

Un modello di frontiera stocastica per la valutazione dell'efficienza tecnica. Una applicazione agli allevamenti bovini da carne del Veneto

1 - INTRODUZIONE

L'analisi dell'efficienza tecnica riveste, già dagli anni sessanta, un ruolo centrale nella valutazione dei risultati produttivi delle imprese del settore agricolo, come emerge dall'esame della letteratura teorica (Murillo-Zamorano, 2004) e applicativa in ambito economico-agrario (Battese, 1992 e Maietta, 1992). Le basi teoriche di questo filone di ricerca sono comunemente attribuite al contributo di Farrell (1957) a partire dal quale furono successivamente sviluppati i modelli di frontiera. In questa ottica un produttore è tecnicamente efficiente quando, per un dato livello di impiego degli input, massimizza il livello degli output (orientamento *output-increasing*) oppure, per un dato livello di produzione, minimizza l'impiego degli input (orientamento *input-reducing*) (Koopmans, 1951). In particolare, nel caso di un orientamento *output-increasing*, l'inefficienza tecnica è rappresentata dalla distanza fra la produzione osservata e la frontiera di produzione descritta dall'insieme dei risultati produttivi efficienti ottenibili dall'impiego dei diversi livelli degli input.

La stima della frontiera di produzione può essere realizzata sia attraverso un approccio parametrico che non parametrico. Sulla base di un approccio parametrico la letteratura ha sviluppato dapprima un modello deterministico, con Aigner e Chu (1968) e Timmer (1971), e successivamente un modello stocastico, con le proposte di Aigner, Lovell e Schmidt (1977), Meeusen e van den Broeck (1977) e Battese e Corra (1977).

Nonostante la disponibilità di questi strumenti metodologici, fino all'inizio degli anni ottanta l'attenzione della ricerca economico-agra-

Samuele Trestini è assegnista di ricerca presso il Dipartimento Territorio e Sistemi Agro-Forestali dell'Università degli Studi di Padova.

L'autore desidera ringraziare gli anonimi referees per gli utili suggerimenti forniti, tuttavia la responsabilità di quanto scritto rimane dell'autore.

ria italiana si è concentrata prevalentemente sugli studi di produttività piuttosto che su quelli di efficienza. Questo tema è stato oggetto di numerosi contributi che spaziano dalle indagini sugli indici di efficienza (Prestamburgo, 1971), all'analisi reddito-fattore (Cosentino, 1977) fino alla valutazione dei rapporti tra la crescita della produttività delle risorse e la crescita economica a vari livelli (settoriale, territoriale, aziendale) (Lechi, 1970; Barbero, 1974; Pennacchi, 1985; Rizzi, 1981; Sabbatini, 1983; Pierani, 1989). Sebbene le misure di produttività forniscano interessanti indicazioni del rapporto input-output di un processo produttivo, permettendo di valutare la sua evoluzione temporale e spaziale, esse non tengono conto di quanto questo rapporto sia lontano dal livello ottimale (Coelli, Rahaman, Thirtle, 2002; Idda *et al.*, 2004), attribuendo i cambiamenti osservati all'introduzione del progresso tecnico (Grosskopf, 1993). Diversi valori di produttività, infatti, possono essere attribuiti da un lato a un diverso livello di efficienza e dall'altro agli effetti del progresso tecnologico (Maietta, 1992). Solo la letteratura della seconda metà degli anni ottanta sposta l'attenzione verso l'analisi dell'efficienza tecnica mediante l'applicazione dell'approccio di frontiera.

Gli sviluppi che seguirono propongono metodologie che, oltre a stimare il valore dell'inefficienza, cercano di spiegare anche i rapporti esistenti fra i risultati produttivi ottenuti e le caratteristiche strutturali, organizzative, socio-economiche e ambientali in cui l'imprenditore opera le scelte di gestione (Wang, Schmidt, 2002). In risposta a tali obiettivi, Battese e Coelli (1995) propongono una metodologia consistente in cui l'efficienza tecnica è espressa come funzione di un vettore di variabili che descrivono le caratteristiche specifiche dell'impresa. Negli anni successivi questa metodologia è stata utilizzata anche nella letteratura italiana con applicazioni al settore agricolo, di Maietta (1998) e Madau (2005), e a quello dell'agro-industria, di Idda e Madau (2002). Questa metodologia riveste particolare interesse per i settori in cui gli aspetti produttivi hanno un ruolo rilevante nel determinare la competitività delle imprese e dove il mercato ha una connotazione concorrenziale e il ruolo dell'intervento pubblico è significativo (Idda, Madau, 2002).

Il presente studio propone l'analisi dell'efficienza tecnica di un *panel* sbilanciato di imprese agricole del Veneto, impegnate nell'allevamento del bovino da carne, ricavate dalla mini-banca dati RICA con riferimento al periodo 1980-2000. Il Veneto riveste in questo comparto, che fa principalmente riferimento all'allevamento del vitellone da carne, un ruolo da protagonista a livello nazionale. In Ve-

neto, a fronte di una produzione regionale complessiva di carne bovina che rappresenta nel 2004 circa il 14,2% del valore di quella nazionale, si alleva, infatti, circa il 35% della mandria nazionale di bovini maschi di età compresa fra 1 e 2 anni. Ciò denota un orientamento produttivo che privilegia la produzione specializzata da carne rispetto a quella secondaria derivante dagli allevamenti bovini da latte. Il comparto sta inoltre percorrendo una fase di forte riorganizzazione e la struttura delle aziende appare molto modificata nel corso dell'ultimo decennio (Boatto *et al.*, 2004). L'analisi comparativa dei Censimenti Generali dell'Agricoltura del 1990 e del 2000 indica una forte emorragia di piccole imprese e un tendenziale aumento della dimensione media degli allevamenti. Tale evoluzione è confermata anche dall'indagine ISTAT sulle strutture riferita al 2003. Tuttavia, nonostante questa profonda modificazione nella struttura degli allevamenti e le gravi crisi di mercato seguite alla comparsa dei casi di BSE nel 1996 e nel 2000, la capacità produttiva del comparto non appare compromessa.

L'interesse nella valutazione dell'efficienza di questo comparto produttivo risiede, oltre che nell'importanza economica, anche nella carenza di applicazioni specifiche. Dal punto di vista metodologico il lavoro propone di modellare un sistema di allevamento specializzato, tipico del Nord Italia, che si differenzia nettamente dai sistemi continentali sia per la stabulazione in stalla, che per la specializzazione nella fase finale di accrescimento e ingrasso degli animali. Si vuole inoltre estendere all'allevamento bovino da carne l'analisi dell'efficienza mediante l'uso della banca dati RICA, come già proposto per l'allevamento bovino da latte da Maietta (1998).

Il lavoro presenta quindi la valutazione dei risultati produttivi degli allevamenti veneti del bovino da carne attraverso la stima del livello di efficienza tecnica e delle variabili che ne influenzano il valore. Esso evidenzia, per questo comparto – generalmente più intensivo rispetto ai sistemi continentali e ritenuto, in ambito comunitario, critico in termini di benessere animale e ed impatto ambientale – alcune delle soluzioni potenzialmente in grado di produrre un recupero di efficienza e, allo stesso tempo, i limiti ad esse associati nel caso in cui gli orientamenti individuati non risultino facilmente percorribili. Queste indicazioni potrebbero essere di indirizzo per l'applicazione di strumenti semplificati di controllo della gestione dell'impresa finalizzati ad un recupero di efficienza e/o di programmazione, in sede di formulazione delle politiche, da parte dei *policy maker* (Lovell, 1993).

2 - I MODELLI DI FRONTIERA STOCASTICA PER LA STIMA DELL'EFFICIENZA TECNICA

Gli approcci parametrici per la stima delle funzioni di frontiera si distinguono in modelli deterministici e in modelli stocastici. I primi, definiti modelli a "frontiera piena", racchiudono (involuppano) tutte le osservazioni e valutano l'inefficienza tecnica come la distanza tra la produzione osservata e la produzione massima, definita dalla frontiera e dalla tecnologia disponibile. Il termine di inefficienza include quindi tutte le deviazioni osservate dalla frontiera. Ne consegue che fattori esterni, quali il clima, eventi straordinari, oltre che gli errori nella specificazione del modello e i fattori omessi, entrano nel computo dell'inefficienza e possono distorcerne la stima.

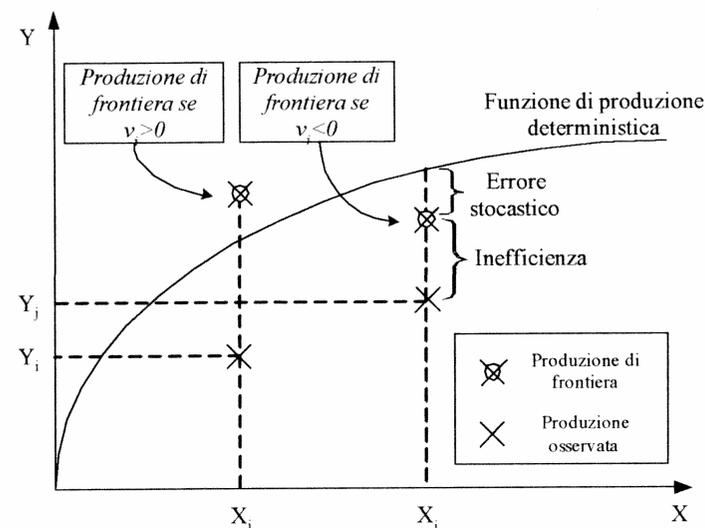
Questo limite è superato dall'applicazione dei modelli di frontiera stocastica nei quali i fattori non controllabili dal decisore sono definiti da un termine di errore randomizzato che si distribuisce in modo indipendente dal termine di inefficienza tecnica. Aigner, Lovell e Schmidt (1977), Meeusen e van den Broeck (1977) e Battese e Corra (1977) proposero contemporaneamente un modello di frontiera stocastica che, oltre ad incorporare il termine di efficienza, includeva anche gli effetti esogeni che non sono controllabili dall'unità decisionale. Per il caso di una funzione Cobb-Douglas, la frontiera di produzione stocastica *single-output* per l'impresa *i-ma* che utilizza N fattori della produzione può essere così rappresentata:

$$(1) \quad \ln Y_i = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln X_{ni} + v_i - u_i$$

Dove il termine $v_i - u_i$ è un residuo composto in cui rappresenta l'errore casuale (o rumore statistico) che si distribuisce in modo identico e indipendente da u_i che rappresenta il termine di inefficienza tecnica.

Un modello di frontiera di produzione stocastica è rappresentato su un piano bidimensionale dalla figura 1 dove l'asse delle ascisse descrive il livello degli input e l'asse delle ordinate quello degli output. La componente deterministica della funzione di produzione è rappresentata, nell'ipotesi di economie decrescenti di scala, dalla linea continua. Nel grafico sono rappresentati i livelli di input utilizzati da due unità decisionali, x_i e x_j per ottenere i due livelli produttivi osservati, y_i e y_j , e livello dell'output di frontiera. Il valore dell'output di frontiera si può collocare al di sopra o al di sotto della funzione di produzione deterministica a seconda che l'errore stocastico sia rispettivamente maggiore o minore di zero.

FIG. 1 - Rappresentazione di una frontiera di produzione stocastica



Con riferimento al termine di errore asimmetrico (u_i), la letteratura propone numerose ipotesi di distribuzione, fra cui le più usate sono la normale a metà, l'esponenziale e la troncata dal basso a zero. Il modello di frontiera stocastica, qualora applicato a dati *panel*, permetterebbe di evitare di assumere a priori la forma di distribuzione dell'inefficienza (Murillo-Zamorano, 2004). Tuttavia, se questa è nota, è possibile applicare uno stimatore di massima verosimiglianza che garantisce una maggiore efficienza nella stima del modello. Pitt e Lee (1981) che applica il modello di Aigner, Lovell e Schmidt (1977) al caso dei dati *panel* nell'ipotesi di una distribuzione dell'inefficienza come normale a metà. Kumbhakar (1987) e Battese e Coelli (1988) estesero il modello di Pitt e Lee (1981) all'ipotesi di una distribuzione normale troncata di u_i . Tale assunzione è più generale di quella di una normale a metà perché, permettendo lo spostamento della moda di u_i dallo zero, include l'ipotesi che la maggioranza delle osservazioni possa distribuirsi lontano dalla frontiera efficiente. Battese, Coelli, Colby (1989), infine, estesero l'applicazione dello stimatore di massima verosimiglianza anche al caso di *panel* sbilanciati.

I modelli descritti in precedenza risultano consistenti nella stima dei livelli di efficienza, ma non consentono di spiegare il valore dell'efficienza sulla base di variabili specifiche dell'impresa. Per questo alcuni autori hanno proposto il cosiddetto metodo a "due stadi" in cui il va-

lore dell'inefficienza è spiegato, mediante una regressione, da una serie di variabili esplicative (Kalirajan, 1981; Pitt, Lee, 1981). Tale approccio risulta, tuttavia, in contraddizione con le assunzioni di indipendenza con cui, nel "primo stadio", viene stimata la funzione di frontiera (Battese, Coelli, 1995).

In alternativa al metodo a "due stadi" diversi autori hanno proposto nuove soluzioni con lo scopo di incorporare, fin dalla fase di stima della frontiera, anche la stima dei coefficienti delle variabili che influenzano il livello di inefficienza. Il lavoro di Deprins e Simar (1989), Reifschneider e Stevenson (1991) e Huang e Liu (1994), sfociarono nel lavoro di Battese e Coelli (1995) dove si propone un modello, applicato a dati *panel*, nel quale la stima della frontiera di produzione e delle variabili che spiegano l'inefficienza sono realizzate in un unico stadio. La funzione di frontiera stocastica è rappresentata come segue:

$$(2) \quad y_{it} = f(x_{it}, \beta) \exp\{v_{it} - u_{it}\} \text{ con } v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2) \text{ e } u_{it} \sim |N(z_{it}\delta, \sigma_u^2)|$$

dove z_i rappresenta il vettore delle variabili esplicative dei livelli di inefficienza dell'impresa i al tempo t e δ è il vettore dei coefficienti ignoti associati.

Il termine u_i si distribuisce come una funzione normale con media $z_{it}\delta$ troncata a zero tale che:

$$(3) \quad u_{it} = z_{it}\delta + w_{it} \text{ con } w_{it} \sim |N(0, \sigma^2)|$$

ottenuta troncando una distribuzione normale e con media zero in modo da rendere u_{it} non negativo. Il punto di troncamento è pari $-z_{it}\delta$ con $w_{it} \geq -z_{it}\delta$. L'efficienza tecnica dell'azienda i al tempo t risulta:

$$(4) \quad ET_{it} = \exp\{-u_{it}\} = \exp\{-z_{it}\delta - w_{it}\}$$

dove la stima di u_i è condizionata alle assunzioni del modello.

Il modello Battese e Coelli (1995) incorpora una metodologia in buona parte già presentata da Huang e Liu (1994) che applicava questo approccio al caso di dati *cross-section* spiegando l'inefficienza oltre che con un vettore sia di variabili z_i , anche con variabili di interazione fra le z_i e le variabili x_{it} del modello di frontiera. Questo modello è definito come non-neutrale ed il valore dell'inefficienza è spiegato come:

$$(5) \quad u_{it} = z_{it}\delta + z_{it}^* \delta^* + w_{it}$$

dove:

z_{it}^* = vettore delle variabili di interazione tra z_i e x_{it} ;

δ^* = vettore di coefficienti ignoti.

La presenza di variabili di interazione tra x_{it} e z_i , fa in modo che il livello di impiego dei fattori abbia un effetto non-neutrale sul livello di produzione che dipende sia dall'elasticità della produzione rispetto agli input (*frontier elasticity* o elasticità della *best practice production*) che dall'effetto della elasticità sull'inefficienza tecnica. Il modello di efficienza può essere ulteriormente generalizzato rilasciando l'ipotesi di costanza della varianza del termine di inefficienza, che viene spiegata come funzione di variabili esogene (z_i) (Reifschneider, Stevenson, 1991) tale che:

$$(6) \quad \sigma_{u_{it}}^2 = \sigma_{u_0}^2 + g(z_i, \delta)$$

Questa ipotesi permette di correggere la stima del modello di inefficienza per una eteroschedasticità incorporando l'influenza di variabili esogene sulla varianza dell'inefficienza.

3 - SPECIFICAZIONE DEL MODELLO EMPIRICO

Il modello di efficienza tecnica proposto si basa sulla stima di una frontiera di produzione stocastica *single-output* di un *panel* sbilanciato di imprese. La funzione di frontiera stocastica è approssimata da una specificazione funzionale tipo Cobb-Douglas in cui sono impiegati N fattori tale che:

$$(7) \quad \ln(y_{it}) = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln x_{nit} + \zeta_1 T + v_{it} - u_{it}$$

Il termine di errore v_{it} ha una distribuzione normale con media zero e raccoglie l'effetto sulla produzione di tutti i fattori sui quali l'imprenditore non ha nessuna capacità di controllo (fattori climatici, eventi imprevedibili, ecc.) oltre che gli errori di misura delle variabili esogene del modello e le variabili ignote non introdotte nel modello. Il secondo termine di errore, u_{it} , si distribuisce in modo asimmetrico come una normale troncata e in modo indipendente rispetto a v_{it} .

Il termine u_{it} che coglie il livello di inefficienza, è funzione di due gruppi di variabili specifiche dell'impresa: il primo è un vettore di variabili indipendenti dalla frontiera di produzione (z_{it}) e il secondo è un vettore di variabili correlate con la frontiera di produzione (z_{it}^*):

$$(8) \quad u_{it} = \delta_0 + \sum_{k=1}^K \delta_k z_{kit}^* + \sum_{m=1}^M \delta_m z_{mit} + \sum_{t=1}^T \delta_t D_t$$

dove:

- δ_k , rappresenta il vettore dei parametri incogniti da stimare delle variabili correlate alla frontiera di produzione;
- δ_m , rappresenta il vettore dei parametri delle variabili specifiche dell'impresa;
- δ_t , rappresenta il vettore dei parametri delle variabili *dummy* temporali.

Il modello che spiega l'inefficienza si ritiene concettualmente riconducibile, per la parte non-neutrale, al modello proposto da Huang e Liu (1994). Questo modello non è risultato applicabile fedelmente al caso preso in esame. Il gruppo di variabili correlate agli input è quindi frutto di una scelta ragionata fra quelle proposte in letteratura, riasunte nella tabella A1 dell'Appendice.

Si ipotizza inoltre la presenza di eteroschedasticità della varianza del termine di inefficienza (σ_{u_i}) tale che:

$$(9) \quad \sigma_{u_i}^2 = \exp\left(\theta_0 + \sum_{m=1}^M \theta_m z_{mit}\right)$$

dove θ_m rappresenta il vettore dei parametri delle variabili specifiche dell'impresa.

L'approccio della frontiera stocastica permette di stimare per ogni singola osservazione il valore di u_i . Il valore dell'efficienza individuale è poi calcolato, con riferimento a Battese e Coelli (1988), come:

$$(10) \quad \exp(-E[u_{it} | e_{it}])$$

Il modello empirico proposto coniuga l'approccio di Battese e Coelli (1995) a quello eteroschedastico nella distribuzione del termine di inefficienza di Reifschneider e Stevenson (1991), e permette di discutere l'ipotesi di un effetto non-neutrale degli input sul livello di efficienza tecnica, considerando la loro interazione con altre variabili specifiche

aziendali¹. Questa specificazione vuole essere una generalizzazione di diversi modelli presentati in letteratura che sussistono qualora vengano soddisfatti dei casi particolari (restrizioni).

Nell'ipotesi che $\delta_k = \delta_m = \delta_t = 0$, e quindi nel caso di una distribuzione normale troncata del termine di inefficienza e la presenza di un effetto di eteroschedasticità, il modello è riconducibile a quello di Reifschneider e Stevenson (1991).

Qualora $\theta_m = \delta_k = 0$ ci si riferisce al tipico modello di inefficienza tecnica proposto da Battese e Coelli (1995) con regressori dell'inefficienza indipendenti dalla funzione di produzione.

Nell'ipotesi in cui $\theta_m = 0$ il modello è riconducibile a uno omoschedastico con presenza di regressori non-neutrali del termine di inefficienza.

Se $\theta_m = \delta_k = \delta_m = \delta_t = 0$ e u_i si distribuisce come una normale troncata, ci troviamo in assenza di eteroschedasticità e senza una funzione degli effetti di efficienza come nel caso del modello di Stevenson (1980).

Se $\theta_m = \delta_k = \delta_m = \delta_t = 0$ ed il termine di inefficienza si distribuisce come una normale a metà anziché come una normale troncata, siamo nel caso del modello di Aigner, Lovell e Schmidt (1977).

4 - ANALISI DELL'EFFICIENZA TECNICA DEGLI ALLEVAMENTI DEL BOVINO DA CARNE IN VENETO

Il campione preso in esame è ricavato dalla mini-banca dati RICA del Veneto nel periodo 1980-2000. Le imprese selezionate rappresentano quelle in cui l'allevamento bovino da carne risulta l'unica attività di allevamento presente² e in cui il valore della produzione lorda di questa attività³ è pari almeno ai due terzi del valore della produzione totale. Questi criteri permettono da un lato di poter attribuire al processo di allevamento i fattori della produzione impiegati (lavoro e capitali) e dall'altro di analizzare, fra le attività zootecniche, il processo di allevamento del bovino da carne. La funzione di frontiera è stimata

¹ Un modello empirico analogo è stato proposto da Karagiannis e Tzouvelekas (2005) in cui però le z_{it}^* coincidono con i regressori della frontiera, in accordo con Huang e Liu (1994).

² Sono state escluse le imprese in cui il contributo al valore della produzione lorda delle attività zootecniche diverse dal bovino da carne è superiore al 5%.

³ Il valore della produzione lorda in per l'allevamento bovino da carne è indicato nella banca dati RICA come utile lordo di stalla.

con uno stimatore di massima verosimiglianza usando un *panel* sbilanciato di 487 osservazioni, mediante il software Limdep 8.0.

Le variabili esplicative del valore della produzione lorda dell'allevamento bovino da carne è spiegata utilizzando le variabili della tabella 1, ossia il valore del servizio del capitale fondiario, il valore del servizio del capitale di esercizio⁴ e la quantità di lavoro impiegato in azienda. È stata inoltre inserita una variabile che cattura l'effetto del progresso tecnologico e che assume valori progressivi dal 1980 al 2000.

Il valore del bestiame non è stato inserito come regressore del valore della produzione in quanto la mandria, rappresentata da animali da ingrasso, è da considerarsi come bene in attesa di vendita e non come capitale bestiame (INEA, 2000), mentre l'interesse sul suo valore è stato considerato nella determinazione del servizio del capitale di esercizio.

Una prima specificazione del modello ha previsto l'utilizzo dei consumi intermedi quale regressore della frontiera di produzione. Questa specificazione, applicata al campione, non ha permesso di individuare asimmetria nei residui⁵. Alla luce delle valutazioni condotte sul modello si ritiene che questo problema sia da attribuire all'elevata correlazione dei consumi intermedi con il valore della produzione lorda, piuttosto che all'assenza di un effetto di inefficienza tecnica⁶. Si è pertanto scelto di escludere tale variabile dal modello.

Le variabili utilizzate per spiegare il valore dell'inefficienza tecnica sono scelte sulla base delle proposte in letteratura tenendo però conto delle specificità del comparto, per il quale non sono note applicazioni simili (tab. A1). Le variabili inserite nel modello per spiegare l'inefficienza tecnica delle imprese del campione sono descritte nel seguito.

⁴ Tutti i valori sono espressi a prezzi costanti 1980.

⁵ La procedura di stima della frontiera di produzione stocastica, ai fini della valutazione dell'inefficienza, ricerca la presenza di asimmetrie nei residui per poter segregare il termine di errore stocastico (v_i) dal termine di errore asimmetrico associato all'inefficienza (u_i).

⁶ Tale specificazione ha permesso di individuare una asimmetria nei residui solo nel caso in cui il vincolo di specializzazione della produzione, 2/3 della produzione lorda derivante dall'allevamento bovino da carne, venisse rilasciato. In questo caso i livelli di correlazione sono apparsi molto elevati generando nella stima dei coefficienti valori nelle t-student superiori a 30 per il coefficiente associato al valore del bestiame e prossimi a 100 per i consumi intermedi, mentre non sono risultati significativi i coefficienti delle variabili dei capitali e del lavoro.

TAB. 1 - Variabili della funzione di frontiera stocastica e del termine di inefficienza

Parametro	Variabile	Descrizione
β_m		Regressori Frontiera di Produzione
β_{SKFO}	SKFO	Servizio del Capitale Fondiario (euro base 1980)
β_{SKES}	SKES	Servizio del Capitale di Esercizio (euro base 1980)
β_{LAV}	LAV	Ore di lavoro impiegate
β_T	T	Tempo
δ_e		Regressori non-neutrali del termine di inefficienza
δ_{FAB}	FAB	Valore degli ammortamenti dei fabbricati per UBA (euro base 1980)
δ_{LAV}	ULAV	Impiego di ore di lavoro per UBA
δ_{LAVF}	LAVF	Percentuale del lavoro non retribuito (familiare)
δ_m, θ_m		Regressori esterni del termine di inefficienza e della sua varianza
δ_{PL}, θ_{PL}	PL	Produzione lorda da bovini da carne per UBA allevata (euro base 1980)
$\delta_{UBA}, \theta_{UBA}$	UBA	Numero di UBA allevate
$\delta_{Q_MANG}, \theta_{Q_MANG}$	Q_MANG	Quota di mangimi acquistati sul totale mangimi
$\delta_{Q_FOR}, \theta_{Q_FOR}$	Q_FOR	Quota di foraggi sul totale alimenti
δ_t		Regressori temporali del termine di inefficienza
δ_{POLICY}	POLICY	Dummy Riforma della PAC ("1" dal 1993 e "0" nei precedenti)

Fra le variabili correlate alla frontiera di produzione, FAB e LAV individuano l'intensità di utilizzo degli input per UBA (Unità Bovine Adulte) come proposto rispettivamente da Hallam e Machado (1996) e Ahmad e Bravo-Ureta (1996)⁷. FAB rappresenta un indice del valore dei fabbricati per UBA espresso come valore dell'ammortamento del fabbricato rapportato alla consistenza media della mandria espressa in UBA, mentre LAV descrive le ore di lavoro impiegate in azienda per UBA. Una variazione dell'impiego complessivo del lavoro, a parità delle altre condizioni, si ritiene abbia effetto sia sul livello della produzione efficiente che sul livello di efficienza, tanto maggiore quanto più basso è il numero di UBA allevate. Considerazioni analoghe si associano anche alla variazione dell'investimento in fabbricati. La variabile LAVF, descrive la quota di lavoro fornita dai familiari sul totale del lavoro impiegato e permette di cogliere l'importanza relativa delle diverse tipologie di lavoro impiegato, dando anche delle indicazioni sulla sua qualità (Moreira *et al.*, 2004; Weersink, Turvey, Godah 1990).

⁷ I due lavori, cui si riferisce, non commentano l'effetto non-neutrale delle variabili considerate. Essi, infatti, applicano un modello a "due stadi" in cui l'efficienza è spiegata da una serie di variabili mediante una regressione o con una misura di correlazione. Tale approccio è ritenuto non consistente dopo Battese e Coelli (1995).

In accordo con Weersink, Turvey, Godah (1990), fra le variabili indipendenti dalla frontiera di produzione è stata introdotta la variabile Q_MANG, che descrive la quota di alimenti concentrati (mangimi) acquistati, e la variabile Q_FOR, che descrive la quota del costo totale degli alimenti impiegati (acquistati e reimpiegati) rappresentata dai foraggi (acquistati e reimpiegati). Queste variabili dipendono, da un lato (Q_MANG) dalla disponibilità di superfici coltivabili e dalla scelta di destinare queste alla coltivazione di cereali o di foraggi, e dall'altro (Q_FOR) dalla tipologia genetica degli animali allevati e dagli accrescimenti ponderali giornalieri ricercati, oltre che dalla fase dell'allevamento in cui opera l'impresa. La variabile PL rappresenta il rapporto fra il valore della produzione lorda di carne e le UBA mediamente presenti nell'allevamento. Il suo valore si ritiene sia legato alle caratteristiche genetiche degli animali impiegati, alla qualità della carne che sono in grado di fornire, al grado di intensivizzazione dell'allevamento oltre che alla capacità di gestione dell'allevamento. In modo simile, Giacomelli (1987) e Weersink, Turvey, Godah (1990), con riferimento all'allevamento bovino da latte, usano la resa per capo come indice della qualità genetica e della capacità di gestione dell'allevamento da parte del conduttore. La variabile UBA descrive la dimensione media della mandria espressa in UBA per cogliere l'effetto della scala sul livello di efficienza dell'impresa. La dimensione della mandria è stata ampiamente utilizzata in letteratura per spiegare il livello di efficienza tecnica come nei lavori di Boatto (1987), Weersink, Turkey, Godah, (1990) e Ahmad e Bravo-Ureta (1996). Una *dummy* temporale, POLICY, è stata inserita per valutare l'effetto della riforma della PAC di McSharry sul livello di efficienza.

Nell'ambito della mini-banca dati RICA utilizzata non sono disponibili le informazioni sull'età del conduttore, sul suo livello di educazione, sull'accesso a sovvenzioni o sull'appartenenza a forme associative, che risultano invece ampiamente utilizzate in letteratura.

Le variabili inserite nel modello eteroschedastico sono le stesse z_{mit} inserite nel modello di inefficienza che soddisfano l'ipotesi di indipendenza rispetto ai regressori della frontiera.

I coefficienti ottenuti attraverso la stima ad "uno stadio" della frontiera di produzione sono riportati nella tabella 3. Al fine di verificare la significatività del modello empirico stimato si propone una serie di test di ipotesi per modelli alternativi (tab. 2) basati sul *Generalised Likelihood Ratio*:

$$(11) \quad \lambda = -2 \ln \Lambda = -2 \left[\ln \frac{L(H_0)}{L(H_1)} \right] = -2 [\ln L(H_0) - \ln L(H_1)]$$

dove $L(H_0)$ è il valore di massima verosimiglianza del modello stimato con la formulazione prevista dall'ipotesi nulla (modello con le restrizioni), e $L(H_1)$ è il valore di massima verosimiglianza della stima condotta secondo l'ipotesi alternativa⁸. Il test di ipotesi sulla significatività della costante della funzione della media dell'inefficienza e in quella della varianza non è stato condotto ed è stata assunta l'ipotesi nulla di assenza di una costante in quanto la stima del modello con $\delta_0 \neq 0$ e/o con $\theta_t \neq 0$ risultano singolari⁹.

L'ipotesi nulla che $\theta_m = \delta_k = \delta_m = \delta_t = 0$, è stata rifiutata con una significatività del 5% accettando l'ipotesi che esiste un effetto di inefficienza tecnica nel modello stimato. L'ipotesi di una assenza di effetti eteroschedastici nel descrivere la varianza, $\theta_m = 0$, è stata rifiutata con un livello di significatività del 5% in favore di un modello che prevede una frontiera di produzione eteroschedastica e non-neutrale. Le ipotesi che $\theta_m = \delta_k = 0$ e che $\delta_k = 0$ sono state entrambe rifiutate con un livello di significatività del 5%, permettendo di affermare, rispettivamente, che il modello neutrale e omoschedastico negli effetti dell'inefficienza (Battese, Coelli, 1995) e quello eteroschedastico, sono meno attendibili rispetto al più generale modello non-neutrale e eteroschedastico. Viene infine rifiutata anche l'ipotesi che $\delta_n = \delta_m = \delta_t = 0$ con un livello di significatività del 5%, permettendo di rifiutare il modello eteroschedastico a distribuzione normale del termine di inefficienza.

TAB. 2 - Test di ipotesi per il modello empirico di frontiera stocastica

Ipotesi Nulla	Val. critico ()	Decisione	
$\theta_m = \delta_k = \delta_m = \delta_t = 0$	321,72	= 21,03	Rifiutata
$\theta_m = 0$	30,17	9,49	Rifiutata
$\theta_m = \delta_k = 0$	247,50	14,07	Rifiutata
$\delta_n = 0$	99,08	7,81	Rifiutata
$\delta_k = \delta_m = \delta_t = 0$	625,13	15,51	Rifiutata
$\delta_0 = 0$	Per $\delta_0 \neq 0$ la stima è singolare		Accettata
$\theta_0 = 0$	Per $\theta_0 \neq 0$ la stima è singolare		Accettata

In conclusione i test proposti permettono di affermare che, per il campione considerato, il termine di inefficienza è statisticamente signi-

⁸ Il valore del parametro statistico λ è approssimato da una distribuzione Chi-quadrato con un numero di gradi di libertà pari al numero delle restrizioni applicate.

⁹ La possibilità di omettere la costante è un approccio generalmente accettato in letteratura e giustificato dalla sensibilità del modello di frontiera stocastica alle caratteristiche delle variabili introdotte (Maietta, 1998).

ficativo nello spiegare parte della variabilità del livello degli output e che i dati sono approssimati al meglio da un modello di frontiera di produzione stocastica, non-neutrale ed eteroschedastico nel termine di inefficienza.

TAB. 3 – Stime di massima verosimiglianza dei parametri del modello

Parametri	Stima	t	Sign.	Parametri	Stima	t	Sign.
Modello di frontiera stocastica							
β_0	5,985	12,16	***	β_{LAV}	0,221	3,31	***
β_{SKFO}	0,095	2,39	***	β_T	0,009	3,02	***
β_{SKES}	0,304	8,63	***				
Modello degli effetti di inefficienza							
<i>Funzione della media</i>							
δ_{FAB}	0,027	2,34	***	δ_{UBA}	-0,046	-1,96	**
δ_{ULAV}	0,010	3,87	***	δ_{Q_MANG}	-6,132	-2,34	**
δ_{LAVF}	12,570	2,77	***	δ_{Q_FOR}	9,926	2,94	***
δ_{PL}	-0,004	-1,27		δ_{POLICY}	1,375	2,17	**
<i>Funzione della varianza</i>							
θ_{PL}	-0,001	-2,27	**	θ_{Q_MANG}	0,585	2,13	**
θ_{UBA}	-0,019	-3,48	***	θ_{Q_FOR}	-1,278	-2,78	***
λ	0,706	2,62	***	σ_u	0,212	2,73	***
Log-L	-129,05						

La significatività dei coefficienti stimati è indicata come: *** (1%), ** (5%) e * (10%).

I parametri della funzione di frontiera risultano tutti statisticamente significativi al 5% e il loro segno risulta coerente con le attese. I coefficienti della funzione tipo Cobb-Douglas, interpretabili in termini di elasticità parziale, indicano una maggiore reattività del valore della produzione rispetto al valore del servizio del capitale di esercizio (0,304) a cui segue, in termini di importanza, il lavoro (0,221) ed il servizio del capitale fondiario (0,095). La bassa produttività marginale del capitale fondiario rispetto agli altri fattori potrebbe essere legata ad una generale sovra-capitalizzazione delle imprese, mentre il valore elevato per il capitale di esercizio descrive il ruolo rilevante dei fattori variabili nel determinare il livello produttivo. L'esclusione dei consumi intermedi nella specificazione della funzione di frontiera non permette di condurre valutazioni in termini di economie di scala. L'effetto del progresso tecnologico, colto dalla variabile relativa al tempo (T), risulta significativo al 5% e di se-

gno positivo. Il valore del coefficiente stimato (0,009) permette di attribuire al progresso tecnologico un incremento medio annuo della produttività dei fattori della produzione alla frontiera dello 0,9%.

Il valore medio dell'efficienza tecnica del campione è del 76,8%. Nel campione non sono state individuate aziende tecnicamente efficienti ed i valori dell'efficienza tecnica variano da un minimo del 30,6% a un massimo del 97,6%. Tuttavia, al di là del valore assoluto di efficienza stimato per una singola impresa, è molto più rilevante l'analisi comparativa dei livelli stimati fra le diverse imprese del campione (Idda, Madau, 2002).

La significatività del parametro λ legato alla presenza di una asimmetria dei residui¹⁰, permette di affermare che il modello di inefficienza contribuisce significativamente a spiegare la variabilità della produzione per il campione di aziende considerate.

I coefficienti delle variabili z_i statisticamente significativi permettono di spiegare l'effetto delle stesse sul livello di efficienza tecnica dell'impresa. In particolare, poiché il termine di errore u_i fa riferimento al livello di inefficienza, un coefficiente con segno positivo aumenta l'inefficienza riducendo il valore dell'efficienza tecnica, mentre un coefficiente con segno negativo, riducendo l'inefficienza, ha un effetto positivo sul valore dell'efficienza tecnica.

I coefficienti delle variabili, a cui si associa un effetto non-neutrale dell'impiego degli input, presentano tutti un segno positivo con un effetto negativo sul livello dell'efficienza tecnica (δ_{FAB} , δ_{ULAV} e δ_{LAVF}). Ad un aumento del valore della variabile FAB, che corrisponde un maggiore investimento in fabbricati per UBA, è correlata una riduzione del livello di efficienza tecnica. A parità di dimensioni della mandria, quindi, un aumento degli investimenti fondiari agisce in modo opposto sul livello di produzione efficiente e sull'efficienza tecnica, aumentando la prima e riducendo la seconda. Un aumento delle ore di lavoro mediamente disponibili, a parità di UBA allevate (ULAV), ha un effetto negativo sul livello di efficienza. Questo effetto si attenua all'aumentare della dimensione della mandria aziendale. Il *trade-off* tra l'aumento della produzione efficiente e la riduzione dell'efficienza pone i confini dell'ottimo livello di impiego del lavoro. Per la variabile LAVF, che descrive la quota di copertura del lavoro aziendale da parte di familiari non remunerati, un ricorso crescente al lavoro salariato, riducendo il valore della variabile, ha un effetto positivo sul livello di efficienza tecnica.

¹⁰ Qualora il parametro non fosse significativamente diverso da zero il modello sarebbe riconducibile ad una regressione di una funzione media anziché ad una funzione di frontiera.

Anche in questo caso la variazione dell'impiego del lavoro ha un effetto sia sul livello di produzione efficiente che sull'efficienza, probabilmente anche in ragione della diversa qualità del lavoro impiegato.

I parametri associati alle variabili specifiche aziendali, che risultano significativi al 5%, sono δ_{UBA} , δ_{Q_MANG} , δ_{Q_FOR} e δ_{POLICY} . Il parametro δ_{UBA} si riferisce alla variabile UBA e descrive l'effetto della dimensione della mandria sul livello di efficienza. Il segno, coerentemente con Weersink, Turvey, Godah (1990), indica la presenza di una correlazione positiva fra l'efficienza tecnica e la dimensione della mandria. Il segno dei coefficienti delle variabili Q_MANG e Q_FOR, che si riferiscono alla strategia adottata dall'impresa per l'alimentazione degli animali allevati, indicano un effetto positivo sul livello di efficienza tecnica del ricorso al mercato nell'approvvigionamento dei mangimi (aumento di Q_MANG) e dell'uso dei concentrati nella razione, a scapito dei foraggi (riduzione del valore della variabile Q_FOR). La rilevanza del ricorso al mercato per l'approvvigionamento dei mangimi trova riscontro nelle pratiche adottate dalle imprese, specialmente per le più grandi dove la disponibilità di terra è un fattore limitante di rilievo. Queste imprese, quindi, scelgono di destinare il fondo principalmente alla produzione di foraggi (silomais) piuttosto che di cereali da granella. Questo è giustificato dal fatto che il foraggio rappresenta il fattore di maggiore criticità nel determinare la qualità della razione, mentre il reperimento dei concentrati dal mercato e il controllo della loro qualità risulta molto meno problematico. La *dummy* temporale POLICY, permette di evidenziare la presenza di un effetto negativo sull'efficienza tecnica dell'applicazione della riforma della PAC del 1992, che ha introdotto un sistema di aiuti parzialmente disaccoppiati. Questa riduzione dell'efficienza potrebbe essere attribuita al parziale allontanamento dell'impresa dalle logiche della produzione a seguito dello spostamento del sostegno dal mercato verso meccanismi premianti scollegati dall'economia della produzione (facenti riferimento, per esempio, al carico di bestiame ad ettaro, all'età degli animali ecc.).

I parametri significativi della funzione di varianza sono θ_{PL} , θ_{UBA} , θ_{Q_MANG} e θ_{Q_FOR} . Sulla base del segno dei coefficienti, la varianza dell'inefficienza diminuisce al crescere del valore della produzione per UBA mediamente allevata (PL), della dimensione della mandria (UBA) e dell'impiego di foraggi nella razione (Q_FOR), mentre aumenta all'aumentare del ricorso al mercato nell'approvvigionamento dei mangimi (Q_MANG).

Il profilo delle imprese più efficienti e meno efficienti del campione può essere desunto dalla tabella 4 dove si riportano i valori medi delle variabili utilizzate nella stima della funzione degli effetti dell'efficienza per due gruppi di osservazioni distinti in base al livello di efficienza

tecnica: rispettivamente il quartile più efficiente (ultimo quartile) e il meno efficiente (primo quartile). Il valore medio assunto dalle variabili nei due quartili risulta statisticamente diverso ad un livello di significatività dell'1%. In particolare, le aziende efficienti sfruttano meglio la disponibilità dei fattori della produzione presentando valori più contenuti per quanto riguarda il valore degli ammortamenti dei fabbricati e la quantità di lavoro impiegato per UBA. Inoltre si evidenzia, nonostante il contenuto ricorso al lavoro salariato, un impiego mediamente più rilevante del lavoro salariato da parte delle aziende più efficienti. Poiché le imprese del campione sono tutte a conduzione diretta esse tendono verosimilmente ad impiegare tutta la loro disponibilità di manodopera, anche in modo inefficiente. Per spiegare la maggiore efficienza delle imprese con salariati si ritiene che la conduzione familiare, prima di ricorrere a manodopera salariata, abbia già utilizzato in modo efficiente tutta la disponibilità interna di lavoro. Le aziende tecnicamente più efficienti allevano una mandria considerevolmente più estesa (114 UBA) rispetto alle meno efficienti. Si osserva inoltre che le aziende più efficienti acquistano mediamente sul mercato l'87,4% dei mangimi utilizzati, e il 38,1% del costo totale per l'alimentazione (acquisti e reimpieghi) è rappresentato da foraggi, mentre le imprese meno efficienti ricorrono ad un acquisto più contenuto di mangimi (73,9%) e l'incidenza dei foraggi sul costo totale per l'alimentazione è superiore (54,0%). È interessante segnalare, infine, che nell'ambito del campione RICA considerato, il gruppo di imprese meno efficienti raccoglie il 9,4% delle UBA, mentre il gruppo di imprese più efficienti ben il 56,6%.

TAB. 4 - Valore medio delle variabili usate nel modello per il totale del campione, per il primo e per l'ultimo quartile di efficienza tecnica

	Variabile media	Totale dev. standard	Primo quartile media	Ultimo quartile media
FAB	20,6	21,4	31,8	10,1
ULAV	165,9	185,9	289,9	61,7
LAVF	0,988	0,062	1,000	0,956
PL	690,7	255,6	605	744
UBA	50,6	51,5	19	114
Q_MANG	0,803	0,248	0,739	0,874
Q_FOR	0,464	0,197	0,540	0,381
Efficienza tecnica	0,786		0,605	0,938
Numero di osservazioni	487		122	122
%UBA totali	100,0		9,4	56,6

5 - CONSIDERAZIONI CONCLUSIVE

Lo studio ha proposto una prima analisi dell'efficienza tecnica degli allevamenti specializzati del bovino da carne mediante l'applicazione di un modello di frontiera stocastica. Fra le variabili significative nello spiegare il valore dell'inefficienza tecnica, l'intensità di impiego dei fattori della produzione manifesta un ruolo importante. L'incremento dell'impiego dei fattori della produzione per UBA ha un effetto negativo sul livello di efficienza tecnica. Per le imprese più efficienti si ritiene che il minor impiego di lavoro e di capitale per UBA possa essere legato da un lato alla presenza di un effetto delle economie di scala, e dall'altro ad una gestione più efficiente dei fattori della produzione mediante il contenimento del livello di sottoccupazione e del grado di sovra-capitalizzazione (Reinhard, 1999). Fra le variabili specifiche aziendali, la dimensione della mandria allevata garantisce, oltre che un aumento dell'efficienza tecnica, anche una riduzione della sua variabilità. Il livello di efficienza tecnica risulta inoltre positivamente correlato con il crescere del ricorso al mercato per l'acquisto dei mangimi, a scapito della produzione aziendale, oltre che con l'intensificazione dell'impiego dei concentrati rispetto ai foraggi. Una gestione dell'allevamento che privilegia razze dotate di elevate potenzialità produttive ed una elevata velocità di accrescimento, propria del sistema di allevamento specializzato del Nord Italia, sembra in grado di valorizzare al meglio l'impiego dei fattori della produzione. Inoltre, le tendenze recenti del comparto indicano un orientamento delle imprese verso un aumento delle dimensioni medie degli allevamenti, anche in seguito all'uscita delle aziende più piccole e marginali, e la crescita del ricorso al mercato per l'approvvigionamento dei mezzi tecnici. Nella realtà concreta, le imprese più vitali, sotto la spinta della pressione competitiva del mercato, sembra abbiano adottato soluzioni, per quanto riguarda gli aspetti strutturali, in linea con le strategie suggerite dai risultati del modello.

L'analisi proposta presenta, tuttavia, alcuni elementi che meriterebbero un successivo approfondimento. Dal punto di vista metodologico la stima della funzione di frontiera pone alcune problematiche legate alla sua specificazione. In particolare rimane aperta a successive analisi l'esame del ruolo svolto dai consumi intermedi, e la possibile adozione di forme funzionali più flessibili (es. Translog) della frontiera di produzione. Dal punto di vista applicativo la funzione del termine di inefficienza dovrebbe essere integrata con variabili socioeconomiche che descrivono la qualità del lavoro impiegato in azienda e l'eventuale ruolo della forma di conduzione. Fra queste, l'età e l'esperienza del conduttore risultano particolarmente importanti.

L'analisi delle *performance* delle imprese si coniuga con la ricerca di soluzioni per la loro competitività che rappresenta, tra l'altro, un obiettivo prioritario della nuova PAC come enunciato nel regolamento (CE) n. 1698/05. Nel quadro delle politiche comunitarie, tale obiettivo è condizionato alla garanzia di una sostenibilità ambientale e alla tutela del benessere animale come risultato dell'applicazione del concetto di condizionalità introdotto dalla revisione di medio termine della PAC. La domanda di una condizionalità ambientale nella pratica agricola influenza il livello delle *performance* dell'impresa e, di conseguenza, l'efficienza nell'impiego degli input. Inoltre, con riferimento alla sostenibilità ambientale, ci si attende che il recepimento della Direttiva comunitaria in ambito di gestione e smaltimento dei reflui zootecnici possa plausibilmente porre dei limiti alla concentrazione degli allevamenti qualora non sia accompagnata dall'espansione del fondo o da accordi di spandimento. Se da un lato, quindi, l'aumento della dimensione della mandria e la concentrazione degli allevamenti sono emerse essere strategie chiave per il miglioramento delle *performance* produttive, esse hanno dei limiti legati al rischio di un potenziale impatto ambientale. Nella situazione attuale gli allevamenti bovini da carne in Veneto, data la regolamentazione corrente, appaiono ben gestiti, grazie alla diffusione di accordi per lo smaltimento dei reflui con imprese agricole limitrofe. Una valutazione dell'impatto dell'espansione delle mandrie dovrebbe tener conto del numero e dell'effettiva collocazione delle stesse sul territorio regionale, della disponibilità di superfici agricole e del nuovo contesto di regole in cui si andrà ad operare. Analogamente agli aspetti ambientali, anche le regolamentazioni in materia di benessere animale, come per esempio la definizione dello spazio minimo a disposizione degli animali in allevamento superiore all'ottimo tecnico, pone dei limiti allo sfruttamento degli investimenti fissi in fabbricati. Tutte queste restrizioni, sebbene siano pienamente accettate dal modello produttivo europeo e richieste dalla collettività, sono innegabilmente degli elementi di svantaggio competitivo rispetto a sistemi produttivi extracomunitari concorrenti che possono giustificare, almeno in parte, la presenza di un sostegno pubblico subordinato al rispetto delle norme di *cross-compliance*. Gli elementi emersi dall'analisi dell'efficienza tecnica degli allevamenti del bovino da carne suggeriscono quindi alcune estensioni di questo lavoro anche in questa direzione. Al riguardo, l'analisi delle *performance* delle imprese potrebbe essere integrata con la valutazione della relazione esistente fra il livello di efficienza tecnica e il livello di efficienza ambientale degli allevamenti regionali per valutare la capacità delle imprese, diversamente efficienti dal punto di vista tecnico, di ottemperare gli impegni in ambito di sostenibilità ambientale.

APPENDICE

TAB. A1 - Variabili utilizzate per spiegare l'efficienza negli studi applicati al settore zootecnico

Variabili	Riferimenti bibliografici
<i>Lavoro</i>	
Impegno, motivazione	
- reddito extra-agricolo	Kumbhakar e Hjalmarsson (1993); Maietta (1998); O'Neill e Matthews (2001)
<i>Abilità e capacità</i>	
- livello di istruzione/anni di scuola	Weersink, Turvey, Godah (1990); Kumbhakar, Ghosh, McGuckin (1991); Battese e Coelli (1995)
- consulenza e associazionismo	Bravo-Ureta e Reinger (1991); Maietta (1998)
<i>Esperienza</i>	
- Età	Battese e Coelli (1995); Maietta (1998); O'Neill e Matthews (2001)
- Anni di attività	Weersink, Turvey, Godah (1990); Bravo-Ureta e Reinger (1991)
<i>Specificazione degli input</i>	
Alimenti per capo, superficie per capo, investimenti per capo	Hallam e Machado (1996)
Alimenti concentrati per capo	Boatto (1987); Ahmad e Bravo-Ureta (1996)
Quota di alimenti acquistati	Weersink, Turvey, Godah (1990)
Incidenza costi alimentazione/veterinari sulla plv	Giacomelli (1987)
Lavoro per capo	Ahmad e Bravo-Ureta (1996)
Impiego di lavoro salariato	Weersink, Turvey, Godah (1990), Moreira <i>et al.</i> (2004)
<i>Specificazione degli output</i>	
Specializzazione	Hallam e Machado (1996); Maietta (1998); Moreira <i>et al.</i> (2004)
Resa per capo	Giacomelli (1987); Weersink, Turvey, Godah (1990)
<i>Specificazione dimensioni</i>	
Dimensione della mandria	Boatto (1987); Weersink, Turvey, Godah (1990); Ahmad e Bravo-Ureta (1996)
Dimensione aziendale (superficie o economica)	Boatto (1987); Bravo-Ureta e Reinger (1991); Kumbhakar, Ghosh, McGuckin (1991); Hallam e Machado (1996); O'Neill e Matthews (2001)
<i>Ambiente fisico</i>	
Dummies regionali	Weersink, Turvey, Godah (1990); Kumbhakar, Ghosh e McGuckin (1991); Hallam e Machado (1996); O'Neill e Matthews (2001)
<i>Ambiente istituzionale</i>	
Credito	O'Neill e Matthews (2001)
Dummies per affitto	Hallam e Machado (1996); Moreira <i>et al.</i> (2004)

Fonte: Aggiornamento e rielaborazione da Reinhard (1999).

Riferimenti bibliografici

- AHMAD M. - BRAVO-URETA B.E. (1996): Technical Efficiency Measures for Dairy Farms Using Panel Data: a Comparison of Alternative Model Specifications, *The Journal of Productivity Analysis*, Vol. 7, n. 4.
- AIGNER D.J. - CHU S.F. (1968): On Estimating the Industry Production Function, *American Economic Review*, Vol. 58, n. 4.
- AIGNER D.J. - LOVELL C.A.K. - SCHMIDT P.J. (1977): Formulation and estimation of stochastic frontier production function models, *Journal of Econometrics*, Vol. 6, n. 1.
- BARBERO G. (1974): Produttività e Progresso Tecnico nell'Agricoltura Italiana 1961-70, *Rivista di Economia Agraria*, XXIX, n. 1.
- BATTESE G.E. (1992): Frontier Production Functions and Technical Efficiency: a Survey of Empirical Applications in Agricultural Economics, *Agricultural Economics*, Vol. 7, n. 3-4.
- BATTESE G. - CORRA G. (1977): Estimation of a Production Frontier Model with Application to the Pastoral Zone of Easter Australia, *Australian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 21, n. 3.
- BATTESE G.E. - COELLI T.J. (1988): Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data, *Journal of Econometrics*, Vol. 38, n. 3.
- BATTESE G.E. - COELLI T.J. (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. - COELLI T.J. - COLBY T. (1989): Estimation of Frontier Production Functions and the Efficiencies of Indian Farms Using Panel Data from ICRISTAT's Village Level Studies, *Journal of Quantitative Economics*, Vol. 5, n. 2.
- BOATTO V. (1987): Analisi dei risultati economici di un campione di aziende zootecniche venete, *Sistemi zootecnici padani*, CNR/IPRA, vol. 14.
- BOATTO, V. - ROSSETTO L. - TRESTINI, S. (2004). *La filiera delle produzioni zootecniche da carne*, in "Rapporto 2003 sul Sistema Agroalimentare del Veneto", Veneto Agricoltura, Padova.
- BRAVO-URETA B.E. - RIEGER L. (1991): Dairy Farm Efficiency Measurement Using Stochastic Frontiers and Neoclassical Duality, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 73, n. 2.
- COELLI T. - RAHMAN S. - THIRTLE C. (2002): Technical, Allocative, Cost and Scale Efficiencies in Bangladesh Rice Cultivation: A Non-parametric Approach, *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 53, n. 3.
- COSENTINO V. (1977): L'individuazione delle aziende di riferimento: una proposta metodologica, *Rivista di Economia Agraria*, XXXII, n. 2.
- DEPRINS D. - SIMAR L. (1989): Estimation de Frontières Déterministes avec Facteurs Exogènes d'Inefficacité, *Annales d'Economie et de Statistique*, n. 14.
- FARRELL M.J. (1957): The Measurement of Productive Efficiency, *Journal of the Royal Statistical Society*, A 120, part 3.
- GIACOMELLI P. (1987): La valutazione dell'efficienza economica delle imprese zootecniche attraverso l'analisi delle scelte gestionali, *Sistemi zootecnici padani*, CNR/IPRA, vol. 14.

- GROSSKOPF S. (1993): Efficiency and productivity, in H. Fried - C.A.K. Lovell - S.S. Schimdt, *The measurement of productive efficiency: techniques and applications*, New York, Oxford University Press.
- HALLAM D. - MACHADO F. (1996): Efficiency analysis with panel data: A study of Portuguese dairy farms, *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 23, n. 1.
- HUANG C.J. - LIU J.T. (1994): Estimation of a Non-Neutral Stochastic Frontier Production Function, *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 5, n. 2.
- IDDA L. *et al.* (2004): *L'olivicoltura in Sardegna. Aspetti economici e prospettive alla luce di un'analisi aziendale*, Quaderni di Economia e Politica Agraria n. 2 della Sezione di Economia e Politica Agraria (Università di Sassari), Sassari, Tipografia Editrice Giovanni Gallizzi.
- IDDA L. - MADAU F.A. (2002): L'analisi dell'efficienza tecnica: un'applicazione all'industria alimentare, *Rivista di Economia Agraria*, LVII, n. 4.
- INEA (2000), *Linee Metodologiche e Istruzioni per le Gestione dei Dati RICA*, Roma, INEA.
- KALIRAJAN K. (1981): An Econometric Analysis of Yield Variability in Paddy Production, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 29, n. 3.
- KARAGIANNIS G. - TZOUVELEKAS V. (2005): Explaining Output Growth with a Heteroscedastic Non-Neutral Production Frontier: The Case of Sheep Farms in Greece, *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 32, n. 1.
- KOOPMANS T.C. (1951): An analysis of Production as Efficient Combination of Activities, in T.C. Koopmans (ed.), *Activity Analysis of Production and Allocation*, Cowles Commission for Research in Economics, Monografia n. 13, New York.
- KUMBHAKAR S.C. (1987): The Specification of Technical and Allocative Inefficiency of Multiproduct Firms in Stochastic Production and Profit Frontiers, *Journal of Quantitative Economics*, Vol. 3.
- KUMBHAKAR S.C. - Ghosh S - McGuckin J.T. (1991): A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in U.S. Dairy Farms, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 9, n. 3.
- KUMBHAKAR S.C. - Hjalmarrsson L. (1993): Technical Efficiency and Technical Progress in Swedish Dairy Farms, in H.O. Fried, C.A.K. Lovell, S.S. Schmidt (eds.), *The Measurement of Productive Efficiency; Techniques and Applications*, New York, Oxford University Press.
- LECHI F. (1970): Applicazioni quantitative relative allo sviluppo del settore agricolo, *Rivista di Economia Agraria*, XXV, n. 2-3.
- LOVELL C.A.K. (1993): Production Frontiers and Productive Efficiency, in H.O. Fried, C.A.K. Lovell, S.S. Schmidt (eds.), *The Measurement of Productive Efficiency; Techniques and Applications*, New York, Oxford University Press.
- MADAU F.A.: Technical efficiency in organic farming: An application on Italian cereal farms using a parametric approach, Paper presented at XI Conference of European Association of Agricultural Economists, Copenhagen, Denmark, 24-27 August 2005.
- MAIETTA O.W. (1992): Misure di produttività e di efficienza: una rassegna dei recenti sviluppi, *Rivista di Economia Agraria*, XLVII, n. 2.
- MAIETTA O.W. (1998): Misurazione e interpretazione dei livelli di efficienza tecnica: un modello di analisi aziendale con applicazione ai dati della RICA, *La Questione Agraria*, n. 69.
- MEEUSEN W. - VAN DEN BROECK J. (1977): Efficiency Estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error, *International Economic Review*, Vol. 18, n. 2.
- MOREIRA V.H. - *et al.*: Alternative technical efficiency measures for Argentinean dairy farms using a stochastic production frontier and unbalanced panel data, Paper presented at the Asia Pacific Productivity Conference on 14-16 July, 2004, University of Queensland, Brisbane, Australia.
- MURILLO-ZAMORANO L. R. (2004): Economic Efficiency and Frontier Techniques, *Journal of Economic Surveys*, Vol. 18, n. 1.
- O'NEILL S. - MATTHEWS A. (2001): Technical Change and Efficiency in Irish Agriculture, *The Economic and Social Review*, Vol. 32, n. 3.
- PENNACCHI F. (1985): Un approccio valutativo del progresso tecnico per dati aggregati: il caso delle regioni ex-mezzadrili, *Rivista di Economia Agraria*, XL, n. 1.
- PIERANI P. (1989): Numeri indice superlativi e produttività totale delle risorse nell'agricoltura italiana: un'analisi regionale, *Rivista di Economia Agraria*, XLIV, n. 2.
- PRESTAMBURGO M. (1971): *Ricerche economiche sulla valutazione dell'efficienza aziendale in agricoltura*, Istituto di Ricerche Economico-Agrarie, Università degli Studi di Trieste.
- PITT M.M. - LEE L.F. (1981): The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry, *Journal of Development Economics*, Vol. 9, n. 1.
- REIFSCHNEIDER D. - R. STEVENSON (1991): Systematic Departures from the Frontier: A Framework for the Analysis of Firm Inefficiency, *International Economic Review*, Vol. 32, n. 3.
- REINHARD S. (1999): *Econometric Analysis of Economic and Environmental Efficiency of Dutch Dairy Farms*, PhD Thesis, Wageningen Agricultural University.
- RIZZI P.L. (1981): Prezzi relativi e produttività delle risorse nell'agricoltura italiana negli anni Settanta, *La Questione Agraria*, n. 3.
- SABBATINI M. (1983): Le funzioni di produzione ed il progresso tecnico in agricoltura, *Rivista di Economia Agraria*, XXXVIII, n. 3.
- STEVENSON, R. (1980): Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation, *Journal of Econometrics*, Vol. 13, n. 1.
- TIMMER C.P. (1971): Using a Probabilistic Frontier Production Function to Measure Technical Efficiency, *Journal of Political Economy*, Vol. 79.
- WANG H.J. - SCHMIDT P. (2002): One-step and Two-step estimation of the Effects of Exogenous Variables on Technical Efficiency Levels, *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 18, n. 2.
- WEERSINK A. - TURVEY C.G. - GODAH A. (1990). Decomposition Measures of Technical Efficiency for Ontario Dairy Farms, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 38.

Summary

A model of stochastic frontier to evaluate technical efficiency.

An application to beef cattle farms in Veneto

(JEL: Q13)

A stochastic production frontier has been estimated to measure the technical efficiency of an unbalanced panel of beef cattle farms extracted from the Farm Accountancy Data Network databank (FADN) of Veneto region. The model explains the value of technical inefficiency as a linear function of the farm-specific variables (Battese, Coelli, 1995) and the input interaction variables discussing the hypothesis of non-neutral effect of input level. The inefficiency term is assumed to be distributed as a truncated normal with a heteroscedastic variance explained as a function of the farm-specific variables (Reifschneider, Stevenson, 1991).

The average value of the farm technical efficiency is 78.6% varying from a minimum of 30.6% to a maximum of 97.6%. The technical efficiency is positive related with the herd extension expressed as number of Livestock Unit (LSU), the value of beef production per LSU, the rate of purchased concentrate feed, and the percentage of concentrate feed used compare the overall feed expenditure. The technical efficiency is negative correlated with the intensification on the use of buildings capital and labour per LSU.