

INEA
ISTITUTO NAZIONALE
DI ECONOMIA AGRARIA



RIVISTA DI ECONOMIA AGRARIA

ANNO LXV, N. 1, MARZO 2010



Edizioni Scientifiche Italiane

Rivista di Economia Agraria

Anno LXV - n. 1 - marzo 2010

Rivista di Economia Agraria

Periodico Trimestrale

Anno LXV - n. 1 - marzo 2010

La Rivista di Economia Agraria, di cui è proprietario l'Istituto Nazionale di Economia Agraria, è pubblicata con la collaborazione della Società Italiana di Economia Agraria.

La Rivista di Economia Agraria, trimestrale scientifico di analisi settoriale, pubblica studi di economia e politica agraria, forestale e ambientale, di economia agro-alimentare e di sociologia rurale.

COMITATO DI DIREZIONE

Gianluca Brunori
Roberto Pretolani
Emanuele Schimmenti
Anna Vagnozzi

DIRETTORE RESPONSABILE

Gianluca Brunori

SEGRETERIA DI REDAZIONE

Responsabile: Manuela Cicerchia
Consulenza linguistica: Margaret Loseby
Revisione bozze: Gabriella Spigarelli

SEGRETERIA TECNICA

Paola Franzelli, Roberta Ioiò, Roberto Lampisti, Francesca Pierri

Questa rivista è presente nel repertorio bibliografico della banca dati EconLit/Journal of Economic Literature (American Economic Association)

La Direzione e la Redazione della Rivista di Economia Agraria hanno sede presso l'Istituto Nazionale di Economia Agraria, via Nomentana 41, 00161 Roma.

I lavori inviati alla Rivista vengono sottoposti, in forma anonima, al giudizio di due o più *referees*. Gli scritti pubblicati impegnano solo la responsabilità dell'autore.

È vietata la riproduzione anche parziale degli articoli senza chiara indicazione della fonte dell'autore. I libri per recensione vanno inviati alla direzione.

Numero chiuso nel mese di novembre 2010

Fotocopie per uso personale del lettore possono essere effettuate nei limiti del 15% di ciascun volume/fascicolo di periodico dietro pagamento alla SIAE del compenso previsto dall'art. 68, comma 4 della Legge 22 Aprile 1941, n. 633 ovvero dall'accordo stipulato tra SIAE, AIE, SNS e CNA, CONFARTIGIANATO, CASA, CLAAI, CONFCOMMERCIO, CONFESERCENTI, il 18 dicembre 2000.

Associazione Italiana per i Diritti di Riproduzione delle Opere dell'ingegno (AIDRO)
via delle Erbe, 2 - 20121 Milano.
Tel. e fax: 02 809506 e-mail: aidro@iol.it

Registrazione presso il Tribunale di Bologna al n. 4549 del 5/5/1977
Spedizione in a.p. art. 2 comma 20/b Legge 662/96 filiale di Napoli
Periodico esonerato da B.A.M. art. 4, 1° comma n. 6, D.P.R. del 6/10/1978.

Sommario

SAGGI E RICERCHE

GIANNI CICIA, MARCELLA CORDUAS, TERESA DEL GIUDICE, DOMENICO PICCOLO: Una nuova proposta metodologica per l'analisi delle preferenze del consumatore: una applicazione del modello CUB al consumo di caffè equo-solidale
A new method for valuing consumer preferences expressed through ordinal scale 5

GABRIELE DONO, GRAZIANO MAZZAPICCHIO: Effetti della riforma Fischler e influenze dei cambiamenti climatici sull'attività di irrigazione in un'area del Mediterraneo
Effects of Fischler reform and influences of climate change on the irrigation activity in a Mediterranean area 21

DOMENICO CARLUCCI, ANTONIO SECCIA: Vini varietali e vitigni autoctoni: evidenze empiriche del mercato italiano
Varietal wines and autochthon varieties: empirical evidences of Italian market 43

RAFFAELE ZANOLI, DANILO GAMBELLI, FRANCESCO SOLFANELLI: Come sopravvivere nel biologico: uno studio delle aziende agro-biologiche marchigiane mediante analisi di sopravvivenza
How to survive into the organic sector: a survey of Marche's organic farms through survival analysis 63

NOTE DI RASSEGNA E DOCUMENTAZIONE

EMANUELE FONTANA: Valutazione delle aziende agricole per la concessione di credito agrario
The evaluation of farms for access to agricultural financing 83

GIACOMO BRUSCHELLI, LUISA PAOLOTTI, LUCIA ROCCHI: Per
una felice economia ecologica: uno stato dell'arte
For a happy ecological economics: a state of the art

97

RECENSIONI

ORNELLA WANDA MAIETTA: L'analisi dell'efficienza: tecniche
di base ed estensioni recenti, di G. Zanni

121

Pubblicazioni e ricerche INEA

125

Acquisizioni alla Biblioteca INEA

127

Come sopravvivere nel biologico: uno studio delle aziende agro-biologiche marchigiane mediante analisi di sopravvivenza

1 - INTRODUZIONE

Lo sviluppo dell'agricoltura biologica in Italia è un fenomeno relativamente recente; dopo un primo periodo di grande sviluppo – quasi esponenziale – seguito all'entrata in vigore del regolamento CE 2092/91 sulla definizione e certificazione dei prodotti biologici e all'approvazione dei primi contributi al settore a seguito del regolamento CE 2078/92 – a partire dal 2001 – il settore ha subito un notevole rallentamento. Nei primi anni del nuovo secolo il numero di aziende biologiche è diminuito, così come quello degli ettari (Zanoli, 2007). Nonostante ciò, a fine 2008 l'Italia tuttavia rappresenta ancora con le sue oltre 44.000 aziende e poco più di un milione di ettari il paese “più biologico d'Europa”, contando approssimativamente un quarto delle aziende agricole biologiche e della SAU biologica dell'Unione Europea; inoltre, l'incidenza della SAU biologica sul totale della SAU (7,875%) era fra le più alte in Europa.

In questo contesto, le Marche sono annoverabili tra le regioni pioniere del metodo di produzione biologico in Italia (Santucci, 1997). A differenza di molte altre realtà regionali che hanno avuto uno sviluppo tardivo e dettato in maniera preponderante dalla disponibilità di sussidi alle superfici gestite nel rispetto del regolamento CE 2092/91, in questa regione l'agricoltura biologica si è diffusa in modo molto graduale, sulla spinta non solo degli aiuti previsti dal Piano di sviluppo rurale, ma anche dall'orientamento di alcune importanti aziende verso i mercati nazionali ed esteri. Ciononostante, anche nelle Marche, soprattutto all'inizio del nuovo millennio, un certo numero di produttori

Raffaele Zanoli è professore di Estimo e di Gestione del Mercato industriale presso l'Università Politecnica delle Marche. Danilo Gambelli è ricercatore presso il Dipartimento di Ingegneria Informatica, Gestionale e dell'Automazione (DIIGA) del medesimo Ateneo. Francesco Solfanelli è assegnista di ricerca presso il medesimo Dipartimento dello stesso Ateneo.

Il lavoro è frutto di un progetto comune degli Autori. Tuttavia, Raffaele Zanoli ha redatto il paragrafo 3 e 4 (ad esclusione del 4.1), Danilo Gambelli il paragrafo 4.1, Francesco Solfanelli il paragrafo 2. Introduzione e conclusioni sono comuni. Si ringraziano gli anonimi referees per le osservazioni che hanno permesso di rendere più chiara e completa l'esposizione dei risultati. È ovvio che la responsabilità per eventuali errori è solamente imputabile alla fallibilità degli Autori.

biologici ha scelto di abbandonare questo sistema agricolo per riconvertirsi ai metodi convenzionali ovvero ritirarsi definitivamente dall'attività agricola.

Diversi studi hanno analizzato le motivazioni e i fattori che influenzano la decisione di "convertirsi" all'agricoltura biologica (Santucci, 1996; Burton, Rigby, Young, 1997a; b; Fairweather, 1999; Padel, 2001; Zanoli, Naspetti, 2001; Bteich, Naspetti, Pugliese, 2007. Pochissimi sono, invece, i lavori che hanno affrontato il problema della "riconversione" e dell'abbandono del settore da parte degli agricoltori biologici (Rigby, Young, 2001; Burton, Rigby, Young, 2003; Gambelli, Bruschi, 2010). Tali studi hanno messo in relazione l'abbandono del settore biologico alle caratteristiche socio-economiche degli imprenditori (genere, età, titolo di studio, appartenenza ad associazioni di produttori e/o cooperative) e di tipo gestionale (ordinamenti produttivi, colture praticate, dimensioni aziendali).

L'obiettivo generale del presente studio è quello di valutare l'influenza dei principali fattori strutturali e istituzionali sulla sopravvivenza delle aziende agricole marchigiane nel settore biologico. La struttura del presente lavoro è la seguente: nel secondo paragrafo vengono espone le ipotesi teoriche da sottoporre a verifica e viene illustrata la metodologia utilizzata nell'analisi empirica. Nel terzo paragrafo vengono descritti i dati e la loro origine. Seguono quindi i risultati dell'analisi e la relativa discussione. Concludono il lavoro alcune considerazioni finali.

2 - L'ANALISI DELLA DURATA: ASPETTI METODOLOGICI

Come suggerisce il nome, l'analisi della durata (*duration analysis*) o della sopravvivenza (*survival analysis*) si propone di spiegare la durata di un determinato fenomeno, dove per durata si intende il tempo trascorso dall'inizio di un evento alla fine della sua misurazione, che potrebbe peraltro precedere l'effettivo termine di detto evento (Greene, 2008). L'analisi della durata è stata inizialmente proposta per applicazioni nel campo dell'ingegneria (dove si misura ad esempio la durata di una lampadina o di un componente elettronico, cioè il *time until failure*) e della medicina (dove tipicamente si misurava la sopravvivenza dalla diagnosi di una malattia o da un'operazione chirurgica). Fu solo grazie agli studi di Lancaster sulla durata del periodo di disoccupazione che questa tecnica venne introdotta anche in campo economico; da questo momento in poi gli economisti applicarono l'analisi della durata per studiare un'innumerabile quantità di fenomeni tra cui il tempo di so-

pravvivenza delle imprese prima del fallimento, la durata degli scioperi, la lunghezza del periodo di disoccupazione, ecc. (Lancaster, 1978; 1990).

I modelli di durata si distinguono in tre generali categorie: modelli non parametrici, modelli parametrici e modelli semiparametrici.

I modelli non parametrici seguono un approccio puramente empirico che non considera l'influenza delle variabili esplicative poiché non specifica nessun tipo di relazione parametrica; tale modello è generalmente utilizzato al fine di stimare la funzione di sopravvivenza e avere una prima rappresentazione grafica e numerica.

I modelli parametrici della funzione di rischio considerano diverse specificazioni alternative per la funzione di rischio, che può quindi assumere diverse forme parametriche. Ciascuna di queste implica l'assunzione di specifiche ipotesi comportamentali: ad esempio il modello esponenziale impone che la funzione di rischio sia considerata costante nel tempo: se ciò non fosse vero, il modello risulterebbe mal specificato.

Rispetto ai modelli di tipo non parametrico e parametrico, esistono alternative che permettono molta più libertà e flessibilità nella definizione della funzione di rischio; i modelli semiparametrici hanno infatti il vantaggio di non comportare alcuna assunzione preliminare circa la forma funzionale della funzione di rischio o di sopravvivenza e di consentire dunque una stima diretta in base ai dati osservati senza la necessità di imporre condizioni sulla natura della funzione di durata. In questo lavoro si è ricorso a questa classe di modelli.

2.1 - La censura dei dati e la funzione di rischio

La variabile di interesse nell'analisi della durata è la lunghezza del periodo che trascorre dall'inizio dell'evento fino alla sua fine; tuttavia, quando si analizza una serie di dati di durata, accade che non tutti gli eventi di interesse risultino terminati al momento della rilevazione¹. Tali dati vengono definiti censurati, in quanto la loro durata non è definita al momento della rilevazione; nel caso di dati relativi alla durata aziendale si parla di censura a destra (*right censoring*). Quando i dati presentano censura a destra non è possibile mettere in relazione le durate con altre variabili utilizzando un normale

¹ Nella presente indagine, mentre l'inizio del periodo è noto per tutte le aziende e corrisponde all'effettivo accesso delle stesse nel sistema di certificazione, la fine non è altrettanto disponibile, poiché per alcune aziende non è ancora avvenuta.

modello di regressione, a causa delle complicazioni che si determinano in riferimento alla distribuzione del termine di errore. Per una trattazione specifica sul tema si vedano, tra gli altri, Cox e Oakes (1984); Lee e Wang (2003), Kalbfleisch e Prentice (2002).

In presenza di dati censurati, si procede generalmente alla specificazione del modello esplicativo in termini di funzione di rischio (*hazard function*). In altre parole, il problema che si vuole affrontare è quello della stima della probabilità che un'azienda biologica esca dal sistema di certificazione al tempo t , ammesso che fino al tempo t l'azienda sia rimasta sempre all'interno del sistema. Tale tipologia di problema può essere formalizzato utilizzando modelli di durata (o *failure time models*).

Sia data una variabile casuale T (durata delle aziende nel biologico) con distribuzione di probabilità continua, dove t sono le realizzazioni di T . La funzione di sopravvivenza (*survival function*) è definita come:

$$(1) \quad F(t) = \Pr(T \geq t) \quad 0 < t < \infty$$

da cui si può definire la funzione di densità di T come:

$$(2) \quad f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0^+} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t)}{\Delta t}$$

La funzione di sopravvivenza misura la probabilità che la sopravvivenza del fenomeno osservato sia almeno di lunghezza t , cioè che la probabilità che la variabile casuale T sia uguale o maggiore di t .

La probabilità che un evento durato fino al tempo t termini nell'intervallo di tempo, piccolo a piacere, $t + \Delta t$, è definita come:

$$(3) \quad \Pr(t \leq T \leq t + \Delta t | T \geq t)$$

dalla quale è possibile ottenere la funzione di rischio (*hazard function*)

$$(4) \quad \lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T \leq t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t}$$

$$= \frac{f(t)}{F(t)} = -d \log F(t) / dt$$

che misura il rischio istantaneo di fallimento al tempo $T = t$, condizionato alla sopravvivenza almeno fino al periodo t .

Un valore della funzione di rischio elevato indica pertanto un'alta probabilità di termine dell'evento².

2.2 - I modelli semiparametrici: il modello di Cox

Il modello a rischio relativo o proporzionale di Cox (1972), a differenza dei normali modelli parametrici che si differenziano sulla base delle diverse caratterizzazioni delle funzioni di densità e sopravvivenza, non presuppone alcuna forma parametrica per la funzione di rischio base (*baseline hazard*) $\lambda_0(\cdot)$. A questo aspetto non-parametrico, si affianca la parametrizzazione della relazione tra le durate e i regressori. Il modello che ne risulta è assai flessibile, ma siccome contiene una componente non parametrica, sono necessari metodi non convenzionali per la stima e l'inferenza.

Per un individuo j con vettore di k variabili esplicative x_j il modello assume che la funzione di rischio $\lambda(t | X_j)$ per un generico tempo di durata (*failure time*) T sia:

$$(5) \quad \lambda(t | x_j) = \lambda_0(t) \exp(x_j \beta)$$

dove β è il vettore di dimensioni k dei parametri incogniti di regressione e $\lambda_0(\cdot)$ è una arbitraria funzione di rischio base (*baseline hazard*) continua in T . I coefficienti di regressione β sono una misura quantitativa dell'effetto esercitato da ciascuno dei k fattori prognostici sul rischio e hanno un effetto moltiplicativo sulla funzione di rischio. È importante notare come il modello di Cox riportato nella (5) non prevede la presenza dell'intercetta, che viene integrata nella funzione di rischio base $\lambda_0(t)$.

La flessibilità del modello permette alcune importanti generalizzazioni. Tra queste, la più rilevante al fine del presente studio è quella per la quale $\lambda_0(t)$ varia in specifici sottoinsiemi dei dati analizzati, permettendo la stratificazione della popolazione. Questa generalizzazione è utile, ad esempio, se alcune variabili non sembrano avere un effetto moltiplicativo sulla funzione di rischio.

I risultati del modello sono ottenuti calcolando – per ogni possibile durata – l'insieme di rischio (*risk set*), cioè i soggetti che sono a rischio di uscita, e quindi massimizzando la probabilità condizionata di uscita

² Nel caso specifico dell'analisi della durata delle aziende biologiche, una funzione di rischio alta coincide con un'alta probabilità di uscita dal settore.

(*failure*). Nell'ipotesi che a una durata corrispondano due o più soggetti, si pone il problema di determinare la probabilità condizionata dell'uscita dei soggetti con durata identica (*ties*). Per stimare la funzione di verosimiglianza (parziale) in questi casi, esistono due metodi alternativi; il primo ipotizza che l'uguaglianza delle durate dipenda da misurazioni imprecise, il secondo, invece, assume che il tempo sia misurato su scala discreta e non continua. Siccome nel caso delle aziende biologiche la durata è osservata su base annua anche se in realtà l'uscita (come pure l'entrata) nel sistema di controllo può avvenire in corso d'anno³, si è utilizzato il primo metodo, noto come approccio di calcolo marginale (*marginal calculation*). In particolare, date le problematiche computazionali del metodo basato sul calcolo marginale delle probabilità condizionate, si è utilizzata l'approssimazione di Efron (1977) per la stima dell'ordine di uscita.

3 - I DATI UTILIZZATI E LE IPOTESI DEL MODELLO

Il presente lavoro è basato sull'elaborazione di una base dati ottenuta integrando dati dell'Agenzia servizi settore agroalimentare delle Marche (ASSAM), relativi alla consistenza e all'effettiva permanenza nel sistema di controllo dell'universo delle aziende agricole biologiche marchigiane, e dati dell'Istituto Mediterraneo di Certificazione (IMC), per i quali si sono integrati i dati di "durata" con quelli riguardanti le caratteristiche strutturali e imprenditoriali delle aziende sottoposte al controllo.

I dati utilizzati rappresentano quindi l'universo delle aziende biologiche marchigiane controllate da IMC: il gruppo analizzato, depurato dei dati incompleti, è pari a 963 aziende per il periodo 1993-2006 (Tab. 1). Nell'Appendice sono riportate le principali statistiche descrittive del gruppo e la descrizione delle variabili inserite nel modello.

Con specifico riferimento al fenomeno dell'abbandono del metodo di produzione biologico (noto anche come riconversione – in inglese *reversion*), una prima analisi dei dati disponibili evidenzia che tra il

³ Nel gruppo di aziende studiato, le aziende sono registrate in entrata o in uscita su base annua: le aziende possono avere una durata osservata minima pari a un anno e una durata massima di 14 anni. Tutte le osservazioni per le quali non risulta una cessazione nel periodo analizzato sono "censurate": essendo le aziende entrate in periodi diversi, si parla di censura del terzo tipo o di censura casuale. Si tratta sempre comunque di dati censurati a destra, cioè aziende per le quali si osserva la data di entrata nel sistema di controllo ma non quella di uscita (in quanto l'osservazione si è interrotta a fine periodo: nel nostro caso i dati si riferiscono a fine 2006).

1996 e il 2006 sono uscite dal settore 306 aziende, mentre, nello stesso periodo, sono entrate 719 delle 963 aziende analizzate⁴. In particolare, risulta interessante la dinamica temporale del fenomeno dell'abbandono, descritto nella figura 1, da cui si nota come fra tutte le aziende uscite una grande percentuale abbandona il settore dopo il 2002.

TAB. 1 - Nuove aziende sottoposte a controllo, per anno

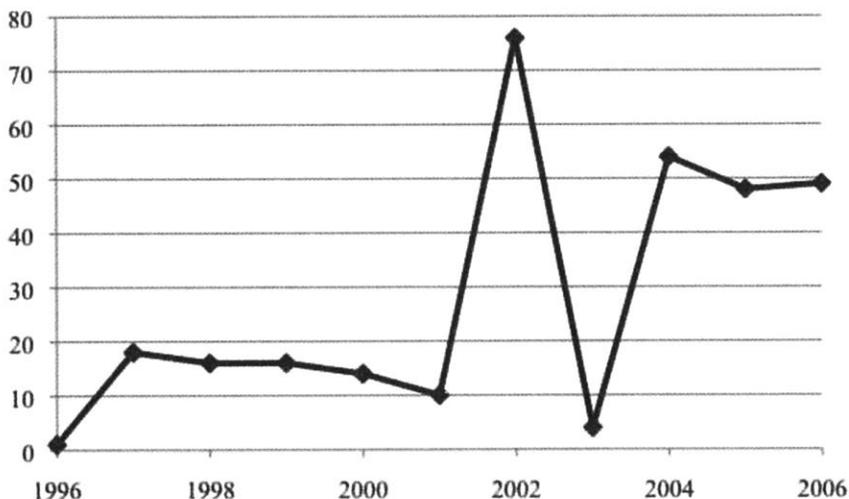
Anno	Aziende
1993	127
1994	48
1995	69
1996	86
1997	125
1998	91
1999	39
2000	49
2001	79
2002	39
2003	44
2004	84
2005	63
2006	20
Totale	963

L'entrata in vigore del regolamento CEE 2078/92 sulle misure agro-ambientali, reiterate all'interno dei Piani di sviluppo rurale approvati ai sensi del regolamento CE 1257/99, ha stimolato fortemente la diffusione dei metodi agricoli ecocompatibili, ed in particolar modo quelli biologici. Nonostante questo regolamento sia stato caratterizzato da non pochi punti di debolezza, secondo alcuni recenti studi nessun altro fattore ha avuto uguale impatto in termini di influenza sullo sviluppo del settore biologico o, meglio, sulla crescita delle superfici gestite con il metodo biologico (Dabbert, Haring, Zanoli, 2004; Zanoli, Naspetti, 2001).

Tuttavia, uno degli elementi caratterizzanti i sussidi agro-ambientali è che essi vengono concessi per un periodo di impegno di durata pluriennale, generalmente quinquennale. Terminato il periodo d'impegno,

⁴ Le prime aziende entrate nel sistema di controllo IMC, in base al regolamento CE 2092/91, risalgono al 1993. I dati sulla "mortalità" aziendale sono invece disponibili solo a partire dal 1996.

FIG. 1. - Numero di aziende uscite dal settore, per anno



non sempre i sussidi sono nuovamente disponibili; in talune regioni, tra cui le Marche, vi sono stati dei periodi di tempo in cui alcune aziende che in passato avevano usufruito di tale sostegno, al termine del periodo d'impegno, non hanno potuto (immediatamente) beneficiare di un rinnovato sostegno per un successivo periodo.

L'effettiva disponibilità di sussidi può dunque essere una delle ragioni per la "sopravvivenza" delle aziende agrobiologiche (cioè per la permanenza dell'azienda nel sistema di controllo). In particolare, il cambiamento tra il vecchio e il nuovo piano di sviluppo rurale (PSR) della regione Marche potrebbe aver inciso drasticamente sulla "mortalità" delle aziende biologiche nel periodo compreso tra il 2002 e il 2006.

In merito al legame tra durata della permanenza nel settore biologico e periodo di impegno, si formula dunque la seguente ipotesi:

H1: la durata del periodo in cui un'azienda fa parte del sistema di certificazione dell'agricoltura biologica è influenzata dall'evoluzione del sostegno all'offerta, ed in particolare dalla disponibilità di specifiche misure di sostegno all'agricoltura biologica previste dai PSR approvati ai sensi del regolamento CE 1257/99 rispetto ai benefici previsti dal regolamento CE 2078/92.

Oltre alla disponibilità o meno di sussidi agro-ambientali, la permanenza o l'abbandono del settore da parte degli imprenditori agricoli

biologici può essere condizionata da fattori più tipicamente socio-economici, quali le caratteristiche dell'imprenditore e dell'impresa agro-biologica. Sono state dunque formulate le seguenti ipotesi:

H2: la durata del periodo in cui un'azienda fa parte del sistema di certificazione dell'agricoltura biologica è influenzata dalle caratteristiche socio-economiche dell'imprenditore e dell'impresa.

In particolare si ipotizza che l'età, il grado di istruzione e la scala dell'impresa influiscano sulla probabilità di abbandono del sistema di produzione biologico:

H2a: maggiore è l'età dell'imprenditore e più alto è il rischio di abbandono del settore, se non altro per cause naturali (morte naturale e pensionamento).

H2b: più elevato è il grado di istruzione meno probabile è l'uscita dal settore, in quanto gli imprenditori più istruiti avrebbero una maggiore "resilienza", essendo in grado di reagire meglio alle difficoltà (tecniche ma anche legate alla commercializzazione dei prodotti) che comporta il metodo di produzione biologico. Purtroppo per questa variabile non si hanno dati nel gruppo di aziende in esame.

H2c: maggiore è la scala aziendale e quindi gli investimenti in terra e capitale di un'azienda, più alta è la propensione a rimanere nel settore nel lungo periodo (Scazzieri, 1993). Infatti la dimensione d'impresa produce sia vantaggi in termini di migliori e più ampie opportunità di gestione delle rotazioni e di ammortamento dei costi di conversione, investimento e certificazione richiesti per le aziende biologiche, sia in termini di un ampliamento del "lungo periodo" dovuto appunto ai maggiori sforzi economici richiesti per la conversione di una azienda di grandi dimensioni.

H3: la durata del periodo in cui un'azienda fa parte del sistema biologico dipende dall'orientamento produttivo aziendale. Le aziende che producono prodotti la cui domanda sul mercato biologico è particolarmente sostenuta (orto-frutta, vino, olio) a fronte di un'offerta relativamente scarsa avranno una minore propensione all'abbandono del settore. Ciò in quanto è plausibile che queste aziende godano di una maggiore redditività relativa (Fiorani, Gambelli, 2001).

4 - RISULTATI E DISCUSSIONE

I risultati delle stime sono riportati nella tabella 2: i coefficienti di rischio (*Hazard Ratios*) sono riportati nella forma esponenziata, per semplicità interpretativa.

TAB. 2 - Risultati delle stime dei vari modelli

Variabile	Modello Cox base		Modello stratificato per post2002	
	Haz. ratio	Z	Haz. ratio	Z
altm	1.000	0.84	1.000	0.87
female	1.147	1.07	1.149	1.09
MC	1.187	0.77	1.184	0.76
AN	1.364	1.56	1.353	1.51
PU	1.520	2.16**	1.511	2.13**
Lfa	0.798	-1.25	0.795	-1.27
age	1.019	4.62**	1.020	4.67**
sautot	0.996	-2.24**	0.996	-2.23**
zootecnia	1.332	1.64*	1.327	1.62*
ara_d	1.174	0.77	1.170	0.75
grap_d	0.741	-2.12**	0.738	-2.14**
oliv_d	0.707	-2.34*	0.705	-2.35**
orc_d	0.789	-1.87*	0.790	-1.86*
wood_d	0.618	-2.04**	0.616	-2.05**
fall_d	0.818	-1.32	0.818	-1.32
post2002	2.782	4.36**		
LogL		-1848,991		-1790,086

** $\alpha \geq 0.05$; * $\alpha \geq 0.10$

Ad esempio, il coefficiente dell'età (**age**) va interpretato nel senso che ogni incremento di un anno nell'età dell'agricoltore biologico aumenta il rischio di "mortalità" dell'azienda di 1,9%, mentre le aziende che hanno superficie vitata (**grap_d**) hanno un rischio pari al 74,1% di quelle che non ne hanno.

I test di specificazione effettuati mostrano che la principale assunzione del modello di Cox – ovvero l'ipotesi di proporzionalità del rischio – sembra essere supportato dai dati.

Il link test verifica che il coefficiente del predittore lineare quadratico sia non significativo (infatti non è significativamente diverso da zero con P-value=0,54). Il test dei residui di Schoenfeld equivale a verificare l'ipotesi nulla che il logaritmo della funzione di rischio stimata sia costante nel tempo. Il test si distribuisce come una variabile casuale $\chi^2(df)$ dove df è il numero delle variabili esplicative nel modello. Nel caso in esame si ha: $\chi^2(16) = 19,70$, per cui l'ipotesi nulla non viene rigettata.

Per brevità di esposizione ci si soffermerà principalmente sulle variabili che nel modello hanno mostrato effetti significativi, raggruppandole per tipologie:

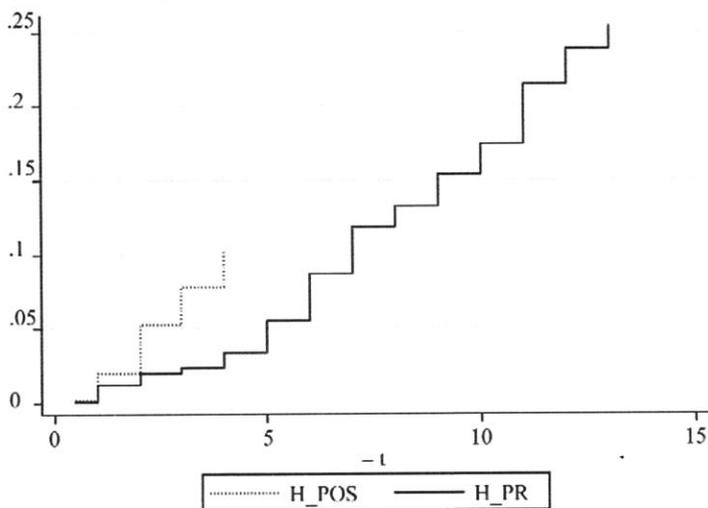
– Sulla variabile età (**age**) si è già detto. Con l'avanzare dell'età aumenta il rischio di uscita delle imprese dal metodo di produzione biologico. Questo fatto, da un lato, esprime una legge fisiologica: con l'avanzare dell'età cresce il rischio di abbandono dell'attività agricola per raggiunti limiti di età o per morte fisica dell'imprenditore. Dall'altro, può essere indice del fatto che all'avanzare dell'età il metodo biologico – che comporta maggiore impegno anche solo per le pratiche burocratiche ad esso associate – diventa meno attraente per l'imprenditore, che può quindi decidere di uscire dal sistema di certificazione senza abbandonare però l'attività agricola. Non viene dunque smentita l'ipotesi **H2a**.

– All'aumentare della superficie agricola utilizzabile (**sautot**), invece, il rischio si riduce, in ragione di uno 0,4% per ettaro. La scala sembra dunque influire sulla sopravvivenza delle aziende biologiche; i dati dunque non permettono di confutare l'ipotesi **H2c**.

– Per quanto riguarda le variabili associate alle tipologie colturali applicate in azienda, c'è da registrare una relazione positiva tra la sopravvivenza delle aziende e le produzioni viticole (**grap_d**), olivicole (**oliv_d**), silvicole (**wood_d**) e, in misura meno evidente, con quelle ortofrutticole (**orc_d**), a parziale sostegno dell'ipotesi **H3**.

– Rilevantissimo, infine, appare il ruolo della variabile indicatore riferita alla data di ingresso nel sistema di certificazione dell'agricoltura biologica (**post2002**). Le aziende che sono entrate dopo il 2002, cioè in vigenza delle nuove misure agroambientali del PSR, mostrano un rischio relativo di uscita pari a quasi tre volte (278%) quello delle aziende entrate quando ancora vigeva il regolamento 2078/92. L'ipotesi **H1** appare dunque non confutata dai dati. Tale ultimo risultato appare così rilevante che si è deciso di verificare se il modello di rischio per coloro che sono entrati prima o dopo il 2002 è il medesimo.

Stratificando per la variabile **post2002** (seconda colonna Tab. 2), si ottengono le stime di un modello in cui le funzioni di rischio delle aziende pre e post 2002 – invece di essere vincolate ad essere l'una il multiplo dell'altra – possono variare liberamente. In realtà, i risultati non cambiano sostanzialmente, per cui il modello base risulta maggiormente informativo in quanto nel modello stratificato l'effetto del periodo di entrata (pre o post-2002) non viene quantificato. Tuttavia, la stima del modello stratificato ha permesso di confermare la validità del modello base.

FIG. 2. - *Baseline cumulative hazard dei due strati*

Nella figura 2 si riporta la funzione di rischio base (*baseline hazard*) per i due strati, che mostra come effettivamente il rischio di uscita sia più elevato per le aziende entrate dopo il 2002 (spezzata di sinistra)⁵.

Nella tabella 3 si riportano i risultati della stima separata delle funzioni di rischio per le aziende che sono entrate prima e dopo il 2002. Come si può vedere, la significatività dei parametri varia tra i due modelli, come pure i valori dei coefficienti di rischio relativo.

Nelle aziende entrate dopo il 2002 l'incedere dell'età dell'imprenditore contribuisce al rischio di uscita in modo maggiore che per le aziende entrate prima del 2002, mentre l'incremento della scala aziendale appare un fattore maggiormente "protettivo" nelle aziende entrate più di recente. Di contro, per le aziende entrate dopo il 2002, il ruolo dell'ordinamento culturale appare del tutto non significativo.

⁵ Si noti che la stratificazione in questo caso divide il gruppo di aziende osservate in due sottogruppi temporalmente distinti. La *baseline hazard* $\lambda_0(t)$, che rappresenta l'eterogeneità individuale (Greene, 2008), appare significativamente diversa nei due gruppi (pre e post 2002), a indicare che vi è un rischio di uscita maggiore nelle aziende entrate in date successive al 2002. Normalmente, l'attesa sarebbe che le aziende più "giovani" hanno una probabilità di durata maggiore (questo è quello ad esempio che si ipotizza nell'analisi non-parametrica tipo Kaplan-Meier). Da qui l'importanza di verificare – mediante l'uso di una dummy – l'effettivo "break strutturale" rappresentato dall'anno 2002 sulla probabilità di rischio, come si vedrà più oltre.

TAB. 3 - Risultati delle stime del modello di Cox con funzioni di rischio separate

Variabile	pre 2002		post 2002	
	Haz. ratio	Z	Haz. ratio	Z
altm	1.000	1.19	0.999	-0.74
female	1.129	0.89	1.506	1.03
MC	1.261	0.92	1.393	0.58
AN	1.578	2.06**	0.787	-0.41
PU	1.757	2.65**	0.677	-0.56
lfa	0.728	-1.69*	1.731	0.81
age	1.018	3.97**	1.028	2.22**
sautot	0.997	-1.95*	0.954	-1.99**
zootecnia	1.245	1.21	4.512	2.05**
ara_d	1.355	1.25	0.792	-0.49
grap_d	0.699	-2.34**	1.425	0.79
oliv_d	0.720	-2.04**	0.586	-1.22
orc_d	0.757	-2.08**	1.212	0.44
wood_d	0.589	-2.14**	0.952	-0.06
fall_d	0.832	-1.13	0.662	-0.81

FIG. 3a - Funzioni di rischio smoothed per singolo gruppo

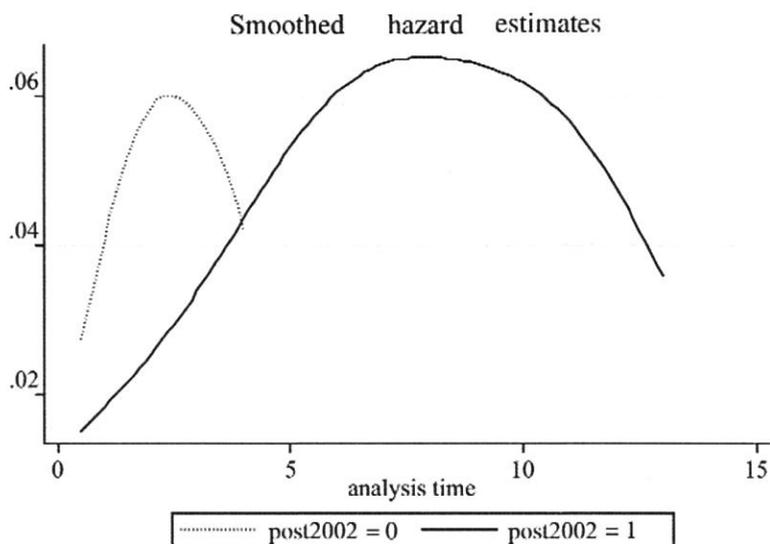
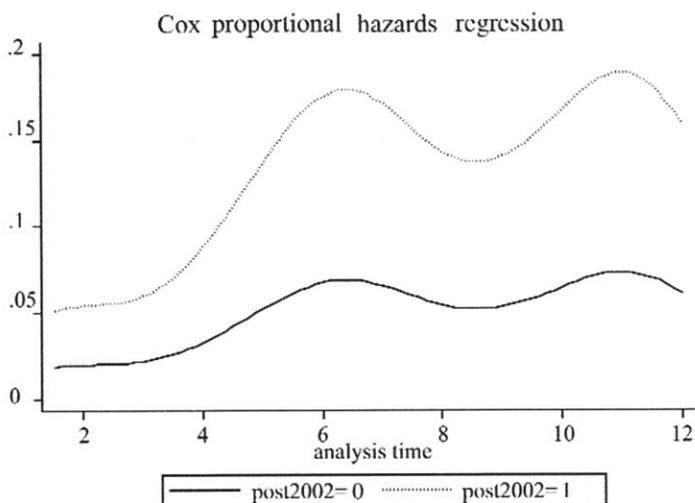


FIG. 3b - Funzioni di rischio smoothed (gruppi congiunti)



Nella figura 3 si riportano le funzioni di rischio “lisciate” (*smoothed*) relative ai due gruppi presi separatamente (figura 3a) ovvero congiuntamente (Fig. 3b)⁶.

La figura 3a mostra come la durata media (e modale) è assai inferiore per il gruppo post-2002 (poco più di 2 anni) mentre è di quasi 8 anni per il gruppo pre-2002.

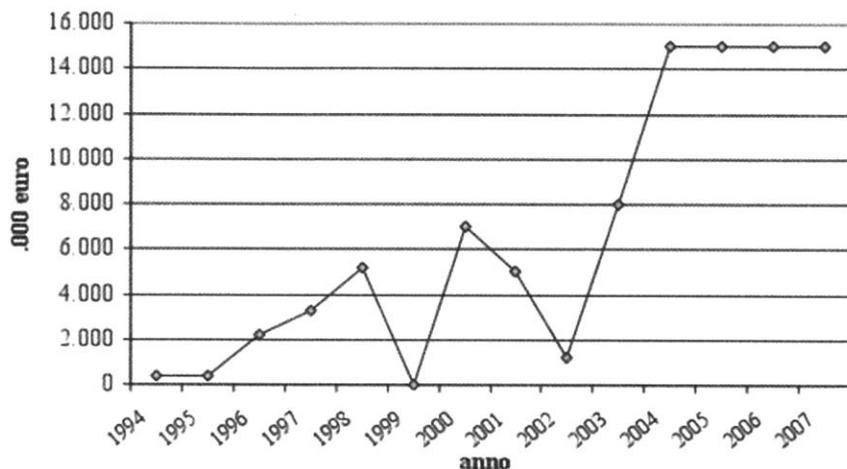
La figura 3b mostra l'effetto (moltiplicativo) della variabile **post2002** sul rischio di uscita – diretta conseguenza dell'assunzione di proporzionalità – e mostra che – per l'intero universo studiato – si ha un aumento del rischio in corrispondenza circa del sesto e dell'undicesimo anno. Questo pattern sembra sostanzialmente replicare quello della durata degli impegni agro-ambientali (5 anni), a ulteriore conferma della forza dell'ipotesi **H1**.

4.1 - *Discussione dei risultati*

L'analisi svolta sembra avvalorare la prima ipotesi (**H1**), secondo la quale l'evoluzione del sostegno alle superfici gestite con metodo biologico ha influenzato la permanenza delle aziende nel settore.

⁶ La funzione kernel utilizzata per lo *smoothing* è la Normale o Gaussiana.

Fig. 4. - Evoluzione del sostegno all'agricoltura biologica nella regione Marche negli anni (importi in migliaia di euro)



Fonte: Arzeni, 2006.

Il picco della funzione di rischio tra il sesto e il settimo anno è, infatti, determinato per gran parte dalla presenza delle osservazioni terminate nel 2002. Il 2002 fu un anno in cui gran parte delle aziende terminò il periodo di assoggettamento con la misura A2 del regolamento CEE 2078/92 e contestualmente un anno in cui gli stanziamenti a favore dell'agricoltura biologica diminuirono notevolmente (Fig. 4). È ragionevole ipotizzare quindi che la riduzione di contributi attuata dalla regione Marche, unita alle incertezze circa la possibilità di essere riammessi nei nuovi impegni agroambientali, abbia spinto gli imprenditori oramai giunti alla fine degli impegni precedenti a terminare la loro esperienza nel settore. La dinamica della curva di rischio evidenzia in modo chiaro l'influenza che hanno avuto i sussidi alle superfici biologiche sulla sopravvivenza delle aziende; peraltro, dai risultati dei modelli di regressione considerati emerge con chiarezza che, tra i fattori che concorrono a determinare la permanenza delle aziende nel settore, i sussidi sono senza dubbio quelli che rivestono maggiore importanza.

Peraltro, il 2002 è anno cruciale anche per il fatto che le aziende entrate dopo tale data si trovano ad avere una funzione di rischio base (*baseline hazard*) assai più elevata (Figg. 2 e 3b).

L'ipotesi **H2** relativa all'influenza delle caratteristiche socio-economiche dell'imprenditore e dell'impresa sulla durata delle aziende nel set-

tore, appare robusta in entrambi i gruppi di aziende analizzati (pre e post-2002). L'età aumenterebbe significativamente il rischio di abbandono, mentre la dimensione aziendale lo ridurrebbe. Tale dato è inoltre in linea con l'evoluzione dei dati regionali e nazionali, secondo i quali, mentre il numero di aziende biologiche diminuiva tra il 2001 e il 2002, la superficie complessiva rimaneva pressoché costante, indicando quindi una tendenza ad un incremento delle dimensioni medie aziendali.

Relativamente all'influenza dell'ordinamento tecnico economico sulla durata (**H3**), si è visto come i settori viticolo, olivicolo, orto-frutticolo e silvicolo assicurano le migliori prospettive di sopravvivenza. Nonostante che per le colture orticole e frutticole sia necessario affrontare specifici problemi legati alla lotta biologica, al deperimento del prodotto e al maggior fabbisogno di manodopera, queste riescono evidentemente a ottenere dei premi di prezzo tali da garantire un differenziale di redditività molto alto per le aziende biologiche.

L'ipotesi **H3** era anche alla base dello studio di Gambelli e Bruschi (2010) sul settore agrobiologico delle Marche. I risultati qui esposti confermano, utilizzando una diversa metodologia di analisi, quanto emerso nello studio citato.

Anche il dato sulla zootecnia offre spunti interessanti di riflessione. La presenza di zootecnia risulta fattore effettivo di rischio solo per le aziende entrate dopo il 2002, per le quali l'attività zootecnica aumenta il rischio di abbandono di 4,5 volte rispetto a quelle che non hanno allevamenti biologici. Ciò è riconducibile probabilmente alle difficoltà che hanno attraversato il settore zootecnico biologico in generale, dovute principalmente alla mancanza di riconoscimento da parte del mercato di una maggiore qualità delle carni biologiche, nonché nelle difficoltà da parte dei produttori di affrontare in maniera soddisfacente i maggiori costi di produzione.

I risultati del modello, infine, illustrano un andamento ciclico crescente del rischio di abbandono del settore, con un incremento del rischio fino al sesto-settimo anno, poi una leggera flessione per poi presentare un nuovo picco nell'undicesimo anno con rischio in leggera crescita rispetto al precedente valore modale. I primi anni all'interno del settore biologico sono senza dubbio i più difficili e delicati per le aziende che intraprendono per la prima volta questa scelta; durante questo periodo l'azienda si trova infatti ad affrontare una vera e propria fase di costruzione e pianificazione del proprio futuro. È nei primi anni che l'agricoltore biologico deve fronteggiare problematiche agronomiche quali: l'impostazione di una corretta rotazione in grado di mantenere la fertilità del terreno, la scelta dei mezzi tecnici e dei macchinari più econo-

mici, l'avvio di un buon piano di difesa contro le infestanti e i patogeni e altro ancora. Superata la "crisi del settimo anno", insomma, la probabilità di sopravvivenza delle imprese sembra aumentare, anche se un ulteriore aggravamento del rischio incombe dopo altri 4-5 anni. Non è escluso che, in parte, questo pattern dipenda dalla ciclicità degli impegni agroambientali, di cui si è già detto discutendo dell'ipotesi **H1**.

5 - CONSIDERAZIONI CONCLUSIVE

Nel periodo dal 1997 al 2006 gli imprenditori biologici marchigiani (non solo quelli controllati da IMC) che hanno deciso di riconvertirsi alle pratiche agricole convenzionali sono stati in numero di circa 800; sebbene la maggior parte di queste aziende sia uscita a cavallo tra gli anni 2000 e 2002, anche negli anni precedenti a questi si sono registrate delle perdite importanti.

L'analisi del gruppo di aziende marchigiane prese in considerazione in questa ricerca ha messo in luce numerosi fattori che potrebbero aver influenzato la decisione degli agricoltori di abbandonare il settore negli ultimi anni; tra questi, la disponibilità di sostegno al reddito fornita dalle misure agroambientali appare una delle più rilevanti. Se, da un lato, le politiche di sostegno all'offerta dell'agricoltura biologica intraprese dalla regione Marche nell'ultimo decennio hanno senza dubbio giocato un ruolo fondamentale nello sviluppo di questo settore, d'altro lato, la dinamica del processo di abbandono analizzata in questo lavoro sembra confermare la dipendenza oramai fisiologica delle aziende di produzione dai contributi comunitari previsti dalle misure agroambientali. Dall'analisi è emerso che il termine di ciascun periodo di impegno quinquennale verso tali misure può in parte spiegare l'andamento ciclico del rischio di abbandono.

Nonostante il ruolo cruciale sinora assunto dalle misure di sostegno all'offerta, le misure agroambientali non riescono da sole a consolidare il settore e a garantire una redditività adeguata e duratura per le aziende agricole biologiche. È auspicabile che le misure di intervento si soffermino non solo sulla quantità di fondi messi a disposizione per le misure agroambientali, ma che prevedano un progressivo potenziamento delle misure in grado da un lato di incidere sull'adeguato riconoscimento sul mercato delle specificità dei prodotti biologici, e dall'altro sull'effettiva competenza delle politiche strutturali nell'indirizzare le aziende agricole biologiche verso sistemi capaci di aumentare il valore aggiunto delle produzioni.

Questo lavoro – pure con i limiti dovuti all'uso di dati forniti da un solo organismo di controllo per una sola regione – ha cercato di fornire un contributo analitico per la comprensione di un fenomeno relativamente poco conosciuto, quello della riconversione e dell'abbandono del settore biologico.

La disponibilità di dati di più regioni, magari anche più completi per quanto riguarda le caratteristiche socio-demografiche degli imprenditori, come pure delle serie storiche dei pagamenti ricevuti dalle imprese in relazione agli impegni agro-ambientali assunti, permetterebbero l'ulteriore verifica delle ipotesi fatte in contesti diversi.

Inoltre, sarebbe molto interessante poter integrare le informazioni sulle aziende agricole con quelle a valle nella filiera agroalimentare. Conoscere se l'integrazione verticale contribuisce o meno alla sopravvivenza, e se vi sono differenze nella varie filiere, sarebbe senz'altro molto rilevante sia per orientare l'assistenza tecnica sia la politica di sviluppo rurale.

Si è molto scritto sulla cosiddetta conversione all'agricoltura biologica e sulle sue cause e motivazioni. Forse è giunto il momento di iniziare a riflettere sulle cause e le motivazioni di abbandono del settore.

Appendice A

Descrizione delle variabili utilizzate nel modello econometrico

Codice variabile	Descrizione
altm	Altitudine media del comune in cui è ubicata l'azienda.
age	Età dell'imprenditore.
female	Variabile dicotomica relativa al sesso dell'imprenditore.
sautot	Superficie agricola utilizzabile.
ara_d; grap_d; oliv_d; orc_d; wood_d; fall_d.	Variabili dicotomiche relativamente alla presenza o meno di determinate colture (seminativi: ara_d ; vite: grap_d ; olivo: oliv_d ; orto-frutta: orc_d ; bosco: wood_d ; incolti: fall_d).
zooteccnia	variabile dicotomica relativa alla presenza di allevamento.
AN, MC, PU	Variabili dicotomiche relative alla provincia in cui è ubicata l'azienda (AN, MC, PU : per evitare perfetta collinearità è stata tralasciata una provincia).
LFA	Variabile dicotomica relativa alla localizzazione in area svantaggiata.
post2002	Variabile dicotomica indicante le aziende entrate dopo il 2002, cioè da quando sono in vigore le nuove misure agroambientali del piano di sviluppo rurale approvato ai sensi del regolamento CE 1257/99.

Appendice B

Statistiche descrittive della sottopopolazione di aziende biologiche certificate IMC
divise fra uscite e non uscite

variabili	Aziende uscite (306)		Aziende non uscite (657)	
	media	dev.st.	media	dev.st.
altm	415,920	242,686	377,611	244,195
female	0,317	0,466	0,347	0,476
MC	0,134	0,341	0,187	0,390
AN	0,209	0,407	0,192	0,394
PU	0,500	0,501	0,330	0,471
lfa	0,627	0,484	0,542	0,499
age	58,882	14,713	52,382	13,702
sautot	22,210	47,281	28,712	49,302
zootecnia	0,150	0,358	0,087	0,282
ara_d	0,902	0,298	0,831	0,375
grap_d	0,258	0,438	0,403	0,491
oliv_d	0,294	0,456	0,473	0,500
orc_d	0,363	0,482	0,446	0,497
wood_d	0,065	0,248	0,104	0,305
fall_d	0,183	0,387	0,268	0,443
post 2002	0,095	0,293	0,336	0,473

Riferimenti bibliografici

- ARZENI A. (2006): *Il sistema agricolo e alimentare nelle Marche: Rapporto 2005*, Roma, Edizioni Scientifiche Italiane.
- BTEICH M.R. - NASPETTI S. - PUGLIESE P. (2007): Motivazioni e valori degli agricoltori in Libano: un confronto tra produttori biologici e convenzionali, in G. Brunori (a cura di): *Biodiversità e Tipicità. Paradigmi economici e strategie competitive*, Atti del XLII Convegno di Studi SIDEA, Pisa 22-24 settembre 2005, Milano, Franco Angeli.
- BURTON M. - RIGBY D. - YOUNGH T. (1997a): *Modelling the adoption process for sustainable horticulture techniques in the UK*, The University of Manchester, School of Economic Studies Discussion Paper Series, 97 (24).
- BURTON M. - RIGBY D. - YOUNGH T. (1997/b): Why do UK Horticulture Adopt Organic Techniques?, *The Newsletter of the European Network for the Coordination of Research in Organic Farming (NENOF)*, 6.
- BURTON M. - RIGBY D. - YOUNGH T. (2003): Modelling the adoption of organic horticulture technology in the UK using Duration Analysis, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 47, 1.
- COX D.R. (1972): Regression models and life tables (with discussion), *Journal of Royal Statistical Society*, Ser. B, 34.
- COX D.R. - OAKES D. (1984): *Analysis of Survival Data*, London, Chapman and Hall.
- DABBERT S. - HÄRING A. - ZANOLI R. (2004): *Organic Farming. Policies and Prospects*, London, Zed Books.

- FAIRWEATHER J.R. (1999): Understanding How Farmers Choose Between Organic and Conventional Production: Results from New Zealand and Policy Implications, *Agriculture and Human Values*, 16, 1.
- FIORANI S. - GAMBELLI D. (2001): L'agricoltura biologica nelle Marche: analisi strutturale, in ASSAM (a cura di): *L'agricoltura biologica nelle Marche: analisi strutturale e di scenario* (I quaderni 5B), Ancona, ASSAM.
- GAMBELLI D. - BRUSCHI V. (2010): A Bayesian network to predict the probability of organic farms' exit from the sector: A case study from Marche, Italy, *Computers and Electronics in Agriculture*, 71, 1.
- GREENE W.H. (2008): *Econometric analysis*, New York, Prentice Hall, 6th ed.
- KALBFLEISCH J.D. - PRENTICE R.L. (2002): *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, Hoboken, John Wiley & Sons.
- LANCASTER T. (1978): *Economics methods for the duration of unemployment*, London, Econometrica.
- LANCASTER T. (1990): *The Econometrics Analysis of Transition Data*, New York, Cambridge University Press.
- LEE E.T - WANG J.W. (2003): *Statistical Methods for Survival Data Analysis* (3rd ed.). Hoboken, John Wiley & Sons.
- PADEL S. (2001): Conversion to Organic Farming: A typical example of the diffusion of an innovation?, *Sociologia Ruralis*, 40, 1.
- RIGBY D. - YOUNGH T. (2001): *Why Do Some Agricultural Producers Abandon Organic Production Systems? An exploration of UK data*, The University of Manchester, School of Economic Studies, Departmental working paper n. 15.
- SANTUCCI F.M. (1996): Le motivazioni degli agricoltori biologici, *Bioagricoltura*, Suppl. al n. 39.
- SANTUCCI F.M. (1997): Situazione produttiva e problematiche dei produttori biologici nelle aree interne delle Marche, *Prisma*, ottobre.
- SCAZZIERI R. (1993): *A Theory of Production. Processes and Technical Practices*, Oxford, Clarendon Press.
- ZANOLI R. - NASPETTI S. (2001): Adoption of organic farming practices: a theoretical and empirical analysis, *Economia Agro-Alimentare*, VI, 2.
- ZANOLI R. (a cura di) (2007): *Le politiche per l'agricoltura biologica in Italia - casi di studio nazionali e regionali*, Milano, Franco Angeli.

Summary

*How to survive into the organic sector:
a survey of Marche's organic farms through survival analysis*

(JEL: Q120)

The organic sector in Italy has grown rapidly in the years after the EC Regulation 2092/91; on the other hand, especially during the recent years, a consistent number of certified organic farmers have decided to leave from the sector, reverting to conventional system or leaving agriculture altogether. The paper reports an econometric study of organic farmers in the Marches by means of a semi-parametric survival model with data from 1993 to 2006 and investigates the factors inducing farmers to abandon the organic sector.