

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**Economie di scala e di diversificazione nell'industria bancaria:
il ruolo dell'eterogeneità tra imprese**

di G. Parigi, P. Sestito e U. Viviani



Numero 174 - Luglio 1992

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**Economie di scala e di diversificazione nell'industria bancaria:
il ruolo dell'eterogeneità tra imprese**

di G. Parigi, P. Sestito e U. Viviani

Numero 174 - Luglio 1992

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.

Economie di scala e di diversificazione nell'industria bancaria: il ruolo dell'eterogeneità tra imprese

di G. Parigi(*) - P. Sestito(*) - U. Viviani(**)

Sommario

Il sistema bancario italiano ha iniziato a sperimentare una fase di profonda riorganizzazione. La questione delle economie di scala e di scopo è così divenuta quanto mai attuale e rilevante. La riorganizzazione del sistema bancario è infatti plausibile che porti a una maggiore concentrazione dell'offerta qualora le economie di scala siano ampie. Caratteristica comune di tutte le ricerche sinora effettuate in argomento è però la stima su dati cross-section. Questo lavoro verifica la robustezza dei risultati finora ottenuti, sfruttando informazioni di carattere longitudinale. Esaminando l'evoluzione nel tempo per ciascuna singola banca siamo infatti in grado di tener conto dell'eventuale dinamica di aggiustamento e di controllare per l'eterogeneità esistente tra le diverse aziende. Tenendo conto di tali elementi emerge una risposta nettamente positiva al quesito sulle economie di scala nell'industria bancaria, caratterizzata da rendimenti fortemente crescenti, anche quando gli sportelli non vengono inseriti tra i regressori.

(*) Banca d'Italia, Servizio Studi

(**) Banca d'Italia, Vigilanza sulle Aziende di Credito

Introduzione¹

Il sistema bancario italiano ha iniziato a sperimentare una fase di profonda riorganizzazione che, col progressivo realizzarsi del mercato unico europeo, sembra destinata a continuare e ad approfondirsi. La questione delle economie di scala e di scopo, da sempre vivacemente dibattuta e indagata nella letteratura italiana, è così divenuta quanto mai attuale e rilevante. La riorganizzazione del sistema bancario è infatti plausibile che porti a una maggiore concentrazione dell'offerta qualora le economie di scala siano ampie. Similmente, la presenza di significative economie di scopo tra prodotti diversi potrebbe spingere verso la creazione di conglomerati finanziari, siano questi le tradizionali banche universali o i gruppi polifunzionali emersi nel nostro paese anche a seguito delle regolamentazioni sinora vigenti.

Rispetto alla letteratura iniziale, che ipotizzava per l'industria bancaria funzioni di produzione quanto mai semplificate, le ricerche empiriche più recenti si sono caratterizzate per l'uso di assunzioni meno restrittive circa la relazione tra costi e prodotto bancario.

Caratteristica comune a tutti i lavori sinora effettuati è però la stima su dati cross-section, trascurando la possibile presenza di una complessa dinamica di aggiustamento, la potenziale endogeneità della maggior parte dei regressori utilizzati e, soprattutto, il fatto che le diverse aziende di credito sono tra loro eterogenee. Questo, fattore in particolare, potrebbe aver portato a distorsioni nella stima, effettuata su dati cross-section, delle economie di scala: le imprese più grandi potrebbero essere divenute più grandi perché intrinsecamente più efficienti e non più efficienti

1. Desideriamo ringraziare A.Borsari e M.Pacetti, per la collaborazione prestata nella preparazione del testo, G.Bodo, C.Giannini, un anonimo referee ed i partecipanti a un seminario svolto presso il Servizio Studi della Banca d'Italia per gli utili commenti a una versione precedente.

grazie alla possibilità che la dimensione dà loro di sfruttare le economie di scala; oppure, vi potrebbero essere imprese piccole ma intrinsecamente efficienti, la cui crescita dimensionale è stata ostacolata dalla regolamentazione esistente, e la cui presenza potrebbe aver oscurato le economie di scala in una stima cross-section.

Scopo principale di questo lavoro è stato perciò quello di verificare la robustezza dei risultati finora ottenuti quando si tenga conto di tali problemi, sfruttando informazioni di carattere longitudinale per il periodo 1983-1989. Esaminando l'evoluzione nel tempo per ciascuna singola banca di costi, prezzi e output siamo infatti in grado di tener conto dell'eventuale dinamica di aggiustamento e di controllare per l'eterogeneità esistente tra le diverse aziende.

Nel fare questo ci siamo volutamente limitati a considerare una specificazione funzionale per i costi e una identificazione di cosa siano output e input dell'attività bancaria comune a quelle adoperate nella letteratura italiana più recente. Lo scopo è stato infatti quello di comparare i nostri risultati con la letteratura tradizionale. Abbiamo perciò seguito Conigliani et Al. (1991). In sintesi, si ipotizza che il prodotto bancario sia costituito dalle principali attività (titoli e impieghi) e dai servizi offerti alla clientela, mentre gli inputs sono dati da depositi, lavoro e altri fattori produttivi; la specificazione funzionale è una Translog.

Il piano del lavoro è il seguente. Il primo paragrafo discute la rilevanza del quesito relativo a economie di scala e di scopo e motiva le ragioni delle possibili distorsioni derivanti dall'uso esclusivo di informazioni cross-section. Il secondo paragrafo descrive la specificazione funzionale adottata, mentre le due sezioni successive (3 e 4) presentano i risultati delle stime effettuate, rispettivamente, per i singoli anni, replicando le tradizionali analisi cross-section, e sfruttando la natura longitudinale dei dati. Nelle conclusioni vengono discusse anche le limitazioni dell'analisi.

si effettuata e quelle che, a nostro avviso, costituiscono delle possibili estensioni della ricerca.

1. Economie di scala, economie di scopo e riorganizzazione del sistema bancario.

Il passato decennio ha sperimentato un'ampia ristrutturazione del sistema bancario, stimolata dall'applicazione progressiva di nuove tecniche - in particolare nel campo delle telecomunicazioni e dell'informatica d'ufficio - dal venir meno di una serie di vincoli regolamentari, propri del settore delle aziende di credito e di altre istituzioni finanziarie, che hanno accresciuto la concorrenza tra queste e le banche² e all'interno di queste ultime. Il processo sembra essere destinato a intensificarsi nel futuro prossimo, grazie anche all'ulteriore accrescimento degli stimoli concorrenziali che presumibilmente deriverà dall'integrazione europea. La piena applicazione delle diverse direttive comunitarie aprirà - come detto dal Governatore Ciampi con riferimento alla seconda direttiva - "pienamente il mercato italiano alle banche di altri paesi, il mercato europeo alle banche italiane" (Relazione Annuale sul 1990, Considerazioni Finali).

La possibilità, e necessità al tempo stesso, che le banche italiane stanno sperimentando di ripensare la propria struttura organizzativa e presenza territoriale, di modificare la composizione delle proprie attività e passività, mutando il novero degli strumenti e dei servizi offerti alla clientela, ha accresciuto la rilevanza di questioni teoriche ed empiriche non nuove nell'analisi dell'industria bancaria. Per la natura stessa dell'intermediazione bancaria, dove è difficile identificare output e inputs, le economie di scala e di scopo sono un fenomeno importante e pervasivo. La banca, infatti, istituisce una rete di rapporti fiduciari con la propria

2. Con dei limiti dati dal fatto che in molti casi le stesse banche erano proprietarie di tali istituzioni finanziarie.

clientela, per trasformare tipo e, in parte, durata di alcuni strumenti finanziari, fornendo alla clientela una serie di servizi accessori. E' evidente che ampie sono le possibilità di produrre servizi congiunti, sfruttando le economie di scopo; inoltre, una volta ottenuto un insieme di rapporti fiduciari con la clientela, la produzione di servizi aggiuntivi può avvenire a costi unitari via via decrescenti.

Non a caso nella letteratura degli ultimi anni vi è stato un fiorire di riflessioni teoriche - sulla natura dell'output e dell'attività bancaria - e di indagini empiriche sulla presenza di economie di scopo e di scala. I vari studi apparsi nella letteratura degli ultimi anni differiscono tra loro nella definizione di output e nelle forme funzionali adottate per collegare questo con gli inputs (nel caso di funzioni di produzione) o con i costi (nel caso di funzioni di costo)³.

Le prime analisi empiriche del sistema bancario italiano hanno sostanzialmente seguito gli approcci di origine americana, adottando una specificazione di tipo Cobb-Douglas, con misure aggregate dell'output bancario. Queste tecniche di indagine⁴ avevano riscontrato la presenza di economie di scala, con una tendenza dei rendimenti crescenti a scomparire all'aumentare delle filiali bancarie, sì da dover parlare di economie di impianto e solo in ammontare ridotto di vere e proprie economie di impresa (cfr. par. 2).

Nel corso degli anni ottanta le elaborazioni teoriche sui mercati contendibili hanno fornito maggior rilevanza al concetto di diversificazione produttiva, evidenziando come l'apparente individuazione di rendimenti crescenti potesse esser dovuta non alla presenza di vere e proprie economie di

3. Conti e Maccarinelli (1991) presentano una posizione del tutto pessimistica sulla possibilità di esaminare la questione delle economie di scala sulla base dello studio delle funzioni di costo.

4. Cfr. Ruozi (1968), Brosio (1974), Ciocca et Al. (1974) e Conigliani (1983).

scala, quanto a mutamenti del mix di prodotti offerti dall'impresa (cfr. Bailey e Friedlander, 1982). Parallelamente, l'adozione delle funzioni di tipo flessibile, in particolare della Translog (cfr. Christensen et Al., 1971), ha consentito di utilizzare specificazioni meno restrittive in cui compaiono separatamente grandezze relative ai vari prodotti dell'impresa. Nonostante le differenze relative alla identificazione del vettore degli inputs e degli outputs e all'anno considerato per la stima, tutti gli studi hanno continuato a ottenere risultati positivi circa l'esistenza di economie di scala di impianto⁵. Quando si considerano le economie di scala di impresa, tuttavia, i risultati in parte divergono: Cossutta et Al. (cit.) evidenziano economie di scala solo per le imprese maggiori, mentre gli altri studi citati soltanto per le imprese di minore dimensione⁶.

Complessivamente, dai vari studi italiani emerge una risposta positiva, ma con varie qualificazioni, al quesito sulla presenza di economie di scala. L'entità delle economie di scala è infatti ridotta se si fa riferimento al totale del sistema e non si includono gli sportelli tra le variabili di controllo. Ancor più ambigui sono i risultati per quanto concerne le economie di scopo⁷.

5. Cfr. Cossutta et Al. (1988), Baldini e Landi (1990), Landi (1990), Parigi (1990) e Conigliani et Al. (1991). Un tentativo di superare alcune rigidità della specificazione Cobb-Douglas mediante una funzione di tipo Box-Cox è quello di Lanciotti e Raganelli (1988). Anche in questo caso i risultati confermano la presenza di economie di scala, crescenti all'aumentare della dimensione.

6. Conigliani et Al. (cit.) presentano anche una stima delle economie di scala per i gruppi bancari confermando i risultati di Cossutta et Al.

7. Quasi nessuno degli studi presi in considerazione è in grado di ottenere indicazioni precise circa l'esistenza o meno di guadagni di costo derivanti dalla produzione congiunta di più beni. Non sono a tutto ciò estranei l'estrema incertezza e i notevoli problemi applicativi del

Tutti gli studi di cui siamo a conoscenza conducono analisi di tipo cross section, senza tener conto della endogeneità della maggior parte dei regressori utilizzati. Queste due caratteristiche rischiano a nostro avviso di costituire limiti metodologici di una certa importanza.

Innanzitutto, data anche l'ampia presenza di regolamentazioni nell'industria bancaria italiana, la variabilità di alcuni regressori tra le banche, all'interno di una data cross section, è alquanto ridotta.

In secondo luogo, nessuna attenzione è prestata al problema dei ritardi di aggiustamento, che anche nell'industria bancaria possono essere rilevanti. Le variabili prettamente finanziarie, come per esempio i tassi di interesse, hanno una dinamica di aggiustamento più rapida delle grandezze "reali". A determinare i costi e la produttività di una banca concorre, tuttavia, l'intera struttura organizzativa, che si modifica solo lentamente nel tempo. Può essere utile, pertanto, distinguere nella funzione di costo una relazione di breve da una di lungo. Nel breve periodo taluni fattori organizzativi possono non essere modificabili e i costi totali possono dipendere da impegni pregressi. Nello studio delle economie di scala e di scopo è quindi necessario analizzare le determinanti dei costi nel più lungo periodo.

Un terzo limite che caratterizza gli studi sull'efficienza delle banche è la ridotta considerazione dell'eterogeneità esistente tra le diverse aziende di credito. Per meglio illustrare questo punto si consideri la seguente espressione della i -esima impresa bancaria ($i=1, \dots, N$), valida nel periodo t ($t=1, \dots, T$):

(Continuazione nota 7 dalla pagina precedente)
metodo di calcolo degli indicatori relativi alle economie di scopo (cfr. par. 2). L'unico risultato degno di nota è quello di Cossutta et Al., dove si mostra una presenza significativa di economie di diversificazione.

$$C_{it} = \alpha_0 + \beta y_{it} + \gamma x_{it} + v_{it} \quad [1.1]$$

$$v_{it} = \alpha_{it} + u_{it}$$

dove x_{it} e y_{it} rappresentano il vettore degli inputs e degli outputs rispettivamente. Il termine di errore stocastico v può essere suddiviso in due componenti: la prima (α_{it}) riguarda il vettore delle variabili specifiche all'impresa i (non incluse in y_{it} e x_{it}) che contribuiscono alla formazione dei suoi costi; la seconda (u_{it}) è un puro disturbo stocastico. Le grandezze che possono essere contenute in α_{it} sono molteplici e difficilmente misurabili; alcuni esempi riguardano le caratteristiche del management dell'impresa, la localizzazione geografica dell'attività, la struttura patrimoniale. L'importanza del problema discende dalla possibilità che, se alcune delle grandezze in α_{it} sono correlate con quelle incluse in y_{it} e x_{it} (quindi anche la dimensione d'azienda), la stima dei parametri β e γ è distorta e così pure quella degli indicatori della presenza di economie di scala e di scopo.

Quale sia la direzione della distorsione è inoltre una questione esclusivamente empirica; non è perciò deducibile a priori se i risultati ottenuti finora in letteratura costituiscano un limite inferiore oppure superiore del vero ammontare. Le imprese più grandi potrebbero essere tali perché intrinsecamente più efficienti e non più efficienti perché di dimensione maggiore. In altri termini, alcune caratteristiche proprie di queste imprese - come quelle individuate in precedenza - potrebbero aver determinato un'efficienza e/o profittabilità più elevate e quindi, a seguito dei processi concorrenziali nel mercato, una maggiore probabilità di sopravvivere e crescere. D'altro canto, si potrebbe argomentare che i vincoli alla concorrenza esistenti nel passato abbiano congelato la struttura di mercato.

impedendo di sfruttare adeguatamente le potenziali economie di scala. L'aver limitato la possibilità per le imprese più efficienti di crescere e sfruttare le economie di scala e per quelle meno efficienti di ridurre le proprie dimensioni (ed eventualmente uscire dal mercato)⁸, potrebbe aver portato ad una sottorappresentazione delle imprese intrinsecamente più efficienti nelle dimensioni maggiori. Formalmente, il problema è che la dimensione delle singole imprese non è una variabile casuale, ma dipende dalle caratteristiche delle imprese, che a loro volta sono determinanti rilevanti del grado di efficienza delle imprese medesime. Non considerare questi aspetti intrinseci delle singole aziende può portare a delle inferenze distorte nell'esaminare il legame tra dimensioni ed efficienza. Nel momento in cui si tiene esplicitamente conto della specificità di ogni impresa, la stima delle economie di scala potrà fornire anche un'indicazione circa la direzione della distorsione che può affliggere molti degli studi empirici apparsi in letteratura. Anticipando parte dei risultati che verranno illustrati con maggior dovizia di particolari nel paragrafo 4, l'influenza delle caratteristiche specifiche delle imprese sembra aver causato una sottostima delle economie di scala dell'ordine di sei-sette punti percentuali.

L'analisi dell'eterogeneità rappresenta un problema di non facile soluzione nell'ambito degli studi applicati. In molti casi è impossibile ottenere le informazioni necessarie e, anche se queste risultassero disponibili, utilizzarle nell'ambito di un'analisi cross-section: il numero di variabili di cui tener conto sarebbe infatti superiore a quello delle osservazioni. Questi problemi possono essere superati nell'ambito delle tecniche di stima per panel data, ovvero per un campione che contenga informazioni di tipo

8. Gli sforzi volti ad evitare espliciti fallimenti delle banche, con ripercussioni gravi per la stabilità dell'intero sistema, sono crescenti all'aumentare delle dimensioni aziendali.

longitudinale, quando le caratteristiche specifiche aziendali sono costanti nel tempo⁹. In questo caso il modello [1.1] diviene:

$$C_{it} = \lambda_i + \beta x_{it} + \gamma y_{it} + u_{it} \quad [1.2]$$

$$\lambda_i = \alpha_0 + \alpha_i$$

Il problema dell'eterogeneità viene in questo caso risolto condizionando le stime agli effetti fissi λ_i presenti nel campione e stimando il modello nelle differenze prime. Come è noto (cfr. Hsiao, 1986), uno stimatore di questo tipo non è pienamente efficiente dal punto di vista statistico perché vengono utilizzate soltanto le variazioni nel tempo per ogni impresa, rinunciando a sfruttare la variabilità presente, per ciascun periodo considerato, tra le imprese medesime. L'alternativa sarebbe quella di stimare un modello con effetti individuali d'impresa di tipo random. Rimandando per la descrizione dei dettagli più tecnici al paragrafo 4, giova sottolineare che quest'ultimo stimatore è inconsistente qualora vi sia correlazione tra gli effetti fissi e alcuni dei regressori. Poiché questo è il nostro caso (per via della distinzione tra relazione di breve e di lungo periodo, che ci impone di includere la dipendente sfasata tra i regressori, e della possibile endogeneità di alcuni inputs e outputs), la possibilità di utilizzare lo stimatore più efficiente dovrà essere accantonata.

Un ulteriore problema, trascurato da gran parte degli studi apparsi in letteratura, riguarda infatti l'endogeneità dei regressori. Data la natura oligopolistica dei mercati bancari, una variabile come il costo della raccolta, ad esempio, difficilmente può essere considerata esogena

9. Quest'invarianza temporale viene discussa più ampiamente nel paragrafo 4.

rispetto al comportamento dell'azienda di credito. Lo stesso vale anche per gli altri regressori, come il livello di impieghi e titoli (che dipende dalla maggiore o minore "aggressività" delle imprese) o il costo unitario del lavoro (determinato dalla composizione degli addetti e dalle politiche del personale adottate). Nelle stime che presenteremo cercheremo di superare questo problema applicando il metodo generalizzato dei momenti (GMM) a un modello con effetti fissi individuali secondo la proposta di Arellano e Bond (1991).

Lo schema degli esperimenti che verranno effettuati è perciò il seguente: nel paragrafo 3 si procederà a replicare semplicemente l'analisi tradizionale cross-section su più anni, verificando se i risultati sinora ottenuti in letteratura sono sensibili al cambiare del periodo considerato e se il pooling di più anni insieme migliora la qualità delle stime, superando il problema della ridotta variabilità nel campione cross-section di molti regressori. Nel paragrafo 4 verranno poi presentate le stime del modello a effetti fissi individuali, tenendo anche conto dell'endogeneità dei regressori. In proposito, l'aver operato su un periodo temporale di 7 anni, dal 1983 al 1989, è un necessario compromesso per rendere plausibile la stima di un modello a effetti fissi individuali costanti nel tempo, visto il rinnovo delle strutture aziendali che si sta sempre più registrando.

2. La specificazione della funzione di costo e i dati utilizzati.

Non essendo lo scopo di questo studio approfondire le questioni relative all'identificazione di output e inputs dell'industria bancaria, abbiamo utilizzato le definizioni e la specificazione funzionale di uno di questi (Conigliani et Al., 1991) che, pur senza essere la specificazione di "consenso" nella letteratura italiana, sedimenta numerose ricerche precedenti.

La funzione di costo adoperata è una translog multiprodotto (cfr. Brown et Al., 1979):

$$\log C = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \log Y_i + \sum_{i=1}^m b_i \log P_i +$$

$$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n s_{ij} \log Y_i \log Y_j + \quad [3.1]$$

$$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m g_{ij} \log P_i \log P_j + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m d_{ij} \log Y_i \log P_j$$

dove C rappresenta i costi totali, Y_i l'i-esimo output e P_j il prezzo del j-esimo input.

Le restrizioni di simmetria dei coefficienti s_{ij} e g_{ij} e le restrizioni di omogeneità lineare nei prezzi, necessarie perché la [3.1] sia una valida approssimazione della funzione di costo (cfr. Denny e Fuss, 1977) sono:

$$\text{omogeneità} \left\{ \begin{array}{l} \sum_{i=1}^m b_i = 1 \\ \sum_{j=1}^m d_{ij} = 0 \quad \forall i (i = 1, \dots, n) \\ \sum_{i=1}^m g_{ij} = 0 \quad \forall j (j = 1, \dots, m) \end{array} \right. \quad [3.2]$$

$$\text{simmetria} \left\{ \begin{array}{l} s_{ij} = s_{ji} \quad \forall i, j (i, j = 1, \dots, n) \\ g_{ij} = g_{ji} \quad \forall i, j (i, j = 1, \dots, m) \end{array} \right.$$

L'impiego della TM consente di calcolare con facilità gli indici relativi alle economie di scala e di diversifica-

zione. Per le prime si avrà:

$$ESC = \frac{C}{\sum_{i=1}^n y_i MC_i} = \frac{1}{\sum_{i=1}^n \eta_i} \quad [3.3]$$

dove MC_i e η_i rappresentano, rispettivamente il costo marginale e l'elasticità del costo rispetto all'*i*-esimo output. In particolare:

$$\frac{\delta \log C}{\delta \log y_i} = \eta_i = a_i + \sum_{j=1}^n s_{ij} \log y_j + \sum_{j=1}^m d_{ij} \log p_j \quad [3.4]$$

Chiaramente, se:

$$\frac{1}{\sum_{i=1}^n \eta_i} \begin{matrix} > \\ < \end{matrix} 1$$

si avranno economie di scala, rendimenti costanti, diseconomie di scala.

L'indicatore delle economie di diversificazione può essere calcolato in base alla seguente espressione:

$$ESCO = \{ [C(y_1, \dots, y_{i-1}, 0, y_{i+1}, \dots, y_n) + C(0, \dots, 0, y_i, 0, \dots, 0)] - C \} / C \quad [3.5]$$

dove si può considerare un unico prodotto (economie di diversificazione di prodotto specifico) oppure un insieme di prodotti. In tutti i casi vale la seguente relazione:

$$ESCO = \begin{matrix} > \\ < \end{matrix} 0 \text{ economie/diseconomie di diversificazione.}$$

Per il calcolo di ESCO si presenta il problema della

impossibilità di azzerare il valore delle variabili di output; in effetti, il dominio di applicabilità delle funzioni TM esclude lo zero. Noi abbiamo seguito la proposta di Cossutta et Al. (1988) che approssimano lo "zero" con il livello minimo osservato nel campione (ai valori degli output diversi da zero viene quindi sottratto il rispettivo valore minimo; cfr. Berger et Al., 1987)¹⁰.

Va comunque ricordato che, derivando da un'approssima-

10. Una via alternativa rispetto alla [3.5] per appurare l'esistenza di economie di scopo consiste nel sottoporre a verifica l'ipotesi di complementarità di costo tra coppie di prodotti (cfr. Denny-Pinto, 1978 e, per un'applicazione, Murray-White, 1983). E' noto che l'esistenza di complementarità di costo è una condizione sufficiente perché la funzione sia caratterizzata da economie di scopo. In termini formali, se:

$$\frac{\partial^2 C}{\partial y_k \partial y_j} \leq 0 \quad \forall k, j \quad k \neq j$$

allora la funzione di costo è caratterizzata da complementarità e quindi esistono economie di scopo. Per quanto riguarda la [3.1] si avrà:

$$\frac{\partial^2 C}{\partial y_j \partial y_k} = s_{jk} + (\alpha_j + \sum_{i=1}^n s_{ij} \log y_i + \sum_{i=1}^m d_{ij} \log P_i) *$$

$$(\alpha_k + \sum_{i=1}^n s_{ik} \log y_i + \sum_{i=1}^m d_{ik} \log P_i) \leq 0$$

che, valutata nel punto di espansione della Translog, si riduce a:

$$s_{jk} + \alpha_j \alpha_k \leq 0$$

Berger et Al. (1987) descrivono in modo dettagliato una serie di critiche all'utilizzo di questo approccio, riprese in parte da Kim (1986) e Mester (1987). Il problema principale risiede nel rischio che l'uso di questo indicatore conduca a una situazione di indecidibilità. La relazione deve infatti valere per ogni coppia di prodotti: se per qualche combinazione di questi non dovesse risultare positiva, allora l'intera procedura non consentirebbe di trarre conclusioni certe circa l'esistenza di economie di scopo.

zione locale della vera funzione di costo, la specificazione Translog riveste piena validità soltanto in un intorno del punto di approssimazione e non è perciò possibile effettuare estrapolazioni per valori molto distanti da tale punto. Il punto di espansione da noi utilizzato è dato dal valore medio di ciascuna variabile (tranne quelle "azzerate", nel caso delle economie di scopo) nel campione. Se calcolati per valori degli outputs lontani da tale punto, i risultati hanno infatti un significato esclusivamente indicativo.

Uno svantaggio della specificazione TM - come del resto di tutte le approssimazioni quadratiche - è l'elevato numero di parametri, che non permette di utilizzare un livello di disaggregazione molto dettagliato, soprattutto per quanto concerne l'output. La specification search in proposito è inoltre resa complessa dalla progressiva riduzione dei gradi di libertà man mano che si introducono nuove variabili tra i regressori.

Anche nella scelta del vettore dei prodotti e dei prezzi degli inputs abbiamo seguito Conigliani et Al. (1991). In sintesi, interpretando il processo produttivo dell'impresa bancaria secondo l'approccio dell'intermediazione, si è individuato l'output nell'attivo della banca, mentre i depositi e le altre forme di raccolta sono viste come inputs intermedi del prodotto finale. In questo ambito si sono quindi considerate sei categorie di prodotto:

- a) Impieghi (IMP)
- b) Titoli (TIT)
- c) Titoli di terzi a custodia (TIT3)
- d) Altri servizi (SER)
- e) Crediti di firma (CRFI)
- f) Posizione attiva sull'interbancario (INTB)

TIT3 e CRFI rappresentano l'attività in servizi dell'azienda di credito; la categoria degli altri servizi contiene una serie di attività non individuabili separatamente.

Nel caso del vettore dei prezzi dei fattori produttivi,

si è deciso di considerare il "prezzo" dei fondi prestabili; il prezzo del fattore lavoro e un generico prezzo relativo a tutti gli altri fattori produttivi, che dovrebbe anche costituire una proxy del prezzo del capitale.¹¹

Tra le variabili di controllo non si è invece ritenuto di dover inserire anche il numero degli sportelli. Tale problema è stato ampiamente dibattuto in letteratura (cfr. Nelson, 1985; Evanoff, 1988). La dislocazione delle filiali di una banca determina l'insorgere di una serie di costi di transazione per il consumatore legati al trasporto (per raggiungere la filiale più vicina), al tempo (necessario per svolgere l'operazione bancaria) e all'informazione (in termini di ricerca della migliore offerta di servizi bancari). Questi oneri sono inversamente proporzionali alla "convenienza" - per il consumatore - creata dall'azienda di credito, che così può essere interpretata come un'importante componente del prodotto bancario. Sulla base di questo ragionamento, si è argomentato che la "convenienza" offerta è una sorta di output di cui il numero di sportelli sarebbe una possibile proxy. In questo contesto, quando si calcolano le economie di scala a livello di impianto, ovvero sotto l'ipotesi di invarianza del numero di filiali, si sta implicitamente assumendo che la quantità di "convenienza" sia costante.

Il calcolo delle economie di scala a livello d'impianto considera però soltanto una possibilità di espansione del-

11. Il costo complessivo di questi altri fattori produttivi è stato rapportato al totale delle risorse amministrate. Si è però anche provato a usare come variabile di scala il numero degli sportelli, al fine di approssimare il costo unitario dello spazio utilizzato da ciascuna banca. I risultati ottenuti in merito alla questione delle economie di scala e di scopo non sono però granché mutati. Nonostante quest'ultima formulazione sia preferibile, da un punto di vista teorico, in quanto sarebbe così possibile far discendere dalla specificazione translog una domanda di "spazio", si è preferito mantenere l'uso del totale delle risorse amministrate, come variabile di scala, in modo da avere congruenza con la letteratura precedente.

l'output, vale a dire mantenendo costante il numero di sportelli. Da un punto di vista generale è però certamente più utile calcolare un indicatore delle economie di scala a livello d'impresa, ovvero che preveda la possibilità che anche gli impianti, nel nostro caso gli sportelli, varino con il variare del volume d'intermediazione. Si è così supposto che gli sportelli possano essere specificati come una funzione (log-lineare) dell'output: la specificazione della funzione di costo rappresenta così una sorta di forma ridotta, dove i coefficienti dell'output colgono anche gli effetti dovuti agli sportelli. Questa spiegazione è tanto più realistica nell'esame della relazione di lungo periodo, quando la numerosità e dislocazione degli sportelli non è più predeterminata.

I dati utilizzati per il calcolo delle singole variabili sono tratti dalla matrice dei conti. Una esauriente descrizione delle modalità di costruzione degli stessi è nell'Appendice.

3. L'analisi cross-section tradizionale.

La prima fase della nostra analisi è consistita nel calcolo di regressioni relative a ogni singolo anno del campione. In altri termini, si è considerato l'intero campione di dati come se fosse suddiviso in 7 sotto-campioni, ciascuno relativo agli anni dal 1983 al 1989. Il nostro primo obiettivo è perciò di replicare il tradizionale approccio cross-section, verificandone la sensibilità al variare degli anni considerati.

La nostra analisi si è basata sulla stima della specificazione Translog descritta in precedenza in ognuno degli anni che costituiscono il periodo di osservazione del campione di aziende di credito. La tavola 3.1 contiene i risultati relativi ad alcuni indicatori sulla bontà delle singole regressioni: gli elevati valori dell' R^2 corretto per i gradi di

Tav. 3.1

STATISTICHE RIASSUNTIVE DEI RISULTATI CROSS-SECTION

	$\bar{R}^2$	STD	OMOG	NORM	HET	RESET
1983	0.998	0.070	1.476	4.971	85.37*	1.44
1984	0.998	0.074	2.992*	1.979	92.95*	0.74
1985	0.997	0.079	2.562*	3.021	141.49*	2.59
1986	0.997	0.081	2.908*	1.077	109.91*	1.12
1987	0.997	0.076	1.529	2.060	80.07*	2.55
1988	0.997	0.079	1.328	1.826	89.76*	0.87
1989	0.996	0.087	1.020	0.566	90.38*	2.28

* Significativo al 5 per cento.

Legenda:

STD è l'errore standard della regressione.

OMOG è un test F (10,90) sulle restrizioni di omogeneità.

NORM è il test sulla normalità dei residui proposto da Bera e Jarque (1982); si distribuisce come un $\chi^2(2)$.

HET è il test di Breusch-Pagan per l'eteroschedasticità utilizzando le variabili della regressione $\chi^2(44)$.

RESET è il test RESET di Ramsey F(2, 198).

I gradi di libertà delle regressioni sono 200 per tutti gli anni. La variabile dipendente è il logaritmo dei costi totali.

libertà e il basso errore standard delle stime sembrano confermare la validità della specificazione adottata¹².

Le altre statistiche contenute nella tavola sembrano indicare la presenza di eteroschedasticità dei residui stimati: il test di Breush e Pagan (cfr. Breush e Pagan, 1978) è sempre significativo. Questo problema, tipico delle analisi cross-section, è di difficile soluzione: non conoscendo l'esatta specificazione della varianza dei residui non è possibile ricorrere al metodo dei minimi quadrati ponderati. Considerando, tuttavia, che il problema in questione riguarda l'efficienza delle stime e non la loro correttezza, sembra perciò preferibile seguire la proposta di White (White, 1980) di calcolare una matrice di varianze e covarianze la cui stima sia consistente, indipendentemente dalla forma di eteroschedasticità dei residui. Empiricamente, gli errori standard relativi ai principali coefficienti calcolati con la procedura di White sono peraltro sostanzialmente simili a quelli ottenuti coi minimi quadrati ordinari.

Un ulteriore potenziale problema della specificazione TM è costituito dalla multicollinearità. Nel nostro caso, tuttavia, questa non sembra creare grandi difficoltà: la maggior parte dei coefficienti stimati presenta infatti elevati t-statistici. La nostra analisi, inoltre, si concentra essenzialmente sull'inferenza relativa all'esistenza di combinazioni di più coefficienti e può essere pericoloso, in presenza di multicollinearità, procedere a un esame dettagliato dei singoli coefficienti basato sui rispettivi errori standard.

Nella tavola 3.2 sono riportate le stime dell'elasticità (diretta) dei costi al vettore degli outputs e dei prezzi

12. In questo senso deve pure essere considerato il test sulle restrizioni di omogeneità nei prezzi, che è significativo solo per gli anni 1984, 1985 e 1986.

Tav. 3.2

STIME DEI PRINCIPALI COEFFICIENTI DELLA REGRESSIONE

	IMP	TIT	TIT3	SER	CRFI	INTB	INT	LAV
1983	0.452	0.265	-0.012	0.046	0.004	0.249	0.705	0.154
a)	14.048	10.629	-1.159	2.194	0.231	14.124	11.593	2.646
b)	14.113	11.553	-1.293	2.359	0.254	16.395	13.601	3.149
1984	0.494	0.266	-0.015	0.051	0.012	0.202	0.625	0.169
a)	13.318	10.765	-1.349	2.302	0.665	11.483	8.259	2.600
b)	13.881	1.263	-1.460	2.328	0.708	12.347	7.936	2.589
1985	0.529	0.285	-0.013	0.009	-0.007	0.199	0.562	0.258
a)	12.362	9.838	-1.149	0.360	-0.308	9.121	5.995	2.512
b)	12.405	10.698	-1.344	0.412	-0.332	10.985	5.649	2.708
1986	0.533	0.289	-0.027	0.017	-0.001	0.197	0.627	0.153
a)	14.226	10.426	-2.286	0.732	-0.054	10.418	7.814	1.811
b)	15.288	11.369	-2.319	0.667	-0.069	12.220	9.559	2.446
1987	0.566	0.283	-0.035	0.010	-0.001	0.196	0.786	-0.016
a)	13.904	9.508	-2.841	0.417	-0.056	8.989	8.856	-0.168
b)	16.747	12.117	-3.276	0.457	-0.069	9.782	10.721	-0.209
1988	0.580	0.273	-0.033	0.019	-0.013	0.179	0.648	0.161
a)	14.869	9.554	-2.856	0.844	-0.687	9.170	8.669	2.063
b)	17.976	11.307	-3.270	1.014	-0.829	10.892	9.942	2.370
1989	0.637	0.246	-0.033	-0.001	-0.003	0.146	0.648	0.194
a)	12.597	6.922	-2.168	-0.064	-0.158	5.656	9.297	3.061
b)	14.482	7.776	-2.142	-0.086	-0.206	6.900	10.667	3.661

a) t-statistico ottenuto mediante OLS.

b) t-statistico ottenuto mediante la procedura di White (1980).

Il coefficiente del prezzo degli altri fattori produttivi (ALTF) non viene riportato in quanto vincolato.

Legenda:

IMP = Impieghi

TIT = Titoli

TIT3 = Titoli di terzi a custodia

SER = Altri servizi

CRFI = Crediti di firma

INTB = Posizione attiva sull'interbancario

INT = Costo della raccolta

LAV = Prezzo del fattore lavoro

degli inputs¹³. In generale, la stima dei coefficienti relativi agli impieghi, ai titoli e alle attività sul mercato interbancario risulta di gran lunga più elevata e significativa, unitamente a quelle del prezzo dei depositi. Per il resto, la variabile relativa ai titoli di terzi a custodia presenta quasi sempre un'elasticità con segno negativo, contrario alle attese, anche se soltanto in 3 anni (1986, 1987 e 1988) è significativamente diversa da zero.

La tavola 3.3 contiene le stime delle economie di scala per l'intero sistema considerando, per i vari anni, livelli crescenti di eterogeneità (dalla colonna a alla e). Di questa si è tenuto conto inserendo una partizione via via più dettagliata delle aziende di credito in base a dimensione, categoria giuridica e localizzazione geografica. In particolare, nel nostro caso si sono considerati raggruppamenti di aziende di credito in base alla collocazione geografica (Nord-Ovest, Nord-Est, Centro, Sud e Isole), alla categoria giuridica (istituti di diritto pubblico, banche di interesse nazionale, banche popolari, banche di credito ordinario, casse di risparmio), e alla dimensione (aziende maggiori, grandi, medie, piccole, minori e minime).

Confrontando i diversi anni, emerge come solo nel 1989 sia possibile identificare la presenza di rendimenti crescenti, seppur di entità non molto elevata, qualora non si tenga conto della eterogeneità tra le varie banche (colonna a). Una possibile spiegazione può essere rinvenuta nei mutamenti di carattere istituzionale che hanno interessato il sistema bancario italiano negli ultimissimi anni, come l'abolizione dei vincoli amministrativi sul flusso di credito erogato all'economia e sulla dislocazione degli sportelli nel territorio nazionale. Questi cambiamenti hanno creato le condizioni per una sempre maggior concorrenza tra le imprese bancarie, fornendo in tal modo nuove opportunità di sfrutta-

13. Si tratta dei coefficienti indicati con a_i e b_i nella [3.1].

Tav. 3.3

STIMA DELLE ECONOMIE DI SCALA PER LE VARIE CROSS-SECTIONS

	a)	b)	c)	d)	e)	f)	g)
1983	0.997 (-0.335)	0.999 (-0.095)	1.010 (1.089)	1.011 (0.523)	1.006 (0.535)	1.057 (3.976)	1.068 (4.240)
1984	0.990 (-1.257)	0.996 (-0.518)	1.004 (0.411)	0.994 (-0.273)	1.008 (0.684)	1.058 (3.896)	1.084 (4.879)
1985	0.998 (-0.199)	1.006 (0.528)	1.013 (1.001)	1.006 (0.232)	1.007 (0.472)	1.059 (3.319)	1.086 (4.370)
1986	0.992 (-0.915)	0.999 (-0.107)	1.003 (0.301)	1.002 (0.878)	1.011 (0.897)	1.055 (3.168)	1.073 (3.793)
1987	0.981 (-1.847)	0.985 (-1.509)	0.991 (-0.769)	0.994 (-0.252)	0.999 (-0.063)	1.046 (2.477)	1.062 (2.978)
1988	0.995 (-0.487)	0.999 (-0.098)	1.007 (0.610)	1.012 (0.479)	1.018 (1.305)	1.068 (3.779)	1.088 (4.421)
1989	1.009 (0.695)	1.013 (1.233)	1.020 (1.422)	1.048 (1.618)	1.035 (2.290)	1.100 (4.941)	1.108 (5.104)
Gruppi	=	3	4	5	21	=	21

Legenda:

- a) Specificazione Translog di base.
- b) Specificazione a) con variabili dummy per la collocazione geografica.
- c) Specificazione a) con variabili dummy per la categoria giuridica.
- d) Specificazione a) con variabili dummy per la dimensione.
- e) Specificazione a) con variabili dummy che tengono conto contemporaneamente di collocazione geografica, categoria giuridica e imensione.
- f) Specificazione a) con l'aggiunta della variabile relativa agli sportelli.
- g) Specificazione e) con l'aggiunta della variabile relativa agli sportelli.

In parentesi compare il t-statistico relativo all'ipotesi che l'indicatore delle economie di scala sia uguale a 1.

mento delle economie di scala latenti. L'abbandono del massimale sugli impieghi, unitamente all'introduzione di alcune norme fiscali relative al trattamento dei titoli in portafoglio (cfr. Giannini e al., 1991), hanno favorito una accennuata ricomposizione degli attivi bancari in favore dei prestiti¹⁴. Per quanto concerne gli sportelli, che nelle stime sinora commentate non sono inclusi tra le variabili di controllo, è necessario osservare che l'introduzione della pratica del silenzio assenso nel 1990 da parte della Banca Centrale, relativamente alle domande di apertura di nuove dipendenze, rappresenta il punto culminante di una progressiva liberalizzazione, iniziata con l'ultimo piano-sportelli del 1986. Non è perciò scorretto sostenere che nel periodo più recente il sistema bancario abbia risentito in misura sempre maggiore del mutato quadro istituzionale, soprattutto in termini di possibilità di crescita delle aziende.

Le differenze tra i vari anni sinora discusse sono peraltro estremamente ridotte se paragonate a quelle che si hanno al mutare del grado di dettaglio utilizzato per distinguere tra le varie categorie di banche. Il predominare di queste ultime differenze è la fondamentale motivazione della scelta di indagare il ruolo dell'eterogeneità tra le banche, dando invece minor rilievo alla questione dei possibili mutamenti avvenuti nel tempo nella relazione tra costi e outputs.

Il risultato generale è costituito dal fatto che sembra esistere una relazione positiva tra grado di eterogeneità di cui si tenga conto ed economie di scala: le stime più elevate di questo indicatore sono infatti quelle relative alla colonna (e), che fa riferimento a regressioni con variabili di tipo dummy per il maggior numero di raggruppamenti.

Quando, per comparazione con gli studi precedenti, si

14. La percentuale degli impieghi sul totale dei fondi fruttiferi mostra un chiaro trend positivo, particolarmente consistente negli ultimi anni; viceversa, è fortemente diminuita la quota di titoli in portafoglio.

inseriscono gli sportelli fra le variabili esplicative, i risultati ottenuti sono quelli attesi: l'indicatore delle economie di scala, che fa ora riferimento a una numerosità di impianti data, aumenta in valore e diviene significativo per tutti gli anni del campione (si vedano le colonne f e g della tavola 3.3)¹⁵.

La tavola 3.4 illustra i risultati relativi al calcolo dell'indicatore delle economie di scopo di prodotto specifico per i singoli outputs e per due panieri rappresentativi dell'attività di intermediazione e dell'attività in servizi. In generale i valori riportati nella tavola non consentono di individuare con certezza l'esistenza di economie di diversificazione anche se il valore dell'indicatore, spesso superiore all'unità, indurrebbe a ritenere non del tutto infondata l'ipotesi della presenza di economie di scopo. Gli elevati errori standard - che si riflettono nei bassi t-statistici - e l'estrema variabilità delle stime per i vari anni mettono in luce abbastanza chiaramente i difetti del metodo di calcolo applicato in questo caso.¹⁶ E' probabile che la specificazione translog non consenta di ottenere buone approssimazioni quando si calcola il valore della funzione di costo in punti - come lo "zero" dei prodotti - molto distanti da quello di espansione.

L'analisi delle singole cross-sections e la loro comparazione ha permesso di individuare nelle diversità tra le varie banche, più che nei mutamenti avvenuti nel tempo, la questione principale da indagare. Più precise indicazioni in proposito possono provenire dall'uso dei dati longitudinali. Prima dell'analisi vera e propria di questi ultimi, si è però considerato lo stimatore OLS riferito al semplice raggrup-

15. Il trend temporale individuato in precedenza ora appare più chiaro e netto.

16. Si è anche tentato di calcolare l'indicatore della complementarità di costo illustrato in precedenza, ma, anche in questo caso, i risultati non hanno consentito di trarre conclusioni precise circa l'esistenza di economie di scopo.

**ECONOMIE DI SCOPO
TOTALE SISTEMA**

ANNI	P A N I E R I						
	IMP	TIT	TIT3	SERV	CRFI	INTB	a)
1983	9.23 (0.73)	24.48 (1.06)	1.28 (0.59)	0.43 (-3.17)	1.32 (0.45)	2.28 (1.47)	2.29 (0.50)
1984	30.65 (0.81)	15.07 (0.97)	1.29 (0.60)	0.61 (-1.56)	2.02 (1.18)	1.58 (1.03)	8.67 (0.74)
1985	2.96 (0.56)	12.49 (1.05)	1.18 (0.37)	0.43 (-2.61)	1.14 (0.37)	1.86 (1.65)	2.36 (0.54)
1986	1.46 (0.30)	1.11 (0.12)	1.18 (0.36)	0.52 (-1.70)	0.99 (-0.02)	1.52 (1.14)	0.71 (-0.42)
1987	3.81 (0.60)	2.42 (0.83)	1.33 (0.48)	0.43 (-2.31)	1.77 (1.08)	1.42 (1.10)	1.77 (0.41)
1988	11.18 (0.63)	3.01 (0.98)	0.90 (-0.22)	0.32 (-3.44)	1.14 (0.35)	1.87 (1.48)	0.34 (-1.54)
1989	1.15 (0.08)	1.15 (0.17)	2.86 (1.05)	1.70 (1.39)	0.96 (-0.12)	1.96 (1.40)	3.87 (0.52)

Legenda:

Le prime sei colonne illustrano i risultati del calcolo delle economie di scopo di prodotto specifico relativamente agli output indicati in testa; l'ultima colonna riguarda invece i panieri costituiti da IMP, TIT e INTB da una parte e SERV, CRFI e TIT3 dall'altra.

In parentesi il t-statistico relativo all'ipotesi che l'indicatore sia pari all'unità. La specificazione adottata è la translog senza variabili dummy.

IMP = Impieghi
TIT = Titoli
TIT3 = Titoli di terzi a custodia
SER = Altri servizi
CRFI = Crediti di firma
INTB = Posizione attiva sull'interbancario

pamento (pooling) dei dati per banca e per anno¹⁷. I risultati di queste stime, per brevità non riportate, confermano quanto già emerso a livello di singole cross-section, in particolare circa l'esistenza di una relazione positiva tra grado in cui si tiene conto dell'eterogeneità e stima delle economie di scala¹⁸.

La diagnostica utilizzata indica inoltre che la specificazione presenta svariati problemi, oltre a quelli già individuati in precedenza. Innanzitutto l'analisi relativa alla normalità dei residui di stima indica la necessità di formulare specificazioni migliori. Soprattutto, l'analisi nel tempo dei residui per ogni singola banca denota un'elevata correlazione temporale tra gli stessi. Le statistiche m_1 e m_2 , proposte da Arellano-Bond (1991) per i dati longitudinali, sono rispettivamente pari a 20,75 e 18,07. Questo sembra indicare la rilevanza sia di problemi di specificazione dinamica, insospettiti finché ci si muoveva nell'ambito di una cross-section, sia dell'eterogeneità tra imprese, per cui i residui di stima relativi a ciascuna singola banca tendono ad avere tutti lo stesso segno.

4. Eterogeneità tra banche e stima delle economie di scala e di scopo.

L'utilizzo sinora fatto del carattere longitudinale dei nostri dati è alquanto limitato, poiché si è semplicemente sfruttata la presenza di più osservazioni e margini di libertà nelle stime. I dati a nostra disposizione consentono, in realtà, sia di tenere maggiormente conto dell'eterogeneità tra banche, sia di esaminare la questione della dinamica

17. In questo caso si sono anche inserite delle dummies temporali, le cui singole stime peraltro non sembrano indicare la presenza di effetti temporali molto rilevanti.

18. Una differenza concerne però il test relativo alle restrizioni di omogeneità nei prezzi che in questo contesto risulta fortemente significativo, respingendo nettamente tale ipotesi.

d'aggiustamento, problemi che, sulla base delle sperimentazioni presentate nel paragrafo precedente, sembrano essere entrambi empiricamente rilevanti. Nel fare questo, si è anche provato a tener conto dell'endogeneità potenziale dei regressori, impiegando come metodo di stima quello proposto da Arellano-Bond (cit.). Per meglio evidenziare l'effetto dei singoli problemi considerati sulle stime ottenute, si descriveranno però anche i risultati delle stime OLS.

Data la numerosità dei regressori nella TM da noi utilizzata, la ricerca della migliore specificazione dinamica è stata forzatamente limitata all'inserimento di eventuali ritardi della variabile dipendente. Si è perciò implicitamente ipotizzato un processo di aggiustamento parziale. Un segno positivo dei ritardi della variabile dipendente indicherebbe la presenza di rendimenti di scala più ampi nel breve periodo che nel lungo. In analogia con quanto abitualmente rintracciato nella letteratura sulla domanda di fattori, il segno da noi atteso è positivo.

Il modello stimato può perciò essere rappresentato come:

$$\log C_{it} = \lambda_i + A(L) \log C_{it-1} + \beta X_{it} + u_{it} \quad [4.1]$$

dove i suffissi i e t indicano rispettivamente l'azienda bancaria e il tempo; $A(L)$ è una polinomiale nell'operatore di ritardo (L); X_{it} racchiude tutti i regressori (lista degli outputs, dei prezzi degli inputs e termini di interazione come specificato nella [3.1] e varie dummies temporali); β è il connesso vettore dei parametri; λ_i è un effetto individuale che sintetizza altre variabili, non misurate, costanti nel tempo per ciascuna banca; u_{it} è una componente stocastica che si assume essere non correlata nel tempo. Non si ipotizzano peraltro omoschedasticità dei residui, in quanto per le inferenze si utilizzerà la matrice di varianze e covarianze ottenuta con la procedura di White, né assenza di correlazione con il vettore dei regressori.

Nonostante i risultati del paragrafo precedente ci confortino nella scelta di indagare il ruolo dell'eterogeneità tra le banche più che i mutamenti avvenuti nel corso del periodo, nella [4.1] abbiamo cercato di tener conto anche di questi ultimi. In prima battuta e per non perdere troppi gradi di libertà nelle stime, ci si è limitati a inserire delle dummies temporali sulla costante.¹⁹ Come ulteriore controllo dei risultati ottenuti, si è però anche provato a inserire una interazione tra un termine di trend temporale e le dummies per i 52 raggruppamenti di banche costituiti dall'incrocio tra localizzazione geografica, categoria giuridica e classe dimensionale. Questo dovrebbe consentire di limitare gli effetti dell'aver ipotizzato che l'eterogeneità tra aziende di credito possa essere rappresentata da effetti individuali fissi nel tempo, ipotesi che è lecito ritenere troppo restrittiva stante le molte modificazioni già avviate nel sistema bancario italiano.²⁰

La procedura di stima della [4.1] dipende dalle assunzioni riguardanti il termine λ_i , in particolare il legame tra lo stesso e il vettore delle variabili in X_{it} . Se le caratteristiche aziendali sintetizzate dal termine λ_i non fossero correlate con quelle misurate e incluse nel vettore dei re-

19. Queste tengono conto di variazioni nel tempo del grado di efficienza medio di tutte le banche. Questi parametri risentiranno però anche del fatto di aver usato dati non deflazionati: in particolare, essendo i costi definiti in lire correnti, la dipendente sfasata sarà espressa in una unità di misura diversa da quella dei costi correnti.

20. Oltre a quanto già rilevato nel paragrafo precedente si possono ricordare i risultati di diverse recenti ricerche condotte nel Servizio Studi della Banca d'Italia. Focarelli-Tedeschi (1991) evidenziano il ruolo dell'accresciuta importanza della raccolta tramite certificati di deposito nel rendere più concorrenziale il sistema bancario. Ferri (1991) e Ferri-Gobbi (1992) - oltre al già citato lavoro di Giannini, Papi e Prati - descrivono la crescente omogeneizzazione tra le diverse aziende di credito e nei vari mercati bancari: il primo con particolare riferimento alla struttura dei conti economici, il secondo con riguardo alle condizioni praticate alla clientela.

gressori, il metodo di stima più efficiente sarebbe dato dal random effect estimator (Hsiao, 1986), che sfrutta la variabilità di tipo cross-section tra le imprese, oltre alla variabilità nel tempo per ciascuna singola impresa. In caso contrario, l'effetto individuale λ_i deve essere rimosso, stimando il modello o in termini di deviazione dalla media temporale per ciascuna impresa o prendendo le differenze prime della [4.1].

Nel caso da noi considerato, in cui è plausibile che molte delle variabili inserite nel vettore X_{it} siano endogene e comunque tra i regressori è inclusa la dipendente sfasata, vi è evidentemente un legame tra λ_i e i regressori, per cui si è optato per lo stimatore a effetti fissi²¹. In particolare, si sono considerate le differenze prime dell'equazione [4.1]; la presenza della dipendente sfasata avrebbe infatti provocato correlazione tra i residui, espressi in deviazione dalla propria media temporale, e i regressori, anch'essi espressi in deviazione dalla propria media temporale²². Come detto, per tener conto della possibile endogeneità dei regressori inclusi nel vettore X_{it} , e della ovvia correlazione tra Δu_{it} e $\Delta \log C_{it-1}$, le stime sono state effettuate utilizzando il metodo generalizzato dei momenti (GMM), come proposto da Arellano-Bond (cit.). Gli strumenti utilizzati sono i ritardi delle stesse variabili incluse nella regressione, con l'aggiunta del numero degli sportelli e del capitale proprio.²³ L'inclusione di sportelli e capitale proprio tra

21. La scelta di questo stimatore è corroborata dai valori fortemente significativi del test di Hausman.

22. Il termine $u_{it} - \bar{u}_i$, dove $\bar{u}_i = \frac{1}{T} \sum_t u_{it}$, sarà infatti correlato con $y_{it-1} - \bar{y}_i$, dove $\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_t y_{it}$ e $y_{it} = \log C_{it}$.

23. Per i motivi ricordati nel paragrafo 2, si è mantenuta la specificazione in cui gli sportelli non sono inclusi tra i regressori, così da poter calcolare le economie di scala a livello di impresa e non di impianto.

gli strumenti è motivata dal legame che entrambe le variabili plausibilmente hanno con il prodotto bancario. poiché anche queste due variabili sono endogene, se ne sono utilizzati soltanto i valori ritardati, in analogia con quanto fatto per gli altri strumenti. Data la presenza di Δu_{it} e assumendo che u_{it} non sia correlato nel tempo, ciò significa che le diverse variabili considerate sono validi strumenti per tutto il periodo da $t-2$ all'indietro. L'avere un panel con più di 3 osservazioni ha perciò comportato una sovraidentificazione dell'equazione, verificata con il tradizionale test di Sargan.

Condizione necessaria per l'identificazione dell'equazione e la validità degli strumenti adoperati è che il disturbo u_{it} non sia correlato nel tempo. Avendo proceduto a differenziare la [4.1], va perciò verificato che il termine di disturbo così ottenuto, $\Delta \hat{u}_{it}$, segua un processo di tipo moving average del primo ordine, indotto appunto dalla trasformazione operata, e non denoti correlazione di grado superiore. La verifica di tale ipotesi è stata effettuata utilizzando il test in proposito suggerito da Arellano-Bond (cit.)²⁴.

La disponibilità di un numero limitato di anni ha evidentemente ristretto le possibilità della specification search di tipo dinamico. Ci si è così fermati a un massimo di due ritardi per la dipendente sfasata, che sono risultati significativamente diversi da zero e in grado di eliminare l'autocorrelazione d'ordine superiore al primo nel residuo $\Delta \hat{u}_{it}$. Quest'ultimo ha inoltre l'autocorrelazione negativa al primo ritardo che ci si attenderebbe sotto l'ipotesi che u_{it} sia un processo immune da autocorrelazione.

Come detto, oltre alla stima GMM, si presentano le stime OLS, sia tenendo conto del termine λ_1 - rimosso mediante le differenze prime della [4.1] - sia non considerando l'etero-

24. E' lo stesso test già utilizzato nel paragrafo precedente laddove si considera il semplice pooling dei dati.

geneità tra banche (tav. 4.1). Ciò consente di verificare, passo dopo passo, l'effetto sulle stime delle varie fonti di distorsione elencate nel paragrafo 1²⁵. Il confronto tra le tre diverse metodologie viene svolto per la specificazione in cui siano già state imposte le restrizioni di simmetria e omogeneità, descritte nel paragrafo 2. I risultati di tale comparazione non sono peraltro diversi quando si considerino le stime senza l'imposizione di tale restrizione.²⁶

La semplice considerazione della dipendente sfasata tra i regressori non è sufficiente a eliminare l'autocorrelazione nei residui individuata nel paragrafo precedente. L'auto-correlazione sembra perciò dipendere anche dal fatto che i residui stimati di ciascuna singola impresa comprendono una componente sistematica, rappresentata appunto dal termine λ_i . L'errore standard migliora inoltre nettamente quando dall'equazione viene rimosso il termine λ_i : si passa dallo 0,2 allo 0,04 per cento. I valori dei principali parametri stimati hanno tra loro un ordinamento simile a quello già riscontrato nel paragrafo precedente. Le stime dei singoli coefficienti sono in generale abbastanza precise, grazie anche all'ampiezza del campione utilizzato, e non assumono valori abnormi. La dimensione dei parametri relativi ai termini lineari dell'output è peraltro sensibilmente inferiore a quella descritta per le stime cross-section, il che indica la presenza di rendimenti crescenti, più ampi nel breve periodo che nel lungo, tenuto conto dei segni positivi di entrambi i

25. Gli effetti dell'aver tenuto conto della dinamica di aggiustamento sono desumibili dal confronto con le analisi cross-section e il semplice pooling dei dati descritti nel precedente paragrafo.

26. Il test delle ipotesi di omogeneità e simmetria non possiede una distribuzione nota nel caso di stima con variabili strumentali in specificazioni dinamiche. Calcolando per il modello più generale, riportato nell'ultima colonna della tavola, un tradizionale test F con 10 e 869 gradi di libertà si ottiene un valore di 2,98 che indicherebbe un rifiuto delle ipotesi sottoposte a verifica.

PRINCIPALI COEFFICIENTI DELL'ANALISI LONGITUDINALE

	Pooling (senza effetti fissi)		Effetti fissi: OLS		Effetti fissi: GMM			
					(A)		(B)	
	coeff.	t-stat.	coeff.	t-stat.	coeff.	t-stat.	coeff.	t-stat.
Costi _{t-1}	.704	14.46	.068	2.91	.174	3.66	.141	3.07
Costi _{t-2}	-.117	3.07	.083	4.74	.070	2.89	.040	1.89
IMP	.220	12.81	.323	16.99	.326	8.86	.347	9.53
TIT	.106	9.17	.167	7.63	.067	1.68	.149	4.93
TIT3	-.015	4.01	-.000	.05	.010	.85	.011	1.07
SER	.004	.46	.004	.80	.031	2.29	.032	2.69
CRFI	.005	.85	.009	1.24	-.005	.40	.003	.26
INTB	.094	11.00	.145	14.11	.123	5.42	.168	7.69
INT	.283	11.83	.662	14.87	.574	10.23	.687	12.89
LAV	.013	.67	.084	4.31	.067	2.15	.029	.92
ALTF	.117 ristretto		.103 ristretto		.115 ristretto		.103 ristretto	
$\hat{\sigma}^2$ (livello)	.00229		.00041		.00055		.00049	
esclusione: dummies tempo- li	.00		.00		.00		.00	
interazione tra trend e gruppi	escluse		escluse		escluse		.00	
m ₁	7.54		-1.22		-4.46		-4.94	
m ₂	6.47		-.50		.19		-0.17	
Sargan	—		—		34.0		75.8	

Legenda:

Per la definizione dei regressori si veda la tav. 3.2; m₁ e m₂ sono i test proposti da Arellano-Bond (1991) per verificare l'ipotesi di autocorrelazione rispettivamente del primo e del secondo ordine nei residui dell'equazione trasformata; Sargan è il test di Sargan - distribuito come un χ^2 - per verificare la validità delle restrizioni di sovraidentificazione dell'equazione ed è basato sulle stime del secondo stadio; gli altri test sono anch'essi dei χ^2 . Per tutti i χ^2 si riportano le probabilità, in percentuale, di accettazione dell'ipotesi nulla considerata. Il t-statistico è consistente per l'eteroschedasticità ed è riportato in valore assoluto.

ritardi utilizzati per la variabile dipendente.

Lo stimatore OLS within è però anch'esso inficiato, per la (potenziale) endogeneità delle variabili incluse in X_{it} e per la correlazione, indotta dall'aver considerato le differenze prime, tra i residui e la dipendente sfasata. Il riferimento necessario è perciò alle colonne successive, con le due stime GMM, che differiscono tra loro perché in un caso si considerano soltanto delle dummies temporali sulla costante (come nelle due colonne OLS), mentre nell'altro si aggiungono le 52 dummies per i raggruppamenti di imprese sulla base di classe dimensionale, categoria giuridica e localizzazione geografica.

Per entrambe la diagnostica disponibile è soddisfacente. Non vi è autocorrelazione di ordine superiore al primo nei residui stimati, il che consente tra l'altro di non rifiutare le restrizioni di identificazione adottate. La validità degli strumenti viene inoltre confermata dal test di Sargan.

Se ci si limita alle dummies temporali sulla costante (la terza colonna) i valori dei parametri principali non mutano in maniera molto sensibile rispetto allo stimatore OLS within. Fanno eccezione i crediti di firma, che hanno segno negativo, senza però essere significativi.

Considerando l'indicatore sintetico sulla presenza di economie di scala si ha un valore stimato pari a 1,36 (con errore standard di 0,031), molto simile al valore (1,31 con un errore standard di 0,041) ottenuto con lo stimatore OLS within. Tali valori appaiono estremamente elevati. Come più volte detto ipotizzare che l'eterogeneità esistente tra le banche non sia mutata nel corso del tempo - sia pure nei soli quattro anni, dal 1985 al 1989, da noi effettivamente analizzati dopo aver perso il biennio precedente a seguito della specificazione dinamica adottata - è plausibilmente troppo restrittivo. Cercando di tener conto di questi mutamenti e introducendo le 52 dummies rappresentative dei raggruppamenti d'imprese, si ottengono risultati più

**ECONOMIE DI SCOPO
STIMA GMM**

P A N I E R I						
IMP	TIT	TIT3	SERV	CRFI	INTB	a)
0.34 (-28.32)	1.60 (3.92)	0.90 (-2.62)	0.84 (-5.86)	1.04 (0.47)	1.01 (0.43)	0.19 (-22.43)

Legenda:

Le prime sei colonne illustrano i risultati del calcolo delle economie di scopo di prodotto specifico relativamente agli output indicati in testa; l'ultima colonna riguarda invece i panieri costituiti da IMP, TIT e INTB da una parte e SERV, CRFI e TIT3 dall'altra.

In parentesi il t-statistico relativo all'ipotesi che l'indicatore sia pari all'unità. La specificazione adottata è la translog senza variabili dummy.

IMP = Impieghi
 TIT = Titoli
 TIT3 = Titoli di terzi a custodia
 SER = Altri servizi
 CRFI = Crediti di firma
 INTB = Posizione attiva sull'interbancario

plausibili per l'indicatore sulle economie di scala, che rimane nettamente superiore all'unità, ma si riduce a 1,154 (con un errore standard di 0,044). Le modifiche più rilevanti nei coefficienti si hanno per i titoli e la posizione attiva sull'interbancario, a conferma della necessità di tener conto delle variazioni nelle politiche dell'attivo delle diverse categorie di banche. Le 52 dummies inserite, pur essendo individualmente quasi mai significative, lo sono come insieme di variabili, la cui introduzione appare perciò necessaria.

In tema di economie di scopo l'utilizzo dello stimatore GMM non è invece in grado di far ottenere risultati estremamente chiari. Se calcolate per valori delle variabili distanti dal punto medio, che è però quello di espansione della translog ed è l'unico ove gli indicatori considerati rivestano piena validità, le economie di scopo sarebbero di entità crescente all'aumentare delle dimensioni aziendali. Intorno alla media emergono valori positivi e significativi solo per i titoli. Significative diseconomie di scopo si hanno invece nel caso di impieghi, titoli di terzi e servizi (tav. 4.2).

Le conclusioni che si possono trarre sono incoraggianti. L'uso di informazioni longitudinali consente di ottenere stime più precise delle economie di scala e, soprattutto, di evitare la distorsione discendente dall'eterogeneità tra banche. Quando si tenga conto di questa, si evidenziano rendimenti fortemente crescenti - a livello di impresa e non solo di impianto - sia nel breve che nel lungo periodo. Tale conclusione appare robusta anche rispetto alla necessaria considerazione dei profondi mutamenti intervenuti nel recente passato nella struttura del sistema bancario italiano.

Conclusioni.

L'analisi di dati longitudinali d'impresa ci ha consentito di indagare la presenza e il ruolo dell'eterogeneità tra aziende nel determinare la relazione tra costi e output nel-

l'industria bancaria. Nello studiare tale relazione si è inoltre tenuto conto della potenziale endogeneità di molte delle variabili da cui i costi sono fatti abitualmente dipendere e della presenza di una dinamica di aggiustamento a livello della singola impresa. Tenendo conto di tali elementi, soprattutto dell'eterogeneità tra le aziende, sinora trascurata nella letteratura empirica italiana, emerge una risposta nettamente positiva al quesito sulle economie di scala nell'industria bancaria. Questa sembra essere infatti caratterizzata da rendimenti fortemente crescenti, anche quando gli sportelli non vengono inseriti tra i regressori. Questi risultati sono estremamente interessanti e indicano come probabile un processo di profonda riorganizzazione dell'industria bancaria in Italia a seguito del progressivo venir meno di una serie di vincoli regolamentari.

Alcune note di cautela vanno peraltro ricordate. Innanzitutto lo scopo di questa ricerca era quello di verificare la robustezza dei risultati abitualmente raggiunti su cross-section, quando si tenga conto degli elementi prima ricordati. Poca attenzione è stata invece rivolta alla specificazione funzionale della relazione tra costi, outputs e inputs nell'industria bancaria. Ci si è infatti limitati a mutuare una specificazione, la Translog multiprodotto, abbastanza flessibile, con un insieme di regressori già utilizzato in precedenti ricerche italiane.

Un'importante direttrice di ricerca è perciò quella che concerne la definizione del prodotto bancario, su cui uno sforzo di riflessione teorica è a nostro avviso indispensabile.

Altro caveat della nostra analisi è quello relativo al trattamento dell'eterogeneità tra banche. Innanzitutto, va ricordato che la stima a effetti fissi elimina le distorsioni che da questa potrebbero derivare, ma non spiega l'origine della stessa. Il fatto che, ceteris paribus, una data banca abbia costi più o meno elevati dipenderà da una serie di fattori difficilmente misurabili e non è attributo intrinseco

della stessa. Da questo punto di vista, l'analisi qui effettuata è perciò senz'altro incompleta. Inoltre, l'interpretazione dell'effetto fisso individuale come rappresentativo dell'efficienza della singola azienda non è esaustiva, in quanto lo stesso terrà anche conto del diverso potere di mercato delle banche nel fissare, ad esempio, il rendimento dei depositi.

I limiti ora rilevati non inficiano però la validità della nostra analisi. Questa cesserebbe di essere valida se i fattori non misurabili colti dall'effetto individuale di ciascuna banca fossero in realtà mutati nel corso del periodo da noi esaminato. L'adozione di un arco temporale non eccessivamente lungo, di fatto dal 1985 al 1989, tende a minimizzare tale rischio. Inoltre, i risultati ottenuti si sono dimostrati robusti, divenendo anzi più plausibili, quando si è cercato di tener conto dei mutamenti rilevanti nella struttura del sistema che già si sono manifestati. Rimane peraltro la possibilità logica che le nostre stime siano distorte verso l'alto: se le banche che hanno accresciuto il proprio grado di efficienza sono state anche in grado di incrementare maggiormente le proprie dimensioni (ciò proprio grazie al progressivo allargamento degli spazi concorrenziali avviatosi nel passato decennio), le nostre stime delle economie di scala devono essere considerate un upper bound dell'effettivo valore delle stesse. Uno sviluppo ulteriore dell'analisi è perciò quello di tener esplicitamente conto di tali modifiche, come per esempio quelle statutarie e i mutamenti di management verificatisi in talune aziende, che potrebbero aver influito sull'operatività delle aziende. Oltre che per controllare i risultati ottenuti sulle economie di scala, tale esame può fornire indicazioni utili da un punto di vista di policy, per sapere se talune specifiche modifiche abbiano avuto effetti positivi sull'efficienza aziendale.

Appendice: I dati utilizzati.

Nell'analisi sono state utilizzate variabili sia di stock, sia di flusso. Entrambe sono state ritenute in qualche modo rappresentative del "prodotto bancario", per tale intendendosi il complesso dell'attività di trasformazione delle scadenze operata da una banca, unitamente alla fornitura di servizi.

Espressione della prima area sono state ritenute essere l'attività di impiego, rappresentata dall'aggregato "impieghi propri," e di investimento, rappresentata dagli aggregati "valori mobiliari", "Rapporti attivi con Istituzioni creditizie" e con "Banca d'Italia - Ufficio Italiano dei Cambi ed altri Enti". Rappresentativi della seconda sono invece stati considerati il volume dei valori di terzi in custodia e amministrazione, l'ammontare dei crediti di firma concessi e gli altri ricavi netti su servizi (ricavi da gestione di esattorie e commissioni attive su servizi di incasso e pagamento).

Le variabili di costo utilizzate sono rappresentate da: il costo medio dei mezzi di terzi (inclusi quelli forniti da altre istituzioni creditizie), il costo medio del personale e le spese di gestione, diverse da quelle per il personale, queste ultime espresse in percentuale delle risorse amministrate.

Il periodo considerato inizia nel 1983 e giunge fino al 1989 incluso. I dati relativi agli stocks sono dati medi annui, calcolati a partire dalle consistenze finali dei vari trimestri. Per i dati di fine marzo, giugno e settembre si è adottato un peso pari a $1/4$, mentre per le consistenze al 31 dicembre dell'anno t e di quello $t-1$ si è usato un peso pari a $1/8$. I dati relativi alle componenti di costo e di ricavo, essendo flussi cumulati nell'anno, sono invece tratti dalle segnalazioni di fine anno, rese in occasione dell'approvazione del bilancio ufficiale. Tutte le variabili sono relative ai rapporti in lire e in valuta, complessivamente considerati.

La tavola A1 riporta più in dettaglio le singole voci, con il corrispondente codice indicativo delle stesse nella matrice dei conti, che compongono i 6 outputs e i 3 prezzi degli inputs.

Sono state escluse dall'analisi tutte le banche che nel corso del periodo esaminato sono sorte o scomparse, ovvero sono state interessate da situazioni di crisi particolarmente grave che ne abbia determinato la messa in gestione straordinaria, la liquidazione coatta amministrativa, o che abbiano incorporato altre aziende di dimensioni tali da influire sulla struttura dell'incorporante. Sono state altresì escluse le Filiali di banche estere, gli istituti Centrali di Categoria e le Casse Rurali ed Artigiane a motivo della loro peculiarità operativa. Il campione di banche utilizzato è così composto di 245 aziende. Lo stesso rappresenta, nella media del periodo 1983-1989, tra l'85 e l'88% per cento dell'universo, se calcolato con riferimento al totale degli impieghi, il 90 per cento considerando i depositi e gli sportelli.

Quanto alle dimensioni delle aziende analizzate, queste sono suddivisibili, secondo la classificazione dimensionale considerata nella Relazione Annuale del Governatore della Banca d'Italia, in maggiori (n. 8), grandi (n. 8), medie (n. 11), piccole (n. 57), minori (n. 135) e minime (n. 26) (cfr. Bollettino Statistico Banca d'Italia - Nuova Serie N. 1 - Note metodologiche).

Dal punto di vista giuridico si può distinguere tra: I.C.D.P. (n. 6), B.I.N. (n. 3), Banche Popolari (n. 80), Casse di Risparmio (n. 77) e S.P.A. (n. 79).

Quanto alla distribuzione territoriale nelle grandi aree del paese si hanno: Nord (n. 136), Centro (n. 48), Sud-Isole (n. 61).

**PRINCIPALI AGGREGATI CONSIDERATI
E LORO RAPPRESENTATIVITA' RISPETTO AL SISTEMA**

ANNO	RACCOLTA ONEROSA		% DI RAPPR.	VALORE MEDIO		COEFFICIENTE DI VARIAZIONE	
	CAMPIONE	SISTEMA		CAMPIONE	SISTEMA	CAMPIONE	SISTEMA
1983	336.302	374.302	89,8%	1.373	929	216,16	259,70
1984	333.671	372.164	89,7%	1.362	933	211,49	252,88
1985	379.298	423.454	89,6%	1.548	1.077	211,54	250,50
1986	408.975	457.157	89,5%	1.669	1.181	212,62	249,30
1987	451.574	503.639	89,7%	1.843	1.336	211,26	244,94
1988	483.837	538.295	89,9%	1.975	1.475	208,52	238,26
1989	531.318	587.658	90,4%	2.169	1.669	210,80	237,23

ANNO	IMPIEGHI		% DI RAPPR.	VALORE MEDIO		COEFFICIENTE DI VARIAZIONE	
	CAMPIONE	SISTEMA		CAMPIONE	SISTEMA	CAMPIONE	SISTEMA
1983	158.538	185.960	85,3%	647	464	234,34	266,34
1984	174.565	204.640	85,3%	713	513	235,50	265,74
1985	198.901	233.039	85,4%	812	593	231,25	259,10
1986	216.040	251.538	85,9%	882	648	226,98	254,51
1987	243.177	279.605	87,0%	993	740	224,16	251,13
1988	274.282	314.202	87,3%	1.120	858	223,79	247,11
1989	336.087	380.982	88,2%	1.372	1.085	226,31	246,72

ANNO	SPORTELLI		% DI RAPPR.	VALORE MEDIO		COEFFICIENTE DI VARIAZIONE	
	CAMPIONE	SISTEMA		CAMPIONE	SISTEMA	CAMPIONE	SISTEMA
1983	9.966	11.564	86,2%	41	28	175,28	259,71
1984	10.012	11.592	86,4%	41	29	174,22	252,88
1985	10.037	11.602	86,5%	41	29	173,64	250,50
1986	10.537	12.153	86,7%	43	31	172,33	249,30
1987	12.231	13.927	87,8%	50	36	176,72	244,94
1988	12.543	14.222	88,2%	51	38	175,66	238,26
1989	12.817	14.422	88,9%	52	40	174,15	237,23

AGGREGATI UTILIZZATI NELL'ANALISI
RACCORDO CON LE SEGNALAZIONI DI VIGILANZA

CODICE DIZIONARIO DATI DELLA B. I.: 1009002 - IMPIEGHI (IMP)

CODICE MATRICE	D E S C R I Z I O N E D E L L A V O C E
1083	ALTRI INVESTIMENTI FINANZIARI
1101	RIPORTI ATTIVI
1107	ANTICIPAZIONI ATTIVE NON REGOLATE IN C/C
1115	C/C ATTIVI DI CLIENTELA ORDINARIA
1119	FINANZIAMENTI A CLIENTELA ORDINARIA PER ANTICIPI
1123	MUTUI
1131	ALTRE SOVVENZIONI ATTIVE NON REGOLATE IN C/C
1139	PRESTITI SU PEGNO
1143	PRESTITI CONTRO CESSIONE DELLO STIPENDIO
1163	CESSIONE DI CREDITI
2341	RISCHIO DI PORTAFOGLIO

CODICE DIZIONARIO DATI DELLA B. I.: 1002804 - VALORI MOBILIARI (TIT)

CODICE MATRICE	D E S C R I Z I O N E D E L L A V O C E
1063	TITOLI DI PROPRIETA'
1083	ALTRI INVESTIMENTI FINANZIARI - CEDOLE DI PROPRIETA'

CODICE DIZIONARIO DATI DELLA B. I.: 1007802 TITOLI DI TERZI (TIT3)

CODICE MATRICE	D E S C R I Z I O N E D E L L A V O C E
1625	TITOLI DI TERZI RICEVUTI IN DEPOSITO A CUSTODIA O AMM.ZIONE

CODICE DIZIONARIO DATI DELLA B. I.: 1007020 CREDITI DI FIRMA (CRFI)

CODICE MATRICE	D E S C R I Z I O N E D E L L A V O C E
1403	CREDITI DI FIRMA DI NATURA COMM.LE - ACCETTAZIONI RILASCIATE
1409	CREDITI DI FIRMA DI NATURA COMM.LE - ACCETTAZIONI RICHIESTE
1419	CREDITI DI FIRMA DI NATURA COMM.LE - AVALLI RILASCIATI
1425	CREDITI DI FIRMA DI NATURA COMM.LE - AVALLI RICHIESTI
1431	CREDITI DI FIRMA DI NATURA COMM.LE - GARANZIE RILASCIATE
1441	CREDITI DI FIRMA DI NATURA COMM.LE - APER. CREDITO DOC. RICH.
1451	CREDITI DI FIRMA DI NATURA FINANZ. - ALTRE ACCETT. IMP. A PAG.
1453	CREDITI DI FIRMA DI NATURA FINANZ. - ACCETT., IMP. A PAG. RIC.
1459	CREDITI DI FIRMA DI NATURA FINANZ. - AVALLI FID., ALTRE GAR.
1471	CREDITI DI FIRMA DI NATURA FINANZ. - GARANZIE RICH. DALL'AZ.
1473	ALTRI CREDITI DI FIRMA RILASCIATI

CODICE DIZIONARIO DATI DELLA B.I.: 1009404 RAPP. ATT. CON IST. CRED. (INTB)

CODICE MATRICE	D E S C R I Z I O N E D E L L A V O C E
1017	DEPOSITI PRESSO ISTITUZIONI CREDITIZIE
1025	CERTIFICATI DI DEPOSITO INTERBANCARI
1090	FINANZIAMENTI AD ISTITUZIONI CREDITIZIE
1101	RIPORTI ATTIVI - IST. CRED.
1107	ANTICIPAZIONI ATTIVE NON REGOLATE IN C/C - IST. CREDITIZIE
1115	C/C ATTIVI - ISTITUZIONI CREDITIZIE
1123	MUTUI - IST. CREDITIZIE
1131	ALTRE SOVV. ATTIVE NON REGOLATE IN C/C
2341	RISCHIO DI PORTAFOGLIO: DI IST. CREDITIZIE
2535	C/C DI CORR. ATTIVI PER SERVIZI RESI: SALDI LIQUIDI

ALTRI RICAVI NETTI SU SERVIZI (SER); SOMMA DI:

CODICE MATRICE	D E S C R I Z I O N E D E L L A V O C E
4165.38	COMM. PROV. REC. SPESA SU: GESTIONE ESATTORIE E RICEVITORIE
4165.36	COMM. PROV. REC. SPESA SU: SERVIZI DI INCASSO E PAGAMENTO

BIBLIOGRAFIA

- ARELLANO, M. - BOND, S.R. (1991), Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and An Application to Employment Equations, "Review of Economic Studies", 2, April, 277-297.
- BAILEY, E. - FRIEDLAENDER, A. (1982), Market Structure and Multiproduct Industries, "Journal of Economic Literature", n. 20, pp. 1024-1048.
- BALDINI, D. - LANDI, A. (1990), Economie di scala e complementarità di costo nell'industria bancaria italiana, "L'Industria", n. 1 pp. 25-45.
- BREUSH, T.S. - PAGAN, A.R. (1979), A Simple Test for Heteroskedasticity and Random Coefficient Variation, "Econometrica", vol. 47, pp. 1287-1294.
- BROSIO, G. (1974), Il problema delle economie dimensionali nel settore del credito, "Rassegna Economica", n. 2, pp. 347-395.
- BERGER, A.N., - HANWECK, G.A., - HUMPHREY, D.B. (1987), Competitive Viability in Banking, "Journal of Monetary Economics", vol. 20, pp. 501-520.
- BROWN, R.S. - CAVES, D.W. - CHRISTENSEN, L.R. (1979), Modeling the Structure of Costs and Production for Multiproduct Firms, "Southern Economic Journal", vol. 46, pp. 256-273.
- CHRISTENSEN, L.R. - JORGENSON, D.W. - LAU, L.J. (1971), Transcendental Logarithmic Production Frontiers, "Review of Economics and Statistics", vol. 55, pp. 28-45.
- CIOCCA, P. - GIUSSANI, C.A. - LANCIOTTI, G. (1974), Sportelli, dimensioni e costi: uno studio sulla struttura del sistema bancario italiano, Ente Einaudi, Quaderni di Ricerche, n. 15.
- CONIGLIANI, C. (1983), Dimensioni aziendali costi ed efficienza nel sistema bancario italiano, Banca d'Italia, "Contributi alla ricerca economica", giugno.
- CONIGLIANI, C. - DE BONIS, R. - MOTTA, G. - PARIGI, G. (1991), Economie di scala e diversificazione nel sistema bancario italiano, Banca d'Italia, "Temi di discussione", n. 150.
- CONTI, V. - MACCARINELLI, S. (1991), La scelta della

dimensione ottimale nelle banche: aspetti teorici e riscontri empirici, intervento alla 32ma Conferenza dell'ICCBE, San Francisco, 1-7 giugno.

COSSUTTA, D. - DI BATTISTA M.L. - GIANNINI, C. - URGÀ, G. (1988), Processo produttivo e struttura dei costi nell'industria bancaria italiana, in "Banca e mercato" a cura di F. Cesarini - M. Grillo - M. Monti - M. Onado, Bologna, Il Mulino.

DENNY, M. - FUSS, M. (1977), The Use of Approximation Analysis to Test for Separability and the Existence of Consistent Aggregates, "The American Economic Review", vol. 67, pp. 404-418.

DENNY, M. - PINTO, C. (1978), An Aggregate Model with Multiproduct Technologies, in "A Dual Approach to Theory and Applications", edited by M. Fuss - D. McFadden, Amsterdam, North Holland, pp. 249-267.

EVANOFF, D. (1988), Branch Banking and Service Accessibility, "Journal of Money Credit and Banking", vol. 20, pp. 191-202.

FERRI, G. (1991), Andamenti dei conti economici bancari negli anni '80, Banca d'Italia, dattiloscritto.

FERRI, G. - GOBBI, G. (1992), Concorrenza e discriminazione di prezzo nel mercato del credito in Italia, Banca d'Italia, dattiloscritto.

FOCARELLI, D. - TEDESCHI, R. (1991), Recenti sviluppi nelle politiche di raccolta delle banche: i certificati di deposito, Banca d'Italia, dattiloscritto.

GIANNINI, C. - PAPI, L. - PRATI, A. (1991), Politica di offerta e riallocazione del credito bancario negli anni ottanta, Banca d'Italia, "Temi di discussione", n. 151.

HSIAO, C. (1986), Analysis of Panel Data, "Econometric Society Monographs", n. 11, Cambridge, Cambridge University Press.

HUMPHREY, D.B. (1987), Cost Dispersion and the Measurement of Economies in Banking, "Economic Review", may/june, pp. 24-38.

KIM, H.Y. (1986), Economies of Scale and Economies of Scope In Multiproduct Financial Institutions: Further Evidence from Credit Unions, "Journal of Money Credit and Banking", vol. 18, pp. 220-226.

KIM, H.Y. (1987), Economies of Scale in Multiproduct Firms: An Empirical Analysis, "Economica", vol. 54, pp.

185-206.

- LANCIOTTI, G. - RAGANELLI, T. (1988), Funzioni di costo e obiettivi di efficienza nella produzione bancaria, Banca d'Italia, "Temi di discussione", n. 99.
- LANDI, A. (1990), Dimensioni, costi e profitti delle banche italiane, Bologna, Il Mulino.
- MESTER, L. (1987), A Multiproduct Cost Study of Savings and Loans, "The Journal of Finance", vol. 42, pp. 423-445.
- MURRAY, J.D. - WHITE, R.W. (1983), Economies of Scale and Economies of Scope in Multiproduct Financial Institutions: A Study of British Columbia Credit Institutions, "Journal of Finance", n. 38, pp. 887-902.
- NELSON, R. (1985), Branching, Scale Economies and Banking Costs, "Journal of Banking and Finance", n. 9, pp. 177-191.
- PARIGI, B.M. (1989), Una nota sulle economie di scopo e sulle economie di scala nel sistema bancario italiano, "Note Economiche", n. 3, pp. 576-590.
- RUOZI, R. (1968), Le economie di scala nelle aziende di credito italiane, "Risparmio", n. 7, luglio, pp. 1124-1197.
- WHITE, H. (1980), A Heteroskedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, "Econometrica", 48, pp. 817-838.

ELENCO DEI PIÙ RECENTI TEMI DI DISCUSSIONE (*)

- n. 148 — *Exchange Rate and Pricing Strategies in a Model of International Duopoly*, di P. CASELLI (gennaio 1991).
- n. 149 — *Concorrenza e redditività nell'industria bancaria: un confronto internazionale*, di V. CONTI (febbraio 1991).
- n. 150 — *Economie di scala e di diversificazione nel sistema bancario italiano*, di C. CONIGLIANI - R. DE BONIS - G. MOTTA - G. PARIGI (febbraio 1991).
- n. 151 — *Politiche di offerta e riallocazione del credito bancario negli anni ottanta*, di C. GIANNINI - L. PAPI - A. PRATI (febbraio 1991).
- n. 152 — *Stime regionali con pochi dati: analisi e simulazioni di stimatori alternativi per investimenti, occupazione e fatturato delle imprese manifatturiere*, di R. CESARI - L. F. SIGNORINI (marzo 1991).
- n. 153 — *Dinamica retributiva e differenziali salariali*, di A. GAVOSTO - P. SESTITO (luglio 1991).
- n. 154 — *Interessi reali, sistema impositivo ed effetto Sylos Labini*, di P. VAGLIASINDI (luglio 1991).
- n. 155 — *Trasformazione delle scadenze e margine d'interesse degli istituti di credito mobiliare*, di P. SABBATINI (luglio 1991).
- n. 156 — *Gli effetti della quotazione internazionale: il caso delle azioni italiane a Londra*, di F. PANETTA (agosto 1991).
- n. 157 — *Grandi e piccole imprese negli anni ottanta: la ristrutturazione dell'industria in un'analisi di dati di bilancio*, di L. F. SIGNORINI (agosto 1991).
- n. 158 — *Demand and Supply Shocks in Industrial Output*, di A. GAVOSTO - G. PELLEGRINI (novembre 1991).
- n. 159 — *I futures e le opzioni sui titoli di Stato. Un'analisi del mercato e delle prospettive in Italia*, di A. SCALIA - L. TORNETTA (novembre 1991).
- n. 160 — *Earnings Uncertainty and Precautionary Saving*, di L. GUIO - T. JAPPELLI - D. TERLIZZESE (febbraio 1992).
- n. 161 — *Migrazioni in Europa: andamenti, prospettive, indicazioni di politica economica*, di G. GOMEL - S. REBECCHINI (febbraio 1992).
- n. 162 — *Monetary Aggregates and Monetary Policy Coordination on the Way to Economic and Monetary Union: the Role of Cross-Border Deposits*, di P. GIUCCA - A. LEVY (febbraio 1992).
- n. 163 — *Cross-Border Deposits and Monetary Aggregates in the Transition to EMU*, di I. ANGELONI - C. COTTARELLI - A. LEVY (marzo 1992).
- n. 164 — *Young Households' Saving and the Life Cycle of Opportunities. Evidence from Japan and Italy*, di A. ANDO - L. GUIO - D. TERLIZZESE (marzo 1992).
- n. 165 — *Bequests and Saving for Retirement. What Impels the Accumulation of Wealth?*, di F. BARCA - L. CANNARI - L. GUIO (marzo 1992).
- n. 166 — *The Microeconomics and Macroeconomics of the Permanent Income Hypothesis*, di A. DEATON (marzo 1992).
- n. 167 — *Why is Italy's Saving Rate so High?*, di L. GUIO - T. JAPPELLI - D. TERLIZZESE (aprile 1992).
- n. 168 — *Waiting for EMU: Living with Monetary Policy Asymmetries in the EMS*, di L. BINI SMAGHI (aprile 1992).
- n. 169 — *Income and Saving in Italy: a Reconstruction*, di G. MAROTTA - P. PAGLIANO - N. ROSSI (giugno 1992).
- n. 170 — *Finance and Development: The Case of Southern Italy*, di R. FAINI - G. GALLI - C. GIANNINI (giugno 1992).
- n. 171 — *Generational Accounting: The Case of Italy*, di D. FRANCO - J. GOKHALE - L. GUIO - L. J. KOTLIKOFF - N. SARTOR (giugno 1992).
- n. 172 — *Mancate interviste e distorsione degli stimatori*, di L. CANNARI - G. D'ALESSIO (giugno 1992).
- n. 173 — *Inflazione attesa, tassi reali e la struttura per scadenza dei tassi d'interesse*, di R. CESARI (luglio 1992).

(*) I «Temi» possono essere richiesti a:

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

