

**PRODUTTIVITA' ED EFFICIENZA
AZIENDALE NELL'AGRICOLTURA
MARCHIGIANA DAL 1986 AL 1992:
UN'ANALISI ECONOMETRICA**

Alessandro Bartola⁼, Danilo Gambelli,

Franco Sotte, Raffaele Zanoli

*Dipartimento di Biotecnologie Agrarie e Ambientali
Facoltà di Agraria
Università degli Studi di Ancona*

⁼ La scomparsa di Alessandro Bartola, avvenuta il 15 settembre 1993, ha lasciato gli altri Autori orfani di un grande Maestro e sgomenti per la perdita di un caro amico. Il progetto di ricerca triennale, di cui questo lavoro è frutto, è stato ispirato e in larga parte impostato da Sandro, con il quale vorremmo anche oggi poter discutere i risultati. Gli Autori, anche con questo studio, vogliono testimoniare il proprio impegno a continuare l'attività di ricerca nel solco da Lui tracciato. Un particolare ringraziamento va al dott. Giacomo Russino dell'ESAM, per l'aiuto prezioso e la collaborazione operativa dimostrata durante le varie fasi di svolgimento della presente ricerca.

1. INTRODUZIONE

Il presente lavoro espone i risultati di una ricerca che, facendo uso di dati derivanti dalla Rete d'Informazione Contabile dell'Agricoltura italiana INEA-RICA a livello aziendale, ha tentato di valutare l'efficienza della struttura produttiva dell'agricoltura marchigiana anche in relazione alle disomogeneità e ai vincoli esistenti.

Lo studio qui presentato rappresenta la logica continuazione di un lavoro di ricerca che ha avuto origine nel 1989 con il pionieristico contributo di Bartola-Sotte-Arzeni e che ha portato, nell'arco di un triennio, allo sviluppo e all'affinamento di analisi che si è rivelata assai interessante e proficua, non solo sotto il profilo teorico ma anche dal lato applicativo.

Infatti, oltre al lavoro citato, bisogna ricordare lo studio condotto per conto dell'ESAM nel 1992 (Bartola-Sotte-Zanoli), che sviluppava la metodologia econometrica utilizzata nello studio del 1990 e in cui venivano presentati i primi risultati dello studio dell'efficienza sull'agricoltura marchigiana; tale studio veniva ulteriormente approfondito in Bartola-Gambelli-Sotte-Zanoli (1993, 1994), in cui l'analisi delle frontiere stocastiche veniva

applicata a un *panel*¹ di dati delle contabilità agricole marchigiane nel quinquennio 1986-90.

A livello metodologico, inoltre, Bartola e Zanolì hanno analizzato, nell'ambito di una ricerca commissionata dalla Commissione CE all'INEA, un *panel* triennale di dati RICA per tutte le regioni italiane al fine di valutare la percentuale di superficie da destinare al set-aside permanente economicamente equivalente al 15% della SAU fissata dalla riforma della PAC come obbligo per il regime "generale"; tale ricerca si situa nel filone di analisi *ad hoc* su dati RICA richieste dalla Commissione e "volte a definire i possibili effetti di scelte politiche da operare o già operate" (Alvisi-Filippucci, 1993) in materia di agricoltura.

Gli studi citati si affiancano dunque ad altri di studiosi italiani e stranieri e rappresentano un tentativo di superare alcuni dei problemi connessi all'utilizzo di dati derivanti da altre fonti statistiche, generalmente disponibili a un livello più aggregato. A questo riguardo va detto che l'uso di micro-dati nell'analisi empirica della produzione ha avuto di recente un nuovo impulso anche per la relativa insoddisfazione nei confronti dei risultati ottenuti con le serie storiche aggregate.

Infatti, i dati disaggregati permettono l'utilizzo di maggiori informazioni e, se il modello è correttamente specificato, è allora possibile affermare che il

¹ Un *panel* è un insieme di dati su diversi individui dei quali si dispone di informazioni per diversi anni. Dal punto di vista econometrico si distinguono le procedure di stima effettuate solo su informazioni distribuite nello spazio (*cross-sections*), quelle effettuate su dati aggregati distribuiti nel tempo (*time-series*) e quelle su dati *panel* o *longitudinali*, che prendono in considerazione sia la dimensione spaziale che quella temporale. Tale ultima categoria di dati è particolarmente utile quando si è interessati alla dinamica di un fenomeno (cioè alla sua variazione nel tempo) e, contemporaneamente, alla valutazione dell'eterogeneità all'interno dell'universo studiato, cioè alla differenza tra medie e comportamenti degli individui.

ricercatore non può ottenere risultati meno affidabili di quelli ottenuti partendo da dati con un maggior livello di aggregazione; anzi, spesso è probabile che le stime siano più accurate (Barker-Pesaran, 1990).

La letteratura relativa ai problemi di aggregazione è assai ampia e non s'intende qui entrare nel merito della discussione, che porterebbe lontano dall'oggetto del presente lavoro. Si rinvia pertanto a quanto già detto in Bartola-Sotte-Zanoli (1992) e alla letteratura specifica in materia (in particolare: Lippi, 1988a; Barker-Pesaran, 1990; Lau, 1977).

Inoltre, come sottolineano Bertazzoli e Ghelfi nel volume a cura di Alvisi e Filippucci (1993), l'attenzione per le analisi economico-agrarie su dati contabili, che fino alla fine degli anni '80 si era assai affievolita, ha subito di recente un nuovo impulso, sia in Italia che all'estero, proprio a causa della "consapevolezza che, attraverso la RICA, la contabilità è oggi di fatto, uno degli strumenti per mezzo dei quali vengono definite e 'calibrate' le scelte in materia di politica agraria".

Gli stessi Autori classificano gli studi che hanno per oggetto l'analisi dei dati contabili in due categorie, per quanto riguarda l'oggetto dell'analisi:

- a) quelli rivolti alle stime dei redditi;
- b) quelli finalizzati a una valutazione dell'efficienza aziendale e della produttività delle risorse.

L'attenzione dei *policy-makers* comunitari per questo tipo di analisi nasceva proprio dall'esigenza di comprendere appieno la portata delle riforme e di valutarne l'impatto sui redditi e sulla stessa sopravvivenza delle aziende agricole, regione per regione.

In Italia l'interesse per questo tipo di studi è, dal punto di vista degli enti

istituzionalmente preposti alla formulazione della politica agraria (Ministero dell'Agricoltura, Regioni), assai minore; tuttavia, sono attualmente in fase avanzata alcune indagini a livello nazionale che, seppure in forte ritardo rispetto ad analoghe iniziative d'oltralpe, stanno utilizzando i dati contabili della RICA per valutare l'impatto del pacchetto McSharry sui redditi e sulla sopravvivenza degli agricoltori².

² Ad esempio, l'ISMEA (Istituto per Studi, Ricerche e Informazioni sul Mercato Agricolo) ha finanziato una ricerca pluri-periodale in tal senso che attualmente sta producendo i primi risultati e le prime indicazioni di politica agraria.

2. LA QUALITÀ DEI DATI CONTABILI

2.1. Cenni generali

Tutto questo fiorire di studi che, in Italia e all'estero, utilizzano i dati derivanti dalla Rete d'Informazione Contabile dell'Agricoltura europea, non solo a fini conoscitivi ma anche a fini operativi, per la definizione delle politiche da adottare, rende quindi estremamente importante il momento dell'*rilevazione*.

Infatti, uno dei motivi che aveva in passato fortemente ostacolato l'utilizzo dei dati contabili per analisi e studi di tipo statistico-economico era proprio l'*eterogenea qualità* dei dati e quindi la loro scarsa attendibilità e rappresentatività nei riguardi delle agricolture regionali. Tuttavia, come si è ricordato, ciò non ha impedito che la Commissione si avvallesse, negli ultimi anni, dei risultati di studi basati sulla informazioni della RICA come strumenti di decisione politica.

Relativamente al primo aspetto, quello dell'*accuratezza* e dell'*attendibilità* delle informazioni prodotte dalla rete contabile regionale, si è soliti individuare nei tradizionali "errori di rilevazione" il nocciolo del problema:

in estrema sintesi, la qualità dei dati potrebbe risentire dello stesso processo di rilevazione, sia a causa delle modalità attraverso cui viene svolto (che faciliterebbero l'infedele o incompleta rappresentazione dei fenomeni), sia per l'alto livello di disaggregazione a cui i dati vengono utilizzati (che li rende molto "sensibili" alla presenza di outliers).

Nell'indagine svolta in Emilia-Romagna curata da Alvisi e Filippucci (1993), a cui si rinvia per maggiori dettagli, in merito all'attendibilità dei dati sono stati evidenziati i seguenti problemi:

a) l'esistenza di dati anomali (*outliers*) cioè di aziende che presentano valori non ammissibili per alcune variabili-chiave (come i costi, i ricavi e il capitale) è ridotto, anche se l'entità dell'errore è spesso considerevole e rappresenta un importante fonte di distorsione tale da consigliare l'esclusione di tale azienda dall'analisi;

b) con riferimento alle modalità di rilevazione, oltre alle difficoltà connesse al questionario soprattutto per la determinazione di alcune variabili, esiste una mancanza di uniformità nelle procedure di raccolta dei dati da parte dei tecnici, mentre una parte non trascurabile dei dati riportati è frutto delle valutazioni soggettive degli agricoltori o degli stessi tecnici.

Per quanto concerne il secondo aspetto, quello relativo alla *rappresentatività* campionaria, i problemi sono più numerosi e di più difficile soluzione; tuttavia, ricordando quanto si è già detto, appare evidente che è interesse comune ai decisori politici a qualsiasi livello (regionale, nazionale e comunitario) e agli stessi agricoltori, che i dati contenuti nella RICA siano rappresentativi della realtà regionale.

Dai risultati del già citato studio condotto in Emilia-Romagna è emerso

che esiste "un'evidente distorsione rispetto ad alcuni parametri determinata dalla non casualità della scelta delle unità-campione": in altre parole, è la natura stessa delle rilevazioni contabili RICA, effettuate su aziende che volontariamente decidono di aderire al sistema di rilevazione per usufruire del collegato servizio di assistenza alla gestione aziendale, a produrre questa distorsione.

I problemi di rappresentatività statistica del "campione" non possono quindi essere risolti se non ricorrendo a tecniche come la post-stratificazione e il ricampionamento³.

2.2. Il campione utilizzato nell'analisi

Pur non essendo negli obiettivi del presente lavoro la valutazione dell'attendibilità e della rappresentatività dei dati, si esporranno di seguito le misure prese per verificare la rappresentatività del campione e per affrontare il problema dei dati anomali, i quali, nelle analisi di efficienza, potrebbero causare evidenti distorsioni nei risultati. Va tuttavia detto che la stessa metodologia utilizzata per lo studio dell'efficienza aziendale di fatto fornisce un'ulteriore verifica sulla presenza di osservazioni palesemente anomale.

Il campione di dati contabili delle aziende marchigiane utilizzato nel presente lavoro è tratto da una serie di archivi, distribuiti dall'INEA su supporto

³ Per un approfondimento si vedano Kish (1989) e Cochran (1977); per una discussione relativamente ai dati della RICA si vedano i capitoli 2 e 5 del volume a cura di Alvisi-Filippucci.

⁴ Se, infatti, comunemente l'aspetto delicatissimo dell'individuazione degli *outliers* viene affrontato attraverso il confronto con valori-soglia delle variabili desunti dalla teoria e dalla pratica economico-agraria, l'analisi dei residui basata sulle frontiere econometriche potrebbe rivelarsi utile per la ricerca delle osservazioni che si differenziano in maniera sostanziale con la parte rimanente dei dati. Da questo punto di vista tale metodologia, invece che per misurare l'efficienza delle aziende appartenenti al "campione", verrebbe utilizzata per verificare la qualità stessa della base di dati.

magnetico in un formato accessibile ai personal computer, denominati "Mini-banca dati"; tale mini-banca dati contiene i principali dati contabili (circa 500 informazioni) per ogni azienda della rete RICA delle Marche. I dati che abbiamo utilizzato nel presente lavoro si riferiscono al periodo 1986-1992 e sono organizzati in tre archivi che, rispettivamente, contengono:

- 1) le caratteristiche generali e i dati strutturali di ogni azienda (variabili aziendali);
- 2) le informazioni relative alle colture praticate;
- 3) le informazioni relative agli allevamenti.

Gli archivi sono stati aggregati in un'unica base dati, onde avere tutti i dati per ciascuna azienda e ciascun anno in un unico record. Al fine di ottenere un valore complessivo dei fattori produttivi impiegati da ogni azienda, utile per l'analisi econometrica, i dati per le colture e gli allevamenti sono stati aggregati.

Per quanto riguarda l'individuazione degli *outliers*, la nostra indagine ha potuto verificare che il loro numero non è affatto trascurabile, anche quando si lavora su un *panel* di dati *bilanciato*, cioè di cui si dispone dello stesso numero di osservazioni per tutte le aziende.

Infatti, dato che è ipotizzabile che le aziende per le quali i dati sono disponibili per tutto il periodo che va dal 1986 al 1992 sono anche quelle che, presumibilmente, hanno ricevuto un'assistenza tecnica migliore o che, comunque, hanno ritenuto particolarmente importante la permanenza all'interno della stessa Rete Contabile, si sarebbe propensi a credere che gli errori riscontrati dovrebbero essere relativamente pochi. Tali aziende dovrebbero essere quelle che, verosimilmente, hanno proceduto alle rilevazioni di competenza dell'agricoltore con maggiore accuratezza; in realtà i risultati

ottenuti sono stati invece sostanzialmente in linea con quelli rilevati altrove

La procedura svolta per l'individuazione dei dati anomali è stata la seguente: si è proceduto in primo luogo a un controllo sull'attendibilità di variabili aziendali quali la PLV, i costi variabili, le varie componenti del capitale e le dimensioni della SAU e degli allevamenti, e si sono quindi effettuati controlli di tipo incrociato con le informazioni contenute negli archivi relativi alle colture e agli allevamenti.

Sono state quindi escluse dall'analisi le aziende che presentavano la PLV negativa, ovvero per le quali il livello della PLV per ettaro era palesemente anomalo o che presentavano costi variabili troppo bassi o troppo elevati rispetto all'entità della SAU o della PLV; inoltre sono state eliminate le aziende i cui dati contabili presentavano contraddizioni del tipo: presenza di allevamenti pur in assenza di costi e ricavi ad essi inerenti o viceversa; presenza di macchine ma valutazione nulla del capitale macchine; mancata corrispondenza della somma delle voci di costo riportate negli archivi delle colture e degli allevamenti con quelle aggregate presenti nell'archivio delle variabili aziendali; ecc.

Questo tipo di controlli è stato fatto inizialmente sui dati contabili relativi al periodo 1986-90; il campione di cui si disponevano di informazioni rispetto alle variabili aziendali per tutti i cinque anni (cioè il *campione costante* costituente un *panel bilanciato*), era formato da 463 aziende; informazioni *attendibili* per quello che riguarda le variabili aziendali per tutti i cinque anni erano disponibili invece per 460 aziende, ma di queste solo 304 (il 66% circa) presentavano dati per le colture e gli allevamenti attendibili e consistenti con le variabili aziendali per tutti e cinque anni.

⁵ Si veda il capitolo 3 del già citato volume a cura di Alvisi-Filippucci.

⁶ In realtà, un'ispezione accurata in seguito all'analisi di efficienza permetteva di escludere un

In seguito, l'aggiornamento del *panel* con i dati relativi agli anni 1991-92, anche a seguito della "mortalità" di alcune aziende che cessavano di essere rilevate nella base di dati RICA, ha fatto sì che il numero di aziende disponibili per la stima venisse ulteriormente ridotto a 241: il numero di osservazioni che compongono il campione costante utilizzato è dunque pari a $241 \times 7 = 1687$.

Si può quindi concludere che, se il numero di *outliers* relativi alle variabili aziendali è risultato relativamente scarso, maggiori problemi sembrano dare le informazioni contenute negli archivi delle colture e degli allevamenti. Tali risultati non si discostano sensibilmente da quanto è stato rilevato nello studio condotto in Emilia-Romagna (Alvisi-Filippucci, 1993); rivelano tuttavia la necessità di una accurata riflessione, peraltro già iniziata, sulle procedure di rilevazione e mostrano altresì la necessità di indagare più specificamente, in futuro, tale problema⁷.

Per quanto riguarda, invece, la *rappresentatività statistica* del *panel* utilizzato nel presente lavoro ci si è limitati a un semplice confronto tra questo e l'universo ISTAT risultante dal Censimento 1990. In base ai risultati ottenuti, di seguito esposti, pare opportuno, in futuro, prevedere qualche forma di correzione del campione costante utilizzato, mediante tecniche di post-stratificazione o di *bootstrapping*, anche se il rischio è quello di ottenere un campione di aziende troppo ridotto ai fini econometrici. Inoltre, data la totale mancanza di rappresentatività del *panel* soprattutto per quanto riguarda le

ulteriore azienda che presentava una PLV quasi esclusivamente zootecnica (in un campione relativamente povero di aziende fortemente specializzate in tal senso) e che creava distorsioni nella stima dell'efficienza relativa.

⁷ Sarebbe infatti utile indagare a fondo le caratteristiche delle aziende che permangono nel campione (attraverso ad esempio la *survival analysis*) nonché le ragioni della "mortalità", come pure effettuare un'analisi più precisa sui dati anomali, sulla loro distribuzione e sull'entità degli errori.

aziende superiori alle 7 UDE e per le aziende appartenenti alla provincia di Ascoli Piceno, sarà necessario analizzare accuratamente gli aspetti relativi alle anomalie nei dati e alla "mortalità" di tali aziende per quanto concerne il Campione INEA-RICA regionale.

Infatti, come è noto, in generale per la variabile UDE il campione RICA è scarsamente rappresentativo a causa delle limitazioni stesse che sono poste al campo di osservazione della Rete Contabile, per cui di fatto le aziende con $UDE < 2$ non vengono rilevate. Se tuttavia, per campioni costanti più limitati temporalmente (ad esempio il campione marchigiano 1988-89 studiato da Marchini, 1992 o il campione costante emiliano-romagnolo nel quadriennio 1986-89 analizzato da Alvisi-Filippucci, 1993) il problema di rappresentatività riguarda principalmente le aziende di piccola dimensione economica, il campione costante 1986-92 da noi studiato presenta valori della variabile UDE che vanno da 2 a 7. In particolare 92 aziende (38,2%) appartengono alla classe $UDE < 4$ mentre la restante parte presenta un UDE compresa tra 4 e 7. Esiste quindi una forte disparità con l'universo ISTAT⁸ in cui il 65% delle aziende ricade nella classe $UDE < 4$, il 18,2% presenta un UDE compresa tra 4 e 8 mentre alla classe $UDE > 8$ appartiene il restante 16,8%.

⁸ I dati relativi al Censimento 1990 per tipologie aziendali sono provvisori.

La situazione non pare molto migliore per quanto riguarda le classi di SAU, come si evince dal prospetto seguente:

Prosp. 1: Confronto Campione Rica e Universo ISTAT per
classi di SAU

Λ E

Per quanto riguarda la superficie irrigata, le aziende in cui è presente rappresentano il 58,9% del *panel* contro il 17,6% dell'universo regionale. Le aziende in cui tale superficie è inferiore all'ettaro sono 162 e rappresentano il 67,2% del campione contro il 60,6% dell'universo ISTAT.

Le aziende con allevamenti rappresentano il 94,6% del campione mentre nell'universo regionale esse rappresentano solo il 49,8%.

Infine, una delle note più dolenti è costituita dalla rappresentatività geografica: solo una delle aziende nel campione costante 1986-92 appartiene alla provincia di Ascoli Piceno, mentre la maggior parte appartiene alla provincia di Macerata (159 pari al 66%), 45 (18,7%) alla provincia di Pesaro-Urbino e 36 (14,9%) a quella di Ancona. Nell'universo ISTAT, invece, la distribuzione è la seguente: Ascoli Piceno 26,6%, Macerata 23,2%, Pesaro-Urbino 21,6%, Ancona 21,9%.

Dunque, anche senza procedere a test statistici, è evidente che la distribuzione del campione costante 1986-92 utilizzato per l'analisi econometrica nel presente lavoro non è rappresentativo della realtà agricola regionale così come risulta dal Censimento dell'Agricoltura 1990.

A conclusione di questa parte sulla qualità dei dati, va rilevato quanto

segue:

a) il campione di tipo *panel* utilizzato nel presente lavoro non può considerarsi rappresentativo dell'universo regionale, almeno del punto di vista della dimensione economica e della distribuzione geografica delle imprese. Sarà necessario, in futuro, calibrare la lunghezza temporale del campione costante e ovvero intervenire, per quanto è possibile, sulle cause di uscita ("mortalità") dalla rete di rilevamento contabile regionale ovvero sulle anomalie presenti soprattutto a livello di contabilità per coltura e allevamento.

b) l'importanza di poter utilizzare campioni di aziende rappresentative, possibilmente anche di tipo *panel*, è stato già sottolineata. E' qui opportuno aggiungere che, se un miglioramento della qualità dei dati contabili è una condizione necessaria per consentire la piena utilizzazione degli stessi e per assicurare la significatività delle analisi condotte su tali dati, è però anche necessario aumentare il potenziale informativo della stessa base di dati. Ad esempio, sarebbe assai utile, a fini analitici, poter disporre delle quantità fisiche e dei prezzi di ogni input utilizzato nei processi produttivi, mentre oggi tali informazioni sono disponibili solo per i prodotti. Così come sarebbe assai utile conoscere alcuni dati sui conduttori, in particolare l'età, il titolo di studio e gli eventuali redditi extra-agricoli.

3. L'ANALISI DI EFFICIENZA

I più recenti sviluppi delle tecniche di misurazione di efficienza si riferiscono essenzialmente a due impostazioni alternative: i) analisi di tipo *matematico* con utilizzazione di tecniche di programmazione lineare o quadratica; ii) analisi di tipo *statistico* con utilizzazione di tecniche di stima econometriche.

Entrambi gli approcci utilizzano il concetto di *frontiera di produzione* (*frontier production function*), definita come il massimo output ottenibile da un dato set di input, per una data tecnologia disponibile alle imprese in considerazione.

Il modello della frontiera di produzione - espresso in termini di quantità fisiche - si riferisce ad un concetto di *efficienza tecnica "relativa"*, in cui questa è misurata rispetto all'impresa del campione che sta, appunto, sulla frontiera. Non viene tuttavia garantito che tale impresa sia economicamente efficiente⁹.

⁹ Per una rassegna più completa si veda Battese (1992) e, per quanto concerne la letteratura economico-agraria, Maietta (1992).

¹⁰ Si ricorda che un'impresa viene detta efficiente in senso *tecnico* se massimizza il suo output dato il livello degli input. L'eventuale inefficienza tecnica viene quindi interpretata come utilizzo eccessivo di fattori produttivi. Un'impresa è invece efficiente dal punto di vista *economico od allocativo* se la produttività marginale in valore di ciascun fattore impiegato eguaglia il prezzo di mercato del fattore.

Gli studi del primo tipo fanno generalmente riferimento al pionieristico contributo di Farrell (1957), di cui l'approccio DEA (Data Envelopment Analysis) rappresenta lo sviluppo più recente. Si tratta sostanzialmente di determinare il comportamento ottimale degli operatori (massima produzione, minimi costi ecc.) e di attribuire ogni scostamento da questo a comportamenti inefficienti. In particolare, supponendo di riferirsi allo studio dell'inefficienza tecnica del processo produttivo di N imprese, il problema consiste nel determinare la frontiera oltre la quale nessuna impresa può spingere la produzione, dati gli input e la tecnologia disponibili. In tal modo si individueranno le imprese "di frontiera" (poste esattamente sull'iperpiano di produzione rappresentato dall'involuppo di tutti i punti corrispondenti al massimo output per ciascun livello di input) e le imprese inefficienti (poste al di sotto dell'iperpiano così determinato), per le quali una adeguata misura di inefficienza tecnica può essere ottenuta dalla misurazione della differenza tra il loro valore di output e quello ottimo.

Il principale vantaggio di questo tipo di impostazione è che esso non richiede alcuna specificazione funzionale del processo economico che si intende studiare. Da questo punto di vista le analisi DEA presentano una particolare robustezza, oltre a una certa semplicità di applicazione. Inoltre tale metodologia sembra poter gestire abbastanza facilmente eventuali complicazioni dei modelli di riferimento¹¹.

A fronte di tali pregi le frontiere di tipo non parametrico presentano però dei limiti strutturali. La loro natura deterministica impedisce una valutazione della qualità delle informazioni ottenute dalle analisi svolte: non

¹¹ Per una sintetica esposizione sugli sviluppi della DEA si veda Seiford-Thrall (1990).

considerando la presenza di un termine di errore casuale, tali metodologie imputano all'inefficienza delle singole unità decisionali le eventuali deviazioni dalla funzione ottimale. Inoltre, l'impossibilità di sottoporre a verifica la significatività delle variabili da includere nel modello di frontiera rappresenta un limite, che è tanto più evidente se si tiene in considerazione il fatto che i livelli di efficienza ottenuti da queste metodologie risentono in maniera notevole della modificazione del set di variabili esplicative impiegate².

Un altro aspetto problematico relativo alle frontiere non parametriche è l'impossibilità di estrapolare i risultati ottenuti, dovuta al fatto che le stime ottenute con tecniche di programmazione matematica sono riferibili alle sole osservazioni campionarie e non sono riconducibili all'intero universo di riferimento. Questo limite è particolarmente evidente quando si lavora con campioni di dati contabili, pur con tutti i loro limiti intrinseci di rappresentatività.

L'approccio all'analisi dell'efficienza concettualmente alternativo a quello sinora illustrato è riconducibile alle frontiere di tipo *parametrico*, per le quali, cioè, è necessario definire una specifica forma funzionale al fine di utilizzare tecniche di stima econometrica.

Lo studio dell'efficienza mediante frontiere parametriche stocastiche ha fatto generalmente riferimento a impostazioni di tipo *cross-section*, presentando alcuni limiti connessi sia alle assunzioni richieste in merito al termine di errore del modello, sia in relazione alle capacità informative di tale impostazione. In particolare i limiti di questo tipo di analisi sono riconducibili a tre (Schmidt-Sickles, 1984):

¹² Come riporta tuttavia Maietta (1992), attualmente si sta tentando di superare i limiti degli approcci non parametrici con le cosiddette DEA stocastiche.

a) necessità di specificare aprioristicamente la forma funzionale della distribuzione dell'inefficienza;

b) necessità di assumere l'esistenza di ortogonalità tra la distribuzione dell'inefficienza e delle variabili esplicative;

c) impossibilità di ottenere stime consistenti delle inefficienze individuali.

Tali limitazioni possono essere superate nel caso si disponga di dati di tipo panel, che permettono quindi di affrontare con maggiore generalità e flessibilità la stima di frontiere stocastiche.

4. LA METODOLOGIA ADOTTATA

Di seguito si illustreranno i modelli di analisi dell'efficienza utilizzati nel presente lavoro sul campione costante 1986-92. Al fine di non rendere troppo pesante la lettura si è ridotto al minimo il ricorso alla notazione algebrica, mentre per quanto concerne gli aspetti relativi all'econometria *panel* si rinvia alla manualistica e alla letteratura citata in bibliografia.

4.1. Modello con efficienza costante nel tempo e coefficienti della funzione di frontiera costanti tra individui

Le possibilità di studio offerte dall'analisi panel nel contesto delle ricerche sull'efficienza sono state sistematicamente illustrate da Schmidt e Sickles (1984).

Il modello utilizzato è il seguente:

$$\forall i \in \{1, \dots, N\}; \quad t = 1, \dots, T$$

dove, per ogni impresa i -esima al tempo t , y_{it} è l'output massimo ottenibile da \mathbf{x}_{it} , un vettore (non stocastico) di input, \mathbf{b} è un vettore di parametri incogniti da stimare, mentre $e_{it} = -u_i + v_{it}$. La componente dell'errore v_{it} non è correlata con i regressori - si veda ad esempio Zellner, Kmenta e Dréze (1966): essa rappresenta l'influenza di effetti che si ritengono distribuiti casualmente quali gli errori di rilevazione e altri shock esogeni quali l'andamento climatico; u_i è una misura dell'inefficienza tecnica e, pertanto, $\Lambda \subseteq$ per tutti gli i . Si assume che u_i è identicamente e indipendentemente distribuito (iid) con media $\Lambda \subseteq$ e varianza $\Lambda \subseteq$ ed è indipendente da v_{it} che è iid(0, $\Lambda \subseteq$). Per $T > 1$ il modello è un'estensione del modello di Aigner, Lovell e Schmidt (1977) al caso dei dati *panel*. Infatti, riscrivendo il modello per $\Lambda \subseteq$ si ottiene:

$$\Lambda \subseteq \Lambda \subseteq$$

che è appunto il tradizionale modello panel, in cui a_i rappresentano gli effetti individuali non osservabili (*unobservable individual effects or firm effects*)¹³.

Le stime delle intercette si possono ottenere dal residuo del modello definito come

¹³ Per una buona esposizione introduttiva dell'econometria dei dati panel si vedano Greene (1990), Judge-Griffith-Hill-Lutkepohl-Lee (1980).

\hat{a}_i

in cui \hat{a}_i e \hat{a}_i sono rispettivamente la media della variabile dipendente ed indipendente per l' i -esimo individuo, e \hat{a}_i è il vettore delle stime ottenute dall'applicazione di uno degli stimatori panel.

Considerando il valore massimo di a_i come limite superiore dell'efficienza tecnica per il campione considerato, è possibile ottenere i singoli valori delle inefficienze u_i semplicemente dalla differenza tra il valore massimo dell'efficienza e le intercette individuali.

In altri termini si ha che:

\hat{a}_i

da cui, ponendo \hat{a}_i si ottiene: \hat{a}_i .

Se l'output è misurato in logaritmi, gli indicatori di efficienza sono dati da \hat{a}_i .

Con alcuni facili passaggi algebrici si dimostra che:

\hat{a}_i .

cosicché gli indici d'efficienza ottenuti possono essere interpretati come il rapporto tra l'output corrente e quello virtuale (cioè quello che sarebbe stato possibile ottenere se l'impresa era efficiente al 100%).

La possibilità di ottenere la misurazione delle efficienze *individuali* rappresenta uno dei punti di forza peculiari dell'econometria *panel* applicata alla

stima di frontiere di produzione. Le usuali tecniche cross-section non possono infatti raggiungere questo grado di specificità nei risultati, in quanto non permettono di isolare il termine di errore dall'efficienza della singola impresa senza ricorrere a ipotesi *a priori* sulla distribuzione di quest'ultima.

Le efficienze individuali possono inoltre essere misurate con riferimento a degli standard assoluti nel caso in cui la numerosità del campione risulti elevata. Per grandi valori di N il valore di $\lambda \square$ può dunque ragionevolmente approssimare il valore di massima efficienza: in altre parole si considera l'impresa (tecnicamente) più efficiente del campione come 100% efficiente (Schmidt-Sickles, 1984).

L'ulteriore vantaggio dell'applicazione delle metodologie panel in questo contesto consiste nella possibilità di verificare l'assunzione dell'ortogonalità tra efficienza individuale ed il set di regressori utilizzato; infatti, quando si utilizzino dati cross-section, tale ipotesi, nonostante rappresenti una condizione necessaria per l'ottenimento di stime corrette, non può essere sottoposta a verifica.

L'econometria dei panel permette non solo di procedere alla verifica statistica dell'ipotesi di indipendenza delle intercette individuali del modello, ma permette anche di analizzare il tipo di legame eventualmente presente tra intercette e regressori, proponendo stimatori ottimali nelle diverse situazioni che possono presentarsi¹⁴.

Per il modo in cui si determina il livello di riferimento per l'efficienza degli individui del campione analizzato, questa metodologia appare piuttosto sensibile alla presenza di eventuali *outliers*. Essendo questi riferibili alle

¹⁴ Lo studio del problema dell'eventuale correlazione tra le intercette individuali ed i regressori del modello è fondamentalmente basato sul confronto tramite test di Hausman (1978) degli stimatori.

osservazioni 'estreme', il rischio è infatti quello di riportare i valori delle efficienze individuali a un valore di massimo divenuto tale solamente per anomalie nella rilevazione dei dati, comportando così la distorsione delle informazioni sul livello relativo delle inefficienze tecniche.

Giova comunque rilevare che il problema degli *outliers* è purtroppo comune a tutte le analisi di frontiera, proprio perché queste si riferiscono a un concetto di massimalità da ricercarsi tra le osservazioni disponibili che possono sempre presentare anomalie di rilevazione.

Tuttavia gli effetti distorsivi delle osservazioni anomale sono più rilevanti nelle analisi di tipo deterministico che in quelle di tipo stocastico. Ciò è imputabile a due fattori: da una parte i modelli di tipo stocastico incorporano un termine di errore che tiene conto di eventuali oscillazioni di tipo più o meno casuale, e sembra quindi poter "sopportare" meglio la presenza di outliers rispetto ai modelli di tipo deterministico. Inoltre la stima della frontiera stocastica tramite metodologie econometriche tiene conto di tutte le osservazioni del campione, cosicché l'influenza degli eventuali outliers è in qualche modo mitigata (i.e. dipende dalla loro relativa numerosità nel campione), mentre le frontiere di tipo deterministico sono determinate con esclusivo riferimento alle osservazioni estreme.

Nel presente lavoro si utilizzeranno vari stimatori panel, da quelli più classici (*within* e *GLS*) a uno di quelli recentemente proposti al fine di generalizzare i risultati e superare alcuni dei vincoli relativi all'ortogonalità tra regressori e intercette individuali ovvero all'impossibilità di determinare i coefficienti dei regressori *time-invariant*. Nella Tab. 1 vengono sinteticamente esposte le caratteristiche degli stimatori utilizzati. Per maggiori informazioni sui

vari stimatori si vedano Greene (1990) e Hausman-Taylor (1981).

Λ Ε.

4.2. Efficienza tecnica *input specific* ed efficienza allocativa

L'approccio all'analisi dell'efficienza tecnica illustrata nelle pagine precedenti permette di ottenere informazioni relative all'utilizzazione più o meno ottimale degli input nel processo produttivo; tuttavia, riferendosi a un concetto di efficienza di tipo radiale, non permette di ottenere alcuna informazione a livello dei singoli input.

Il problema della misurazione dell'efficienza tecnica relativa all'utilizzazione dei singoli input (ISTI: *Input Specific Technical Efficiency*) viene affrontato e risolto da Kumbhakar (1988,1989, 1990), che utilizza un concetto di efficienza tecnica non radiale applicato a dati panel.

Il metodo di Kumbhakar si basa sulla stima di equazioni di domanda di fattori derivate da una funzione di costo duale; pertanto, è necessario disporre dei prezzi degli input e ciò pone dei limiti all'applicazione dei dati della rete contabile RICA (che come si è detto sono carenti dal punto di vista della rilevazione dei prezzi dei fattori) oltre a sollevare problemi di natura teorica su cui non ci si sofferma.¹⁵

Inoltre, il modello di Kumbakhar non permette di ottenere in forma esplicita misure dell'efficienza allocativa, anche se si possono derivare degli

¹⁵ Tale questione è stata affrontata in Bartola-Sotte-Zanoli (1994).

indici approssimati (Bauer, 1990).

L'approccio che è stato utilizzato nel presente lavoro utilizza i coefficienti della funzione di frontiera stimata per calcolare le produttività marginali in valore (*prezzi ombra*) dei fattori.

Se le stime sono corrette e consistenti, un uso eccessivo di input verrà evidenziato da un valore della produttività marginale inferiore al prezzo d'uso (di mercato) del fattore; d'altro canto, se il prezzo ombra supera il prezzo di mercato del fattore ciò può essere interpretato come un utilizzo sub-ottimale del fattore ovvero, per i fattori quasi-fissi come la terra, come un "vincolo" al processo produttivo derivante da fattori istituzionali o simili.

Il problema maggiore è quello di stimare in modo consistente i coefficienti relativi ai fattori direttamente dalla funzione di produzione; questo è una questione a lungo dibattuta dagli studiosi di econometria, in quanto esistono problemi dovuti alla simultaneità degli input e degli output (si veda Varian, 1984, pag. 171 e seg.).

Tuttavia, come dimostrano Zellner, Kmenta e Drèze (1966), se il processo produttivo è stocastico e sequenziale (Antle, 1989) e se gli agricoltori sono consci dell'aleatorietà della produzione e dei relativi prezzi, le stime di una funzione di produzione Cobb-Douglas sono corrette e consistenti.

5. RISULTATI EMPIRICI

5.1. Le variabili utilizzate

In questa sezione verranno illustrati i risultati ottenuti dalla stima di un modello di frontiera stocastica applicato al panel di dati RICA 1986-92 relativi alle Marche.

Il modello utilizzato nel presente lavoro è un'estensione di quello di Schmidt e Sickles (1984) utilizzando lo stimatore di Hausman e Taylor (1981); quest'ultimo permette infatti di includere regressori che non variano nel tempo (*time-invariant*) senza tuttavia imporre la restrizione, assai impegnativa, di una perfetta ortogonalità tra *tutti* i regressori e gli effetti individuali. Sono stati altresì impiegati i consueti stimatori *panel* ed è stata effettuata la consueta verifica delle varie restrizioni implicite in ciascuno di essi e, in particolare, quella relativa alla non-correlazione tra i regressori e le intercette individuali. Per maggiori dettagli si rinvia alla letteratura econometrica citata in bibliografia.

La variabile dipendente utilizzata è stata prevalentemente la Produzione Lorda Vendibile (PLV) espressa in migliaia di lire, sia a valori correnti che

costanti, ma è stata anche effettuata una stima con il Valore Aggiunto deflazionato.

Il modello della frontiera di produzione a prezzi correnti è stato stimato per verificare (invero un po' crudamente) l'influenza della variazioni di prezzo sul processo di ottimizzazione degli agricoltori; l'ipotesi è che le differenze tra i livelli di efficienza tecnica riscontrati a prezzi costanti e quelli a prezzi correnti possono essere imputate a una migliore o peggiore abilità degli agricoltori di aggiustare la produzione in base ai prezzi attesi: l'efficienza misurata con la PLV a prezzi correnti può quindi, in prima approssimazione, essere considerata una misura dell'*efficienza di mercato*.

La frontiera con il Valore Aggiunto è stata invece impiegata per comprendere meglio il processo di ottimizzazione stesso. Infatti, se l'agricoltore è un agente che tende alla massimizzazione del risultato netto, nel lungo periodo (in assenza cioè di costi fissi e/o di vincoli istituzionali su alcune risorse) la massimizzazione dell'output dati i costi coinciderà con la massimizzazione dei profitti; nel breve periodo, tuttavia, per la presenza di vincoli nell'uso delle risorse, eventuali discrepanze tra la massimizzazione della PLV e del VA possono essere giustificate dalla possibilità che alcuni fattori fissi o quasi-fissi siano utilizzati in maniera sub-ottimale (possono cioè risultare in eccesso o in difetto) anche contro l'effettiva volontà dell'agricoltore.

L'analisi più puntuale di tale aspetto verrà comunque svolta attraverso l'analisi delle produttività marginali derivate dai coefficienti stimati.

Per quello che riguarda i regressori, le variabili utilizzate sono state il lavoro, i consumi intermedi, la terra e il capitale (mezzi meccanici, miglioramenti fondiari e capitale bestiame).

Le variabili espresse in valore (PLV, Valore Aggiunto e consumi intermedi) sono state deflazionate utilizzando gli appropriati indici dei prezzi desunti dall'Annuario INEA per gli anni relativi al campione utilizzato.

Tuttavia, per evitare il più possibile i problemi teorici connessi al modo in cui alcune voci di costo sono valorizzate (specialmente i capitali), per quello che riguarda i fattori si sono utilizzate variabili espresse in termini fisici a eccezione, come si è detto, dei consumi intermedi.

Il lavoro è espresso in numero di ore di lavoro non salariato complessivamente impiegate nell'attività agricola dell'azienda.

I consumi intermedi (espressi in migliaia di lire) sono costituiti dall'insieme di input variabili acquistati all'esterno dell'azienda. In questa variabile sono state comprese le spese riferite alle seguenti voci: acquisto sementi, fertilizzanti ed antiparassitari, noli di macchine ed attrezzi, spese per mangimi, foraggi e lettimi, altre spese specifiche.

I miglioramenti fondiari sono stati espressi con una *proxy* data dagli ettari di SAU irrigata.¹⁶

Il capitale macchine è espresso in cavalli vapore utilizzabili, mentre l'altitudine, espressa in metri sul livello del mare, è stata inserita nel modello per tentare di misurare gli effetti della diversa qualità delle risorse naturali (acclività e qualità della terra, clima, ecc.). Il capitale bestiame, misurato in UBA, è stato escluso dal modello finale in quanto creava problemi di multicollinearità (in particolare con la variabile consumi intermedi); tale scelta tuttavia non produce significative differenze nella stima dell'efficienza.

¹⁶In un primo momento si era inserito nel modello il valore degli investimenti fondiari così come risultante dai dati contabili; ma poi la variabile è stata esclusa sia per ragioni econometriche (scarso contributo esplicativo) sia per ragioni connesse ai dubbi relativi all'attendibilità della sua misurazione e alla difficoltà di disporre di un deflatore specifico.

Le variabili SAU, superficie irrigata ed altitudine presentano una scarsissima variabilità nel tempo, anche se non possono considerarsi time-invarianting in senso stretto. Per evitare problemi in fase di stima, in particolare per lo stimatore *within*, i valori di dette variabili sono stati sostituiti dai valori delle rispettive medie individuali.

La forma funzionale utilizzata è la Cobb-Douglas, largamente utilizzata nella letteratura, al di là delle limitazioni rappresentate dal fatto di essere un'approssimazione del primo ordine dell'incognita funzione di frontiera: essa offre risultati facilmente interpretabili e confrontabili da un punto di vista economico. Nonostante tale scelta possa apparire assai restrittiva, in realtà a nostro avviso tali limitazioni sono più apparenti che reali. Per una discussione più approfondita si rinvia a Bartola-Gambelli-Sotte-Zanoli (1994), oltre a quanto già detto in precedenza a proposito della tesi di Zellner-Kmenta e Drèze.

Inoltre, l'uso di variabili espresse in forma logaritmica ha mitigato l'eteroschedasticità eventualmente causata dalle differenze nelle dimensioni aziendali.

5.2. I risultati della stima

Nella Tabella 1 sono riportati i risultati delle stime ottenute dall'applicazione dei diversi stimatori panel al modello con la PLV a prezzi costanti, unitamente ai risultati dei test effettuati. Per motivi di spazio non si riportano i coefficienti degli altri due modelli, per i quali valgono comunque le considerazioni che seguono.

Prima di procedere a un'analisi dettagliata dei risultati delle stime, è

opportuno analizzare gli esiti dei test a cui è stato sottoposto il modello, in quanto da questi dipende la scelta dello stimatore.

Il primo test è mirato a verificare se le intercette individuali riferibili alle singole imprese presentano delle significative diversità tra loro. Una preliminare applicazione di tale test è essenziale in quanto solo in presenza di dette diversità è giustificabile l'applicazione dei vari stimatori panel. Il test, del tipo F, studia l'effetto del vincolo di uguaglianza a zero di tutti i coefficienti di intercetta dello stimatore within congiuntamente considerati. Il valore del test di 10, con un valore di probabilità associato pari a zero, respinge nettamente l'ipotesi nulla di uguaglianza delle intercette individuali, legittimando la prosecuzione dell'applicazione dei diversi stimatori panel.

L'altro test fondamentale per l'analisi panel è il test di Hausman di corretta specificazione dello stimatore GLS. Infatti, tale stimatore è il migliore disponibile nel caso di ortogonalità tra effetti individuali e regressori, ma risulta distorto e inconsistente nel caso opposto. Il test, del tipo chi-quadro, assume un valore pari a 118 e pertanto impone il rifiuto dell'ipotesi di ortogonalità tra intercette e regressori.

Visti i risultati del test di Hausman, e considerato che l'utilizzazione dello stimatore within appare poco percorribile data la sua incapacità di misurare i coefficienti dei fattori fissi, è necessario fare riferimento allo stimatore di Hausman-Taylor [HT](1981). Quest'ultimo appartiene a una classe di stimatori che permette di procedere alla stima completa dell'intero set di parametri del modello anche in assenza delle condizioni richieste dallo stimatore GLS, sempre che alcuni regressori siano ortogonali rispetto alle intercette individuali.

¹⁷ In particolare la condizione di ordine che deve essere rispettata è che il numero di regressori time-varying non correlati con le intercette sia superiore o uguale al numero di regressori time-

Analizzando le caratteristiche delle variabili esplicative impiegate nel modello iniziale, si sono individuate come potenzialmente endogene i consumi intermedi ed il capitale macchine.

I coefficienti stimati, data la natura della forma funzionale considerata, sono interpretabili come elasticità dell'output rispetto all'impiego degli input.

Come è noto, la somma dei coefficienti di pendenza di una funzione di tipo Cobb-Douglas offre informazioni in merito al tipo di rendimenti di scala presenti nel modello. Il valore di tale somma, nel caso dello stimatore HT, è pari a circa 0,98, evidenziando la presenza di rendimenti sostanzialmente costanti.

In merito ai coefficienti stimati, occorre considerare che questi, rappresentando delle elasticità, non offrono informazioni in merito a eventuali situazioni di eccesso o scarsità di impiego dei singoli input. Si rinvia dunque l'illustrazione dei risultati relativi alla stima di detti coefficienti al momento in cui si prenderanno in considerazione i valori stimati delle produttività marginali dei singoli fattori¹⁸ nell'ambito dell'analisi dell'efficienza allocativa.

5.3. Efficienza tecnica e vincoli alla produzione

La figura 1 mostra gli istogrammi relativi all'efficienza nel campione utilizzato per la stima per quello che riguarda i tre modelli di frontiera; come si può vedere dal prospetto qui sotto l'efficienza tecnica media per la frontiera PLV a prezzi costanti leggermente più elevata di quella della frontiera del Valore Aggiunto e leggermente inferiore a quella della PLV a prezzi correnti.

invariant endogeni.

¹⁸ I valori delle produttività marginali sono stati ottenuti moltiplicando i valori delle elasticità stimate per la produttività media *ex-ante*, data dal rapporto tra PLV e impiego del singolo input.

Prosp. 2: Statistiche descrittive della distribuzione dell'efficienza tecnica aziendale

	<u>PLV cost.</u>	<u>VA</u>	<i>PLV corr.</i>
Media	80.60	77.61	81.48
Errore standard	0.41	0.50	0.42
Mediana	80.48	77.65	81.42
Dev. standard	6.40	7.82	6.48
Varianza	40.90	61.12	41.98
Curtosi	0.36	0.15	0.24
Skewness	0.22	0.17	0.20
Range	40.51	47.53	39.81
Valore Minimo	59.49	52.47	60.19
Valore Massimo	100.00	100.00	100.00

Dunque le imprese sembrano essere tecnicamente più efficienti nel massimizzare la loro produzione di quanto non riescano a fare con il valore aggiunto, mentre gli agricoltori sembrano (relativamente) più efficienti nel rispondere alle variazioni nei prezzi di mercato.

Dato che l'impresa più efficiente (che è la stessa in tutti i tre casi) è

100% efficiente, i risultati mostrano che, in media, l'impresa potrebbero aumentare il loro output del 20% e il loro valore aggiunto del 23%. Tali risultati sono sostanzialmente consistenti con quanto ottenuto in precedenza sul campione costante 1986-90 (Bartola-Sotte-Gambelli-Zanoli, 1994); è stata quindi effettuata un'analisi per tre sottocampioni temporali del *panel* 1986-92. Più precisamente il modello di frontiera con la PLV a prezzi costanti è stato stimato per i sottocampioni 1986-88, 1988-90, 1990-92, così come è stato effettuato un confronto tra il sottocampione 1986-89 e quello 1990-92: tale analisi, che non può propriamente chiamarsi dinamica, ha tuttavia mostrato come l'efficienza media del campione sia andata decisamente e sostanzialmente aumentando nell'arco di tempo che va dal 1986 al 1992. Tale risultato farebbe pensare all'esistenza di un processo di *learn-by-doing* da parte degli agricoltori, nonostante i vincoli istituzionali esistenti al raggiungimento di una maggiore efficienza, come si vedrà in seguito.

In merito a questi risultati vanno fatte le seguenti considerazioni:

1) per il tipo di normalizzazione utilizzata, l'impresa più efficiente del campione è efficiente al 100%: ciò significa che gli indici di efficienza presentati sono relativi e non sono necessariamente confrontabili con quelli di un campione costante con un numero di imprese differente. Tuttavia, l'analisi effettuata mostra come il livello medio di efficienza sia sostanzialmente lo stesso sia per il campione costante di 303 aziende 1986-90 che per il sub-campione di 241 imprese 1986-92 utilizzato nel presente studio.

2) gli indici di efficienza ottenuti sono sensibili all'influenza di variabili latenti (in particolare la diversa qualità delle risorse e dei fattori utilizzati) che non si sia riusciti a isolare nel modello e potrebbero riflettere in parte anche tali

effetti latenti oltre quello della diversa qualità imprenditoriale. Tuttavia, come l'analisi che segue mostrerà, tale problema sembra non essere di particolare rilevanza, cosicché le misure di efficienza ottenute possono essere ritenute degli indicatori soddisfacenti della qualità imprenditoriale relativa degli agricoltori del campione.

3) dal punto di vista della politica agraria, bisogna affiancare i risultati ottenuti con gli indicatori di produttività e di efficienza allocativa, al fine di comprendere le *ragioni* dei differenziali di efficienza tecnica.

La tabella 3 e le figure 5-17 mostrano l'andamento dell'efficienza tecnica in varie classi d'impresе: nella tabella l'efficienza media del campione complessivo è posta pari a 100 e gli indici medi per ogni classe sono stati normalizzati rispetto alla media complessiva.

Da un esame congiunto della tabella e delle figure si nota che l'efficienza aumenta in generale con l'aumentare del livello della PLV, del VA e dell'UDE, anche se in generale l'efficienza tecnica non pare correlata con le dimensioni della SAU aziendale. Tuttavia, la SAU media delle imprese più efficienti, pari a 32 Ha, è quasi il doppio della media del campione (17 Ha).

Inoltre, l'efficienza non è correlata con l'altitudine delle aziende, come era da attendersi vista la significatività del parametro dell'altitudine nelle funzioni stimate. Sebbene la qualità delle risorse non sia probabilmente del tutto catturato da tale variabile, il ruolo che essa svolge in questo modello è più che soddisfacente data la mancanza di altri indicatori.

Le imprese più efficienti sono situate nell'OTE 4 e nella classe che raggruppa gli OTE 6, 7 e 8 (in quest'ultima classe ricade l'impresa più efficiente del campione, che sfrutta l'integrazione tra cerealicoltura e allevamento di

granivori); in generale sono le imprese a elevata specializzazione zootecnica quelle che ottengono i risultati più soddisfacenti (si vedano anche le fig. 12-13), probabilmente a causa di un miglior impiego della manodopera. Ma su questo punto si tornerà in seguito.

Un'ultima considerazione va fatta relativamente alla distribuzione dell'efficienza tecnica in relazione alle variabili socio-economiche. Attraverso i rilevatori dell'ESAM è stato infatti possibile integrare le informazioni della banca dati INEA-RICA con quelle relative all'età e al titolo di studio degli agricoltori del campione, nonché al tipo di impegno nell'azienda (a tempo pieno o a tempo parziale).

Dal punto di vista statistico non esiste correlazione evidente tra l'efficienza misurata e tali variabili (fig. 14-17); tuttavia può risultare interessante notare come gli agricoltori più efficienti abbiano un'età compresa tra i 50 e i 60 anni e che sia pertanto possibile ipotizzare, per alcuni di essi, una provenienza mezzadrile. Non è qui possibile inferire altre conclusioni, anche perché l'età media degli agricoltori presenti nel campione è pari a 55 anni (e la differenza con l'età media del conduttore per le imprese con un'efficienza superiore al 90%, 57 anni, non è statisticamente significativa) e non si avevano dati disponibili sulla forma di conduzione esistente prima del 1986; tuttavia tale ipotesi interpretativa appare interessante alla luce dei risultati di altre ricerche (Bartola-Zanoli, 1989).

In conclusione, le imprese più efficienti dal punto di vista tecnico sono quelle di dimensioni economiche maggiori con un'elevata specializzazione zootecnica: la PLV per ettaro di SAU per la media delle imprese più efficienti (eff>90%) è infatti quasi il doppio di quella media del campione (6.049.000 lire

contro 3.115.000) mentre la PLV zootecnica rappresenta il 51% della PLV totale (il 24% per la media di tutte le imprese).

5.4. Produttività ed efficienza allocativa

Se il concetto di efficienza tecnica è connesso con la misurazione dell'impiego *assoluto* di input dato l'output (ottimale), l'efficienza allocativa si riferisce al loro impiego *relativo*¹⁹: l'agricoltore sarà pertanto inefficiente dal punto di vista economico (o allocativo) se utilizza i fattori in proporzioni sbagliate, ovvero se non li impiega in modo tale da uguagliare il rapporto tra le produttività dei fattori con il rapporto tra i loro prezzi.

L'esistenza di efficienza tecnica è condizione necessaria perché vi sia efficienza allocativa, ma un'impresa può essere efficiente dal punto di vista tecnico ed essere inefficiente dal punto di vista allocativo. L'esistenza di inefficienze dal punto di vista economico possono dipendere da vari fattori, tra cui l'esistenza di vincoli istituzionali, e non può quindi essere imputato solamente a distorsioni di tipo manageriale.

Per misurare il livello di efficienza economica delle imprese del campione, sono state calcolate le produttività marginali in valore per ciascun fattore impiegato nel modello di frontiera con la PLV a prezzi costanti.

La tabella 4 mostra il valore medio delle produttività marginali stimate per l'intero campione, così come gli indici dei valori medi di tali produttività per

¹⁹ Tuttavia, si ricorda che mentre l'efficienza economica è un concetto, in qualche modo, "assoluto", quello di efficienza tecnica misurato attraverso il modello della frontiera di produzione è, invece, di tipo "relativo": l'efficienza è infatti misurata *in relazione* all'impresa che sta, appunto, sulla frontiera.

le varie classi di imprese normalizzati rispetto al valore medio della produttività marginale per l'intero campione. Valori inferiori a cento indicano che la produttività marginale per una determinata classe è inferiore al valore medio del campione, viceversa per i valori superiori a cento.

Siccome tutti i fattori, a eccezione dei consumi intermedi, sono misurati in quantità fisiche, i valori assunti dalle produttività marginali possono essere interpretati come *prezzi ombra* di tali fattori. Pertanto se tutte le imprese fossero efficienti e il mercato dei fattori perfettamente concorrenziale e non vi fossero limiti alla loro libera acquisizione e cessione (*free disposal* degli input), i valori stimati dovrebbero uguagliare i prezzi (d'uso) di mercato dei fattori stessi (*market rental prices*).

Per quanto riguarda i consumi intermedi, il valore assunto dalla produttività marginale dovrebbe uguagliare l'unità in presenza di efficienza e concorrenza perfetta.

Pertanto, un valore della produttività marginale superiore al prezzo di mercato del fattore indicherà che esso è utilizzato in quantità inferiori a quelle ottimali ovvero che è scarso, mentre un valore inferiore sarà indice di un utilizzo eccessivo del fattore ovvero che esso è troppo "abbondante" (vi sono cioè dei vincoli alla sua mobilità).

Dalla tabella 7 si conclude dunque che nel campione di imprese analizzato esistono problemi allocativi, come del resto era lecito attendersi in seguito all'analisi svolta in riferimento all'efficienza tecnica.

Se infatti si analizzano i valori medi assunti dalle produttività marginali per l'intero campione, si nota che la disponibilità di terra e la qualità delle risorse misurata dall'altitudine costituiscono tutti dei vincoli per l'impresa, in ragione

della loro insufficiente disponibilità. La manodopera non salariata e il capitale macchine risultano invece sovrabbondanti.

La disponibilità di superficie irrigata come *proxy* dei miglioramenti fondiari sembra sostanzialmente ottimizzata e presenta valori inferiori a quelli ottenuti in studi precedenti (Bartola-Sotte-Zanoli, 1992; Bartola-Gambelli-Sotte-Zanoli, 1994).

Per quello che riguarda i consumi intermedi (l'unica variabile per la quale è agevole ipotizzare la libera disponibilità), essa risulta sostanzialmente ottimizzata (eventualmente può ipotizzarsi un lieve eccesso nell'uso di tali input), dato che il valore medio della produttività marginale è prossimo all'unità (0,96). Tale ultimo risultato conferma quanto già trovato in precedenza (Bartola-Sotte-Arzeni, 1990; Bartola-Sotte-Zanoli, 1992) e smentisce il risultato, assai anomalo, riscontrato in Bartola-Gambelli-Sotte-Zanoli (1994) in relazione al campione costante 1986-90.

Procedendo all'analisi per classi di aziende, si riscontra come il *lavoro*, che presenta in media un prezzo ombra pari a 880 lire/ora, è maggiormente in eccesso nelle aziende ortofrutticole (OTE 2 e 3) e in quelle miste (OTE 6, 7 e 8), mentre la sua produttività cresce con l'aumentare della scala produttiva, sia in termini di PLV che di SAU. Ciò sembrerebbe indicare, a conferma di precedenti risultati, che la dimensione media aziendale è ben al di sotto della soglia ottimale. Viene dunque confermata l'immagine di un'agricoltura inefficiente in quanto composta da troppe imprese troppo piccole, in cui la manodopera è sotto-occupata.

Per quanto riguarda i *consumi intermedi*, si è già detto della sostanziale ottimizzazione a livello di campione complessivo. Le aziende che appaiono più

intensive nell'impiego di tali input sono quelle di pianura e collina medio-bassa, mentre in alta collina e in montagna l'impiego di tali fattori variabili sembrerebbe sub-ottimale. Per questo fattore non vi sono differenze significative per quanto riguarda le altre classi, anche se l'analisi per OTE indica che si è in presenza di un lieve eccesso d'intensificazione produttiva specialmente per quello che riguarda le aziende cerealicole e miste, mentre quelle orticole potrebbero beneficiare da un leggero aumento nel consumo di input intermedi. In ogni caso gli scostamenti dalla media, come si può vedere dalla tabella, sono relativamente modesti.

Le *macchine*, come si è detto, decisamente non sono un fattore che limita lo sviluppo delle aziende analizzate; la potenza meccanica sembra particolarmente in eccesso per le aziende di piccole dimensioni, ma anche quelle medio-grandi non presentano situazioni molto differenti. Dal punto di vista della tipologia produttiva, l'agricoltura mista è quella in cui la potenza meccanica è maggiormente in eccesso, forse anche a causa della minore specializzazione di tali imprese, mentre le aziende viticole e frutticole sono quelle che presentano la produttività più elevata, anche se sempre inferiore a quella ottimale.

La disponibilità di *terra* (SAU) risulta particolarmente vincolante oltre che, come è ovvio, per le aziende con poca terra, soprattutto per quelle di dimensione economica maggiore. Inoltre la terra risulta particolarmente scarsa in pianura, dove è più produttiva, che in montagna o in collina, a dimostrazione che l'altitudine è una buona *proxy* della qualità della terra. A livello di OTE non s'individuano differenze sostanziali, anche se la terra risulta relativamente più scarsa per l'ordinamento orticolo e per quello a erbivori.

I *miglioramenti fondiari*, espressi dalla disponibilità di superficie

irrigata risultano più vincolanti per le aziende maggiormente estese, per quelle di collina medio-alta e per quelle orto-frutticole. Anche qui i risultati sono sostanzialmente in linea con quanto riportato in Bartola-Sotte-Zanoli (1992).

La *qualità delle risorse*, espressa dall'altitudine media aziendale, assume un valore medio di -15.180 lire/mslm, sempre in linea con i risultati di precedenti studi. Per quanto riguarda i sotto-campioni, non sembra esservi alcun pattern particolare nella distribuzione di tale produttività, a dimostrazione della distribuzione sostanzialmente casuale di tale risorsa tra le varie imprese.

6. CONCLUSIONI

I recenti sviluppi dell'analisi di efficienza basati sull'utilizzo dell'econometria *panel* hanno rinnovato l'interesse per lo studio delle frontiere di tipo stocastico, vivacizzando il dibattito relativo alla scelta tra le impostazioni di tipo matematico e quelle di tipo statistico per l'analisi dell'efficienza.

Nel presente lavoro si sono illustrati alcuni approcci econometrici all'analisi dell'efficienza con dati panel, proponendo un'applicazione empirica di una delle metodologie presentate al campione costante di dati contabili relativi alle Marche per gli anni 1986-92.

L'applicazione dell'analisi panel per lo studio dell'efficienza tecnica ha prodotto risultati caratterizzati da una elevata qualità delle stime. Il quadro generale dell'agricoltura regionale emergente dall'analisi svolta è quello di un settore economico caratterizzato da valori delle elasticità dei fattori rispetto all'output estremamente basse, accompagnati da produttività marginali elevate della terra e assai basse per il lavoro e il capitale macchine.

L'aspetto più problematico dell'agricoltura marchigiana sembrerebbe dunque essere costituito dalla dimensione del fondo agricolo. La SAU è infatti caratterizzata da una produttività relativamente alta, che è indice di inefficienza

allocativa. Non sembra però ragionevole supporre che tale situazione sia dovuta a errori di ottimizzazione da parte degli imprenditori, incapaci d'individuare nella dimensione delle imprese il fattore cruciale per lo sviluppo. e l'analisi dell'efficienza tecnica per classi di SAU mostra come non vi sia sostanziale disparità di performance tra le imprese di minori dimensioni e quelle più estese.

Più verosimilmente la disponibilità di terra va considerata, nel presente contesto economico, come un vincolo strutturale su cui gli agricoltori sono impossibilitati ad agire, almeno nel breve termine.

Dall'analisi svolta, dunque, resta confermato il quadro interpretativo tracciato negli studi precedenti svolti con tecniche di analisi dei dati di tipo *cross-section*. Resta pure immutato l'auspicio che un miglioramento nella qualità dei dati e nella loro rappresentatività permetta di guardare ai risultati esposti in questo e nei precedenti lavori come estensibili all'agricoltura regionale nel suo complesso.

BIBLIOGRAFIA

Aigner D.J., Lovell C.A.K., Schmidt P.: "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models", *Journal of Econometrics*, 6, 1977.

Alvisi F., Filippucci C.: *Problemi e prospettive per l'utilizzazione della rete di contabilità agraria in Emilia-Romagna*, Calderini, Bologna, 1993.

Antle J. M.: *Dynamics, Causality, and Agricultural Productivity*, in Capalbo S., Antle J.M. (a cura di), *Agricultural Productivity: Measurement and Explanation*, Washington, D.C., Resources for the Future, 1989.

Barker T., Pesaran M. H.: *Disaggregation in Econometric Modelling*, Routledge, London, 1990.

Bartola A., Gambelli D., Sotte F., Zanolì R.: "Efficiency and Production Constraints in Italian Agriculture: A Frontier Production Study with Panel Data", in H. Guyomard, L.P. Mahé, K.J. Thomson (eds.), *The Technology of Primary Production. Modelling Agricultural Supply Response for Policy Analysis: The State of the Art*, 1994 (in corso di stampa).

Bartola A., Sotte F., Arzeni A.: "Produttività delle risorse,

complementarità e sostituibilità delle produzioni nell'agricoltura marchigiana" in G. Russino (a cura di), *L'evoluzione dell'agricoltura regionale nel 1988*, ESAM, Ancona, 1990.

Bartola A., Sotte F., Zanolì R.: "Vincoli alla produzione e valutazione dell'efficienza aziendale nell'agricoltura marchigiana (1986-90): analisi econometrica con i dati della RICA", in Russino G. (a cura di), *L'evoluzione dell'agricoltura regionale nel 1989 e 1990*, Ancona, ESAM, 1992.

Bartola, A., Zanolì R.: "Consumi di suolo agricolo: proposta di un metodo di analisi e applicazioni alla Regione Marche", in *Problemi Economici nei Rapporti tra Agricoltura e Ambiente* (Atti del XXV Convegno di Studi della Società Italiana Di Economia Agraria, Ancona-ottobre 1988), SIDEA-Il Mulino, Bologna, 1989.

Battese G.E.: "Frontier Production Functions and Technical Efficiency: A Survey of Empirical Applications in Agricultural Economics", *Agricultural Economics*, vol. 7, 1992.

Bauer P.W.: "Recent developments in the econometric estimation of frontiers", *Journal of Econometrics*, 46, 1990

Chambers R.G.: *Applied Production Analysis: A Dual Approach*, Cambridge University Press, Cambridge, 1988.

Cochran W.G.: *Sampling Techniques*, 3a ed., Wiley, New York, 1977.

Corwell C., Schmidt P., Sickles R.: "Production Frontiers with Cross-sectional and Time Series Variation in Efficiency Levels", *Journal of Econometrics*, vol. 46, 1990.

Fabbris L.: *L'indagine campionaria*, NIS, Roma, 1989.

Farrell M.J.: "The Measurement of Productive Efficiency", *Journal of*

Royal Statistical Society, A 120, 1957.

Greene W.H.: *Econometric Analysis*, New York-London, McMillan, 1990.

Hausman J.A., Taylor W.E.: "Panel Data and Unobservable Individual Effects", *Econometrica*, vol. 49, 1981.

Judge G.G., Griffiths W.E., Hill R.C., Luetkepohl H., Lee T.: *The Theory and Practice of Econometrics*, 2nd Ed., New York, Wiley, 1980.

Kish L.: *Sampling methods for agricultural surveys*, FAO, Roma, 1989.

Kumbakhar S.C.: *Estimation of Technical Efficiency using Flexible Functional Form and Panel Data*, "Journal of Business and Economic Statistics", vol. 7, 1989.

Lau L.J.: *Existence conditions for aggregate demand functions: The case of multiple indexes*, Technical Report no. 249 (R), Nov. 1977, Institute for Mathematical Studies in the Social Sciences, Stanford University, Stanford, CA, 1977.

Lippi M.: "On the Dynamic Shape of Aggregated Error Correction Models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 1988b.

Lippi M.: "On the Dynamics of Aggregate Macroequations: from Simple Microbehaviors to Complex Macrorelationships", in G. Dosi, C. Freeman, C. Nelson, R. Silverberg, L. Soete (eds.), *Technical Change Economic Theory*, Frances Pinter, Londra, 1988a.

Maietta O.W.: "Misure di produttività ed efficienza: una rassegna dei recenti sviluppi", *Rivista di Economia Agraria*, vol. 47, 1992.

Perali F., Rossi N. (1991): *Relazione Aggregate e Microcomportamenti nel Sistema Agro-Alimentare Italiano*, dattiloscritto, sett. 1991.

Quiggin J., Bui-Lan A.: "The use of cross-sectional estimates of profit functions for tests of relative efficiency: a critical review", *Australian J. of Agricultural Economics*, 28(1), 1984.

Schmidt P., Sickles R.C.: "Production Frontiers and Panel Data", *J. of Business & Economic Statistics*, 2(4), 1984.

Seiford L.M., Thrall R.M.: "Recent Developments in DEA. The Mathematical Programming Approach to Frontier Analysis", *Journal of Econometrics*, 46, 1990.

Sickles R., Good D., Johnson R.: "Allocative Distorsion and the Regulatory Transition of the Airline Industry", *Journal of Econometrics*, vol. 33, 1986.

Zellner A.S., Kmenta J., Drèze J.: "Specification and Estimation of Cobb-Douglas Production Function", *Econometrica*, 34, 1966.

INDICE

1. INTRODUZIONE.....	2
2. LA QUALITÀ DEI DATI CONTABILI	6
2.1. Cenni generali.....	6
2.2. Il campione utilizzato nell'analisi.....	8
3. L'ANALISI DI EFFICIENZA.....	15
4. LA METODOLOGIA ADOTTATA.....	19
4.1. Modello con efficienza costante nel tempo e coefficienti della funzione di frontiera costanti tra individui.....	19
4.2. Efficienza tecnica input specific ed efficienza allocativa.....	24
5. RISULTATI EMPIRICI.....	26
5.1. Le variabili utilizzate.....	26
5.2. I risultati della stima.....	29
5.3. Efficienza tecnica e vincoli alla produzione.....	31
5.4. Produttività ed efficienza allocativa.....	36
6. CONCLUSIONI	41
BIBLIOGRAFIA.....	43

