

Tommaso Tornese

Dipartimento di Scienze
dell'Economia, Università del
Salento

Keywords: Agriculture,
Italian Regions Efficiency,
Stochastic Frontier Approach,
Data Envelopment Analysis,
Agricultural Productivity

JEL Code: Q10, Q16

L'efficienza dell'agricoltura regionale italiana e le sue determinanti

This paper offers an efficiency analysis of the regional agriculture sectors in Italy. Applying both parametric and non parametric approach for frontier models to regional level data, the article measures the productivity of regional sectors and investigates the causes of production efficiency. I find that many southern regions have recovered the disadvantage compared to the northern regions during the period analyzed. Furthermore, the work shows that regions with larger firms reach better results, and a more intensive use of organic fertilizer and renewable resources is associated with higher productivity. The models estimated also point out that greater attention to specific education and innovation can improve efficiency.

1. Introduzione

L'importanza dell'agricoltura per il nostro Paese viene spesso trascurata dai *policy makers* e dal dibattito pubblico in generale, di solito più attenti alle sorti dell'industria e del settore terziario. È opinione diffusa, infatti che il settore primario possa rivestire soltanto un ruolo marginale all'interno di un'economia avanzata, e che tale settore non debba attrarre una quota troppo significativa degli investimenti in innovazione e sviluppo effettuati all'interno del Paese. Idea purtroppo diffusa anche tra gli stessi imprenditori operanti nel settore agricolo, i quali, soprattutto nelle regioni meridionali, si mostrano restii ad apportare innovazioni, tanto di processo quanto di prodotto, all'interno del proprio apparato produttivo.

Tale fenomeno è probabilmente in larga misura attribuibile alla dimensione medio-piccola, e talvolta piccolissima, delle imprese di cui è composto il settore agricolo italiano; categoria notoriamente legata, per necessità o per indole, alle tecniche produttive più tradizionali.

Questo elaborato si propone di fornire una misura dell'efficienza relativa delle aziende agricole italiane raggruppate per regione, utilizzando il metodo parametrico della frontiera stocastica prima, e implementando, in seguito, la metodologia non parametrica DEA.

Si vuole valutare, in particolare, l'incidenza, nella determinazione della produttività del settore, delle caratteristiche organizzative delle imprese e dell'utilizzo di metodi di produzione all'avanguardia e rispettosi dell'ambiente.

Particolare attenzione è posta, inoltre, sul ruolo del capitale umano nelle imprese agricole, e sul suo contributo al raggiungimento della frontiera di produzione efficiente.

Entrambi i modelli econometrici utilizzati, anche se con tecniche del tutto differenti, permettono di stimare la frontiera delle possibilità produttive, ossia il livello massimo di output ottenibile a partire da una data quantità di input, o alternativamente, la quota minima di input necessaria per produrre ogni dato livello di output, a seconda che si abbia un approccio, rispettivamente, *output o input oriented*. Tali tecniche permettono, inoltre, di calcolare la distanza che separa ogni unità produttiva dalla frontiera, ottenendo in questo modo una valutazione dell'efficienza con cui ognuna di esse è in grado di produrre.

Il lavoro è organizzato come segue: la seconda parte descrive le caratteristiche principali dell'analisi effettuata; nel terzo paragrafo si presentano alcune significative ricerche empiriche sull'argomento; la quarta sezione fornisce una essenziale esposizione teorica delle due metodologie econometriche impiegate; la parte quinta offre una panoramica dei dati utilizzati; nella parte sesta si espongono nel dettaglio i risultati ottenuti; infine si formulano le conclusioni. L'appendice riporta le tabelle che, per chiarezza espositiva, si è preferito non inserire nel paragrafo quarto.

I risultati riportati nel seguito sono ottenuti mediante l'utilizzo dei pacchetti *frontier*, *plm* e *fear* scritti per il software statistico R.

2. Concetti generali

Prima di iniziare ad analizzare i dati raccolti, si rende necessario definire la funzione di produzione che caratterizza l'attività agricola, ovvero la tecnologia implementata dalle aziende per produrre gli output utilizzando gli input di cui dispongono. È possibile descrivere tale relazione attraverso una funzione del tipo:

$$Y = TE * f(SAU, ULA, FERT) \quad (1)$$

dove Y è la produzione agricola ottenuta dall'azienda, che rappresenta l'output del ciclo produttivo, mentre gli input SAU , ULA e $FERT$ indicano rispettivamente la Superficie Agricola Utilizzata, le Unità di Lavoro che hanno partecipato alla produzione, e il Fertilizzante distribuito sul terreno. Il fattore TE rappresenta invece l'efficienza tecnica con cui si svolge l'attività produttiva di ogni

impresa, e può assumere valori compresi nell'intervallo $]0,1]$, in cui il valore unitario è associato ai produttori sulla frontiera, e di conseguenza perfettamente efficienti. $f(SAU, ULA, FERT)$ descrive quindi la frontiera, la *best practice* tecnologica del settore agricolo, che si assume essere comune per tutte le imprese del territorio italiano, anche se effettivamente messa in pratica in modo perfetto solo da alcune di esse, ma in linea di principio raggiungibile da tutte.

A tale specificazione si potrebbe obiettare di non tener conto del ruolo che il capitale, composto in prevalenza da mezzi e macchinari agricoli, riveste nell'attività rurale. Tale mancanza è giustificata, all'interno di questo lavoro, dalla scarsità di dati reperibili in merito; questo non rappresenta tuttavia un difetto insanabile dell'analisi presentata. Data l'assenza nella funzione di produzione del fattore produttivo capitale, l'effetto esercitato dall'utilizzo più o meno intensivo di mezzi e macchinari all'interno del ciclo di produzione sarà colto dal termine di efficienza TE , evidenziando come più efficienti le aziende che, tra le altre cose, si servono di un apparato produttivo maggiormente all'avanguardia. Questa interpretazione si fonda sull'idea che il capitale non sia un elemento imprescindibile per l'attività agricola, come invece lo sono i tre fattori produttivi considerati nell'espressione (1), ma piuttosto, una componente accessoria di cui soltanto alcune imprese si dotano; idea peraltro condivisa da diversi altri studi sull'argomento, tra cui Auci e Vignani (2014).

3. Studi empirici precedenti

Un'analisi simile a quella prodotta dal presente elaborato, anche se per istanti temporali diversi, è stata svolta da Auci e Vignani (2014), il cui lavoro utilizza il modello di Battese e Coelli (1995) allo scopo di stimare l'impatto dei cambiamenti climatici sul grado di efficienza tecnica dei settori agricoli regionali in Italia. Lo stesso modello è inoltre implementato da Olmeo (2014) al fine di evidenziare le determinanti dei diversi gradi di efficienza osservati tra 15 caseifici sardi appartenenti alla filiera del Pecorino Romano.

Variabili esplicative dall'interpretazione paragonabile a quelle incluse nel presente elaborato sono state, ancora, considerate da Chiona, Kalinda e Tembo (2014), i quali esaminano l'efficienza delle imprese agricole operanti in Zambia.

Le funzioni di produzione stimate dai lavori citati aggiungono ai fattori produttivi considerati in questa analisi anche il numero di sementi impiegate dalle imprese delle aree geografiche oggetto di studio, trovando però dei valori di elasticità ambigui e di difficile interpretazione.

La *Data Envelopment Analysis* è stata applicata in passato per studiare l'efficienza delle imprese agricole in Italia da Maietta (2008) e Galluzzo (2013), mettendo in evidenza la presenza di economie di scala che permettono alle

imprese di grandi dimensioni di produrre in maniera più efficiente rispetto a quelle di dimensione medio-piccola. Il primo dei due lavori menzionati sottolinea inoltre l'importanza del ruolo esercitato dall'accumulazione di capitale umano per la produttività aziendale nel settore agricolo, analizzando dati raccolti a livello provinciale dal 1951 al 1991.

Orfini e Donati (2008) utilizzano invece la metodologia DEA per valutare l'impatto della politica agricola comunitaria sull'efficienza mostrata dalle imprese agricole attive in quattro regioni europee.

Una descrizione dei principali lavori di questo tipo condotti per paesi emergenti e dei relativi risultati è contenuto in Bravo-Ureta e Pinheiro (1993), i quali sottolineano la necessità di studi empirici volti ad individuare le determinanti della produttività nel settore agricolo.

Toma *et al.* (2015), infine, applicano la DEA a 36 paesi raggruppati in base alle loro caratteristiche morfologiche, evidenziando l'opportunità di un generale miglioramento della produttività del lavoro agricolo attraverso un uso più attento del capitale fisico e lo sfruttamento dei rendimenti di scala crescenti.

4. I modelli econometrici

Come detto, nel presente lavoro si utilizzano due tecniche di stima della frontiera delle possibilità produttive, cui conseguono delle distinte valutazioni dell'efficienza che caratterizza il settore agricolo delle regioni italiane. Il primo modello impiegato è un modello parametrico, ideato da Battese e Coelli (1995), il quale permette, non solo la stima della frontiera e della distanza di ogni unità produttiva da essa, ma anche la definizione di una relazione tra la misura di efficienza ottenuta e le variabili esplicative scelte dal ricercatore.

Il secondo metodo utilizzato, conosciuto come *Data Envelope Analysis*, e presentato per la prima volta nel lavoro di Charnes, Cooper & Rhodes (1978), utilizza strumenti di programmazione lineare per la costruzione della frontiera, definita come combinazione lineare degli input e output osservati. Essa permette inoltre di ricavare una valutazione dell'efficienza con cui ogni *Decision Making Unit* (DMU) è in grado di produrre. Il vantaggio principale nell'adozione di tale tecnica non parametrica consiste nel fatto che essa, a differenza di ogni modello parametrico, non ha bisogno dell'imposizione di una specifica forma funzionale per la funzione di produzione, ma si basa esclusivamente sugli input e gli output osservati. Questa metodologia, tuttavia, avvalendosi soltanto di strumenti di programmazione lineare, restituisce una frontiera deterministica; su cui, cioè, non è possibile effettuare inferenza. A tale inconveniente è però ormai possibile rimediare applicando la tecnica di *bootstrapping* ideata da Simar e Wilson (1998).

Di seguito si fornisce una presentazione concettuale delle due metodologie di stima adoperate nel prosieguo dell'elaborato, evidenziando le principali assunzioni su cui esse si basano.

4.1 Modello di Battese e Coelli (1995)

Come detto in precedenza, la metodologia proposta da Battese e Coelli (1995) permette di costruire la frontiera delle possibilità produttive a partire dall'insieme di input e output osservati con struttura panel, applicando il metodo della massima verosimiglianza. Il modello è in grado, inoltre, di stimare una relazione che spieghi il legame tra la valutazione dell'efficienza ottenuta per ogni unità analizzata e le caratteristiche proprie della stessa unità, allo scopo di evidenziare quali sono i fattori che influiscono sul posizionamento dell'unità produttiva rispetto alla frontiera efficiente.

Assegnati gli input $X_{1,i,t}, \dots, X_{j,i,t}, \dots, X_{p,i,t}$ in cui p è il numero degli input immessi nel ciclo produttivo, e l'output $Y_{i,t}$ dove $i=1, \dots, n$ denota l'unità produttiva analizzata e $t=1, \dots, T$ indica l'istante di osservazione; si assume che la funzione di produzione

$$Y_{i,t} = f(X_{1,i,t}, \dots, X_{p,i,t}; \beta) \tau_{i,t} \xi_{i,t} \quad (2)$$

sia di tipo Cobb-Douglas:

$$Y_{i,t} = A * X_{1,i,t}^{\beta_1} * \dots * X_{p,i,t}^{\beta_p} * \tau_{i,t} * \xi_{i,t} \quad (3)$$

dove $\tau_{i,t}$, analogo al termine *TE* utilizzato in precedenza, misura il grado di efficienza dell'*i-esima* unità produttiva all'istante t , ed assume valori appartenenti all'intervallo]0,1], e dove $\xi_{i,t}$ rappresenta il termine d'errore casuale che coglie la natura stocastica della frontiera. Tale specificazione può essere agevolmente riscritta, mediante una trasformazione log-lineare, come:

$$\ln Y_{i,t} = \alpha + \beta_1 \ln X_{1,i,t} + \dots + \beta_p \ln X_{p,i,t} + v_{i,t} - u_{i,t} \quad (4)$$

in cui $v_{i,t} = \ln \xi_{i,t}$ è i.i.d. $\sim N(0, \sigma_v^2)$ e $u_{i,t} = -\ln \tau_{i,t}$ è una variabile aleatoria che assume valori compresi nell'intervallo $[0, +\infty[$. Il termine $u_{i,t}$, che cattura l'inefficienza dell'unità produttiva *i-esima* al tempo t , si distribuisce pertanto secondo una distribuzione di probabilità asimmetrica, che Van Den Broeck *et al.* (1994) consigliano di assumere *normale troncata*.

Come detto, il modello proposto da Battese e Coelli (1995) permette di considerare una specificazione per il termine di inefficienza del tipo:

$$u_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 z_{1;i,t} + \dots + \delta_k z_{k;i,t} + \omega_{i,t}, \quad (5)$$

in cui i regressori $z_{j;i,t}$, $j=1, \dots, k$, sono le variabili esplicative che si ritiene incidano sul livello di efficienza, mentre $\omega_{i,t}$ è il termine d'errore che si assume essere distribuito secondo una normale troncata con media nulla e varianza u^2 , in modo da permettere a $u_{i,t}$ di assumere esclusivamente valori non negativi.

Pertanto il valore atteso del termine di efficienza tecnica $TE_{i,t}$ è dato da:

$$E(TE_{i,t}) = E(\tau_{i,t}) = \exp(-\delta_0 + \delta_1 z_{1;i,t} + \dots + \delta_k z_{k;i,t}). \quad (6)$$

Al fine di stimare i coefficienti della funzione di produzione, β_s , $s=1, \dots, p$, e quelli dell'equazione (5), δ_j , $j=1, \dots, k$, si applica il metodo della massima verosimiglianza ad un solo stadio descritto da Kumbhakar *et al.* (1991) con gli accorgimenti adottati da Battese e Coelli (1995).

È importante precisare che, a differenza dei principali modelli econometrici per dati panel, quello qui proposto non sfrutta la dimensione temporale delle rilevazioni per tener conto delle caratteristiche specifiche di ogni unità produttiva, bensì tratta tutte le osservazioni, anche quelle relative alla stessa unità campionaria, come indipendenti.

4.2 DEA

La DEA è una metodologia non parametrica che permette di valutare le performance di Unità Decisionali (DMU), relativamente all'insieme delle unità osservate. Questa tecnica definisce pertanto una frontiera deterministica utilizzando esclusivamente l'insieme degli input utilizzati e degli output prodotti dalle DMU presenti nel campione, ottenendo in tal modo una misura dell'efficienza produttiva di ognuna di esse. La trattazione che segue si concentra sull'approccio *output oriented*, poiché più calzante all'argomento oggetto di studio nel presente elaborato, le cui idee di fondo sono comunque agevolmente estendibili all'approccio *input oriented*.

Assegnato l'insieme delle combinazioni input-output osservate all'interno del campione analizzato, $X = \{(x_i, y_i), i=1, \dots, n\}$, la *Data Envelope Analysis* si pone l'obiettivo di fornire una stima, $\hat{\Psi}(X)$, del vero insieme delle possibilità produttive Ψ , definito come segue:

$$Prob((x, y) \in \Psi) = 1 \quad (7)$$

ovvero dell'insieme di tutte le combinazioni input-output ottenibili data la tecnologia produttiva disponibile alle imprese operanti nel settore analizzato,

assumendo che esso sia convesso e che per ogni unità produttiva sia sempre possibile produrre un livello inferiore di output impiegando gli stessi input, e quindi essere meno efficiente (*free disposability assumption*).

Tale tecnica costruisce, quindi, una combinazione lineare convessa delle combinazioni (x_i, y_i) osservate nel campione, capace di racchiudere tutte le altre, e che dunque rappresenti la frontiera dell'insieme:

$$\widehat{\Psi}_{DEA}(X) = \left\{ (x, y) \in \mathbb{R}_+^{p+q} \mid y \leq \sum_{i=1}^n \gamma_i y_i; x \geq \sum_{i=1}^n \gamma_i x_i; \sum_{i=1}^n \gamma_i = 1; \gamma_i \geq 0, i = 1, \dots, n \right\}. \quad (8)$$

Dato l'insieme stimato degli output ottenibili a partire da un determinato livello di input:

$$\widehat{Y}(x) = \left\{ y \in \mathbb{R}_+^q \mid (x, y) \in \widehat{\Psi}_{DEA}(X) \right\} \quad (9)$$

la frontiera efficiente può essere definita come:

$$\widehat{\partial Y}(x) = \left\{ y \mid y \in \widehat{Y}(x), \lambda y \in \widehat{Y}(x) \quad \forall \lambda > 1 \right\} \quad (10)$$

vale a dire, come il massimo livello di output producibile con una data quantità di input.

Stimato il set tecnologico e la relativa frontiera, è possibile ottenere una valutazione del grado di efficienza con cui ogni DMU osservata è in grado di produrre, in termini di distanza dal massimo output ottenibile impiegando gli stessi input:

$$\widehat{\lambda}(x_0, y_0) = \sup \left\{ \lambda \mid (x_0, \lambda y_0) \in \widehat{\Psi}_{DEA}(X) \right\} \quad (11)$$

$\widehat{\lambda}(x_0, y_0)$ rappresenta, quindi, la massima espansione dell'output y_0 , praticabile dall'impresa mantenendo invariati gli input impiegati nel ciclo produttivo in misura x_0 , ed assume pertanto valori compresi nell'intervallo $[1, +\infty[$. Tale misura è ottenibile analiticamente semplicemente risolvendo il seguente problema di massimizzazione vincolata:

$$\widehat{\lambda}(x_0, y_0) = \max \left\{ \lambda \mid \lambda y_0 \leq \sum_{i=1}^n \gamma_i y_i; x_0 \geq \sum_{i=1}^n \gamma_i x_i; \sum_{i=1}^n \gamma_i = 1; \gamma_i \geq 0, i = 1, \dots, n \right\}. \quad (12)$$

Servendosi esclusivamente di strumenti di programmazione lineare, e non formulando alcuna ipotesi sulla distribuzione di probabilità del termine $\widehat{\lambda}(x_0, y_0)$, la DEA perviene a valutazioni deterministiche dell'efficienza delle unità decisionali, attribuendo tutta la distanza tra ogni punto (x_0, y_0) osservato e il corrispondente punto sulla frontiera $\widehat{\partial Y}(x_0)$ all'impiego subottimale della tecnologia di produzione, non considerando la componente di

casualità che inevitabilmente interviene nella concreta implementazione del processo produttivo.

Per ovviare a tale inconveniente Simar e Wilson (1998) propongono di utilizzare la metodologia *bootstrap* al fine di formulare un'approssimazione della distribuzione dell'errore di stima commesso dalla DEA: $(\hat{\lambda}(x, y) - \lambda(x, y))$ dove $\lambda(x, y)$ rappresenta il vero valore di inefficienza associato alla DMU. A tal proposito è opportuno notare che, dal momento che $\hat{\Psi}_{DEA}(X) \subseteq \Psi$, essendo costruito sulla base dei soli dati osservati, è necessariamente vera la relazione: $\hat{\lambda}(x, y) \leq \lambda(x, y)$; la misura di inefficienza fornita dalla DEA è, cioè, in ogni caso distorta verso il basso.

Assumendo che:

1. le osservazioni (x_1, y_1) siano realizzazioni delle variabili aleatorie i.i.d. (X, Y) caratterizzate dalla funzione densità di probabilità $f(x, y)$;
2. tale funzione sia strettamente positiva sulla frontiera dell'insieme delle possibilità produttive Ψ , e sia continua in ogni direzione al suo interno;
3. la funzione $\lambda(x, y)$ sia differenziabile rispetto ad entrambi gli argomenti all'interno dell'insieme Ψ ;

è possibile affermare che il *Data Generation Process (DGP)* P è perfettamente definito conoscendo $f(x, y)$ e Ψ , come

$$P = P(\Psi, f(x, y)). \quad (13)$$

5. I dati

I modelli econometrici descritti nella sezione precedente richiedono l'utilizzo di rilevazioni relative agli input e output che caratterizzano l'attività delle unità produttive, e permettono inoltre l'impiego di variabili esplicative allo scopo di evidenziare i fattori in grado di influenzare il livello di efficienza con cui le imprese esercitano la propria attività.

Come si è già sottolineato in precedenza, le rilevazioni disponibili sono aggregate a livello regionale, e non disponibili per le singole imprese. L'analisi perviene quindi ad una valutazione dell'efficienza relativa dei settori agricoli delle regioni italiane, e non possono essere considerati validi per ognuna delle aziende che opera sui territori considerati.

In particolare, l'output considerato nel corso di questa analisi è il valore della produzione agricola in milioni di euro, valutata a prezzi costanti relativi all'anno 2003 (*PROD*). In Italia il peso del settore agricolo nella determinazione del PIL è del tutto marginale, e si attestava alla fine del 2013 intorno ai due punti percentuali; questa quota, tuttavia, sebbene poco consistente, è stata in

grado di trainare la crescita economica e il valore delle esportazioni delle regioni del Sud, soprattutto negli ultimi anni.

Gli input considerati nella funzione di produzione stimata sono:

- le unità di lavoro che partecipano alla produzione agricola (*ULA*), che equivale in media, in Italia, soltanto al 4% degli impiegati di tutti i settori, con picchi molto più elevati nelle regioni del Mezzogiorno;
- la superficie impiegata per le coltivazioni, misurata in ettari (*SAU*), la quale rappresenta poco più del 10% dell'area totale in Liguria, ma arriva a raggiungere quote superiori al 60% in Puglia e in altre aree del Centro-sud;
- la quantità di fertilizzanti (*FERT*) distribuiti sui terreni nell'arco del ciclo produttivo, approssimata dalla distribuzione commerciale, in tonnellate, per anno solare.

Le variabili di cui si vuole valutare la relazione con il termine di inefficienza fanno invece riferimento a due principali caratteristiche delle aziende: il tipo di assetto organizzativo ed amministrativo di cui sono dotate, e l'attenzione per la salute dei consumatori ed il rispetto per l'ambiente che mostrano nello svolgimento della loro attività.

Del primo gruppo di variabili fanno parte la superficie media delle imprese (*SupMedia*), la percentuale di imprese che esercitano l'attività in forma societaria (*Società*), la quota delle unità produttive che si avvalgono di mezzi informatici all'interno dell'apparato aziendale, la frazione di imprese agricole che svolgono anche attività di vendita diretta al consumatore o di trasformazione del prodotto, la percentuale di capi azienda che possiedono un'istruzione superiore (*Studi*) e la parte di essi che ha conseguito il titolo di studio in ambito agrario (*StudiAgrari*).

Nel secondo gruppo rientrano, invece, la percentuale di fertilizzanti distribuiti il cui utilizzo è consentito nelle coltivazioni di tipo biologico (*FertBIO*), e la quota di aziende che utilizzano corrente elettrica prodotta da fonti di energia rinnovabile.

Alcune di queste caratteristiche sono impiegate come variabili esplicative per il termine di inefficienza nella stima del modello Battese e Coelli (1995), altre saranno utilizzate per evidenziare le differenze nell'efficienza media, calcolata con la DEA, presentate da diversi sottoinsiemi del campione, a causa dell'irreperibilità di osservazioni relative ad alcuni istanti temporali. La distinzione tra le prime e le seconde è precisata nella sezione dedicata ai risultati.

I dati utilizzati, resi disponibili dall'ISTAT al sito internet agri.istat.it, si riferiscono agli anni 2003, 2005, 2007, 2013 per le 20 regioni Italiane, in cui il Trentino-Alto Adige stato suddiviso nelle province autonome di Trento e Bolzano, per un totale di 84 osservazioni.

L'irregolarità degli intervalli temporali di rilevazione non desta problemi per la stima dei modelli proposti, in quanto entrambe le metodologie considerano le osservazioni come estratte da campioni del tutto indipendenti.

6. Risultati

6.1 Approccio parametrico

L'analisi parametrica condotta in questo paragrafo si serve del modello ideato da Battese e Coelli (1995) del quale si è riportata una descrizione in precedenza.

La funzione di produzione, trasformata in modo monotono, di cui si vuole fornire una stima, e che si assume essere quella caratterizzante l'attività delle imprese agricole italiane, ha la forma:

$$\ln(\mathit{PROD}_{i,t}) = \alpha + \beta_1 \ln(\mathit{ULA}_{i,t}) + \beta_2 \ln(\mathit{SAU}_{i,t}) + \beta_3 \ln(\mathit{FERT}_{i,t}) + v_{i,t} - u_{i,t} \quad (14)$$

$i=1,\dots,2; \quad t=2003, 2007, 2009, 2013;$

in cui si assume che il termine di inefficienza $u_{i,t}$ segua una distribuzione normale troncata a sinistra, e il termine d'errore stocastico $v_{i,t}$ sia i.i.d. $\sim N(0, \sigma_v^2)$.

Della relazione che si crede sia idonea a spiegare, almeno in parte, il termine di inefficienza si stimano due diverse specificazioni, la più stilizzata delle quali ha la forma seguente:

$$u_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 * \mathit{Società}_{i,t} + \delta_2 * \mathit{Studi}_{i,t} + \delta_3 * \mathit{FertBIO} + \omega_{i,t} \quad (15)$$

in cui il termine d'errore $\omega_{i,t}$ è distribuito secondo una normale troncata a sinistra, al fine di assicurare che il termine di inefficienza $u_{i,t}$, assuma valori non negativi.

La Tabella 1 mostra i coefficienti stimati per le equazioni (14) e (15) con il metodo della massima verosimiglianza, per mezzo del pacchetto *Frontier* (Coelli 1996) implementato nel software R.

Le elasticità stimate per la funzione di produzione, rispetto ai fattori produttivi considerati, sono tutte statisticamente significative al 95% ed assumono valori positivi come era ragionevole attendersi. L'elasticità più alta si registra per il fattore lavoro (0.480), il cui valore è statisticamente diverso da zero con un livello di significatività superiore al 99%; la superficie agricola utilizzata e le tonnellate di fertilizzante distribuite, sebbene esercitino un impatto meno intenso di quello delle unità lavorative sul livello della produzione, assumono comunque un ruolo molto rilevante nell'apparato produttivo delle imprese agricole.

Anche i valori ottenuti per i coefficienti dell'equazione (15) sono in linea con quanto sarebbe plausibile aspettarsi, essi sono tutti negativi e statisticamente significativi con un livello minimo di probabilità del 95%. Tutte e tre

Tab. 1. Coefficienti Stimati - Equazioni (14) e (15)

Variabile	Coefficiente Stimato	Errore Standard
Intercetta	-4.938***	0.416
ln(ULA)	0.480***	0.086
ln(SAU)	0.229**	0.072
ln(FERT)	0.304***	0.042
Intercetta	0.777***	0.014
Società	-6.906 e -05***	8.426 e -06
Studi	-0.598**	0.202
FertBIO	-1.410***	0.117
σ^2	0.082***	0.011
γ	1.119 e -08***	2.339 e -09

Numero di osservazioni = 84; Log likelihood value = -14.135; LR= 36.192 (5 gradi di libertà).

Fonte dei dati: agri.istat.it.

le caratteristiche considerate contribuiscono ad un più efficiente svolgimento dell'attività agricola. Sono infatti, i settori rurali regionali caratterizzati dal più alto numero di imprese organizzate in forma societaria, i cui dirigenti possiedono un'istruzione superiore, a registrare prestazioni migliori. Il coefficiente associato alla variabile misurante la quota delle imprese gestite in forma societaria è, tuttavia, molto vicino a zero, sebbene statisticamente significativo. L'influenza dell'assetto giuridico delle imprese nella determinazione dell'efficienza produttiva è, quindi, meno rilevante di quella esercitata dalle altre variabili esplicative considerate, ma non per questo trascurabile. Estremamente interessante è anche il coefficiente, negativo ed elevato in valore assoluto, associato alla variabile *FertBIO*. Pare infatti che l'impiego di concimazioni indicate per le coltivazioni di tipo biologico non sia associato ad una resa meno ottimale del terreno, ma anzi, contribuisce in maniera rilevante all'ottenimento di risultati efficienti da parte delle imprese agricole.

Il valore del test *LR* (36.192), calcolato come:

$$LR = -2[\loglik(L_0) - \loglik(L_1)] \quad (16)$$

permette di rifiutare l'ipotesi di assenza di inefficienza all'interno del campione analizzato con un livello di confidenza del 99,9%; dove $\loglik(L_0)$ è il

Log-likelihoodvalue risultante da un modello in cui si assume che l'ipotesi nulla, $H_0: \gamma = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$ ($\gamma = \frac{\sigma_u}{(\sigma_u + \sigma_v)}$), sia vera, mentre $\loglik(L_1)$ rappresenta il *Log-likelihoodvalue* del modello *unrestricted* descritto dalle equazioni (14) e (15). Tale statistica test si distribuisce, sotto H_0 , come una combinazione di *chi-quadro*, i cui valori critici sono stati tabulati da Kodde and Palm (1986).

Data la rilevanza pratica dei parametri stimati per la relazione (15), si ritiene necessario andare più in profondità nell'esame delle caratteristiche che intervengono a determinare risultati più efficienti per le imprese di tipo agricolo. È ragionevole chiedersi, ad esempio, quale sia l'aspetto tipico dell'esercizio in forma societaria che incide sul grado di efficienza, e, ancora, se sia sufficiente aver conseguito un titolo di istruzione di grado secondario in un ambito qualsiasi per avere maggiore probabilità di avviare un'impresa agricola di successo, o se, al contrario, è necessario possedere delle conoscenze specifiche riguardanti l'attività svolta.

A tale scopo si inseriscono nella specificazione del termine di inefficienza due ulteriori variabili esplicative, in grado di distinguere il contributo della dimensione media delle imprese agricole, all'interno del territorio regionale considerato, al livello di efficienza del settore, e quello del possesso, da parte del capo azienda, di specifiche competenze in campo agrario; fattori che hanno potuto causare distorsioni da variabili omesse per le stime riportate in Tabella 1.

L'equazione (15) diventa, a questo punto, la seguente:

$$u_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 * \mathbf{SupMedia}_{i,t} + \delta_2 * \mathbf{Società}_{i,t} + \delta_3 * \mathbf{Studi}_{i,t} + \delta_4 * \mathbf{StudiAgrari}_{i,t} + \delta_5 * \mathbf{FertBIO} + \omega_{i,t} \quad (15')$$

La Tabella 2 mostra i risultati ottenuti dalla stima del modello descritto dalle equazioni (14) e (15'). Le elasticità stimate sono simili a quelle ottenute per la specificazione precedente, ad eccezione di una sensibile diminuzione di quella relativa alla superficie agricola utilizzata, sia in valore che in significatività, a vantaggio dell'elasticità del fattore lavoro; sono comunque, ancora, tutte positive e statisticamente diverse da zero con un livello di confidenza ragionevole.

Estremamente rilevante è invece la variazione dei coefficienti ottenuti per l'equazione (15') rispetto alla precedente (15). Il primo elemento evidenziato dalla Tabella 2 è il coefficiente, ora positivo e modesto, stimato in corrispondenza della variabile *Società*, e la relativa perdita di significatività statistica; da associare a tale variazione è infatti il coefficiente, negativo e statisticamente diverso da zero con un grado di significatività del 99%, ottenuto per la varia-

Tab. 2. Coefficienti Stimati - Equazioni (14) e (15')

Variabile	Coefficiente Stimato	Errore Standard
Intercetta	-4.898***	0.247
ln(ULA)	0.656***	0.069
ln(SAU)	0.062*	0.031
ln(FERT)	0.325***	0.046
Intercetta	0.799***	0.104
Società	6.468e-06	1.979e-05
SupMedia	-0.033***	0.008
Studi	1.808***	0.389
StudiAgrari	-3.500***	0.088
FertBIO	-2.102***	0.079
σ^2	0.068***	0.008
Γ	1.102e-08***	2.336e-09

Numero di osservazioni = 84; Log likelihood value = -6.164; LR = 52.134 (7 gradi di libertà).

Fonte dei dati: agri.istat.it.

bile *SupMedia*. Questo potrebbe indicare che non era effettivamente la configurazione societaria a determinare il segno del relativo coefficiente nella specificazione (15), ma piuttosto la grande dimensione che di solito caratterizza le imprese organizzate in forma di società. È possibile pertanto affermare con relativa certezza la presenza di economie di scala interne alle imprese agricole, che non riguardano affatto la forma giuridica attribuita all'attività.

Ancora più notevole è il mutamento di segno del coefficiente associato alla variabile *Studi*, accompagnato dall'introduzione di un coefficiente significativo, negativo ed elevato in valore assoluto, stimato per la variabile *StudiAgrari*, ad indicare una relazione diretta tra l'efficienza del settore agricolo regionale e il numero di aziende condotte da imprenditori con competenze specifiche nel settore. Pare invece, addirittura, che le imprese gestite da individui che possiedono un'istruzione almeno secondaria, ma conseguita in altri ambiti, siano caratterizzate da risultati meno soddisfacenti.

Ovviamente a tali ipotesi si possono opporre delle obiezioni; è possibile, infatti, pensare che la presenza in una regione, di un'alta percentuale di imprenditori con un'istruzione specifiche in campo agrario sia sintomo di una

cultura, diffusa nel territorio, attenta all'agricoltura e all'innovazione nel settore, o della presenza di un'importante facoltà universitaria di indirizzo agrario, e quindi di un eccellente polo di ricerca. Per distinguere questi fattori dall'impatto che le specifiche competenze del capo azienda, acquisite con l'istruzione, hanno sull'efficienza dell'attività di impresa, si rendono necessarie delle ulteriori analisi, magari attraverso l'utilizzo di dati raccolti a livello di impresa; verifiche che esulano, però, dallo scopo di questo elaborato.

È confermata invece la relazione negativa tra il termine di inefficienza $u_{i,t}$ e l'utilizzo di fertilizzanti biologici, il cui coefficiente è addirittura aumentato in valore assoluto; resta perciò valido quanto detto precedentemente in merito.

Anche per quest'ultima specificazione considerata l'ipotesi di assenza di inefficienza nel campione analizzato può essere rifiutata con un livello di confidenza del 99,9%, e risulta più idonea a descrivere i dati osservati rispetto alla precedente, dato il più alto valore assunto dalla funzione di verosimiglianza (-6.164).

Per questo motivo si è scelto di considerare i valori di efficienza derivanti dal modello (14)-(15'), i quali sono riportati in Tabella 3 ed appartengono all'intervallo]0,1], dove 1 indica la perfetta efficienza che caratterizza le unità produttive sulla frontiera.

Tra le prime quattro posizioni della classifica, stilata in base al livello di efficienza media osservata nel periodo considerato, tre sono occupate da aree geografiche molto limitate in estensione. Questo potrebbe far pensare alla presenza di rendimenti di scala decrescenti a livello di regione, che si contrappongono a quelli crescenti trovati a livello di impresa. Risulta poco verosimile, tuttavia, un'interpretazione del genere, soprattutto considerando che le restanti sette regioni tra le prime dieci sono tutte di dimensione medio-grande, e presentano una superficie agricola utilizzata molto estesa. Inoltre non si vede ragione per cui le stime corrispondenti a tali aree geografiche poco estese debbano essere considerate distorte o *outlier*, dal momento che la superficie utilizzata è inclusa nella funzione di produzione. Sembra lecito, pertanto, affermare che il settore agricolo valdostano sia effettivamente quello caratterizzato da maggiore efficienza nel periodo 2003-2013. È interessante notare inoltre i migliori risultati ottenuti in media dai settori agricoli operanti nelle zone alpine, suggerendo la presenza di un effettivo vantaggio garantito dalle caratteristiche morfologiche di tale area, in contraddizione con quanto evidenziato da Cesaro *et al.* (2010) per le aziende zootecniche da latte.

Appare evidente, inoltre, come il settore agricolo italiano nel suo complesso abbia conosciuto un'importante fase di progresso tecnico e di diffusione delle migliori tecnologie già esistenti nel periodo analizzato; è sufficiente osservare le medie complessive annuali, riportate in fondo alla tabella, per rendersi conto che tutte le regioni italiane hanno incrementato la propria produttività, sebbene per alcune delle regioni del Sud ci siano ancora dei passi da

Tab. 3. Efficienza – Approccio Parametrico

	Regione	Efficienza				Eff. Media
		2003	2007	2009	2013	
1	Valle d'Aosta	1	1	0.929	1	0.982
2	Bolzano	1	0.903	0.879	1	0.946
3	Lombardia	0.789	0.964	1	1	0.938
4	Trento	0.754	0.867	1	1	0.905
5	Emilia-Romagna	0.773	0.731	0.806	1	0.828
6	Toscana	0.642	0.696	0.938	1	0.819
7	Piemonte	0.731	0.696	0.734	1	0.790
8	Basilicata	0.55	1	0.604	1	0.789
9	Sardegna	0.655	0.647	0.772	1	0.769
10	Veneto	0.602	0.782	0.669	0.998	0.763
11	Lazio	0.613	0.544	0.794	1	0.738
12	Sicilia	0.532	0.603	0.604	1	0.685
13	Abruzzo	0.607	0.536	0.524	1	0.667
14	Friuli Venezia Giulia	0.611	0.627	0.575	0.754	0.642
15	Marche	0.538	0.604	0.585	0.822	0.638
16	Molise	0.524	0.53	0.488	1	0.636
17	Puglia	0.469	0.457	0.514	0.977	0.604
18	Calabria	0.486	0.528	0.554	0.83	0.599
19	Liguria	0.422	0.451	0.522	1	0.598
20	Umbria	0.472	0.494	0.516	0.828	0.578
21	Campania	0.479	0.437	0.441	0.897	0.564
	Media	0.631	0.671	0.688	0.957	

Fonte dei dati: agri.istat.it.

compiere per raggiungere la frontiera. È possibile supporre che a tali migliori risultati abbia contribuito in maniera rilevante anche la crescente valorizzazione dei prodotti agroalimentari *made in Italy*, ed in misura ancora maggiore di quelli prodotti nel Sud del Paese, che ha permesso un migliore accesso delle imprese ai mercati, anche internazionali. Il miglior accesso al mercato estero annoverato infatti, da Bernini Carri (2003), tra le determinanti del processo di convergenza tra i settori agricoli delle regioni italiane avvenuto a partire dall'ultimo decennio del secolo scorso.

6.2 Approccio non parametrico

La trattazione non parametrica effettuata da questo elaborato utilizza la metodologia DEA, le cui caratteristiche principali sono state descritte nella sezione dedicata. L'approccio che si ritiene più appropriato adottare, nel caso specifico oggetto di studio, è quello *output oriented*, in quanto si crede che, almeno nel breve periodo, parte dei fattori produttivi a disposizione dell'intero settore agricolo regionale possano considerarsi come dati, e che l'output sia pertanto la variabile da massimizzare.

Si assume ancora che gli input utilizzati dalle imprese agricole siano: il numero di unità lavorative impiegate (*ULA*), la superficie agricola utilizzata (*SAU*) e il fertilizzante distribuito sul terreno (*FERT*), i quali concorrono alla produzione di un solo output, rappresentato dal valore della produzione totale annua (*Produzione*). Per poter applicare correttamente questa tecnica si rende necessario dividere ogni osservazione per la media della variabile a cui si riferisce, allo scopo di renderle omogenee rispetto all'unità di misura, come consigliato dalla letteratura econometrica sulla misurazione non parametrica dell'efficienza¹.

La DEA, però, non permette di tener conto di variabili esplicative per il termine di efficienza. Per questo motivo non si utilizzano i fattori inclusi nella stima del modello di Battese e Coelli (1995) nell'equazione (15) e (15'). Si cerca comunque di capire la relazione esistente tra il livello di produttività ed alcune nuove variabili considerate, calcolando l'efficienza di diversi sottogruppi interni al campione.

La Tabella 4 mostra i valori di efficienza risultanti da un'analisi complessiva delle osservazioni a disposizione, considerate come rilevazioni *cross-section* al fine di permettere un confronto temporale dei risultati, il cui ordine è stato stabilito in base al valore medio ottenuto nell'intervallo di tempo analizzato. I valori esposti non sono stati, volutamente, corretti per tenere conto della distorsione che affligge le stime offerte dalla DEA, poiché si vuole qui, evidenziare il carattere relativo della classifica e delle misure di efficienza proposte. Dei valori ottenuti dall'applicazione della DEA *output oriented* sono stati inoltre calcolati i reciproci (compresi nell'intervallo]0,1]), al fine di rendere le valutazioni più agevoli e più facilmente confrontabili con quelle riportate dalla Tabella 3.

Si nota innanzitutto che i giudizi di efficienza sono in media peggiori di quelli ottenuti applicando la metodologia parametrica, questo aspetto risulta evidente se si guardano tanto le medie annuali quanto quelle calcolate per

¹ Si veda, ad esempio, Avkiran (2006).

Tab. 4. Efficienza – Approccio non Parametrico

	Regione	Efficienza				Eff. Media
		2003	2005	2007	2013	
1	Valle d'Aosta	1	1	1	1	1.000
2	Lombardia	0.925	0.941	0.757	1	0.906
3	Liguria	0.844	0.856	0.857	1	0.889
4	Veneto	0.818	0.789	0.813	1	0.855
5	Sicilia	0.77	0.84	0.645	1	0.814
6	Trento	0.71	0.64	0.966	0.856	0.793
7	Campania	0.548	0.729	0.838	0.788	0.726
8	Bolzano	0.505	0.576	0.74	1	0.705
9	Emilia-Romagna	0.63	0.623	0.685	0.872	0.703
10	Piemonte	0.568	0.643	0.719	0.88	0.703
11	Friuli Venezia Giulia	0.568	0.595	0.581	0.768	0.628
12	Puglia	0.479	0.39	0.404	0.994	0.567
13	Calabria	0.342	0.46	0.458	1	0.565
14	Toscana	0.531	0.622	0.518	0.584	0.564
15	Sardegna	0.47	0.284	0.697	0.604	0.514
16	Lazio	0.43	0.44	0.472	0.532	0.469
17	Molise	0.413	0.358	0.407	0.623	0.450
18	Umbria	0.494	0.404	0.337	0.484	0.430
19	Basilicata	0.303	0.328	0.317	0.664	0.403
20	Abruzzo	0.312	0.331	0.439	0.342	0.356
21	Marche	0.283	0.23	0.363	0.474	0.338
	Media	0.569	0.575	0.62	0.784	

Fonte dei dati: agri.istat.it.

regione. Il valore medio più basso è inferiore di più di 20 punti percentuali rispetto al minimo della tabella precedente, ed è associato al settore agricolo marchigiano, che nella Tabella 3 occupava la 15^a posizione. La produttività più alta è detenuta ancora dalla Valle d'Aosta, la quale risulta l'unica regione ad aver prodotto sulla frontiera efficiente per l'intero periodo considerato. Non si può fare a meno di notare inoltre gli stravolgimenti di posizioni che hanno interessato, in particolar modo, Liguria e Campania, regioni che erano agli ultimi posti secondo l'applicazione del modello di Battese e Coelli (1995), ma che

si trovano nella parte alta della Tabella 4. Resta evidente il progresso tecnico che ha coinvolto i settori agricoli di quasi tutte le regioni italiane nel periodo considerato, dimostrato dal trend crescente assunto dal termine di efficienza.

Tali variazioni sono, almeno in parte, dovute al fatto che la prima delle due tecniche incorpora un termine d'errore stocastico, mentre la seconda attribuisce tutta la distanza dalla frontiera all'inefficienza tecnica. Parte della discordanza tra i risultati messi in evidenza dalle due metodologie è invece ineliminabile e dovuta alle differenti tecniche di calcolo utilizzate, rendendo pertanto le misure di efficienza non perfettamente comparabili.

Al fine di poter effettuare inferenza sul termine di efficienza ottenuto dalla DEA, la Tabella A.1 in appendice accosta a tali valori (di cui non è stato calcolato il reciproco) quelli corretti per la distorsione verso il basso da cui sono affette le stime ricavate dalla DEA, e gli intervalli di confidenza all'interno dei quali è contenuto il vero valore con una probabilità pari al 95%, ottenuti applicando il metodo *bootstrap* descritto sopra; la classifica delle osservazioni è stata stilata in base al termine *bias-corrected*.

Si noti che il valore *bias-corrected* si discosta ulteriormente dalle valutazioni risultanti dall'applicazione del modello parametrico, poiché tiene conto della distorsione necessariamente negativa presente nelle stime della DEA, ma non include un termine d'errore casuale all'interno della funzione di produzione.

Anche da quest'ultima tabella emerge il notevole progresso tecnico messo in atto dall'agricoltura italiana nel decennio considerato, dal momento che quasi tutte le osservazioni nella prima parte dell'elenco si riferiscono all'anno 2013, mentre le ultime sono relative alle rilevazioni più remote. L'ordine delle regioni in media più produttive nel periodo rimane grossomodo immutato, ma è interessante notare la presenza nei primi posti di osservazioni corrispondenti a regioni meridionali relative all'anno 2013, quali ad esempio Puglia e Calabria, che nel periodo 2003-2005 rappresentavano il fanalino di coda del settore agricolo italiano.

I risultati presentati nella Tabella 2, ottenuti mediante l'applicazione della metodologia parametrica, hanno evidenziato probabili economie di scala interne alle imprese agricole, ma la presenza ai primi posti del *ranking* di aree geografiche dall'estensione molto limitata non ha permesso di esprimere un giudizio in merito all'esistenza di economie di scala esterne alle imprese ma interne alla regione. La DEA offre la possibilità di chiarire questo aspetto, permettendo di stabilire se la funzione di produzione che ha generato gli output abbia rendimenti di scala costanti, crescenti o decrescenti. È sufficiente, infatti, rilasciare l'assunzione che la somma dei pesi (γ_i) sia pari a uno per ottenere una frontiera con rendimenti di scala costanti (CRS), invece che va-

riabili come fatto fino ad ora. Se al vincolo $\sum_{i=1}^n \gamma_i = 1$ si sostituisce, invece, la condizione $\sum_{i=1}^n \gamma_i \leq 1$ si costruisce una frontiera con rendimenti di scala non crescenti (NIRS).

La Tabella A.2 in appendice offre un confronto tra le misure di efficienza ottenute assumendo rendimenti variabili, e quelli risultanti dall'introduzione di rendimenti di scala rispettivamente non crescenti e costanti. Si nota che i valori calcolati assumendo rendimenti variabili (VRS) coincidono con quelli derivanti dall'introduzione di rendimenti di scala non crescenti per le regioni di grandi dimensioni ma sono sistematicamente inferiori in corrispondenza di regioni medio-piccole. Tale peculiarità non permette di affermare con ragionevole certezza la presenza di rendimenti di scala comuni per ogni livello di produzione, ma pare far emergere rendimenti di scala crescenti per bassi livelli di input, che però diventano decrescenti muovendosi lungo l'asse degli input.

Un altro tipo di analisi che è interessante effettuare consiste nell'applicazione della DEA alle sole osservazioni riferite allo stesso anno, al fine di capire se il *ranking* dei settori agricoli regionali è rimasto immutato o se invece ha subito dei rovesciamenti durante il periodo considerato. In Tabella 5 sono riportate le misure *bias-corrected*, delle quali non si è ritenuto necessario calcolare il reciproco, e che assumono pertanto valori dell'intervallo $[1, +\infty[$, dove 1 rappresenta il massimo grado di efficienza possibile. I termini sono calcolati per il primo istante di rilevazione (2003), quello centrale (2007) e quello finale (2013).

La Tabella 5 mostra ordini piuttosto simili per le prime due rilevazioni, in cui le regioni del Sud, ad eccezione di Sicilia e Campania, occupano le ultime posizioni. Un notevole capovolgimento si nota, invece, nella classifica relativa al 2013, a confermare l'evoluzione tecnica, già evidenziata in precedenza, attuata dalle imprese agricole del mezzogiorno, tra le quali spiccano Puglia e Calabria, e sottolineando il graduale recupero dello svantaggio mostrato dalle regioni meridionali nei confronti dei settori agricoli centro-settentrionali.

Un altro aspetto importante messo in evidenza dalla Tabella 5 è l'ampliamento del *gap tecnologico*, tra produttori efficienti e produttori meno efficienti, che ha avuto luogo nel periodo esaminato, come risulta chiaro guardando i valori crescenti assunti dalla media e dalla deviazione standard del termine in analisi.

Come detto in apertura di questo paragrafo, la *Data Envelope Analysis* non permette di includere variabili esplicative per il termine di efficienza; è possibile però calcolare l'efficienza media di gruppi distinti di DMU, costruiti in base al valore assunto dalle variabili di cui si vuole studiare l'impatto sulla produttività.

In questo modo, nel seguito dell'elaborato si cerca di mettere in risalto la differenza di efficienza mostrata dai sotto campioni scelti in base all'esercizio di attività annesse a quella agricola, all'impiego di energia prodotta da fonti rinnova-

Tab. 5. Efficienza - Annuale Bias-Corrected

Regione	2003	Regione2	2007	Regione3	2013
1 Sardegna	1.121	Emilia-Romagna	1.157	Veneto	1.158
2 Veneto	1.123	Piemonte	1.179	Puglia	1.163
3 Sicilia	1.178	Veneto	1.185	Calabria	1.220
4 Trento	1.185	Campania	1.202	Sicilia	1.250
5 Lombardia	1.191	Bolzano	1.227	Lombardia	1.264
6 Valle d'Aosta	1.197	Trento	1.231	Liguria	1.265
7 Liguria	1.198	Sicilia	1.235	Valle d'Aosta	1.269
8 Toscana	1.220	Sardegna	1.255	Bolzano	1.274
9 Emilia-Romagna	1.280	Lombardia	1.256	Piemonte	1.287
10 Piemonte	1.282	Liguria	1.260	Emilia-Romagna	1.315
11 Bolzano	1.293	Valle d'Aosta	1.263	Trento	1.334
12 Friuli Venezia Giulia	1.326	Toscana	1.417	Campania	1.457
13 Campania	1.339	Friuli Venezia Giulia	1.456	Friuli Venezia Giulia	1.505
14 Calabria	1.390	Lazio	1.674	Basilicata	1.623
15 Lazio	1.449	Calabria	1.695	Molise	1.849
16 Umbria	1.478	Abruzzo	1.882	Sardegna	1.915
17 Puglia	1.557	Puglia	1.886	Toscana	1.962
18 Molise	1.605	Marche	2.208	Lazio	2.141
19 Basilicata	1.708	Umbria	2.437	Umbria	2.307
20 Marche	2.379	Molise	2.487	Marche	2.324
21 Abruzzo	2.418	Basilicata	2.829	Abruzzo	3.415
Media	1.425	Media	1.591	Media	1.633
St. Dev.	0.344	St. Dev.	0.485	St. Dev.	0.533

Fonte dei dati: agri.istat.it.

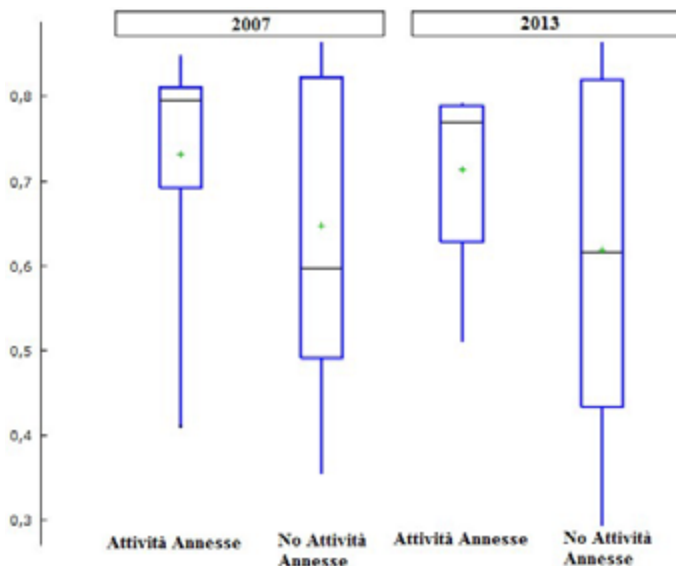
bili e all'utilizzo di dispositivi informatici all'interno dell'azienda. Nello specifico, i gruppi sono creati calcolando la media aritmetica della variabile esplicativa in esame, e distinguendo tra le DMU che presentano valori superiori alla media e quelle che invece ne sono al di sotto. Le rilevazioni utilizzate in questa parte si riferiscono soltanto agli anni 2007 e 2013, a causa dell'irreperibilità di osservazioni delle variabili di interesse per gli altri anni considerati in precedenza.

La prima distinzione che si intende operare riguarda lo svolgimento, da parte delle imprese, di attività connesse a quella agricola, come ad esempio la ven-

dita diretta al consumatore o la trasformazione delle materie prime. La variabile è calcolata come la quota delle aziende che esercitano attività connesse sul totale delle imprese presenti nella regione, la cui media era appena dell'11% nel 2013, ma che appare comunque in aumento rispetto al 10,2% registrato nel 2007.

Sebbene non possano essere effettuati test statistici attendibili data la piccola dimensione del campione, la differenza tra le efficienze medie dei due gruppi, sia nel 2007 che nel 2013, appare notevole, ed è rappresentata in Figura 1. La tabella dei dati a cui si riferisce è riportata in appendice (Tab. A.3), di cui è stato calcolato il reciproco per agevolare l'interpretazione grafica.

Fig. 1. Il grafico descrive il grado di efficienza mostrato dalle regioni le cui imprese esercitano, in misura superiore alla media, anche attività connesse a quella agricola



Anche se la Figura 1 mostra come anche i settori agricoli le cui imprese esercitano raramente attività annesse possano raggiungere valori di efficienza ottimali, risulta palese lo scarto tra le medie, rappresentate nel grafico dal simbolo +, e tra i quartili della distribuzione.

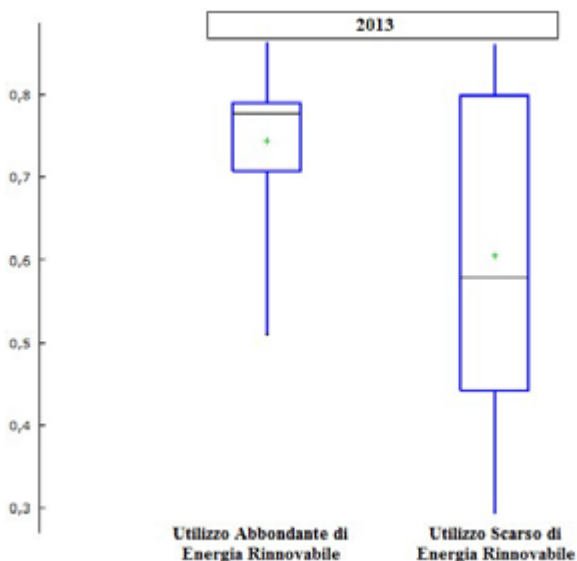
Pare lecito concludere che le imprese che non si servono degli intermediari per servire il mercato, o che non delegano ad altri la lavorazione dei prodotti primari, ottengano in media risultati più efficienti.

La seconda classificazione effettuata si basa sull'impiego di energia pulita all'interno delle aziende agricole, la cui rilevazione è disponibile soltanto per

il 2013. La percentuale media di imprese che utilizzava corrente elettrica prodotta da fonti rinnovabili è soltanto pari al 3,2%, con valori inferiori all'1% per alcune regioni tra cui la Puglia, quote davvero esigue vista l'urgenza del tema.

Le caratteristiche principali delle misure di efficienza calcolate per i due gruppi, ottenuti con la tecnica descritta in precedenza, sono mostrate dalla Figura 2.

Fig. 2. Il grafico descrive il grado di efficienza mostrato dalle regioni le cui imprese impiegano, in misura superiore alla media, energie rinnovabili



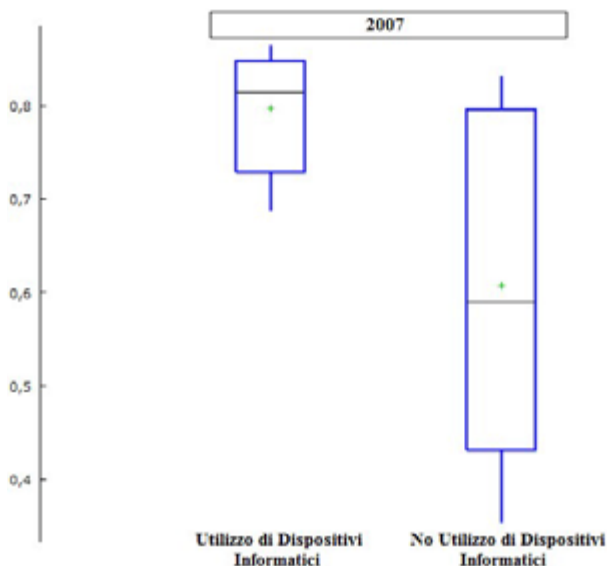
Anche in questo caso non è possibile effettuare inferenza sulla differenza di produttività data la limitatezza delle osservazioni disponibili. Sembra, però, che un utilizzo significativo di energie rinnovabili sia in media associato a migliori prestazioni del settore. Non è certo possibile affermare che il canale di causalità sia quello che porta le imprese che impiegano energia pulita a produrre in maniera più efficiente, ma si può sicuramente dire che un atteggiamento più attento all'ambiente non nuoce all'efficienza produttiva, ma, più probabilmente, la favorisce.

In appendice sono riportati i valori di efficienza che hanno generato la Figura 2 (Tab. A.4).

L'ultima variabile di cui si vuole studiare l'effetto sulla produttività dei settori agricoli regionali italiani è la quota di imprese che utilizzano attrezzature

informatiche all'interno del proprio apparato produttivo. Osservazioni di questa variabile sono disponibili soltanto per il 2007, anno in cui, in media, solo il 13% delle aziende era dotato di dispositivi informatici. Più in generale, non si intende così studiare soltanto la relazione tra l'utilizzo di attrezzature *hi-tech* e l'efficienza mostrata dalle imprese, ma si vuole distinguere, in modo più generale, tra la quota delle imprese che tendono ad adottare strategie e tecniche innovative, e quelle che, invece, esitano a discostarsi dai metodi e macchinari tradizionali.

Fig. 3. Il grafico descrive il grado di efficienza mostrato dalle regioni le cui imprese impiegano, in misura superiore alla media, dispositivi informatici



Ancora più netta appare, in questo caso, la differenza tra la produttività delle regioni appartenenti al primo gruppo e quella mostrata dalle altre. Come era ragionevole attendersi, l'utilizzo di dispositivi informatici è associato ad un valore medio di efficienza notevolmente più elevato. Le misure specifiche sono riportate in appendice nella Tabella A.5.

7. Conclusione

I risultati significativi ottenuti dalle analisi condotte sono molteplici e ricchi di implicazioni di politica economica.

Innanzitutto è stata messa in luce la notevole evoluzione tecnologica che ha interessato l'intero settore agricolo italiano nel decennio 2003-2013, e il graduale avvicinamento alla frontiera compiuto dalle regioni del Mezzogiorno, proseguendo il processo di convergenza analizzato in Bernini Carri (2003) a partire dagli anni '80.

Tale evidenza ricorda che l'agricoltura, al pari degli altri settori, non può e non deve rimanere immune al progresso, ma deve anch'essa servirsi degli avanzamenti della scienza e della tecnica al fine di ottenere delle produzioni più abbondanti e più sostenibili. È stato mostrato, a tal proposito, il miglior livello medio di efficienza presentato dalle regioni al cui interno un numero consistente di produttori si avvaleva, nel 2007, di tecnologie informatiche.

Un altro elemento importante evidenziato dalle analisi condotte è la presenza di economie di scala interne alle imprese agricole. Le cause per cui la dimensione delle imprese sia così importante per l'efficienza produttiva non può essere messa in luce dagli strumenti utilizzati. È plausibile pensare che l'esercizio dell'attività agricola richieda il sostenimento di costi fissi elevati, ma è anche possibile che tale maggiore produttività sia associata ad un maggiore potere di mercato esercitato dalle imprese di più grandi dimensioni, nei confronti degli intermediari e dei grossisti, la cui egemonia è spesso lamentata dagli imprenditori agricoli medio-piccoli.

Ulteriore credito a questa ipotesi è attribuito dai risultati in media più soddisfacenti ottenuti per i settori agricoli le cui imprese esercitano in via diretta attività connesse a quelle agricole, e che per questo dipendono meno dall'operato degli intermediari commerciali.

Se questa congettura fosse vera, non sarebbe necessariamente opportuno l'incremento delle dimensioni dei produttori, ma potrebbe anche essere sufficiente l'incentivazione di fenomeni associativi tra imprese, in grado di aumentare il loro potere contrattuale, come nel caso dei consorzi agrari. Visione peraltro condivisa anche da Olmeo (2014), che mette in evidenza la maggiore efficienza mostrata dalle imprese sarde della filiera del Pecorino Romano organizzate in forma cooperativa, e che attribuisce un simile vantaggio al più facile accesso al mercato, sia degli input che degli output, permesso da tale assetto.

La presente analisi offre inoltre, nuova evidenza alla letteratura che sottolinea l'importanza del capitale umano nell'attività agricola, tanto nei paesi emergenti quanto in quelli avanzati².

I risultati di questo studio potrebbero suggerire, infatti, la necessità di dotare il settore agricolo di ogni regione di un sufficiente numero di esperti, capaci di guidare le imprese avvalendosi di competenze specifiche.

² Si veda, tra gli altri, Bravo-Ureta & Pinheiro (1993) e Maietta (2004).

A questo scopo sarebbe utile pertanto istituire percorsi di studio di settore nei territori che ne sono privi, e incentivare i contatti tra le imprese agricole e gli ambienti didattici e di ricerca, come ampiamente suggerito dalla letteratura nazionale ed internazionale sull'argomento, tra cui Maietta (2008) e Swinner *et al.* (2012).

Una recente relazione della World Bank sottolinea, in proposito, la necessità di un impegno del settore pubblico volto a garantire un più stretto legame tra imprese agricole e centri di ricerca e innovazione, al fine di permettere la creazione e la diffusione di tecniche produttive maggiormente efficienti.

L'ultima evidenza su cui si vuole porre l'accento è la relazione positiva tra l'impiego di tecniche di coltivazione rispettose per l'ambiente e il grado di efficienza raggiunto. I dati analizzati suggeriscono che incentivare tali tecniche ed educare le imprese a un'agricoltura sostenibile abbia degli effetti positivi, non solo sul benessere dell'ecosistema, ma anche sul fatturato dei produttori.

Tutti gli elementi risultanti dalla presente analisi ribadiscono, quindi, la necessità di un urgente soddisfacimento delle priorità poste dall'Unione Europea alla base del Programma di Sviluppo Rurale che mobilerà oltre cento miliardi di euro nel periodo 2014-2016.

In particolare lo studio condotto nelle pagine precedenti rimarca l'importanza di promuovere, da parte del settore pubblico, il trasferimento di conoscenze e l'innovazione nel settore agricolo, e di favorire una migliore organizzazione delle filiere produttive, al fine di godere delle economie di scala esterne alle imprese ma interne alle regioni.

Il lavoro confuta, infine, le ipotesi che predicano un *trade-off* tra efficienza produttiva e preservazione del territorio. L'evidenza risultante dai dati a disposizione mostra che l'utilizzo di tecniche produttive attente alla salvaguardia dell'ecosistema, e una conseguente diminuzione delle emissioni da parte del settore agricolo, non vada necessariamente a scapito della produttività delle imprese; ma, anzi, si ha motivo di credere che l'impiego di tali tecniche sia associato a *performances* migliori anche sul piano dell'efficienza.

Riferimenti bibliografici

- Arfini F., Donati M. (2008). Health Check ed efficienza delle aziende agricole: una valutazione comparativa su quattro regioni agricole europee, *Rivista di Economia Agraria*, 1: 65-98.
- Auci S., Vignani D. (2014). "Climate change effects and agriculture in Italy: a stochastic frontier analysis at regional level", MPRA Paper 53500, University Library of Munich, Germany; testo disponibile al sito: <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/53500/>.
- Battese G.E., Coelli T.J. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data, *Empirical Economics*, 20: 325-332. DOI: 10.1007/BF01205442.

- Bernini Carri C. (2003). Il processo di convergenza della produttività in agricoltura nelle regioni italiane: un riesame per il periodo 1980-1999, Dipartimento di Scienze Statistiche "Paolo Fortunati", Alma Mater Studiorum Università di Bologna, Quaderni di Dipartimento, Serie Ricerche ISSN 1973-9346, 2: 36. DOI: 10.6092/unibo/amsacta/2246
- Bravo-Ureta B.E., Pinheiro A.E. (1993). Efficiency Analysis Of Developing Country Agriculture: A Review Of The Frontier Function Literature, *Agricultural and Resource Economics Review*, 22(1): 88-101. DOI: 10.1017/S1068280500000320.
- Cesaro L., Marongiu S., Zanoli A. (2012). "Analisi sull'efficienza e sui costi di produzione delle aziende zootecniche da latte in Italia. Confronto tra pianura e montagna", Atti del XLVII Convegno studi Sidea *Lagricoltura oltre la crisi*, testo disponibile al sito: http://ilo.unimol.it/sidea/images/upload/convegno_2010/paper/cesaro%20marongiu%20zanoli.pdf;
- Charnes A., Cooper W.W., Rhodes E. (1978). Measuring the Efficiency of Decision Making Units, *European Journal of Operational Research*, 2: 429-444. DOI: 10.1016/0377-2217(78)90138-8.
- Chiona S., Kalinda T., Tembo G. (2014). Stochastic Frontier Analysis of the Technical Efficiency of Smallholder Maize Farmers in Central Province, Zambia, *Journal of Agricultural Science*, 6(10): 108-118. DOI: 10.5539/jas.v6n10p108.
- D'Alessio M., Maietta O.W. (2010). The determinants of innovations in the Italian food industry: the role of R&D networking, in: Fanfani R., Ricci Maccarini E. (eds.), *The Role of Cooperatives in the European Agri-food System*, Bononia University Press, Bologna.
- Galluzzo N. (2013). Farm Dimension and Efficiency in Italian Agriculture: A Quantitative Approach, *American Journal of Rural Development*, 1(2): 26-32. DOI: 10.12691/ajrd-1-2-2.
- Kodde D.A., Palm F.C. (1986). Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions, *Econometrica*, 54: 1243-1248. DOI: 10.2307/1912331.
- Kumbhakar S.C. (1991). Estimation of technical inefficiency in panel data models with firm and time specific effects, *Economic Letters*, 36: 43-48. DOI: 10.1016/0165-1765(91)90053-N.
- Maietta O.W. (2004). Crescita della produttività e capitale umano nell'agricoltura italiana. *La Questione Agraria*, 4: 105-140.
- Maietta O.W. (2008). Ricerca ed innovazione nell'industria alimentare: i rapporti con le istituzioni pubbliche di ricerca, *Agri Regioni Europa*, 4(14): 25-28.
- Olmeo M.G. (2014). Caratteristiche ed efficienza produttiva della filiera del Pecorino Romano, *Agriregionieuropa* anno 10 n° 39, Dic 2014, testo disponibile al sito: <http://agriregionieuropa.univpm.it/it/content/article/31/39/caratteristiche-ed-efficienza-produttiva-della-filiera-del-pecorino-romano>.
- Simar L., Wilson P.W. (1998). Sensitivity Analysis of Efficiency Scores: How to Bootstrap in Nonparametric Frontier Models, *Management Science*, 44(1): 49-61. DOI: 10.1287/mnsc.44.1.49;
- Swinnen J., Van Herck K., Vranken L. (2012). Agricultural Productivity Paths in Central and Eastern European Countries and the Former Soviet Union: The Role of Reforms, Initial Conditions and Induced Technological Change. In *Agricultural Productivity: An International Perspective*. Cabi Publishing (Wallingford, Oxfordshire, UK): 127-144. DOI: 10.1079/9781845939212.0127.
- Toma E., Dobre C., Dona I., Cofas E. (2015). DEA applicability in assessment of agriculture efficiency on areas with similar geographically patterns, *Agricultural and Agricultural Science Procedia*, 6: 704-711. DOI: 10.1016/j.aaspro.2015.08.127.
- Van Denbroeck J., Koop G., Osiewalski J., Steel M.F.J. (1994). Stochastic frontier models: A bayesianperspective, *Journal of Econometrics*, 61: 243-303. DOI: 10.1016/0304-4076(94)90087-6.

World Bank (2006). *Enhancing Agricultural Innovation: How to Go Beyond the Strengthening of Research Systems*. Washington, DC: World Bank, testo disponibile al sito: http://sitere-sources.worldbank.org/INTARD/Resources/Enhancing_Ag_Innovation.pdf.

Appendice

Tab. A.1. Efficienza stimata

	Regione	Anno	Effi- cienza	Eff. Bias- Correct- ed	Bias	Varianza	Intervallo di confidenza	
							Inf	Sup
1	Veneto	2013	1.000	1.168	-0.168	0.010	1.025	1.398
2	Trento	2007	1.035	1.185	-0.150	0.004	1.057	1.317
3	Puglia	2013	1.006	1.225	-0.219	0.012	1.035	1.422
4	Valle d'Aosta	2007	1.000	1.259	-0.259	0.014	1.021	1.487
5	Valle d'Aosta	2005	1.000	1.275	-0.275	0.019	1.023	1.544
6	Calabria	2013	1.000	1.282	-0.282	0.014	1.025	1.478
7	Piemonte	2013	1.137	1.288	-0.151	0.004	1.161	1.425
8	Campania	2007	1.193	1.297	-0.104	0.002	1.216	1.395
9	Trento	2013	1.168	1.303	-0.135	0.003	1.202	1.419
10	Lombardia	2003	1.081	1.317	-0.235	0.023	1.099	1.651
11	Sicilia	2013	1.000	1.327	-0.327	0.022	1.027	1.557
12	Lombardia	2005	1.063	1.336	-0.273	0.030	1.078	1.695
13	Valle d'Aosta	2003	1.000	1.339	-0.339	0.028	1.029	1.621
14	Liguria	2013	1.000	1.343	-0.343	0.025	1.023	1.567
15	Valle d'Aosta	2013	1.000	1.345	-0.345	0.026	1.031	1.603
16	Emilia-Romagna	2013	1.147	1.362	-0.215	0.013	1.173	1.609
17	Veneto	2007	1.230	1.367	-0.136	0.008	1.246	1.561
18	Bolzano	2013	1.000	1.369	-0.369	0.034	1.019	1.636
19	Veneto	2003	1.223	1.373	-0.150	0.008	1.247	1.563
20	Liguria	2005	1.169	1.388	-0.219	0.019	1.180	1.685
21	Lombardia	2013	1.000	1.391	-0.391	0.043	1.027	1.726
22	Veneto	2005	1.267	1.399	-0.132	0.007	1.283	1.588
23	Sicilia	2005	1.191	1.403	-0.212	0.014	1.222	1.646
24	Liguria	2003	1.185	1.406	-0.220	0.020	1.201	1.712

	Regione	Anno	Efficienza	Eff. Bias-Corrected	Bias	Varianza	Intervallo di confidenza	
							Inf	Sup
25	Liguria	2007	1.167	1.413	-0.246	0.019	1.185	1.698
26	Campania	2013	1.268	1.476	-0.207	0.008	1.296	1.644
27	Sicilia	2003	1.299	1.482	-0.183	0.010	1.328	1.698
28	Friuli Venezia Giulia	2013	1.302	1.497	-0.195	0.005	1.339	1.634
29	Campania	2005	1.372	1.497	-0.125	0.003	1.398	1.612
30	Lombardia	2007	1.321	1.558	-0.237	0.019	1.347	1.842
31	Piemonte	2007	1.391	1.571	-0.180	0.007	1.426	1.741
32	Trento	2003	1.408	1.630	-0.222	0.009	1.440	1.820
33	Bolzano	2009	1.351	1.630	-0.279	0.020	1.378	1.866
34	Emilia-Romagna	2007	1.461	1.639	-0.179	0.009	1.492	1.841
35	Piemonte	2005	1.556	1.728	-0.172	0.006	1.586	1.890
36	Emilia-Romagna	2005	1.604	1.770	-0.165	0.007	1.638	1.960
37	Sardegna	2007	1.434	1.772	-0.338	0.027	1.463	2.079
38	Emilia-Romagna	2003	1.588	1.777	-0.189	0.007	1.630	1.957
39	Trento	2005	1.562	1.782	-0.220	0.009	1.596	1.963
40	Toscana	2005	1.609	1.782	-0.174	0.006	1.640	1.944
41	Sicilia	2007	1.551	1.825	-0.274	0.019	1.589	2.119
42	Molise	2013	1.606	1.871	-0.266	0.013	1.642	2.092
43	Basilicata	2013	1.507	1.892	-0.385	0.047	1.534	2.271
44	Friuli Venezia Giulia	2005	1.682	1.899	-0.217	0.007	1.726	2.049
45	Friuli Venezia Giulia	2007	1.722	1.936	-0.214	0.008	1.764	2.098
46	Bolzano	2005	1.736	1.938	-0.202	0.009	1.778	2.129
47	Toscana	2013	1.713	1.947	-0.235	0.008	1.762	2.125
48	Sardegna	2013	1.657	1.967	-0.310	0.025	1.690	2.255
49	Friuli Venezia Giulia	2003	1.759	1.975	-0.216	0.008	1.798	2.134
50	Piemonte	2003	1.761	1.982	-0.221	0.009	1.803	2.175
51	Campania	2003	1.825	1.987	-0.162	0.006	1.856	2.153
52	Toscana	2003	1.884	2.089	-0.205	0.008	1.923	2.272
53	Toscana	2007	1.929	2.150	-0.221	0.008	1.982	2.331
54	Lazio	2013	1.879	2.162	-0.283	0.011	1.919	2.342
55	Bolzano	2003	1.981	2.204	-0.224	0.012	2.023	2.439

	Regione	Anno	Efficienza	Eff. Bias-Corrected	Bias	Varianza	Intervallo di confidenza	
							Inf	Sup
56	Umbria	2003	2.026	2.240	-0.213	0.006	2.077	2.393
57	Umbria	2013	2.067	2.301	-0.234	0.012	2.116	2.530
58	Marche	2013	2.109	2.310	-0.201	0.008	2.149	2.486
59	Puglia	2003	2.089	2.329	-0.240	0.009	2.142	2.532
60	Lazio	2007	2.117	2.331	-0.214	0.010	2.154	2.518
61	Calabria	2005	2.172	2.503	-0.331	0.024	2.215	2.805
62	Calabria	2007	2.184	2.504	-0.321	0.027	2.221	2.825
63	Sardegna	2003	2.129	2.509	-0.381	0.029	2.172	2.800
64	Lazio	2005	2.273	2.537	-0.265	0.013	2.323	2.757
65	Lazio	2003	2.325	2.592	-0.268	0.013	2.364	2.817
66	Abruzzo	2007	2.278	2.660	-0.382	0.027	2.335	2.954
67	Puglia	2007	2.478	2.742	-0.264	0.014	2.532	3.001
68	Molise	2003	2.424	2.761	-0.337	0.023	2.475	3.065
69	Molise	2007	2.459	2.826	-0.367	0.024	2.525	3.137
70	Puglia	2005	2.561	2.837	-0.276	0.016	2.617	3.113
71	Umbria	2005	2.472	2.859	-0.387	0.024	2.525	3.139
72	Marche	2007	2.755	3.067	-0.311	0.016	2.813	3.316
73	Molise	2005	2.796	3.249	-0.454	0.044	2.870	3.661
74	Umbria	2007	2.970	3.333	-0.362	0.022	3.042	3.632
75	Calabria	2003	2.920	3.360	-0.440	0.047	2.993	3.810
76	Abruzzo	2005	3.021	3.442	-0.421	0.031	3.111	3.793
77	Abruzzo	2013	2.923	3.455	-0.532	0.073	2.985	3.980
78	Basilicata	2007	3.154	3.502	-0.347	0.034	3.206	3.911
79	Basilicata	2005	3.049	3.503	-0.454	0.052	3.111	3.969
80	Abruzzo	2003	3.207	3.563	-0.357	0.023	3.279	3.864
81	Basilicata	2003	3.304	3.740	-0.436	0.052	3.373	4.218
82	Marche	2003	3.528	3.922	-0.393	0.023	3.599	4.219
83	Sardegna	2005	3.516	4.332	-0.816	0.145	3.609	4.971
84	Marche	2005	4.339	4.795	-0.456	0.032	4.448	5.165

Fonte dei dati: agri.istat.it.

Tab. A.2. Confronto rendimenti di Scala

Regione	Anno	VRS	NIRS	CRS
Piemonte	2003	1.761	1.761	1.949
Piemonte	2005	1.556	1.556	1.843
Piemonte	2007	1.391	1.391	1.633
Piemonte	2013	1.137	1.137	1.424
Valle d'Aosta	2003	1.000	1.772	1.772
Valle d'Aosta	2005	1.000	3.272	3.272
Valle d'Aosta	2007	1.000	1.554	1.554
Valle d'Aosta	2013	1.000	1.691	1.691
Lombardia	2003	1.081	1.081	1.228
Lombardia	2005	1.063	1.063	1.120
Lombardia	2007	1.321	1.321	1.372
Lombardia	2013	1.000	1.000	1.000
Liguria	2003	1.185	1.738	1.738
Liguria	2005	1.169	1.999	1.999
Liguria	2007	1.167	1.707	1.707
Liguria	2013	1.000	1.000	1.000
Bolzano	2003	1.981	2.100	2.100
Bolzano	2005	1.736	1.821	1.821
Bolzano	2007	1.351	1.382	1.382
Bolzano	2013	1.000	1.000	1.000
Trento	2003	1.408	1.748	1.748
Trento	2005	1.562	1.895	1.895
Trento	2007	1.035	1.112	1.112
Trento	2013	1.168	1.279	1.279
Veneto	2003	1.223	1.223	1.340
Veneto	2005	1.267	1.267	1.498
Veneto	2007	1.230	1.230	1.374
Veneto	2013	1.000	1.000	1.096
Friuli Venezia Giulia	2003	1.759	2.106	2.106
Friuli Venezia Giulia	2005	1.682	1.900	1.900
Friuli Venezia Giulia	2007	1.722	2.044	2.044

Regione	Anno	VRS	NIRS	CRS
Friuli Venezia Giulia	2013	1.302	1.483	1.483
Emilia-Romagna	2003	1.588	1.588	1.881
Emilia-Romagna	2005	1.604	1.604	1.877
Emilia-Romagna	2007	1.461	1.461	1.657
Emilia-Romagna	2013	1.147	1.147	1.293
Toscana	2003	1.884	1.884	2.157
Toscana	2005	1.609	1.609	1.963
Toscana	2007	1.929	1.929	2.129
Toscana	2013	1.713	1.713	1.816
Umbria	2003	2.026	2.149	2.149
Umbria	2005	2.472	2.695	2.695
Umbria	2007	2.970	3.317	3.317
Umbria	2013	2.067	2.269	2.269
Marche	2003	3.528	3.765	3.765
Marche	2005	4.339	4.922	4.922
Marche	2007	2.755	2.881	2.881
Marche	2013	2.109	2.195	2.195
Lazio	2003	2.325	2.325	2.579
Lazio	2005	2.273	2.273	2.458
Lazio	2007	2.117	2.117	2.330
Lazio	2013	1.879	1.893	1.893
Abruzzo	2003	3.207	3.451	3.451
Abruzzo	2005	3.021	3.136	3.136
Abruzzo	2007	2.278	2.278	2.292
Abruzzo	2013	2.923	3.064	3.064
Molise	2003	2.424	2.831	2.831
Molise	2005	2.796	3.514	3.514
Molise	2007	2.459	3.145	3.145
Molise	2013	1.606	1.865	1.865
Campania	2003	1.825	1.825	2.257
Campania	2005	1.372	1.372	1.783
Campania	2007	1.193	1.193	1.615
Campania	2013	1.268	1.268	1.677

Regione	Anno	VRS	NIRS	CRS
Puglia	2003	2.089	2.089	2.646
Puglia	2005	2.561	2.561	2.925
Puglia	2007	2.478	2.478	2.814
Puglia	2013	1.006	1.006	1.802
Basilicata	2003	3.304	3.442	3.442
Basilicata	2005	3.049	3.211	3.211
Basilicata	2007	3.154	3.339	3.339
Basilicata	2013	1.507	1.570	1.570
Calabria	2003	2.920	2.920	2.992
Calabria	2005	2.172	2.172	2.337
Calabria	2007	2.184	2.184	2.341
Calabria	2013	1.000	1.000	1.430
Sicilia	2003	1.299	1.299	2.194
Sicilia	2005	1.191	1.191	2.155
Sicilia	2007	1.551	1.551	2.589
Sicilia	2013	1.000	1.000	1.624
Sardegna	2003	2.129	2.133	2.133
Sardegna	2005	3.516	3.842	3.842
Sardegna	2007	1.434	1.434	2.030
Sardegna	2013	1.657	1.669	1.669

Fonte dei dati: agri.istat.it.

Tab. A.3. Efficienza-Attività Annesse

Regione	2007		2013	
	Attività Annesse	No Attività Annesse	Attività Annesse2	No Attività Annesse3
Piemonte	1.179	-	1.287	-
Valle d'Aosta	1.263	-	1.269	-
Lombardia	1.256	-	1.264	-
Liguria	-	1.260	1.265	-
Bolzano	1.227	-	1.274	-
Trento	-	1.231	1.334	-
Veneto	-	1.185	-	1.158
Friuli Venezia Giulia	1.456	-	1.505	-
Emilia-Romagna	-	1.157	1.315	-
Toscana	1.417	-	1.962	-
Umbria	2.437	-	-	2.307
Marche	-	2.208	-	2.324
Lazio	-	1.674	-	2.141
Abruzzo	-	1.882	-	3.415
Molise	-	2.487	-	1.849
Campania	-	1.202	-	1.457
Puglia	-	1.886	-	1.163
Basilicata	-	2.829	-	1.623
Calabria	-	1.695	-	1.220
Sicilia	-	1.235	-	1.250
Sardegna	1.255	-	1.915	-
Media	1.436	1.687	1.439	1.810

Fonte dei dati: agri.istat.it.

Tab. A.4. Efficienza - Utilizzo di Energia Rinnovabile - Anno 2013

Regione	Utilizzo abbondante di energia rinnovabile	Utilizzo scarso di energia rinnovabile
Piemonte	1.287	-
Valle d'Aosta	1.269	-
Lombardia	1.264	-
Liguria	-	1.265
Bolzano	1.274	-
Trento	1.334	-
Veneto	1.158	-
Friuli Venezia Giulia	1.505	-
Emilia-Romagna	1.315	-
Toscana	1.962	-
Umbria	-	2.307
Marche	-	2.324
Lazio	-	2.141
Abruzzo	-	3.415
Molise	-	1.849
Campania	-	1.457
Puglia	-	1.163
Basilicata	-	1.623
Calabria	-	1.220
Sicilia	-	1.250
Sardegna	-	1.915
Media	1.374	1.827

Fonte dei dati: agri.istat.it

Tab. A.5. Efficienza - Utilizzo di Dispositivi Informatici - Anno 2007

Regione	Utilizzo diffuso di apparecchiature informatiche	Utilizzo non diffuso di apparecchiature informatiche
Piemonte	1.179	-
Valle d'Aosta	-	1.263
Lombardia	1.256	-
Liguria	-	1.260
Bolzano	1.227	-
Trento	1.231	-
Veneto	1.185	-
Friuli Venezia Giulia	1.456	-
Emilia-Romagna	1.157	-
Toscana	1.417	-
Umbria	-	2.437
Marche	-	2.208
Lazio	-	1.674
Abruzzo	-	1.882
Molise	-	2.487
Campania	-	1.202
Puglia	-	1.886
Basilicata	-	2.829
Calabria	-	1.695
Sicilia	-	1.235
Sardegna	-	1.255
Media	1.263	1.793

Fonte dei dati: agri.istat.it.