

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**Funzioni di costo e obiettivi di efficienza
nella produzione bancaria**

di Giulio Lanciotti e Tullio Raganelli



Numero 99 - Febbraio 1988

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**Funzioni di costo e obiettivi di efficienza
nella produzione bancaria**

di Giulio Lanciotti e Tullio Raganelli

Numero 99 - Febbraio 1988

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: *IGNAZIO ANGELONI, FRANCESCO FRASCA, GIUSEPPE TULLIO, STEFANO VONA; MARIA ANTONIETTA ORIO (segretaria).*

S O M M A R I O

Oggetto del lavoro è, nella prima parte, la elaborazione di una metodologia per effettuare confronti tra i costi medi delle aziende di credito attraverso stime svincolate da assunzioni "a priori" circa la forma della funzione di produzione bancaria.

Tra i risultati che si desumono considerando le elasticità parziali delle funzioni di costo stimate è l'esistenza di **economie crescenti rispetto al prodotto** e di **diseconomie pure crescenti rispetto al numero di dipendenze**.

I vantaggi ricavabili da un aumento del prodotto sono pertanto proporzionalmente maggiori per le aziende di maggiori dimensioni.

Per dato numero di **sportelli**, esiste una soglia di **prodotto** al di sopra della quale l'effetto netto di un incremento equiproporzionale delle due variabili considerate risulta vantaggioso in termini di costi medi.

Nella seconda parte della ricerca, si propone una spiegazione di alcuni aspetti della condotta operativa delle banche italiane attraverso uno schema che individua, tra l'altro, interrelazioni tra variabili di struttura - aziendali e di mercato - e indicatori di efficienza.

L'evidenza empirica pone in luce il ruolo rilevante dei fattori strutturali nella determinazione dei risultati di gestione: a seconda delle dimensioni aziendali e dei mercati serviti si registrano, infatti, differenti comportamenti delle banche.

Introduzione (*)

Il presente lavoro si compone di due parti.

La prima parte riassume alcune esperienze maturate all'interno della Banca d'Italia nel corso dei lavori preparatori per i "piani" di espansione territoriale del sistema bancario; essa dà conto, in particolare, di un indirizzo di ricerca seguito per il piano 1986.

(*) Sebbene il lavoro sia frutto di una ricerca comune, la seconda parte è da attribuire a T. Raganelli. Gli Autori sono grati a R. Spera che ha partecipato alle varie fasi dei lavori collaborando, in particolare, alle elaborazioni statistiche e all'organizzazione dei dati.

Gli Autori hanno beneficiato di discussioni avute in occasione di un incontro sul tema delle economie di scala, promosso dall'Università Cattolica del Sacro Cuore d'intesa con l'Associazione per lo Sviluppo degli Studi di Banca e Borsa, coordinato dal Prof. Francesco Cesarini.

Utili osservazioni su una prima stesura del testo e spunti di riflessione sono stati cortesemente offerti dai Professori Giancarlo Forestieri e Marco Onado.

Un ringraziamento particolare va a I. Angeloni per i rilevanti contributi critici riguardanti gli aspetti metodologici del lavoro.

L'esigenza di effettuare corretti confronti in termini di efficienza tecnico-operativa tra aziende di credito ha portato a compiere approfondimenti della funzione di costo delle banche in varie direzioni.

Viene proposta e misurata una variabile prodotto che tiene conto, contemporaneamente, della composizione dell'attivo e del reddito da servizi utilizzando informazioni sia della situazione patrimoniale sia del conto economico.

La funzione di costo, accanto alle variabili tradizionali che rappresentano: il fattore di scala, il costo del lavoro, il costo della raccolta, il numero di sportelli, considera il grado di concorrenza medio nei mercati in cui opera l'azienda; essa, inoltre, viene derivata da una forma generalizzata (modello Box-Cox) e stimata con il metodo della massima verosimiglianza.

La seconda parte del lavoro muove dalle riflessioni intorno alla funzione di costo per proporre uno schema semplificato di rappresentazione formale del **comportamento** delle aziende di credito dal lato dei costi e dei margini di profitto.

Il modello consta di quattro equazioni, la prima delle quali è appunto una funzione di costi medi operativi ricavata, con opportuni adattamenti, da quella stimata nella prima parte del lavoro.

Le successive equazioni - ciascuna sulla base di variabili esogene, riguardanti sia caratteristiche organizzative e strutturali dell'azienda sia caratteristiche di mercato, nonché delle variabili endogene ricavate dalle equazioni precedenti - consentono di stimare: il rendimento medio degli impieghi, lo

"spread" tra quest'ultimo e il costo medio della raccolta e, infine, la redditività operativa.

Lo schema ha due pregi, uno formale e l'altro sostanziale: i) è un modello cosiddetto "ricorsivo" e perciò facilmente stimabile equazione per equazione; ii) pone in relazione l'efficienza tecnico-operativa con due diversi concetti di "efficienza" rilevanti rispettivamente per l'azienda (redditività operativa) e per l'economia nel suo complesso (costo di intermediazione).

PRIMA PARTE

1. Il prodotto bancario

La questione preliminare da affrontare consiste nella individuazione di una adeguata misura del prodotto bancario, la quale tenga conto delle differenze operative, dimensionali e di mercato esistenti tra le varie aziende.

E' bene premettere che qualunque sia il risultato cui si giunga in un simile tentativo, esso rappresenta ovviamente una semplificazione che può tener conto solo in parte di eventuali caratterizzazioni produttive di specifiche aziende o di gruppi di esse discoste dalla norma.

Gli studi in materia di misurazione del prodotto bancario si sono sviluppati lungo tre direttrici 1/ che adottano, rispettivamente, quale proxy dell'attività bancaria:

- a) specifici aggregati di situazione contabile delle aziende di credito. Ad esempio, il totale dell'attivo oppure la massa fiduciaria;
- b) il numero delle operazioni realizzate nell'arco di un periodo di gestione, soluzione questa che presenta il vantaggio di prescindere dalla espressione monetaria della produzione e, quindi, dal sistema dei prezzi praticati dalle diverse banche;

c) il valore aggiunto delle aziende operanti nell'industria bancaria.

Nel presente lavoro si farà uso di una definizione di prodotto che, pur collocandosi tra le proxies di cui al punto a), se ne distingue in quanto si basa sull'utilizzo di variabili di flusso e non di stock, e su una struttura stimata di "prezzi standard"; vengono evitate con ciò le principali critiche mosse a questo tipo di indicatori di prodotto bancario. Un altro limite attribuito agli indici in discorso è che essi, accanto alla tradizionale attività di intermediazione esercitata dalle banche, non considerano i servizi da esse offerti, i quali vanno assumendo una sempre maggiore importanza nell'operatività delle aziende di credito. L'approccio seguito da Greenbaum, qui mutuato, consente di tener conto anche di questa eccezione 2/.

1.1 Un indice del prodotto bancario

La misura del prodotto bancario, secondo l'approccio seguito da Greenbaum e ripreso da Clark 3/, si determina:

- dapprima individuando un **sistema di pesi** stimati attraverso un'analisi di regressione tra gli interessi attivi lordi totali che derivano dall'attività di "lending" e figurano nel conto economico delle aziende di credito (variabile dipendente) e le diverse attività di bilancio fruttifere, esposte nella situazione contabile delle medesime. I coefficienti di regressione ottenuti possono essere interpretati come **rendimenti medi** delle varie classi di attività;

- applicando, poi, i pesi ottenuti alle stesse attività da cui originano allo scopo di ottenere una **espressione stimata degli interessi lordi** derivanti dall'attività di prestito che trovi una spiegazione nella struttura di bilancio delle aziende considerate;
- aggiungendo alla stima degli interessi lordi (variabile di flusso), **i ricavi da servizi.**

1.2 Le stime ottenute

Il grado di dettaglio delle attuali segnalazioni di vigilanza, relative in particolare al conto economico, avrebbe consentito il **calcolo diretto** dei rendimenti medi per le diverse componenti dell'attivo e perciò del flusso di interessi lordi a "prezzi standard".

Si è voluto tuttavia seguire la metodologia di Greenbaum per il diverso significato della stima che egli propone, la quale consente di far figurare in modo esplicito variabili di scala oltre a quelle di composizione dell'attivo; si è inteso inoltre verificare in un contesto istituzionale diverso da quello statunitense la validità della stessa metodologia la cui applicazione, tra l'altro, richiede una minore disponibilità di dati rispetto al calcolo diretto che, per completezza, è stato pure effettuato (cfr. Appendice 1, par. 2).

Affinché i dati di situazione presi a base delle stime fossero sufficientemente rappresentativi del formarsi del flusso degli interessi lordi annui, non

sono stati considerati semplicemente gli importi di fine periodo bensì la media semplice di ciascun aggregato contabile, calcolata su dati desunti dalle segnalazioni di vigilanza nell'arco dell'anno 1984, relative alle 359 aziende di credito diverse da: casse rurali ed artigiane, filiali di banche estere e istituti centrali di categoria, operanti al 31 dicembre dello stesso anno.

Tale soluzione presenta, tra l'altro, il vantaggio di smorzare gli effetti distorsivi delle politiche di "window-dressing" praticate dalle banche.

Date le finalità dell'indagine ricordate nell'introduzione, si è ritenuto di separare, nell'analisi, l'attività condotta con "non residenti", che assume un peso assai differenziato tra i diversi tipi di banche in relazione all'attitudine delle stesse ad assistere la clientela per questa attività "specializzata".

Tale attività viene gestita tipicamente da sportelli spesso coesistenti con la direzione generale delle aziende di credito, che rappresentano unità produttive del tutto particolari e certamente non confrontabili con la rete ordinaria.

La funzione utilizzata per eseguire la stima dei pesi da applicare alle classi di attività è del tipo seguente:

$$(1) \quad YTA = b_0 + b_1 REC + b_2 CLIBRA + b_3 CLIMLA + b_4 BANCHEA + b_5 TITOLIA + b_6 ALTREA$$

Il significato delle variabili utilizzate è

riportato nella tavola A.

La (1) si ottiene dividendo per il totale dell'attivo fruttifero (deflatore di scala) tutti i termini della relazione che lega gli interessi attivi lordi al totale dell'attivo stesso e alle sue componenti. La variabile REC, in particolare, risulta dalla deflazione dell'intercetta dell'espressione originaria.

I risultati delle stime M.Q.O. sono riassunti nel prospetto 1 nel quale, accanto ai tradizionali tests di significatività, viene evidenziato anche l'esito di una diagnosi sulla multicollinearità dei dati.

La chiave di lettura di quest'ultimo indicatore è il "condition index" ricavato dagli autovalori della matrice di correlazione delle variabili indipendenti 4/: al crescere di tale indice aumentano i problemi di collinearità tra quelle variabili per le quali la porzione di varianza si approssima all'unità.

Si noterà che nel caso della regressione in esame sussistono seri problemi di collinearità per il settimo autovalore con riferimento a tutte le variabili indipendenti considerate; pertanto la varianza delle stime dei coefficienti di regressione ottenuta con il metodo dei minimi quadrati ordinari è elevata.

Da un punto di vista logico il problema era largamente prevedibile, poiché le variabili considerate sono rapporti di composizione delle voci dell'attivo e perciò tra loro in relazione di quasi complementarità.

Nei lavori citati di Greenbaum e di Clark, questo problema non è direttamente affrontato.

PROSPETTO 1

REGRESSIONE CON IL METODO DEI
MINIMI QUADRATI ORDINARI
(ESCLUSI RAPPORTI CON NOV RESIDENTI)

DEP VARIABLE: YTA

ANALYSIS OF VARIANCE

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PROB>F
MODEL	6	0.05172307	0.008620512	43.497	0.0001
ERROR	352	0.06976092	0.000198184		
C TOTAL	358	0.12148399			

ROOT MSE 0.0140778 R-SQUARE 0.4258
 DEP MEAN 0.1719518 ADJ R-SQ 0.4160
 C.V. 8.187063

PARAMETER ESTIMATES

VARIABLE	DF	PARAMETER ESTIMATE	STANDARD ERROR	T FOR HO: PARAMETER=0	PROB > T
INTERCEP	1	-0.19154272	0.04778089	-4.009	0.0001
REC	1	131.35088	22.0652488	5.953	0.0001
CLIBRA	1	0.37267303	0.04895478	7.613	0.0001
CLIMLA	1	0.36015036	0.05208263	6.915	0.0001
BANCHEA	1	0.33392372	0.04923101	6.787	0.0001
TITOLIA	1	0.31977194	0.04953079	6.456	0.0001
ALTREA	1	0.49747744	0.05116587	9.723	0.0001

COLLINEARITY DIAGNOSTICS

NUMBER	EIGENVALUE	CONDITION NUMBER	VAR PROP INTERCEP	VAR PROP REC	VAR PROP CLIBRA	VAR PROP CLIMLA	VAR PROP BANCHEA	VAR PROP TITOLIA	VAR PROP ALTREA
1	5.413128	1.000000	0.0003	0.0036	0.0001	0.0006	0.0002	0.0001	0.0003
2	0.939866	2.399890	0.0003	0.7502	0.0000	0.0015	0.0001	0.0001	0.0003
3	0.308570	4.188395	0.0003	0.1793	0.0003	0.0411	0.0092	0.0001	0.0001
4	0.170447	5.635469	0.0003	0.0052	0.0019	0.0314	0.0223	0.0019	0.0011
5	0.125427	6.569446	0.0003	0.0238	0.0069	0.0079	0.0024	0.0085	0.0009
6	0.042374	11.302512	0.0001	0.0296	0.0076	0.0050	0.0028	0.0021	0.1882
7	0.0001891	169.212	0.9999	0.0084	0.9832	0.9124	0.9629	0.9873	0.8093

DURBIN-WATSON D 0.846
 (FOR NUMBER OF OBS.) 359
 1ST ORDER AUTOCORRELATION 0.501

In effetti esso deve essersi presentato a Greenbaum, ma in misura attenuata avendo questo Autore assunto come deflatore di scala un aggregato molto ampio (il totale dell'attivo). Quanto a Clark, egli ha evitato il problema econometrico sopprimendo l'intercetta nella relazione stimata, al prezzo tuttavia di modificare il modello.

Al fine di valutare gli effetti di queste diverse costruzioni di prodotto, sono stati effettuati due tipi di verifiche:

- i) è stato assunto (come da Greenbaum) un deflatore dimensionale più ampio dell'attivo fruttifero, aggiungendo ad esso: cassa, sofferenze, mobili e immobili. In questo caso, il problema della collinearità si presenta, sia pure attenuato, negli stessi termini;
- ii) è stata eliminata (come da Clark) l'intercetta. Il risultato è molto vicino a quello ottenuto con il modello adottato (cfr. Appendice 1, par. 1 e 3).

La questione del significato e dell'utilità, nel tipo di relazione da noi stimata, dell'intercetta e del reciproco del totale dell'attivo è ampiamente discussa da Hester e Zoellner 5/. Secondo questi autori il coefficiente del reciproco del totale dell'attivo può essere interpretato come misura della parte fissa degli interessi, mentre l'intercetta può rappresentare le "fonti di reddito non misurabili". Quest'ultima, però, "catturerà" nella stima un po' del reddito relativo alle componenti dell'attivo maggiormente correlate con il totale.

Dal punto di vista econometrico, segnalano Heller e Zoellner, l'inclusione dell'intercetta aggrava

la collinearità; essi adottano perciò una soluzione di compromesso: effettuano le stime con l'intercetta per verificare se questa è significativa, ma presentano nel lavoro le regressioni stimate senza intercetta.

1.3 Le correzioni alla misura del prodotto stimato apportate con il metodo della "ridge regression"

Mantenendo nella regressione l'intercetta, nascono dunque i problemi di collinearità che aumentano la varianza degli stimatori.

Per migliorare la stima dei coefficienti ottenuti dall'applicazione del metodo dei minimi quadrati ordinari, è stata adottata una procedura di "ridge regression".

Lo stimatore "ridge" $b^*(k)$ utilizzato, che è una trasformazione lineare di quello M.Q.O. b , assume la forma seguente:

$$(2) \quad b^*(k) = [I_k + k(X'X)^{-1}]^{-1} b = Wb$$

dove I_k è la matrice identità e X quella delle variabili indipendenti considerate.

L'errore standard di stima dello stimatore $b^*(k)$ è:

$$(3) \quad E[(b^*(k) - B)'(b^*(k) - B)] = E[(b - B)'W'W(b - B)] + (WB - B)'(WB - B) = \\ = \sigma^2 \sum_{i=1}^k \frac{1}{(1 + k)^2} + k^2 B'(X'X + kI)^{-2} B$$

dove B è il vettore dei parametri da stimare.

Il primo termine della (3) è la somma delle varianze dei parametri stimati. Il secondo termine rappresenta il "bias" che si introduce utilizzando lo stimatore $b^*(k)$ al posto di b .

Si dimostra che la varianza totale è una funzione monotonamente decrescente di k e l'errore medio di stima cresce anch'esso monotonamente con il parametro k 6/.

Tra i diversi metodi di selezione di k disponibili, la "ridge trace" è quello dal significato più intuitivo. Esso si basa sull'osservazione dell'andamento grafico dei valori dei coefficienti ridge $b^*(k)$ e della varianza residua per un certo numero di valori di k . Si ottiene in tal modo una curva, o traccia, per ciascun coefficiente di regressione come mostra la fig. 1.

Hoerl e Kennard 7/ propongono di selezionare il valore di k più appropriato sulla base di un insieme di criteri quali la stabilità dei coefficienti al crescere di k ; la dimensione assoluta degli stessi e la conformità dei segni rispetto alle attese; si valuta, nel contempo, la perdita di informazione - misurata dall'incremento della devianza residua (SSE) - dovuta all'allontanamento dalla condizione di minimo errore negli scarti quadratici propria del metodo M.Q.O.

Applicando il metodo descritto al problema in esame, si ottengono le tracce dei coefficienti di regressione riportate nella fig. 1. Nella fig. 2 viene descritto, invece, l'itinerario della corrispondente quantità SSE che sintetizza il costo della trasforma-

figura 1

STIMA DEL PRODOTTO BANCARIO
andamento dei coefficienti di regressione
(metodo Ridge regression)

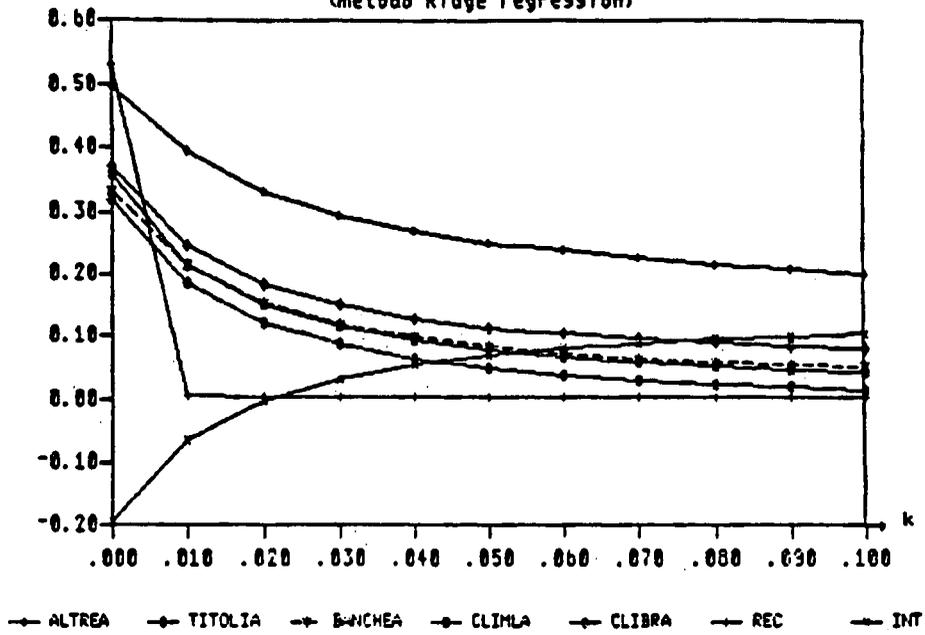
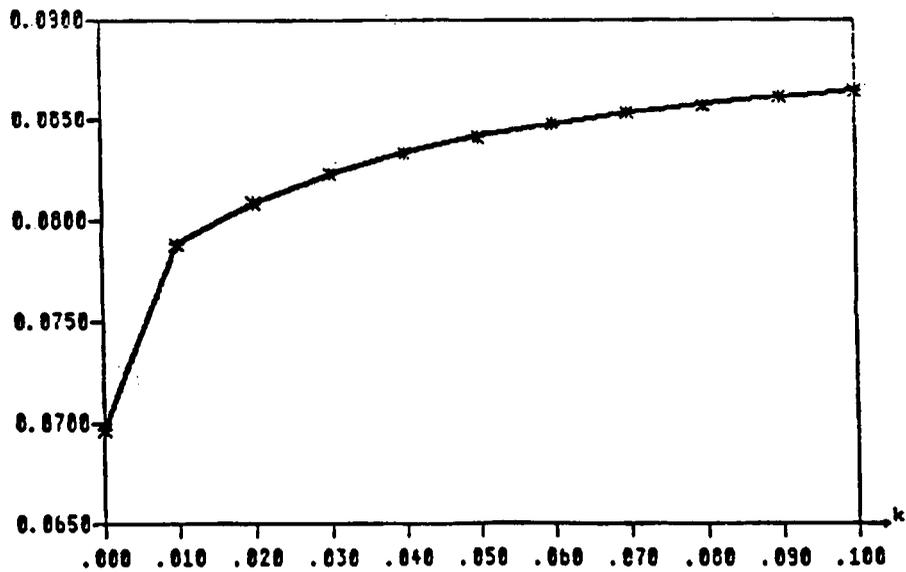


figura 2

STIMA DEL PRODOTTO
andamento del Sum Square Error (SSE)



zione "ridge".

Dall'osservazione dei grafici si desume che:

- i coefficienti stimati con il metodo dei M.Q.O. presentano una notevole variabilità e il loro valore non appare, pertanto, assumibile come espressione del rendimento medio delle diverse classi di attività considerate. Dal sistema di pesi su di essi fondato non è ragionevole perciò attendersi una realistica stima del flusso di prodotto bancario;
- tutti i coefficienti hanno un andamento poco stabile, che tende però a stabilizzarsi dopo il primo incremento di k . In modo corrispondente si stabilizza la perdita d'informazione evidenziata dall'incremento della quantità SSE, dopo un primo salto piuttosto rilevante (+14%); in particolare, il coefficiente della variabile che esprime il reciproco dell'attivo è molto elevato 8/, ma già al primo incremento di k tracolla verso un valore prossimo allo zero;
- sempre per $k = 0,01$ si ottengono coefficienti accettabili come rendimenti medi delle diverse classi di attività.

In virtù delle anzidette osservazioni, si può concludere che per il valore di $k = 0,01$ il metodo della "ridge regression" applicato alla stima del flusso degli interessi attivi lordi attraverso le diverse classi di attività fornisce risultati soddisfacenti nel senso della stabilità dei coefficienti, con una perdita di informazione contenuta, in termini di SSE. Pertanto, si è ritenuto di adottare la suddetta trasformazione "ridge" per proseguire l'analisi, tenuto anche conto dei risultati ottenuti ricorrendo ad altri procedimenti di

stima del prodotto riportati in Appendice 1.

L'unico parametro che sembrerebbe discostarsi da una stima attendibile di un rendimento medio è il coefficiente di ALTREA, variabile residuale che ricomprende, tra l'altro, la riserva obbligatoria sui depositi versata dalle aziende di credito alla Banca d'Italia. Se si torna tuttavia all'espressione originaria da cui si ricava la (3), moltiplicando la stessa per il totale dell'attivo fruttifero, il coefficiente di ALTREA, tenuto conto della natura residuale della variabile e considerato in particolare il legame che esiste tra dimensione aziendale e livello di riserva obbligatoria, può essere considerato congiuntamente a quello dell'intercetta (negativo), che rappresenta pertanto un suo correttivo.

A risultati analoghi si perviene includendo tra le variabili anche i rapporti che le aziende di credito intrattengono con i "non residenti" (cfr. prospetto 2).

Analogamente a quanto praticato da Clark, per tener conto delle diverse condizioni di mercato in cui si trovano ad operare le banche considerate, si è provato ad includere nella regressione una variabile che fosse rappresentativa degli aspetti strutturali. È stato prescelto l'indice di concentrazione medio per azienda, risultante dalla media ponderata degli indici di Herfindahl dei mercati in cui opera ciascuna banca 9/, che però non è risultato significativo.

L'espressione ritenuta valida per stimare il flusso di prodotto è stata, in definitiva, la seguente:

$$(4) \quad YTA = -0,07 + 0,006 REC + 0,25 CLIBRA + 0,22 CLIMLA + 0,21 BANCHEA + \\ + 0,18 TITOLIA + 0,40 ALTREA$$

PROSPETTO 2

REGRESSIONE CON IL METODO DEI
MINIMI QUADRATI ORDINARI
(COMPRESI RAPPORTI CON NON RESIDENTI)

DEP VARIABLE: YTA

ANALYSIS OF VARIANCE

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PROB>F
MODEL	7	0.05959761	0.008513944	45.068	0.0001
ERROR	351	0.06630847	0.000188913		
C. TOTAL	358	0.12590607			
ROOT MSE		0.01374456	R-SQUARE	0.4733	
DEP MEAN		0.1736219	ADJ R-SQ	0.4628	
C.V.		7.916375			

PARAMETER ESTIMATES

VARIABLE	DF	PARAMETER ESTIMATE	STANDARD ERROR	T FOR H0: PARAMETER=0	PROB > T
INTERCEP	1	-0.17768395	0.04668306	-3.806	0.0002
REC	1	127.10183	21.56606304	5.894	0.0001
CLIBRA	1	0.3694452	0.04779598	7.730	0.0001
CLIMLA	1	0.34366377	0.05089880	6.752	0.0001
BANCHEA	1	0.33065263	0.04803710	6.883	0.0001
TITOLIA	1	0.30933043	0.04837627	6.394	0.0001
ALTREA	1	0.44633007	0.05033448	8.832	0.0001
NONRESA	1	0.05208823	0.036372576	8.174	0.0001

COLLINEARITY DIAGNOSTICS

NUMBER	EIGENVALUE	CONDITION NUMBER	VAR PROP INTERCEP	VAR PROP REC	VAR PROP CLIBRA	VAR PROP CLIMLA	VAR PROP BANCHEA	VAR PROP TITOLIA	VAR PROP ALTREA	VAR PROP NONRESA
1	5.440155	1.000000	0.0000	0.0035	0.0001	0.0006	0.0002	0.0001	0.0003	0.0010
2	0.998203	2.336855	0.0000	0.0371	0.0000	0.0002	0.0000	0.0000	0.0000	0.8083
3	0.938111	2.408122	0.0000	0.7120	0.0000	0.0017	0.0001	0.0001	0.0000	0.0267
4	0.290992	4.323798	0.0000	2.1860	0.0003	0.0432	0.0094	0.0001	0.0003	0.0723
5	0.170365	6.650874	0.0000	0.0059	0.0019	0.0305	0.0226	0.0019	0.0010	0.0006
6	0.125154	6.592992	0.0000	0.0266	0.0069	0.0074	0.0022	0.0086	0.0011	0.0023
7	0.038832	11.836147	0.0001	0.0209	0.0088	0.0040	0.0040	0.0020	0.1979	0.0877
8	0.0001888	169.737	0.9999	0.0081	0.9821	0.9125	0.9614	0.9873	0.7993	0.0012

DURBIN-WATSON 0
1.743
(FOR NUMBER OF OBS.) 359
1ST ORDER AUTOCORRELATION 0.127

Il prodotto vero e proprio Q_1 si ottiene moltiplicando la stima YTA per il totale dell'attivo fruttifero 10/.

Seguendo ancora Greebaum e Clark, si è ritenuto di integrare l'espressione del prodotto ottenuta con l'ammontare dei ricavi da servizi conseguiti da ciascuna azienda. Il nuovo indice di prodotto ottenuto è stato denominato Q_2 .

Ciascuno dei due indicatori di prodotto è stato assunto tralasciando i rapporti con i non residenti allo scopo di escludere dall'analisi il concorso di questa attività specializzata che viene svolta, come già osservato, da particolari dipendenze bancarie.

2. La funzione di costo associata alla funzione di produzione

Una parte cospicua dei lavori che si occupano delle funzioni di produzione bancaria si basa su inferenze tratte dalla stima di una funzione di produzione del tipo Cobb-Douglas su dati "cross-section".

Sono note le proprietà formali di una funzione della specie, la quale presenta:

- isoquanti decrescenti e convessi verso l'origine degli assi;
- elasticità di sostituzione tra fattori unitaria;
- la possibilità di verificare dal valore dei coefficienti la sussistenza dell'ipotesi delle economie di scala.

La forma della Cobb-Douglas permette inoltre di ricavare una funzione di costo particolarmente comoda da stimare perché trasformabile in forma logaritmicolineare. La suddetta caratteristica offre, tra l'altro, la possibilità di considerare direttamente l'elasticità parziale dei costi rispetto al volume di attività e ai fattori produttivi.

Va tuttavia rilevato che la funzione di tipo C-D rappresenta una particolare ipotesi di relazione tecnica che non necessariamente descrive nel modo più soddisfacente il processo di produzione nel settore

bancario; inoltre, la funzione di costo da essa derivata implica la minimizzazione del costo stesso per dati prezzi dei fattori, indipendenti dalle scelte del singolo operatore.

Se non si hanno ragioni a priori per assumere le ipotesi sopra richiamate, l'impiego della funzione C-D potrebbe rivelarsi non appropriato e deve perciò essere giustificato sul piano empirico, al di là dei pregi formali dalla stessa posseduti.

Per sottoporre a verifica la validità della funzione C-D, Clark propone una forma funzionale generalizzata dei costi aziendali che ricomprende, come caso particolare, la trasformazione doppiologaritmica.

La trasformazione adottata si basa sulla procedura BOX-COX applicata separatamente sulla variabile dipendente della funzione di costo e sugli argomenti.

Per la variabile dipendente si ottiene

$$CMT^{(h)} = \frac{CMT^{h_1} - 1}{h_1} \quad \text{quando } h_1 \neq 0$$

$$CMT^{(h)} = \log CMT \quad \text{quando } h_1 = 0$$

Analogamente, per ognuna delle variabili esplicative (indicate genericamente con X) si avrà

$$X^{(h)} = \frac{X^{h_0} - 1}{h_0} \quad \text{quando } h_0 \neq 0$$

$$X^{(h)} = \log X \quad \text{quando } h_0 = 0$$

Il pregio del lavoro di Clark è non tanto nell'aver applicato la procedura BOX-COX per la prima volta ad una funzione di costo bancaria, quanto nell'averne stimato la forma più generale mai impiegata in una ricerca empirica.

Nelle altre applicazioni note agli scriventi, la ricerca dei parametri di trasformazione che massimizzano la funzione di verosimiglianza viene in generale semplificata ponendo la condizione restrittiva che il parametro della variabile dipendente sia uguale a quello delle variabili indipendenti, ovvero che l'uno o l'altro siano dati: il problema si riduce allora alla ricerca del massimo di una curva e non di una superficie come nell'approccio di Clark, da noi seguito.

2.1 Il modello di Jeffrey Clark

Nello studio più volte ricordato, le determinanti dei costi totali sono:

- Q, l'ammontare del prodotto bancario nelle varie definizioni considerate;
- W, il costo unitario del lavoro;
- R, il costo medio della raccolta;
- P, il costo unitario del capitale investito, calcolato come rapporto tra i costi di ammortamento e deperimento dei mobili e dei macchinari e loro valore di bilancio al netto dei relativi fondi di ammortamento.

Le regressioni eseguite da Clark evidenziano un elevato livello di significatività della variabile prodotto (nelle tre accezioni assunte), mentre i coefficienti del prezzo unitario del lavoro e del capitale sono non significativi e negativi contro le aspettative. L'Autore attribuisce il risultato anomalo alla natura eccessivamente aggregata dei dati a disposizione, che impedirebbe di tener conto delle differenze nella composizione e nella qualità dei fattori di produzione.

Se è vero dunque che il modello proposto da Clark consente di abbandonare le restrittive ipotesi a priori implicite nell'assunzione della funzione di produzione C-D, è altrettanto vero che esso finisce per fornire una spiegazione parziale dei costi aziendali essenzialmente basata sulle dimensioni di impresa e sul costo unitario dei fondi raccolti.

Passando a considerare i costi unitari ai diversi livelli produttivi, e cioè la tradizionale curva dei costi medi di lungo periodo, il modello di Clark pone in evidenza che l'elasticità dei costi rispetto al prodotto decresce lievemente all'aumentare dello stesso contrariamente al caso della funzione log-lineare, che postula elasticità costante.

Nel ripetuto lavoro, si mostra dunque che: "estimates of economies of scale performed using a log-linear cost function appear to be overstated at low levels of output and understated at higher levels of output".

La funzione log-lineare non può tuttavia, sulla base dei risultati di Clark, essere rigettata come significativamente diversa dalla funzione generalizzata.

In conclusione, i risultati ottenuti dal ripetuto autore appaiono interessanti anche se le variabili che dovrebbero conferire forza esplicativa al modello (costo unitario del lavoro e del capitale) non risultano significative.

2.2 Il caso italiano

Nell'applicare alle aziende di credito italiane lo schema sperimentato da Clark sulla realtà delle banche americane, si è cercato di superare i limiti teorici e di metodo del modello commentato, ricorrendo a:

- l'introduzione di variabili esplicative che rimuovessero l'irrealistica ipotesi di omogeneità delle strutture di mercato in cui si trovano ad operare le diverse aziende di credito. Per tener conto del fenomeno in discorso si è fatto ricorso all'indicatore di concentrazione di Herfindahl calcolato sui mercati dei depositi, il quale ha già consentito di giungere ad importanti conclusioni sulla dinamica della formazione dei prezzi nell'industria bancaria italiana 11/;
- l'esecuzione della stima diretta dei costi medi aziendali piuttosto che dei costi totali, con il duplice obiettivo di limitare l'effetto dominante della "taglia" produttiva nella spiegazione dei costi che tende ad appiattire le altre componenti, e di arginare i possibili fenomeni di eteroschedasticità che potrebbero inficiare la validità del metodo BOX-COX 12/.

Da un punto di vista operativo la procedura BOX-COX è stata applicata alla seguente funzione dei costi medi, espressa nella forma generalizzata:

$$(5) \quad \frac{CMT^h - 1}{l_1} = B_0 + B_1 \left(\frac{Q_2^b - 1}{l_b} \right) + B_2 \left(\frac{SPORT^b - 1}{l_b} \right) + B_3 \left(\frac{W^b - 1}{l_b} \right) + \\ + B_4 \left(\frac{HP^b - 1}{l_b} \right) + B_5 \left(\frac{R^b - 1}{l_b} \right)$$

I dati per eseguire le stime della (5) si riferiscono allo stesso campione di banche di cui al paragrafo 1.2, ordinate secondo i valori crescenti del prodotto (Q_2).

Rispetto alla relazione stimata da Clark, il modello proposto non presenta la variabile costo unitario del capitale investito poiché essa è difficile da quantificare se non ricorrendo a convenzioni di calcolo più o meno arbitrarie. Inoltre, si può ragionevolmente assumere che i prezzi dei beni strumentali siano un dato esogeno omogeneo per le diverse aziende 13/, tenendo conto che essi si formano su mercati assai vasti nei quali è trascurabile il potere contrattuale delle singole aziende.

Figurano invece in aggiunta, tra gli argomenti della funzione di costo medio proposta, il numero degli sportelli facente capo a ciascuna azienda (SPORT) e l'indice di concentrazione di Herfindahl medio per banca (HP). Il segno atteso di quest'ultima variabile è negativo poiché si è inteso cogliere con essa l'eventuale effetto sui costi medi totali di posizioni di "leadership" dell'azienda nei mercati in cui opera. La scelta delle variabili SPORT e HP si fonda sulla considerazione che l'azienda di credito non deve scegliere soltanto la quantità del suo prodotto in vista del raggiungimento della propria efficienza, ma deve occuparsi anche dell'assortimento e del modo di produzione dello stesso presso i suoi stabilimenti, sfruttando al meglio le economie di localizzazione. Ne scaturisce una impostazione di compromesso tra il "least cost" di matrice neo-classica e il "market area

approach", verso il quale stanno orientandosi le ricerche più moderne 14/. Il modello dovrebbe consentire, in altri termini, di interpretare in quale maniera la plurilocalizzazione produttiva delle aziende di credito consenta ai loro managers di combinare le economie di scala a livello di stabilimento e di azienda, tenendo conto della posizione strategica di mercato di cui complessivamente si avvalgono.

2.3 I risultati ottenuti

Lo scopo assegnato a questa parte del lavoro è quello di valutare la preferibilità relativa di forme funzionali nelle quali i costi medi totali e il prodotto compaiano in forma lineare, logaritmica o in una trasformazione intermedia tra questi due estremi.

Nell'applicare la procedura BOX-COX alla relazione (5), i coefficienti l_0 e l_1 sono stati fatti variare in modo indipendente in campi di valori (non predeterminati) compresi tra $0 \leq l_0 \leq +0,4$ e tra $-0,1 \leq l_1 \leq 1$. Per ciascuna coppia di valori, è stata calcolata la funzione di verosimiglianza:

$$(6) \quad L(\theta) = \frac{1}{2\pi T/2\sigma T} \exp \frac{- \sum_{i=1}^T [CMT^{(h)} - B_0 - B_1 Q_2^{(h)} - B_2 SPORT^{(h)} - B_3 W^{(h)} - B_4 HP^{(h)} - B_5 R^{(h)}]^2}{2\sigma^2} J$$

dove θ è il vettore $(B_0, B_1, B_2, B_3, B_4, B_5, \sigma^2, l_0, l_1)$ e J è lo jacobiano delle trasformazioni operate 15/.

Dai prospetti 3 e 4, si possono rilevare i risultati ottenuti dalla procedura considerando le

STIMA DELLA FUNZIONE DI COSTO MEDIO CON PROCEDURA BOX-COX.

PARAMETRI DELLA FUNZIONE DI MASSIMO: LO=1=0.3

NEL PUNTO DI MASSIMO: LO=1=0.3

DEFINIZIONE DI PRODOTTO UTILIZZATA:

Q1=INTERESSI ATTIVI STIMATI CON RIDGE REGRESSION

ESCLUSI RICAVI DA SERVIZI

PROSPETTO 3

DEP VARIABLE: CMIT

ANALYSIS OF VARIANCE

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PROB>F
MODEL	5	2.59244026	0.51848805	82.256	0.0001
ERROR	353	2.22507977	0.006303342		
C TOTAL	358	4.81752003			
ROOT MSE 0.07949359 R-SQUARE 0.5381					
DEP MEAN -0.125078 ADJ K-SQ 0.5316					
C.V. -63.4755					

PARAMETER ESTIMATES

VARIABLE	DF	PARAMETER ESTIMATE	STANDARD ERROR	T FOR HO: PARAMETER=0	PROB > T
INTERCEP	1	1.60387205	0.12504402	12.826	0.0001
Q1T	1	-0.002254054	0.000281310	-8.013	0.0001
ST	1	0.03371952	0.004171630	8.083	0.0001
RT	1	1.25928024	0.06848715	18.387	0.0001
WT	1	0.03712098	0.009042349	4.105	0.0001
HT	1	-0.04402370	0.01187277	-3.708	0.0002

COLLINEARITY DIAGNOSTICS

NUMBER	EIGENVALUE	CONDITION NUMBER	VAR PROP INTERCEP	VAR PROP Q1T	VAR PROP ST	VAR PROP RT	VAR PROP WT	VAR PROP HT
1	5.474662	1.000000	0.0000	0.0005	0.0008	0.0000	0.0001	0.0025
2	0.439409	3.529753	0.0002	0.0087	0.0324	0.0002	0.0006	0.0181
3	0.070679	8.800999	0.0015	0.0022	0.0001	0.0020	0.0048	0.0491
4	0.011422	21.892829	0.0000	0.9706	0.9192	0.0000	0.0024	0.1220
5	0.0031500	41.688914	0.0255	0.0072	0.0227	0.1282	0.6637	0.0074
6	0.0006773	89.906011	0.9728	0.0106	0.0248	0.8694	0.1284	0.0009

DURBIN-WALSON D 1.952
 (FOR NUMBER OF OBS.) 359
 1ST ORDER AUTOCORRELATION 0.003

STIMA DELLA FUNZIONE DI COSTO MEDIO CON PROCEDURA BOX-COX.
 PARAMETRI DELLA FUNZIONE DI VEROSIMIGLIANZA
 NEL PUNTO DI MASSIMO: LI=0.4 E LO=0.3
 DEFINIZIONE DI PRODOTTO UTILIZZATA:
 QZ=INTERESSI ATTIVI STIMATI CON RIDGE REGRESSION
 COMPRESI RICAVI DA SERVIZI

DEP VARIABLE: CAZT

ANALYSIS OF VARIANCE

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PROB>F
MODEL	5	2.65382316	0.53076463	96.199	0.0001
ERROR	353	1.94763574	0.005517382		
C TOTAL	358	4.60145890			
ROOT MSE		0.07427908	R-SQUARE	0.5767	
DEP MEAN		-0.163049	ADJ K-SQ	0.5707	
L.V.		-45.5564			

PARAMETER ESTIMATES

VARIABLE	DF	PARAMETER ESTIMATE	STANDARD ERROR	T FOR H0: PARAMETER=0	PROB > T
INTERCEP	1	1.66574598	0.11684586	14.256	0.0001
QZ1	1	-0.002354397	0.000256766	-9.169	0.0001
ST	1	0.03470823	0.003877459	8.921	0.0001
RT	1	1.27633333	0.06405094	19.927	0.0001
WT	1	0.02883669	0.008456523	3.410	0.0007
HI	1	-0.03961916	0.01111436	-3.565	0.0004

COLLINEARITY DIAGNOSTICS

NUMBER	EIGENVALUE	CONDITION NUMBER	VAR PROD INTERCEP	VAR PROD QZT	VAR PROD ST	VAR PROD RT	VAR PROD WT	VAR PROD HI
1	5.473471	1.000000	0.0000	0.0006	0.0000	0.0000	0.0000	0.0025
2	0.440392	3.525428	0.0002	0.0089	0.0326	0.0002	0.0006	0.0180
3	0.070729	8.796969	0.0015	0.0024	0.0002	0.0020	0.0040	0.8470
4	0.011577	21.743749	0.0000	0.9734	0.9235	0.0000	0.0021	0.1247
5	0.0031524	41.668959	0.0256	0.0062	0.0211	0.1279	0.8648	0.0071
6	0.0006786	89.807583	0.9727	0.0085	0.0218	0.8697	0.1276	0.0007

DUURBIN-WATSON D
 (FOR NUMBER OF OBS.) 359
 1ST ORDER AUTOCORRELATION 0.094

variabili costruite senza il concorso dell'attività svolta dalle banche con "non residenti", includendo o meno i servizi nella definizione di prodotto bancario.

Si noterà la considerevole stabilità dei parametri stimati, sempre significativi e con segni conformi alle attese. Anche le stime di l_0 e l_1 , che rappresentano le "non linearità" della forma funzionale, appaiono solo marginalmente risentire dell'inclusione dei ricavi da servizi nella definizione del prodotto.

Nell'ambito degli intervalli considerati, la funzione (6) raggiunge il massimo in corrispondenza dei valori: $l_0 = 0,3$ e $l_1 = 0,4$ se si assume come prodotto l'indice Q_2^0 (che include i servizi) e $l_0 = l_1 = 0,3$ se si assume come prodotto l'indice Q_1^0 (che esclude i servizi).

I risultati ottenuti non sono "corner solutions", bensì massimi assoluti della funzione di verosimiglianza.

Il test Durbin-Watson, assunto come test di forma funzionale, sembra escludere l'esistenza di autocorrelazione seriale tra i residui disposti secondo l'ordine crescente della variabile prodotto. Ciò che varia da una regressione all'altra è la porzione di variabilità spiegata (R^2) e l'errore standard di stima.

I due parametri in questione portano a concludere che la regressione più soddisfacente è quella che considera quale definizione del prodotto l'indice ponderato delle voci dell'attivo più i ricavi per i servizi.

Nel prospetto 5 sono riportati i valori assunti dalla funzione di verosimiglianza per ogni

PROSPETTO 5

VALORI DELLA FUNZIONE DI VEROSIMIGLIANZA
ASSUMENDO Q2 COME INDICE DEL PRODOTTO

	L0				
	0	0.1	0.2	0.3	0.4
L1					
-0.1	-92.08	-88.12	-86.05	-87.02	-91.49
0	-90.99	-86.91	-84.66	-85.26	-89.51
0.1	-90.26	-86.08	-83.66	-84.12	-87.97
0.2	-89.85	-85.60	-83.05	-83.29	-86.85
0.3	-89.75	-85.44	-82.77	-82.82	-86.10
0.4	-89.92	-85.57	-82.81	-82.68	-85.71
0.5	-90.34	-85.96	-83.14	-82.85	-85.65
0.6	-90.99	-86.63	-83.73	-83.31	-85.89
0.7	-91.86	-87.51	-84.57	-84.03	-86.41
0.8	-92.93	-88.61	-85.65	-85.00	-87.20
0.9	-94.19	-89.91	-86.93	-86.20	-88.22
1	-95.62	-91.39	-88.42	-87.61	-89.48

coppia di valori l_0 e l_1 considerata, con riferimento alla definizione di prodotto Q_2 .

Il test basato sul rapporto di massima verosimiglianza consente di accettare l'ipotesi di diversità da zero e da 1 di l_1 e l_0 ad un livello di probabilità dell'1 per cento. Si può concludere, dunque, che la forma funzionale più adeguata per rappresentare i costi medi aziendali **si discosta significativamente, tra l'altro, da quella doppiologaritmica** ($l_0 = l_1 = 0$); ciò porta a ritenere che, nel caso italiano - al contrario di quanto sperimentato da Clark per le banche statunitensi - la funzione C-D non costituisce la migliore rappresentazione del processo produttivo bancario.

L'intero procedimento descritto in questo paragrafo è stato ripetuto assumendo come prodotto la stima diretta basata sui tassi medi (Q2S, cfr. Appendice 2), con risultati equivalenti: la funzione stimata si discosta in modo significativo da quella doppiologaritmica.

2.4 Un'ulteriore verifica

Per verificare l'attendibilità dei risultati ottenuti, si è tenuto conto della riserva avanzata da J.J. Spitzer 16/ sul metodo BOX-COX.

La **critica** di questo Autore si basa sulla constatazione che la varianza dei coefficienti di stima ottenuti con il metodo M.Q.O. condizionato alla trasformazione viene generalmente sottostimata, e

perciò la verifica delle ipotesi basata sui valori della T di Student risulta inficiata nella sua validità 17/.

In particolare, essendo la statistica T costruita come rapporto tra il coefficiente stimato e lo scostamento quadratico medio dello stesso, risulterebbero sovrastimati i suoi valori, ciò comportando l'accettazione più frequente dell'ipotesi contraria a quella di nullità con errore di prima specie.

Nel citato lavoro, Spitzer chiarisce che: "deteriorating performance of the parameter estimates was due to the coefficient of variation (CV) of y (nel nostro caso, CMT), which declined as lambda (l_1) increased". Pertanto, si perderebbe la caratteristica del rapporto T di essere invariante rispetto all'unità di misura. Lo stesso autore dimostra, tuttavia, che la caratteristica di invarianza del test T si recupera se i coefficienti stimati sono interpretabili come elasticità. Ciò si ottiene ricorrendo ad una semplice trasformazione delle variabili, consistente nella divisione di ciascuna di esse per la rispettiva media geometrica 18/.

L'effettuazione di quest'ultima verifica per la relazione (5), nella quale tutte le variabili sono state divise per le rispettive medie aritmetiche (stime della media geometrica), porta a concludere che l'eventuale distorsione introdotta dalla trasformazione BOX-COX, se pure esiste, può essere considerata trascurabile poiché il test sui coefficienti di regressione risulta ancora significativo.

2.5 Conclusioni

La stima diretta dei costi medi aziendali così ottenuta consente di svolgere, senza operare trasformazioni di variabili come nel modello di Clark, alcune considerazioni sulle caratteristiche della curva ottenuta.

Piuttosto che ricorrere all'analisi grafica per descrivere il tipico andamento declinante della funzione al crescere del prodotto, si è ritenuto di considerare l'espressione analitica delle elasticità parziali dei costi medi rispetto a Q_2 e SPORT.

Le due elasticità corrispondono a:

$${}_{Q_2} E_{cmi} = \frac{B_1 Q_2^b}{1 + I_1 CMT^h}$$

e a:

$${}_{SPORT} E_{cmi} = \frac{B_2 SPORT^b}{1 + I_1 CMT^h}$$

La **prima espressione** pone in evidenza che l'elasticità dei costi medi rispetto al prodotto è una quantità negativa crescente in valore assoluto (economie di scala crescenti). Il risultato si discosta da quello ottenibile dalla funzione di costo medio derivata dalla C-D in quanto in quest'ultimo caso l'elasticità è una quantità costante (negativa in caso di economie di scala).

La conclusione non è priva di implicazioni per la valutazione delle economie di scala ai diversi livelli produttivi, poiché nel caso di funzione C-D si tende a sottostimare i risultati ottenuti dalle aziende di credito di maggiori dimensioni. Questo risultato è in linea con lo studio di Clark. Tuttavia, una corretta interpretazione del fenomeno non può prescindere dalla considerazione dell'effetto sui costi medi della crescita del numero degli sportelli che solitamente accompagna l'aumento del prodotto. Tale effetto è messo in evidenza dalla **seconda espressione** sopra riportata (elasticità positiva crescente).

La considerazione congiunta delle due elasticità parziali pone in evidenza l'**effetto netto** sui costi medi di incrementi di produzione bancaria realizzati attraverso una crescita proporzionale del numero di dipendenze.

Se si ordinano le banche considerate per gruppi omogenei in termini di numero di sportelli e, al loro interno, per valori crescenti di prodotto (Tav. B), si riscontra che **in ogni gruppo** esiste un ammontare di prodotto al di sopra del quale l'**effetto netto** sui costi medi di un incremento equiproportionale del prodotto e degli sportelli è negativo. In altri termini, per qualsiasi numero di sportelli, il livello di prodotto

per stabilimento presenta una soglia 19/ al di sopra della quale sono conseguibili vantaggi in termini di costo medio.

Queste osservazioni sono assai rilevanti per la politica delle strutture creditizie. Esse infatti, rafforzando e qualificando risultati già acquisiti in analisi precedenti, offrono un fondamento ancora più solido a orientamenti ripetutamente espressi dalla Banca d'Italia.

Le aziende di maggiore dimensione possono conseguire con un'espansione di prodotto vantaggi di costo proporzionalmente più rilevanti: ciò in virtù dell'osservata elasticità negativa e crescente.

In caso di concentrazioni aziendali, i risultati ottenuti consentono di affermare che aumenti dell'efficienza tecnico-operativa possono essere conseguiti, a prodotto invariato, solo procedendo contemporaneamente a una razionalizzazione della rete territoriale. L'azienda risultante si troverà però in una posizione più vantaggiosa di quelle originarie in vista di successivi aumenti di prodotto.

Le affermazioni appena fatte non contrastano con le considerazioni di coloro i quali sostengono che non esiste un'unica scala operativa compatibile con gli equilibri di gestione aziendali 20/. Si conferma tuttavia che la struttura territoriale in termini di numero di dipendenze non deve essere ridondante rispetto alle dimensioni di prodotto raggiunte.

Inoltre, ponendosi al di fuori della teoria tradizionale dei costi, la quale assume che la produzione bancaria avviene in un mercato omogeneo di

fattori e di prodotti, lontano dalla realtà, l'ottima combinazione prodotto-sportelli deve tener conto anche delle condizioni strutturali di offerta.

Con la relazione stimata si è tentato di superare, perciò, i limiti del modello neo-classico considerando la dimensione spaziale della produzione bancaria: il numero degli sportelli introduce l'articolazione territoriale come fatto organizzativo e la variabile HP è un modo per tener conto dell'influenza della struttura dei mercati sui costi medi aziendali. Nella seconda parte del lavoro, si tenta di dare una spiegazione più esauriente del complesso meccanismo "struttura-condotta-performance" delle aziende di credito.

SECONDA PARTE

1. I modelli di comportamento e l'efficienza aziendale

Molte analisi sono state compiute all'estero, e più recentemente anche in Italia, per spiegare le differenze nelle performances e nei comportamenti delle banche 21/.

Le indagini in parola si basano sull'osservazione di alcuni indici di bilancio in grado di evidenziare i profili di efficienza delle diverse aziende di credito. Il passo successivo consiste nel porre in relazione l'andamento dei suddetti indicatori con quello della domanda e/o con la configurazione del mercato secondo il paradigma "struttura-condotta-performance" 22/.

Le tecniche utilizzate per condurre le suddette indagini vanno dalla semplice analisi delle serie storiche alla regressione multipla. In quest'ultimo contesto, nel quale rientra il modello di seguito proposto, le misure di performance utilizzate nelle equazioni di regressione riguardano i prezzi ai quali vengono offerti i servizi bancari 23/, oppure la redditività delle banche, mentre tra le variabili esplicative vengono assunte il numero delle aziende presenti nei mercati considerati o, alternativamente, un indicatore di concentrazione dell'offerta, i costi, le dimensioni e alcune proxies della domanda di servizi bancari.

Sembra esservi un generale consenso sull'influenza che esercita la congiuntura economica e monetaria sulle performances aziendali 24/, mentre la struttura di mercato non sempre viene considerata una variabile rilevante nella spiegazione dei differenziali di efficienza.

Osserva in proposito G. Forestieri che il "collegamento struttura-condotta-performance va definito e analizzato con molta maggiore profondità di quanto non presupponga il modello SCP ... In realtà, bisogna tener conto del fatto che le condizioni della struttura si trasformano in performances conseguenti attraverso l'azione dei comportamenti aziendali" 25/.

Per interpretare le strategie aziendali C. Conigliani 26/, utilizzando il concetto di x-inefficiency di Leibenstein, verifica a quali condizioni un aumento della concentrazione dei mercati si traduca in un incremento del livello dei costi unitari per i diversi operatori bancari italiani.

R. Malavasi 27/ propone, invece, una interpretazione dei comportamenti delle banche italiane fondata sulla "expenses preference theory" di Williamson, il cui schema logico è riconducibile in buona sostanza a quello di Leibenstein.

Negli studi citati, pur riconoscendosi la varietà dei concetti di efficienza non circoscrivibili a un singolo aspetto produttivo o allocativo, si trattano in modo isolato le variabili rappresentative delle performances aziendali.

Rimuovere questa limitazione sembra importante per avere una visione complessiva del

fenomeno nella quale trovino spiegazione congiunta e simultanea i diversi parametri di performance solitamente considerati.

La specificazione di un modello econometrico che analizzi i diversi profili di efficienza in un quadro di analisi riconducibile allo schema "SCP" è il problema di cui ci occuperemo nel prossimo paragrafo.

2. Configurazione e verifica di uno schema delle relazioni tra struttura di mercato e performance delle aziende di credito italiane

Un'indagine tesa a studiare i comportamenti delle banche presuppone il ricorso a un modello econometrico che rappresenti in modo semplificato le interazioni tra situazioni esterne e ambiente interno nel quale si realizza la produzione bancaria (cfr. Tav. C).

La prima relazione del modello proposto coglie l'essenza di tali collegamenti: essa trae origine, con gli adattamenti che diremo, dalla funzione dei costi medi aziendali proposta nella prima parte del lavoro, assunta questa volta nella semplificata forma semilogaritmica, che conserva la caratteristica dell'elasticità crescente in valore assoluto rispetto al prodotto.

Le altre modifiche introdotte si fondano sull'osservazione che la stima dei costi medi aziendali complessivi (di raccolta e operativi) effettuata con la relazione (5), mentre assolve al compito di individuare

un parametro di efficienza generale in base al quale effettuare confronti tra banche 28/, è di minore aiuto per interpretare gli obiettivi delle aziende di credito a livello di costi.

Infatti, la natura composita della variabile dipendente CMT rende problematica l'individuazione dei meccanismi di formazione dei diversi tipi di spese di gestione, palesando l'inadeguatezza della funzione (5) ad interpretare il comportamento aziendale sia dal lato dei costi operativi che di provvista, le cui misure relative, peraltro, possono essere interpretate come indicatori di efficienza 29/.

Pertanto, si è eliminata dall'equazione (5) la variabile esplicativa R (costo medio della raccolta) riducendo l'espressione dei costi medi aziendali alle sole spese operative.

Inoltre si è fatto ricorso ad un indicatore della posizione strategica di mercato HSTRDE delle banche, alternativo al tradizionale indice di Herfindahl ponderato (HP), in grado di fornire informazioni anche sulla rilevanza economica delle piazze su cui insistono gli sportelli delle aziende considerate.

Il nuovo indice è formulato nel seguente modo:

$$HSTRDE = \sum_{i=1}^I \frac{H_i DEP_i}{TDEP_i} \times \frac{TDEP_i}{TDEP}$$

in cui:

H_i	= indice di Herfindahl nel mercato i.mo dei depositi;
DEP_{ji}	= depositi dell'azienda j.ma nel mercato i.mo;
$TDEP_j$	= totale depositi dell'azienda j.ma;
$TDEP_i$	= totale depositi del mercato i.mo;
$TDEP$	= totale depositi nazionale.

La decisione di ponderare l'indice H anche con il peso dell'area in termini di depositi rispetto al totale nazionale, risponde all'esigenza di distinguere tra analoghi livelli di concentrazione realizzati su mercati di differenti dimensioni: a parità di H, infatti, la posizione strategica è più favorevole per le banche che operano su mercati più ampi.

Si precisa che uno degli effetti della ponderazione è quello di abbassare il valore assoluto dell'indice, che in media è $HSTRDE = 0,008$; tuttavia, la variabilità dell'indicatore è considerevole in termini relativi (coefficiente di variazione $CV = 135,19$) e tale da renderlo significativo come regressore nella (7 bis).

A livello aziendale, si osservano valori relativamente elevati dell'indice tradizionale HP per le banche di dimensioni più contenute mentre i livelli più alti di HSTRDE si riscontrano per le aziende più grandi, maggiormente presenti nelle aree di peso più rilevante.

Considerando i differenti modi di misurazione della struttura di mercato, l'equazione di stima dei costi medi operativi valida per il modello è la

seguinte:

$$(7) \quad CMO = B_0 + B_1 \log Q_2 + B_2 \log SPORT + B_3 \log W + B_4 \log HP$$

o, alternativamente,

$$(7bis) \quad CMO = B_0 + B_1 \log Q_2 + B_2 \log SPORT + B_3 \log W + B_4 \log HSTRDE$$

Benché importanti per interpretare le determinanti del grado di efficienza tecnico-operativa delle aziende di credito, le relazioni (7) o (7bis) non forniscono una evidenza del modo in cui le fonti di efficienza o inefficienza dal lato dei costi operativi si trasmettono all'utenza attraverso il sistema dei tassi, ovvero si esauriscono all'interno delle banche stesse influenzando la loro redditività.

L'esperienza storica prova che, a livello di sistema, in occasione di fiammate inflazionistiche, l'aumento dei costi operativi tende a scaricarsi sui margini di interesse; tuttavia, i processi di aggiustamento dipendono da numerosi fattori, quali l'elasticità della domanda di credito connessa alla struttura dei mercati, l'esistenza di differenze di comportamento da parte delle varie banche, l'agire di vincoli quantitativi alla crescita degli impieghi.

Si propone di esaminare questo aspetto delle

strategie aziendali la **seconda equazione del modello**, che spiega il rendimento medio ponderato degli impieghi aziendali (IC) con il livello dei **costi medi operativi**, tenendo anche conto:

- dell'**atteggiamento verso il rischio** delle aziende, osservato attraverso la variabile SOFFER (rapporto sofferenze/impieghi) 30/;
- delle **condizioni di concorrenza** mediamente riscontrate nei mercati in cui le stesse operano (HP);
- dei **ricavi sui servizi** il cui aumento, possibile frutto anche di una politica di maggiore trasparenza nell'offerta degli stessi, dovrebbe teoricamente consentire una riduzione del rendimento medio degli impieghi a parità di altre condizioni 31/.

La terza equazione considera un concetto di efficienza diverso dai precedenti, fondato sul divario tra rendimento medio degli impieghi e costo medio della raccolta.

Un concetto, quindi, che si riferisce al costo che l'economia sostiene per l'intermediazione creditizia realizzata dalle banche che si trovano nelle situazioni operative descritte dalle equazioni (7) e (8). In aggiunta alle variabili endogene derivanti da queste ultime relazioni, la terza equazione affida la sua capacità esplicativa alla variabile VARIMAD (varianza del rapporto impieghi/addetti riscontrato presso i diversi sportelli di ciascuna azienda), espressiva della capacità delle banche di realizzare politiche di "optimal unbalanced specialization" 32/.

Infatti, il rapporto impieghi/addetti a

livello di sportello è interpretabile come propensione più o meno marcata della dipendenza ad effettuare impieghi a parità di prodotto complessivo della stessa; quindi, una elevata variabilità di tale rapporto tra i diversi sportelli è sintomo della specializzazione produttiva perseguita a livello territoriale da ciascuna azienda.

L'equazione di chiusura del modello propone una spiegazione della **redditività operativa** (rapporto fra utile operativo e stima del prodotto), altra nozione di efficienza aziendale, sulla base delle variabili endogene in precedenza definite tenendo anche conto del rendimento medio da investimento in titoli (RTIT) 33/ e del grado di patrimonializzazione relativo al livello di produzione (PATRQ2) 34/.

Da un punto di vista formale, il modello assume una configurazione ricorsiva. Come è noto, i modelli della specie offrono la maggiore garanzia di interpretare le situazioni descritte dalle equazioni come una catena causale. Peraltro, la correttezza delle stime è legata alla condizione che i residui della singola equazione non siano correlati con i residui delle altre o con i regressori 35/.

La proprietà in discorso è quanto mai apprezzabile in questo caso in cui, essendo controversi i modelli di comportamento delle banche suggeriti dalla teoria economica, è necessaria la massima cautela nello stabilire i nessi di causalità fra variabili.

A ciò aggiungasi che il modello ricorsivo presenta il vantaggio di consentire una stima semplificata di ciascuna equazione separatamente dalle altre 36/.

2.1 Interpretazione economica

Per quanto riguarda la logica economica sottesa alla struttura formale proposta, il meccanismo centrale è rappresentato dalla funzione dei costi medi operativi: le sue variazioni si riflettono sulle variazioni del rendimento medio degli impieghi (attraverso aumenti dei prezzi e/o incrementi delle quantità con assunzione di maggiori rischi), che a sua volta ha effetti sullo "spread" tra quest'ultima variabile endogena e la remunerazione media dei depositi; lo "spread" è condizionato, altresì, dalla politica di specializzazione produttiva praticata a livello territoriale dalle aziende le quali, sfruttando le caratteristiche oligopolistiche dei mercati bancari, realizzano dinamiche asimmetriche nei tassi attivi e passivi.

Lo "spread", unitamente alle altre variabili endogene descritte, influisce sulla redditività operativa a parità di livello di patrimonializzazione e di rendimento del comparto titoli (equazione di chiusura).

Le spiegazioni avanzate, come era negli intenti, hanno la caratteristica di unire gli schemi tipici del paradigma SCP con meccanismi endogeni di comportamento delle aziende di credito. Il modello consente, inoltre, di individuare i momenti chiave dei possibili interventi dell'Organo di Vigilanza.

Infatti l'equazione (7), che tratta della misurazione delle economie di scala e dell'influenza che su di esse può esercitare la politica degli sportelli e la struttura del mercato, costituisce la tradizionale

base teorica degli interventi di **vigilanza strutturale 37/**, più ampiamente illustrata nella prima parte.

Nella **equazione (8)**, variabili tipicamente rilevanti per la cosiddetta **vigilanza prudenziale** (costi operativi, rischiosità degli impieghi e ricavi da servizi) combinano i rispettivi effetti sui rendimenti degli impieghi e, pertanto, sui tassi attivi praticati, tipico oggetto di attenzione della **banca centrale**.

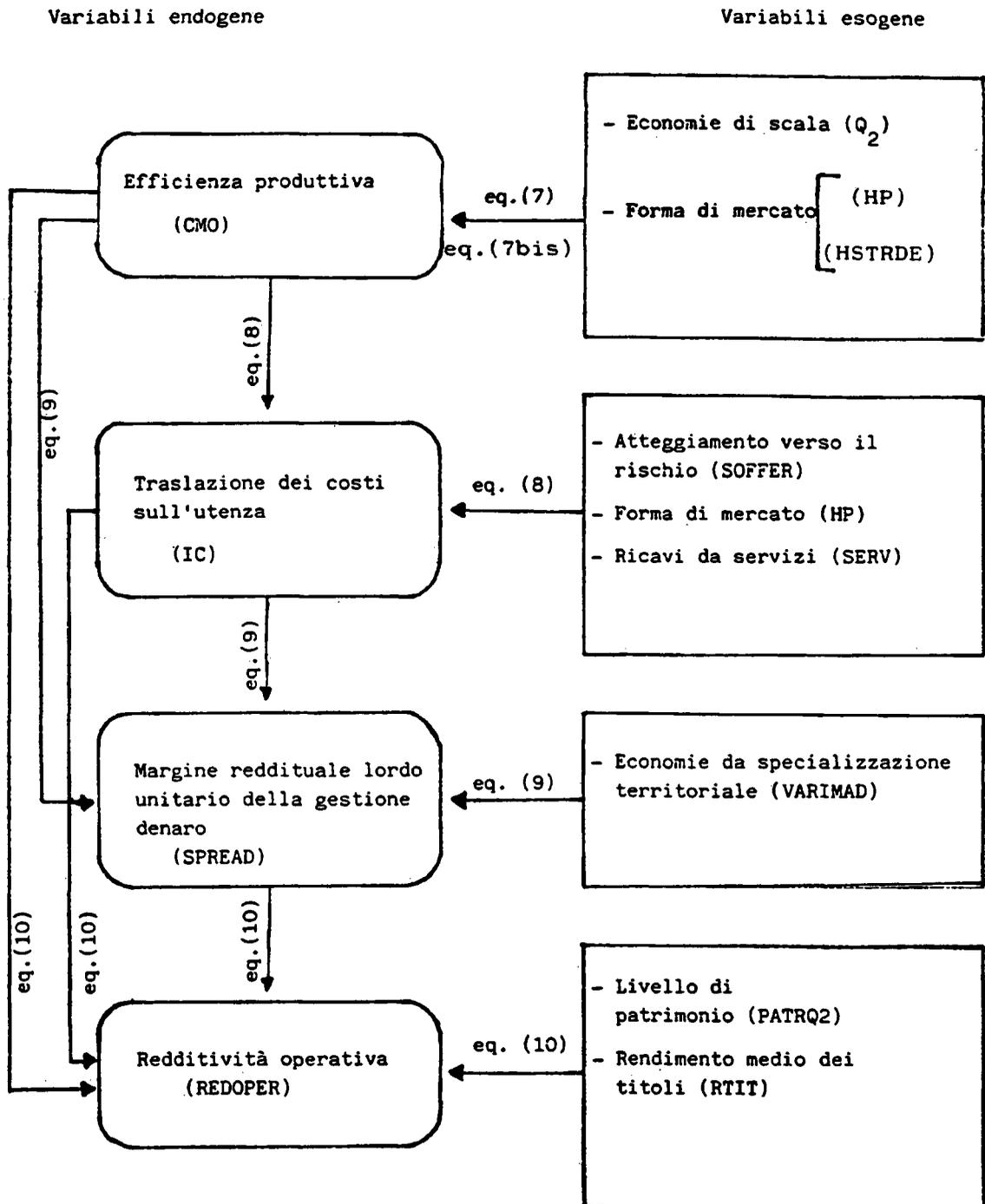
Si discute sovente del ritardo con il quale le banche adatterebbero le condizioni praticate ai segnali delle autorità monetarie e alla situazione dell'economia **38/**. L'equazione (8) chiarisce a quali vincoli soggiacciono le scelte delle aziende nella politica dei rendimenti dell'attivo e dei tassi praticati.

L'**equazione (9)** offre altri elementi per la condotta della vigilanza strutturale poiché affronta il delicato tema del rapporto tra le politiche territoriali delle aziende e i loro riflessi sul costo dell'intermediazione sostenuto dall'economia.

L'**equazione (10)** riconduce l'attenzione sui problemi di vigilanza prudenziale e sottolinea, in particolare, il ruolo positivo svolto nella determinazione dei risultati di esercizio dal grado di patrimonializzazione e dall'intermediazione in titoli, attività che ha trovato un notevole sviluppo per effetto dei mutamenti delle preferenze della clientela in materia finanziaria.

La fig. 3 aiuta a comprendere che le varie forme di efficienza non sono sempre compatibili tra loro poiché in alcuni casi esse risultano influenzate in

FLUSSI DI CAUSALITA' INTERPRETATI DAL MODELLO



maniera contrastante dalle medesime variabili di controllo; ad esempio, la concentrazione dell'offerta si traduce in una diminuzione dei costi unitari, stando all'equazione (7), ma favorisce altresì l'incremento dei rendimenti unitari degli impieghi e, quindi, dello "SPREAD" (equazioni 8 e 9).

Va inoltre rilevato che potrebbero sussistere tra le variabili considerate relazioni di controllo a retroazione che, pur non venendo evidenziate nel modello, sarebbero in grado di influenzare gli obiettivi delle aziende nel susseguirsi dei cicli produttivi.

Il sistema descritto va pertanto letto come parte di un meccanismo più complesso, la cui completa descrizione richiederebbe di rendere endogene numerose altre variabili. Ciò va oltre gli scopi dell'analisi qui proposta, ma le osservazioni formulate contribuiscono a evidenziare la complessità dell'intervento dell'Organo di Vigilanza il cui compito non può identificarsi nel dirigere il mercato e i suoi operatori verso un'unica soluzione, compatibile con gli equilibri generali. La numerosità dei legami tra variabili endogene ed esogene del modello e i possibili "feed-backs" che tra le stesse possono instaurarsi, consigliano invece di favorire gli equilibri che le capacità degli esponenti aziendali sono in grado di perseguire, limitando l'intervento della Vigilanza alla verifica della compatibilità delle singole soluzioni con gli obiettivi di carattere generale che non sono propri del singolo operatore (stabilità del sistema, livello soddisfacente di concorrenza, adeguatezza dell'offerta del servizio in relazione alle esigenze dei mercati).

3. I risultati delle stime

Allo scopo di non far dipendere il modello da osservazioni concernenti aziende in qualche modo "anomale" e che, pertanto, potevano presentare comportamenti non conformi alla gestione ordinaria, dal campione considerato nella prima parte del lavoro sono state eliminate n. 11 banche incorporate da altre aziende nei mesi successivi alla data di riferimento.

La stima del modello eseguita sulle rimanenti n. 348 osservazioni complessivamente considerate e per raggruppamenti di esse viene proposta nei prospetti 6, 7, 8, 9 e 10.

Il modello applicato all'intero insieme delle banche considerate fornisce risultati apprezzabili dal punto di vista econometrico (cfr. prospetto 6). Le equazioni più significative in termini di variabilità spiegata risultano la (7) o la (7bis), la (9) e la (10). I segni attesi sono conformi alle aspettative in tutti i casi tranne che per la variabile IC nell'equazione di chiusura (10), che ha segno negativo. Se si esclude che l'effetto sia determinato dalla collinearità tra regressori essendo stata stimata l'equazione (10) senza l'intercetta, risultata non significativa, il segno negativo di IC si presta ad essere interpretato, sulla base dell'equazione (8), come influenza netta sulla redditività di una politica dei tassi attivi elevati riconducibile all'assunzione di rischi eccessivi (sofferenze).

Il cambiamento di segno delle due diverse variabili rappresentative delle condizioni strategiche di mercato (HP e HSTRDE), nelle rispettive equazioni

Prospetto 6

MODELLO INTERPRETATIVO DELLA EFFICIENZA AZIENDALE applicato alle 348 aziende di credito complessivamente considerate

Equazioni	Intercezione	Variabili endogene					Variabili esogene										R ²	D.V.	
		CMO	IC	SPREAD	REDOPER	LO2	USPORT	LW	LHP	LHSTRDI	SOFFER	HP	SERV	VARIMAD	PATRO2	NTIT			
7	0,19 (2,74)	*				-0,047 (10,4)	0,050 (9,76)	0,099 (5,99)	-0,022 (5,03)									0,31	1,6
7 bis	0,36 (4,83)	*				-0,060 (12,20)	0,057 (11,24)	0,104 (6,80)	0,022 (7,53)									0,36	1,6
8	0,16 (21,35)	0,14 (4,25)	*							0,319 (3,33)	0,06 (4,95)	-0,02 (4,88)						0,20	1,4
9	-0,10 (23,58)	0,047 (4,27)	0,69 (52,25)	*										0,013 (3,00)				0,69	1,99
10	-	-8,59 (10,40)	-12,90 (3,67)	27,77 (7,38)	*										2,60 (14,79)	17,67 (5,89)		0,91	1,96

(i valori tra parentesi si riferiscono al test T di Student)

alternative nel modello, si spiega con le descritte caratteristiche dell'indice HSTRDE il quale tende ad assumere valori più elevati per le banche che operano su mercati più ampi, caratterizzati invece da indici HP più contenuti. Per fronteggiare il tipo di concorrenza prevalente in questi ultimi segmenti territoriali, si può presumere che le banche tendano a potenziare gli investimenti in attrezzature tecniche e ad utilizzare personale maggiormente specializzato, con conseguenti aumenti dei costi medi.

Passando a considerare le regressioni sui raggruppamenti dimensionali di banche (cfr. prospetti 7 e 8) i parametri non sempre mantengono la loro significatività che, se confermata, porterebbe a concludere che il modello sia applicabile a tutte le aziende indifferentemente. Pur con le cautele d'obbligo in casi della specie, si possono trarre alcune conclusioni dai dati.

La prima è che lo schema proposto non sembra sufficiente ad interpretare i comportamenti operativi delle banche di dimensioni più rilevanti (banche e casse maggiori, grandi e medie). In particolare per queste categorie di aziende non sembrano esercitare influenza sui costi operativi né sugli "spreads" praticati alcune delle variabili legate al territorio (HSTRDE, VARIMAD) che mantengono, invece, intatto il loro potere esplicativo nella regressione sui dati delle aziende di dimensioni meno consistenti (piccole, minori e minime).

Il risultato, non certo prevedibile, porta a rivedere il luogo comune che vorrebbe le banche maggiori protagoniste di un'opera di "strumentalizzazione" del territorio allo scopo di allocare i flussi di credito secondo l'obiettivo della massima convenienza aziendale.

Prospetto 7

MODELLO INTERPRETATIVO DELLA EFFICIENZA AZIENDALE applicato alle 91 aziende di credito appartenenti ai gruppi dimensionali maggiori grandi medie

Equazioni	Intercezione	Variabili endogene										Variabili esogene							R ²	D.W.
		CMO	IC	SPREAD	REDOPER	LQ2	LSPORT	LW	LHP	LHSTROF	SOFFER	HP	SERV	VARIMAD	PATRO2	RTIT				
7	0,10 (0,45)	*				-0,059 (4,98)	0,07 (5,88)	0,13 (5,40)	-0,029 (3,06)									0,41	1,9	
7 bis	0,09 (0,54)	*				-0,053 (3,62)	0,07 (4,65)	0,14 (5,17)		0,008 (1,09)								0,35	1,9	
8	0,16 (14,32)	0,109 (2,28)	*															0,14	1,9	
9	-0,07 (7,47)	0,022 (11,09)	0,77 (16,05)	*														0,78	2,1	
10	-	-9,69 (5,84)	-3,05 (0,36)	25,00 (2,71)	*											0,028 (0,86)	1,66 (5,87)	0,92	1,6	

Prospetto 8

MODELLO INTERPRETATIVO DELLA EFFICIENZA AZIENDALE applicato alle 256 aziende di credito appartenenti ai gruppi dimensionali piccole, minori e minime

Equazioni	Intercezione	Variabili endogene										Variabili esogene							R ²	D.W.
		CMO	IC	SPREAD	REDOPER	LQ2	LSPORT	LW	LHP	LHSTROF	SOFFER	HP	SERV	VARIMAD	PATRO2	RTIT				
7	0,25 (2,73)	*				-0,048 (8,94)	0,047 (6,21)	0,09 (4,43)	-0,02 (4,37)									0,31	1,6	
7 bis	0,43 (4,76)	*				-0,063 (11,09)	0,056 (9,99)	0,09 (4,83)		0,024 (7,39)								0,39	1,6	
8	0,21 (21,74)	0,16 (4,26)	*															0,28	1,7	
9	-0,11 (19,39)	0,033 (4,04)	0,899 (42,27)	*														0,69	1,9	
10	-	-9,02 (9,36)	-14,53 (3,73)	30,17 (7,08)	*											0,014 (2,77)	2,68 (13,77)	0,91	2,0	

(i valori tra parentesi si riferiscono al test T di Student)

Esse sembrano piuttosto preoccupate di sfruttare i vantaggi della maggiore scala produttiva (vantaggi che si ottengono incrementando il prodotto a parità di numero di dipendenze) ed hanno un approccio verso il rischio che porta ad escludere politiche aggressive verso la clientela marginale (segno atteso contrario alle aspettative per la variabile SOFFER nell'equazione (8)).

E' verosimile invece che le banche in parola, le quali fondano le proprie strategie su una offerta di servizi molto più complessa essendo presenti attraverso società collegate anche nel settore del parabancario, si rivolgano a segmenti di clientela diversi e finanziariamente più evoluti di quelli verso cui si indirizzano, invece, le banche minori. In questo senso, l'esclusione dall'analisi dei rapporti con i "non residenti" - da annoverare tra le attività sofisticate - potrebbe aver determinato uno scadimento del potere interpretativo del modello nei confronti delle banche di dimensione più rilevante.

Per le altre aziende il modello, sia pure con le cautele necessarie, consente di svolgere considerazioni diverse.

In una prospettiva di aumento della concorrenza determinata dai maggiori stimoli introdotti nel sistema dalle Autorità di Vigilanza 39/ e per la pressione esercitata da nuovi operatori, che propongono servizi in parte succedanei a quello bancario 40/, si complica l'attivazione dei circuiti descritti dalle equazioni (8) e (9), attraverso i quali le banche utilizzano le variabili strutturali HP e VARIMAD per scaricare sui margini di interesse le eventuali inefficienze tecnico-produttive.

L'indicazione è tanto più rilevante considerato che proprio le aziende di minori dimensioni sembrerebbero quelle che praticano strategie di segmentazione territoriale per aumentare i margini. Poiché le stesse banche incontrano maggiori difficoltà a raggiungere più elevati livelli di efficienza operativa attraverso il conseguimento di economie di scala, le possibili soluzioni per mantenere la stabilità del sistema, che si desumono dalle equazioni (7) e (10), consistono:

- nel migliorare l'efficienza operativa attraverso processi di fusione e riorganizzazione territoriale;
- nell'aumentare il livello di patrimonializzazione dei singoli operatori.

Se si assume, come sembra plausibile in prima approssimazione, che gli sportelli ubicati nel meridione del Paese servano mercati economicamente più deboli, si può ipotizzare che le banche con una articolazione territoriale concentrata al Sud dovrebbero adottare strategie di gestione differenti. Allo scopo di sottoporre a verifica l'ipotesi formulata, si è separato il campione di banche a disposizione riunendo in un gruppo a se stante quelle con rapporto "sportelli insediati al Sud/sportelli totali" superiore al 50 per cento; le altre banche sono confluite in un altro gruppo utilizzato come termine di raffronto (cfr. prospetti 9 e 10).

Il modello applicato separatamente ai gruppi in parola ha evidenziato, per le banche con articolazione territoriale concentrata nel Mezzogiorno:

- una maggiore incidenza del costo unitario del

Prospetto 9

MODELLO INTERPRETATIVO DELLA EFFICIENZA AZIENDALE applicato alle 235 aziende di credito con rete territoriale concentrata nel settentrione del Paese

Equazioni	Intercepta	Variabili endogene					Variabili esogene										R ²	D.W.	
		CMO	IC	SPREAD	REDOPER	LQ2	LSPORT	LW	LHP	LHSTRDI	SOFFER	HP	SERV	VARIMAD	PATRO2	RTIT			
7	0,10 (1,29)	*				-0,032 (5,95)	0,035 (5,86)	0,092 (5,38)	-0,020 (4,15)									0,25	1,7
7 bis	0,26 (3,08)	*				-0,046 (7,60)	0,045 (7,27)	0,097 (5,89)		0,020 (6,13)								0,31	1,7
8	0,19 (22,04)	0,097 (2,70)	*									0,033 (0,306)	0,035 (2,68)	-0,001 (3,66)				0,10	1,6
9	-0,11 (16,89)	0,06 (4,04)	0,918 (33,75)	*											0,015 (3,34)			0,84	2,0
10	-	-5,73 (5,94)	-4,47 (0,99)	16,76 (3,96)	*										2,31 (11,31)	10,32 (2,74)		0,90	2,0

Prospetto 10

MODELLO INTERPRETATIVO DELLA EFFICIENZA AZIENDALE applicato alle 112 aziende di credito con rete territoriale concentrata nel meridione del Paese

Equazioni	Intercepta	Variabili endogene					Variabili esogene										R ²	D.W.	
		CMO	IC	SPREAD	REDOPER	LQ2	LSPORT	LW	LHP	LHSTRDI	SOFFER	HP	SERV	VARIMAD	PATRO2	RTIT			
7	0,19 (1,24)	*				-0,06 (6,61)	0,064 (6,29)	0,17 (4,40)	-0,005 (0,49)									0,45	1,9
7 bis	0,27 (1,73)	*				-0,06 (9,02)	0,079 (7,66)	0,168 (4,45)		0,016 (2,21)								0,47	1,9
8	0,21 (15,09)	0,174 (3,48)	*									0,143 (1,04)	0,063 (3,03)	-0,004 (3,06)				0,22	1,6
9	-0,09 (9,66)	0,037 (2,18)	0,65 (25,02)	*											0,005 (0,11)			0,67	1,8
10	-	-11,66 (11,00)	-25,55 (5,37)	46,64 (6,54)	*										3,37 (10,54)	22,55 (5,29)		0,95	2,0

(i valori tra parentesi si riferiscono al test T di Student)

personale e una minore rilevanza della componente territoriale sui costi medi operativi (LHP);

- un saggio medio di rendimento delle attività fruttifere (IC) che sembra dipendere, contrariamente a quanto avviene nel "peer group" settentrionale, dalla rischiosità degli impieghi; la variabile in parola sembra inoltre risentire in modo più contenuto delle condizioni strutturali dei mercati serviti, i quali non favoriscono le politiche di specializzazione produttiva (coefficiente non significativo della variabile VARIMAD).

A conferma dell'ipotesi formulata, per ambedue i gruppi considerati la redditività operativa risente delle varie componenti, endogene ed esogene al modello, nelle quali risulta scindibile anche se le condizioni strutturali di produzione appaiono diverse.

Il confronto sull'equazione di chiusura evidenzia che il valore assoluto di tutti i coefficienti della retta di regressione è più elevato per le banche "meridionali"; il che porta a ritenere che la loro redditività operativa risente in maniera più pronunciata di variazioni nelle singole componenti, sintomo di una maggiore precarietà dell'equilibrio di gestione.

Le divergenze strutturali di produzione - che, stando all'evidenza delle altre equazioni del modello sono, a loro volta, riconducibili alla difficoltà di utilizzare in modo diversificato l'articolazione territoriale - vanno attentamente valutate nell'ottica degli interventi di Vigilanza. La politica seguita, specie nel Piano nazionale sportelli 1986, di favorire l'ingresso nel Meridione di aziende di "standing" nazionale, oltre che consentire la diversificazione dell'offerta di servizio bancario, potrebbe favorire un confronto di esperienze produttive in grado di apportare elementi di novità nella gestione delle banche nel Mezzogiorno italiano.

TAVOLA A

LEGENDA DELLE VARIABILI UTILIZZATE
(in ordine alfabetico)

ALTREA	altre attività/totale attivo fruttifero (medie annue)
BANCHEA	finanziamenti a istituzioni creditizie/totale attivo fruttifero (medie annue)
CLIBRA	crediti verso clientela a breve termine/totale attivo fruttifero (medie annue)
CLIMLA	crediti verso clientela a medio e a lungo termine/totale attivo fruttifero (medie annue)
CMO	costi medi operativi, considerando il prodotto Q2
CMT	costi medi totali (notazione generale)
CM1T	costi medi totali ottenuti considerando il prodotto Q1, trasformati attraverso il parametro l_1 (metodo BOX-COX)
CM2ST	costi medi totali ottenuti considerando il prodotto Q2S, trasformati attraverso il parametro l_1 (metodo BOX-COX)

CM2T	costi medi totali ottenuti considerando il prodotto Q2, trasformati attraverso il parametro l_1 (metodo BOX-COX)
HP	indice di concentrazione di Herfindahl medio per banca
HSTRDE	indice di Herfindahl medio aziendale ponderato con il peso economico delle aree di mercato di insediamento
HT	indice HP trasformato attraverso il parametro l_0 (metodo BOX-COX)
IC	rendimento medio ponderato degli impieghi
LHP	logaritmo dell'indice di Herfindahl medio ponderato
LHSTRDE	logaritmo di HSTRDE
LQ2	logaritmo del prodotto bancario
LSPORT	logaritmo del numero degli sportelli
LW	logaritmo del costo unitario del personale
NONRESA	rapporti con non residenti/totale attivo fruttifero (medie annue)
PATRQ2	rapporto patrimonio/prodotto bancario
Q1	indice ponderato del prodotto bancario, esclusi i servizi (ottenuto con "ridge regression")

Q1T	indice Q1 trasformato attraverso il parametro l_0 (metodo BOX-COX)
Q2	indice ponderato del prodotto bancario, inclusi i servizi (ottenuto con "ridge regression")
Q2S	indice ponderato del prodotto bancario, inclusi i servizi (ottenuto attraverso i rendimenti "standard" direttamente conteggiati)
Q2SI	indice ponderato del prodotto bancario, inclusi i servizi (ottenuto da regressione senza intercetta)
Q2ST	indice Q2S trasformato attraverso il parametro l_0 (metodo BOX-COX)
Q2T	indice Q2 trasformato attraverso il parametro l_0 (metodo BOX-COX)
R	costo medio della raccolta
REC	reciproco del totale attivo fruttifero (media annua)
REDOPER	redditività operativa (rapporto fra utile operativo e stima del prodotto Q2)
RT	R trasformato attraverso il parametro l_0 (metodo BOX-COX)
RTIT	rendimento medio da investimenti in titoli

SERV	ricavi su servizi
SOFFER	rapporto sofferenze/impieghi (medie annue)
SPORT	numero di sportelli ordinari di ciascuna azienda di credito
SPREAD	divario tra rendimento medio degli impieghi e costo medio della raccolta
ST	SPORT trasformato attraverso il parametro l_0 (metodo BOX-COX)
TITOLIA	titoli di proprietà/totale attivo fruttifero (medie annue)
VARIMAD	varianza del rapporto impieghi/addebi- tati riscontrato presso i diversi sportelli di ciascuna azienda
W	costo unitario del personale
WT	W trasformato attraverso il parametro l_0 (metodo BOX-COX)
YTA	interessi attivi lordi/totale attivo fruttifero (medie annue)

ALCUNI ESEMPI DI ELASTICITA DI
COSTO MEDIO PARZIALI E LORO SOMMA

		ELASTI- CITA SPORTEL- PRODOTTI	ELASTI- CITA LI	ELASTI- CITA TOTALE
SPORT	42			
25	66323.38	-0.04649	0.06456	0.01807
	67091.3	-0.04682	0.06480	0.01798
	96498.48	-0.05175	0.06423	0.01247
	99544.07	-0.05261	0.06468	0.01207
	106231.5	-0.05365	0.06469	0.01104
	109369.9	-0.05370	0.06419	0.01049
26	65356.94	-0.04642	0.06553	0.01910
	137752.4	-0.05805	0.06551	0.00746
	406296.5	-0.08208	0.06696	-0.01512
27	39590.82	-0.03972	0.06590	0.02618
	76352.13	-0.04934	0.06722	0.01788
	214638.6	-0.06621	0.06615	-0.00005
28	115891.1	-0.05497	0.06680	0.01183
	124011.8	-0.05699	0.06787	0.01088
	137565.2	-0.05820	0.06718	0.00898
	164421.6	-0.06217	0.06802	0.00586
	268892.7	-0.07247	0.06842	-0.00405
29	120914.5	-0.05593	0.06782	0.01189
	125558.3	-0.05661	0.06788	0.01127
	168254.7	-0.06242	0.06854	0.00613
32	58540.61	-0.04527	0.07028	0.02502

(CONTINUED)

TAVOLA B

ALCUNI ESEMPI DI ELASTICITA DI
COSTO MEDIO PARZIALI E LORO SOMMA

SPCRT	Q2	ELASTI- CITA PRDOTTO	ELASTI- CITA SPORTELI	ELASTI- CITA TOTALE
32	65515.07	-0.04603	0.06910	0.02306
	70377.14	-0.04710	0.06920	0.02210
	113566.1	-0.05484	0.06980	0.01496
33	101614.6	-0.05223	0.06937	0.01714
	116157.7	-0.05505	0.07024	0.01518
	119886.3	-0.05560	0.07027	0.01467
	127848.4	-0.05649	0.07003	0.01354
	158347.3	-0.06044	0.07026	0.00983
34	90017.22	-0.05108	0.07098	0.01990
	117982.7	-0.05536	0.07093	0.01557
	138171.1	-0.05793	0.07079	0.01286
	230239	-0.06893	0.07227	0.00334
40	102325	-0.05305	0.07449	0.02143
	240183.8	-0.06805	0.07397	0.00592
	268085.8	-0.07141	0.07510	0.00369
	288221.6	-0.07235	0.07445	0.00210
41	138884.3	-0.05785	0.07466	0.01681
	148286.3	-0.05913	0.07483	0.01570
	181229.1	-0.06323	0.07534	0.01211
43	182229.25	-0.04896	0.07500	0.02605
	206960.2	-0.06509	0.07561	0.01051

(CONTINUED)

ALCUNI ESEMPI DI ELASTICITA DI
COSTO MEDIO PARZIALI E LORO SOMMA

		ELASTI- CITA PRODOTTO	ELASTI- CITA SPORTELI	ELASTI- CITA TOTALE
SPORT	42			
43	240151.9	-0.06878	0.07641	0.00762
45	111279.9	-0.05451	0.07732	0.02281
	193955.2	-0.06452	0.07746	0.01294
	201897.8	-0.06657	0.07897	0.01240
	239248.9	-0.07055	0.07954	0.00899
	280673.7	-0.07167	0.07701	0.00535
46	118585.5	-0.05532	0.07749	0.02217
	185234.9	-0.06336	0.07764	0.01428
	314740.8	-0.07595	0.07938	0.00343
	321901.3	-0.07611	0.07901	0.00290

**STRUTTURA FORMALE DEL MODELLO DI COMPORTAMENTO
DELLE AZIENDE DI CREDITO**

$$(7) \quad CMO = B_0 + B_1 \log Q_2 + B_2 \log SPORT + B_3 \log W + B_4 \log HP$$

$$(7bis) \quad CMO = B_0 + B_1 \log Q_2 + B_2 \log SPORT + B_3 \log W + B_4 \log HSTRDE$$

$$(8) \quad IC = C_0 + C_1 CMO + C_2 SOFFER + C_3 HP + C_4 SERV$$

$$(9) \quad SPREAD = D_0 + D_1 CMO + D_2 IC + D_3 VARIMAD$$

$$(10) \quad REDOPER = E_1 CMO + E_2 IC + E_3 SPREAD + E_4 PATRQ2 + E_5 RTIT (*)$$

(*) In questa relazione, l'intercetta è stata omessa perché non significativa.

N O T E

- 1/ Sui vantaggi e i limiti delle diverse definizioni di prodotto bancario, si veda diffusamente MARTELLI, G. (1984).
- 2/ Ci si riferisce al lavoro di GREENBAUM, S.I. (1967).
- 3/ Cfr. in proposito CLARK, J.A. (1984).
- 4/ Esso corrisponde alla radice quadrata del rapporto tra il più grande autovalore della matrice di correlazione tra le variabili indipendenti e ciascuno degli altri.
- 5/ Cfr. HESTER, D.D. - ZOELLNER, J.F. (1966).
- 6/ Per chi fosse interessato alle dimostrazioni, si rimanda al contributo fondamentale in materia di HOERL, A.E. - KENNARD, R. (1970). Utili approfondimenti si trovano in JUDGE, G.G. ed altri (1980).
- 7/ Cfr. HOERL, A.E. - KENNARD, R., op. cit.
- 8/ Clark ottiene una struttura dei coefficienti analoga, con larga dominanza di quello relativo al reciproco dell'attivo:

$$\begin{aligned} YA = & 89,8 \text{ REC} + 0,075 X1 + 0,068 X2 + 0,07 X3 + \\ & 0,07 X4 + 0,07 X5 + 0,15 X6 + 0,05 X7 + 0,10 X8 - \\ & 0,01 X9 + 0,08 X10 + 0,04 X11 + 0,06 X12 + 0,12 X13 \\ & + 0,12 X14 + 0,10 X15 + 0,10 X16 + 0,15 X17 + 0,003 \\ & X18 + 0,01 H \end{aligned}$$

dove le varie X_i per $i = 1, 2, 3 \dots 18$ sono le diverse classi di attività considerate e H è l'indice di concentrazione di Herfindahl.

- 9/ Un indice di questo tipo è stato per la prima volta adottato, per analizzare i riflessi della struttura del mercato sui prezzi praticati dalle banche italiane, da CONIGLIANI, C. e LANCIOTTI, G. (1979).
- 10/ Cfr. CLARK, J., op. cit.
- 11/ Cfr. CONIGLIANI, C. - LANCIOTTI, G., op. cit.
- 12/ Sugli effetti della eteroschedasticità nelle applicazioni BOX-COX si veda ZAREMBKA, P. (1974).
- 13/ La medesima assunzione venne fatta da CIOCCA, P. - GIUSSANI, C.A. - LANCIOTTI, G. (1973).
- 14/ Vedasi, sia pure con riferimento alle imprese industriali, SCHERER, F.M. (1975).
- 15/ Passando ai logaritmi e sostituendo a σ^2 la stima ottenuta dai dati $\hat{\sigma}^2$, l'espressione della funzione (6) diventa, a meno di una costante arbitraria:

$$(6 \text{ bis}) \quad L_{\max}(l_1, l_0) = -\frac{T}{2} \log \hat{\sigma}^2(l_1, l_0) + (l_1 - 1) \sum_{i=1}^T \log CMT_i$$

Dalla (6 bis) si ottengono i valori L_{\max} per le diverse combinazioni di l_0 e l_1 , che sono riportati nel prospetto 5. Usando il metodo del rapporto di massima verosimiglianza, è possibile individuare una "regione di confidenza" intorno ai valori stimati l_1 , essendo dato l_0 , attraverso la statistica:

$$- 2 \left[L_{\max}(l_1^*) - L_{\max}(\hat{l}_1) \right] < \chi_n^2(\alpha)$$

dove n rappresenta il numero dei gradi di libertà, l_1^* il valore cercato di \hat{l}_1 e α è il livello di probabilità.

16/ Si veda in proposito SPITZER, J.J. (1984).

17/ L'espressione della varianza dei coefficienti di stima per $K = 1, 2, 3, 4, 5$ è data da:

$$\text{Var}(\hat{B}) = g^2 \sigma_n^2 (X'X)^{-1} + \text{Var}(\hat{l})(\hat{B} \log g - \eta g^1)^2$$

dove g è la media geometrica della variabile considerata.

18/ SPITZER, J.J. (1984) usa la media aritmetica come approssimazione di quella geometrica.

19/ Sul concetto di scala minima ottimale, si veda BAIN, J. (1975).

20/ Cfr., ad esempio, MARCHESINI, G. (1982).

21/ Un confronto a livello internazionale tra indicatori di performance aziendali viene proposto da REVELL, J. (1980).

L'evoluzione nell'arco di un ventennio di un considerevole numero di indici aziendali delle banche italiane si trova in ONADO, M. (1986).

Un'interpretazione del formarsi dei margini bancari è proposta da MARULLO REEDTZ, P. - PASSACANTANDO, F. (1987).

22/ Un esempio in tal senso è rappresentato dalla indagine empirica di FORESTIERI, G. (1980).

- 23/ Rientrano in questa categoria, i lavori di:
- CONIGLIANI, C. - LANCIOTTI, G. (1979);
- HEGGESTAD, A. (1977);
- HEGGESTAD, A. - MINGO, J. (1977).
- 24/ Un'analisi nella quale si sostiene questa tesi con riferimento al caso italiano è stata compiuta da SANNUCCI, V. (1983).
- 25/ Cfr. FORESTIERI, G. (1983).
- 26/ Cfr. CONIGLIANI, C. (1983).
- 27/ Cfr. MALAVASI, R. (1984).
- 28/ In tal senso, la relazione di cui trattasi è stata utilizzata come strumento operativo nell'ambito del Piano sportelli 1986. Vedasi "Piano sportelli 1986" - Supplemento al Bollettino Statistico n. 6 - Banca d'Italia - febbraio 1987.
- 29/ Cfr. ONADO, M. (1986).
- 30/ Per un esame del fenomeno delle sofferenze nei bilanci delle aziende di credito italiane si veda CESARINI, F. (1983).
- 31/ E' noto, infatti, che un'azienda di credito dovrebbe rendere minimo il divario tra i tassi attivi e passivi, a parità di costi operativi, quanto più è rilevante l'apporto dei servizi. Cfr. in proposito BIANCHI, T. (1975).
- 32/ Sugli obiettivi produttivi perseguibili attraverso politiche di specializzazione produttiva degli stabilimenti industriali vedasi SCHERER, F.M. (1975).

- 33/ Cfr. ONADO, M., op. cit.
- 34/ Sulla funzione esercitata dal patrimonio nelle banche si veda BIANCHI, T. (1975). Gli effetti sulla redditività di "ratios" patrimoniali obbligatori sono esaminati da VOJTA, G.J. (1974).
- 35/ Cfr. KOUTSOYIANNIS, A. (1978), pagg. 340 e segg.
- 36/ Cfr. MALINVAUD, E. (1969), pag. 719.
- 37/ Un'analisi degli obiettivi che le Autorità perseguono attraverso i provvedimenti di vigilanza strutturale e prudenziale viene proposta da CIOCCA, P. (1982).
- 38/ Anche questa proprietà di un sistema creditizio può essere considerata una forma di efficienza-funzionalità rispetto agli obiettivi di politica monetaria. Si veda in tal senso BRÙNI, F. - PORTA, A. (1980).
- 39/ Ci si riferisce, in particolare, al ripristino della possibilità - inibita per un ventennio - di costituire nuovi enti creditizi, stabilita dal D.P.R. 350/85, e alla politica maggiormente permissiva seguita in materia di sportelli.
- 40/ Vedasi PONTOLILLO, V. (1985).

APPENDICE 1

VARIANTI DELLA MISURA DI PRODOTTO BANCARIO ADOTTATA

1. Regressione senza intercetta.

Il problema della multicollinearità è tanto più grave quanto più un regressore è prossimo a una combinazione lineare degli altri. Poiché nella regressione stimata la somma delle n quote di attivo fruttifero approssima il vettore unitario (costante di regressione), la soppressione di quest'ultima attenua i problemi di ordine econometrico. Si noti invece che da un punto di vista logico l'esclusione "a priori" della costante, come evidenziano Hester e Zoellner, si può giustificare solo in caso di perfetta specificazione del modello, ipotesi che è semmai da verificare.

La regressione tra il flusso di interessi attivi lordi e le quote di attività fruttifere senza intercetta è riportata nel prospetto A1. I risultati pongono in evidenza l'attenuazione della collinearità.

Si noterà, tra l'altro, come gli stimatori approssimino in modo più soddisfacente i rendimenti medi delle varie attività mentre il coefficiente della variabile REC resta elevato (139,47), contrariamente a quanto avviene nella stima "ridge".

Completando l'analisi sulla base del procedimento descritto nel paragrafo 1 del testo, si arriva alla definizione di prodotto, comprensivo dei ricavi da servizi, che viene denominata Q2SI.

PROSPETTO AI

REGRESSIONE CON IL METODO DEI
MINIMI QUADRATI ORDINARI
SENZA INTERCETTA

DEP VARIABLE: YTA

ANALYSIS OF VARIANCE

SOURCE	DF	SUM OF SQUARES	MEAN SQUARE	F VALUE	PROB>F
MODEL	6	10.66323923	1.77720654	8600.275	0.0001
ERROR	353	0.07294580	0.000206645		
U TOTAL	359	10.73618502			

ROOT MSE 0.01437516 R-SQUARE 0.9932
 DEP MEAN 0.1719518 ADJ R-SQ 0.9931
 C.V. 8.35997

NOTE: NO INTERCEPT TERM IS USED. R-SQUARE IS REDEFINED.

PARAMETER ESTIMATES

VARIABLE	DF	PARAMETER ESTIMATE	STANDARD ERROR	T FOR HO: PARAMETER=0	PROB > T
REC	1	139.47922	22.43628131	6.217	0.0001
CLIBRA	1	0.17825121	0.006804711	26.195	0.0001
CLIMLA	1	0.16059737	0.01564166	10.267	0.0001
BANCHEA	1	0.14038066	0.009676061	14.508	0.0001
TITOLIA	1	0.12262273	0.006013530	20.391	0.0001
ALTREA	1	0.31230292	0.02246969	13.899	0.0001

COLLINEARITY DIAGNOSTICS

CONDITION NUMBER	VAR PROP REC	VAR PROP CLIBRA	VAR PROP CLIMLA	VAR PROP BANCHEA	VAR PROP TITOLIA	VAR PROP ALTREA
1.000000	0.0059	0.0053	0.0106	0.0096	0.0066	0.0027
2.175455	0.7528	0.0000	0.0198	0.0019	0.0057	0.0001
3.795208	0.1853	0.0198	0.4535	0.2687	0.0073	0.0010
5.144442	0.0033	0.1263	0.3541	0.5614	0.1524	0.0101
5.941487	0.0236	0.3592	0.0957	0.0613	0.6216	0.0039
10.288420	0.0290	0.4893	0.0663	0.0971	0.2064	0.9822

DURBIN-WATSON D 0.690
 (FOR NUMBER OF OBS.) 359
 1ST ORDER AUTOCORRELATION 0.571

2. Stima diretta sulla base dei tassi medi.

Se si prescinde dalla variabile REC e dall'intercetta, componenti il cui significato è stato discusso nel testo, il prodotto bancario Q1 corrisponde nella sostanza agli interessi attivi lordi che la banca percepirebbe se praticasse i tassi medi del gruppo di aziende considerato (prezzi standard).

Disponendo dei dati sulle consistenze e sui rendimenti di tutte le aziende di credito considerate, è possibile calcolare direttamente il prodotto Q1S, depurato dell'influenza dei prezzi praticati, attraverso la formula seguente:

$$(1 \text{ bis}) Q_1 S_j = \sum_i a_i A_{ij}$$

in cui:

- a_i è il rendimento medio della i.ma classe di attività;
- A_{ij} è la consistenza media della i.ma classe dell'attivo per la banca j.ma.

Anche in questo caso l'espressione più completa del prodotto (Q2S) comporta l'aggiunta dei ricavi per servizi.

3. Confronto tra le diverse definizioni di prodotto bancario adottate.

Le misure di prodotto calcolate con i procedimenti di cui ai paragrafi 1 e 2 sono state confrontate con l'indice Q2 adottato nella ricerca: i risultati del raffronto sono riportati nel prospetto A2.

PROSPETTO A2

COEFFICIENTI DI CORRELAZIONE
TRA DIVERSI INDICI DI PRODOTTO BANCARIO

VARIABLE	N	MEAN	STD DEV	SUM	MINIMUM	MAXIMUM
Q2	359	236070.6362893	601184.6728111	84749358.42785	343.68997901	4939298.347276
Q2SI	359	235716.3819147	600864.5790968	84622181.10738	471.62899477	4963348.780720
Q2S	359	220925.3366198	567532.1439670	79312195.84650	271.53734620	4870705.975280

PEARSON CORRELATION COEFFICIENTS / PROB > |R| UNDER H0:RHO=0 / N = 359

	Q2	Q2SI	Q2S
Q2	1.00000	0.99994	0.99941
	0.00000	0.00001	0.00001
Q2SI	0.99994	1.00000	0.99960
	0.00001	0.00000	0.00001
Q2S	0.99941	0.99960	1.00000
	0.00001	0.00001	0.00000

Da essa si desume che:

- i coefficienti di correlazione fra le tre varianti della misura del prodotto sono tutti elevatissimi;
- gli indici relativamente più dissimili tra loro, in termini medi e di variabilità, sono Q2 e Q2S.

E' pertanto con riferimento a Q2S che sono state verificate le implicazioni di una diversa misura del prodotto per il seguito del lavoro (cfr. Appendice 2).

STIMA DELLA FUNZIONE DI COSTO ASSUMENDO COME INDICE DI PRODOTTO Q2S (calcolo diretto in base ai tassi medi più servizi)

EFFETTI SULLE ELASTICITA'.

La forma funzionale è di importanza cruciale per la misura delle elasticità dei costi medi rispetto alle variazioni degli argomenti e, in particolare, del prodotto, al fine di fornire un contributo alla dibattuta questione delle economie di scala nelle aziende di credito.

Poiché la definizione di prodotto Q2 potrebbe influenzare la convergenza verso i valori di massima verosimiglianza nell'applicazione BOX-COX, si è ritenuto di ripetere la procedura in discorso assumendo l'indice Q2S, che risulta essere il più discosto da quello utilizzato nella ricerca.

Il massimo assoluto della funzione di verosimiglianza si riscontra per valori di $l_1 = 0,4$ e $l_0 = 0,1$ (anziché: $l_1 = 0,4$ e $l_0 = 0,3$), i quali non cambiano sostanzialmente la forma funzionale prescelta e, quindi, le conclusioni raggiunte in termini di elasticità dei costi medi rispetto al prodotto e agli sportelli (cfr. prospetto A3).

La trasformazione ottenuta risulta, come nel caso della definizione di prodotto Q2 adottata nel testo, significativamente diversa da quella doppiologaritmica (funzione C-D). Infatti, il solo parametro di trasformazione l_0 risulta non significativamente diverso da zero (forma l_0 logaritmica delle variabili indipendenti) ad un livello di probabilità di $\alpha = 0,05$.

PROSPETTO A3
VALORI DELLA FUNZIONE DI MASSIMA VEROSIMIGLIANZA
ASSUMENDO Q2S COME INDICE DEL PRODOTTO

	L0									
	-0.2	-0.1	0	0.1	0.2	0.3	0.4			
L1										
-0.1	-190.32	-184.34	-180.32	-179.90	-184.19	-193.08	-205.09			
0	-187.75	-181.81	-177.85	-177.46	-181.71	-190.47	-202.28			
0.1	-185.72	-179.84	-175.97	-175.64	-179.87	-188.52	-200.12			
0.2	-184.18	-178.40	-174.65	-174.40	-178.64	-187.17	-198.57			
0.3	-183.09	-177.45	-173.84	-173.71	-177.95	-186.39	-197.58			
0.4	-182.42	-176.94	-173.51	-173.51	-177.79	-186.13	-197.12			
0.5	-182.15	-176.86	-173.63	-173.77	-178.10	-186.36	-197.16			
0.6	-182.24	-177.16	-174.15	-174.47	-178.86	-187.04	-197.65			
0.7	-182.68	-177.83	-175.06	-175.57	-180.03	-188.15	-198.57			
0.8	-183.44	-178.85	-176.34	-177.05	-181.60	-189.66	-199.90			
0.9	-184.51	-180.19	-177.96	-178.88	-183.53	-191.54	-201.61			
1	-185.88	-181.85	-179.90	-181.05	-185.80	-193.77	-203.68			

Bibliografia

- BAIN, J. (1975), Le limitazioni della concorrenza, Milano, Franco Angeli.
- BIANCHI, T. (1975), Le banche di deposito, Torino, UTET.
- BRUNI, F. - PORTA A. (1980), Il sistema creditizio: efficienza e controlli, Bologna, Il Mulino.
- CESARINI, F. (1983), La qualità degli impieghi bancari: tendenze e problemi, in "Banche e Banchieri" (febbraio).
- CIOCCA, P. (1982), Interesse e profitto, Bologna, Il Mulino.
- _____ - GIUSSANI, C.A. - LANCIOTTI, G. (1973), Sportelli, dimensioni e costi: uno studio sulla struttura del sistema bancario italiano, Roma, Ente Einaudi.
- CLARK, J.A. (1984), Estimation of Economies of Scale in Banking Using a Generalized Functional Form, in "The Journal of Money, Credit and Banking" (February).
- CONIGLIANI, C. (1983), Dimensioni aziendali, costi ed efficienza nel sistema bancario italiano, in "Bancaria" (dicembre).
- _____ - LANCIOTTI, G. (1979), Struttura dell'offerta e tassi di interesse nei mercati bancari italiani, in "Bancaria" (novembre).
- FORESTIERI, G. (1980), Struttura del mercato del credito e concorrenza bancaria, Milano, Giuffrè.
- _____ (1983), Efficienza e stabilità delle istituzioni creditizie: implicazioni organizzative e gestionali, in "Bancaria" (dicembre).

GREENBAUM, S.I. (1967), A Study of Bank Cost, in "National Banking Review" (June).

HEGGESTAD, A. (1977), Market Structure, Risk and Profitability in Commercial Banking, in "The Journal of Finance" (September).

_____ - MINGO, J. (1977), The Competitive Condition of U.S. Banking Markets and the Impact of Structural Reform, in "The Journal of Finance" (June).

HESTER, D.D. - ZOELLNER, J.F. (1966), The Relation between Bank Portfolios and Earnings: an Econometric Analysis, in "The Review of Economics and Statistics" (December).

HOERL, A.E. - KENNARD, R.W. (1970), Ridge Regression: Application to Non-orthogonal Problems, in "Technometrics" (February).

_____ (1970), Ridge Regression: Biased Estimation for Non-orthogonal Problems, in "Technometrics" (February).

JUDGE, G.G. - GRIFFITHS, W.E. - CARTER HILL, R. - CHAO LEE, T. (1980), The Theory and Practice of Econometrics, New York, John Wiley and Sons.

KOUTSOYIANNIS, A. (1978), The Theory of Econometrics, London, MacMillan.

MALAVASI, R. (1984), Il comportamento del sistema bancario italiano, Padova, Cedam.

MALINVAUD, E. (1969), I metodi statistici dell'econometria, Torino, UTET.

MARCHESINI, G. (1982), Libertà o controlli in tema di sportelli bancari, in "Banche e Banchieri" (ottobre).

- MARTELLI, G. (1984), La produttività nelle aziende di credito, Milano, Giuffrè.
- MARULLO REEDTZ, P. - PASSACANTANDO, F. (1987), La redditività bancaria. Problemi metodologici e aspetti empirici, in "Temi di discussione del Servizio Studi", Banca d'Italia.
- ONADO, M. (1986), Venti anni di margini bancari, in "Temi di discussione del Servizio Studi", Banca d'Italia.
- PONTOLILLO, V. (1985), Il fattore concorrenza negli interventi dell'autorità sul sistema creditizio, in "Bancaria" (giugno).
- SANNUCCI, V. (1983), L'andamento dei profitti bancari rispetto al ciclo economico, in "Bancaria" (dicembre).
- SCHERER, F.M. (1975), The Economics of Multiplant Operations: An International Comparison Study, Cambridge, Harvard University Press.
- SPITZER, J.J. (1984), Variance Estimates in Models with the Box-Cox Transformation: Implications for Estimation and Hypothesis Testing, in "Review of Economics and Statistics" (April).
- VOJTA, G.J. (1974), A Dynamic View of Capital Adequacy, in "Journal of Commercial Bank Lending" (December).
- ZAREMBKA, P. (1974), Frontiers in Econometrics, New York, Academic Press.

ELENCO DEI PIÙ RECENTI TEMI DI DISCUSSIONE (*)

- n. 86 — *L'indagine sui bilanci delle famiglie italiane nel 1984. Alcune considerazioni sugli errori campionari*, di L. CANNARI (aprile 1987).
- n. 87 — *Aspetti macroeconomici dell'interazione fra sviluppo ed energia*, di R. S. MASERA (aprile 1987).
- n. 88 — *La tassazione dei titoli pubblici in Italia: effetti distributivi e macroeconomici*, di G. GALLI (aprile 1987).
- n. 89 — *Shocks temporanei e aggiustamento dinamico: una interpretazione contrattuale della CIG*, di L. GUISO - D. TERLIZZESE (luglio 1987).
- n. 90 — *Il rientro dell'inflazione: un'analisi con il modello econometrico della Banca d'Italia*, di D. GRESSANI - L. GUISO - I. VISCO (luglio 1987).
- n. 91 — *La disoccupazione in Italia: un'analisi con il modello econometrico della Banca d'Italia*, di G. BODO - I. VISCO (luglio 1987).
- n. 92 — *L'Italia e il sistema monetario internazionale dagli anni '60 agli anni '90 del secolo scorso*, di M. ROCCAS (agosto 1987).
- n. 93 — *Reddito e disoccupazione negli Stati Uniti e in Europa: 1979-1985*, di J. C. MARTINEZ OLIVA (agosto 1987).
- n. 94 — *La tassazione e i mercati finanziari*, di G. ANCIDONI - B. BIANCHI - V. CERIANI - P. CORRAGGIO - A. DI MAJO - R. MARCELLI - N. PIETRAFESA (agosto 1987).
- n. 95 — *Una applicazione del filtro di Kalman per la previsione dei depositi bancari*, di A. CIVIDINI - C. COTTARELLI (ottobre 1987).
- n. 96 — *Macroeconomic Policy Coordination of Interdependent Economies: the Game-Theory Approach in a Static Framework*, di J. C. MARTINEZ OLIVA (ottobre 1987).
- n. 97 — *Occupazione e disoccupazione: tendenze di fondo e variazioni di breve periodo*, di P. SYLOS LABINI (novembre 1987).
- n. 98 — *Capital controls and bank regulation*, di G. GENNOTTE - D. PYLE (dicembre 1987).

(*) I «Temi» possono essere richiesti alla Biblioteca del Servizio Studi della Banca d'Italia.

