

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**La battaglia per le quote di mercato:
concorrenza dinamica e spostamenti di clientela tra banche
nei mercati dei crediti e dei depositi**

di Riccardo Cesari



Numero 222 - Aprile 1994

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**La battaglia per le quote di mercato:
concorrenza dinamica e spostamenti di clientela tra banche
nei mercati dei crediti e dei depositi**

di Riccardo Cesari

Numero 222 - Aprile 1994

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: *GIORGIO GOMEL, EUGENIO GAIOTTI, CURZIO GIANNINI, LUIGI GUISO;
SILIA MIGLIARUCCI (segretaria).*

**LA BATTAGLIA PER LE QUOTE DI MERCATO:
CONCORRENZA DINAMICA E SPOSTAMENTI DI CLIENTELA TRA BANCHE
NEI MERCATI DEI CREDITI E DEI DEPOSITI**

di Riccardo Cesari (*)

Sommario

Il lavoro si propone di stimare il grado di fedeltà e le probabilità di spostamento della clientela bancaria. A tal fine una particolare tecnica di regressione utilizzata in analisi sociologiche degli spostamenti elettorali viene qui applicata per la prima volta ai mercati bancari dei crediti e dei depositi. Si ottengono così stime dei flussi di clientela che passano da una banca alle sue concorrenti e viceversa nonché stime del grado di fedeltà o probabilità di permanenza della clientela rispetto a una determinata azienda di credito. Dai parametri stimati si ricava una nuova misura di concorrenza che generalizza quella classica di Herfindahl e si traggono utili indicazioni sulle strategie competitive, di prezzo e non, attuate dalle aziende di credito.

Indice

1. Introduzione	p. 5
2. Il modello per la stima dei flussi di clientela e una nuova misura di concorrenza	p. 8
3. I flussi di clientela bancaria in Italia: 1984-1993	p. 19
3.1 L'andamento delle quote di mercato	p. 21
3.2 La stima delle probabilità di transizione	p. 24
4. <u>Price e non-price competition</u> nei mercati dei crediti e dei depositi	p. 35
5. Conclusioni	p. 40
Appendice	p. 43
Riferimenti bibliografici	p. 46

(*) Banca d'Italia, Sede di Trieste.

1. Introduzione ⁽¹⁾

Nel corso degli anni ottanta, sulla spinta del processo di integrazione europea, sono state introdotte importanti modifiche legislative e amministrative volte ad accrescere il livello concorrenziale nei mercati bancari.

Con l'abbandono degli strumenti gerarchico-normativi (vincoli di portafoglio, massimali, piani sportelli) in favore degli strumenti di mercato e di market suasion e con la progressiva liberalizzazione delle opportunità e delle scelte aziendali in tema di prodotti, servizi e sportelli, gli "enzimi della concorrenza" (Ciampi) sono stati introdotti nei meccanismi di mercato e hanno cominciato a operare profondamente nei rapporti tra intermediari e tra banche e clienti, modificando le posizioni reciproche, intaccando vecchi monopoli, introducendo un forte dinamismo della domanda e dell'offerta (Giannini, Papi e Prati, 1991).

Sebbene non sia agevole definire e misurare le tracce di un processo concorrenziale tuttora in corso, tra l'altro influenzato dagli andamenti congiunturali, in passato

¹ Desidero ringraziare Raffaele Brancati, Luigi Federico Signorini e un anonimo referee per i preziosi commenti. Ringrazio inoltre Carlo Bianchi, Luigi Cannari, Carlo Gola, Massimo Omiccioli, Fabio Panetta e i partecipanti alla conferenza AISRE tenutasi a Bologna nell'ottobre 1993. Vittorio Ricciuti ha letto con attenzione una precedente versione. Naturalmente resto il solo responsabile degli errori rimasti.

espansivi ora recessivi, tuttavia indicazioni sulle sue caratteristiche si possono ricavare indirettamente, considerando aspetti in qualche misura connessi al grado di concorrenza dei mercati. Uno di tali aspetti è certamente la mobilità della clientela ⁽²⁾, gli spostamenti da una banca a un'altra sulla base delle condizioni di prezzo e di qualità dei servizi, ovvero, specularmente, il grado di fedeltà del cliente, frutto della relazione di lungo periodo (Hodgman, 1961; Sharpe, 1990) che la banca ha saputo costruire e consolidare nel tempo.

In assenza di dati microeconomici sulla struttura per "età" della clientela bancaria ⁽³⁾, sui rapporti multipli che essa mantiene con le aziende di credito, sugli spostamenti che possono celarsi anche dietro quote di mercato apparentemente stabili, è tuttavia possibile tentare stime della dimensione dei flussi di impieghi e depositi (e indirettamente di clienti) tra aziende di credito utilizzando una metodologia già applicata con successo nelle scienze sociali (Miller, 1952; Goodman, 1953, 1959; Duncan e Davis, 1953; Corbetta, 1979; Schadee e Corbetta, 1984) e su alcuni

² Sulla mobilità della clientela si veda il lavoro pionieristico di Ciocca, Giannoni e Nanni (1981). Un altro aspetto è la rischiosità e il premio al rischio richiesto. Cfr. Cesari (1991), Cesari e Villani (1991), Cesari, Conti e Onado (1992).

³ Per un tentativo in tal senso, cfr. Banca d'Italia (1991, pp. 29-32).

problemi economici (Telser, 1963; Theil e Rey, 1966; Lee e Judge, 1972).

Essa, applicata ai mercati bancari, consente una stima della probabilità di transizione da una banca (o gruppo omogeneo di banche) a un'altra, fornendo per la prima volta una quantificazione di un parametro che sin dal classico lavoro di Stigler (1964) è stato posto al centro delle analisi sulla struttura dei mercati e sul grado di monopolio e di collusione tra operatori.

Il modello consente di definire anche una nuova misura della concorrenza nei mercati bancari, basata sulla mobilità della clientela, sul suo grado di (in)fedeltà e quindi su un'interpretazione della stringenza e intensità del rapporto banca-cliente come espressione di potere di monopolio (o di monopsonio). Tale misura, basata sulle probabilità di transizione, generalizza quella classica di Herfindahl (ricavabile nel caso limite di distribuzioni indipendenti), e a differenza di quest'ultima può cogliere situazioni non concorrenziali anche in presenza di una molteplicità di operatori con quote di mercato scarsamente concentrate (4).

Il lavoro prosegue, nel paragrafo 2, con l'esame del

⁴ Sull'ambiguità della relazione tra numerosità delle imprese e concorrenza si vedano le osservazioni di Enrico Barone (1936) riportate in Cossutta e Grillo (1987, p. 181).

modello utilizzato per la stima dei flussi di clientela, l'analisi delle sue proprietà e la definizione di una misura generalizzata di non concorrenza (grado di fedeltà). Nel paragrafo 3 vengono presentati i risultati di un'applicazione ai mercati dei crediti e dei depositi in Italia nel decennio tra il 1984 e il 1993. Nel paragrafo 4, la scomposizione dei risultati delle stime in una componente legata alle condizioni di tasso (price competition) e in una (residuale) legata alle condizioni non di tasso (non-price competition) consente di meglio qualificare il processo concorrenziale in atto nei mercati bancari italiani.

Alcune conclusioni del lavoro sono riassunte nel paragrafo 5 mentre un'appendice illustra le caratteristiche dei dati utilizzati.

2. Il modello per la stima dei flussi di clientela e una nuova misura di concorrenza

La metodologia che qui brevemente si presenta è stata introdotta all'inizio degli anni cinquanta nella letteratura sociologica, fortemente caratterizzata, nel mondo anglosassone, da importanti connotati quantitativi (Miller, 1952; Goodman, 1953, 1959; Duncan e Davis, 1953).

La tecnica, nota come ecological regression (⁵), in termini statistici si propone semplicemente di stimare i valori di cella di una tavola a doppia entrata note le distribuzioni marginali.

Con riferimento a un mercato bancario semplificato essa si può così delineare: si supponga che esistano due sole banche, Banca 1 e Banca 2, e si indichi con B_1 e B_2 l'essere cliente, rispettivamente, della Banca 1 e della Banca 2 nell'anno 1 e con \hat{B}_1 e \hat{B}_2 l'essere cliente rispettivamente della Banca 1 e della Banca 2 nell'anno 2. La dinamica dei possibili eventi tra i due anni è indicata nella tavola:

		A N N O 1		
		Banca 1	Banca 2	
A N N O	Banca 1	$p(\hat{B}_1, B_1)$	$p(\hat{B}_1, B_2)$	$p(\hat{B}_1)$
	Banca 2	$p(\hat{B}_2, B_1)$	$p(\hat{B}_2, B_2)$	$p(\hat{B}_2)$
2		$p(B_1)$	$p(B_2)$	1

In particolare, si ha che la probabilità (marginale) di essere cliente della Banca 1 nel prossimo anno (anno 2) è data dalla somma della probabilità congiunta di esserne già cliente e restarci, più la probabilità congiunta di essere

⁵ Il termine ecological si riferiva all'uso di dati relativi ad aree geografiche in contrapposizione ai dati individuali.

cliente dell'altra banca e cambiare (⁶):

$$p(\hat{B}_1) = p(B_1, \hat{B}_1) + p(B_2, \hat{B}_1) \quad (2.1)$$

Usando le probabilità marginali e condizionate al posto di quelle congiunte si ha:

$$\begin{aligned} p(\hat{B}_1) &= p(B_1)p(\hat{B}_1|B_1) + p(B_2)p(\hat{B}_1|B_2) \\ &= p(B_1) b_{11} + p(B_2) b_{12} \end{aligned} \quad (2.2)$$

vale a dire, la probabilità di essere cliente della Banca 1 al tempo 2 è pari alla probabilità (marginale) di esserne cliente al tempo 1 per la probabilità (condizionata) di esserne cliente al tempo 2 essendone stato già cliente al tempo 1, più la probabilità (marginale) di essere cliente della Banca 2 al tempo 1 per la probabilità (condizionata) di diventare cliente della Banca 1 al tempo 2 essendo stato, al tempo 1, cliente della concorrente Banca 2 (⁷).

Analogamente, per la Banca 2 si può scrivere:

⁶ Trascuriamo per ora l'entrata di nuovi clienti sul mercato.

⁷ Si noti che il modello non è incompatibile col fenomeno, largamente presente in Italia, della molteplicità di rapporti bancari intrattenuti da un unico soggetto, soprattutto dal lato dei prestiti (pluriaffidamento). In tal caso gli spostamenti della clientela vanno interpretati come redistribuzione degli impieghi o depositi tra le diverse banche concorrenti.

$$\begin{aligned}
 p(\hat{B}_2) &= p(B_1)p(\hat{B}_2|B_1) + p(B_2)p(\hat{B}_2|B_2) & (2.3) \\
 &= p(B_1) b_{21} + p(B_2) b_{22}
 \end{aligned}$$

In forma equivalente le due precedenti equazioni si possono scrivere come:

$$y_1 = x_1 b_{11} + x_2 b_{12} \quad (2.4a)$$

$$y_2 = x_1 b_{21} + x_2 b_{22} \quad (2.4b)$$

con le ovvie condizioni:

$$\sum_i y_i = 1, \quad \sum_j x_j = 1, \quad \sum_i b_{ij} = 1 \quad \forall j, \quad 0 \leq b_{ij} \leq 1 \quad (2.5)$$

avendo posto $p(\hat{B}_i) = y_i$, $p(B_j) = x_j$.

I parametri b_{ij} rappresentano le probabilità di transizione dalla Banca j alla Banca i . Una loro stima è possibile da un lato utilizzando la quota di mercato di una banca come proxy della probabilità marginale di esserne cliente ⁽⁸⁾, e dall'altro immaginando di disporre di varie osservazioni della (2.4a), ad esempio relative ad aree (province) diverse, nell'ipotesi fondamentale che le probabilità di transizione b_{ij} non varino nelle aree

⁸ Da questa approssimazione Stigler (1964) dimostra come l'indice di concentrazione di Herfindahl sia interpretabile come una misura del grado di effettiva collusione.

considerate.

Tale ipotesi è cruciale per poter ricavare informazioni sulle probabilità di transizione dai dati disponibili. Essa significa, nel nostro caso, che la probabilità di passare dalla Banca j alla Banca i, tra loro compresenti e concorrenti, è (in prima approssimazione) la stessa nelle diverse province. Sebbene tale ipotesi sia difficilmente difendibile nella stima dei flussi elettorali, essendo essi determinati da fattori politici con forti connotazioni territoriali (⁹), nella stima dei flussi di clientela bancaria essa appare assai più plausibile, potendosi presumere, da un lato, una certa unità di comportamento strategico da parte dell'azienda di credito e dall'altro un sufficiente grado di razionalità economica da parte della clientela. In tal modo i flussi di clientela bancaria si possono ritenere mossi prevalentemente da motivazioni economiche in cui prezzo e qualità del prodotto fanno premio su ogni altro fattore extra-economico (¹⁰).

⁹ Dove l'aspetto territoriale riassume una molteplicità di caratteristiche discriminanti della popolazione degli elettori e delle loro funzioni di preferenza politica.

¹⁰ Esemplificando, si ritiene che la probabilità di passare dal Pds alla Lega Nord (o viceversa) sia diversa a Roma rispetto a Milano, mentre la probabilità di passare dalla BNL alla Comit (o viceversa) sia simile nelle due aree. Si noti che nella stima dei flussi elettorali l'omogeneità territoriale è assunta solo su aree ristrette, a livello di circoscrizione elettorale o di città. Al riguardo il lettore interessato può vedere Corbetta e Parisi (1990), Corbetta e Scappini (1991).

$$\begin{array}{c}
 \begin{bmatrix} Y_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ Y_z \\ \cdot \\ \cdot \\ Y_z \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X & 0 & \cdot & \cdot & \cdot & 0 \\ 0 & X & 0 & \cdot & \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & X & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \cdot & \cdot & 0 & X \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ b_z \\ \cdot \\ \cdot \\ b_z \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ e_z \\ \cdot \\ \cdot \\ e_z \end{bmatrix} \\
 \text{HZX1} \quad \text{HZXZ}^2 \quad \text{Z}^2\text{X1} \quad \text{HZX1}
 \end{array} \quad (2.8)$$

cioè:

$$Y = Xb + e \quad e \sim D(0, \Sigma \otimes I_H)$$

ove $\Sigma = [\sigma_{ij}]$ è la matrice $Z \times Z$ delle covarianze tra gli errori relativi alle Z Banche concorrenti: $E(e_{ih}, e_{jh}) = \sigma_{ij}$. Tale matrice è chiaramente non invertibile (di rango $Z-1$) poiché gli errori sono linearmente dipendenti essendo, da (2.8):

$$\sum_{z=1}^Z y_{z,h} = 1, \quad \sum_{z=1}^Z x_{z,h} = 1 \quad \text{da cui} \quad \sum_{z=1}^Z e_{z,h} = 0 \quad \forall h \quad (2.9)$$

Il sistema (2.8) è un caso particolare di seemingly unrelated regression equations (SURE) con identici regressori negli Z gruppi di equazioni e restrizioni cross-equation sui parametri. Tali restrizioni sconsigliano di eliminare un'equazione per rendere invertibile la matrice Σ ⁽¹²⁾.

¹² In assenza di restrizioni cross-equation sui parametri, le stime OLS sarebbero efficienti anche in presenza di errori correlati, a causa dell'identità dei regressori (Harvey, 1981, p. 69).

Dato il vettore Y_z ($z=1, \dots, Z$) e la matrice X contenenti, rispettivamente, le quote di mercato della Banca z nell'anno $t+1$ e le quote delle Banche concorrenti (da 1 a Z) nell'anno t si può stimare il vettore dei parametri col metodo delle seemingly redundant regression equations (Judge e altri, 1985, p. 499) che utilizza l'inversa generalizzata della matrice di covarianza Σ .

La matrice di transizione così stimata è data da:

$$\Gamma = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & \dots & b_{1Z} \\ b_{21} & b_{22} & \dots & b_{2Z} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ b_{z1} & b_{z2} & \dots & b_{zZ} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ b_{Z1} & b_{Z2} & \dots & b_{ZZ} \end{bmatrix} \quad (2.10)$$

Essa contiene le probabilità di transizione da una banca (in colonna) a un'altra (in riga) e, sulla diagonale principale, le probabilità di permanenza presso la banca anche nell'anno successivo.

Tali probabilità sono particolarmente significative. Esse misurano il grado di fedeltà dei clienti della banca ovvero la stringenza delle relazioni di clientela instaurate dalle aziende di credito.

In tal senso la probabilità di permanenza è anche un indicatore del potere di mercato delle aziende stesse, nell'ipotesi, valida soprattutto nel mercato dei depositi, che sia l'offerta a tenere "catturata" la domanda e non viceversa. In generale, tale probabilità cresce col potere di mercato di uno dei due lati del contratto bancario.

Un abbassamento generalizzato del grado di fedeltà presso tutte le aziende di credito sarebbe un indice di un aumento del grado di concorrenza nel mercato. Un suo abbassamento presso un gruppo di banche compensato da un innalzamento presso altri gruppi può invece essere solo l'effetto di un mutamento o di una redistribuzione della leadership oligopolistica.

Un indicatore del grado di concorrenza si può ottenere quindi dalla media ponderata delle probabilità di transizione fuori diagonale nell'ipotesi che una configurazione di mercato con un massimo di potere monopolistico veda annullato ogni flusso di clientela tra aziende (¹³) mentre una situazione perfettamente concorrenziale determini una equidistribuzione delle probabilità di transizione (al limite tutte pari a $1/Z$) da una banca a un'altra.

¹³ Questa interpretazione sembrerebbe in linea anche con la famosa definizione di Hicks (1935) del monopolio come "quiet life" posto che "quieta non muovere".

In altre parole, viene adottata una concezione essenzialmente dinamica della concorrenza: la mancanza di flussi tra banche è indice di una condizione che potremmo chiamare di equilibrio monopolistico, con connotati di non concorrenzialità tanto più marcati quanto più la situazione si mantiene immobile nel tempo; al contrario, la libera concorrenza (azioni e reazioni degli operatori) determina spostamenti di clientela tra banche concorrenti fino a un limite teorico (concorrenza perfetta) in cui la scelta della banca da parte della clientela, mancando del tutto fattori di differenziazione e altre "imperfezioni", è, in ogni periodo, puramente casuale e indipendente dalle scelte fatte in passato.

Alla luce di queste considerazioni, in alternativa ad altre misure di concentrazione-monopolio ⁽¹⁴⁾, tra cui la più nota è forse quella di Herfindahl:

$$h = \sum_{i=1}^z y_i^2 \quad (2.11)$$

l'analisi precedente suggerisce l'indicatore (indice di fedeltà):

¹⁴ Per una rassegna degli indici di concentrazione, cfr. veda Cesari e Villani (1991).

$$f = 1 - \sum_i \sum_{j \neq i} b_{ij} y_i - \sum_{i=1}^Z b_{ii} y_i - \sum_{i=1}^Z p(\hat{B}_i | B_i) p(\hat{B}_i) \quad (2.12)$$

che varia tra 0 e 1 ma, a tutti gli effetti, si può valutare, come l'indice di Herfindahl, tra un minimo di $1/Z$ ⁽¹⁵⁾ nel caso di perfetta concorrenza (distribuzione uniforme delle probabilità di permanenza/transizione) e un massimo di 1 nel caso di perfetta non mobilità. Tale indicatore, a differenza di quello di Herfindahl, è particolarmente adatto a cogliere situazioni di oligopolio, in cui una pluralità di operatori, magari con uguali quote di mercato, determina tuttavia una configurazione monopolistica, non dinamica, segmentata e implicitamente o esplicitamente collusiva del mercato.

Infine si vede facilmente come tale indicatore costituisca una generalizzazione dell'indice di Herfindahl, dato che quest'ultimo si ricaverebbe dal primo nel caso limite (assai irrealistico) in cui i passaggi a un'altra azienda di credito fossero indipendenti dall'azienda di provenienza e in particolare nel caso che la probabilità di restare cliente della banca i al tempo $t+1$ fosse indipendente dal fatto di esserne già cliente al tempo t : $p(\hat{B}_i | B_i) = p(\hat{B}_i)$. In tal caso si ottiene $f=h$, cioè l'indice di fedeltà si

¹⁵ Valori dell'indice inferiori a $1/Z$ si otterrebbero qualora la probabilità di passare a un'altra banca fosse addirittura superiore che nel caso di cambiare banca in base ad una scelta puramente casuale.

riduce a quello di Herfindahl.

Una semplice scomposizione dell'indice f dà:

$$f = 1/Z + (h-1/Z) + (f-h) \quad (2.13)$$

ove $f-h$ misura il grado di fedeltà al netto degli effetti derivanti dalla concentrazione delle quote di mercato.

3. I flussi di clientela bancaria in Italia: 1984-1993

In questo paragrafo illustriamo i risultati di una prima applicazione del modello sopra descritto al sistema bancario italiano. Per semplicità l'applicazione non è stata fatta a livello di singole aziende, ma con riferimento, alternativamente, a cinque gruppi dimensionali (aggregazione delle classi dimensionali definite dalla Banca d'Italia, senza distinzione tra banche e casse di risparmio) e a cinque gruppi giuridici come specificato di seguito (tra parentesi il numero delle aziende del campione per il 1993) (¹⁶):

¹⁶ Per maggiori dettagli sui dati si rinvia all'Appendice.

GRUPPI DIMENSIONALI

MAG aziende maggiori (8)
GRA aziende grandi (6)
MED aziende medie (13)
PIC aziende piccole (60)
MIN aziende minori (182)

GRUPPI GIURIDICI

ICD istituti di credito di diritto pubblico (6)
BIN banche di interesse nazionale (3)
ACO aziende ordinarie di credito (S.p.A.) (96)
POP banche popolari (società cooperative) (89)
CAS casse di risparmio (75)

Naturalmente nulla vieta un'analisi più disaggregata, soprattutto se si vuole utilizzare il modello come supporto a fini di Vigilanza o di politica della concorrenza. L'aggregazione implica che verrà evidenziata solo la concorrenza tra gruppi e non quella entro i gruppi considerati.

I mercati presi in esame sono quelli dei crediti e dei depositi a clientela ordinaria residente. Le quote di mercato sono ottenute dalle consistenze di ciascun anno tra il 1983 e il 1993 (¹⁷) mentre le aree considerate sono le province

¹⁷ Si tenga presente che gli effetti delle fusioni e acquisizioni avvenute nel periodo sono stati eliminati aggregando a ritroso i dati delle aziende interessate (si veda l'Appendice sui dati utilizzati). In realtà, tali operazioni potrebbero essere considerate parte stessa del gioco concorrenziale qualora venissero viste come un modo alternativo di acquisire nuova clientela. "Le fusioni e gli acquisti - scriveva Prodi (1969, p. 113) - sono un fattore di dinamismo nel gioco della concorrenza, in quanto ne sono il principale strumento di trasformazione", rompendo "i legami

italiane, per il momento senza distinzione tra Centro-Nord e Mezzogiorno.

3.1 L'andamento delle quote di mercato

Nel periodo considerato le quote di mercato dei gruppi considerati sono variate in maniera significativa.

CREDITI: QUOTE DI MERCATO E TASSI DI CRESCITA PER GRUPPI DIMENSIONALI

	MAG	GRA	MED	PIC	MIN	TOTALE
1983	38,9	12,6	15,5	20,5	12,6	100
1985	37,6	12,6	15,9	21,5	12,4	100
1987	36,9	12,5	16,5	22,3	11,9	100
1989	38,1	11,2	17	22,1	11,6	100
1991	38,5	10,5	17	22,5	12	100
1993	38,6	10,1	16,6	22,1	12,7	100
1983-93	+13,2	+10,7	+14	+14,1	+13,3	+13,3

Mentre le aziende maggiori hanno ridotto e poi, dal 1988, riconquistato quote di mercato, raggiungendo a fine 1993 i livelli di 10 anni prima (38,6 per cento), le aziende

di solidarietà e i modelli di comportamento prima vigenti nel settore". In tal modo, la mobilità, sia pure non volontaria, della clientela segnalerebbe lo scontro concorrenziale, mentre negli anni successivi una maggiore staticità dei rapporti di clientela indicherebbe un ritorno a condizioni di monopolio. Tuttavia, ai nostri fini, per evidenziare la sola mobilità volontaria sono state fatte le correzioni indicate in Appendice.

medie e piccole si sono sensibilmente rafforzate, di oltre un punto percentuale le prime, di oltre un punto e mezzo le seconde, contro un calo progressivo delle grandi e una sostanziale stabilità delle minori.

**CREDITI: QUOTE DI MERCATO E TASSI DI CRESCITA
PER GRUPPI GIURIDICI**

	ICD	BIN	ACO	POP	CAS	TOTALE
1983	19,4	17,7	23,4	15,5	23,9	100
1985	19,6	16,8	22,9	16,1	24,5	100
1987	19,7	16	22,3	16,6	25,3	100
1989	20,1	16,7	22	16,9	24,3	100
1991	19,3	17,4	21,8	17,1	24,4	100
1993	19,7	17,7	21,7	17,4	23,5	100
1983-93	+13,4	+13,2	+12,4	+14,6	+13	+13,3

L'analisi per gruppi giuridici mostra, sempre dal lato dei crediti, stazionarietà di quote per gli istituti di diritto pubblico, le BIN (scese e poi risalite) e le casse di risparmio (salite di quota e poi scese), contro un netto e progressivo miglioramento per le banche popolari (quasi due punti nel decennio). Le aziende ordinarie (ACO) hanno invece perso posizioni su tutto il periodo scendendo dal 23,4 per cento del 1983 al 21,7 del 1993.

**DEPOSITI: QUOTE DI MERCATO E TASSI DI CRESCITA
PER GRUPPI DIMENSIONALI**

	MAG	GRA	MED	PIC	MIN	TOTALE
1983	37,2	12,7	16,4	22,5	11,1	100
1985	36	12,4	17	22,7	11,8	100
1987	35,8	11,8	17,3	22,8	12,4	100
1989	36,1	11,4	17,3	22,7	12,4	100
1991	34,8	11,3	17,6	23,2	13	100
1993	34,9	10,7	17,5	23,6	13,2	100
1983-93	+7	+5,8	+8,4	+8,2	+9,5	+7,6

Dal lato dei depositi si registra il sensibile calo di oltre due punti della quota di mercato di pertinenza delle aziende maggiori e delle grandi. Se ne sono avvantaggiate tutte le altre categorie, per circa un punto le medie e piccole, per circa 2 punti le minori. Si noti che mentre per le tre classi intermedie l'andamento delle quote sui due mercati è il medesimo, per le classi estreme una certa stabilità nel mercato del credito si accompagna, nel mercato dei depositi, ad un calo per le aziende maggiori e a una crescita per le aziende minori. In tal modo, pur aumentando presso entrambe le classi, il rapporto impieghi/depositi sale relativamente di più presso le aziende maggiori, dove è vicino al 100 per cento, che non presso le aziende più piccole.

Considerando i gruppi giuridici, alla stabilità relativa delle quote delle ACO e delle casse di risparmio

(20,5 per cento le prime, 27,9 le seconde) si affianca il calo degli istituti di diritto pubblico (dal 19,5 per cento del 1983 al 18,6 del 1993) e delle BIN (dal 15,2 per cento del 1983 al 14,6 del 1993). L'unico gruppo in crescita nelle quote di mercato è quello delle banche popolari e cooperative (dal 17 al 18,5 per cento).

**DEPOSITI: QUOTE DI MERCATO E TASSI DI CRESCITA
PER GRUPPI GIURIDICI**

	ICD	BIN	ACO	POP	CAS	TOTALE
1983	19,5	15,2	20	17	28,3	100
1985	19,3	14,8	19,9	17,3	28,7	100
1987	19,1	14,5	19,7	18	28,7	100
1989	19,6	14,5	19,8	17,9	28,2	100
1991	18,5	14,3	20,4	18,4	28,3	100
1993	18,6	14,6	20,5	18,5	27,9	100
1983-93	+7,1	+7,2	+7,9	+8,5	+7,5	+7,6

3.2 La stima delle probabilità di transizione

La distribuzione delle quote percentuali di impieghi e depositi tra (gruppi di) banche dà una rappresentazione parziale dei mercati bancari che di per sé non aiuta a cogliere le dinamiche interbancarie generate dalla pressione competitiva.

Sebbene, in linea di principio, quote di mercato che

si modificano poco nel tempo possono essere il risultato di molteplici e contrapposti flussi di clientela in entrata e in uscita mentre, al contrario, quote molto variabili possono essere il risultato di pochi flussi unidirezionali di spostamento della clientela bancaria, è chiaro, tuttavia, che mercati caratterizzati da crescente concorrenza (anche se oligopolistica, vale a dire tra pochi produttori) tenderanno a mostrare un maggior dinamismo della clientela rispetto a mercati monopolistici o collusivi.

Pertanto la dinamica delle quote di mercato può fornire importanti informazioni sull'evoluzione competitiva dei mercati: in tal senso, ad esempio, la Banca d'Italia (1992, p. 181) utilizza un indicatore di concorrenza basato sulla variazione assoluta (tra un anno e il successivo) delle quote di mercato delle aziende di credito. Un'accresciuta variabilità delle quote viene interpretata come aumento del grado di concorrenza presente sul mercato.

Sfruttando la medesima informazione, si può applicare il nostro modello per stimare, su vari periodi, le probabilità di passaggio da un gruppo a un altro di aziende di credito e, nello stesso tempo, valutare la probabilità di permanenza della clientela bancaria presso l'azienda di credito scelta in precedenza. Oltre ad avere rilevanza in sé, tali probabilità di transizione consentono anche una misura del grado di concorrenza del mercato.

Per semplicità ci limitiamo a presentare i risultati delle stime per due soli anni: il 1984, precedente la fase di liberalizzazione (definitivo abbandono dei massimali, del piano sportelli, della specializzazione operativa, ecc.) e il 1993, in cui tale fase si può considerare completata.

Per il mercato degli impieghi le matrici di transizione da un gruppo dimensionale a un altro per i due suddetti periodi sono risultate le seguenti (¹⁸):

**MERCATO DEL CREDITO: GRUPPI DIMENSIONALI
PROBABILITA' DI TRANSIZIONE NEL 1984**

a \ da	MAG	GRA	MED	PIC	MIN
MAG	0,978*	0,024	0,013	0,002	0,017
GRA	0	0,961*	0,012	0	0,009
MED	0,007	0	0,964*	0,006	0
PIC	0,008	0,015	0,007	0,991	0
MIN	0,007	0	0,004	0,001	0,974*

R² stime: 98,6 98,8 99,5 99,3 99,6

¹⁸ Le stime sono state ottenute usando il classico metodo SURE di Zellner iterato con inversa generalizzata e procedura di Theil e Rey (1966) per la correzione dei parametri nel caso di vincoli non rispettati. Test sulla significatività (rispetto a 1) dei parametri sulla diagonale principale sono indicati col simbolo * che indica significatività al 5 per cento di confidenza (e quindi significatività rispetto a zero dei parametri fuori diagonale) e col simbolo ** che indica significatività al 10 per cento. Sotto ogni matrice è riportato l'R² delle regressioni vincolate (ridefinito per l'assenza di intercetta).

**MERCATO DEL CREDITO: GRUPPI DIMENSIONALI
PROBABILITA' DI TRANSIZIONE NEL 1993**

a \ da	MAG	GRA	MED	PIC	MIN
MAG	0,978*	0.039	0,002	0	0
GRA	0,008	0,946*	0	0	0
MED	0,008	0	0,976*	0,003	0
PIC	0,006	0	0,004	0,997	0,006
MIN	0	0,015	0,018	0	0.994

R² stime: 98,7 98,5 99,4 99,6 98,8

Le stime mostrano, a inizio e fine periodo, un elevato e relativamente stabile grado di fedeltà (la probabilità di permanenza, sulla diagonale principale) per le banche maggiori a fronte di un calo per le banche grandi e di un'accresciuta fedeltà presso le banche medie, piccole e minori. Significativo il passaggio di quote di mercato (e di clientela) dalle aziende grandi alle maggiori (2,4 per cento la probabilità di transizione stimata per il 1983, 3,9 per cento quella stimata per il 1993).

Si noti che il grado di fedeltà della clientela si mantiene più elevato presso le aziende di credito di più piccole dimensioni, maggiormente radicate su un ambito territoriale più circoscritto ma meglio presidiato ⁽¹⁹⁾.

¹⁹ Da contatti con la clientela bancaria, soprattutto industriale, è emerso che uno degli svantaggi della banca di grandi dimensioni nei rapporti con la clientela è costituito dal turnover dei funzionari, che ostacola il consolidarsi di rapporti interpersonali ("il banchiere di famiglia"), tipici invece delle banche locali. Paradossalmente, la mobilità del management bancario può influire su quella della clientela.

Nell'analisi per gruppi giuridici, le matrici di transizione nel mercato del credito danno indicazioni di significativi flussi tra gruppi e di una notevole dinamica temporale delle probabilità di permanenza.

Nell'arco di tempo considerato appare in calo il grado di fedeltà della clientela degli ICD (dal 98,4 al 96,3 per cento) e, in minor misura, delle casse di risparmio (dal 98,3 al 97,9 per cento), su valori tutti significativamente diversi da 1. In aumento il grado di fedeltà di BIN e ACO, mentre quello delle banche popolari resta nei due anni elevato e non significativamente diverso dall'unità. In particolare, le popolari non sembrano perdere clientela mentre ne attirano dalle ACO nel 1984 (1,5 per cento la probabilità passaggio) e dagli ICD nel 1993 (1,1 per cento di probabilità).

Nei due periodi, la probabilità di transizione dalle BIN agli ICD è solo in parte compensata da quella inversa dagli ICD alle BIN.

Sempre significativa, tra l'1 e l'1,5 per cento, la probabilità del passaggio di clientela dalle casse di risparmio alle ACO mentre quella dalle BIN alle casse risulta ridotta di oltre un terzo nel decennio.

**MERCATO DEL CREDITO: GRUPPI GIURIDICI
PROBABILITA' DI TRANSIZIONE NEL 1984**

a \ da	ICD	BIN	ACO	POP	CAS
ICD	0,984**	0,035	0,009	0	0
BIN	0,012	0,895*	0,022	0,010	0,007
ACO	0,004	0,034	0,954*	0	0,009
POP	0	0	0,015	0,990	0,001
CAS	0	0,036	0	0	0,983*

R² stime: 99,0 94,9 98,7 99,0 99,2

**MERCATO DEL CREDITO: GRUPPI GIURIDICI
PROBABILITA' DI TRANSIZIONE NEL 1993**

a \ da	ICD	BIN	ACO	POP	CAS
ICD	0,963*	0,041	0	0	0,002
BIN	0,026	0,936*	0,011	0	0
ACO	0	0,013	0,989**	0	0,014
POP	0,011	0	0	1	0,005
CAS	0	0,010	0	0	0,979*

R² stime: 99,0 96,6 99,0 99,2 99,0

Sul mercato dei depositi si nota, in generale, un maggior grado di fedeltà della clientela rispetto a quello stimato per gli stessi gruppi sul mercato dei crediti. Ciò è in accordo sia con l'osservazione diretta sia con l'analisi teorica che sottolinea il ruolo del monopolio di localizzazione esercitato dagli sportelli bancari nella raccolta del risparmio (in gran parte dalle famiglie) più che nell'erogazione del credito (soprattutto alle imprese).

Confrontando il mercato dei depositi a inizio e a fine decennio si nota, fatta eccezione per le aziende maggiori, un minor grado di fedeltà della clientela. Questo andamento è particolarmente accentuato presso le banche medie e piccole, per le quali, a inizio periodo, la permanenza della clientela era praticamente certa mentre diventa significativamente minore dell'unità a fine periodo.

Le stime indicano che nel 1993 particolarmente rilevanti sono stati i flussi dalle banche grandi alle maggiori e alle minime. Tuttavia, rispetto al 1984, molti più flussi tra gruppi diversi risultano attivati: il numero di celle della matrice di transizione diverse da zero (fuori diagonale) passa da 3 a 15, a indicazione di un accresciuto grado di concorrenza del mercato.

**MERCATO DEI DEPOSITI: GRUPPI DIMENSIONALI
PROBABILITA' DI TRANSIZIONE NEL 1984**

a \ da	MAG	GRA	MED	PIC	MIN
MAG	0.980*	0	0	0	0
GRA	0,006	0.987*	0	0	0
MED	0,014	0	1	0	0
PIC	0	0	0	1	0
MIN	0	0,013	0	0	1

R² stime: 99,6 99,5 99,7 - 99,8

**MERCATO DEI DEPOSITI: GRUPPI DIMENSIONALI
PROBABILITA' DI TRANSIZIONE NEL 1993**

a \ da	MAG	GRA	MED	PIC	MIN
MAG	0,991*	0,020	0,002	0,003	0,005
GRA	0,002	0,964*	0	0,001	0
MED	0,004	0	0,988*	0,003	0
PIC	0,003	0,002	0,006	0,992*	0,001
MIN	0	0,014	0,004	0,001	0,994**

R² stime: 99,7 99,8 99,9 99,9 99,8

Anche l'analisi per gruppi giuridici del mercato dei depositi mostra una riduzione del grado complessivo di fedeltà. Ciò si manifesta soprattutto per le aziende ordinarie che passano dal massimo grado di fedeltà (probabilità di permanenza pari a 1) a 0,978, cedendo clientela a tutte le classi giuridiche e acquisendone da BIN e popolari. ICD e BIN erano gli unici gruppi con grado di fedeltà significativamente inferiore a 1 già a inizio periodo.

**MERCATO DEI DEPOSITI: GRUPPI GIURIDICI
PROBABILITA' DI TRANSIZIONE NEL 1984**

a \ da	ICD	BIN	ACO	POP	CAS
ICD	0,991*	0	0	0	0
BIN	0	0,974*	0	0	0
ACO	0	0,026	1	0	0
POP	0	0	0	1	0
CAS	0,009	0	0	0	1

R² stime: 99,2 98,9 99,6 - 99,6

**MERCATO DEI DEPOSITI: GRUPPI GIURIDICI
PROBABILITA' DI TRANSIZIONE NEL 1993**

a \ da	ICD	BIN	ACO	POP	CAS
ICD	0,978*	0,021	0,003	0	0,001
BIN	0,018	0,962*	0,005	0,001	0,004
ACO	0	0,013	0,978*	0,010	0
POP	0,003	0	0,007	0,988*	0,003
CAS	0	0,005	0,007	0	0,992*

R² stime: 99,7 99,3 99,7 99,9 99,8

Nelle matrici di transizione è contenuta una misura di non concorrenza (l'indice di fedeltà dell'equazione (2.12)) che è stata calcolata e messa a confronto con l'indice di Herfindahl (2.11), quest'ultimo calcolato semplicemente sulla base delle quote di mercato aggregate ⁽²⁰⁾.

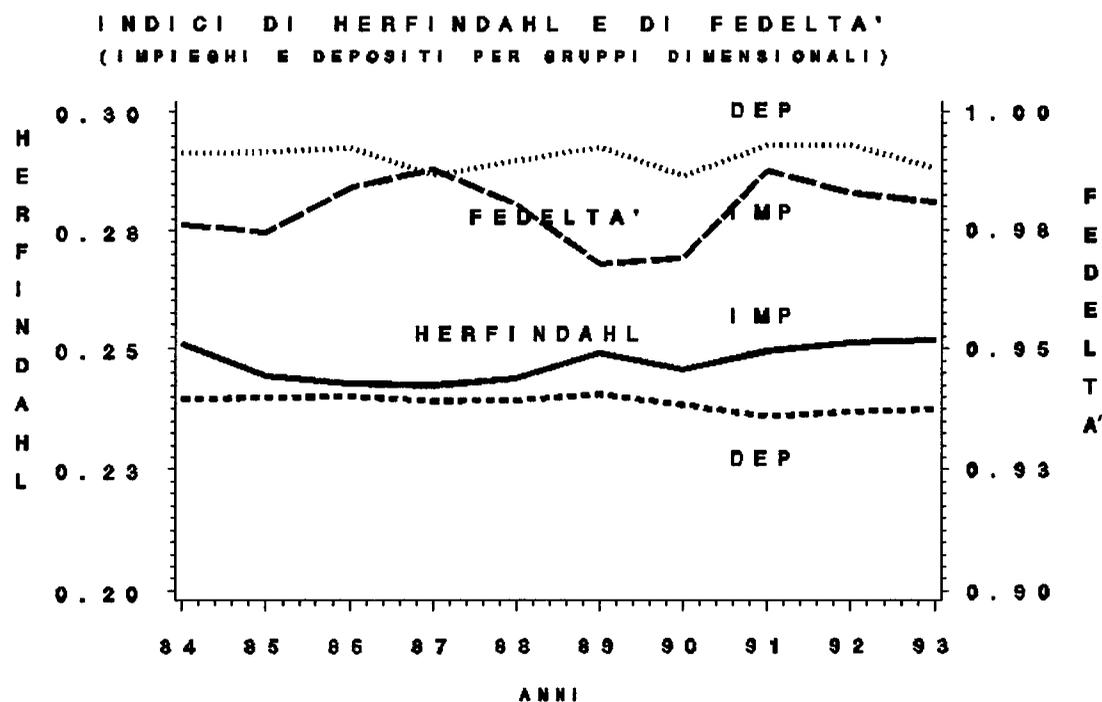
Dal confronto emergono notevoli diversità nel comportamento dei due indicatori, sia per i gruppi dimensionali (fig. 1) sia per i gruppi giuridici (fig. 2).

In primo luogo, mentre l'indice di Herfindahl si muove

²⁰ Analisi più raffinate, che peraltro sarebbero necessarie anche per il modello delle probabilità di transizione, richiederebbero il calcolo di indici di Herfindahl (da mediare in aggregato) a livello di singole aziende e ristrette aree territoriali (ad esempio province o comuni). Sull'uso del numero degli sportelli operanti anziché dell'ammontare degli impieghi o depositi bancari nel calcolo di tali indici cfr. Muzzi (1992).

in prossimità del valore minimo (pari a 0,2), quello di fedeltà è vicino al massimo (pari a 1). Quest'ultimo, inoltre, mostra una maggiore variabilità, con alterne fasi cicliche, soprattutto dal lato degli impieghi, e valori minimi nella seconda metà degli anni ottanta.

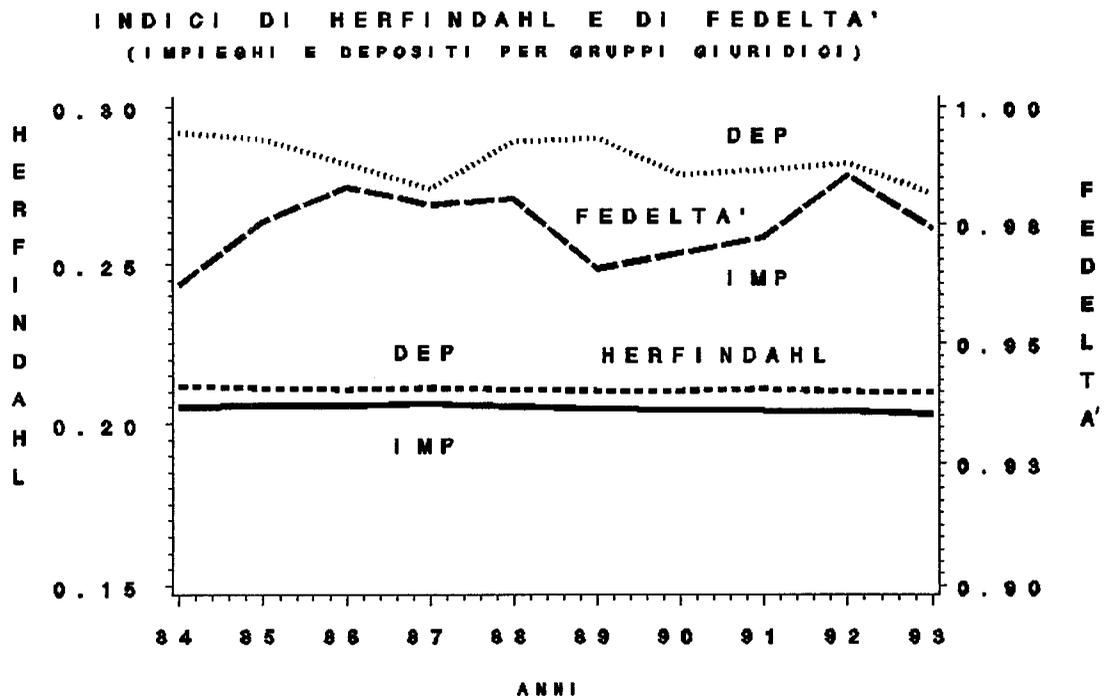
FIG.1



In secondo luogo, negli anni più recenti, si notano andamenti divergenti dei due indici: mentre l'indice di Herfindahl, soprattutto nell'analisi per gruppi dimensionali, mostra una lieve tendenza a una maggiore concentrazione delle quote e quindi a configurazioni di mercato meno concorrenziali, l'indice di fedeltà risulta chiaramente in

calo nel periodo 1988-89 (boom degli impieghi) e dal 1992, a indicazione di un legame meno stringente tra banca e cliente e quindi di una maggiore libertà di spostamento verso nuove aziende di credito ovvero, dal lato dell'offerta, verso nuove fasce di clientela.

FIG.2



Come atteso, sia per gruppi giuridici sia per gruppi dimensionali, il grado di fedeltà della clientela nel mercato della raccolta risulta (eccettuato il 1987 per i gruppi dimensionali) significativamente più elevato rispetto a quello

riscontrato sul mercato del credito (²¹). Chiaramente, il fenomeno deriva sia dalla diversa composizione della clientela (famiglie e imprese) nei due mercati sia dal ruolo determinante giocato dal monopolio da localizzazione di cui godono gli sportelli bancari nei confronti dei depositanti.

4. Price e non-price competition nei mercati dei crediti e dei depositi

L'analisi precedente ha messo in evidenza e quantificato, sia pur in modo preliminare e aggregato, i flussi di impieghi e depositi tra gruppi concorrenti di banche.

Come già osservato, tali flussi sono un effetto delle pressioni concorrenziali che i comportamenti delle banche (e della clientela) mettono in atto.

I tipici strumenti di tali pressioni sono i tassi d'interesse da un lato (price competition) e la qualità dei servizi e l'insieme delle condizioni non di tasso dall'altro

²¹ Tra il settembre 1987 e il marzo 1988 fu reintrodotta un massimale all'espansione degli impieghi. L'effetto del massimale può essere stato di riduzione della mobilità (come si nota per i gruppi dimensionali) o al contrario di aumento (come risulta per i gruppi giuridici) per il ricorso al multiaffidamento. In quest'ultimo senso si esprimono Ciocca, Giannoni e Nanni (1981, p. 24).

(non-price competition) (22).

Il nostro modello suggerisce un semplice modo per valutare la combinazione dei due tipi di strategie concorrenziali, il prevalere dell'una o dell'altra, i mutamenti del mix intervenuti nel tempo, tenuto conto che normalmente lo strumento dei tassi (e in generale degli aspetti quantitativi) è di pronto utilizzo, largamente usato dalle banche ad esempio come strumento di penetrazione nelle aree di nuovo insediamento, mentre gli aspetti qualitativi (professionalità, gamma dei prodotti/servizi, trasparenza, ecc.) richiedono un lungo tempo di preparazione e costi significativi di disinvestimento.

Considerando la probabilità netta $b_{ij}-b_{ji}$ di passaggio dalla banca (gruppo) j alla banca (gruppo) i (al netto cioè della probabilità di passaggio da i a j), essa si può pensare funzione, in parte, della variazione, tra un anno e il precedente, del differenziale, $\Delta r_i - \Delta r_j$, dei tassi effettivi (23) praticati dai due gruppi di banche (componente di price

²² Esiste una zona grigia, non trascurabile soprattutto in Italia (Cesari e Martelli, 1991; Cesari, 1992), relativa a giorni valuta, maggiorazioni e altri aspetti del rapporto di credito e di deposito che dovrebbero far parte delle condizioni contrattuali di tasso (effettivo), mentre, in molti casi, finiscono per essere strumenti non trasparenti di (non) qualità dei servizi offerti.

²³ Sulle caratteristiche dei tassi, di fonte Centrale dei rischi, e dei campioni di banche segnalanti cfr. Appendice.

competition) e, per la parte residuale, funzione dei fattori non di tasso:

$$b_{ij,t} - b_{ji,t} = a_{ij}(\Delta r_{i,t} - \Delta r_{j,t}) + \text{residuo}_{ij,t} \quad (4.1)$$

$$i=1, \dots, Z \quad j=i, \dots, Z$$

Il rapporto percentuale:

$$q_{ij,t} = a_{ij}(\Delta r_{i,t} - \Delta r_{j,t}) / [b_{ij,t} - b_{ji,t}] * 100 \quad (4.2)$$

misura, approssimativamente, il grado di price competition messo in atto dalla banca (gruppo) i nei confronti della banca (gruppo) j. Il complemento a 100 misura la competizione non di prezzo ⁽²⁴⁾. Appare evidente come a una guerra di prezzi un'azienda possa rispondere con il medesimo strumento ovvero, in qualche misura, con strumenti non di prezzo.

La stima dei parametri a_{ij} e quindi dei rapporti (4.2) si ricava calcolando la regressione time series (4.1) tra il 1985 e il 1993. La media, sul periodo di stima, dei rapporti (4.2) è indicata nella tavola seguente.

²⁴ I valori sopra 100 indicano che la competitività non di prezzo agisce in senso opposto a quella di prezzo (tassi competitivi ma anche bassa qualità dei servizi).

COMPETITIVITA' DI PREZZO TRA GRUPPI DIMENSIONALI
(competitività totale = 100)

A/DA	DA/A	IMPIEGHI	DEPOSITI
MAG	GRA	3,8	20,0
MAG	MED	4,5	96,2
MAG	PIC	46,7	337,5
MAG	MIN	0,1	44,3
GRA	MED	20,6	21,6
GRA	PIC	10,1	62,0
GRA	MIN	17,1	38,6
MED	PIC	24,1	50,4
MED	MIN	32,6	20,4
PIC	MIN	411,3	68,1

media R² 13,8 22,2

La competitività non di prezzo (come servizi sofisticati e qualità del prodotto) sembra prevalere nella competizione sul mercato degli impieghi, sia, in modo molto netto, nel caso delle maggiori e grandi aziende sia, in minor misura, nel caso delle aziende di più piccole dimensioni. Viceversa, dal lato dei depositi, la competizione è condotta in almeno la metà dei casi, sul lato dei tassi. Le aziende medio-piccole, in competizione tra loro o con le aziende maggiori e grandi, risultano protagoniste di politiche aggressive di prezzo finalizzate all'aumento dei volumi (paragrafo 3.1) e all'acquisizione di nuova clientela.

Dove operano le aziende di maggiori dimensioni i

fattori non di prezzo (quali l'offerta di gestioni patrimoniali, fondi monetari, ecc.) risultano prevalenti anche nel mercato dei depositi.

In questo caso, il valore dell' R^2 medio mostra una capacità esplicativa dei movimenti dei tassi d'interesse nello spiegare i flussi di clientela quasi doppia (22,2 per cento) rispetto al mercato dei crediti (13,8 per cento).

L'analisi per gruppi giuridici dà risultati simili.

COMPETITIVITA' DI PREZZO TRA GRUPPI GIURIDICI
(competitività totale = 100)

A/DA	DA/A	IMPIEGHI	DEPOSITI
ICD	BIN	2,3	93,6
ICD	ACO	5,8	42,1
ICD	POP	21,1	119,4
ICD	CAS	24,1	32,6
BIN	ACO	22,0	56,4
BIN	POP	9,5	53,9
BIN	CAS	5,0	103,9
ACO	POP	31,3	52,3
ACO	CAS	4,4	103,2
POP	CAS	42,2	82,2

media R^2 3,7 19,3

Infatti, la competitività non di prezzo dal lato degli impieghi risulta la strategia generalmente adottata dai vari

gruppi giuridici mentre dal lato dei depositi, al contrario, lo strumento dei tassi è il fattore competitivo decisamente prevalente, considerato anche l'uso che spesso le aziende ne fanno a fini di penetrazione in nuove zone di raccolta, nelle fasi apertura di nuovi sportelli al di fuori della tradizionale area di insediamento.

5. Conclusioni

Utilizzando un modello di regressione multivariata (ecological regressions) sviluppato nelle scienze sociali, sono state stimate, per i mercati dei crediti e dei depositi, le probabilità di transizione da un gruppo di aziende di credito alle aziende concorrenti e le probabilità di permanenza (grado di fedeltà) della clientela bancaria.

L'analisi empirica per gruppi, sebbene puramente esemplificativa rispetto a più appropriate applicazioni disaggregate, ha fornito alcuni risultati interessanti.

In particolare, l'esame dei gruppi dimensionali di banche ha messo in luce il guadagno di quote di mercato delle aziende di medio-piccole dimensioni sul mercato dei crediti e dei depositi a scapito soprattutto delle aziende maggiori e il contestuale recupero di queste ultime a svantaggio soprattutto delle aziende grandi, risultate alla fine le più

colpite dai movimenti di clientela dell'ultimo decennio.

Nell'analisi per gruppi giuridici, il fenomeno più eclatante è risultato il deflusso di clientela dalle aziende ordinarie (S.p.A.) e dagli istituti di diritto pubblico alle banche popolari, che hanno a un tempo massimizzato gli afflussi di clientela e minimizzato le uscite.

In particolare, sul mercato del credito, il grado di fedeltà tra banca e cliente, misurato dalla probabilità di permanenza presso la stessa classe di aziende, appare in deterioramento per le aziende grandi, gli istituti di diritto pubblico e le casse di risparmio, in rafforzamento presso le aziende medio-piccole, BIN e aziende ordinarie. Le banche popolari, nel periodo considerato, hanno sempre goduto di un'elevata fedeltà della clientela.

Sul mercato dei depositi, anche le aziende medio-piccole nonché tutte le classi giuridiche senza eccezioni mostrano un calo della fedeltà della clientela.

Tale fedeltà, comunque, sia sul mercato dei crediti sia sul mercato dei depositi, è risultata maggiore presso le aziende di credito di più piccole dimensioni, radicate su un ambito territoriale più circoscritto ma meglio presidiato.

L'informazione sul grado di concorrenza del mercato,

contenuta nella matrice di transizione, è stata riassunta in un indice che generalizza quello classico di Herfindahl e, rispetto a questo, è risultato sensibilmente diverso per livello e per andamento.

Come atteso, l'indice generalizzato mostra una maggiore fedeltà della clientela dal lato della raccolta rispetto agli impieghi, stante la diversa composizione della clientela (famiglie e imprese) nei due mercati e il ruolo giocato dal monopolio di localizzazione sui depositanti.

Infine, dalle probabilità di transizione si è ricavata una semplice scomposizione delle strategie competitive adottate dalle aziende di credito e quindi una stima del peso relativo dei due fattori di concorrenza di prezzo e non di prezzo presenti nel comportamento delle aziende di credito.

I risultati di tale scomposizione indicano dal lato degli impieghi una netta prevalenza di competizione non di prezzo (varietà e qualità dei prodotti), mentre sul mercato della raccolta la competitività di prezzo (soprattutto tra i gruppi giuridici) risulta la più diffusa e maggiormente esplicativa dei movimenti della clientela bancaria.

APPENDICE

I dati utilizzati

I dati su impieghi e depositi a clientela ordinaria residente sono tratti dalle segnalazioni statistiche di Vigilanza delle aziende di credito che inviano la "matrice dei conti" (analitica, aggregata e ridotta). In particolare si tratta delle voci-matrice 3141 (totale dei crediti per provincia di sportello) e 3189 (totale dei depositi per provincia di sportello) che confluiscono nelle tavole 6 e 7 del "Bollettino Statistico" della Banca d'Italia. Il periodo considerato va dal 1983 al 1993. A eccezione del 1983 (dati di fine dicembre), i dati si riferiscono alla situazione di fine settembre.

Per semplicità sono state escluse dal campione le casse rurali e gli istituti centrali di categoria.

Tuttavia, per il calcolo di quote di mercato corrette si è dovuto affrontare il problema delle entrate/uscite di aziende dai gruppi segnalanti. Le aziende con uscite temporanee in uno o più anni (mancata segnalazione) sono state generalmente escluse, a eccezione di un caso rilevante per il quale la segnalazione del settembre 1989 (anno di avvio della riforma delle segnalazioni) è stata stimata sulla base dei dati di dicembre. Per le aziende effettivamente nuove (nuove costituzioni) non è stata fatta alcuna correzione poiché in tal caso la variazione delle quote

riflette effettivi mutamenti avvenuti nel mercato. Per le uscite/entrate causate da fusioni e incorporazioni (oltre un centinaio le banche coinvolte) si sono aggregati i dati a ritroso fino all'anno iniziale considerato (1983).

Nel complesso il campione ottenuto (269 aziende) copriva a fine periodo (settembre 1993) la quasi totalità degli impieghi (93,2 per cento) e dei depositi (92 per cento) a clientela residente segnalati alla Banca d'Italia.

I gruppi dimensionali e giuridici utilizzati nel lavoro riflettono quelli di fine periodo. Per i gruppi dimensionali, rispetto alla classificazione della Banca d'Italia, è stata eliminata la distinzione tra banche e casse. Per i gruppi giuridici si sono mantenute tra le casse di risparmio anche quelle trasformatesi in società per azioni a seguito della "legge Amato" (L. 30.7.1990, n. 218, e DL 20.11.1990, n. 356). Nel caso di fusioni è stato attribuito alla nuova azienda il gruppo giuridico e dimensionale dell'azienda fusa di maggiori dimensioni.

I tassi d'interesse utilizzati nel paragrafo 4 sono di fonte Centrale dei rischi, segnalati da due campioni di aziende tra loro non pienamente coincidenti. A giugno 1993 si trattava di 81 aziende per i tassi attivi e 72 per i tassi passivi. Il grado di copertura (in termini di numerosità delle aziende segnalanti) rispetto al campione dei dati su

impieghi e depositi è del 26-30 per cento, media tra una copertura integrale o quasi per le classi di aziende maggiori, grandi, medie (85 per cento), piccole (65 per cento), ICD e BIN e coperture inferiori per gli altri gruppi dimensionali e giuridici (solo il 5 per cento per le aziende minori). Tenendo conto del peso delle aziende segnalanti il grado di copertura è assai più elevato. I tassi sono valori medi annui, a eccezione del 1985 (quarto trimestre) e del 1993 (primo semestre), calcolate sulla base delle competenze e dei numeri computistici segnalati e quindi rappresentative dei rendimenti lordi effettivi su impieghi e depositi. Per i tassi attivi sono state considerate le prime tre categorie di censimento (smobilizzo crediti, prestiti diretti e conti correnti), con esclusione quindi delle operazioni con l'estero e delle operazioni con garanzia reale. Per i tassi passivi si sono considerati i depositi in lire in conto corrente e a risparmio, liberi e vincolati. Si rammenta che per i tassi attivi il limite minimo di censimento è di 80 milioni di credito accordato complessivo (per cassa e di firma), mentre per i tassi passivi il limite minimo è di 20 milioni.

Per ulteriori precisazioni si rinvia all'appendice metodologica del "Bollettino Statistico" della Banca d'Italia.

Riferimenti bibliografici

- AA.VV. (1963), Measurement in Economics: Studies in Mathematical Economics and Econometrics in Memory of Yehuda Grunfeld, Stanford, Stanford University Press.
- Banca d'Italia (1991), Note sull'andamento dell'economia dell'Emilia-Romagna nel 1990, Bologna.
- _____ (1992), Relazione annuale sul 1991, Roma.
- Cesari, R. (1991), La valutazione delle attività finanziarie in mercati imperfetti: una nota su premio al rischio e potere di mercato, in "Economia Internazionale", vol. 44, n. 1, pp. 20-6.
- _____ (1992), I sistemi elettronici di pagamento e il conto economico delle aziende di credito, in "Bollettino della Associazione Nazionale fra le Banche Popolari", n. 3-4, pp. 41-62.
- _____ V. Conti e M. Onado (1992), La concorrenza nei mercati bancari, in Micossi e Visco (1992), cap. VIII.
- _____ e P. Martelli (1991), Giorni valuta, margini bancari e controllo di gestione. Alcune considerazioni, in "Banche e Banchieri", vol. 19, n. 1, pp. 15-23.
- _____ e M. Villani (1991), Banche locali e grado di concorrenza: aspetti teorici ed evidenza empirica, in "Banca, Impresa, Società", vol. 10, n. 1, pp. 75-97.
- Ciocca, P., A. M. Giannoni e C. Nanni (1981), Per un'analisi della "mobilità" sul mercato degli impieghi bancari (1979-80), Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 9.
- Corbetta, P. (1979), Novità e incertezze nel voto del 3 giugno: analisi dei flussi elettorali, in "Il Mulino", n. 5, pp. 715-49.
- _____ e A. M. L. Parisi (1990), Sull'applicabilità dei metodi di stima dei flussi elettorali a livello nazionale, in "Polis", a. IV, 1, pp. 143-59.
- _____ e E. Scappini (1991), La stima dei flussi elettorali dai dati aggregati: verifica di alcune pre-condizioni, in "Polis", a. V, 2, pp. 345-60.
- Cossutta, D. e M. Grillo (a cura di) (1987), Concorrenza, monopolio, regolamentazione, Bologna, Il Mulino.

- Duncan, O. D. e B. Davis (1953), An Alternative to Ecological Correlation, in "American Sociological Review", vol. 18, n. 6, pp. 665-66.
- Giannini, C., L. Papi e A. Prati (1991), Politiche di offerta e riallocazione del credito bancario negli anni ottanta, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 151.
- Goodman, L. A. (1953), Ecological Regressions and Behavior of Individuals, in "American Sociological Review", vol. 18, n. 6, pp. 663-64.
- _____ (1959), Some Alternatives to Ecological Correlation, in "American Journal of Sociology", vol. 64, n. 6, May, pp. 610-25.
- Harvey, A. C. (1981), The Econometric Analysis of Time Series, Oxford, Allan.
- Hicks, J. R. (1935), Annual Survey of Economic Theory: The Theory of Monopoly, in "Econometrica", vol. 3, n. 1, pp. 1-20.
- Hodgman, D. R. (1961), The Deposit Relationship and Commercial Bank Investment Behavior, in "Review of Economics and Statistics", vol. 43, n. 3, pp. 257-68.
- Judge, G. G., W. E. Griffiths, R. C. Hill, H. Lütkepohl e T. C. Lee (1985), The Theory and Practice of Econometrics, New York, Wiley.
- Lee, T. C. e G. G. Judge (1972), Estimation of Transition Probabilities in a Nonstationary Finite Markov Chain, in "Metroeconomica", vol. 24, n. 2, pp. 180-201.
- Micheli, G. A. (1976), Il comportamento individuale nell'analisi sociologica del dato aggregato, in "Giornale degli Economisti e Annali di Economia", n. s., vol. 35, n. 7-8, pp. 429-48.
- Micossi, S. e I. Visco (a cura di) (1992), Inflazione, concorrenza e sviluppo. L'economia italiana e la sfida dell'integrazione europea. Saggi in ricordo di Stefano Vona, Bologna, Il Mulino.
- Miller, G. A. (1952), Finite Markov Process in Psychology, in "Psychometrika", vol. 17, pp. 149-67.
- Muzzi, A. (1992), Espansione territoriale delle aziende di credito e tassi d'interesse nei mercati bancari locali: una verifica per l'Emilia-Romagna, in "Banca, Impresa, Società", vol. 9, n. 3, pp. 501-27.

- Prodi, R. (1969), Concorrenza dinamica e potere di mercato, Milano, Angeli.
- Schadee, H. M. A. e P. Corbetta (1984), Metodi e modelli di analisi dei dati elettorali, Bologna, Il Mulino.
- Sharpe, S. A. (1990), Asymmetric Information, Bank Lending, and Implicit Contracts: A Stylized Model of Customer Relationships, in "Journal of Finance", vol. 45, n. 4, pp. 1069-87.
- Stigler, G. J. (1964), A Theory of Oligopoly, in "Journal of Political Economy", vol. 72, n. 1, pp. 44-61.
- Telser, L. G. (1963), Least Squares Estimates of Transition Probabilities, in AA. VV. (1963), cap. 11.
- Theil, H. e G. Rey (1966), A Quadratic Programming Approach to the Estimation of Transition Probabilities, in "Management Science", vol. 12, n. 9, pp. 714-21.

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

- n. 198 — *Privatizzare: come? Spunti da una ricognizione comparata dei casi inglese e francese*, di S. CHIRI e F. PANETTA (maggio 1993).
- n. 199 — *Liquidity Effects and the Determinants of Short-Term Interest Rates in Italy*, di I. ANGELONI e A. PRATI (giugno 1993).
- n. 200 — *Nuovi strumenti per la valutazione e la previsione del ciclo economico in Italia*, di G. SCHLITZER (giugno 1993).
- n. 201 — *Controllo e gruppo: natura economica e tutela giuridica*, di F. BARCA, P. CASAVOLA e M. PERASSI (luglio 1993).
- n. 202 — *Forma giuridica, quotazione e struttura proprietaria delle imprese italiane: prime evidenze comparate*, di L. CANNARI, G. MARCHESE e M. PAGNINI (luglio 1993).
- n. 203 — *Crescita, finanziamento e riallocazione del controllo: teoria e prime evidenze empiriche per l'Italia*, di F. BARCA e G. FERRI (luglio 1993).
- n. 204 — *Tutela dei creditori e riallocazione dell'impresa nella normativa fallimentare*, di G. BOCCUZZI e R. CERCONE (luglio 1993).
- n. 205 — *Il trasferimento intergenerazionale delle imprese*, di B. MANZONE e S. TRENTO (luglio 1993).
- n. 206 — *Aspetti economici e normativi dell'attività degli enti creditizi rilevante per la riallocazione della proprietà*, di N. PESARESI (luglio 1993).
- n. 207 — *An Assessment of Systemic Risk in the Italian Clearing System*, di P. ANGELINI, G. MARESCA e D. RUSSO (luglio 1993).
- n. 208 — *La microstruttura del mercato dei titoli di Stato*, di A. SCALIA (agosto 1993).
- n. 209 — *Debt Stabilization under Fiscal Regime Uncertainty*, di F. DRUDI e A. PRATI (settembre 1993).
- n. 210 — *Sulla crescita delle piccole imprese nell'industria manifatturiera italiana*, di L. F. SIGNORINI (settembre 1993).
- n. 211 — *Business Cycles in Italy: A Retrospective Investigation*, di G. SCHLITZER (novembre 1993).
- n. 212 — *La produttività nei servizi destinabili alla vendita: nuove evidenze per un vecchio problema*, di G. PELLEGRINI (novembre 1993).
- n. 213 — *Prezzi all'esportazione e tassi di cambio: una verifica empirica*, di P. CASELLI (dicembre 1993).
- n. 214 — *Monetary Coordination under an Exchange Rate Agreement and the Optimal Monetary Instrument*, di C. MONTICELLI (dicembre 1993).
- n. 215 — *Testing Stationarity of Economic Time Series: Further Monte Carlo Evidence*, di G. SCHLITZER (gennaio 1994).
- n. 216 — *Il mercato primario dei titoli di Stato a medio e a lungo termine*, di L. BUTTIGLIONE e F. DRUDI (gennaio 1994).
- n. 217 — *Un modello price-gap per l'economia italiana: specificazione e valutazioni critiche*, di M. CARUSO (gennaio 1994).
- n. 218 — *Actual and "Normal" Inventories of Finished Goods: Qualitative and Quantitative Evidence from the Italian Manufacturing Sector*, di P. SESTITO e I. VISCO (febbraio 1994).
- n. 219 — *An Econometric Analysis of Money Demand in Italy*, di P. ANGELINI, D. F. HENDRY e R. RINALDI (marzo 1994).
- n. 220 — *Recente evoluzione del sistema bancario americano: ci sono indicazioni per l'Italia?*, di D. FOCARELLI (marzo 1994).
- n. 221 — *Has the Post-War US Economy Deviated less from the Stable Growth Regime?*, di C. KIM e M. MANNA (aprile 1994).

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

Banca d'Italia – Servizio Studi – Divisione Biblioteca e pubblicazioni – Via Nazionale, 91 – 00184 Roma.

*Finito di stampare
nel mese di aprile 1994
presso il Centro Stampa
della Banca d'Italia in Roma.*

