

# IL MERCATO ALLA PRODUZIONE DELLA CARNE CUNICOLA. UN'ANALISI INTERPRETATIVA E PREVISIONALE DEI PREZZI

EDI DEFRANCESCO - LUCA ROSSETTO (\*)

Una delle caratteristiche peculiari del mercato italiano delle carni cunicole è l'elevata variabilità dei prezzi.

Essi sono caratterizzati da notevoli fluttuazioni, soprattutto infra-annuali, dovute anche ad incrementi della domanda in concomitanza delle festività pasquali e durante i mesi invernali. Queste ultime si riflettono in modo significativo sull'economicità delle imprese del comparto e un'errata programmazione delle produzioni potrebbe compromettere il risultato di esercizio.

Vi è, dunque, una forte domanda da parte degli imprenditori del comparto, soprattutto di quanti operano in realtà produttive di grandi dimensioni, di modelli che consentano di prevedere l'evoluzione dei prezzi e che siano di supporto all'attività di programmazione dei parti e quindi, dei periodi ottimali per l'immissione del prodotto sul mercato. Lo studio di tale comparto secondo un approccio di tipo econometrico, basato su modelli di domanda e di offerta, presenta però notevoli difficoltà, soprattutto per carenze di dati di base con cadenza settimanale o mensile, sia di prezzo, che, soprattutto, di quantità.

Per questo motivo, si è deciso di affrontare il problema in termini di analisi statistica della serie storica di prezzo non tanto a scopo descrittivo, quanto con finalità

(\*) Università di Padova, Dipartimento territorio e sistemi agroforestali, Facoltà di Agraria.  
Si ringrazia Tommaso Di Fonzo, del Dipartimento di Statistica dell'Università di Padova per i preziosi suggerimenti.  
Il programma di elaborazione TRAMO-SEATS utilizzato è reso disponibile, a titolo gratuito, da EUROSTAT.

## ABSTRACT

The rabbit meat production price is really stable in the long run trend, while it shows a great variability in the short period. From the demand side, per capita consumption is strongly seasonal, showing peaks in winter and Easter.

From the supply side, prices are affected by both the production-cycle length and the other meat market shocks. As a consequence, cyclical effects on prices may be a source of price instability, mainly affecting expected seasonality, with relevant income-effects on producers. The monthly price series, covering 1990-99 period, has been analysed by a RegARIMA model-based approach for forecasting purposes, taking into account the Eastern effect as a moving-holiday and the Bse factor affecting the rabbit price. The forecasting efficiency of the model has been successfully tested on both statistical and economic aspects.

The series has been decomposed into its unobservable components and seasonally adjusted performing a forecast analysis on them.

## RÉSUMÉ

*Le prix à la production de la viande de lapin est très stable à long terme mais, par contre, il manifeste une forte instabilité à court terme.*

*Du côté de la demande, la consommation de cette viande est fortement saisonnière avec des sommets en hiver et pendant la période de Pâques. Du point de vue de l'offre, les prix sont influencés par la longueur du cycle de production ainsi que par le choc dérivant du cours des prix des autres viandes.*

*Par conséquent, les prix présentent une instabilité périodique qui influence le cours saisonnier attendu, en causant des répercussions influentes sur les producteurs.*

*Une série mensuelle des prix a été étudiée en suivant l'approche RegARIMA model-based pour des buts prévisionnels, en considérant l'effet lié à la période de Pâques et celui lié au "BSE" bovin.*

*La capacité prévisionnelle du modèle a été testée avec succès soit du point de vue statistique, que du point de vue économique.*

*En fin, la série a été analysée en décomposant ses éléments non observables qui ont été modélisés.*

previsionali di breve periodo. In particolare, si è studiata la serie mensile dei prezzi alla produzione dal 1990 al 1999 (Ismea, 1999), secondo l'approccio ARIMA (Box, Jenkins, 1976; Piccolo, 1990; Pindyck, Rubenfield, 1991).

Vista l'importanza che la componente stagionale gioca nell'evoluzione della serie di interesse, si è dedicata particolare attenzione all'uso di metodologie appropriate per il suo trattamento, sia per migliorare la spiegazione del fenomeno, sia per meglio formulare le previsioni. Per questa ragione, si è deciso di stimare le componenti non osservabili della serie secondo un approccio ARIMA-model-based (AMB) (Box, Hillmer e Tiao, 1978), utilizzando la procedura TRAMO-SEATS (Gomez, Maravall, 1993; Fisher e Planas, 1998). In particolare, TRAMO è una procedura molto robusta per il pre-trattamento delle serie storiche al fine di identifica-

re e stimare l'effetto di valori anomali, del diverso numero di giorni lavorativi in ogni mese, delle festività mobili, quali quella pasquale e di altri fattori esogeni. Nel caso della serie in esame, questo è particolarmente importante, dato che la componente stagionale è legata alla mobilità delle festività di Pasqua e l'evoluzione della serie osservata è stata per un certo periodo influenzata dall'effetto esogeno dovuto alla comparsa della BSE bovina. In questo senso, il pre-trattamento dei dati ha migliorato l'efficienza previsiva del modello.

Il modello stimato ha confermato la presenza di una rilevante componente stagionale nei prezzi, il cui andamento, regolare nel corso degli anni, si caratterizza per due picchi in corrispondenza delle festività invernali e pasquali. Tale andamento, peraltro, è già noto agli alle-

vatori, che programmano i parti in relazione ad esso. Tuttavia, lo studio ha permesso di rilevare, oltre alle fluttuazioni stagionali, anche una componente ciclica, imputabile, probabilmente, agli errori di previsione a cui attualmente vanno incontro i produttori. La ciclicità osservata nei prezzi, infatti, non sembra riconducibile alla domanda, quanto all'offerta e, segnatamente, ai cicli produttivi, che immettono sul mercato volumi di prodotto non sempre congrui con la domanda.

Il modello stimato sembra in grado di fornire delle attendibili previsioni di breve periodo, che possono essere di supporto alle decisioni di programmazione della produzione da parte degli allevatori. In particolare, essi potrebbero ridurre il fenomeno della ciclicità, e, armonizzando l'offerta all'andamento stagionale della domanda, si potrebbe ridurre l'alea delle previsioni, migliorando il controllo di mercato. Il vantaggio economico per i produttori potrebbe essere ragguardevole, sia in termini di livello che di stabilità del reddito.

#### IL MERCATO E LA STRUTTURA PRODUTTIVA

La produzione mondiale di carne di coniglio, che si concentra per quasi tre quarti in Cina, Italia, Francia e Spagna (figura 1), viene stimata in circa 1 milione di t ed è cresciuta ad un tasso medio dell'1,7% annuo nell'ultimo ventennio. I maggiori incrementi si sono verificati negli ultimi 5 anni, in conseguenza dei problemi insorti nel mercato delle carni bovine e causati dalla BSE. Analogamente, il patrimonio cunicolo è aumentato, di quasi 260 milioni di unità.

Gli scambi internazionali di carne cunicola riguardano quasi 50 mila t annue, pari a circa il 5% della produzione mondiale, interessando un numero ridotto di Paesi. In particolare, il 75% delle importazioni si concentra in 5 Paesi: Francia (9.600 t), Olanda (9.240 t), Germania (8.000 t), Italia (5.000 t) e Svizzera (3.500 t). Le esportazioni sono realizzate per il 45% dalla Cina, ed in misura

minore dall'Ungheria (7.300 t), mentre Olanda, Francia e Argentina concorrono con circa 4.500 t ciascuna e la Spagna con 3.700 t. Le esportazioni italiane sono pari a circa 2.000 ton annue (figura 2).

Per quanto riguarda la produzione, la consistenza del patrimonio cunicolo comunitario viene stimata in circa 17-18 milioni di fattrici, con una resa media di 36 kg per capo, corrispondenti a circa 460 mila t, pari al 46% della produzione mondiale. I principali produttori comunitari sono l'Italia, la Spagna, la Francia e la Grecia. L'area comunitaria è molto rilevante per il commercio internazionale, in quanto i paesi dell'Ue detengono quasi il 90% delle importazioni e il 30% delle esportazioni mondiali (Ismea).

Nell'ambito della produzione zootecnica italiana, il comparto cunicolo si colloca al il quarto posto, dopo quello delle carni bovine, suine e avicole. La produzione nazionale di carne di coniglio si aggira attualmente, infatti, sulle 226 mila t annue, corrispondenti ad una produzione lorda vendibile di 1.488 miliardi di lire correnti nel '98. Rispetto all'intero settore delle carni nazionali, la quota del comparto cunicolo è pari a circa il 6,3% in termini di quantità e a quasi il 9% in termini di valore. Nel periodo 1990-97, la produzione è aumentata al ritmo dell'1% per anno, passando da 207 a 224 mila t, stabilizzandosi su una media di 225 mila t annue nell'ultimo triennio (1997-99).

Secondo l'indagine Istat del 1996, le aziende italiane che praticano l'allevamento cunicolo sono circa 240 mila. Esse allevano 10,2 milioni di capi con una media aziendale di circa 43 capi. Sul piano strutturale, gli allevamenti presentano una forte differenziazione sul piano spaziale: in Italia settentrionale, ove si concentra il 60% della produzione nazionale, sono presenti gli allevamenti di maggiori dimensioni, con una media di 70 capi per azienda, contro i 30 capi medi dell'Italia centrale ed i 25 del Mezzogiorno. Le regioni che maggiormente

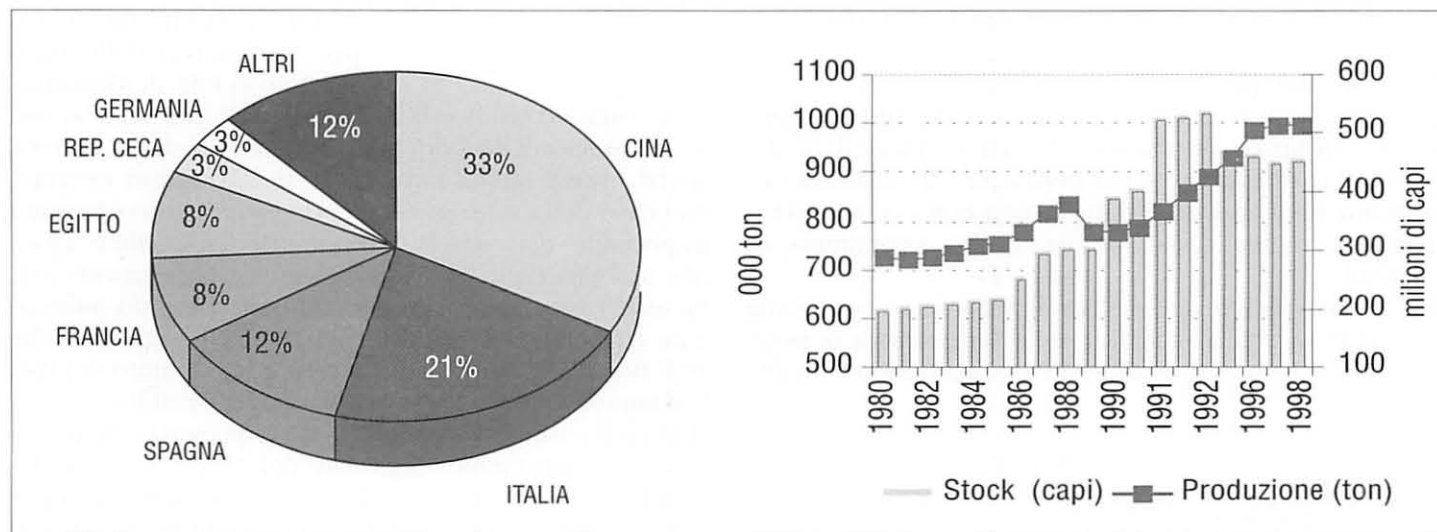


Figura 1 - Principali produttori di carne cunicola e andamento della produzione mondiale nel periodo 1980-98 (in 000 t). Fonte: FAO, Banca dati Faostat.

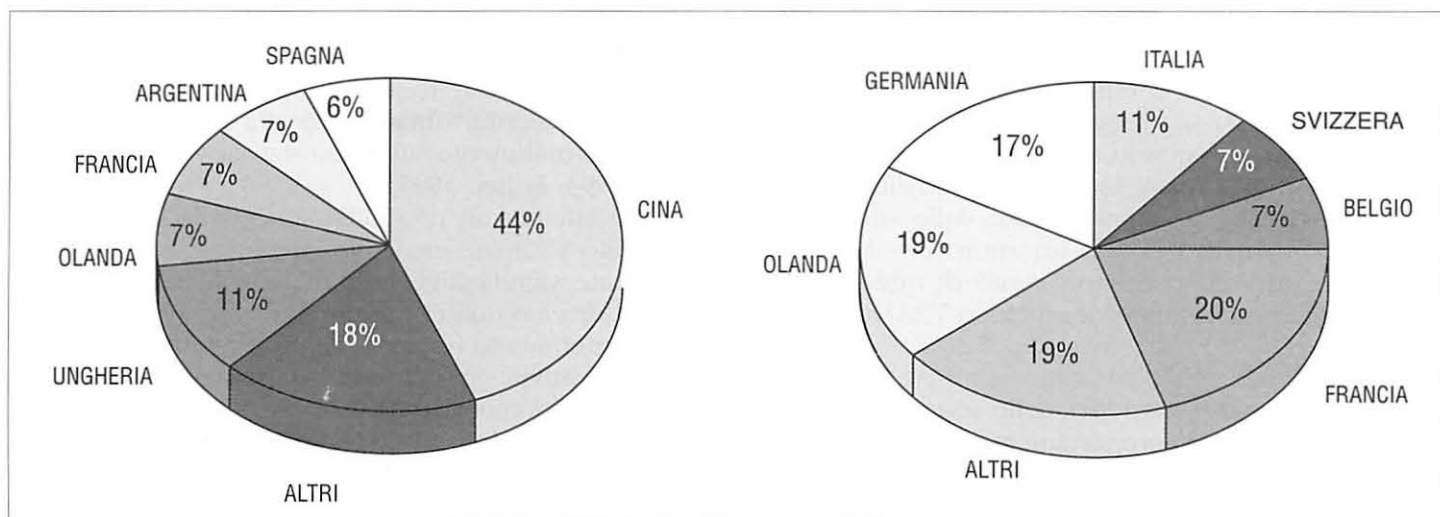


Figura 2 - Composizione delle esportazioni (grafico di sinistra) e importazioni (grafico di destra) mondiali (1997). Fonte: FAO, cit.

concorrono alla produzione nazionale sono il Veneto (23%) ed il Piemonte (16%), soprattutto in Regione dell'elevata dimensione media dei propri allevamenti (rispettivamente, 100 e 90 capi in media per azienda, con punte di 400-1.000 femmine per allevamento).

I consumi di carne cunicola, raggiungono attualmente le 230 mila t, pari a circa 4 kg pro capite all'anno, con un grado di penetrazione al consumo intorno al 42% (Agrisole, 1999). Durante gli anni Novanta essi sono aumentati ad un tasso più contenuto rispetto alla crescita delle produzioni, portando il bilancio di approvvigionamento italiano su valori prossimi all'autosufficienza (99% nel 1997-98).

Con l'aumento delle disponibilità interne sono diminuite le importazioni, che, attualmente, si sono stabilizzate sulle 5 mila t, contro le 30 mila t dei primi anni Ottanta. In passato, i principali partner commerciali dell'Italia erano i Paesi dell'Europa orientale (Ungheria, Jugoslavia, Romania), ed in misura più contenuta, Francia e Cina. Le importazioni concorrevano in modo rilevante alla destabilizzazione dei prezzi interni di mercato, dato che i flussi in entrata erano concentrati nel tempo, spesso in controtendenza con gli andamenti della domanda, e di qualità più bassa rispetto alla produzione interna. Di conseguenza, esse provocavano di brusche cadute dei prezzi. Attualmente, questi problemi sembrano molto attenuati, dal momento che la maggior parte dei consumi viene soddisfatta dalla produzione nazionale. Le esportazioni si aggirano attualmente sulle 2.000 t all'anno.

#### I PREZZI

In una prospettiva di lungo periodo, secondo i dati forniti dalla Fao, il prezzo alla produzione della carne di coniglio, riferita al peso vivo, è aumentato, nel periodo 1980-95, al ritmo del 4,5% per anno (circa 113 lire/kg, in termini assoluti). Gli aumenti più consistenti si sono verificati soprattutto nella prima metà degli anni Ottan-

ta e sono conseguenti più ad incrementi nominali, dovuti al fenomeno inflazionistico, che a maggiori pressioni della domanda rispetto all'evoluzione dell'offerta. Negli anni più recenti, il trend si è stabilizzato su un livello, Iva esclusa, intorno alle 3.000 L./kg, anche in ragione del miglioramento del grado di autoapprovvigionamento.

Alla evoluzione tendenziale è peraltro associata una forte instabilità infra-annuale, provocata da una molteplicità di fattori. Dal lato del consumo, essa è conseguente alla stagionalità della domanda, che presenta dei picchi nei primi mesi invernali ed in occasione delle festività pasquali. A questa, si può aggiungere uno spostamento nella composizione del paniere dei consumi di carni a seguito di fenomeni, sia congiunturali, sia imprevisti. Ad esempio, la comparsa nel 1996 della BSE ha allontanato, per un certo periodo, i consumatori dal consumo di carne bovina e questo ha favorito, in modo imprevisto, anche la domanda ed i prezzi della carne di coniglio.

Dal lato della produzione, l'offerta è rigida, per motivi di carattere tecnico, legati al ciclo produttivo, alla dimensione degli allevamenti, ecc., e, dunque, non è in grado di adeguarsi rapidamente alle variazioni di prezzo. Per contro, essa stessa è soggetta a fluttuazioni, indipendenti dalle decisioni dei produttori e che sono imputabili a fenomeni quali la caduta di fertilità o la variazione dei tassi di mortalità.

Le discontinuità nella domanda e nell'offerta si ripercuotono, dunque, sui prezzi, determinando una perturbazione dell'equilibrio del mercato, che viene spesso amplificata dalla ridotta dimensione dei volumi scambiati.

Alla luce di queste considerazioni, per il produttore è di fondamentale importanza disporre di modelli previsivi dei prezzi, che lo supportino nelle decisioni di programmazione della produzione, consentendogli di limitare, almeno in parte, gli effetti congiunturali negativi

sulla redditività dell'impresa e sui livelli di rischio indotti dal mercato.

Data la rilevanza dell'effetto stagionale nella formazione del prezzo, e la sua irregolare collocazione nel tempo, per l'effetto-calendario dovuto alle festività pasquali, si è deciso di studiare la serie, con finalità previsionali, e di studiare le caratteristiche delle sue componenti fondamentali, secondo un approccio, basato sui modelli RegARIMA, che tiene conto di questi aspetti, adottando il programma econometrico TRAMO-SEATS.

#### APPROCCIO METODOLOGICO

Come noto, l'analisi moderna delle serie storiche consente di descrivere il comportamento di una serie storica nell'ambito dei modelli stocastici lineari di tipo ARIMA. Una volta identificato il modello che ha generato la serie, stimati i relativi parametri con la procedura Box e Jenkins (Box, Jenkins, 1976), è possibile utilizzare il modello ARIMA per effettuare delle previsioni sulla evoluzione futura della serie stessa. Più in generale, una serie storica può essere vista come somma di una componente deterministica, descritta da un modello di regressione lineare, ed una componente stocastica di tipo ARIMA (RegARIMA) (Findley et al., 1998). Il modello stimato può essere scomposto nelle sue componenti direttamente non osservabili, tipicamente trend, ciclo, stagionalità ed una componente stocastica, mediante l'uso di più tradizionali tecniche deterministiche di liscio con medie mobili (<sup>1</sup>) o di filtri ottimi (Planas, 1997c). In questo ultimo caso, ciascuna componente viene modellata seguendo un approccio ARIMA model-based (Box, Hillmer e Tiao, 1978). In sintesi, la stima delle componenti non osservate consente di meglio descrivere l'andamento della serie storica, interpretandone le tendenze di fondo (trend-ciclo) e/o gli andamenti stagionali. Ad esempio, le analisi di tipo congiunturale su serie economiche, si basano su serie depurate degli effetti stagionali.

Tra le procedure più innovative di identificazione automatica basate su questo approccio ARIMA model-based e di decomposizione della serie nelle sue componenti non osservate, vi è TRAMO-SEATS (Gomez e Maravall, 1993, 1996). Si tratta di una procedura piuttosto solida, verificata ed adottata anche da diversi Istituti Centrali di Statistica, quali Istat (Istat, 1999) ed Eurostat (Fisher, 1995, Fisher e Planas, 1998).

TRAMO-SEATS è una procedura che si compone di due programmi: TRAMO (Time Series Regression with Arima noise, Missing observation and Outliers) e SEATS (Signal Extraction in Arima Time Series), che possono

essere usati separatamente o in modo congiunto, su serie a cadenza mensile o trimestrale. Nel seguito, viene sinteticamente illustrato il meccanismo di funzionamento della procedura, rimandando alla letteratura per un suo approfondimento sul piano statistico (Gomez e Maravall, 1993; Fisher, 1995).

TRAMO effettua un pre-trattamento della serie storica, finalizzato a stimare mediante regressione i fattori, statisticamente significativi, indotti da "effetti calendario", quali, il diverso numero di giorni lavorativi nei vari periodi di riferimento (in generale mesi o trimestri), la presenza di festività "mobili" (ad esempio, la Pasqua), oppure altri fenomeni spiegabili con specifici regressori (effetti esogeni di carattere eccezionale, salti di livello, effetti tecnologici, ecc.). Analogamente, possono essere individuati e rimossi eventuali valori anomali presenti nella serie ed integrati eventuali dati mancanti. Sulla serie così depurata viene identificato un modello ARIMA, di cui sono stimati i parametri con uno stimatore esatto di massima verosimiglianza. È possibile, infine, formulare delle previsioni, sulla serie modellata a cui sono aggiunti gli effetti dovuti ai regressori (parte deterministica).

In particolare, una serie storica osservata,

$$z_t = (z_{1t}, \dots, z_{mt})$$

può essere spiegata da un modello di regressione RegARIMA del tipo:

$$z_t = \gamma_t \beta + v_t \quad (1)$$

La parte deterministica è espressa da  $\gamma_t \beta$ , dove  $\beta$  è il vettore dei coefficienti di regressione associato ad  $n$  variabili indipendenti,  $\gamma_t = (\gamma_{1t}, \dots, \gamma_{nt})$

Queste variabili possono essere definite dall'utente, per esprimere fenomeni esogeni noti influenzanti la serie, oppure inserite automaticamente dal programma sotto forma di variabili *dummy* che incorporano effetti calendario, straordinari, ecc..

La componente stocastica  $v_t$  ha una struttura di tipo ARIMA, generalmente non stazionaria:

$$\phi(B)\delta(B)v_t = \theta(B)a_t + c \quad (2)$$

dove  $B$  indica l'operatore ritardo;  $\phi(B)$ ,  $\delta(B)$ , e  $\theta(B)$  sono polinomi finiti in  $B$  di tipo stagionale e non stagionale;  $a_t$  è un processo  $WN(0, \sigma_a^2)$  mentre  $c$  è una costante. Specificatamente, l'operatore polinomiale  $\delta(B)$  esprime le differenziazioni non stagionali  $\nabla^d$  e stagionali  $\nabla^p$ ;  $\phi(B)$  l'operatore polinomiale autoregressivo di ordine  $p$  non stagionale e  $P$  stagionale;  $\theta(B)$  l'operatore polinomiale a media mobile di ordine  $q$  non stagionale e  $Q$  stagionale.

In sintesi, TRAMO:

- stima i parametri della (1) con il metodo della massima verosimiglianza o ai minimi quadrati (componente deterministica);
- identifica e corregge la serie dalla presenza di valori anomali (*outliers*) con un processo iterativo; quest'ulti-

(<sup>1</sup>) A differenza di TRAMO-SEATS, si basano su questo approccio la procedura X11, elaborata dal Bureau of Census degli Stati Uniti, e quelle che possono essere considerate una sua evoluzione, quali la più recente X12-RegARIMA (Findley et al., 1998).

mo prevede una prima fase di identificazione dei valori anomali, una loro rimozione, e quindi la stima dei parametri di regressione sulla nuova serie. Questa procedura viene ripetuta per ogni outlier, fino alla loro completa eliminazione;

- identifica il modello ARIMA (2), anche in modo automatico, e ne stima i parametri con un metodo esatto di massima verosimiglianza o con altri alternativi, sulla serie depurata dalla componente deterministica;
- ristabilisce la continuità della serie nel caso vi siano dei dati mancanti sulla base del modello ARIMA stimato;
- effettua previsioni, fornendo il relativo errore standard.

La procedura di identificazione automatica del modello ARIMA avviene in due fasi. Nella prima, viene identificato l'operatore polinomiale di differenziazione stagionale e non stagionale  $\delta(B)$ , e la costante  $c$ , utilizzando in modo iterativo dei modelli AR ed ARMA(1,1), a struttura moltiplicativa in presenza di stagionalità. Nella seconda fase, viene identificato il modello stagionale ARMA(p,q)(P,Q) sulla serie stazionaria corretta dagli outliers e dagli effetti di tipo regressivo, seguendo una procedura iterativa che prende in esame ordini inferiori o uguali a 3 per le componenti non stagionali  $p$  e  $q$  e fino a 2 per quelle stagionali  $P$  e  $Q$ . L'identificazione dell'ordine degli operatori segue il criterio AIC (Asymptotic Information Criterion) (Akaike, 1974) e BIC (Bayesian Information Criterion) (Schwarz, 1978) ed il principio di parsimonia nella scelta del numero di parametri da stimare.

SEATS è una procedura utilizzata per destagionalizzare una serie storica univariata, ovvero per stimare quelle componenti non direttamente osservabili come il trend, la ciclicità, la stagionalità assumendo che la serie storica sia generata da un modello di tipo ARIMA. La stima delle componenti si basa sul metodo di decomposizione canonica (Box, Hillmer e Tiao, 1978; Hillmer e Tiao, 1982).

Il programma SEATS, quando usato in successione a TRAMO, decompone la serie linearizzata fornita da questo ultimo che, in questo senso, si occupa del pre-trattamento dei dati e della stima del modello ARIMA. Se usato da solo, il programma identifica e stima preliminarmente un modello ARIMA sulla serie osservata con dei vincoli sull'ordine degli operatori.

La decomposizione del modello ARIMA nelle sue componenti non osservabili può essere a struttura additiva o moltiplicativa; in quest'ultimo viene operata una trasforma-

zione logaritmica. Nel caso additivo, la serie può essere descritta come:

$$x_t = \sum_i x_{it} \quad (3)$$

dove  $x_{it}$  rappresentano le diverse componenti. In particolare:

- $x_{pt}$  è la componente trend;
- $x_{st}$  è la componente stagionale;
- $x_{ct}$  è la componente ciclica;
- $x_{it}$  è la componente irregolare.

I parametri del modello di ciascuna componente sono stimati con il metodo dell'errore quadratico medio minimo (MMSE), usando il filtro di Wiener-Kolmogorov, e sono fornite delle previsioni con il corrispondente errore standard.

#### LE DINAMICHE DELLA SERIE STORICA DI PREZZO DELLA CARNE DI CONIGLIO

Lo studio delle dinamiche evolutive dei prezzi della carne di coniglio si basa sulla serie storica dei prezzi alla produzione rilevati dall'Ismea, franco allevamento, Iva esclusa, espressi in lire al chilogrammo di peso vivo. Si tratta di una serie omogenea, su base mensile, che copre il decennio 1990-1999 e che è stata studiata usando in modo congiunto le procedure TRAMO e SEATS. In particolare, TRAMO è stato utilizzato come procedura di pre-aggiustamento e correzione della serie dai valori anomali e dall'effetto della festività-mobile di Pasqua<sup>(2)</sup>, nonché per la stima del modello ARIMA, mentre SEATS ha permesso di stimare e studiare l'andamento delle singole componenti non osservate.

L'analisi della serie originale (figure 3), mette bene in

(2) TRAMO considera l'effetto Pasqua riferendolo ai sei giorni che precedono tale festività. Esso viene distribuito sul mese od i mesi interessati, in modo automatico.

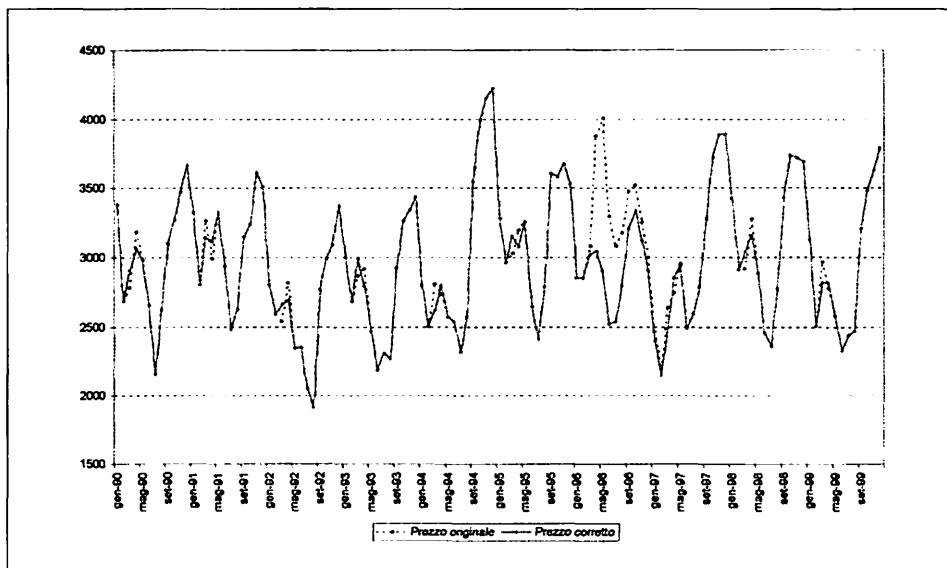


Figura 3 - Prezzi osservati e corretti mediante la procedura TRAMO.

evidenza i fenomeni di spiccata stagionalità dei prezzi, imputabili esclusivamente agli andamenti della domanda: in particolare si osserva una forte lievitazione dei prezzi nei mesi invernali, con un massimo a dicembre ed un incremento più debole in corrispondenza delle festività pasquali. Per contro, si registra una marcata flessione nel periodo estivo, in corrispondenza della caduta dei livelli di consumo. La procedura TRAMO, ha identificato un modello del tipo:

$$z_t = \beta_1 \cdot EE_t + \beta_2 \cdot OA_t + \beta_3 \cdot OM_t + v_t \quad (4)$$

ove:

$EE_t$  variabile dummy per l'effetto Pasqua

$OA_t$  variabile dummy per valore anomalo aprile '96

$OM_t$  variabile dummy per valore anomalo maggio '96

$v_t$  esprime la parte stocastica del modello, identificata a struttura ARIMA (1,0,0) (0,1,1)<sub>12</sub>, cioè:

$$(1 - \phi_1 B)(1-B)^{12} v_t = (1 - \theta_1 B)^{12} a_t \quad (5)$$

dove B indica l'operatore ritardo,  $\phi_1$  e  $\theta_1$  sono i parametri stimati ed  $a_t$  il processo WN(0,  $\sigma_a^2$ )

Per quanto riguarda la parte deterministica del modello, non è risultato significativamente diverso da zero il parametro medio  $\beta_\sigma$ . Lo stesso dicasi per quello associato all'effetto dovuto al diverso numero di giorni lavorativi in ciascun mese, conformemente a quanto ci si attendeva. In questo caso, infatti, la diversa durata in termini di giornate lavorative in un mese, non sembra possa influenzare il livello di prezzo medio mensile, sia perché si tratta di un valore unitario medio, sia perché il processo di produzione della carne di coniglio è, per sua natura, continuo nel tempo, trattandosi di una produzione di tipo biologico. Esso può essere invece rilevante, ad esempio, nel caso di serie relative a produzioni di tipo industriale, in cui lo stock di prodotto dipende anche dal numero di giornate lavorative.

Si è evidenziato, invece, un effetto statisticamente significativo della festività mobile di Pasqua, che comporta una lievitazione media dei prezzi alla produzione di oltre 240 lire il kg (tabella 1). Analogamente, sono risultati significativi i valori anomali, successivamente corretti, in corrispondenza dei mesi di aprile e maggio 1996. Tali valori sono facilmente interpretabili sul piano economico, se si tiene conto che in quei mesi vi è stato un massiccio spostamento dei consumatori dalle carni bovine alle altre carni, comprese quelle cunicole, per effetto della comparsa della BSE. Conseguentemente, l'effetto "mucca pazza" ha comportato un incremento anomalo del prezzo alla produzione della carne di coniglio, inizialmente molto sensibile (770 lire al kg sopra il valore atteso per aprile e 570 in maggio), e che si è andato smorzando nel corso dei mesi successivi. Tale fenomeno è ben evidenziato in figura 3, dal confronto tra la serie originale (tratteggiata) e quella corretta (linea continua).

La serie storica depurata da tali fenomeni, mostra un andamento fortemente condizionato dal fattore stagionale,

Tab. 1 Parametri stimati del modello

	Valore	Errore standard	Test T
<b>Parte deterministica</b>			
$\beta_1$ Effetto festività pasquale	246,36	53,07	4,64
$\beta_2$ Outlier aprile 1996	771,47	179,93	4,29
$\beta_3$ Outlier maggio 1996	565,85	180,01	3,14
<b>Parte stocastica:</b>			
ARIMA (1,0,0) (0,1,1) <sub>12</sub>			
$\phi_1$	-0,787	0,062	-12,75
$\theta_1$	-0,822	0,121	-6,77
Media dei residui	-2,127	17,922	-0,118
<b>Test sui residui</b>			
Test di normalità Jarque-Bera	0,822		
Test Ljung-Box	23,49		
Test Box-Pierce	2,34		
Test Durbin-Watson	2,036		

che sembra piuttosto regolare nel corso degli anni. Esso è catturato dalla parte stocastica del modello. Da un punto di vista statistico, la stazionarietà della serie storica è stata ottenuta grazie ad una differenziazione stagionale di ordine 1, a periodicità di 12 mesi; il modello è strutturato con una componente autoregressiva di primo ordine di tipo non stagionale ed una a media mobile di primo ordine, stagionale. I test statistici sul modello stimato ne confermano la validità (tabella 1), dato che i parametri stimati per gli operatori risultano significativi ed i test sui residui sembrano indicare che gli errori sono a media non significativamente diversa da zero, incorrelati e distribuiti in modo normale. L'operatore autoregressivo non stagionale conferisce al modello una memoria, la differenziazione stagionale tiene conto dei picchi nella serie dovuti alla stagionalità, che legano il livello di prezzo in un dato mese a quello osservato 12 mesi prima, l'operatore a media mobile stagionale incorpora l'effetto shock stagionale.

In termini economici, il modello segnala come la quotazione mensile della carne di coniglio viene influenzata in modo diretto dal prezzo verificatosi il mese precedente e in modo indiretto dallo shock avvenuto lo stesso mese dell'anno precedente. La componente autoregressiva del modello può, dunque, essere attribuita ad un'inerzia del mercato, ovvero al legame che unisce la quotazione corrente a quella del mese precedente, imputabile ad un ritardato adeguamento dell'offerta alle dinamiche evolutive della domanda. Analogamente, la componente stagionale potrebbe essere giustificata da imprevedibili variazioni dell'offerta e, quindi, dall'incapacità degli allevatori di programmare pienamente la produzione in relazione al mutamento infra-annuale della capacità recettiva del mercato.

La serie stazionaria e corretta, assieme alle informazioni sul modello stimato, viene utilizzata dalla procedura SEATS per l'operazione di identificazione e stima delle componenti non osservabili. In pratica, la procedura

SEATS decompone la serie descritta dal modello ARIMA stimato da TRAMO.

La decomposizione della serie linearizzata operata da SEATS, secondo una struttura additiva, conferma la maggiore rilevanza della componente stagionale rispetto a quella di trend-ciclo. Il grafico di **figura 4** permette di confrontare l'andamento della serie di prezzo originale, con quella destagionalizzata, cioè depurata della componente stagionale. Quest'ultima (linea tratteggiata), evidenzia l'andamento dei prezzi così come determinato dalla parte deterministica del modello (effetto Pasqua e BSE), dal trend-ciclo e dai fattori di tipo casuale. Depurando la serie destagionalizzata dalla componente casuale, è possibile esaminare l'andamento delle determinanti di lungo periodo dei prezzi: trend-ciclo (linea continua più scura). L'esame del trend-ciclo evidenzia una sostanziale stabilità in media nei prezzi nel corso di tutto il decennio, cui è associato un andamento ciclico, di periodicità non regolare, che determina delle fluttuazioni, al rialzo ed al ribasso, più marcate nel primo periodo del decennio (massimi di +/-500 lire al kg) e più smorzate nell'ultimo biennio (con massimi inferiori alle +/-300 lire/kg). Tale andamento, come sarà evidenziato in seguito, sembra imputabile più alle dinamiche dell'offerta che a quelle della domanda.

L'andamento della componente stagionale si ripete, in modo piuttosto regolare, di anno in anno (**figura 5**). La stagionalità fornisce certamente un contributo più determinante alla variabilità del prezzo, rispetto a quella del fattore trend-ciclo. In particolare, ogni anno si osserva un'iniziale diminuzione (mesi di gennaio e febbraio) fino al valore minimo di -200, -300 lire/kg, poi una crescita pre-pasquale dell'ordine delle 100 lire/kg sopra la media, quindi una marcata diminuzione che può arrivare a quasi 600 lire/kg, in corrispondenza del periodo estivo (luglio e agosto).

A partire da fine estate si assiste ad un progressivo, sensibile, rialzo che innalza il prezzo di 200 lire/kg in settembre, di 400 lire/kg in ottobre, di 500-550 lire/kg in novembre fino a raggiungere e superare le 600 lire/kg nel mese di dicembre.

Anche se più marcate, le fluttuazio-

ni imputabili alla stagionalità sono meno determinanti sulla redditività e, soprattutto sul rischio di impresa, in quanto sono note a priori sia come cadenza nell'arco dell'anno, sia come dimensione monetaria. Più rilevanti sotto questo profilo sono le fluttuazioni dovute al trend-ciclo, dato che non sono regolari nel tempo, e quindi più difficilmente prevedibili sulla base dell'esperienza euristica dei produttori. Anche se le fluttuazioni imputabili a questa componente sono generalmente contenute in termini monetari assoluti, esse possono manifestarsi, sia nelle fasi stagionali ascendenti che discendenti, amplificando o attenuando l'effetto stagionale atteso, con ripercussioni spesso negative in termini di reddito. D'altra parte, a nostro parere, tali fluttuazioni cicliche dipendono in larga misura dagli andamenti dell'offerta complessiva, che, a loro volta, sono condizio-

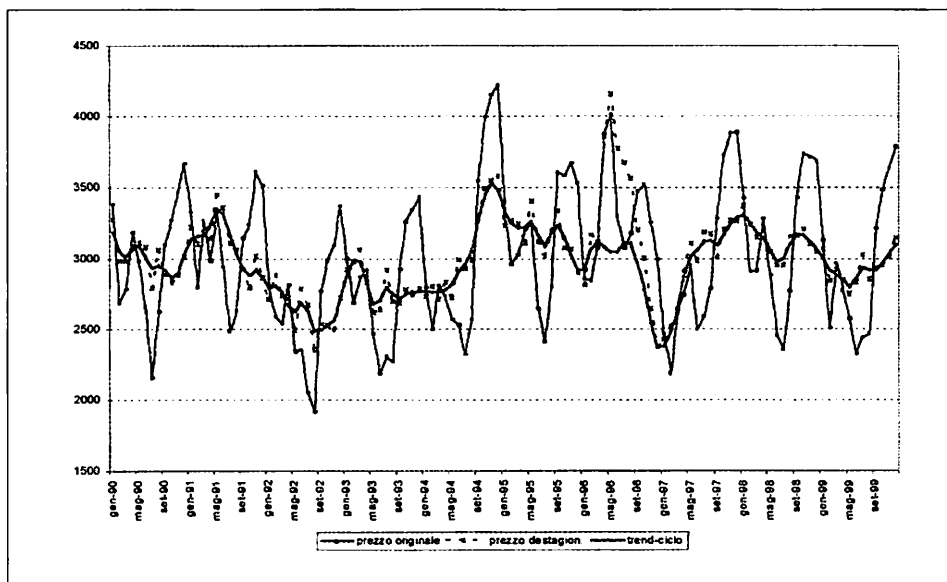


Figura 4 - Componente trend-ciclo e serie destagionalizzata.

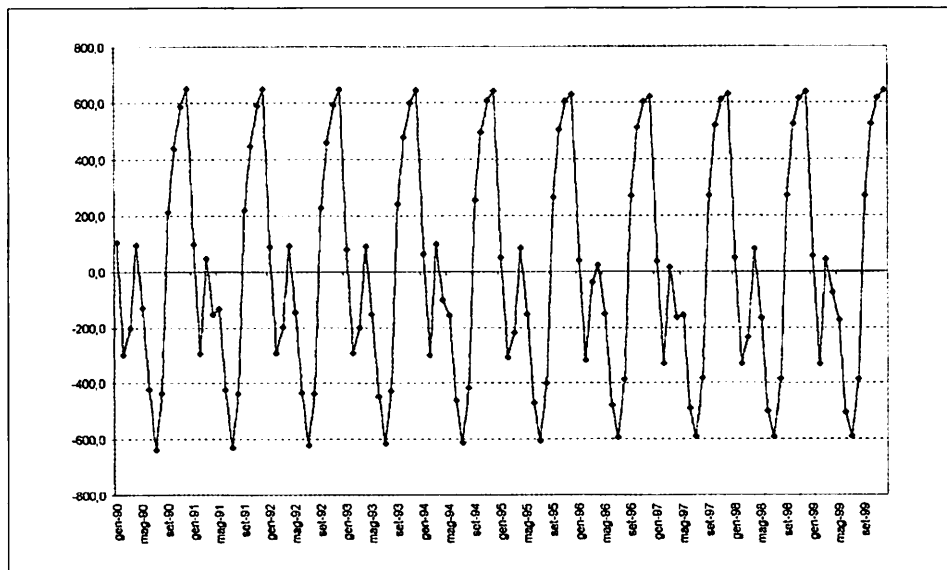


Figura 5 - Componente stagionale stimata.

nati dalla lunghezza del ciclo produttivo e dalla struttura degli allevamenti. Questa situazione potrebbe essere modificata, anche se non nel breve periodo, con una più corretta programmazione della produzione da parte degli stessi allevatori, o almeno di quelli di dimensioni maggiori, che sono in grado di influire, complessivamente, sulle dinamiche dell'offerta aggregata.

Un contributo al riguardo può essere fornito dalle previsioni formulate dal modello stimato.

Il modello identificato e stimato da TRAMO-SEATS può essere, infatti, impiegato a fini previsionali. Le previsioni possono essere effettuate sia estrapolando la serie originale, sulla base del modello completo, comprensivo cioè anche degli effetti deterministici, che le singole componenti non osservabili della serie, stimate da SEATS. In **figura 6** sono evidenziate le previsioni puntuali sul prezzo (linea continua), sulla serie destagionalizzata (tratteggiata), e sul trend-ciclo (tratto continuo più marcato), relativo a tutto l'anno 2000. Al netto del fattore stagionale, le previsioni confermano una sostanziale stabilità del prezzo intorno alle 3.000 L./kg. La previsione appare peraltro più fortemente condizionata dall'andamento della componente stagionale. Questo risultato è coerente con le attese e con la struttura del modello ARIMA in cui sono più preponderanti gli operatori stagionali.

Come noto, tuttavia, le previsioni puntuali non hanno tutte la medesima attendibilità sul piano statistico. La loro significatività statistica, infatti, è in relazione alla durata del periodo analizzato, e quindi al numero di osservazioni disponibili, alla lunghezza del periodo di previsione, alla struttura del modello ARIMA e, soprattutto alla sua capacità interpretativa del fenomeno reale.

Al riguardo, la procedura TRAMO-SEATS fornisce l'errore standard corrispondente a ciascuna previsione puntuale, consentendo una quantificazione dell'intervallo di confidenza associato a ciascun valore. Come noto, la capacità previsionale dei modelli ARIMA, anche se buona nel breve periodo, tende ad attenuarsi progressivamente, man mano che il periodo di previsione si allunga. Questo è osservabile nella **figura 7** dal progressivo ampliarsi dell'intervallo di confidenza delle

previsioni, per un prefissato livello di probabilità  $\alpha$ . Nel caso in esame, la previsione del trend-ciclo fornisce previsioni intervallari economicamente accettabili solo nei primi due mesi di previsione. Infatti, l'intervallo di confidenza, che nel periodo osservato rimane compreso tra 100 e 200 lire/kg, nella fase previsionale aumenta rapidamente fino a raggiungere, dopo solo due mesi, 400-500 lire/kg. Questo risultato può essere giustificato dalla scarsa capacità previsiva del modello nei confronti della componente trend-ciclica, data la sua irregolarità.

Del resto, il fattore quantitativamente più rilevante nella formazione del prezzo è, come si è osservato, la componente stagionale. Incorporando anche questa componente, e, dunque estrapolando la serie originale (**figura 7**), l'intervallo di confidenza delle stime risulta più

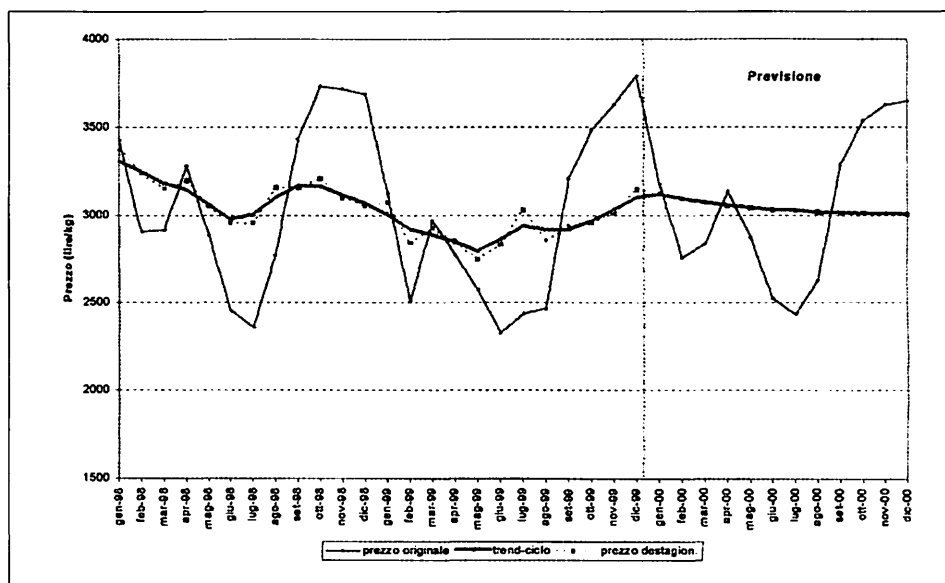


Figura 6 - Previsioni di prezzo e delle relative componenti.

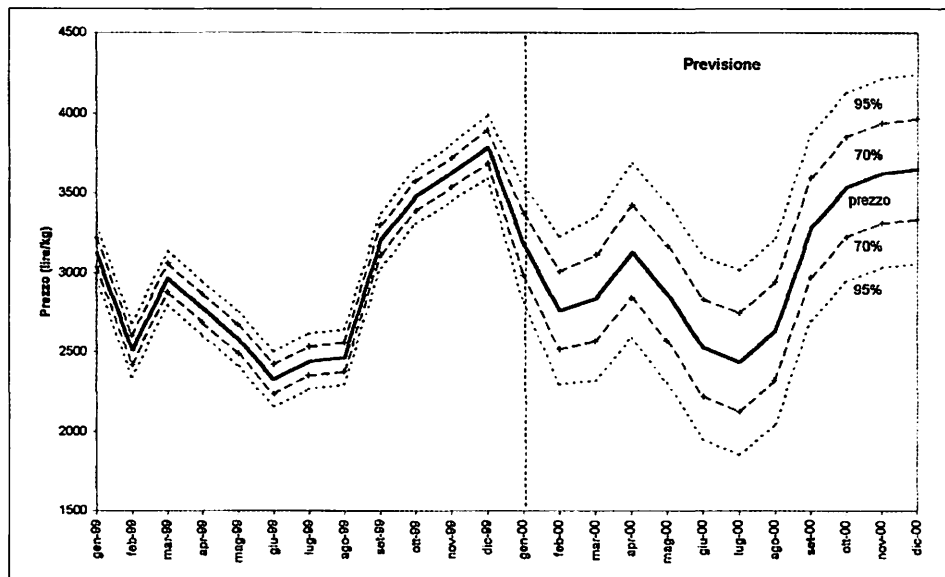


Figura 7 - Previsioni di prezzo e intervallo di confidenza (—•—  $\alpha=30\%$  e ---  $\alpha=5\%$ ).



limitato per un numero più rilevante di previsioni. Si osserva una diminuzione nei primi due mesi dell'anno, poi una ripresa nel periodo pre-pasquale, quindi una brusca caduta nel periodo estivo, seguita da un progressivo ma consistente aumento nell'autunno e nel periodo pre-natalizio. Le previsioni fornite dal modello complessivo è statisticamente attendibile nel periodo osservato dal momento che l'intervallo di confidenza si aggira tra +150 e -150 lire/kg. Nella fase previsionale, l'intervallo di confidenza aumenta per effetto dell'incertezza causata non tanto dalla stagionalità, ben interpretata dal modello, bensì dalla ciclicità. Mantenendo una soglia di significatività del 95%, la variabilità del prezzo raggiunge un valore di  $\pm 400$  lire/kg dopo i primi tre-quattro mesi di previsione, che aumenta a  $\pm 500$  lire/kg nei mesi successivi. Riducendo la soglia al 70%, l'ampiezza dell'intervallo di confidenza si riduce di circa la metà.

In realtà, il ciclo produttivo del coniglio, compresa la fase di gestazione, è di 15-16 settimane, in allevamenti efficienti. Il modello può dunque essere considerato accettabile sul piano economico, cioè rispondente alle esigenze informative dei produttori, solo se ha una buona capacità previsiva almeno su un orizzonte temporale di quattro mesi.

Per verificare questa ipotesi, si è ristimato il modello, in forma recursiva. Più precisamente, si è stimato un primo modello sulla serie gennaio 1990-dicembre 1998 e su questa base si sono effettuate delle previsioni a 12 mesi confrontandole con i dati osservati nello stesso periodo; successivamente si è ristimato un modello aggiungendo un mese di osservazione (gennaio 1999) al fine di avere delle nuove previsioni per i successivi 11 mesi; si è proceduto così in modo iterativo per tutti i mesi successivi (<sup>3</sup>). La recursività dell'analisi ha permesso di valutare in modo robusto la capacità previsiva del modello su di un orizzonte di quattro mesi, dato che essa è stata verificata in più simulazioni (nove delle quali

complete, e tre su di un arco di tempo più limitato). In **tabella 2** sono evidenziati gli scostamenti assoluti tra il valore osservato effettivamente in un dato mese e le corrispondenti previsioni (<sup>4</sup>). In particolare, sono evidenziati in grassetto gli scostamenti su previsioni a quattro mesi. Dal loro esame, sembra confermata la sostanziale robustezza del modello in sede previsionale a breve, dato che gli scostamenti sono sempre piuttosto contenuti e superano le 300 L./kg in soli tre casi.

#### CONSIDERAZIONI CONCLUSIVE

Alla luce dei risultati ottenuti dallo studio, l'evoluzione dei prezzi della carne cunicola sembra possa essere ben interpretata attraverso l'applicazione di modelli basati sull'analisi delle serie temporali a struttura RegARIMA. Le più recenti metodologie di analisi, quali TRAMO-SEATS, permettono di rispondere in modo abbastanza efficace alle esigenze dei produttori. Essi, infatti, sono interessati ad ottenere delle previsioni di prezzo con un anticipo di almeno 15-16 settimane, per poter programmare i parti e quindi l'immissione del prodotto sul mercato. Al riguardo, le previsioni formulate con il modello stimato possono essere considerate economicamente accettabili a quattro mesi, sia in termini di stime puntuali, che intervallari. La robustezza previsiva del modello in tale orizzonte temporale è stata confermata anche da una serie di previsioni, formulate in modo recursivo, su tutto il 1999.

Sul piano operativo, la procedura adottata coglie molto bene l'andamento fortemente stagionale dei prezzi ed è in grado di tenere conto adeguatamente, sia in fase di stima che di previsione, del fatto che uno dei picchi sta-

(<sup>3</sup>) Le diagnostiche su tutti questi modelli sono risultate statisticamente soddisfacenti. Non sono qui riportate, per non appesantire troppo il testo, ma sono disponibili, su richiesta, presso gli autori.

(<sup>4</sup>) Ovviamente, per gennaio '99 è disponibile una sola previsione, mentre il numero delle previsioni cresce progressivamente per i mesi successivi essendo formulate da un numero via via crescente di modelli.

**Tab. 2 Scostamento assoluto tra la previsione ed il prezzo effettivo sulla base dei diversi modelli (L./kg)**

Orizzonte temporale delle previsioni fornite da ciascun modello

	Prezzo effettivo	12 mesi	11 mesi	10 mesi	9 mesi	8 mesi	7 mesi	6 mesi	5 mesi	4 mesi	3 mesi	2 mesi	1 mese
gen-99	3.127	-33	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
feb-99	2.510	237	263	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
mar-99	2.970	112	133	-76	0	0	0	0	0	0	0	0	0
apr-99	2.777	237	253	89	145	0	0	0	0	0	0	0	0
mag-99	2.579	427	440	310	355	242	0	0	0	0	0	0	0
giu-99	2.329	267	278	173	210	126	-65	0	0	0	0	0	0
lug-99	2.441	38	46	-35	-7	-80	-235	-185	0	0	0	0	0
ago-99	2.467	260	265	204	224	160	35	72	230	0	0	0	0
set-99	3.208	137	141	92	108	58	-41	-8	113	-66	0	0	0
ott-99	3.483	117	120	84	95	51	-30	-7	98	-54	-1	0	0
nov-99	3.628	21	24	-6	4	-28	-91	-68	6	-105	-62	-61	0
dic-99	3.790	-167	-165	-190	-182	-203	-252	-230	-179	-258	-223	-221	-172

(\*) In grassetto sono riportati gli scostamenti delle previsioni a quattro mesi.



gionali è legato ad una festività mobile, quale quella pasquale. Nel contempo, è stato possibile stimare la componente di fondo trend-ciclo, che evidenzia la sostanziale stabilità in media dei prezzi alla produzione delle carni cunicole, coerentemente con le aspettative degli operatori del settore, ma che mette in risalto una irregolare fluttuazione ciclica dei prezzi intorno al valore medio. Questo andamento non sembra essere determinato da fattori legati alla domanda, quanto ad una inefficienza nella programmazione dell'offerta complessiva, dettata da fattori strutturali e tecnico-organizzativi degli allevamenti. Tale ciclicità, peraltro, influisce sui prezzi del prodotto, spesso in controtendenza con gli effetti stagionali attesi, con rilevanti effetti reddito sulle imprese. La previsione di questo effetto, nel breve periodo, può costituire un utile supporto alla attività di programmazione della produzione da parte degli allevamenti, almeno di più grande dimensione. Nel medio periodo, può fornire indicazioni per l'adozione iniziative finalizzate al miglioramento organizzativo dell'offerta, quali attività di concertazione, partnership, ecc., e più in generale attività che migliorino il potere contrattuale dei produttori.

Sul piano tecnico, la procedura TRAMO-SEATS è stata in grado, nel caso specifico di questa serie storica, di individuare e correggere i valori anomali, di tener conto degli effetti legati alla festività mobile, nonché di identificare e stimare il modello, in misura sostanzialmente efficace anche nella sua applicazione automatica. Questo fatto ne potrebbe consentire un impiego, pur non semplice dato che l'interfaccia utente non è particolarmente user-friendly, nel mondo operativo, senza ricorrere necessariamente ad approfondite conoscenze statistiche e ad informazioni esogene. Al riguardo, va se-

gnalato che EUROSTAT ha sviluppato e reso disponibile di recente un'interfaccia più amichevole, chiamata DEMETRA, che rende più semplice l'utilizzo delle procedure TRAMO-SEATS ed X12-ARIMA. ●

## BIBLIOGRAFIA

- Agrisole-ISMEA (1999) *Filiera carni* 1998, Ed. Il sole 24 ore, Roma.
- Akaike H. (1974) A new look at the statistical model identification, 'IEEE Transactions on automatic control', AC-19, 716-23.
- Box G.E.P. Jenkins G.M., (1976) *Time series analysis: forecasting and control*, Holden-Day, San Francisco.
- Box G.E.P. Hillmer S.C., Tiao G.C., (1978) Analysis and modelling of seasonal time series, in 'Seasonal analysis of time series', ed. A. Zellner, Washington D.C., U.S. Department of Commerce, Bureau of Census, 309-334.
- FAO (1999) Banca dati Faostat, [www.fao.org](http://www.fao.org), Roma.
- Findley D.F. et al. (1998) New capabilities and methods of the X-12 ARIMA seasonal adjustment program, 'Journal of business and economic statistics', vol. 16, n.2.
- Fisher B. (1995) Decomposition of time series comparing different methods in theory and practice, Eurostat seasonal adjustment project, Mimeo Eurostat, Bruxelles.
- Fisher B., Planas C. (1998) Large scale fitting of ARIMA models and stylised facts of economic time series, Eurostat seasonal adjustment project, Mimeo Eurostat, Bruxelles.
- Gomez V., Maravall A. (1993a) Time series regression with ARIMA noise and missing observations, EIU working paper ECO n. 92/81, Department of economics, European University Institute.
- Gomez V., Maravall A. (1993b) Signal extraction in ARIMA time series, EIU working paper ECO n. 92/65, Department of economics, European University Institute.
- Gomez V., Maravall A. (1996) Programs TRAMO and SEATS - Instructions for the User, Bank of Spain, Working paper n. 9628, Madrid.
- Hillmer S.C., Tiao G.C. (1982) An ARIMA model-based approach to seasonal adjustment, 'Journal of the American statistical association', 77, 63-70.
- ISMEA (1995-1997) *Filiera carni*, Roma.
- ISMEA, Informazioni: le produzioni zootecniche, bollettini vari dal 1995 al 1996, Roma
- ISMEA (1999) Banca dati DATIMA, sito internet [www.ismea.it](http://www.ismea.it), Roma
- ISTAT (1994-1998) *Statistiche dell'Agricoltura*, Roma.
- ISTAT (1995-1996) *Struttura e produzioni delle aziende agricole*, Roma.
- ISTAT (1999) La nuova strategia di destagionalizzazione delle serie congiunturali, 'Note rapide', n. 3, Roma.
- Planas C. (1997a) Estimation of autoregressive moving average models: a comparative study, Eurostat seasonal adjustment project, Mimeo Eurostat, Bruxelles.
- Planas C. (1997b) The analysis of seasonality in economic statistics: a survey of recent developments, Eurostat seasonal adjustment project, Mimeo Eurostat, Bruxelles.
- Planas C. (1997c) Applied time series Analysis: Modelling, forecasting, unobserved components analysis ad the Wiener-Kolmogorov filter, Eurostat seasonal adjustment project, Mimeo Eurostat, Bruxelles.
- Piccolo D. (1990) *Introduzione all'analisi delle serie storiche*, Nuova Italia Scientifica, Roma.
- Pindyck S. R., Rubinfeld L. D. (1991) *Econometric models: economic forecasts*, McGraw Hill, New York.
- Schwarz G. (1978) Estimating the dimension of a model, 'The annals of statistics', 6, 461-464.