probabilmente più elevata; le banche che operano con clientela più sofisticata sarebbero quindi indotte ad aggiustare più rapidamente i tassi attivi alle condizioni di mercato (28). Il coefficiente di correlazione parziale è elevato (0,50) e altamente significativo (4,6). La rilevanza della struttura proprietaria viene catturata dalla *dummy DUPR*, pari a zero se la banca è direttamente di proprietà pubblica e a 1 in caso contrario. L'aspettativa, coerentemente con l'equazione [4] e con il valore e la significatività del coefficiente di correlazione parziale, è

(27) Va ricordato che, diversamente da altri paesi, il credito in conto corrente non ha, in Italia, una durata predeterminata ed è a tasso variabile. In paesi (per esempio gli Stati Uniti) dove il credito in conto corrente è a tasso fisso e ha una scadenza predeterminata, ampie linee di credito inutilizzate potrebbero determinare una maggiore vischiosità, in tal modo rendendo più difficile il meccanismo di trasmissione della politica monetaria (Deshmukh e altri, 1982).

(28) I risultati di Angeloni e altri (1995) indicano che i tassi attivi delle banche che operano con clientela di maggiori dimensioni sono più reattivi.

che le banche private adeguino i tassi attivi più rapidamente di quelle pubbliche, presumibilmente perché le loro decisioni operative riflettono in maggior misura obiettivi di massimizzazione dei profitti. Infine la variabile *LLOA*, pari al logaritmo degli impieghi di ogni banca, viene utilizzata per identificare le banche maggiori, che possono contraddistinguersi come leader sul mercato. Il segno atteso di questa variabile è positivo, come anche indicato da quello del coefficiente di correlazione parziale (0,44).

Gli 11 regressori appena descritti sono stati utilizzati per spiegare le differenze osservate nel grado di vischiosità dei tassi attivi (misurato dai moltiplicatori di impatto h_0) tra le banche italiane. La tavola 4 indica i principali passaggi effettuati nella ricerca della migliore specificazione, a partire dalla prima che include tutte le variabili descritte (29). Mentre i risultati di questa prima regressione sono relativamente soddisfacenti (R^2 pari a 0,61, abbastanza elevato per una *cross-section*) e il segno dei regressori è quello atteso per tutte le variabili eccetto *OPEX*, molti dei regressori non sono significativi, indicando probabilmente un'eccessiva parametrizzazione della regressione. Nella specificazione 2 sono stati eliminati i regressori con le più basse statistiche t , determinando un aumento della significatività dei restanti regressori. Eliminando ulteriormente le variabili meno significative si è ottenuta la specificazione 4, che include tutte le variabili con una significatività pari ad almeno il 10 per cento.

Questa ultima specificazione spiega il 57 per cento della varianza dei moltiplicatori di impatto. La variabile più rilevante, in termini di valore del coefficiente e di livello di significatività, è l'indice di Herfindahl. Il valore stimato del coefficiente implica che il moltiplicatore di impatto di una banca che opera come monopolista puro (e cioè in un

(29) L'equazione è stata stimata seguendo la stessa metodologia di Cottarelli e Kourelis (1994), utilizzando i minimi quadrati ponderati per tenere conto della presenza di eteroschedasticità (*WLS*). La variabile dipendente è il vettore dei moltiplicatori di impatto illustrati nel par. 2. I regressori sono calcolati su dati medi relativi al periodo 1987-1993 (a eccezione di *POBR*, *SHND* e *LIND*, riferiti a dati medi sul periodo 1990-93, data la mancanza di informazioni per i periodi precedenti).

mercato dove l'indice è pari a 1) è più basso di 32 punti base di quello di una banca che opera in un mercato altamente concorrenziale (l'indice di Herfindahl si avvicina a zero nel caso di concorrenza perfetta). Inoltre, l'equazione conferma che le banche più reattive alle sollecitazioni della politica monetaria sono quelle che: emettono più CD (*CDSH*); hanno una dimensione maggiore, indicando probabilmente che esse agiscono come leader sul mercato (*LLOA*); registrano una quota di margini disponibili sui conti correnti più elevata (*SHND*); sono private (*DUPR*) (30). Infine, l'equazione indica che i tassi sui conti correnti sono di regola più rigidi di quelli su altri tipi di contratto (31).

Tav. 4

STIMA *CROSS-SECTION* SUL CAMPIONE DELLE 63 BANCHE (1)

N.	Costante	<i>HERF</i>	<i>OLSH</i>	<i>CDSH</i>	<i>LLOA</i>	<i>DUPR</i>	<i>POBR</i>	<i>OPEX</i>	<i>SHND</i>	<i>LIND</i>	<i>DUIB</i>	<i>SELO</i>	R^2	R^2 (2)	Errore standard della regressione
1	0,06 (0,81)	-0,32 (-3,55)	0,11 (2,13)	0,11 (1,85)	0,02 (0,57)	0,01 (0,89)	-0,01 (-0,17)	0,42 (0,61)	0,13 (2,26)	-0,04 (-0,29)	0,01 (0,94)	-0,03 (-0,37)	0,61	0,52	0,025
2	0,04 (0,77)	-0,32 (-3,85)	0,11 (2,25)	0,11 (2,18)	0,02 (0,84)	0,01 (1,43)	...	0,25 (0,45)	0,13 (2,32)	...	0,01 (0,99)	...	0,59	0,53	0,025
3	0,02 (0,63)	-0,32 (-3,97)	0,12 (2,38)	0,12 (2,46)	0,03 (0,98)	0,01 (1,44)	0,13 (2,33)	...	0,01 (0,89)	...	0,59	0,52	0,025
4	0,02 (0,48)	-0,32 (-3,98)	0,11 (2,29)	0,12 (2,41)	0,01 (1,55)	0,01 (1,40)	0,12 (2,26)	0,57	0,53	0,025

(1) Le variabili dipendenti sono i moltiplicatori di impatto illustrati nel par. 2. - (2) Corretto per i gradi di libertà.

Legenda: cfr. tav. 3.

In conclusione, i risultati dell'analisi confermano che la struttura finanziaria - descritta dal grado di concorrenza nel mercato bancario, dallo sviluppo di strumenti di mercato monetario come i CD, dalla struttura proprietaria del sistema bancario - esercita effetti significativi sul grado di vischiosità dei tassi bancari attivi.

(30) Il valore del coefficiente stimato per *DUPR* è basso: tale risultato sembra indicare che, in un contesto caratterizzato dalla forte presenza di banche di proprietà pubblica, le banche private siano meno incentivate a reagire rapidamente alle variazioni delle condizioni di mercato.

(31) Questo risultato è coerente con quello ottenuto se nell'equazione [2] si utilizzano come variabili dipendenti, separatamente, il tasso sui conti correnti e quello sulle altre sovvenzioni a breve termine.

Il legame tra vischiosità nella variazione dei tassi attivi e grado di concentrazione dei mercati è coerente con le indicazioni della letteratura (Hannan e Berger, 1991). In presenza di una struttura di mercato di tipo oligopolistico e di costi di variazione dei prezzi (*menu costs*), se la banca opera su mercati più concentrati vi sarà una maggiore interdipendenza tra le sue decisioni di prezzo (tasso attivo) e le decisioni delle altre banche (32). La relazione tra rigidità all'aggiustamento dei tassi attivi e concentrazione dei mercati non è chiaramente l'unica determinante dei valori dei moltiplicatori osservati per le banche italiane; resta il fatto che la concentrazione risulta la variabile più rilevante anche quando si controlla nella regressione per altri fattori, quali la dimensione e la composizione dei bilanci degli intermediari. Ulteriori sviluppi dell'analisi dovrebbero affrontare la questione delle asimmetrie nell'aggiustamento: il moltiplicatore è infatti un indicatore sintetico del grado di reattività al tasso di mercato monetario per la singola banca; non indica però se in mercati più concentrati la rigidità riguardi soltanto, o prevalentemente, le riduzioni dei tassi attivi. Dal punto di vista teorico, l'ipotesi di concorrenza monopolistica dovrebbe comportare che le banche mostrino minore rigidità nel caso di variazioni dei tassi verso l'alto (33).

4. La riforma dei mercati finanziari e creditizi

Tra gli anni ottanta e i primi anni novanta il mercato bancario italiano e, più in generale, la struttura finanziaria italiana, sono stati interessati da numerosi cambiamenti. Questo paragrafo descrive tali mutamenti e ne analizza gli

(32) Come indicato chiaramente da Hannan e Berger (1991, p. 940), per il caso di rigidità nelle variazioni dei tassi sui depositi: «To the extent that firms in more concentrated markets exhibit higher price conjectures as a result of greater recognized interdependence, operation in a more concentrated market implies greater price rigidity».

(33) Giova indicare anche altre interpretazioni delle asimmetrie nelle variazioni dei tassi, come quelle riportate in Hannan e Berger (1991, p. 941): «Other explanations of asymmetry rely on differences in the cost of adjusting prices between upward and downward changes. One such explanation maintains that negative customer reactions to unstable prices constitute a substantial part of the cost of a price change and that customers who value "dependable" pricing will react more negatively to unfavorable price changes than to favorable ones». Ciò implicherebbe una maggiore rigidità in caso di rialzo dei tassi.

effetti sulla determinazione dei tassi bancari attivi e sulla loro reattività. Nonostante che il processo di riforma sia iniziato prima del periodo di analisi che è stato scelto nei precedenti paragrafi, è opportuno fare una rassegna dei principali cambiamenti a partire dai primi anni ottanta per valutare gli sviluppi successivi in una prospettiva corretta (34).

4.1 *Principali riforme strutturali del mercato finanziario in Italia*

All'inizio degli anni ottanta il sistema finanziario italiano era tra i più regolamentati tra quelli dei paesi OCSE (Bröker, 1989). Stringenti controlli ai movimenti di capitale vigevano sia per le banche sia per il settore privato. La dimensione del mercato dei titoli era contenuta e la gran parte dei titoli pubblici era detenuta dalle banche. Per quanto riguarda il sistema bancario, l'apertura di nuove banche e di nuovi sportelli era soggetta ad autorizzazione da parte dell'autorità di vigilanza (Conigliani e Lanciotti, 1976; Conigliani, 1990) (35). La concorrenza da parte degli istituti di credito speciale - intermediari bancari che operavano principalmente a medio e a lungo termine - era limitata dai vincoli alla raccolta di fondi a breve termine e dalla mancanza di una struttura territoriale. I depositi bancari erano soggetti a elevate aliquote di riserva obbligatoria e le aziende di credito non potevano raccogliere fondi mediante emissioni obbligatorie; in pratica non emettevano nemmeno titoli a breve termine. Per quanto riguarda gli attivi bancari, la crescita degli impieghi era contenuta dal massimale; inoltre, anche il vincolo all'investimento in titoli emessi dagli istituti di credito speciale limitava le scelte nell'allocazione dell'attivo. Infine, vi erano restrizioni alla competenza territoriale delle banche.

Gran parte di queste restrizioni è stata gradualmente eliminata negli anni ottanta; una prima ondata di riforme è

(34) Va ricordato che le equazioni presentate sinora sono stimate sul periodo 1986-1993.

(35) Prima del 1987 la Banca d'Italia si basava per le autorizzazioni all'apertura di nuovi sportelli su piani quadriennali che riflettevano stime della domanda di servizi bancari.

avvenuta nei primi anni del periodo. Si è assistito al rapido aumento dell'investimento in titoli pubblici da parte del settore privato; è stato introdotto un nuovo tipo di CD, caratterizzato da un regime di riserva obbligatoria meno oneroso (Caranza e Cottarelli, 1987). Fatto ancor più rilevante, il massimale è stato abolito (giugno 1983).

Una seconda ondata di riforme si è verificata tra la fine degli anni ottanta e i primi anni novanta: l'eliminazione graduale dei controlli ai movimenti di capitale, tra il 1987 e il 1990, con le misure più consistenti varate verso la fine del periodo; la deregolamentazione dell'apertura di nuovi sportelli bancari (1990), che faceva seguito a una liberalizzazione di fatto dovuta all'impostazione meno restrittiva nella concessione di autorizzazioni (piano sportelli 1987), e che ha comportato un rapidissimo incremento del numero di sportelli rispetto sia alla popolazione sia al PIL reale (fig. 2), nonché una riduzione della concentrazione dei mercati bancari e degli indici di specializzazione (fig. 3) (36). Le aliquote di riserva obbligatoria sono state progressivamente ridotte tra il 1989 e il 1994. Le limitazioni alla concessione di prestiti al di fuori dell'area geografica di competenza sono state gradualmente eliminate nella seconda metà degli anni ottanta.

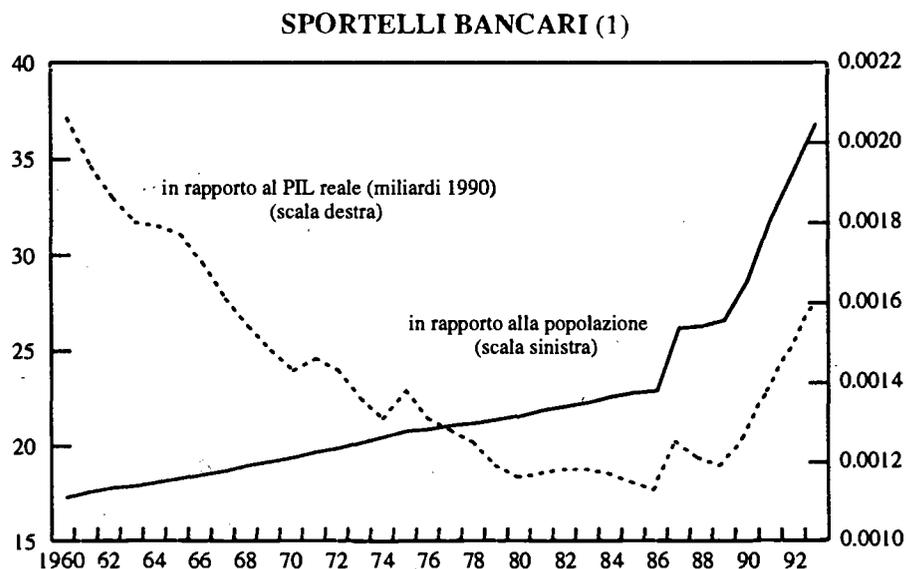
La specializzazione settoriale tra gli istituti di credito speciale è stata eliminata nel 1991 e la nuova legge bancaria del 1993 - coerentemente con le indicazioni della seconda direttiva comunitaria in materia bancaria - ha abolito la distinzione operativa tra aziende di credito e istituti di credito speciale, mantenendo soltanto dei limiti tali da garantire una struttura di bilancio equilibrata. Il processo di privatizzazione delle banche è iniziato.

(36) La concentrazione è misurata dall'indice di Herfindahl definito nella precedente sezione con la formula $h_j = \sum a_{ij}^2$ ed espresso in termini percentuali. L'indice di specializzazione di Williams è calcolato come media semplice di valori delle 80 banche di maggiori dimensioni. Per ogni banca è dato dalla formula

$$W = \left[\sum_{i=1}^N (q_i - w_i)^2 \right] / \left[(N+1) \sum_{i=1}^N w_i^2 \right] \text{ dove } q_i \text{ è la quota di bilancio degli impieghi al mercato, } i \text{ della banca, } w_i \text{ è la quota del totale degli impieghi del sistema al mercato}$$

i e N il numero dei mercati. L'indice varia tra zero (completa despecializzazione) e 100 (completa specializzazione in una provincia). Entrambi gli indici considerano la distribuzione degli impieghi per provincia.

Fig. 2

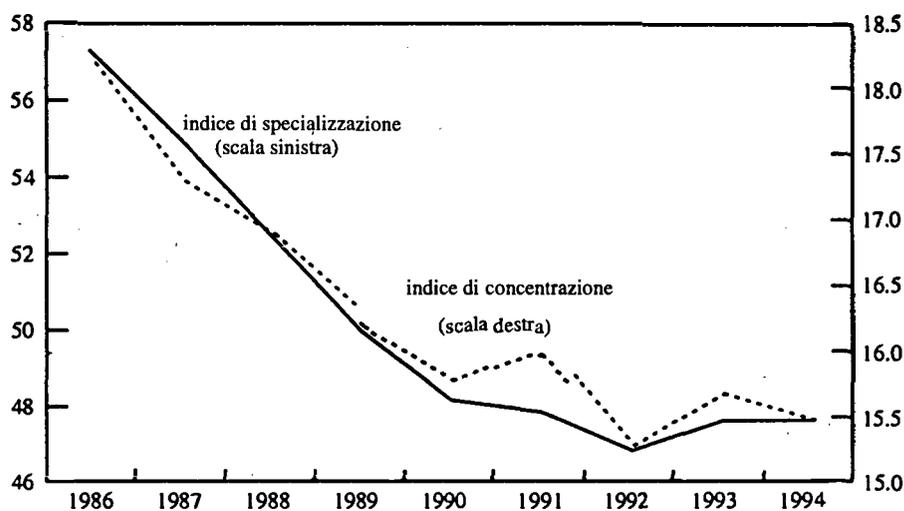


Fonti: Banca d'Italia e FMI, *International Financial Statistics*.

(1) Sportelli ogni 100.000 abitanti.

Fig. 3

INDICI DI CONCENTRAZIONE E DI SPECIALIZZAZIONE
(medie annue)



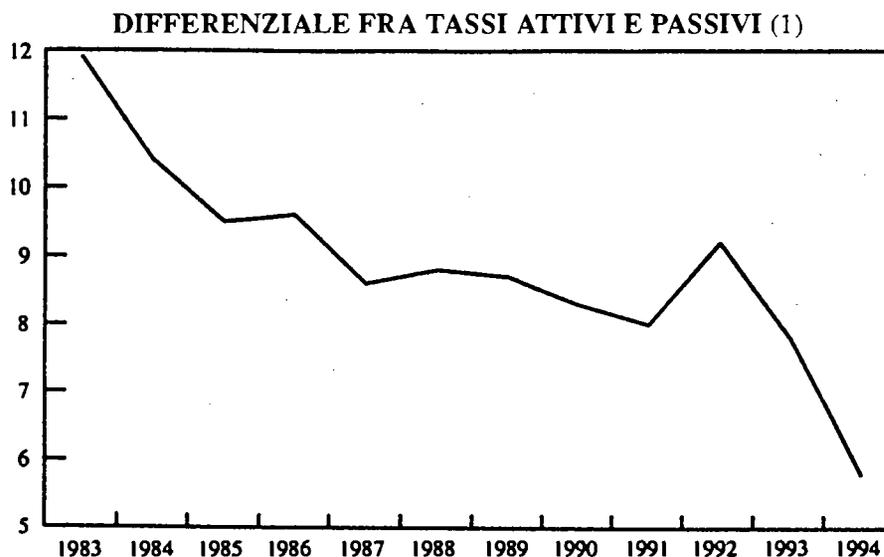
4.2 Effetti della riforma dei mercati finanziari sui comportamenti delle banche

I comportamenti degli intermediari sono stati profondamente influenzati, anche se a volte con ritardo, dalle riforme della struttura finanziaria che si sono succedute a partire dai primi anni ottanta. Il differenziale tra tassi attivi e

passivi, un indicatore chiave dei comportamenti delle banche, ha iniziato a ridursi considerevolmente solo a partire dal 1987, molto tempo dopo l'abolizione del massimale sugli impieghi (fig. 4) (37). Mentre nel periodo successivo lo *spread* è ancora diminuito gradualmente - a eccezione del 1992 - una seconda fase di riduzione è emersa chiaramente solo nel biennio 1993-94, quando lo *spread* è sceso a un nuovo minimo, circa 2,5 punti percentuali in meno rispetto all'inizio del 1990.

Quali sono stati gli effetti delle riforme descritte sulla reattività dei tassi attivi bancari? Secondo le ipotesi interpretative enunciate nei paragrafi precedenti, l'aumento della concorrenza nel sistema finanziario avrebbe dovuto comportare una riduzione della vischiosità dei tassi. A prima vista, l'evidenza empirica non fornisce indicazioni in tal senso.

Fig. 4



(1) Calcolati dai conti economici bancari.

Un test di Chow calcolato sulla base dell'equazione [2], a intervalli temporali di sei mesi per il periodo dicembre 1988-dicembre 1991, non individua nessun mutamento strutturale (al 20 per cento di livello di probabilità). Inoltre, stime ricorsive del moltiplicatore di impatto, su un intervallo di quattro anni tra giugno 1986 e dicembre 1993, non indi-

(37) Il massimale fu nuovamente introdotto all'inizio del 1986 e alla fine del 1987 in periodi di pressione sul cambio della lira, ma solo per sei mesi; per gran parte del secondo periodo non risultò vincolante.

cano nessun chiaro scostamento dal valore stimato per l'intero periodo (0,07).

Tali evidenze sono, però, fuorvianti. Dal 1990 il tasso sui BOT è divenuto meno importante come tasso di riferimento (o più precisamente come il tasso privo di rischio rilevante) per la determinazione dei tassi attivi. In primo luogo, il deterioramento delle finanze pubbliche italiane ha richiesto un premio al rischio sul debito pubblico. In secondo luogo, il mercato interbancario è divenuto più competitivo ed efficiente (Gaiotti, 1992). Le transazioni su questo mercato, che sino ad allora erano state limitate da un insieme complesso di relazioni bilaterali tra le banche, sono divenute via via più indicative delle vere condizioni di liquidità degli operatori; il tasso interbancario ha iniziato quindi a costituire un tasso rilevante nella catena di trasmissione della politica monetaria. Questa conclusione è confortata dalla stima, sul periodo dicembre 1990-dicembre 1993, della relazione tra tassi attivi e tassi di mercato monetario, effettuata inserendo tra i regressori anche il tasso interbancario. Il tasso interbancario a tre mesi (i_{IN}) domina chiaramente, in termini di coefficiente e di significatività, il tasso sui BOT:

$$\begin{aligned}
 [5] \quad \Delta i_L = & 0,41 + 0,39 * \Delta i_{L-1} - 0,10 * \Delta i_M + 0,20 * \Delta i_{IN} + 0,34 * \Delta i_D - \\
 & (1,66) (5,03) \quad (-1,43) \quad (2,97) \quad (4,46) \\
 & - 0,13 * i_{L-1} + 0,14 * i_{IN-1} - 0,02 * i_{M-1} + 56,7 * \Delta SOFIMP \\
 & (-3,81) \quad (2,03) \quad (-0,20) \quad (2,56)
 \end{aligned}$$

R^2 corretto = 0,90 D.W. = 1,80 S.E. = 0,14.

Eliminando il tasso sui BOT che non risulta significativo nell'equazione [5], si ottengono le stime:

$$\begin{aligned}
 [6] \quad \Delta i_L = & 0,40 + 0,35 * \Delta i_{L-1} + 0,16 * \Delta i_{IN} + 0,30 * \Delta i_D - 0,15 * i_{L-1} + \\
 & (1,42) (4,01) \quad (2,83) \quad (3,17) \quad (-3,58) \\
 & + 0,14 * i_{IN-1} + 69,3 * \Delta SOFIMP \\
 & (3,49) \quad (2,63)
 \end{aligned}$$

R^2 corretto = 0,90 D.W. = 1,74 S.E. = 0,15.

Questa equazione suggerisce, contrariamente all'evidenza dei test sulla cesura strutturale, che in questo periodo si

è assistito a una riduzione della vischiosità dei tassi attivi bancari. Il moltiplicatore di impatto è pari a 0,16, più del doppio di quello stimato per l'intero periodo con l'equazione [2] (38).

Se l'aumento del moltiplicatore di impatto così calcolato è statisticamente significativo, il suo valore implica ancora una bassa reattività dei tassi attivi, risultato in forte contrasto con le profonde modifiche dei mercati finanziari nei primi anni novanta. Molto probabilmente i cambiamenti nella struttura finanziaria mutano il comportamento delle banche con ritardi significativi. Come è stato già ricordato, la rimozione del massimale nel 1983 e l'aumento dello spessore dei mercati dei titoli a breve termine non hanno influenzato il livello dei differenziali bancari fino alla seconda metà degli anni ottanta. L'effetto della seconda ondata di riforme, collegata alla liberalizzazione dei movimenti di capitale e a quella dell'apertura degli sportelli bancari, si è manifestato soltanto dal biennio 1993-94, con un'ulteriore riduzione del differenziale tra tassi sugli impieghi e tassi sui depositi. È quindi possibile che la nostra verifica empirica sulla vischiosità dei tassi attivi - basata su analisi di regressione che richiedono l'utilizzo di intervalli temporali sufficientemente lunghi - non incorpori ancora gli ultimi mutamenti nella reattività dei tassi sugli impieghi.

Questa interpretazione - che è coerente con il lungo intervallo temporale utilizzato per calcolare i regressori dell'equazione [4] - implica che, una volta che gli effetti delle riforme succedutesi nei primi anni novanta si saranno pienamente manifestati, la reattività dei tassi attivi bancari in Italia si accrescerà notevolmente. Utilizzando i coefficienti stimati con l'equazione [4], la liberalizzazione dei movimenti di capitale e la rimozione delle barriere all'entrata dovrebbero implicare un aumento del moltiplicatore di impatto di circa 22 punti base (attribuibile per circa la metà a

(38) L'aumento è ancor più rilevante se si confronta con il moltiplicatore di impatto calcolato rispetto al tasso interbancario negli anni ottanta; infatti, tale moltiplicatore, per le ragioni riguardanti le inefficienze del mercato interbancario prima dell'avvio delle transazioni su base telematica e della mobilitazione della riserva obbligatoria, non era significativamente diverso da zero.

ciascuno dei due fattori), rispetto alla media del periodo. Un contributo importante dovrebbe anche provenire dalla privatizzazione del sistema bancario, iniziata negli ultimi anni: secondo le stime dell'equazione [4], la privatizzazione delle cinque maggiori banche italiane dovrebbe far crescere il valore di impatto del moltiplicatore di 20 punti base (39). Infine, il grado di vischiosità dei tassi attivi potrebbe essere ridotto dalla crescente diffusione di forme di raccolta più allineate ai tassi di mercato (40).

4.3 Una nota sul tasso di sconto: dovrebbe essere indicizzato?

Una spiegazione ulteriore e non necessariamente alternativa della vischiosità strutturale dei tassi attivi bancari in Italia si basa sull'ipotesi dell'"assuefazione" al tasso di sconto, incorporata nella stima dell'equazione (4). Come già ricordato, nei paesi dove il tasso di sconto è utilizzato per segnalare mutamenti nella politica monetaria è ipotizzabile che le banche ritardino gli aggiustamenti dei tassi attivi finché non varia il tasso di sconto, anche quando esse operano in mercati competitivi. Mentre, in media, l'effetto "assuefazione" sul valore del moltiplicatore di impatto risulta limitato (14 punti base; equazione [4]), alcuni paesi hanno registrato una riduzione consistente nel grado di vischiosità dopo aver attribuito minore enfasi alla manovra del tasso di sconto, sia avendolo indicizzato (Canada), sia non avendolo utilizzato (Regno Unito) (41). Si potrebbe supporre quindi che, se anche in Italia il tasso di sconto perdesse parte del suo

(39) Le cifre riportate devono essere considerate come puramente indicative anche se sono coerenti con l'equazione [4]. Va infatti ricordato che queste riflettono comportamenti medi di un gruppo di paesi molto diversi tra loro. Inoltre, l'aumento della competizione sui mercati finanziari non dipende da singole misure (la liberalizzazione dei movimenti di capitale, la rimozione delle barriere all'entrata, le privatizzazioni del sistema bancario), ma, piuttosto, è il risultato di un insieme di riforme coerenti tra loro.

(40) Ad esempio, la quota dei CD sul totale dei depositi bancari è aumentata dal 17 per cento del 1990 al 28 per cento del 1993.

(41) Il lavoro di Cottarelli e Kourelis (1994) contiene un'analisi econometrica sulla determinazione dei tassi attivi in Canada e nel Regno Unito, la quale indica che, nei periodi in cui il tasso di sconto era amministrato, i tassi di mercato monetario avevano un effetto pressoché nullo sui tassi attivi in quei paesi. Per contro, in periodi in cui la banca centrale cessava di indicare il tasso di sconto o quest'ultimo era indicizzato, i tassi di mercato monetario e i tassi attivi risultavano strettamente legati tra loro.

peso come strumento di politica monetaria, per esempio attraverso l'indicizzazione al tasso interbancario, la vischiosità dei tassi attivi delle banche potrebbe ridursi. Ma le autorità monetarie dovrebbero prendere in considerazione tale riforma? Anche limitando la discussione delle implicazioni di tale riforma al comportamento dei tassi attivi, la risposta è ambigua (42). Da un lato, è probabile che l'indicizzazione del tasso di sconto comporterebbe una riduzione della vischiosità dei tassi bancari, favorendo in tal modo un miglior funzionamento del meccanismo di trasmissione della politica monetaria; vi sono stati casi, infatti, in cui i ritardi nell'aggiustamento del tasso di sconto alle condizioni di fondo del mercato monetario hanno reso più difficile la trasmissione degli impulsi provenienti dalla politica monetaria (Cottarelli, 1986). D'altro lato, il tasso di sconto rappresenta indubbiamente un potente strumento per le autorità monetarie, come indicato anche dai risultati dell'equazione [2]. Una sua variazione rapida può accrescere in maniera significativa la risposta del sistema bancario (43). Inoltre, vi possono essere buone ragioni per continuare a utilizzare uno strumento che consente il temporaneo disallineamento tra i tassi sugli impieghi e quelli di mercato monetario; la possibilità di proteggere i tassi attivi da variazioni dei tassi di mercato monetario dovute, per esempio, a pressioni sul cambio, dà alla banca centrale, per quanto solo temporaneamente, un grado di libertà in più.

(42) Inoltre, la questione dell'indicizzazione del tasso di sconto ha implicazioni molto più ampie, in quanto l'effetto annuncio dovuto alle variazioni del tasso di sconto non si limita a influenzare i tassi bancari, ma esercita effetti su molte altre variabili economiche, quali il tasso di cambio e gli stessi tassi di mercato monetario. La questione di fondo riguarda le caratteristiche desiderabili dell'insieme di strumenti della banca centrale: se debbano essere utilizzati come strumenti anche quelli che si muovono in modo discreto e repentino e non soltanto quelli che, con maggiore gradualità, riflettono le condizioni dei mercati.

(43) Una stima effettuata basandosi sui risultati delle equazioni [2] e [4] indica che la soluzione di continuare a utilizzare il tasso di sconto come segnale di politica monetaria è preferibile. L'equazione [4] mostra che, se il tasso di sconto fosse indicizzato, il moltiplicatore di impatto per una variazione del tasso di mercato monetario aumenterebbe da 0,07 a 0,21. D'altra parte, l'equazione [2] indica che il moltiplicatore calcolato sulla variazione contemporanea del tasso di mercato monetario e del tasso di sconto è pari a 0,47, più del doppio.

5. Conclusioni

Questo lavoro ha riesaminato la relazione tra la struttura finanziaria e il meccanismo di determinazione dei tassi sugli impieghi, concentrandosi sulle caratteristiche del mercato del credito in Italia. L'analisi econometrica del grado di vischiosità dei tassi attivi è stata condotta tenendo in considerazione la non stazionarietà dei tassi. Inoltre, l'utilizzo di dati per singola banca ha consentito di controllare le possibili distorsioni dell'analisi aggregata. L'analisi, assieme ai risultati del precedente lavoro di Cottarelli e Kourelis (1994), conferma che in Italia la reattività dei tassi attivi è bassa, anche rispetto a quanto osservato in altri paesi.

La ricerca delle determinanti strutturali del grado di vischiosità dei tassi attivi in Italia è stata condotta sia utilizzando i risultati del confronto tra le esperienze di diversi paesi, sia presentando nuove evidenze empiriche sul comportamento delle banche italiane; le differenziazioni tra banche forniscono informazioni indirette anche sulle differenziazioni territoriali in Italia. Le conclusioni dell'analisi sulle banche indicano che le differenze nella reattività dei tassi attivi sono in larga parte dovute alla concentrazione (misurata dall'indice di Herfindahl) dei mercati in cui esse operano: banche che fronteggiano maggiori pressioni concorrenziali reagiscono più prontamente alle sollecitazioni dei tassi di mercato monetario. Inoltre, la vischiosità dei tassi attivi a livello di singola banca è influenzata dal grado di sviluppo del mercato della raccolta, dalla forma contrattuale con cui vengono erogati i prestiti - in conto corrente o sotto forma di altre sovvenzioni -, dalla quota di linee di credito accordato non utilizzate, dalla dimensione della banca e, infine, dalla struttura proprietaria dell'intermediario (pubblica o privata).

Dati questi risultati e quelli del lavoro di Cottarelli e Kourelis (1994) si può concludere che l'elevata vischiosità dei tassi attivi in Italia è soprattutto dovuta all'esistenza, fino a poco tempo fa, di vincoli alla concorrenza tra gli intermediari - quali la presenza di barriere all'entrata, che determinavano un'elevata concentrazione nei mercati - e alla

scarsa mobilità dei capitali; inoltre, la presenza di un elevato numero di banche pubbliche avrebbe ridotto la reattività dei tassi attivi.

Si sono poi illustrate le implicazioni sul comportamento degli intermediari del rapido processo di liberalizzazione finanziaria che ha interessato l'Italia nei primi anni novanta. Tutte le variabili strutturali che risultano significative nella determinazione del grado di reattività dei tassi attivi si sono mosse, da allora, verso valori che dovrebbero ridurre la vischiosità: sono stati aboliti i vincoli ai movimenti di capitale, sono state eliminate le barriere all'entrata, si è ridotta la concentrazione dei mercati del credito, si è sviluppata la raccolta mediante CD, è stato avviato il processo di privatizzazione delle banche. Questi mutamenti avrebbero dovuto indurre un miglioramento del meccanismo di trasmissione della politica monetaria. L'evidenza per il periodo indica, infatti, che il grado di vischiosità, per quanto ancora elevato, si è ridotto notevolmente. Negli anni recenti, i tassi attivi hanno iniziato a reagire a un insieme più vasto di tassi di mercato monetario, compresi quelli del mercato interbancario, e hanno mostrato maggiore flessibilità. Da ultimo, si è argomentato che la vischiosità dei tassi potrebbe derivare anche da una forma di "assuefazione" al tasso di sconto, tipica di paesi dove questo strumento è utilizzato come segnale di politica monetaria. Una minore enfasi su di esso accrescerebbe la risposta delle banche a mutamenti dei tassi di mercato monetario, ma priverebbe la banca centrale di un potente strumento per rafforzare, quando necessario, la reazione delle banche.

Riferimenti bibliografici

- Alexander, W. E. e F. Caramazza (1994), *Money versus Credit: The Role of Banks in the Monetary Transmission Process*, in T. J. T. Baliño e C. Cottarelli (a cura di), *Frameworks for Monetary Stability: Policy Issues and Country Experiences*, Washington DC, International Monetary Fund.
- 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.
- Banca d'Italia (1986a), *Relazione annuale sul 1985*, Roma.
- (1986b), *Modello trimestrale dell'economia italiana*, Temi di discussione, n. 80.
- (1988), *Modello mensile del mercato monetario*, Temi di discussione, n. 108.
- Banerjee, A., J. 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. (1993), *Credit in the Macroeconomy*, in Federal Reserve Bank of New York, "Quarterly Review", vol. 18, n. 1, pp. 50-70.
- e A. S. Blinder (1988), *Credit, Money, and Aggregate Demand*, in "American Economic Review: Papers and Proceedings", vol. 78, n. 2, pp. 435-39.
- e M. Gertler (1989), *Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations*, in "American Economic Review", vol. 79, n. 1, pp. 14-31.
- Borio, C. E. V. e W. Fritz (1995), *The Response of Short-Term Bank Lending Rates to Policy Rates: A Cross-Country Perspective*, in BIS, *Financial Structure and the Monetary Policy Mechanism*, Basle.
- Boyd, J. H. e M. Gertler (1993), *US Commercial Banking: Trends, Cycles and Policy*, in O. J. Blanchard e S. Fischer (a cura di), in *NBER Macroeconomics Annual 1993*, Cambridge MA, MIT Press.

- Bröker, G. (1989), *Competition in Banking*, Paris, OECD.
- Buttiglione, L. e G. Ferri (1994), *Monetary Policy Transmission via Lending Rates in Italy: Any Lessons from Recent Experience?*, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 224.
- Calvo, G. A. e F. Coricelli (1994), *Credit Market Imperfections and Output Response in Previously Centrally Planned Economies*, in G. Caprio, D. Folkerts-Landau e T. D. Lane (a cura di), *Building Sound Finance in Emerging Market Economies*, Washington DC, International Monetary Fund e World Bank.
- Caranza, C. e C. Cottarelli (1987), *Financial Innovation In Italy: A Lop-Sided Process*, in M. de Cecco (a cura di), *Changing Money*, Oxford, Blackwell.
- Carosio, G. (1983), *I certificati di deposito bancari: le prospettive dopo la nuova regolamentazione della riserva obbligatoria*, in Banca d'Italia, "Supplemento al Bollettino", vol. 36, n. 21.
- Conigliani, C. (1990), *La concentrazione bancaria in Italia*, Bologna, Il Mulino.
- e G. Lanciotti (1976), *Concentrazione, concorrenza e controlli all'entrata*, in Ente Einaudi, *Ricerca sul sistema creditizio*, Roma, vol. IV.
- Cottarelli, C. (1986), *Tasso sui prestiti e tasso di sconto: l'esperienza 1984-85*, Banca d'Italia, dattiloscritto.
- e A. Kourelis (1994), *Financial Structure, Bank Lending Rates, and the Transmission Mechanism of Monetary Policy*, in "Staff Papers", vol. 41, n. 4, pp. 587-623.
- D'Amico, N., G. Parigi e M. Trifilidis (1990), *I tassi d'interesse e la rischiosità degli impieghi bancari*, in Banca d'Italia, *Il Sistema finanziario nel Mezzogiorno*, Roma.
- Deshmukh, S. D., S. I. Greenbaum e G. Kanatas (1982), *Bank Forward Lending in Alternative Funding Environments*, in "Journal of Finance", vol. 37, n. 4, pp. 925-40.
- Edwards, F. R. (1977), *Managerial Objectives in Regulated Industries: Expense-Preference Behavior in Banking*, in "Journal of Political Economy", vol. 85, n. 1, pp. 147-62.
- Faini, R., G. Galli e C. Giannini (1993), *Finance and Development: The Case of Southern Italy*, in A. Giovannini (a cura di), *Finance and Development: Issues and Experience*, Cambridge, Cambridge University Press.

- Ferri, G. e G. Gobbi (1992), *Concorrenza e discriminazione di prezzo nel mercato del credito in Italia*, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 182.
- Fried, J. e P. W. Howitt (1980), *Credit Rationing and Implicit Contract Theory*, in "Journal of Money, Credit and Banking", vol. 12, n. 3, pp. 471-487.
- Gaiotti, E. (1992), *L'evoluzione delle tecniche di controllo monetario nel modello mensile della Banca d'Italia*, Banca d'Italia, dattiloscritto.
- Goldstein, M., D. Folkerts-Landau, M. El-Erian, S. Fries e L. Rojas Suarez (1992), *International Capital Markets: Developments, Prospects, and Policy Issues*, Washington DC, International Monetary Fund.
- Hannan, T. H. e A. N. Berger (1991), *The Rigidity of Prices: Evidence from the Banking Industry*, in "American Economic Review", vol. 81, n. 4, pp. 938-45.
- Harvey, A. C. (1981), *Time Series Models*, Oxford, Allan.
- Kashyap, A. K. e J. C. Stein (1994), *The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheet*, NBER Working Paper, n. 4821.
- Klein, M. (1971), *A Theory of the Banking Firm*, in "Journal of Money, Credit and Banking", vol. 3, n. 2, pp. 205-18.
- Leibenstein, H. e S. Maital (1992), *Empirical Estimation and Partitioning of X-Inefficiency: A Data-Envelopment Approach*, in "American Economic Review: Papers and Proceedings", vol. 82, n. 2, pp. 428-33.
- Lowe, P. e T. Rohling (1992), *Loan Rate Stickiness: Theory and Evidence*, Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper, n. 9206.
- Miron, J. A., C. D. Romer e D. N. Weil (1993), *Historical Perspectives on the Monetary Transmission Mechanism*, NBER Working Paper, n. 4326.
- Pittaluga, G. B. (1991), *Il razionamento del credito: aspetti teorici e verifiche empiriche*, Milano, Angeli.
- Salop, S. (1979), *Monopolistic Competition with Outside Goods*, in "Bell Journal of Economics", vol. 10, n. 2, pp. 141-56.
- Saxonhouse, G. R. (1976), *Estimated Parameters as Dependent Variables*, in "American Economic Review", vol. 66, n. 1, pp. 178-83.
- Takeda, M. (1985), *A Theory of the Loan Rate Determination in Japan*, in "Monetary and Economic Studies", vol. 3, n. 2, pp. 71-113.

- Thornton, D. L. (1986), *The Discount Rate and Market Interest Rates: Theory and Evidence*, in "Federal Reserve Bank of St. Louis Review", vol. 68, n. 7, pp. 5-21.
- Verga, G. (1984), *La determinazione dei tassi bancari in Italia: un'analisi per gli anni più recenti*, in "Banca, Impresa, Società", vol. 3, n. 1, pp. 65-84.
- Williams, R. A. (1991), *Measuring Submarket Specialisations by Firms*, in "Economics Letters", vol. 36, n. 3, pp. 291-94.

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

- n. 291 — *Gli effetti del bilancio pubblico sull'attività economica nel breve periodo: una valutazione con il modello econometrico trimestrale della Banca d'Italia*, di S. MOMIGLIANO e S. SIVIERO (dicembre 1996).
- n. 292 — *Wage Indexation Bargaining and Inflation*, di F. DRUDI e R. GIORDANO (dicembre 1996).
- n. 293 — *Le determinanti del tasso di interesse sui crediti alle imprese*, di C. D'AURIA e A. FOGLIA (gennaio 1997).
- n. 294 — *La povertà tra i minorenni in Italia: dimensioni, caratteristiche, politiche*, di L. CANNARI e D. FRANCO (febbraio 1997).
- n. 295 — *Misurazione e previsione degli investimenti con il “metodo della disponibilità”: analisi ed evidenze*, di F. NUCCI (febbraio 1997).
- 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'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).

(*) 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 settembre 1997
presso il Centro Stampa
della Banca d'Italia in Roma*