



UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI ANCONA

---

DIPARTIMENTO DI ECONOMIA

EFFICIENZA DEL SISTEMA BANCARIO E  
CRESCITA ECONOMICA NELLE REGIONI  
ITALIANE

Riccardo Lucchetti  
Luca Papi  
Alberto Zazzaro

QUADERNI DI RICERCA n. 121

Ottobre 1999

*Comitato scientifico:*

Pietro Alessandrini

Alberto Niccoli

Enzo Pesciarelli

## **Abstract**

In questo lavoro si offre un contributo metodologico all'analisi empirica dei rapporti tra sistema bancario e crescita economica, proponendo una nuova proxy per lo sviluppo del sistema bancario che consente di catturare la funzione allocativa delle banche e di superare in parte il problema della causalità.

A questo scopo, dopo aver elaborato un indicatore di inefficienza dei sistemi bancari regionali per il periodo 1982-1991 sulla base di microdati, presentiamo delle stime panel dinamiche sull'evoluzione del valore aggiunto pro capite. Da queste ultime emerge che l'efficienza del sistema bancario svolge un ruolo non trascurabile nel determinare l'impulso che il credito dà alla crescita delle regioni.



# Efficienza del sistema bancario e crescita economica nelle regioni italiane<sup>‡</sup>

*Riccardo Lucchetti*

*Luca Papi*

*Alberto Zazzaro*

*The financial system [ ... ] may be simultaneously growth-induced and growth-inducing, but what really matter are the character of its services and the efficiency with which it provides them. (Cameron et al. (1967), p. 2)*

## 1 Introduzione

I recenti sviluppi della teoria della crescita hanno riportato con forza al centro del dibattito la relazione tra sviluppo del sistema finanziario e crescita dell'economia reale. Negli anni '90, a partire dai lavori di King e Levine (1993a, 1993b, 1993c), è stata offerta una mole consistente di evidenza empirica - riguardante sia insiemi di paesi, che singoli paesi - che sembra individuare una relazione positiva tra il livello di sviluppo raggiunto dal sistema bancario, da un lato, e i tassi di crescita del PIL pro-capite, del valore aggiunto dei singoli settori industriali (Rajan e Zingales, 1998) e delle vendite delle singole imprese (Dermicgüç-Kunt e Maksimovic, 1996, 1998), dall'altro.

Al di là dei dubbi che ancora permangono sulla relazione causale esistente tra lo sviluppo finanziario e la crescita economica (Levine, 1997), la debolezza principale di questo nuovo filone di letteratura sta, a nostro avviso, nelle variabili che vengono impiegate per misurare lo stato di sviluppo del sistema bancario. Queste sono di due tipi. Le prime fanno riferimento alla presenza e alla diffusione del sistema bancario: qui le variabili più comunemente utilizzate sono il rapporto tra le passività liquide e il PIL, il rapporto tra depositi

---

<sup>‡</sup>Questo lavoro è stato preparato in occasione della XL Riunione Scientifica annuale della Società Italiana degli Economisti. Desideriamo ringraziare Steve Bond per averci gentilmente fornito il programma DPD98 e Mariangela Breccia, Romina Farnetti e Diego Sebastianelli per l'assistenza nella raccolta dei dati.

e il PIL (Gertler e Rose, 1994; King e Levine, 1993b, 1993c), oppure, nelle analisi a livello regionale, la presenza di sportelli bancari rispetto alla popolazione residente o la presenza di banche locali (Ferri e Mattesini, 1997). Le seconde, invece, misurano l'ammontare complessivo dei finanziamenti intermediati dalle banche. Fra queste rientrano il rapporto tra il credito interno e il prodotto interno lordo (Rajan e Zingales, 1998), la quota di crediti erogata al settore privato o i crediti erogati al settore privato rapportati al PIL (King e Levine, 1993b, 1993c; Levine, 1998, 1999; Beck, Levine e Loayza, 1999).

Tutte queste misure generano problemi interpretativi e solo in parte riescono a cogliere il ruolo che le banche svolgono nello sviluppo economico. Innanzitutto, vi è il problema della simultaneità. La diffusione del sistema bancario e l'ammontare di credito erogato sono fortemente influenzati dal livello di sviluppo raggiunto nell'area di riferimento. La forte presenza delle banche e l'importanza del credito bancario nelle aree che crescono più rapidamente potrebbero indicare una relazione causale di tipo inverso tra finanza e crescita economica. D'altra parte, è indubbio che le banche erogano il credito su domanda delle imprese. Posti di fronte a questa classica obiezione, King, Levine e tutti gli autori contemporanei, come Goldsmith (1969) trent'anni or sono, si rifugiano nell'altrettanto consueto argomento del *post hoc ergo propter hoc*: la presenza delle banche e l'ammontare del credito erogato sono buoni previsori della crescita negli anni successivi e pertanto si può presumere che ne siano una causa. Le debolezze di questo argomento sono note. In primo luogo, ci si potrebbe trovare di fronte a variabili omesse che spiegano sia lo sviluppo finanziario che la crescita; ma, soprattutto, le capacità previsive dello sviluppo del sistema bancario per la crescita potrebbero trovare una giustificazione nel fatto che la produzione deve essere finanziata in anticipo e perciò le banche nel concedere credito semplicemente prevedono in maniera corretta la crescita futura dell'economia reale. In definitiva, come ricordano anche Rajan e Zingales (1998, p. 560), "financial development may simply be a leading indicator rather than a causal factor".

Oltre a non essere adatte a fare luce sulla relazione causale tra sviluppo del sistema bancario e sviluppo economico, il limite delle due misure è quello di concentrarsi principalmente sul ruolo che le banche hanno nello stimolare l'accumulazione di capitale. Tuttavia, come la recente letteratura economica ha definitivamente chiarito, il ruolo specifico che le banche svolgono nel sistema economico non è quello di intermediare il risparmio, bensì quello di certificare la qualità dei prenditori, monetizzando titoli che altrimenti non troverebbero acquirenti nei mercati (Minsky, 1986; Moore, 1988; Fama, 1985; Stiglitz e Weiss, 1988)<sup>1</sup>. Le banche sono essenziali ai fini dello

---

<sup>1</sup>A questa descrizione dell'attività bancaria hanno aderito in passato prestigiosi acca-

sviluppo economico in quanto rappresentano un fondamentale meccanismo di selezione degli imprenditori e di allocazione delle risorse finanziarie (prima) e reali (poi). Se questa è la funzione principale delle banche nel processo di crescita, è ad essa che, sia pure imperfettamente, gli indicatori dello sviluppo del sistema bancario dovrebbero prestare attenzione e non all'ammontare complessivo di risorse intermedie.

In questo lavoro proponiamo un nuovo approccio per misurare il livello di sviluppo raggiunto dal sistema bancario in un'area. In particolare, suggeriamo di ponderare il flusso dei finanziamenti erogati in un'area con l'efficienza microeconomica di costo delle banche che operano in quella stessa area e di utilizzare questa misura come proxy della capacità delle banche di riconoscere i clienti migliori e di affiancare l'economia reale nel processo di crescita. L'efficienza delle banche è una misura che soffre meno il *bias* della simultaneità e che in sé sembra più adatta a chiarire il problema della causalità tra finanza e crescita. La capacità di impiegare correttamente gli input è di certo più indipendente dal tasso di crescita dell'economia in cui ci si trova ad operare, di quanto non lo sia l'ammontare di finanziamenti erogati. In linea di principio, il livello dello sviluppo economico dell'area può influenzare i costi dell'attività bancaria (Sussman e Zeira, 1995)<sup>2</sup>, ma ha certamente un'influenza minore sulla funzione di produzione dell'attività bancaria. Inoltre, l'efficienza microeconomica sembra adatta a cogliere la funzione allocativa delle banche in quanto le capacità di utilizzare correttamente la tecnologia disponibile e di combinare in maniera ottimale gli input del processo produttivo bancario possono essere considerate come condizioni necessarie per una corretta allocazione delle risorse.

---

demici, come Wicksell, Schumpeter, von Mises, Kalecki, Keynes, e importanti uomini di banca, come Albert Hahn o Luigi Lugli. Ad esempio, nel 1920 il banchiere tedesco Hahn scriveva: "l'attività delle banche consiste [...] se si prescinde dalla forma giuridica e si considera decisivo il significato economico del processo, nel fornire garanzie, nel fungere da garante per il beneficiario del credito. Esse forniscono, per così dire al beneficiario del credito quella generale fiducia che gli manca. Secondo la nostra concezione, dunque, esse non sono altro che intermediatrici di credito nel senso letterale dell'espressione ossia intermediatrici di fiducia" (A. Hahn, 1920, tr. it., p. 45). Con ogni probabilità, un'affermazione simile sarebbe oggi sottoscritta da tutti, con la differenza, però, che per coloro che si muovono nel solco della teoria dominante (neoclassica o neokenesiana, se si desidera attribuire etichette più precise) le banche "intermediano fiducia" *intermediando il risparmio*, mentre per coloro che aderiscono a filoni di ricerca più eterodossi (postkeynesiano, postkaleckiano, neoschumpeteriano, circuitista) le banche svolgerebbero la loro funzione *creando moneta* (per un confronto più approfondito sulla specificità dell'attività bancaria nelle teorie ortodosse ed eterodosse, cfr. Zazzaro, 1995).

<sup>2</sup>Un recente studio di Iuzzolino (1999) mostra, però, che, almeno in Italia, per le banche locali i costi dell'attività bancaria non variano in maniera significativa con il livello di sviluppo della regione in cui si trovano ad operare.

Nei paragrafi seguenti questa proxy dell'efficienza allocativa delle banche viene utilizzata per analizzare il ruolo che ha avuto il sistema bancario nella crescita economica delle regioni italiane tra l'inizio degli anni ottanta e la metà degli anni novanta. In particolare, analizzeremo l'effetto dell'inefficienza del settore bancario sulla crescita del valore aggiunto pro-capite utilizzando le tecniche dei panel dinamici proposte da Arellano e Bover (1995).

Il lavoro è organizzato nella maniera seguente. Nel prossimo paragrafo discuteremo i presupposti teorici che portano a ritenere che l'efficienza allocativa delle banche giochi un ruolo autonomo nella spiegazione della crescita economica. Nel paragrafo 3, introdurremo il concetto di efficienza e il metodo di stima utilizzati nel paragrafo 4 per costruire l'indicatore di inefficienza del sistema bancario regionale. Quest'ultima variabile verrà poi impiegata nell'analisi di convergenza sviluppata nel paragrafo 5. Il paragrafo 6 conclude.

## 2 Allocazione del credito ed efficienza delle banche

La letteratura economica ha individuato due canali attraverso i quali le banche fanno sentire la loro influenza sul processo di crescita economica. Uno, che potremmo definire hicksiano (Hicks, 1969), fa riferimento all'accumulazione di capitale: riducendo i costi di transazione e attraverso la diversificazione dei rischi le banche, gli altri intermediari e i mercati finanziari rendono possibile la mobilitazione del risparmio per finanziare gli investimenti necessari a stimolare e sostenere lo sviluppo economico. L'altro, che potremmo invece definire schumpeteriano, pone l'enfasi sull'allocazione del credito: il motore dello sviluppo sono le innovazioni, "il *diverso* impiego dei servizi del lavoro e della terra già esistenti" (Schumpeter, 1934, tr. it. p. 105); il ruolo delle banche è quello di individuare gli imprenditori più capaci a introdurle, fornendo loro il potere d'acquisto necessario a distogliere i mezzi di produzione dai loro vecchi impieghi.

Le nuove teorie neoclassiche della crescita endogena, pur riconoscendo l'importanza dell'allocazione del credito tra impieghi con un diverso grado di produttività, si sono concentrate, per la maggior parte, sul canale dell'accumulazione di capitale. In questi modelli, le banche non svolgono una vera attività di selezione della clientela. Semplicemente, diversificando i rischi (di liquidità e di credito) e riducendo i costi di transazione, rendono possibile il finanziamento di iniziative imprenditoriali che assicurano rendimenti elevati, ma che, a causa della loro maggiore illiquidità o dei maggiori costi di informazione ad esse legati, in assenza di intermediari non sarebbero state



finanziate<sup>3</sup>. Interessanti eccezioni sono i modelli di King e Levine (1993c) e di Galetovic (1994). In questo caso le capacità imprenditoriali degli individui sono incerte, e le banche sono chiamate a selezionare la propria clientela. Sebbene entrambi i modelli introducano numerose ipotesi semplificatrici - tra queste, ad esempio, l'ipotesi che le banche dispongano di una tecnologia di *screening* perfetta -, essi indicano una strada analiticamente rigorosa per analizzare la funzione allocativa delle banche e la sua influenza sulla crescita economica.

Per quanto riguarda le verifiche empiriche, allo stato le analisi disponibili appaiono ancora lontane dal riuscire a cogliere in maniera soddisfacente la funzione delle banche nell'allocazione delle risorse. Nonostante il costante richiamo alla visione schumpeteriana della finanza e della crescita, gli indicatori impiegati come proxy dello sviluppo finanziario sono sempre variabili di quantità, come, ad esempio, l'ammontare delle passività liquide o dei crediti erogati dalle banche rapportati al PIL, escludendo qualsiasi tentativo di misurare l'efficienza delle banche nel processo di allocazione delle risorse<sup>4</sup>. L'unica misura dello sviluppo finanziario che tenta di cogliere aspetti allocativi è la quota dei finanziamenti concessi al settore privato rispetto ai finanziamenti complessivamente erogati all'economia<sup>5</sup>. Ciò sulla base del duplice presupposto che il settore privato sia più efficiente di quello pubblico e che esista una sorta di *crowding out* tra i finanziamenti concessi ai diversi operatori<sup>6</sup>.

---

<sup>3</sup>In alcuni modelli (Bencivenga e Smith, 1991; Greenwood e Smith, 1997), la presenza delle banche, mitigando i rischi di liquidità dei singoli depositanti, consente il finanziamento di investimenti illiquidi, ma più produttivi. In altri, invece, la diversificazione dei rischi di credito rende possibile la delega alle banche della funzione di selezione e controllo delle imprese (Diamond, 1984; Boyd e Prescott, 1986) e, riducendo i costi di informazione, consente il finanziamento di attività più produttive, ma anche più incerte e difficilmente valutabili (Greenwood e Jovanovic, 1990), e una crescente specializzazione produttiva (Galetovic, 1996; Blackburn e Hung, (1998); Cooley e Smith, 1998).

<sup>4</sup>Generalmente nell'ammontare di prestiti erogati dal sistema bancario vengono ricompresi anche i crediti in sofferenza, ossia quei prestiti dietro la cui erogazione vi è probabilmente un'erronea selezione da parte delle banche. Ciò significa che questa variabile cattura sia aspetti relativi all'accumulazione di capitale, sia aspetti relativi all'allocazione del credito; aspetti che sarebbe forse opportuno tenere distinti calcolando i crediti erogati dalle banche al netto delle sofferenze.

<sup>5</sup>Su questo aspetto si veda Levine (1997) e, per l'Italia, Cosci e Mattesini (1997). In maniera analoga può anche essere letta la variabile definita dal rapporto fra credito erogato dalle banche commerciali e il credito totale (compreso quello erogato dalla banca centrale). Questa variabile, utilizzata in studi *cross-country*, è comunque rilevante soltanto per alcuni dei paesi più poveri, dove l'intervento delle banche centrali nel finanziamento dell'economia assume dimensioni significative.

<sup>6</sup>Qui evidentemente si tratta dell'ipotesi tradizionale secondo cui il motore ultimo dello sviluppo economico è il risparmio, che per l'economia nel suo insieme è, in ogni istante

Evidentemente, entrambe queste ipotesi sono tutt'altro che scontate. Ma ciò che più conta, oltre all'ovvia considerazione che il settore privato non è un monolite capace di offrire un contributo indifferenziato alla crescita, è che in genere la presenza del settore pubblico nelle aree arretrate, e l'ammontare di risorse finanziarie che va ad esso, dipende più dalle politiche di sviluppo economico perseguite dai governi, che dalle scelte allocative delle banche.

Quando è presa in esame (King e Levine, 1993b; Beck et al. 1999; Levine et. al. 1999), l'importanza dell'allocazione delle risorse finanziarie per la crescita è valutata attraverso la scelta della variabile dipendente. In particolare, per cercare di discriminare tra il modello hicksiano e quello schumpeteriano, gli indicatori dello sviluppo finanziario vengono regrediti sul tasso di accumulazione del capitale pro-capite e su una misura del tasso di crescita della produttività pro-capite, per poi valutare la significatività e la robustezza delle stime. Come notano Beck et. al. (1999, p. 29), data la maggiore robustezza delle stime riferite al tasso di crescita della produttività, i risultati ottenuti farebbero propendere per il modello schumpeteriano: "better functioning banks improve resource allocation and accelerate total factor productivity growth with positive repercussions for long-run growth". Tuttavia, in mancanza di qualsiasi tentativo di valutare direttamente l'efficienza delle banche nel processo allocativo, sembra molto difficile poter stabilire quanto la crescita della produttività sia attribuibile alle scelte operate dalle banche, e quanto piuttosto non sia da attribuire ad una migliore qualità degli imprenditori locali.

In definitiva, nella letteratura corrente il modello generale di riferimento è il seguente:

$$g = f(Y_0, C_0, X_0) \quad (1)$$

dove  $g$  è il tasso di crescita della variabile con la quale si misura il livello di sviluppo (PIL o valore aggiunto pro-capite, accumulazione di capitale, della produttività pro-capite e così via),  $Y_0$  è il livello del reddito al periodo iniziale,  $C_0$  l'ammontare di credito (comprensivo delle sofferenze) erogato dalle banche all'economia in quello stesso periodo e  $X_0$  un vettore di altre variabili finanziarie e di variabili di controllo, come il capitale umano, le infrastrutture, il sistema legale e così via. Considerando, poi, una specificazione lineare nei logaritmi, il modello può essere espresso nel seguente modo:

$$\Delta y = \beta y_0 + \gamma c_0 + \delta x_0 + \epsilon \quad (2)$$

---

del tempo, un ammontare dato. E' inutile dire che questa è un'ipotesi tutt'altro che schumpeteriana: "se considerassimo il risparmio come uno dei fattori principali dai quali trae origine il cambiamento economico - scrive lapidario Schumpeter (1939, tr. it. 1977, p. 109) - includeremmo tra le premesse parte di quanto invece cerchiamo di spiegare".

dove, come di consueto, con le lettere minuscole si indicano i logaritmi delle variabili e con  $\epsilon$  il termine d'errore.

Ciò che qui proponiamo è di sostituire a  $C_0$  una nuova misura dello sviluppo del sistema bancario che tenga esplicitamente conto dell'efficienza delle banche<sup>7</sup>. Più precisamente, la misura che suggeriamo è la seguente:

$$\tilde{C}_0 = \frac{C_0}{(1 + \iota_0)^\theta} \quad (3)$$

dove  $\iota_0$  è una misura dell'inefficienza delle banche ad inizio periodo e  $\theta$  indica il peso che l'inefficienza ha sul processo allocativo. Sostituendo la (3) nella (2), la funzione da stimare diverrebbe perciò:

$$\Delta y = \beta y_0 + \gamma c_0 - \tilde{\theta} \ln(1 + \iota_0) + \delta x_0 + \epsilon \quad (4)$$

dove  $\tilde{\theta} = \gamma\theta$ .

A ben vedere, il modello descritto dalla (4) rappresenta una generalizzazione del modello (2), nella quale  $\theta$  può assumere valori diversi da zero. Pertanto, data la (4), nel caso in cui a prevalere fosse il modello hicksiano,  $\gamma$  dovrebbe assumere valori positivi, mentre  $\tilde{\theta}$  dovrebbe risultare non significativamente diverso da zero. In caso contrario, quando entrambi i coefficienti fossero diversi da zero, il modello schumpeteriano non potrebbe essere scartato. L'allocazione del credito svolgerebbe una funzione *autonoma* nella spiegazione del ruolo che le banche assumono nel processo di crescita economica, la cui importanza sarebbe data dal rapporto  $\tilde{\theta}/\gamma$ .

Questa è esattamente la formulazione che adotteremo per stimare il ruolo che le banche hanno avuto nel recente processo di crescita economica delle regioni italiane. Tuttavia, il primo passo da fare è chiarire in che modo può essere misurata l'inefficienza di un sistema bancario locale.

### 3 La misurazione dell'efficienza

L'individuazione dell'efficienza bancaria comporta la soluzione di tre principali questioni: la scelta del concetto di efficienza, la definizione degli input e degli output bancari e la scelta del metodo di stima.

---

<sup>7</sup>In questo caso, l'inclusione delle sofferenze in  $C_0$  verrebbe neutralizzata dalla presenza di  $\iota_0$  sempre che, naturalmente, la misura dell'inefficienza venga calcolata escludendo i crediti in sofferenza.

### 3.1 Il concetto di efficienza

La scelta del concetto rilevante di efficienza va ovviamente collegata al tipo di analisi che si intende affrontare. Volendo studiare la relazione tra sistema bancario e crescita economica di un'area, l'attenzione dovrebbe essere rivolta al concetto di efficienza allocativa *macroeconomica*, intesa, come già ricordato, come la capacità di selezionare i progetti con il più elevato impatto di sviluppo. Tuttavia, quando si cerca di tradurre le capacità di selezione e controllo dei progetti di investimento in variabili misurabili ci si imbatte in difficoltà enormi. Non a caso l'ampia letteratura empirica che si è confrontata con il problema della misurazione dell'efficienza bancaria ha trattato esclusivamente il concetto di efficienza tecnica microeconomica, variamente definita, lasciando del tutto inesplorata la misurazione dell'efficienza allocativa di tipo macroeconomico.

Anche se nessuna delle misure di efficienza proposte in letteratura riesce a cogliere direttamente la capacità delle banche di individuare i progetti di investimento più favorevoli allo sviluppo, l'efficienza microeconomica rappresenta, a nostro avviso, una proxy dell'efficienza macroeconomica migliore rispetto agli indicatori di sviluppo del sistema finanziario comunemente utilizzati nella letteratura. Anzitutto, è ragionevole immaginare che l'efficienza tecnica microeconomica mantenga un legame, più o meno stretto, con l'efficienza allocativa macroeconomica. In secondo luogo, l'efficienza microeconomica soffre meno di altri indicatori il *bias* della simultaneità tra credito e sviluppo. Ancora una volta, è ragionevole credere che la capacità di una banca di sfruttare al meglio la tecnologia disponibile, se può essere influenzata dal livello di sviluppo della regione in cui opera, è relativamente indipendente dal tasso di crescita di quell'economia.

Nella letteratura sono stati analizzati principalmente due concetti di efficienza microeconomica: l'efficienza di costo e l'efficienza di profitto. L'efficienza di costo misura la capacità della banca di produrre nella maniera più economica possibile un dato insieme di output per dati prezzi degli input, compatibilmente alla tecnologia disponibile. L'efficienza di profitto, invece, indica la capacità della banca di massimizzare i profitti dati i prezzi degli input e degli output<sup>8</sup>. In simboli, la rappresentazione del processo produttivo che si ritrova dietro le analisi dell'efficienza è la seguente:

$$O = O(p, G, u) \tag{5}$$

---

<sup>8</sup>Di recente è stata proposta una misura alternativa dell'efficienza di profitto per cercare di catturare il fatto che i prodotti offerti dalle banche possono essere di qualità anche molto diversa tra di loro. In questa, si considera la capacità della banca di massimizzare i profitti per un dato livello della quantità di output, piuttosto che per dati livelli dei loro prezzi (cfr. Berger et al., 1996; Berger e Mester, 1997).

dove  $O$  è il vettore delle variabili che devono essere ottimizzate (costi variabili, nel caso di efficienza di costo, o profitti, nel caso di efficienza di profitto),  $p$  il vettore dei prezzi degli input,  $G$  un vettore di variabili date (le quantità di output nell'efficienza di costo, i suoi prezzi nell'efficienza di profitto),  $u$  l'elemento residuale composto da una componente che misura l'inefficienza e da una componente che coglie l'errore casuale.

Pur nella consapevolezza che ciascuna misura coglie aspetti diversi dell'efficienza e pertanto potrebbe contribuire separatamente all'individuazione delle banche più efficienti dal punto di vista allocativo, ai nostri fini ci è sembrato più corretto fare riferimento all'efficienza di costo. Né l'efficienza di costo né quella di profitto esprimono direttamente la capacità delle banche di individuare i progetti di investimento più favorevoli allo sviluppo. Tuttavia, mentre per le banche la capacità di fare profitti può non coincidere con la capacità di finanziare lo sviluppo, la capacità di utilizzare in maniera corretta la tecnologia disponibile minimizzando i costi è condizione necessaria per una corretta allocazione delle risorse. Inoltre, l'ipotesi, implicita nell'efficienza di profitto, che le banche non influenzino il processo di formazione dei prezzi, ci sembra un'ipotesi alquanto azzardata se applicata al mercato bancario italiano negli anni ottanta e novanta.

### 3.2 La definizione degli input e degli output

Nel caso dell'efficienza di costo, la (5) può essere riscritta nel seguente modo:

$$CV = CV(p, q, u) \quad (6)$$

dove  $CV$  sono i costi variabili e  $q$  le quantità prodotte. Il trattamento econometrico della (6) richiede dapprima di definire gli input e gli output dell'attività bancaria. Come è noto, si tratta di una classica *vexata quaestio* nell'ambito dell'economia bancaria che la vasta letteratura sull'argomento non ha ancora risolto.

Rispetto alle definizioni più diffuse<sup>9</sup>, in questo lavoro abbiamo preferito seguire un approccio ibrido, inserendo negli output bancari sia variabili di stock che variabili flusso. In particolare, i prodotti della banca sono stati individuati nel totale degli impieghi e dei depositi e nei ricavi da servizi. Il fatto di utilizzare variabili stock per approssimare il valore della produzione può essere giustificato considerando che le componenti di stato patrimoniale (impieghi e depositi) comportano una continua produzione di servizi così

---

<sup>9</sup>Per una breve rassegna degli approcci definatori prevalenti, si rimanda, tra gli altri, a Favero e Papi (1995).

da costituire esse stesse proxy accettabili della produzione bancaria (Sealey e Lindley 1977). Per cercare di cogliere la qualità dell'output e, quindi, il livello di protezione contro il rischio che una certa struttura di bilancio può assicurare (McAllister e McManus, 1993), abbiamo considerato i soli impieghi *performing*, sottraendo cioè dal totale impieghi l'ammontare delle sofferenze<sup>10</sup>. Infine, accanto a impieghi e depositi si sono considerate anche alcune voci di conto economico (commissioni e ricavi da negoziazioni titoli) per cogliere il contributo alla produzione derivante da quei servizi forniti dalle banche che non trovano adeguata risposta nei movimenti di impieghi e depositi. Peraltro quest'ultima componente riveste un'importanza particolare nel caso italiano, dove, come è noto, le banche effettuano per conto della clientela gran parte delle transazioni in titoli del debito pubblico<sup>11</sup>.

Per quanto riguarda i fattori produttivi si è fatto riferimento alla provvista, al lavoro e al capitale fisico. I relativi prezzi sono stati approssimati rispettivamente dal rapporto tra costo della raccolta e totale dei fondi intermediati<sup>12</sup>, dal rapporto tra spese per il personale e numero dei dipendenti e dal rapporto tra costi, spese diverse e ammortamenti sul totale della raccolta. In quest'ultimo caso, il ricorso al totale della raccolta piuttosto che al valore del capitale riflette le distorsioni a cui è soggetto il capitale così come riportato nelle scritture contabili delle banche (Mester, 1987).

### 3.3 Il metodo di stima

L'analisi di efficienza per le aziende di credito<sup>13</sup> viene generalmente condotta facendo ricorso a tecniche che possono essere raggruppate in due ampie classi: tecniche di tipo DEA (anche dette non parametriche) e tecniche di tipo SF (*Stochastic Frontier*)<sup>14</sup>.

In questo lavoro utilizziamo una stima parametrica con frontiera stocasti-

---

<sup>10</sup>In alcuni casi, la voce "sofferenze" è stata approssimata dall'ammontare dei fondi rischi esposti nel passivo.

<sup>11</sup>Naturalmente, come spesso accade in questa letteratura, le definizioni di prodotto qui utilizzate sono criticabili. Si potrebbero, ad esempio, considerare i diversi livelli di patrimonializzazione delle banche (tenendo così conto del *free capital*) e la diversa rilevanza delle cosiddette voci fuori bilancio.

<sup>12</sup>L'annoso problema della duplice natura dei depositi all'interno della definizione degli input e output bancari è stato pertanto qui risolto seguendo Berger e Humphrey (1991), ovvero includendo il costo della raccolta fra gli input ed inserendo il volume dei depositi fra gli output.

<sup>13</sup>Per una rassegna completa e aggiornata si rimanda a Berger e Humphrey (1997).

<sup>14</sup>Per una rassegna dei metodi DEA e SF veda il numero speciale del *Journal of Econometrics* dedicato all'argomento (n. 1-2, 1990) o Fried et al. (1993). Una rassegna succinta ma recente è contenuta in Kalirajan e Shand (1999).

ca in cui, seguendo l'uso prevalente nella letteratura applicata, il termine di disturbo è ipotizzato derivare dalla somma di una variabile casuale normale e di una seminormale. La preferenza per una tecnica di tipo parametrico deriva sostanzialmente da due elementi. In primo luogo, definire la tecnologia ottimale in termini di un numero ristretto di parametri stimabili consente di controllare, sia pur in modo euristico, se la funzione stimata è coerente con le ipotesi a priori sulla tecnologia (ad esempio, sulla natura dei rendimenti di scala) e sulla sua evoluzione nel tempo; una verifica di questo tipo è di fatto impossibile con tecniche di tipo DEA, in quanto la frontiera delle possibilità produttive è *definita* dall'involuppo delle tecnologie utilizzate dalle unità del campione che risultano efficienti. In secondo luogo, una stima parametrica consente di associare alle stime dell'efficienza per singole unità alcune proprietà statistiche che ne giustificano l'utilizzo: nel nostro caso, il fatto di avere delle stime non distorte delle inefficienze a livello di singola banca comporta la non distorsione delle stime a livello di regione (vedi più avanti).

La variabile di efficienza è stata costruita utilizzando una classica tecnica di frontiera stocastica (cfr. Aigner et al. (1977)) con funzione Cobb-Douglas, applicata ad una funzione di costo. La scelta di una funzione schematica come la Cobb-Douglas, anziché di una forma funzionale flessibile, è motivata da problemi di dati: poiché nel nostro dataset c'è pochissima variazione cross-section nei prezzi dei fattori, una forma funzionale più generale comporta problemi di identificazione. Esperimenti con una forma funzionale di tipo translog hanno dato esiti deludenti, in quanto i coefficienti stimati evidenziavano una variabilità temporale tanto marcata da non poter essere attribuita a cambiamenti nella tecnologia, quanto piuttosto a forti problemi di multicollinearità<sup>15</sup>.

Infine, la scelta della seminormale come distribuzione per il termine di inefficienza è assolutamente standard in letteratura, anche se sono state proposte soluzioni diverse, come ad esempio, l'esponenziale negativa, la gamma o la normale troncata. Esperimenti con la distribuzione esponenziale non hanno modificato sostanzialmente i ranghi di efficienza, cosicché abbiamo preferito la soluzione più comune. Resta aperta la possibilità che una cattiva specificazione in questo ambito conduca alla incomparabilità nel tempo dei punteggi: nel nostro caso, tuttavia, i parametri delle funzioni di costo rimangono sufficientemente stabili da farci ritenere che, quand'anche i livelli delle stime dell'inefficienza non fossero del tutto corretti, la loro evoluzione nel tempo rimarrebbe comunque preservata. Ad ogni modo, l'introduzione delle

---

<sup>15</sup>Calcolando il *condition number* per la matrice delle correlazioni dei prezzi in logaritmo e dei loro prodotti incrociati si va da un minimo di 166.97 per il 1988 ad un massimo di 272.83 per il 1994. Considerando che i problemi di collinearità cominciano ad insorgere per un *condition number* maggiore di 20, il dato si commenta da sé.

*dummy* temporali nelle stime panel presentate nella sezione 5 rende questo problema privo di conseguenze.

## 4 L'efficienza bancaria nelle regioni italiane

I dati utilizzati in questo lavoro sono tratti da un campione aperto costituito da un gruppo di banche che raccoglie la quasi totalità delle banche a breve termine, con l'esclusione delle sole banche di credito cooperativo. In tutte le regioni il nostro campione rappresenta una quota molto elevata del settore bancario regionale (sempre superiore al 75 per cento quando misurato rispetto agli sportelli), con l'unica eccezione del Trentino-Alto Adige, dove la forte presenza di banche di credito cooperativo abbassa significativamente la rappresentatività del campione (poco meno del 40 per cento del totale degli sportelli nella regione). Il periodo analizzato va dal 1982 al 1994<sup>16</sup>. Le informazioni contabili di stato patrimoniale e conto economico sono state fornite dall'ABI per gli anni iniziali ed estratte dalla banca dati Bilbank per l'anno 1994.

La tabella 1 presenta, per i vari anni, la numerosità del nostro campione nonché i valori medi delle variabili considerate nell'analisi econometrica dell'efficienza.

Con i dati sintetizzati nella tabella 1 è stata stimata una funzione di costo di tipo Cobb-Douglas (vedi par. precedente), ossia una funzione lineare nei logaritmi:

$$cv_i = b_0 + b_1q_{1i} + b_2q_{2i} + b_3p_{1i} + b_4p_{2i} + b_5p_{3i} + \epsilon_i \quad (7)$$

dove  $i$  indica la  $i$ -esima banca, e lettere minuscole i logaritmi naturali. Il termine di errore  $\epsilon_i$  è dato dalla somma  $u_i + v_i$ , in cui  $u_i$  è il termine di disturbo ( $N(0, \sigma_u^2)$ ) e  $v_i$  è il termine di inefficienza ( $|N(0, \sigma_v^2)|$ ). Le .

Abbiamo imposto alla funzione di costo il requisito di omogeneità lineare ( $b_3 + b_4 + b_5 = 1$ ) — utilizzando il prezzo del fattore lavoro come numerario — e stimato la (7) col metodo della massima verosimiglianza. Sebbene siano disponibili in letteratura metodi per stimare frontiere di costo con dati panel (fra gli altri, Cornwell et al. (1990); Park et al. (1998)) abbiamo preferito condurre stime separate per i quattro anni per tener conto dei mutamenti nella tecnologia intervenuti nel periodo e non imporre alcuna struttura temporale predefinita all'andamento nel tempo dei singoli punteggi di efficienza.

---

<sup>16</sup>La scelta del periodo è stata vincolata, in questa fase della ricerca, dalla disponibilità degli archivi della Centrale dei Bilanci. Gli anni analizzati rappresentano tuttavia un periodo in cui la banche hanno acquisito una maggior libertà operativa dopo gli anni '70, caratterizzati dalla presenza di diversi vincoli amministrativi.



Tabella 1: Descrizione del campione

| N. banche | 1982     | 1985     | 1988     | 1991     |
|-----------|----------|----------|----------|----------|
|           | 196      | 196      | 215      | 198      |
| $CV$      | 394.851  | 428.041  | 509.586  | 841.727  |
| $Q_1$     | 3113.180 | 3710.850 | 5974.470 | 9585.630 |
| $Q_2$     | 18.881   | 26.586   | 39.318   | 55.596   |
| $P_1$     | 35.338   | 52.264   | 65.168   | 85.356   |
| $P_2$     | 0.013    | 0.015    | 0.015    | 0.017    |
| $P_3$     | 0.108    | 0.093    | 0.061    | 0.066    |

Legenda:

- $CV$  : costi totali variabili
- $Q_1$  : output 1 (somma di impieghi e depositi)
- $Q_2$  : output 2 (ricavi da servizi alla clientela)
- $P_1$  : prezzo dell'input 1 (costo unitario del lavoro)
- $P_2$  : prezzo dell'input 2 (costo unitario del capitale fisso)
- $P_3$  : prezzo dell'input 3 (costo unitario della raccolta)

Come è consuetudine nella letteratura applicata sulle frontiere stocastiche, anziché stimare le due varianze  $\sigma_u^2$  e  $\sigma_v^2$ , vengono stimati due parametri  $\sigma$  e  $\lambda$  definiti come  $\sigma = \sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$  e  $\lambda = \frac{\sigma_v}{\sigma_u}$  che costituiscono evidentemente una trasformazione invertibile dei parametri originali.

I risultati delle stime sono riportati nella tabella 2; come si vede, i coefficienti stimati mostrano una sostanziale stabilità suggerendo l'esistenza di una tecnologia che varia gradualmente nel tempo e di quote del prodotto che rimangono pressoché stabili. In particolare, le stime evidenziano lievi economie di scala nei prodotti più tradizionali (impieghi e depositi), visto che il valore di  $b_1$  è lievemente inferiore all'unità, ma marcati rendimenti crescenti nella produzione dei servizi. Inoltre la dispersione delle misure di efficienza si riduce soprattutto negli ultimi anni a causa probabilmente di un maggiore grado di concorrenza intervenuta sul mercato bancario.

Per calcolare le stime dell'efficienza per singola banca abbiamo usato la tecnica di Jondrow et al. (1982), che consiste nel calcolare il valore atteso di  $v_i$  dato  $\epsilon_i$ , ovvero

$$\hat{v}_i = E(v_i|\epsilon_i) = \frac{\sigma\lambda}{1 + \lambda^2} \left( \frac{\phi(\lambda\epsilon_i)}{\Phi(\lambda\epsilon_i)} + \lambda\epsilon_i \right) \quad (8)$$

dove  $\phi(\cdot)$  e  $\Phi(\cdot)$  sono, rispettivamente, le funzioni di densità e di ripartizio-

Tabella 2: Risultati delle stime della funzione di costo

|           | 1982               | 1985               | 1988               | 1991               |
|-----------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| $b_0$     | -0.625<br>(-2.779) | -1.755<br>(-5.463) | -1.231<br>(-3.731) | -1.494<br>(-4.092) |
| $b_1$     | 0.922<br>(35.506)  | 0.956<br>(39.877)  | 1.004<br>(91.327)  | 0.990<br>(33.202)  |
| $b_2$     | 0.087<br>(3.519)   | 0.053<br>(2.326)   | 0.011<br>(1.103)   | 0.020<br>(0.703)   |
| $b_4$     | 0.192<br>(8.535)   | 0.127<br>(4.255)   | 0.204<br>(8.087)   | 0.173<br>(5.296)   |
| $b_5$     | 0.572<br>(11.441)  | 0.532<br>(11.630)  | 0.580<br>(14.267)  | 0.582<br>(10.834)  |
| $\sigma$  | 2.867<br>(4.247)   | 3.151<br>(3.724)   | 2.290<br>(4.679)   | 2.162<br>(3.752)   |
| $\lambda$ | 0.141<br>(14.389)  | 0.147<br>(18.389)  | 0.141<br>(14.261)  | 0.137<br>(12.701)  |
| Log-lik.  | 60.052             | 55.976             | 55.232             | 53.582             |

Statistiche  $t$  fra parentesi.

ne della normale standardizzata; nel calcolo, ovviamente, ai veri valori dei parametri vengono sostituite le loro stime di massima verosimiglianza.

Si noti che  $v_i$  è il logaritmo del rapporto fra il costo effettivamente sostenuto dalla banca e quello che questa avrebbe sostenuto se fosse stata efficiente, ed è quindi interpretabile come riduzione percentuale dei costi teoricamente ottenibile.

Per passare dall'efficienza delle singole banche alla misura dell'efficienza regionale ci siamo avvalsi di una media ponderata i cui pesi considerano la presenza della banca  $i$  nella regione  $j$ . Non avendo a disposizione le informazioni sugli impieghi di ciascuna banca disaggregati per regione, ci siamo basati sulla quota di sportelli. Così facendo abbiamo implicitamente introdotto due ipotesi: la prima, del tutto plausibile, è che la funzione di produzione della banca sia la stessa in ogni regione, e la seconda, forse più discutibile, è che l'efficienza degli sportelli della banca  $i$  nelle varie regioni sia indipendente dalla localizzazione dello sportello; l'adozione di questa seconda ipotesi è peraltro una scelta obbligata coi dati a nostra disposizione. In verità, scegliendo la regione come unità territoriale d'analisi, questa seconda ipotesi è per noi meno stringente di quanto possa apparire, in quanto la condizione implicita è solo quella che gli sportelli localizzati in ciascuna regione siano

in media ugualmente efficienti<sup>17</sup>. Inoltre, essendo noi interessati all'efficienza allocativa delle banche, va anche detto che le pratiche per la concessione dei fidi di dimensioni maggiori sono gestite in genere dalle sedi centrali delle banche, e non dagli sportelli periferici.

L'inefficienza del sistema bancario di ciascuna regione è pertanto così definita:

$$\hat{l}_{jt} = \sum_{i=1}^N w_{ijt} \hat{v}_{it} \quad (9)$$

dove  $i$  indicizza le banche e  $j$  indicizza le regioni;  $w_{ij}$  è la quota di sportelli della banca  $j$  nella regione  $i$ <sup>18</sup>.

I risultati di questa procedura sono sintetizzati nella tabella 3 e nella figura 1. Per quanto è a nostra conoscenza, si tratta del primo tentativo di misurare l'efficienza dei sistemi bancari regionali tenendo conto delle banche effettivamente operanti nel territorio, e non solo delle banche con la sede legale nella regione. In genere, nella letteratura sull'efficienza del sistema bancario in Italia, sono stati calcolati indici di inefficienza media per macro-regioni relativamente alle banche che lì hanno la sede legale (Giannola, Ricci e Scarfiglieri, 1996; Scarfiglieri, 1999). Solo in Destefanis (1996), i punteggi di efficienza vengono calcolati<sup>19</sup> a livello di singola regione, anche se sempre in relazione alle sole banche con la sede nella regione. Si tratta, evidentemente, di una misura molto rozza dell'efficienza dei sistemi bancari regionali, che non tiene conto della presenza nel territorio delle banche a diffusione nazionale e interregionale, e che probabilmente finisce per sottostimare proprio l'efficienza delle regioni più arretrate. È infatti noto che la presenza di banche del Centro-Nord sul territorio meridionale è molto più elevata rispetto alla

<sup>17</sup>Accorroni e Papi (1995), analizzando l'efficienza tecnica degli sportelli di una banca interregionale, hanno trovato una significativa variabilità nei livelli di efficienza ma non hanno riscontrato differenze significative tra sportelli localizzati al Sud e al Centro del Paese.

<sup>18</sup>Jondrow et al. (1982) suggeriscono in alternativa di stimare  $v_i$  utilizzando la moda della distribuzione condizionale anziché il suo valore atteso. Abbiamo usato la media piuttosto che la moda per migliorare le proprietà dell'indice aggregato. Trattandosi di una media ponderata, infatti, la proprietà di correttezza di  $\hat{v}_i$  come stimatore di  $v_i$  si trasferisce a  $\hat{V}_j$  come stimatore di  $V_j$ . Inoltre, l'uso della regione come unità di aggregazione consente di ritenere che gli errori di misurazione compiuti a livello di singola banca vengano attenuati quando si passi a livello di area in base ad un argomento standard di somma ponderata di variabili casuali.

<sup>19</sup>Sfortunatamente, Destefanis (1996) non riporta i punteggi di efficienza di ciascuna regione, bensì solo i risultati di un'analisi non parametrica della varianza e un'analisi Tobit sui punteggi di efficienza regionale per verificare se vi sono differenze sistematiche nei punteggi di efficienza.

Tabella 3: Punteggi di inefficienza dei sistemi bancari

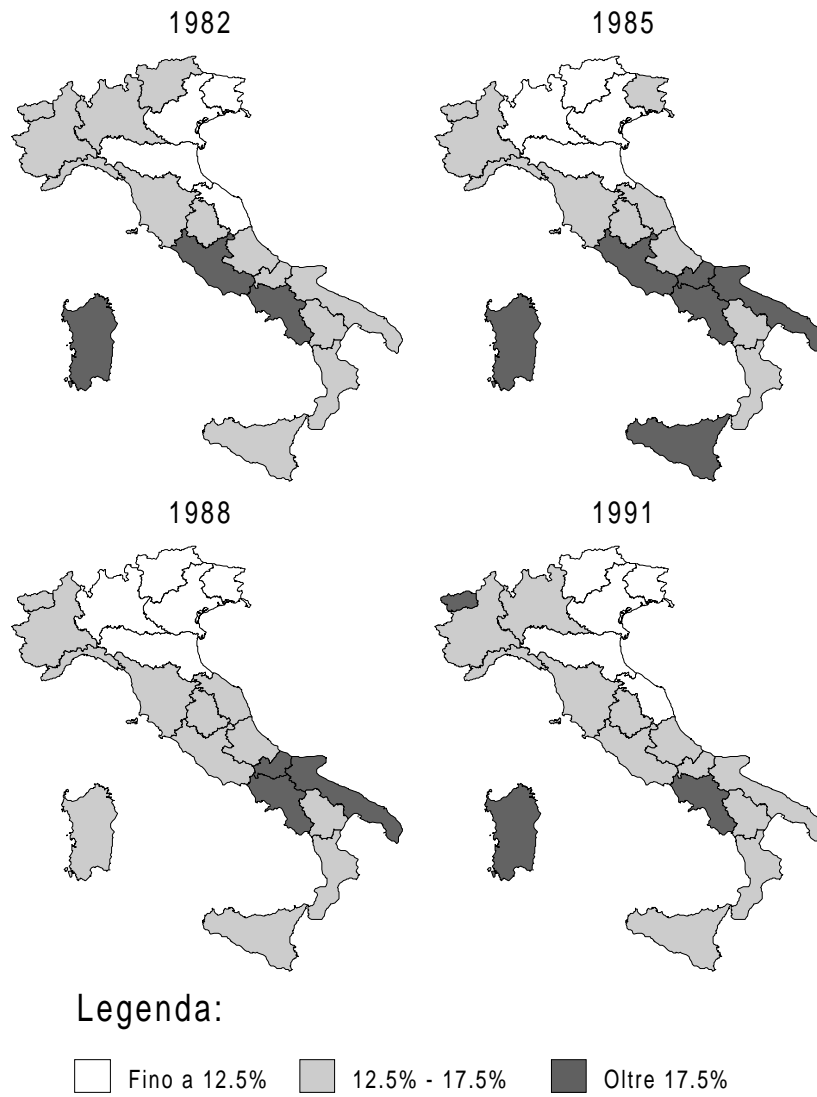
|                       | 1982  | 1985  | 1988  | 1991  |
|-----------------------|-------|-------|-------|-------|
| Piemonte              | 16.2% | 16.1% | 15.8% | 17.7% |
| Valle D'Aosta         | 19.2% | 18.6% | 18.3% | 20.9% |
| Liguria               | 16.3% | 16.8% | 14.4% | 14.3% |
| Lombardia             | 14.4% | 12.3% | 11.0% | 12.6% |
| Trentino-Alto Adige   | 16.9% | 11.5% | 11.3% | 10.4% |
| Veneto                | 10.6% | 10.4% | 8.5%  | 9.3%  |
| Friuli-Venezia Giulia | 11.6% | 12.5% | 11.5% | 10.5% |
| Emilia-Romagna        | 9.7%  | 10.7% | 11.0% | 10.0% |
| Toscana               | 14.2% | 13.3% | 13.2% | 14.0% |
| Umbria                | 13.4% | 15.7% | 14.3% | 13.2% |
| Marche                | 11.4% | 14.6% | 13.5% | 11.8% |
| Lazio                 | 21.6% | 25.7% | 19.5% | 16.6% |
| Abruzzi               | 13.6% | 16.3% | 15.5% | 13.7% |
| Molise                | 13.1% | 20.6% | 20.7% | 18.6% |
| Campania              | 20.6% | 25.2% | 24.3% | 23.3% |
| Puglia                | 19.9% | 20.1% | 21.0% | 17.8% |
| Basilicata            | 14.5% | 17.4% | 19.9% | 19.7% |
| Calabria              | 12.9% | 13.8% | 14.2% | 14.5% |
| Sicilia               | 17.0% | 22.3% | 19.2% | 13.3% |
| Sardegna              | 21.7% | 23.6% | 18.7% | 25.3% |

presenza delle banche meridionali sul territorio del Centro-Nord<sup>20</sup>. Questo aspetto consente di spiegare, almeno in parte, per quale motivo i divari di efficienza che riscontriamo fra regioni siano meno marcati di quanto si potesse ritenere sulla base degli studi precedenti.

Come si può notare, i risultati econometrici mostrano una mappa dell'efficienza bancaria in linea con quanto emerge dagli studi fin qui condotti per l'Italia, anche se con qualche interessante distinguo. In primo luogo, i sistemi bancari che nel tempo risultano sistematicamente più efficienti sono quelli delle regioni dell'area NEC, in particolare il sistema bancario veneto e quello emiliano. Nel Nord-Ovest, il sistema bancario più efficiente è quel-

<sup>20</sup>Questo fenomeno, che ha sempre caratterizzato la struttura del sistema bancario italiano, si è particolarmente accentuato in seguito alla liberalizzazione degli sportelli ed ai processi di ristrutturazione proprietaria degli ultimi anni. Secondo i dati Banca d'Italia del 1998, oltre il 50% degli impieghi alla clientela meridionale può essere fatta risalire a rapporti con banche del Centro-Nord, contro il 2% nella direzione opposta.

Figura 1: Punteggi di inefficienza dei sistemi bancari



lo della Lombardia, mentre il sistema bancario ligure è quello che mostra i più chiari segni di miglioramento dell'efficienza. Durante gli anni ottanta, il Lazio è stata la regione con il sistema bancario più inefficiente, palma che, invece, negli anni novanta è passata alla Campania<sup>21</sup>. Nel complesso, comun-

<sup>21</sup>Anche se dalla nostra analisi non è possibile trarre indicazioni sulle cause delle variazioni dei punteggi di efficienza, è probabile che il miglioramento dell'efficienza del sistema bancario laziale sia, almeno in parte, dovuto al processo di privatizzazione del sistema bancario avviato proprio negli anni novanta, mentre per quello campano il peggioramento

que, le regioni del Mezzogiorno sembrano confermare l'arretramento del loro sistema bancario. Nella maggioranza dei casi (Molise, Campania, Basilicata, Calabria e Sardegna) vi è un certo peggioramento nel tempo dell'efficienza, mentre solo per l'Abruzzo, la Puglia e, soprattutto, per la Sicilia si nota una significativa riduzione dell'inefficienza.

## 5 Efficienza e crescita: l'evidenza empirica

### 5.1 Gli stimatori panel

Al fine di analizzare gli effetti dell'efficienza del sistema bancario sulla crescita locale, la nostra analisi empirica ha come punto di riferimento gli strumenti utilizzati nello studio della crescita di lungo periodo, ed in particolare le cosiddette "regressioni di convergenza". Tipicamente, queste regressioni analizzano l'effetto sulla crescita del livello iniziale del reddito (più alcune variabili di controllo) in un contesto cross-section (la letteratura al proposito è sterminata; un esempio illustre è Mankiw et al. (1992)). A questa metodologia si è di recente affiancato l'uso di stime di tipo panel. Queste consentono di ricomprendere, in un effetto individuale non osservato e specifico per ciascuna unità territoriale utilizzata, tutte le peculiarità di quella unità non esplicitamente comprese nelle variabili di controllo. In simboli si ha:

$$y_{i,t} = \tilde{\beta}y_{i,t-1} + \phi z_{i,t} + \eta_i + u_{i,t} \quad (10)$$

dove, rispetto alla simbologia adottata nell'equazione (4),  $\tilde{\beta} = \beta + 1$  e il vettore di variabili  $z$  comprende le variabili che si ipotizza determinino il livello di reddito di *steady state*, come ad esempio la quantità di capitale umano, variamente misurato, o il livello delle infrastrutture. Nel termine  $\eta_i$  confluiscono tutte le determinanti non osservate dello *steady state* stesso la cui variazione nel tempo è nulla o trascurabile.

L'uso di dati longitudinali nella letteratura empirica sulla crescita è relativamente recente, in quanto presuppone l'uso di tecniche panel dinamiche, che sono tuttora in tumultuoso sviluppo: come è noto, infatti, le tradizionali tecniche di stima di modelli lineari con dati longitudinali producono stimatori inconsistenti quando fra le variabili indipendenti vi sia la dipendente ritardata e l'ampiezza temporale del campione sia limitata.

Se consideriamo, infatti, un modello come quello dell'equazione (10), il fatto che l'effetto individuale  $\eta_i$  non vari attraverso il tempo fa sì che — sia dovuto all'incipiente crisi del Banco di Napoli.

per  $\tilde{\beta} \neq 0$  — esso sia necessariamente correlato con  $y_{i,t-1}$ , rendendo inconsistente lo stimatore OLS. Si può dimostrare (vedi Nickell (1981)) che gli stimatori tradizionali in un contesto statico (Within e GLS) soffrono dello stesso problema.

Si rende necessario, quindi, il ricorso a tecniche diverse; nel campo degli studi applicati alle determinanti della crescita, i precedenti più rilevanti sono Knight et al. (1993), Islam (1995) e Caselli et al. (1996). Mentre i primi due lavori usano la tecnica  $\Pi$  di Chamberlain (1982), Caselli et al. usano uno stimatore GMM in differenze alla Holtz-Eakin et al. (1988) – Arellano e Bond (91), sostenendo con ragione che quest’ultimo approccio mette al riparo da eventuali problemi di endogeneità dei regressori.

L’uso di tecniche panel è stato criticato in Barro (1997) principalmente a causa dell’amplificazione dell’errore di misura e della sovrapposizione di effetti di *business cycle* alla crescita di lungo periodo. Ambedue le critiche, da un punto di vista econometrico, sono riconducibili al fatto che lo stimatore in differenze ignora del tutto la variabilità cross-section per concentrarsi su quella intratemporale. Inoltre, l’uso delle equazioni in differenze presenta spesso da un punto di vista pratico il problema che gli strumenti utilizzati sono “deboli”, ossia poco correlati con le variabili esplicative, ciò che limita fortemente l’efficienza dello stimatore.

Per ovviare a questo problema, noi — così come fanno Beck et al. (1999) e Levine et al. (1999) — utilizziamo lo stimatore di Arellano e Bover (1995), che combina equazioni in differenze e in livelli in una logica GMM<sup>22</sup>.

Per illustrare brevemente questo stimatore, conviene partire da una versione della (10) in differenze prime:

$$\Delta y_{i,t} = \tilde{\beta} \Delta y_{i,t-1} + \phi \Delta z_{i,t} + \Delta u_{i,t} \quad (11)$$

Poiché la differenziazione elimina il termine  $\eta_i$ , se non fosse per la correlazione fra  $y_{i,t-1}$  (presente in  $\Delta y_{i,t-1}$ ) e  $u_{i,t-1}$  (presente in  $\Delta u_{i,t}$ ), l’applicazione degli OLS fornirebbe stime consistenti<sup>23</sup> della (11). Questo problema, tuttavia, può facilmente essere aggirato notando che tutti i valori osservati di  $y_i$  antecedenti al tempo  $t$  possono essere usati come strumenti. Se ci si limita a questa considerazione, si ottiene lo stimatore usato in Caselli et al. (1996). In Arellano e Bover (1995), tuttavia, si fa notare che è possibile pervenire a stime più efficienti in presenza di variabili predeterminate la cui correlazione con l’effetto individuale è costante nel tempo: le differenze prime di queste

<sup>22</sup>Le elaborazioni sono state condotte col programma DPD98 gentilmente fornitoci da Steve Bond.

<sup>23</sup>Ancorché non efficienti, dato che il termine di disturbo è serialmente correlato per costruzione; peraltro, la forma della correlazione seriale è nota, e quindi è applicabile una strategia di tipo GLS.

variabili possono infatti essere usate come strumenti nell'equazione (10); lo stimatore di Arellano e Bover è appunto quello che risulta considerando le equazioni (10-11) come un sistema da stimare congiuntamente.

Questo stimatore ha offerto performance molto convincenti in un recente articolo di Blundell e Bond (1998), in cui si analizzano le proprietà di vari stimatori panel per mezzo di esperimenti di Monte Carlo. Va peraltro notato che le proprietà degli stimatori della classe che noi utilizziamo sono ampiamente studiate per un numero di individui (le regioni nel nostro caso) molto alto. In questa applicazione, è lecito domandarsi se la scelta di concentrarsi sulle venti regioni italiane non renda in qualche modo ardua la lettura dei risultati; va detto, peraltro, che un allargamento del campione non è concepibile neanche teoricamente e, in ogni caso, molte delle variabili che noi utilizziamo sono indicatori così imprecisi delle variabili teoriche che un esame troppo puntuale delle stime è probabilmente fuori luogo.

## 5.2 Il modello stimato

La specificazione utilizzata per le stime, che rispecchia quella del modello teorico delineata nei paragrafi precedenti, è la seguente:

$$y_{i,t} = \alpha + \tilde{\beta}y_{i,t-1} + \gamma c_{i,t-1} - \tilde{\theta} \ln(1 + \hat{l}_{i,t-1}) + \delta x_{i,t-1} + \xi_t + \eta_i + v_{i,t} \quad (12)$$

dove la variabile dipendente è il valore aggiunto pro capite al costo dei fattori e a prezzi 1990.

Per quanto riguarda i parametri,  $\tilde{\beta}$  è il parametro chiave dell'analisi di convergenza, che deve risultare significativamente minore di uno affinché si possa parlare di convergenza condizionale<sup>24</sup>.

I due parametri riconducibili al modello presentato nel par. 2 (vedi eq. (4)) sono  $\gamma$  e  $\tilde{\theta}$ , che sono rispettivamente associati alle variabili  $C$  e  $\iota$ ; quest'ultima è l'indicatore di inefficienza del sistema bancario regionale ricavato coi metodi esposti al paragrafo 3.

La variabile  $C$  è stata misurata per mezzo di un indicatore (d'ora in poi chiamato FIN), che rappresenta il rapporto tra gli impieghi, erogati alla clientela della regione dalle banche e dagli istituti di credito speciale, e il PIL regionale; questa variabile è quella che noi supponiamo abbia un'efficacia sulla crescita che può venire attenuata dalla presenza di un sistema bancario inefficiente.

Il vettore  $x$  contiene altre variabili finanziarie e variabili di controllo. Particolare attenzione è stata dedicata alla scelta delle variabili ausiliarie di

---

<sup>24</sup>Questo, che è un vero e proprio test di radice unitaria in un contesto panel, è stato effettuato in modo sistematico da vari autori (ad esempio Evans (1998)). Poiché non è nostro interesse perseguire questo punto, non effettueremo test formali di questo tipo.



carattere finanziario. Volendo investigare la presenza di un effetto autonomo dell'efficienza delle banche nel processo di crescita delle economie abbiamo ritenuto importante considerare vari canali di influenza tra settore finanziario e settore reale per evitare che il contributo dell'efficienza venisse associato in modo indistinguibile con gli effetti di altre variabili. È per questo motivo che, in aggiunta alla variabile di efficienza e alla variabile FIN, abbiamo considerato altre due variabili finanziarie: PRIV e BLOC.

PRIV indica la quota di impieghi erogati dalle aziende di credito al settore privato sul totale degli impieghi a tutti i settori istituzionali; BLOC rappresenta la quota degli impieghi delle banche popolari e delle banche di credito cooperativo (ex casse rurali ed artigiane) sul totale degli impieghi erogati dalle banche nella regione.

Per tutti gli indicatori finanziari ci attendiamo un segno positivo. FIN può infatti essere letto come un indicatore del livello di finanziamento dell'economia, normalmente correlato positivamente col livello dell'attività economica. PRIV dovrebbe, invece, cogliere alcune delle funzioni tipiche degli intermediari; l'ipotesi è che un sistema bancario regionale che alloca una quota maggiore di credito al settore privato dovrebbe essere maggiormente impegnato nel processo di selezione e *monitoring* della clientela.

Infine BLOC dovrebbe considerare le specificità delle banche locali le quali, grazie al loro radicamento territoriale ed al loro assetto proprietario, dovrebbero alleviare i problemi informativi esistenti tra prenditori e finanziatori<sup>25</sup> e quindi facilitare la crescita delle piccole e medie imprese che tanta importanza rivestono nella struttura produttiva italiana. L'inclusione della variabile BLOC si rende necessaria anche per un motivo tecnico: poiché l'indicatore di inefficienza è stato costruito escludendo dal campione gran parte delle banche minori, è presumibile che ci possa essere una correlazione fra l'errore di misura dell'inefficienza ed il peso delle piccole banche sul sistema locale considerato; di conseguenza, l'immissione della variabile BLOC ha anche lo scopo di pulire la stima del parametro  $\tilde{\theta}$  da questo problema.

Come variabili di controllo non finanziarie abbiamo utilizzato tre indicatori con i quali si vogliono catturare aspetti relativi alla disponibilità di capitale umano, ai costi di trasporto e all'efficienza del sistema legale.

Come proxy del capitale umano (CAPUM) abbiamo adottato il rapporto tra iscritti alle scuole medie superiori e gli iscritti alle scuole medie inferiori. Visto il periodo temporale che andiamo ad analizzare, questo indicatore ci è sembrato più significativo rispetto al tasso di analfabetismo, spesso impiegato

---

<sup>25</sup>Le specificità delle banche locali e cooperative sono state evidenziate ed analizzate da un punto di vista empirico in Angelini et al. (1997) e Cannari e Signorini (1997).

nelle analisi di convergenza<sup>26</sup>. Inoltre, questo indicatore ci consente di tenere conto del tasso di abbandono scolastico, anche se esso risente delle differenze nella struttura per età della popolazione tra le regioni del Nord e quelle del Sud.

Come indicatore dei costi di trasporto (TRA) abbiamo utilizzato il rapporto tra chilometri di autostrade, strade statali e strade ferrate sui chilometri quadrati della regione<sup>27</sup>. In linea di principio, come mostra anche la letteratura sulla nuova geografia economica<sup>28</sup>, la relazione tra questa variabile e il tasso di crescita regionale è ambigua. Se da un lato, più bassi costi di trasporto facilitano l'insediamento di attività produttive, dall'altro, in presenza di vincoli dal lato dell'offerta, riducono i costi di mobilità delle merci e aumentano la sostituibilità dei prodotti locali con quelli importati. Naturalmente, la rete stradale e ferroviaria rappresenta un indicatore molto parziale della dotazione di infrastrutture economiche, mancando qualsiasi riferimento ad altre importanti infrastrutture economiche come la disponibilità di risorse idriche, di reti telematiche, di energia elettrica.

Infine, abbiamo cercato di tenere conto dell'efficienza del sistema legale e del grado di tutela dei diritti di proprietà. Si tratta di un aspetto oggi al centro di numerose indagini (La Porta et. al. 1997; 1998) e che ha già trovato posto negli studi empirici su finanza e crescita a livello internazionale<sup>29</sup>. Svolgendo la nostra analisi a livello regionale, dove la normativa è comune tra tutte le regioni, abbiamo ritenuto opportuno fare riferimento all'efficienza del sistema giudiziario. A tal proposito, abbiamo costruito un indicatore (LEG) tenendo conto del numero dei fallimenti dichiarati e dei fallimenti chiusi in ciascun anno, ponderati per la loro dimensione media. In particolare, l'indicatore scelto è stato il seguente:

$$\text{LEG} = \frac{\text{Fall.Chiusi}}{\text{Fall.Dichiarati}} \times \sqrt{\frac{\text{Attivo medio di chiusura}}{\text{Fall.Chiusi}}} \quad (13)$$

dove, evidentemente, l'ipotesi implicita è che il tempo necessario alla chiusura di un fallimento sia una funzione crescente e concava della sua dimensione.

<sup>26</sup>Relativamente all'Italia, il tasso di analfabetismo è stato impiegato da Cosci e Mattesini (1998).

<sup>27</sup>Per gli Stati Uniti, questo indicatore è stato impiegato da Holtz-Eakin e Schwartz (1995), mentre per l'Italia da Ferri e Mattesini (1997) e Cosci e Mattesini (1998).

<sup>28</sup>Per una recente rassegna, cfr. Ottaviano e Puga (1997).

<sup>29</sup>Rajan e Zingales (1998), approssimano il grado di tutela dei diritti dei creditori con l'indice degli standard contabili nei diversi paesi costruito dal Center for International Financial Analysis and Research. Levine (1998, 1999), Beck et. al. (1999) e Levine et. al. (1999), invece, controllano per l'importanza degli aspetti normativi con l'origine legale del paese, così come proposto da La Porta et. al. (1997, 1998).

Naturalmente, ci si aspetta che questa variabile entri con il segno positivo nella regressione di convergenza.

Tutte le variabili sono misurate all'inizio dei vari trienni a cui si riferisce la variazione della variabile dipendente, e sono in logaritmo ad eccezione della variabile LEG. L'immissione del termine  $\xi_t$  è equivalente all'introduzione di dummy temporali, e si motiva con l'esigenza di pulire la stima dagli effetti di *business cycle* e di scorretta misurazione dell'efficienza.

Tabella 4: Risultati della stima panel

|             |                    |                    |                    |
|-------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| y(-1)       | 0.890<br>(13.891)  | 0.926<br>(19.088)  | 0.805<br>(11.571)  |
| Ineff.      | -0.499<br>(-1.300) | -0.457<br>(-1.557) | -0.849<br>(-2.253) |
| FIN         | 0.114<br>(3.344)   | 0.053<br>(1.747)   | 0.231<br>(3.083)   |
| BLOC        | 0.014<br>(0.594)   | 0.001<br>(0.167)   | 0.016<br>(0.808)   |
| PRIV        | 0.158<br>(2.218)   | 0.153<br>(4.180)   |                    |
| CAPUM       | 0.137<br>(1.290)   | 0.070<br>(1.268)   | 0.147<br>(1.514)   |
| TRA         | 0.025<br>(0.276)   |                    | 0.147<br>(1.417)   |
| LEG         | 0.000<br>(0.059)   | 0.000<br>(1.134)   | -0.001<br>(-0.690) |
| Sargan test | 10.46418           | 13.11036           | 8.288778           |
| gdl         | 62                 | 54                 | 54                 |
| p           | 1                  | 1                  | 1                  |
| sc(1)       | -1.633             | -2.116             | -0.64              |
| p           | 0.102              | 0.034              | 0.522              |
| sc(2)       | -0.573             | -0.434             | -1.637             |
| p           | 0.567              | 0.664              | 0.102              |

Statistiche  $t$  fra parentesi.

### 5.3 I risultati delle stime

I risultati dell'analisi empirica sono presentati nella tabella 4 dove vengono riportate le stime dei coefficienti associati alle principali variabili esplicati-

ve<sup>30</sup>. La tabella presenta tre diverse specificazioni. La prima colonna include tutte le variabili indicate dal modello delle pagine precedenti, mentre le altre due colonne si riferiscono a specificazioni leggermente diverse dove alcune esplicative vengono omesse.

I test diagnostici riportati sono quelli classici in questo tipo di contesto: il test di Sargan ha come ipotesi nulla la validità delle condizioni di sovraidentificazione implicite nella stima GMM; come si vede, l'ipotesi nulla viene in tutti i casi ampiamente accettata. I test di correlazione seriale, eseguiti sui residui dell'equazione in differenze (11), danno i risultati attesi: presenza di correlazione seriale negativa del primo ordine (si tenga a mente che il disturbo dell'equazione in differenze è  $\Delta v_t$ ), e assenza di correlazione seriale del secondo ordine.

In primo luogo, le stime mostrano l'esistenza di un tasso di convergenza condizionale pari a circa il 3% annuo. Questo valore è più o meno in linea con quanto trovato nelle analisi cross-section per l'Italia di Barro e Sala-i-Martin (1991), Cosci e Mattesini (1995; 1997), Ferri e Mattesini (1997) e Cellini e Scorcu (1997), mentre è in contrasto con i risultati di Paci e Pigliaru (1995) e Mauro e Podrecca (1995) che per gli anni ottanta non trovano alcuna convergenza tra le regioni italiane.

Anche i coefficienti delle variabili di controllo assumono il segno atteso (fuorché in un caso, in cui peraltro il coefficiente non è significativamente diverso da 0) anche se per alcune variabili non si evidenzia una particolare significatività. Valga per tutti il caso del capitale umano<sup>31</sup>. Probabilmente in questi casi la ridotta numerosità campionaria e gli errori di misura hanno giocato un ruolo non trascurabile.

In questo contesto di convergenza, il coefficiente associato alla variabile di inefficienza assume per tutte le specificazioni considerate il segno negativo che ci attendevamo; l'ipotesi di azzeramento non sempre risulta rifiutata al livello di confidenza del 5%, anche se il valore della statistica  $t$  non è mai particolarmente basso. Questo risultato assume un rilievo anche maggiore se si considera che la variabile  $\iota$  da noi costruita evidenzia, come si è detto, un livello di disparità territoriale meno marcato di quanto ci si sarebbe potuti attendere sulla base dell'evidenza empirica precedente.

Inoltre, ed è questo per noi il punto più interessante, in quasi tutte le specificazioni e per quasi tutte le variabili finanziarie si riscontrano i segni attesi ed effetti statisticamente significativi. I nostri risultati empirici sostengono pertanto l'ipotesi che il sistema bancario sia associato alle variazioni del reddi-

---

<sup>30</sup>Per non appesantire la lettura sono stati omessi i coefficienti della costante e delle dummy temporali, tutti peraltro statisticamente significativi.

<sup>31</sup>Peraltro, risultati analoghi sono stati ottenuti anche da Mauro e Podrecca (1994) e Paci e Pigliaru (1995).

to per il tramite di diversi canali. In particolare, risultano sempre significativi sia la variabile FIN che il nostro indicatore di inefficienza dei sistemi bancari regionali. Ciò suffraga l'importanza di meccanismi di influenza delle variabili finanziarie che operano non solo tramite l'accumulazione di capitale, così come già evidenziato in letteratura, ma anche attraverso il grado di efficienza bancaria riscontrabile all'interno delle singole aree territoriali. Ripensando alla contrapposizione tra canale hicksiano e schumpeteriano menzionata in precedenza, possiamo sostenere che i nostri risultati non possono escludere la rilevanza di entrambi i canali.

Questi risultati appaiono sufficientemente robusti anche alla luce del fatto che le nostre specificazioni hanno considerato diverse variabili finanziarie in modo da controllare il più possibile per eventuali altri canali. Interessante è al riguardo la rilevanza della variabile PRIV che in una certa misura potrebbe anch'essa essere interpretata come una variabile legata alle funzioni più tipiche delle banche, quelle della selezione e del controllo della clientela<sup>32</sup>. Si ricordi che PRIV è riferita al totale degli impieghi erogati da tutte le banche, incluse le banche locali e quelle più piccole che invece sono sostanzialmente escluse dal calcolo della misura dell'efficienza bancaria regionale. Questo fatto potrebbe contribuire a spiegare perché l'altra variabile finanziaria BLOC sia risultata scarsamente significativa<sup>33</sup>. Va notato peraltro che l'inclusione della variabile BLOC si motiva anche, come già detto, con l'esigenza di eliminare parte degli effetti distorsivi dell'errore di misura sulla variabile  $\iota$  e quindi il coefficiente associato alla variabile BLOC dovrebbe avere una valenza interpretativa comunque piuttosto debole.

## 6 Conclusioni

In questo lavoro si è offerto un contributo metodologico all'analisi empirica dei rapporti tra sistema bancario e crescita economica, proponendo una nuova proxy per lo sviluppo del sistema bancario che consente di catturare la funzione allocativa delle banche e di superare in parte il problema della causalità.

---

<sup>32</sup>Una variabile simile a quella qui impiegata è stata utilizzata da Cosci e Mattesini (1997) i quali trovano che il rapporto tra credito al settore privato e PIL ha una valenza esplicativa rispetto alla crescita delle province italiane, seppure limitatamente ad alcuni periodi e in specificazioni particolari del loro modello.

<sup>33</sup>Con riferimento alla realtà italiana la rilevanza soprattutto delle banche cooperative più piccole è stata documentata in diversi lavori. Ad esempio, Cosci e Mattesini (1997) riscontrano una relazione positiva tra crescita locale e presenza delle banche cooperative sul territorio; Cannari e Signorini (1997) trovano che le banche cooperative, rispetto alle altre, razionano meno la propria clientela ed hanno un portafoglio meno rischioso.

L'ipotesi da cui siamo partiti è che le banche sono fondamentali nella spiegazione della crescita economica in quanto svolgono principalmente una funzione di selezione e di controllo degli imprenditori e quindi di allocazione delle risorse finanziarie (e reali). Su questa funzione esiste ormai un consenso diffuso nella letteratura economica. Tuttavia le ricerche che hanno cercato di investigare questo ruolo da un punto di vista empirico non hanno tenuto il passo con gli sviluppi teorici. Nella maggior parte dei casi, i lavori applicati hanno utilizzato indicatori finanziari riferiti ad aspetti dimensionali e strutturali del sistema bancario, trascurando l'aspetto della funzione allocativa svolta dalle banche.

Questo lavoro ha suggerito una specificazione alternativa dello sviluppo finanziario che, oltre a considerare l'entità dei finanziamenti erogati, tiene conto dell'efficienza microeconomica delle banche. L'ipotesi qui è che una misura di efficienza microeconomica della banca rappresenti una proxy migliore dell'efficienza allocativa macroeconomica rispetto agli indicatori tradizionali impiegati fino ad oggi in letteratura. In particolare, nel lavoro è stata proposta una specificazione dell'equazione della crescita che consente di isolare il ruolo che la funzione allocativa delle banche avrebbe nel processo di crescita. Il metodo suggerito contribuisce pertanto a dirimere la questione relativa ai canali di influenza del sistema bancario sulla sfera reale, permettendo di sottoporre a verifica empirica la rilevanza del canale hicksiano verso quello schumpeteriano.

La metodologia proposta è stata poi applicata al sistema bancario e alla crescita economica nelle regioni italiane. Per la prima volta è stato calcolato un indice di inefficienza dei sistemi bancari regionali, che ha tenuto conto dell'inefficienza di tutte le banche operanti nell'area attribuendo a ciascuna di esse un peso corrispondente alla sua presenza (in termini di sportelli) nel territorio. Tali indici di inefficienza sono stati poi impiegati per analizzare la convergenza delle regioni all'interno del nostro paese.

I risultati econometrici mostrano una mappa dell'efficienza bancaria che per lo più conferma quanto conosciuto sul divario finanziario territoriale in Italia, ma che per alcuni aspetti se ne discosta, evidenziando in particolare le regioni del Nord-Est come le regioni più efficienti e mitigando il differenziale fra Nord e Sud. Ma soprattutto l'evidenza empirica corrobora l'esistenza di un effetto autonomo dell'efficienza bancaria sulla crescita reale e risulta coerente con un approccio schumpeteriano che enfatizza la funzione allocativa delle banche. Tale risultato è stato ottenuto utilizzando alcune stime di panel dinamici e controllando per una serie di variabili finanziarie, reali, istituzionali e ambientali.

Infine, vogliamo far presente che i risultati empirici del nostro esercizio possono essere emendati ed estesi in varie direzioni (numerosità del campione,

ulteriori definizioni delle variabili di controllo e degli input e output bancari, altre definizioni di efficienza, studi internazionali ecc.). Tuttavia quel che ci siamo preposti con questo primo lavoro è indicare un approccio che, a nostro avviso, contribuisce positivamente alla letteratura su finanza e crescita in quanto foriero di sviluppi ed applicazioni in grado di cogliere le funzioni del sistema finanziario nel processo di crescita economica.

## Riferimenti bibliografici

- [1] Accorroni, M. e Papi L. (1995) “La valutazione dell’efficienza degli sportelli bancari” *Quaderni di ricerca del Dipartimento di Economia di Ancona*, n. 65.
- [2] Aigner, Dennis, Lovell, C.A., Knox, Schmidt, Peter (1977) “Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models”, *Journal of Econometrics*, 6(1), pag. 21-37.
- [3] Angelini, P., Di Salvo R. e Ferri, G., (1997), “Disponibilità e costo del credito per le piccole imprese: relazioni di clientela e banche cooperative”, in Cesarini, F., Ferri, G., Giardino, M. (a cura di), *Credito e sviluppo*, il Mulino, Bologna.
- [4] Angelini, P., Ferri, G., Vacca, V. (1997), “Banche e sviluppo economico in Italia: un’analisi a livello comunale”, in Cesarini, F., Ferri, G., Giardino, M. (a cura di), *Credito e sviluppo*, il Mulino, Bologna.
- [5] Arellano, Manuel e Bond, Steven (1991) “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence”, *Review of Economic Studies*, 58, 277-297
- [6] Arellano, Manuel e Bover, Olympia (1995) “Another look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models”, *Journal of Econometrics*, 68, p. 29-51.
- [7] Barro, Robert J. (1997) “Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study”, *NBER Working Paper* n. 5698
- [8] Barro, R.J., Sala-i-Martin, X. (1991), “Convergence across States and Regions”, *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 1, pp. 107-58.
- [9] Beck, T., Levine, R., Loayza N. (1999), “Finance and The Sources of Growth”, *mimeo*, World Bank.

- [10] Berger, A.N., Humphrey, D.B. (1991), "The Dominance of Inefficiencies over Scale and Product Mix Economies in Banking", *Journal of Monetary Economics*, vol. 28, pp. 117-48.
- [11] Berger, A.N., Humphrey, D.B. (1997), "Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Direction for Future Research", *Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Paper Series: 1997/11*, February 1997.
- [12] Berger, A.N., Mester, L.J. (1997), "Inside the Black Box: What Explains Differences in the Efficiencies of Financial Institutions?", *Journal of Banking and Finance*, vol. 21, pp. 895-947.
- [13] Blackburn, K., Hung, V.T.Y., (1998), "A Theory of Growth, Financial Development and Trade", *Economica*, 65(257), p. 107-24.
- [14] Blundell, Richard e Bond, Stephen (1998) "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*; 87(1), p. 115-43.
- [15] Boyd, J., Prescott, E. (1986), "Financial Intermediary-Coalitions", *Journal of Economic Theory*, vol. 38, pp. 211-32.
- [16] Cameron R., Crisp O., Patrick H.T., Tilly R., (1967) *Banking In The Early Stages Of Industrialization. A Study In Comparative Economic History*, Oxford Univ. Press
- [17] Cannari, L., Signorini, L.F. (1997), "Rischiosità e razionamento: un'analisi dell'efficienza allocativa delle banche di credito cooperativo e dei divari Nord-Sud", in Cesarini, F., Ferri, G., Giardino, M. (a cura di), *Credito e sviluppo*, il Mulino, Bologna.
- [18] Caselli, Francesco, Esquivel, Gerardo e Lefort, Fernando, (1996) "Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics", *Journal of Economic Growth*, 1, 363-389
- [19] Cellini, R., Scorcu, A. (1997), "Aspetti istituzionali e crescita nelle regioni italiane", in Quintieri, B. (a cura di), *Finanza, istituzioni e sviluppo regionale*, il Mulino, Bologna, pp. 287-315.
- [20] Cesarini, F., Ferri, G., Giardino, M. (a cura di) (1997), *Credito e sviluppo*, il Mulino, Bologna.
- [21] Chamberlain, Gary (1982) "Multivariate Regression Models for Panel Data", *Journal of Econometrics*, 18, 5-46



- [22] Cooley, T.F. e Smith, B.D. (1998), "Financial Markets, Specialization, and Learning by Doing", *Research in Economics*, 52, 333-61.
- [23] Cornwell, Christopher, Schmidt, Peter, Sickles, Robin C. (1990) "Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels" *Journal of Econometrics*; 46(1-2) pages 185-200.
- [24] Cosci, S., Mattesini, F. (1995), "Convergenza e crescita in Italia: un'analisi sui dati provinciali", *Rivista di Politica Economica*, vol. 85, n. 4, pp. 35-68.
- [25] Cosci, S., Mattesini, F. (1997), "Credito e sviluppo nelle province italiane", in Cesarini, F., Ferri, G., Giardino, M. (a cura di), *Credito e sviluppo*, il Mulino, Bologna.
- [26] Dermigüç-Kunt, A., Levine, R. (1996), "Stock Markets, Corporate Finance, and Economic Growth: An Overview", *The World Bank Economic Review*, vol. 10, May, pp. 223-39.
- [27] Dermigüç-Kunt, A., Maksimovic, V. (1996), "Financial Constraints, Uses of Funds and Firm Growth: An International Comparison", *mimeo*, World Bank.
- [28] Dermigüç-Kunt, A., Maksimovic, V. (1998), "Law, Finance, and Firm Growth", *The Journal of Finance*, vol. 58, December, pp. 2107-2137.
- [29] Destefanis, S. (1996) "Un'analisi dell'efficienza per le aziende di credito regionale", *Rivista di Politica Economica*, vol. 86, n. 11-12, pp. 385-414.
- [30] Diamond, D. (1984), "Financial Intermediation as Delegated Monitoring", *Review of Economic Studies*, vol. 51, pp. 647-63.
- [31] Evans, Paul (1998), "Using Panel Data to Evaluate Growth Theories" *International Economic Review* vol. 39(2), pp. 295-306.
- [32] Fama, E. (1985), "What's Different About Banks?" *Journal of Monetary Economics* vol. 15, pp. 29-39.
- [33] Favero, C.A., Papi, L. (1995), "Technical Efficiency and Scale Efficiency in the Italian Banking Sector: A Non-Parametric Approach", *Applied Economics*, vol. 27, pp. 385-95.
- [34] Ferri, G., Mattesini, F. (1997), "Finance, Human Capital and Infrastructure: An Empirical Investigation of Post-War Italian Growth", *Temi di discussione*, n. 321, Banca d'Italia.

- [35] Fried, H.O., Knox Lovell, C.A. e Schmidt, S.S., (1993), *The Measurement of Productive Efficiency*, Oxford University Press.
- [36] Galetovic, A. (1994), "Credit Market Structure, Firm Quality, and Long-run Growth", *Discussion Papers in Economics*, n. 171, Woodrow Wilson School, Princeton University.
- [37] Galetovic, A. (1996), "Specialization, Intermediation, and Growth", *Journal of Monetary Economics*, vol. 38, pp. 549-59.
- [38] Gertler, M. Rose, A. (1994), "Finance, Public Policy and Growth", in Caprio, G., Atiljas, I. e Hanson, J.A. (eds.) *Financial Reform: Theory and Experience*, Cambridge University Press, New York, pp. 13-45.
- [39] Giannola, A., Ricci, C., Scarfiglieri, G. (1996), "Aspetti dimensionali e territoriali dell'efficienza bancaria: il puzzle italiano", *Rivista di Politica Economica*, vol. 85, n. 11-12, pp. 361-84.
- [40] Goldsmith, R.W. (1969), *Financial Structure and Development*, Yale University Press, New Haven.
- [41] Greenwood, J., Jovanovic, B. (1990), "Financial Development, Growth, and the Distribution of Income", *Journal of Political Economy*, vol. 98, n. 5, pp. 1076-107.
- [42] Greenwood, J., Smith, B.D. (1997), "Financial Markets in Development, and The Development of Financial Markets", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 21, pp. 145-81.
- [43] Hahn, A.L., (1920) *Volkswirtschaftliche Theorie des Bankkredits*, Verlag J.C.B., Tubingen, tr. it., *Teoria economica del credito*, 1990, ESI, Napoli.
- [44] Hicks, J.A. (1969), *A Theory of Economic History*, Oxford Clarendon Press, Oxford.
- [45] Holtz-Eakin, D., Newey and Rosen (1988), "Estimating Autoregressions with Panel Data", *Econometrica*; 56(6) p. 1371-95.
- [46] Holtz-Eakin, D., Schwartz, A.E. (1995), "Spatial Productivity Spillovers from Public Infrastructure: Evidence from State Highways", Working Paper, n. 5004, NBER.
- [47] Islam, Nazrul (1995) "Growth Empirics: A Panel Data Approach" *Quarterly Journal of Economics*; 110(4), p. 1127-1170

- [48] Iuzzolino, Giovanni (1999) "Divari territoriali e costi di intermediazione finanziaria: un'indagine empirica sul rapporto tra efficienza delle banche locali e sviluppo economico nelle province italiane", lavoro presentato alla *XVIII conferenza italiana di scienze regionali*.
- [49] Jondrow, James et al. (1982) "On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model" *Journal of Econometrics* 19(2-3) pages 233-38.
- [50] Kalirajan K.P. e Shand R. (1999), "Frontier Production Functions and Technical Efficiency Measures", *Journal of Economic Surveys*, vol. 13, n. 2, pp. 149-172.
- [51] King, R.G., Levine, R. (1993a), "Financial Intermediation and Economic Development", in Mayer, C., Vives, X. (cur). *Capital markets and financial intermediation*. Cambridge University Press, 1993, p. 156-89.
- [52] King, R.G., Levine, R. (1993b), "Finance and Growth: Schumpeter Might be Right", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 108, n. 3, pp. 717-38.
- [53] King, R.G., Levine, R. (1993c), "Finance, Entrepreneurship, and Growth: Theory and Evidence", *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, n. 3, pp. 513-42.
- [54] Knight, Loayza e Villanueva (1993) "Testing the Neoclassical Theory of Economic Growth", *IMF Staff Papers*, 40(3), p. 512-41
- [55] La Porta, R. Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. (1997), "Legal Determinants of External Finance", *Journal of Finance*, vol. 52, pp. 1131-50.
- [56] La Porta, R. Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., Vishny, R.W. (1998), "Law and Finance", *Journal of Political Economy*, vol. 106, December, pp. 1131-50.
- [57] Levine, R. (1997), "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda", *Journal of Economic Literature*, vol. 35, June, pp. 688-726.
- [58] Levine, R. (1998), "The Legal Environment, Banks, and Long-Run Economic Growth", *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 30, n. 3, Part 2, pp. 596-613.

- [59] Levine, R. (1999), "Law, Finance, and Economic Growth", *Journal of Financial Intermediation*, vol. 8, pp. 8-35.
- [60] Levine, R., Zervos, S. (1998), "Stock Markets, Banks and Economic Growth", *The American Economic Review*, vol. 88, pp. 537-58.
- [61] Levine, R., Loayza, N., Beck, T. (1999), "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes", *mimeo*, World Bank.
- [62] Mankiw, N.G., Romer D. e Weil D.N. (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), p. 407-37.
- [63] Mauro, L., Podrecca, E. (1994), "The Case of Italian Regions: Convergence or Dualism?", *Economic Notes*, vol. 24, n. 3, pp. 447-72.
- [64] McAllister, P.H., McManus, D. (1993), "Resolving the Scale Efficiency Puzzle in Banking", *Journal of Banking and Finance*, vol. 17, n. 2-3, pp. 389-406.
- [65] Mester, L. (1987) "A Multiproduct Cost Study of Savings and Loans", *The Journal of Finance* vol. 42, n. 2, pp. 423-45.
- [66] Minsky, H. (1986), *Stabilizing an Unstable Economy*, Yale University Press.
- [67] Moore, B.J. (1988), *Horizontalists and Verticalists: The Macroeconomics of Credit Money*, Cambridge University Press, Cambridge.
- [68] Nickell S. (1981) "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects", *Econometrica*, 49, 1417-26
- [69] Ottaviano, G.I.P., Puga, D. (1997), "Agglomeration in the Global Economy: A Survey of the 'New Economic Geography'", *CEPR working paper* n. 1699
- [70] Paci, R., Pigliaru, F. (1995), "Differenziali di crescita tra le regioni italiane: un'analisi cross-section", *Rivista di Politica Economica*, vol. 85, n. 10, pp. 3-34.
- [71] Park, B.U., Sickles R.C. e Simar, L. (1998) "Stochastic Panel Frontiers: A Semiparametric Approach", *Journal of Econometrics*, 84, 273-302
- [72] Rajan, R.G., Zingales, L. (1998) "Financial Dependence and Growth", *The American Economic Review*, vol. 88, pp. 559-86.

- [73] Scarfiglieri, G. (1999) "Efficienza nel costo e nel profitto ed attività non tradizionali: una prospettiva europea", *Rapporto sullo stato del credito*, C.N.R., Istituto di studi sulle strutture finanziarie e lo sviluppo economico, pp. 127-44.
- [74] Schumpeter, J.A. (1934), *Theorie der wirtschaftlichen Entwicklung*, 4<sup>a</sup> ed., tr. it., *Teoria dello sviluppo economico*, Sansoni, Firenze, 1977.
- [75] Sealey, C.W., Lindley, J.T. (1977), "Inputs, Outputs, and a Theory of Production Cost at Depository Financial Institutions", *The Journal of Finance*, vol. 32, n. 4, pp. 1251-66.
- [76] Stiglitz, J.E., Weiss, A. (1988), "Banks as Social Accountants and Screening Device for the Allocation of Credit", *Working Paper*, n. 2710, NBER.
- [77] Sussman, O., Zeira, J. (1995), "Banking and Development", *Discussion Paper*, n. 1127, CEPR.
- [78] Zazzaro, A. (1995), "La specificità delle banche. Teorie a confronto da una prospettiva schumpeteriana", *Studi Economici*, vol. 55, n. 1, pp. 113-51.