

XXIV CONFERENZA ITALIANA DI SCIENZE REGIONALI

L'EFFICIENZA TECNICA DELLE IMPRESE MANIFATTURIERE ITALIANE: UN'ANALISI DI FRONTIERA PER AREA GEOGRAFICA

Pietro DE MATTEIS , Alessandro FABBRINI e Giacinto MICUCCI

Banca d'Italia - Filiale di Campobasso. Banca d'Italia - Filiale di Ancona.
E_mail: dematteis.pietro@insedia.interbusiness.it, fabbrini.alessandro@insedia.interbusiness.it e micucci.giacinto@insedia.interbusiness.it . Quanto esposto nel presente lavoro riflette esclusivamente le opinioni degli autori e non impegna la responsabilità dell'Istituzione di appartenenza.

SOMMARIO

In questo lavoro, per stimare l'efficienza dei vari settori manifatturieri nelle principali aree geografiche italiane è stato applicato un approccio di frontiera ai dati estratti dalla CERVED per gli anni dal 1993 al 1999. L'input lavoro è misurato dal numero di addetti, mentre per il capitale si è proceduto a una ricostruzione per ottenerne l'importo a valori costanti, applicando il metodo del capitale permanente. La frontiera stocastica è stata stimata sia per ogni area, sia per il complesso del paese: in questo modo è stato possibile elaborare indici di efficienza territoriale, noti come *Productivity Potential Ratio* e *Technical Efficiency Ratio*. Se per la maggior parte dei settori le differenze si sono attenuate, nel complesso le posizioni competitive delle aree geografiche non si sono modificate sostanzialmente. Le imprese più vicine alla frontiera efficiente sono quelle di maggiore dimensione.

Classificazioni JEL: C51, D24, L67

1 INTRODUZIONE E SINTESI

Una consolidata letteratura ha rilevato da tempo un ampio divario di produttività a sfavore delle imprese operanti nel Mezzogiorno, rispetto al resto del paese. Tali analisi hanno misurato questo *gap* utilizzando dati a differenti livelli di disaggregazione; alcuni studi si sono concentrati su microdati di impresa, per la stima di funzioni di produzione “classiche” o di frontiera.

In questo lavoro si è adottato un approccio di frontiera stocastica, distinguendo tra frontiere regionali e frontiera di metaproduzione, recependo i suggerimenti della più recente letteratura. La base dati impiegata comprende 25 mila aziende manifatturiere italiane. Il periodo esaminato è il 1993-1999. Si tratta di un lasso temporale particolarmente significativo, in quanto comprende la fine dell'intervento straordinario nel Mezzogiorno, l'introduzione della nuova politica di incentivazione per le aree depresse, e la fase di crescita delle esportazioni successiva alla svalutazione della lira.

Il lavoro è organizzato come segue. Il secondo paragrafo contiene una descrizione dei principali modelli di analisi di frontiera. Nel terzo paragrafo vengono esplicitati i criteri di formazione del campione e di definizione delle variabili di interesse. I risultati empirici sono contenuti nel paragrafo conclusivo e possono essere così sintetizzati.

Al netto degli effetti del progresso tecnico, che ha comportato un innalzamento della frontiera, si è rilevato una diminuzione nell'efficienza tecnica delle imprese manifatturiere nella maggior parte dei settori. In quasi tutti i comparti si è assistito a un'attenuazione delle differenze di efficienza tra le aree geografiche, non sufficiente comunque a modificare sostanzialmente le distanze preesistenti. Anche la variabile dimensionale sembra influire sull'efficienza aziendale: le grandi imprese tendono infatti a essere più vicine alla frontiera tecnologica.

2 LA TEORIA E I MODELLI PER LA STIMA DELL'EFFICIENZA

Per valutare l'efficienza di un'impresa occorre verificare, all'interno di una funzione di produzione, che non sia possibile ottenere una maggiore quantità di output con gli stessi input o, con riferimento a una funzione di costo, che non sia realizzabile il medesimo livello di output con minori input.

Tale esercizio richiede la misurazione dei potenziali massimi di output (o minimi di input) con cui confrontare i livelli effettivamente osservati. Nella letteratura si distingue tra tecniche “parametriche”, quando si opta per la stima di una funzione di produzione (o di costo), e “non parametriche”¹. In ambito parametrico², possono essere adottati approcci “non di frontiera” e approcci di “frontiera”. Nel primo caso il grado di efficienza di ogni impresa è misurato con riferimento ai risultati medi del campione, frequentemente ricavati dalle stime delle classiche funzioni di produzione Translog o Cobb-Douglas.

Nell’approccio di frontiera, invece, l’efficienza è misurata rispetto a un riferimento di “eccellenza” (*best-practice technique*), rappresentato dalla migliore performance realizzata all’interno del campione utilizzato. Il grado di inefficienza di ciascuna impresa è definito come residuo rispetto al valore predetto, e può avere natura deterministica o stocastica.

In ambito deterministico ogni deviazione dalla frontiera è considerata un’inefficienza³. Il filone delle frontiere stocastiche⁴, invece, ammette che deviazioni dall’ottimo possano essere attribuite a fattori casuali al di fuori del controllo dell’azienda. Il termine di errore è perciò suddiviso in due componenti: un errore simmetrico dovrebbe tenere nella debita considerazione l’effetto degli shock esogeni, dell’omissione di variabili, degli errori di misurazione e di altre circostanze; una seconda variabile casuale, troncata in modo da assumere valori sempre positivi, dovrebbe cogliere la distanza rispetto alla frontiera, dovuta a inefficienza. Si ha, rispettivamente nella versione cross section [1a] e in quella panel [1b]:

$$[1a] \quad y_i = \beta x_i + v_i - u_i \quad \text{con } u_i \geq 0$$

$$[1b] \quad y_{it} = \beta x_{it} + v_{it} - u_i \quad \text{con } u_i \geq 0$$

dove y_i è il (logaritmo del) valore aggiunto della i -esima unità produttiva (al tempo t nella [1b]) e x_i un vettore dei (logaritmi dei) fattori produttivi. βx_i è la frontiera di produzione deterministica; $\beta x_i + v_i$ è quella stocastica, con v_i che è assunta essere iid $N(0, \sigma_v^2)$. u_i misura l’inefficienza tecnica rispetto all’ottimo costituito dalla frontiera ed è espressa mediante una variabile casuale indipendente da v_i , ottenuta come troncamento della iid $N(1, \sigma_u^2)$; in letteratura è sovente adottata la metà-normale (troncamento a 0) come forma funzionale per u_i .

Nella [1b] u_i è time invariant; questa ipotesi, tuttavia, è implausibile, specialmente quando si

¹ Una rassegna è riportata da Balassone et al. (2002).

² Un’analoga tassonomia può essere fatta per le tecniche non parametriche.

³ Un’applicazione pionieristica è dovuta a Aigner e Chu (1968).

⁴ I primi contributi sono venuti da Aigner et al. (1977) e da Meeusen e Van den Broeck (1977).

trattano panel che si estendono per un certo numero di anni, ed è opportuno rimuoverla, passando alla seguente specificazione (Battese e Coelli 1992):

$$[2] \quad y_{it} = \beta x_{it} + v_{it} - u_{it} \quad \text{con } u_{it} \geq 0$$

dove:

$$[3] \quad u_{it} = u_i \exp(-\zeta(t-T))$$

u_i rappresenta l'inefficienza tecnica della i -esima impresa e ζ è un parametro da stimare. Il segno di ζ determina l'andamento temporale dell'efficienza tecnica: se è positivo (negativo), l'efficienza tecnica crescerà (diminuirà) nel tempo. La parametrizzazione proposta da Battese e Corra (1977) suggerisce di sostituire σ_v^2 e σ_u^2 rispettivamente con $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ e $\tilde{a} = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$.

È possibile ottenere un indice relativo di efficienza tecnica che esprima il grado di vicinanza dell'impresa i alla frontiera (Battese e Coelli 1988):

$$[4] \quad TE_i = \exp(-u_i)$$

L'indice TE_i varia tra 0 e 1; sarà pari a 1 quando l'impresa si colloca sulla frontiera efficiente ed è perciò a un livello massimo di efficienza. $1 - TE_i$ rappresenta un indicatore di inefficienza relativamente alla frontiera.

La [4] può essere adattata per analizzare i fattori che influiscono sull'inefficienza tecnica⁵. Battese e Coelli (1995) suggeriscono un modello *single-stage*⁶ (equazioni [2] e [5]), da stimare simultaneamente con il metodo della massima verosimiglianza, in cui u_{it} si distribuisce come una normale troncata con varianza σ_v^2 e media $m_{it} = \tilde{a}z_{it}$, dove z_{it} è il vettore delle variabili esplicative dell'inefficienza individuale e \tilde{a} il vettore di parametri da stimare:

$$[5] \quad u_{it} = \tilde{a}z_{it} + \tilde{u}_{it}$$

L'inefficienza tecnica, infatti, può essere attribuibile a vari fattori, sia "interni", come gli aspetti proprietari, manageriali e organizzativi, sia "esterni", riconducibili al *milieu* socio-

⁵ Pitt e Lee (1981) hanno usato un approccio a due stadi. Hanno dapprima stimato i parametri della frontiera stocastica e ottenuto i *predicted values* dell'efficienza a livello di impresa; hanno poi regredito tali *predicted values* su alcune caratteristiche di impresa, quali le abilità manageriali e la struttura proprietaria, al fine di identificare le variabili in grado di spiegare i differenziali di efficienza. Tuttavia, come osserva Coelli (1996) "The two-stage estimation procedure has been long recognized as one which is inconsistent in its assumptions regarding the independence of the inefficiency effects in the two estimation stages. The two-stage estimation procedure is unlikely to provide estimates which are as efficient as those that could be obtained using a single-stage estimation procedure".

⁶ Cfr. Kumbhakar et al. (1991) e Reifschneider e Stevenson (1991).

economico in cui le unità produttive operano. Tra le variabili esplicative dell'inefficienza individuale possono perciò includersi *dummies* geografiche, che misurano gli effetti delle economie esterne connesse alla localizzazione. Fabiani et al. (2000), utilizzando un panel di imprese dell'archivio Centrale dei Bilanci, hanno verificato empiricamente l'ottenimento di una migliore performance produttiva da parte delle aziende insediate nei distretti industriali. Per tenere conto della differente accessibilità alla migliore tecnologia tra le aree geografiche, Battese e Prasada Rao (2001) suggeriscono di utilizzare differenti frontiere stocastiche a seconda della localizzazione delle imprese⁷.

$$[6] \quad y_{ijt} = \beta x_{ijt} + v_{ijt} - u_{ijt} \quad j = 1, 2, \dots, J \quad \text{con } u_{ijt} \geq 0$$

Rispetto al modello [2] di Battese e Coelli (1992), l'indice j è riferito alle J aree territoriali che non condividerebbero il medesimo grado di accessibilità alla tecnologia. Le ragioni possono essere connesse, a titolo esemplificativo, alla distanza geografica e alle dotazioni infrastrutturali di collegamento, alla disponibilità quali-quantitativa di risorse, ecc.

Queste frontiere stocastiche regionali possono poi essere poste a confronto con la frontiera di "metaproduzione" stocastica⁸, ottenuta includendo nelle stime tutte le imprese a prescindere dalla loro localizzazione.

$$[7] \quad y_{ijt} = \beta^* x_{ijt} + v_{ijt}^* - u_{ijt}^* \quad \text{con } u_{ijt}^* \geq 0$$

La [7] differisce dalla [6] e coincide invece con la [2] perché non si hanno stime separate per ogni j . Il grado di efficienza tecnica dell'impresa i -esima della j -esima regione può essere misurato sia nei confronti della frontiera efficiente della j -esima regione [6], sia rispetto alla frontiera di metaproduzione [7]. Parimenti, l'output osservato della i -esima azienda della j -esima regione può essere espresso con riferimento sia alla [6], sia alla [7]. Omettendo per comodità gli indici t e j , vale l'uguaglianza: $\beta x_i + v_i - u_i = \beta^* x_i + v_i^* - u_i^*$, con $\beta x_i \leq \beta^* x_i$ e $u_i \leq u_i^*$. Per definizione, infatti, la distanza dalla frontiera di metaproduzione non può essere inferiore a quella misurata rispetto alla frontiera regionale.

Di conseguenza:

⁷ Battese e Prasada Rao (2001) sottolineano come "the concept of a metaproduction function is [...] based on the simple hypothesis that all producers in different regions have potential access to the same technology". Un'applicazione delle frontiere stocastiche regionali è proposta da Battese et al. (2001).

⁸ Hajami e Ruttan (1971) forniscono un'interpretazione secondo cui "the metaproduction function can be regarded as the envelope of commonly conceived neoclassical production functions".

$$[8] \quad \frac{e^{\beta_{xi}}}{e^{\beta^*_{xi}}} \frac{e^{v_i}}{e^{v^*_i}} \frac{e^{u_i}}{e^{u^*_i}} = 1$$

Battese e Prasada Rao (2001) propongono di sfruttare l'identità sopra esposta per ricavare tre indici.

L'indice di produttività potenziale (PPR; *Productivity Potential Ratio*), pari a $e^{\beta_{xi}} / e^{\beta^*_{xi}}$, esprime il potenziale incremento di produttività per le imprese di un'area geografica se fossero rimossi gli ostacoli che impediscono l'accesso alla migliore tecnologia disponibile; esso è compreso tra 0 e 1. Battese e Prasada Rao (2001) osservano che “the PPR plays an important part in explaining the ability of the firms in one region to compete with other firms from different regions within the industry. The ratio provides an estimate of the technology gap between the regions and the industry as a whole”.

L'indice di efficienza tecnica (TER; *Technical Efficiency Ratio*), pari a $e^{u_i} / e^{u^*_i}$, si ottiene come rapporto tra l'efficienza tecnica di un'impresa rispetto alla frontiera regionale e l'efficienza tecnica calcolata relativamente alla frontiera di metaproduzione; a meno di errori casuali, il TER è maggiore o uguale a 1.

Il RER (*Random Error Ratio*) è pari a $e^{v_i} / e^{v^*_i}$. Dalla [8] si evince che solo due di questi tre ratios possono essere ottenuti in maniera indipendente.

3 IL CAMPIONE E LA COSTRUZIONE DELLE VARIABILI

3.1 Il campione

La stima dell'efficienza tecnica delle imprese industriali nelle varie aree del paese è stata condotta su un campione bilanciato di circa 25.000 imprese attive nel periodo 1993-1999 presenti nell'archivio CERVED⁹. Le voci estratte per ciascuna azienda sono state il valore aggiunto, le immobilizzazioni materiali e il numero di addetti.

La disaggregazione territoriale è riferita alle quattro aree geografiche: Nord-Ovest, Nord-Est, Centro e Mezzogiorno. Le imprese sono state ripartite in 10 settori ottenuti sulla base della classificazione ATECO per sottosezioni¹⁰.

⁹ La CERVED S.p.A. è una società specializzata nelle informazioni professionali per le imprese, partecipata dalla Centrale dei Bilanci e dalle Camere di Commercio.

¹⁰ Le imprese che tra il 1993 e il 1999 hanno cambiato la residenza della sede legale o il comparto di attività economica sono state considerate appartenenti per tutto il periodo analizzato alla provincia o al comparto dove hanno operato per il maggior numero di anni o, a parità di permanenza, a quello del 1999.

Oltre il 40 per cento delle aziende è ubicato nel Nord-Ovest, solo il 9 per cento nel Meridione (tab. 1). Il peso delle imprese meridionali sull'intero campione è risultato frequentemente al di sotto del 10 per cento, tranne che nei settori alimentare, dei prodotti petroliferi e chimici e della lavorazione dei minerali non metalliferi.

2.2 Le variabili utilizzate

Le variabili utilizzate sono il valore aggiunto e gli input capitale e lavoro definiti nel modo seguente.

Lo stock di capitale per ciascuna impresa e periodo è stato stimato a partire dalle immobilizzazioni tecniche lorde (deflazionate) iscritte in bilancio alla fine del 1993, utilizzando il metodo dell'inventario permanente secondo la seguente formula iterativa (Bond et al., 1997):

$$K_t^i = (1 - \delta_t^s) K_{t-1}^i + \frac{p_t^i I_t^i}{p_t^s}$$

dove

- δ_t^s : tasso di ammortamento nell'anno t del settore s ;
- K_t^i : stock di capitale dell'impresa i alla fine dell'anno t ;
- p_t^s : indice dei prezzi dei beni di investimento nell'anno t del settore s ;
- $p_t^i I_t^i$: investimenti in valore dell'impresa i nell'anno t .

I tassi di ammortamento e gli indici dei prezzi dei beni di investimento sono stati ottenuti dai dati Istat sullo stock di capitale per settore. Al fine di deflazionare il capitale di inizio periodo con l'indice dei prezzi dei beni di investimento temporalmente corretto, è stata calcolata l'età media stimata A_i del capitale di ciascuna impresa al 1993:

$$A_i = \begin{cases} T_{max}^s \frac{DEPR_o^i}{GKAP_o^i} - 4 & \text{se } T_{max}^s \frac{DEPR_o^i}{GKAP_o^i} > 8 \\ \frac{T_{max}^s}{2} \frac{DEPR_o^i}{GKAP_o^i} & \text{se } T_{max}^s \frac{DEPR_o^i}{GKAP_o^i} \leq 8 \end{cases}$$

dove

- $DEPR_o^i$: fondo di ammortamento dell'impresa i alla fine del 1993;
- $GKAP_o^i$: capitale lordo dell'impresa i alla fine del 1993;

T_{max}^s è una misura per settore della vita tecnica dei beni d'investimento:

$$T_{max}^* = \frac{\sum_{t=1993}^{1999} \left(\frac{NKAP_t^s}{DEPR_t^s} \right)}{7}$$

dove $NKAP_t^s$ e $DEPR_t^s$ sono, rispettivamente, lo stock di capitale netto e gli ammortamenti.

L'input lavoro è misurato dal numero di dipendenti. Nella base dati CERVED la variabile presenta un elevato numero di osservazioni mancanti: si è perciò provveduto a calcolare – laddove non presente – il numero di dipendenti stimati.

Nel caso in cui l'impresa presentasse valori *missing*, in tutto il periodo di riferimento, per non più di due esercizi, a questi è stato attribuito il numero di dipendenti dell'anno precedente o, se mancanti, dell'anno successivo. Per le aziende che presentavano una maggiore ricorrenza di informazioni assenti il numero di dipendenti è stato ottenuto dividendo la voce “Costo del lavoro” del Conto Economico per il costo del lavoro pro capite medio per settore e area geografica di appartenenza.

Le informazioni relative al valore aggiunto, infine, sono state deflazionate utilizzando i deflatori Istat al costo dei fattori.

3.3 Un'analisi descrittiva

Tra il 1993 e il 1999 il numero medio di dipendenti nelle imprese manifatturiere del campione è passato da 58 a 61 unità, con un aumento del 5,2 per cento (tab. 2). Alla sostanziale stabilità dei settori produttivi con più alte dimensioni unitarie si è contrapposta una crescita di quelli con minor numero medio di dipendenti: mentre l'occupazione media nelle imprese petrolifere e chimiche è rimasta invariata (111 addetti), quella nei prodotti in metallo e negli articoli in gomma e materie plastiche ha raggiunto rispettivamente le 43 e le 54 unità (con una crescita del 17,8 e del 22,1 per cento; tab. 3). Il comparto delle macchine e dei mezzi di trasporto ha registrato un calo del 5,4 per cento, passando da 89 a 86 dipendenti. Nella maggior parte dei settori produttivi gli incrementi dei valori mediani sono stati in linea o al di sopra di quelli medi.

La dotazione unitaria di capitale - stimata con il metodo dell'inventario permanente descritto in precedenza - è passata da 5,5 a 6,6 milioni di euro (19,8 per cento): l'indicatore varia per il 1999 da un minimo di 2,9 milioni di euro del comparto del legno-mobilità e degli altri prodotti manifatturieri - nonostante un incremento del 30,0 per cento nell'intero periodo analizzato - a un massimo di 21 milioni nel settore dei prodotti petroliferi e chimici.

Il valore aggiunto è cresciuto in media di 47,4 punti percentuali, raggiungendo i 3,4 milioni di euro.

Le imprese del campione localizzate nelle regioni nordoccidentali sono in media di dimensioni maggiori rispetto alle altre aree geografiche, sia per numero di dipendenti, sia per lo stock di immobilizzazioni; nel Centro-Italia prevalgono invece le aziende più piccole.

Le imprese meridionali mostrano una minore produttività dei fattori (in termini di valore aggiunto sul capitale e pro capite) e una maggiore dotazione di capitale installato: il fenomeno è riconducibile in parte al diverso modello di specializzazione settoriale del Meridione, relativamente più orientato verso comparti *capital-intensive*, e in parte alle politiche di incentivazione degli investimenti.

Le regioni centrali rilevano invece una minore dotazione unitaria di capitale fisso, data la prevalenza numerica (oltre il 30 per cento) di imprese appartenenti al comparto della moda (tessile, abbigliamento, cuoio e calzature).

Tra il 1993 e il 1999 i divari in termini dimensionali e di produttività dei fattori sembrano essersi attenuati: alla riduzione del numero medio di dipendenti nelle regioni nordoccidentali (-3,4 per cento) si è contrapposta una crescita negli altri ambiti territoriali.

Il Nord-Est ha registrato i maggiori incrementi nell'occupazione media, nel valore aggiunto e nello stock di capitale. La crescita del valore aggiunto in rapporto al numero di addetti e alle immobilizzazioni tecniche è stata invece maggiore nel Mezzogiorno (rispettivamente 45,0 e 36,5 per cento), pur non essendo ancora sufficiente ad allineare le regioni meridionali al resto del paese.

4 I RISULTATI

4.1 Il modello stimato

Il primo passo per la stima di frontiera dell'efficienza tecnica delle imprese manifatturiere italiane è consistito nella specificazione del modello. La scelta è caduta su una funzione di produzione Translog, in quanto l'ipotesi nulla di una funzione Cobb-Douglas è stata rigettata, sia per le frontiere di area, sia per quelle di metaproduzione, per tutti i settori analizzati. Parimenti, il rigetto dell'ipotesi di assenza di progresso tecnologico ha indotto all'inclusione di un trend quadratico nell'equazione stimata.

La funzione di produzione sottoposta a stima è stata:

$$[9] \quad y_{it} = b_0 + b_1 k_{it} + b_2 l_{it} + b_3 k_{it} l_{it} + b_4 k_{it}^2 + b_5 l_{it}^2 + b_6 t + b_7 t^2 + v_{it} - u_{it}$$

dove

y = logaritmo del valore aggiunto;

k = logaritmo dello stock di immobilizzazioni tecniche;

l = logaritmo del numero di dipendenti;

$u_{it} = (\exp(-\mathbf{h}(t-T)))u_i$, che misura la distanza dalla frontiera stocastica, è una variabile casuale non negativa ottenuta dal troncamento a 0 della distribuzione iid $N(\mathbf{m}, \mathbf{s}^2)$;

v_{it} = termine di errore iid $N(\mathbf{m}, \mathbf{s}_v^2)$.

Avvalendosi del programma FRONTIER 4.1¹¹, l'approccio adottato è consistito nella stima sia delle frontiere regionali [6], sia di quella di metaproduzione [7], utilizzando il modello proposto da Battese e Coelli (equazioni [2] e [3]).

L'esistenza di effetti di inefficienza tecnica è risultata significativa per tutte le frontiere stocastiche, sia di area che di metaproduzione, e per tutti i settori¹². Nella maggior parte dei casi, l'ipotesi nulla di invarianza nel tempo di tali effetti è stata rigettata: \mathbf{h} è risultato significativamente diverso da zero, giustificando così l'applicazione di un modello *time-variant*. Il parametro \mathbf{h} ha assunto per lo più valore negativo: al netto del progresso tecnologico, sembra quindi che le imprese manifatturiere italiane abbiano perso progressivamente efficienza tecnica nel periodo intercorrente dal 1993 al 1999, con l'eccezione di quelle operanti nel settore dei mezzi di trasporto, delle macchine e degli apparecchi meccanici, dove solo nelle regioni centrali \mathbf{h} ha presentato un valore negativo.

Il parametro $\mathbf{g} = \mathbf{s}^2 / (\mathbf{s}^2 + \mathbf{s}_v^2)$ è risultato significativamente diverso da zero per tutte le frontiere stocastiche di settore, di area e di metaproduzione.

L'utilizzo di frontiere regionali è subordinato alla condizione che le imprese insediate in diverse aree non abbiano accesso alla medesima tecnologia: se lo avessero, infatti, non avrebbe senso condurre un'analisi territorialmente differenziata, essendo più corretto stimare una sola frontiera stocastica per tutte le imprese.

Il test di uguaglianza tra le frontiere stocastiche di area, condotto utilizzando i valori della funzione *Log Likelihood* delle frontiere di area e di metaproduzione ha rigettato l'ipotesi nulla per tutti i settori manifatturieri analizzati: la statistica varia da un minimo di 326,69 e un massimo di 1601,55, ben al di sopra del valore soglia di 40,1, il novantacinquesimo percentile della distribuzione χ^2 con 27 gradi di libertà.

Le elasticità dei fattori ($\partial K / \partial Y$ e $\partial L / \partial Y$) stimate in base alla [9] sono riportate nella tabella 4.

¹¹ Disponibile all'indirizzo www.une.edu.au/econometrics/cepa.htm.

¹² I risultati dettagliati non vengono riportati per brevità. Le tavole sono a disposizione presso gli autori.

4.2 L'efficienza tecnica delle imprese industriali tra il 1993 e il 1999

Gli indici di efficienza tecnica sono stati calcolati rispetto alle frontiere regionali e alla frontiera di metaproduzione.

Per quanto riguarda le frontiere regionali, l'efficienza delle imprese meridionali mostra una variabilità, misurata dalla deviazione standard, maggiore delle altre aree del paese per tutti i settori sottoposti ad analisi. L'efficienza tecnica media è inferiore nel Mezzogiorno per molti comparti; fanno però eccezione l'alimentare, la moda, la carta, stampa ed editoria e i prodotti petroliferi, chimici e fibre sintetiche.

Gli indici di efficienza tecnica calcolati per ogni area sulla frontiera di metaproduzione permettono un confronto territoriale assumendo che tutte le imprese, ovunque siano localizzate, abbiano accesso alla stessa tecnologia, posizionandosi a distanze differenti dalla frontiera di metaproduzione a seconda della disponibilità di risorse, delle condizioni economiche locali e dei prezzi relativi degli input e degli output. Per definizione, gli indici calcolati sulle frontiere regionali non possono essere inferiori a quelli sulla metafrontiera (cfr. par. 2): in tali casi, questi ultimi sono stati sostituiti con gli indici calcolati sulle frontiere regionali.

In tutti i settori le imprese del Meridione si caratterizzano per il minor grado di efficienza tecnica, situandosi a maggiore distanza delle altre rispetto alla frontiera di metaproduzione; le regioni centrali sono le più efficienti nei comparti della moda (tessile, abbigliamento, cuoio e calzature) e della carta, stampa ed editoria; le aziende del Nord-Est sono le più prossime alla frontiera di metaproduzione nei minerali e metalli, nelle macchine e nei mezzi di trasporto e nelle altre industrie manifatturiere; nei restanti settori sono le regioni del Nord-Ovest, infine, ad avere i migliori indici di efficienza.

4.3 Potenziali di produttività e rapporti di efficienza tecnica delle aree italiane

Il *Productivity Potential Ratio* (PPR), definito come:

$$PPR = e^{xb} / e^{xb*}$$

è dato dal rapporto tra gli output attesi determinati rispettivamente dalla frontiera di produzione regionale e da quella di metaproduzione (cfr. l'equazione [8] nel secondo paragrafo). È possibile calcolare tale rapporto per ogni azienda del campione e per ogni anno di osservazione. Il PPR medio di area può essere interpretato come la distanza tecnologica

dell'area stessa dalla media nazionale e costituisce un utile indicatore per giudicare la posizione relativa delle imprese ivi insediate rispetto ai competitori nazionali.

Nel periodo 1993-99, le regioni meridionali riportano il PPR medio più basso per quasi tutti i dieci settori analizzati, con l'eccezione del tessile, abbigliamento e calzature, delle macchine e apparecchiature elettriche e degli articoli in gomma e materie plastiche: per questi due ultimi settori esse presentano invece un vantaggio comparato rispetto alle restanti aree (tab. 5). Il Nord-Ovest mostra il rapporto massimo per sei settori.

L'analisi temporale dei PPR mostra come, tra il 1993 e il 1999, quasi tutti i comparti dell'industria manifatturiera abbiano registrato, sia pure in diversa misura, un'attenuazione nelle differenze territoriali (fig. 1). L'eccezione è costituita dalle macchine e dai mezzi di trasporto, dove le imprese del Mezzogiorno hanno visto incrementare la propria distanza rispetto al resto del paese. I processi di convergenza si mostrano più marcati per il settore della carta, stampa ed editoria, grazie al recupero delle regioni meridionali, e delle macchine e apparecchiature elettriche.

Il comparto della moda si presenta come un settore fortemente duale: da una parte il Centro e, negli ultimi anni, il Nord-Ovest mostrano un rapporto uguale o molto prossimo all'unità; dall'altra il Nord-Est e il Meridione non superano mai il valore di 0,5.

Al fine di valutare le posizioni relative in termini di PPR, si è costruito un indice sintetico del potenziale di produttività per ogni area, come media ponderata degli indici settoriali; i pesi sono costituiti dalla quota dell'occupazione di ciascun settore (Censimento intermedio Istat 1996) sul totale dell'occupazione manifatturiera dell'area.

L'esercizio condotto rivela che tra il 1993 e il 1999 le distanze territoriali si sarebbero ridotte solo lievemente (fig. 2): se il Nord-Ovest e il Centro presentano indici uguali o molto prossimi all'unità per tutto il periodo considerato, il Nord-Est e il Meridione mostrano un incremento pari rispettivamente a 0,02 e 0,04. I risultati non dipendono dalla diversa specializzazione settoriale, rimanendo sostanzialmente invariati se si ripete il calcolo con l'assunzione di uguaglianza tra le aree nella composizione occupazionale.

Un ulteriore indice utile per i confronti tra aree territoriali è costituito dal rapporto di efficienza tecnica, dato dal rapporto tra gli indici di efficienza tecnica calcolati sulla frontiera regionale e quelli calcolati sulla frontiera di metaproduzione:

$$TER = e^{-U_i} / e^{-U_i^*}$$

Per costruzione, il TER assumerà valori crescenti - superiori all'unità - al crescere della distanza tra le due frontiere stocastiche; sarà pari a uno ogniqualvolta queste coincidano.

La definizione del rapporto di efficienza tecnica induce a una lettura simmetrica rispetto al PPR: quanto più questo assume valori inferiori all'unità, tanto più il TER sarà maggiore di uno, a meno della presenza nell'equazione [8] di una componente casuale costituita dal *Random Error Ratio*.

Nella maggioranza dei casi, il valore del TER è più prossimo a 1 nel Nord-Ovest. Le imprese del comparto della moda insediate nelle regioni centrali non presentano distorsioni in termini di efficienza tecnica, mentre il Nord-Est mostra il minore TER per i minerali non metalliferi. Le imprese del Mezzogiorno rilevano i TER più elevati per la quasi totalità dei settori produttivi, con l'eccezione delle macchine e apparecchiature elettriche e degli articoli in gomma e materie plastiche.

4.4 Efficienza tecnica e dimensione

La tabella 6 riporta gli indici TE - che rappresentano il grado di prossimità rispetto alla frontiera efficiente (cfr. l'equazione [4] nel secondo paragrafo) - calcolati relativamente alla frontiera di area per 4 classi di addetti (1-19; 20-49; 50-99; 100 e oltre). Nella tabella 7 sono riportati gli indici sintetici per ogni area territoriale.

In generale, l'indice TE è più elevato per le imprese di maggiore dimensione. Questo risultato non è senza eccezioni. Innanzitutto, nel Sud le grandi imprese hanno meno frequentemente il primato di efficienza (in 4 settori su 10, contro gli 8 su 10 per le aziende nordoccidentali). Nel comparto della moda, inoltre, le aziende maggiori non mostrano il TE più elevato in nessuna macroarea: le imprese più efficienti appartengono alle classi intermedie di addetti (tra i 20 e 99 addetti). Non si registrano settori e aree dove l'efficienza è più elevata per le aziende della classe dimensionale più piccola (fino a 19 addetti).

Il calcolo del TE rispetto alla frontiera di metaproduzione permette un raffronto territoriale tra imprese appartenenti alla stessa classe dimensionale: il *Technical Efficiency Ratio* suggerisce che lo svantaggio del Sud è più marcato nelle imprese di minori dimensioni (Tab. 7).

TABELLE E GRAFICI

Tabella 1 Campione di imprese manifatturiere attive nel periodo 1993-1999 per area e settore (unità)

Settori	Nord Ovest	Nord Est	Centro	Sud e Isole	Italia
DA – Alimentari, bevande e tabacco	564	630	248	388	1.830
DB, DC – Tessili, abb., cuoio e calzature	1.582	961	1.332	344	4.219
DE – Carta, stampa ed editoria	771	422	286	131	1.610
DF, DG – Prod. petroliferi, chimici, e fibre	654	240	158	129	1.181
DH – Art. in gomma e mat. plastiche	736	365	169	117	1.387
DI – Prod. della lavoraz. di min. non met.	418	480	354	275	1.527
DJ – Metalli e prodotti in metallo	2.326	1.229	417	370	4.342
DK, DM – Macchine e mezzi di trasporto	2.152	1.581	402	211	4.346
DL – Apparecchiature elettriche e ottiche	1.013	566	228	124	1.931
DD, DN – Legno, mobili e altri prod. manifatt.	774	1.015	614	185	2.588
Totale	10.990	7.489	4.208	2.274	24.961

Fonte: elaborazioni su dati CERVED.

Tabella 2 Principali indicatori relativi al campione di imprese utilizzato per area (unità e migliaia di euro; valori medi; valori mediani tra parentesi)

Voci	Nord Ovest	Nord Est	Centro	Sud e Isole	Italia
1993					
Numero dipendenti	74 (20)	48 (20)	43 (16)	46 (16)	58 (19)
Capitale	7.178,7 (1.119,2)	3.998,9 (974,0)	3.938,6 (664,9)	5.624,2 (1.115,8)	5.536,8 (985,3)
Valore aggiunto	2.838,8 (763,0)	2.058,6 (720,0)	1.836,3 (605,1)	1.622,5 (454,0)	2.324,9 (687,1)
Valore aggiunto pro capite	38,4 (38,8)	42,9 (37,5)	42,7 (37,3)	35,3 (29,0)	40,1 (37,5)
Valore aggiunto / capitale x 100	39,5 (68,3)	51,5 (75,2)	46,6 (90,0)	28,8 (44,1)	42,0 (71,2)
Capitale pro capite	97,0 (56,4)	83,3 (50,8)	91,6 (42,8)	122,3 (68,1)	95,5 (52,9)
1999					
Numero dipendenti	71 (22)	57 (23)	47 (18)	48 (17)	61 (21)
Capitale	8.383,0 (1.503,4)	5.211,8 (1.437,4)	4.788,4 (952,7)	6.262,1 (1.337,7)	6.632,3 (1.354,4)
Valore aggiunto	4.052,7 (1.110,7)	3.175,4 (1.103,9)	2.757,6 (798,6)	2.458,0 (649,9)	3.425,9 (990,5)
Valore aggiunto pro capite	57,1 (51,6)	55,7 (48,1)	58,7 (46,5)	51,2 (39,4)	56,2 (48,7)
Valore aggiunto / capitale x 100	48,3 (75,0)	60,9 (77,7)	57,6 (83,9)	39,3 (50,5)	51,7 (74,9)
Capitale pro capite	118,1 (69,9)	91,4 (62,5)	101,9 (55,0)	130,5 (82,1)	108,7 (65,9)

Fonte: elaborazioni su dati CERVED.

Tabella 3 Principali indicatori relativi al campione di imprese utilizzato per settore (unità e migliaia di euro; valori medi; valori mediani tra parentesi)

Voci	DA	DB,DC	DE	DF,DG	DH
			1993		
Numero dipendenti	63 (19)	51 (23)	43 (14)	111 (22)	45 (20)
Capitale	8.329,1 (2.276,1)	3.090,2 (741,3)	4.351,5 (755,3)	18.208,0 (2.121,7)	4.425,3 (1.381,2)
Valore aggiunto	3.360,7 (917,4)	1.775,2 (729,9)	1.935,2 (543,0)	5.697,6 (1.011,4)	1.630,0 (655,6)
Valore aggiunto / num. dipendenti	53,3 (47,1)	34,8 (32,1)	45,0 (39,8)	51,3 (48,8)	36,2 (34,1)
Valore aggiunto / capitale x 100	40,3 (44,4)	57,4 (97,6)	44,5 (66,8)	31,3 (51,1)	36,8 (48,5)
Capitale / num. dipendenti	132,2 (108,2)	60,6 (35,1)	101,2 (58,3)	164,0 (95,5)	98,3 (73,2)
			1999		
Numero dipendenti	63 (20)	52 (23)	44 (14)	111 (26)	54 (25)
Capitale	9.717,2 (2.872,7)	3.732,8 (1.020,8)	5.202,3 (1.068,2)	20.948,9 (2.839,6)	5.630,9 (1.972,1)
Valore aggiunto	4.398,3 (1.207,4)	2.352,2 (884,2)	2.873,4 (777,2)	9.451,8 (1.647,0)	2.788,5 (1.119,9)
Valore aggiunto / num. dipendenti	69,8 (59,4)	45,2 (40,3)	65,3 (56,9)	85,2 (68,8)	51,6 (47,0)
Valore aggiunto / capitale x 100	45,3 (46,4)	63,0 (84,0)	55,2 (70,1)	45,1 (63,0)	49,5 (58,3)
Capitale / num. dipendenti	154,2 (131,1)	71,8 (49,2)	118,2 (77,1)	188,7 (111,5)	104,3 (83,1)

Fonte: elaborazioni su dati CERVED.

Tabella 3 (segue) Principali indicatori relativi al campione di imprese utilizzato per settore (unità e migliaia di euro; valori medi; valori mediani tra parentesi)

Voci	DI	DJ	DK,DM	DL	DD,DN
1993					
Numero dipendenti	54 (20)	37 (16)	89 (22)	76 (15)	35 (17)
Capitale	8.061,4 (1.699,9)	3.674,9 (933,8)	7.348,8 (922,8)	4.780,7 (513,8)	2.257,2 (737,3)
Valore aggiunto	2.485,3 (814,6)	1.331,9 (522,4)	2.978,8 (838,3)	3.243,2 (620,7)	1.352,5 (594,1)
Valore aggiunto / num. dipendenti	46,0 (40,6)	36,0 (33,5)	33,5 (39,9)	42,7 (41,5)	38,6 (35,2)
Valore aggiunto / capitale x 100	30,8 (47,9)	36,2 (58,2)	40,5 (94,5)	67,8 (121,3)	59,9 (83,3)
Capitale / num. dipendenti	149,3 (88,4)	99,3 (58,2)	82,6 (42,6)	62,9 (34,8)	64,5 (42,9)
1999					
Numero dipendenti	55 (19)	43 (19)	86 (26)	81 (18)	39 (19)
Capitale	9.120,4 (2.059,5)	4.691,6 (1.311,6)	8.402,9 (1.313,5)	6.567,4 (829,5)	2.933,9 (1.009,4)
Valore aggiunto	3.592,9 (1.005,5)	2.263,2 (895,1)	4.646,6 (1.384,9)	4.040,1 (882,2)	1.767,9 (765,9)
Valore aggiunto / num. dipendenti	65,3 (53,5)	52,6 (46,5)	54,0 (54,1)	49,9 (46,4)	45,3 (39,8)
Valore aggiunto / capitale x 100	39,4 (51,2)	48,2 (67,5)	55,3 (105,9)	61,5 (107,3)	60,3 (77,3)
Capitale / num. dipendenti	165,8 (109,3)	109,1 (70,0)	97,7 (52,1)	81,1 (43,5)	75,2 (52,4)

Fonte: elaborazioni su dati CERVED.

Tabella 4 Elasticità stimate dei fattori produttivi, per area e settore

Variabili e settori	Nord-Ovest	Nord-Est	Centro	Sud e Isole	Italia
DA - Alimentari, bevande e tabacco					
Capitale	0,3599	0,2941	0,3686	0,4248	0,3727
Lavoro	0,5515	0,6657	0,4500	0,3682	0,5104
Progresso tecnologico	0,0502	0,0330	0,0512	0,0593	0,0376
DB, DC - Tessili, abb., cuoio e calzature					
Capitale	0,2039	0,2426	0,2011	0,2489	0,2142
Lavoro	0,6653	0,7031	0,6530	0,7176	0,6721
Progresso tecnologico	0,0505	0,0408	0,0172	0,0296	0,0319
DE - Carta, stampa, editoria					
Capitale	0,1988	0,2487	0,2304	0,3170	0,2031
Lavoro	0,6702	0,6163	0,6453	0,5880	0,6252
Progresso tecnologico	0,0629	0,0650	0,0390	0,1135	0,0641
DF, DG - Prod. petroliferi, chimici e fibre					
Capitale	0,2360	0,1387	0,2744	0,3745	0,2371
Lavoro	0,6265	0,6589	0,5689	0,5465	0,6294
Progresso tecnologico	0,0929	0,0666	0,0599	0,0885	0,0764
DH - Articoli in gomma e materie plastiche					
Capitale	0,2863	0,2285	0,2981	0,3522	0,2861
Lavoro	0,6178	0,6804	0,5577	0,5923	0,6098
Progresso tecnologico	0,0469	0,0621	0,0650	0,0494	0,0567
DI - Minerali non metalliferi					
Capitale	0,2491	0,2755	0,2255	0,1952	0,2373
Lavoro	0,6666	0,6641	0,7014	0,7609	0,6951
Progresso tecnologico	0,0717	0,0362	0,0454	0,0477	0,0373
DJ - Metallo e prodotti in metallo					
Capitale	0,2272	0,2241	0,1884	0,2147	0,2381
Lavoro	0,6696	0,6893	0,7302	0,7538	0,6685
Progresso tecnologico	0,0574	0,0517	0,0412	0,0783	0,0536
DK, DM - Macchine e mezzi di trasporto					
Capitale	0,2166	0,1931	0,1738	0,1656	0,2101
Lavoro	0,6524	0,6848	0,6954	0,7440	0,6648
Progresso tecnologico	0,0461	0,0499	0,0659	0,0316	0,0424
DL - Macchine e apparecchiature elettriche					
Capitale	0,1860	0,2266	0,1622	0,2459	0,1991
Lavoro	0,6812	0,6967	0,7330	0,7043	0,6887
Progresso tecnologico	0,0715	0,0343	0,0353	0,0157	0,0497
DD, DN - Legno, mobili e altri prod. manif.					
Capitale	0,2305	0,2089	0,1716	0,2405	0,2118
Lavoro	0,6858	0,7239	0,7555	0,6561	0,7088
Progresso tecnologico	0,0147	0,0360	0,0104	0,0307	0,0269

Fonte: elaborazioni su dati CERVED.

Tabella 5 Productivity Potential Ratios e Technical Efficiency Ratios per area e settore

Indici e settori	Nord-Ovest	Nord-Est	Centro	Sud e Isole
<i>DA - Alimentari, bevande e tabacco</i>				
PPR	0,980	0,947	0,880	0,864
TER	1,048	1,046	1,099	1,137
<i>DB, DC - Tessili, abb., cuoio e calzature</i>				
PPR	0,937	0,344	1,000	0,406
TER	1,057	1,137	1,000	2,423
<i>DE - Carta, stampa, editoria</i>				
PPR	1,000	0,803	0,880	0,732
TER	1,000	1,225	1,144	1,338
<i>DF, DG - Prod. petroliferi, chimici e fibre</i>				
PPR	1,000	0,984	0,851	0,647
TER	1,005	1,057	1,164	1,543
<i>DH - Articoli in gomma e materie plastiche</i>				
PPR	0,970	0,911	0,891	1,000
TER	1,021	1,072	1,131	1,000
<i>DI - Minerali non metalliferi</i>				
PPR	0,906	0,996	0,996	0,705
TER	1,123	1,023	1,040	1,386
<i>DJ - Metallo e prodotti in metallo</i>				
PPR	1,000	0,948	0,915	0,897
TER	1,000	1,065	1,086	1,118
<i>DK, DM - Macchine e mezzi di trasporto</i>				
PPR	1,000	1,000	1,000	0,815
TER	1,000	1,073	1,068	1,542
<i>DL - Macchine e apparecchiature elettriche</i>				
PPR	0,645	0,716	0,608	0,881
TER	1,008	1,140	1,085	1,016
<i>DD, DN - Legno, mobili e altri prod. manif.</i>				
PPR	1,000	0,880	0,877	0,805
TER	1,000	1,120	1,113	1,178

Fonte: elaborazioni su dati CERVED.

Tabella 6 Indici di efficienza tecnica per area, settore e classe dimensionale

Settori e classi dimensionali	Nord-Ovest	Nord-Est	Centro	Sud e Isole
DA - Alimentari, bevande e tabacco				
1-19 addetti	0,426	0,399	0,411	0,311
20-49 addetti	0,474	0,448	0,458	0,392
50-99 addetti	0,467	0,441	0,460	0,424
oltre 99 addetti	0,459	0,470	0,520	0,501
DB, DC - Tessile, abb., cuoio e calzature				
1-19 addetti	0,399	0,450	0,404	0,649
20-49 addetti	0,442	0,467	0,436	0,645
50-99 addetti	0,442	0,458	0,444	0,678
oltre 99 addetti	0,441	0,412	0,404	0,654
DE - Carta, stampa, editoria				
1-19 addetti	0,410	0,541	0,513	0,485
20-49 addetti	0,422	0,549	0,519	0,466
50-99 addetti	0,413	0,583	0,512	0,422
oltre 99 addetti	0,517	0,597	0,545	0,555
DF, DG - Prod petr., chimici e fibre sint.				
1-19 addetti	0,341	0,339	0,370	0,403
20-49 addetti	0,379	0,403	0,490	0,437
50-99 addetti	0,419	0,414	0,496	0,546
oltre 99 addetti	0,466	0,478	0,466	0,443
DH - Articoli in gomma e materie plastiche				
1-19 addetti	0,551	0,554	0,557	0,395
20-49 addetti	0,575	0,585	0,598	0,373
50-99 addetti	0,581	0,599	0,551	0,461
oltre 99 addetti	0,593	0,596	0,647	0,494
Fonte: elaborazioni su dati CERVED.				

Tabella 6 (segue) Indici di efficienza tecnica per area, settore e classe dimensionale

Settori e classi dimensionali	Nord-Ovest	Nord-Est	Centro	Sud e Isole
DI - Minerali non metalliferi				
1-19 addetti	0,585	0,547	0,539	0,511
20-49 addetti	0,606	0,597	0,546	0,544
50-99 addetti	0,624	0,580	0,509	0,493
oltre 99 addetti	0,631	0,597	0,627	0,535
DJ - Metallo e prodotti in metallo				
1-19 addetti	0,546	0,589	0,589	0,504
20-49 addetti	0,574	0,615	0,624	0,509
50-99 addetti	0,582	0,628	0,582	0,535
oltre 99 addetti	0,610	0,631	0,595	0,534
DK, DM - Macchine e mezzi di trasporto				
1-19 addetti	0,461	0,501	0,484	0,552
20-49 addetti	0,510	0,562	0,498	0,549
50-99 addetti	0,524	0,570	0,543	0,572
oltre 99 addetti	0,547	0,590	0,523	0,555
DL - Macchine e apparecchiature elettriche				
1-19 addetti	0,471	0,497	0,504	0,379
20-49 addetti	0,526	0,554	0,521	0,448
50-99 addetti	0,522	0,560	0,510	0,317
oltre 99 addetti	0,526	0,534	0,561	0,394
DD, DN - Legno, mobili e altre industrie				
1-19 addetti	0,478	0,567	0,562	0,453
20-49 addetti	0,500	0,582	0,585	0,485
50-99 addetti	0,494	0,586	0,560	0,497
oltre 99 addetti	0,525	0,617	0,610	0,638

Fonte: elaborazioni su dati CERVED.

Tabella 7 Indici di efficienza tecnica e *Technical Efficiency Ratios* per area e classe dimensionale

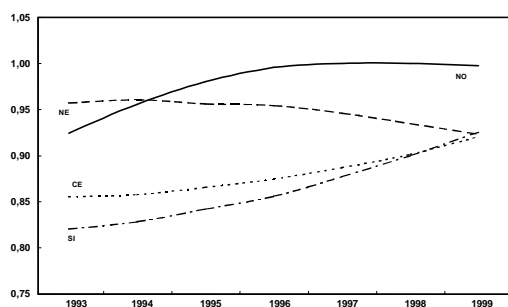
Indici e Classi dimensionali	Nord-Ovest	Nord-Est	Centro	Sud e Isole
TE (Frontiere di area)	0,504	0,535	0,460	0,492
1-19 addetti	0,491	0,523	0,455	0,479
20-49 addetti	0,518	0,551	0,467	0,539
50-99 addetti	0,512	0,554	0,478	0,549
oltre 99 addetti	0,527	0,560	0,504	0,551
TE (Frontiera di metaproduzione)	0,504	0,489	0,454	0,344
1-19 addetti	0,491	0,473	0,449	0,336
20-49 addetti	0,518	0,509	0,467	0,358
50-99 addetti	0,511	0,518	0,473	0,387
oltre 99 addetti	0,517	0,530	0,468	0,412
TER	1,000	1,102	1,010	1,531
1-19 addetti	1,000	1,117	1,012	1,524
20-49 addetti	1,000	1,088	1,000	1,611
50-99 addetti	1,007	1,075	1,009	1,498
oltre 99 addetti	1,030	1,059	1,085	1,437

Fonte: elaborazioni su dati CERVED.

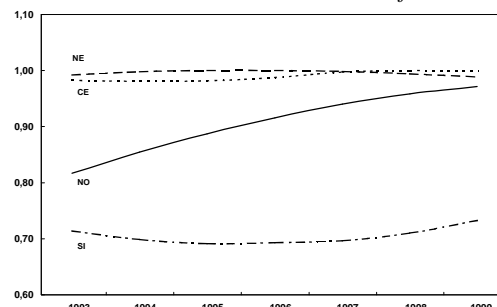
Fig. 1

RAPPORTI DI PRODUTTIVITÀ POTENZIALE

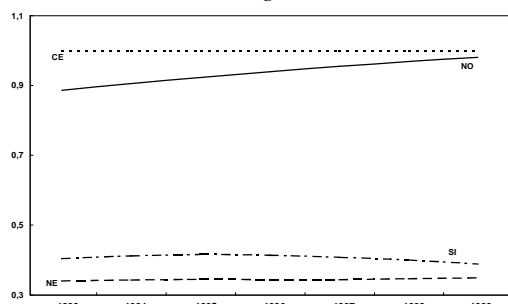
DA - Alimentari, bevande e tabacchi



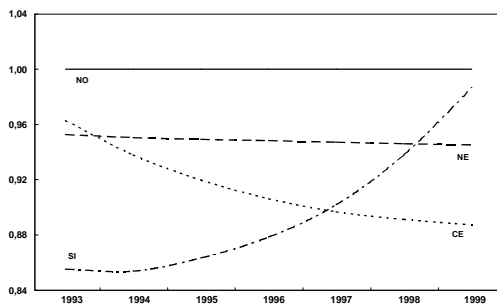
DI - Prod. minerali non metalliferi



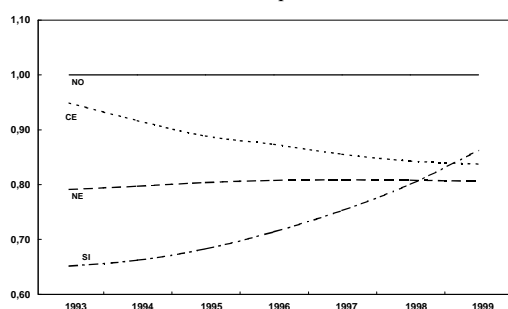
DB, DC - Tessile, abbigliamento e calzature



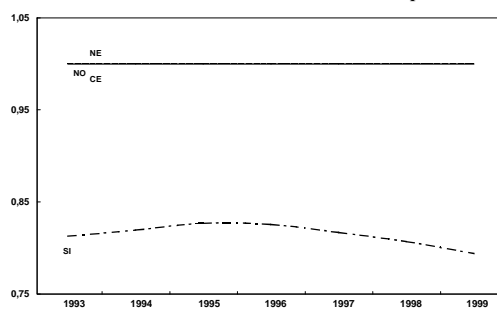
DJ - Metalli e prodotti in metallo



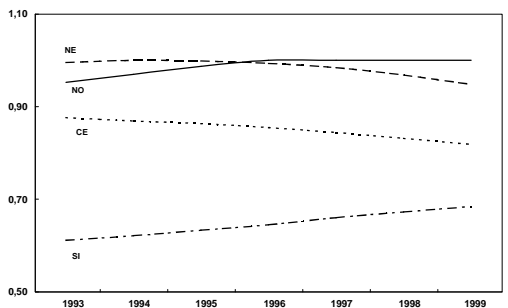
DE - Carta, stampa e editoria



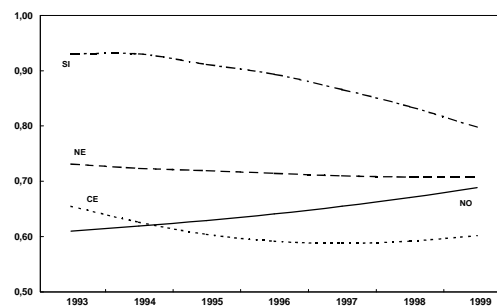
DK, DM - Macchine e mezzi di trasporto



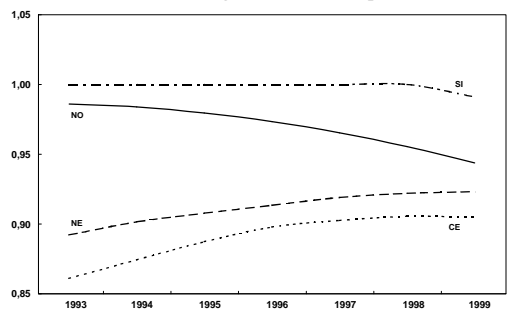
DF; DG - Prodotti petroliferi, chimici e fibre



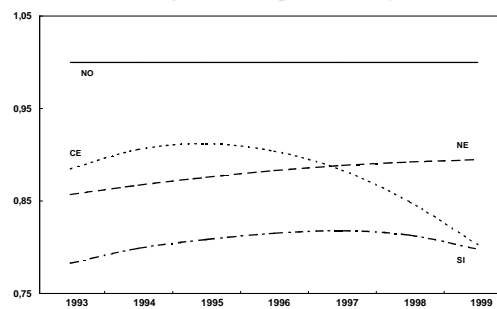
DL - Apparecchiature elettriche e ottiche



DH - Articoli in gomma e mat. plastiche



DD; DN - Legno e altri prod. manifatturieri

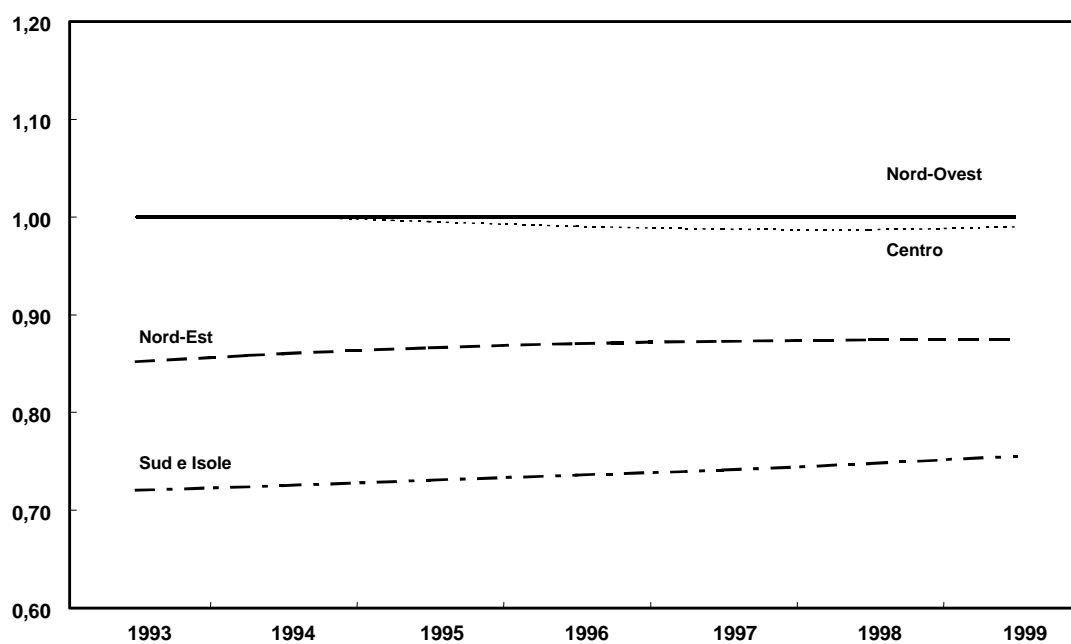


NO=Nord-Ovest; NE=Nord-Est;

CE=Centro; SI=Sud e Isole

Fig. 2

RAPPORTI DI PRODUTTIVITÀ POTENZIALE PONDERATI



RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- Aigner D.J. e S.F. Chu (1968), On Estimating the Industry Production Function, *American Economic Review*, vol. 58, n. 4.
- Aigner D.J., C.A.K. Lovell e P.J. Schmidt (1977), Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models, *Journal of Econometrics*, vol. 6, n. 1.
- Balassone F., M. Francese e R. Giordano (2002), Efficienza nei servizi pubblici: una rassegna della letteratura, in AA.VV, *L'efficienza nei servizi pubblici*, Banca d'Italia, Roma.
- Battese G.E. e T.J. Coelli (1988), Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel data, *Journal of Econometrics*, vol. 38.
- Battese G.E. e T.J. Coelli (1992), Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel data: with Application to Paddy Farmers in India, *Journal of Productivity Analysis*, n. 3.
- Battese G.E. e T.J. Coelli (1995), A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data, *Empirical Economics*, vol. 20, n. 2.
- Battese G.E. e G.S. Corra (1977), Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia, *Australian Journal of Agricultural Economics*, vol. 21.
- Battese G. E. e D.S. Prasada Rao (2001), Productivity Potential and Technical Efficiency Levels of Firms in Different Regions Using a Stochastic Frontier Metaproduction Function Model, *CEPA Working Papers*, www.une.edu.au/febl/EconStud/emet/cepawp.htm, n. 6.
- Battese G. E., D.S. Prasada Rao e D. Walujadi (2001), Technical Efficiency and Productivity Potential of Garmen Firms in Different Regions in Indonesia: A Stochastic Frontier Analysis Using a Time-varying Inefficiency Model and a Metaproduction Frontier, *CEPA Working Papers*, www.une.edu.au/febl/EconStud/emet/cepawp.htm, n. 7.
- Bond S., J. Elston, J. Mairesse e B. Mulkey (1997), Financial Factors and Investment in Belgium, France, Germany and the UK: A Comparison Using Company Panel Data, *NBER Working Papers*, n. 5900.
- Coelli T., (1996) A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Stochastic frontier Production and Cost Function Estimation, *CEPA Working Papers*, www.une.edu.au/econometrics/cepa.htm, n. 7.
- Fabiani S., G. Pellegrini, E. Romagnano e L.F. Signorini (2000), L'efficienza delle imprese nei distretti industriali italiani, in Signorini L. F. (a cura di), *Lo sviluppo locale. Un'indagine della Banca d'Italia sui distretti industriali*, Meridiana Libri, Corigliano Calabro (CS).

- Hayami Y. e V.W. Ruttan (1971), *Agricultural Development: An International Perspective*, John Hopkins University Press, Baltimore.
- Kumbhakar S.C., S. Ghosh e J.T. McGuckin (1991), A generalized production frontier approach for estimating determinants of inefficiency in US dairy farms, *Journal of Business and Economic Statistics*, n. 9.
- Meeusen W. e J. van den Broeck (1977), Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error, *International Economic Review*, vol. 18, n. 2.
- Pitt M.M. e L.F. Lee (1981), Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry, *Journal of Development Economics*, n. 9.
- Reifschneider D. e R. Stevenson (1991), *Systematic Departures from the Frontier: A Framework for the Analysis of Firm Inefficiency*, *International Economic Review*, vol. 32.