

Le previsioni dei numeri indici annuali dei prezzi di input e di output del settore agricolo per l'anno 1999: metodologia utilizzata e principali risultati

Maria Moscufo ()*

*Alessandra Nuccitelli (**)*

(*) Ricercatrice presso il Servizio Prezzi

(**) Ricercatrice presso il Servizio per il Coordinamento e l'Integrazione

Sommario

L'Istituto Nazionale di Statistica produce due serie di indicatori mensili relative all'andamento dei prezzi nel settore agricolo: il primo, denominato indice dei prezzi dei prodotti venduti dagli agricoltori, misura le variazioni nel tempo dei prezzi percepiti dagli agricoltori per la vendita dei prodotti agricoli; il secondo, denominato indice dei prezzi dei prodotti acquistati dagli agricoltori, misura le variazioni nel tempo dei prezzi dei mezzi di produzione correnti e strumentali acquistati dagli agricoltori per l'esercizio della loro attività produttiva. Tali indicatori hanno una grande importanza sia a livello nazionale che a livello europeo. In particolare, in ambito europeo, essi vengono forniti all'Ufficio Statistico della Comunità Europea (EUROSTAT) il quale, in quanto responsabile delle statistiche europee dei prezzi agricoli, li trasmette alla Direzione generale "Agricoltura" della Commissione (DG-VI). La DG-VI utilizza questi indicatori sia per definire gli obiettivi e gli interventi della Politica Agricola Comune (PAC) e valutare tale politica, sia per misurare e confrontare l'evoluzione nei vari Paesi dei prezzi agricoli. Nell'ambito della definizione degli obiettivi e degli interventi della politica economica comunitaria, ed in particolare per la determinazione annuale dei prezzi nell'ambito della PAC, EUROSTAT chiede ai Paesi membri di inviare due volte l'anno (precisamente a settembre e a novembre) la previsione degli indici annuali dei prezzi agricoli relativi all'anno corrente.

In questo documento, dopo avere brevemente illustrato le finalità e le problematiche inerenti alla previsione degli indici di prezzo annuali di input e di output del settore agricolo, viene descritta la metodologia impiegata dall'ISTAT per il calcolo delle stime anticipate per l'anno 1999 e vengono presentati i principali risultati ottenuti.

Abstract

ISTAT provides EUROSTAT with the forecasts of annual price indices of agricultural products and means of production, twice a year (by the end of September and by the end of November). These forecasts are examined by EUROSTAT and forwarded to the Agriculture Directorate of the Commission (DG VI) which uses them as part of the requisite information to define the aims and the interventions of the Common Agricultural Policy, in particular, to provide the basis for the annual round of price determination.

In this document, the purposes and the problems concerning forecasting of annual agricultural price indices are explained and the methodology used by ISTAT to calculate forecasts for the year 1999 is described.

1. Finalità delle previsioni degli indici annuali dei prezzi agricoli in ambito EUROSTAT¹

Sebbene gli indici mensili dei prezzi dei prodotti agricoli e dei mezzi di produzione² acquistati dagli agricoltori vengano elaborati in tempi relativamente ristretti (entro le otto settimane dal mese di riferimento), e sebbene siano forniti con maggiore tempestività rispetto ad altre statistiche agricole, la domanda di informazioni sempre più tempestive e dettagliate sull'andamento dei prezzi agricoli è molto elevata. Ciò comporta inevitabilmente la necessità di produrre stime previsive degli indici dei prezzi riferite sia a singole voci che a classi di prodotto. La domanda di statistiche anticipate si fa particolarmente impellente ogni autunno quando la Direzione generale "Agricoltura" della Commissione Europea (DG VI) richiede le previsioni degli indici annuali dei prezzi di input e di output del settore agricolo come parte delle informazioni necessarie per la determinazione annuale dei prezzi nell'ambito della Politica Agricola Comune (PAC).

Recependo le esigenze informative della DG VI, l'Ufficio Statistico della Comunità Europea (EUROSTAT) chiede ai Paesi membri di inviare due volte l'anno, a settembre e a novembre, le previsioni degli indici annuali dei prezzi agricoli relativi all'anno corrente. Nel caso dei prezzi dei prodotti di output del settore agricolo, le previsioni richieste riguardano indici di tipo semplice (riferite a singole voci di prodotto) e indici di tipo sintetico (riferiti a classi di due o più prodotti); nel caso dei mezzi di produzione del settore agricolo vengono richieste soltanto previsioni di indici sintetici.

Le previsioni inviate ad Eurostat nel mese di settembre vengono fornite alla DG VI per la fine di ottobre, mentre quelle inviate a novembre vengono pubblicate nella serie *Statistics in Focus* e in un comunicato stampa poco prima di Natale.

Le stime previsive dei numeri indici annuali dei prezzi agricoli sono attualmente le uniche prodotte dall'ISTAT e trasmesse ad EUROSTAT. Come è noto, infatti, l'ISTAT non produce, ad oggi, stime preliminari di altri indicatori statistici ufficiali.

2. Problematiche inerenti al calcolo delle previsioni degli indici annuali dei prezzi agricoli

La metodologia impiegata per il calcolo delle previsioni degli indici dei prezzi agricoli non è armonizzata tra gli Stati membri, né in generale viene discussa in dettaglio dal Gruppo di Lavoro

¹ Desideriamo ringraziare il dott. Domenico Ciaccia e il dott. Enrico D'Elia per la loro disponibilità e per i preziosi suggerimenti forniti.

² Nel seguito con l'espressione "prezzi agricoli" indicheremo sinteticamente i prezzi dei prodotti venduti dagli agricoltori e dei mezzi di produzione utilizzati nel settore agricolo.

EUROSTAT sulle Statistiche dei Prezzi Agricoli³, che si limita all'esame e al confronto delle previsioni con i valori osservati degli indici. Uno dei motivi dell'assenza di armonizzazione nelle metodologie di stima utilizzate, è che, alla data in cui vengono richieste le previsioni, i raccolti annuali nei singoli Paesi possono differire notevolmente in funzione della loro composizione e delle condizioni climatiche verificatesi nel corso dell'anno. Inoltre, il diverso aggiornamento temporale delle informazioni sui prezzi nei vari Stati membri fa sì che questi ultimi si trovino ad operare, alla data di elaborazione delle stime previsive, con un numero diverso di mesi dell'anno in corrispondenza dei quali calcolare le previsioni necessarie per ottenere una stima anticipata dell'indice annuale.

Per la previsione del singolo indice annuale si utilizzano i valori osservati degli indici mensili già disponibili e qualsiasi ulteriore informazione sui prezzi non ancora inclusa nel calcolo degli indici stessi.

Informazioni aggiuntive importanti sono in genere disponibili ed utilizzabili per quei prodotti agricoli la cui produzione interessa tutto l'anno, ad esempio per il bestiame e per i prodotti da animali, quali il latte crudo alla stalla e le uova. Per tali prodotti è possibile fornire in maniera agevole stime anticipate dei corrispondenti indici di prezzo per i rimanenti mesi dell'anno, e quindi per l'anno complessivamente, a partire dall'ultimo dato disponibile; infatti, per quanto si possano registrare variazioni nell'andamento dei prezzi per il resto dell'anno, queste possono non essere molto ampie e comunque possono, in una certa misura, essere previste sulla base degli andamenti passati o della conoscenza di fattori che si presume influenzino i prezzi nei rimanenti mesi. Simili considerazioni si applicano anche per le previsioni relative alla maggior parte dei mezzi di produzione utilizzati in agricoltura.

La previsione degli indici annuali dei prezzi relativi ai prodotti vegetali comporta problemi di stima maggiori rispetto a quella degli indici annuali dei prezzi dei prodotti animali; ciò vale soprattutto alla data di calcolo delle prime previsioni. Tale data, infatti, è vicina al periodo dei raccolti, le cui quantità e qualità influenzano significativamente i prezzi di commercializzazione dei prodotti nei mesi successivi. In questo caso sarebbe opportuno utilizzare indicazioni sulla quantità dei raccolti o sui prezzi risultanti, oppure fare previsioni sui raccolti, e quindi sui prezzi, in base alle quantità seminate e alle condizioni di campagna. D'altra parte la liberalizzazione del commercio tra i Paesi membri e gli altri Paesi e l'evoluzione nella tecnologia (che, ad esempio, consente di fronteggiare situazioni climatiche estreme, quali la siccità) e nei gusti alimentari, fanno sì che l'ampiezza delle fluttuazioni dei prezzi negli ultimi anni si sia ridotta rispetto al passato.

³ In tale gruppo, gli Stati membri sono rappresentati da funzionari del Ministero dell'Agricoltura e/o degli Istituti nazionali di statistica che sono responsabili delle statistiche dei prezzi agricoli in campo nazionale. Il gruppo di lavoro si

Da un punto di vista strettamente metodologico, esiste una varietà di approcci per calcolare le previsioni di un prezzo o di un indice di prezzo: si possono distinguere metodi univariati e multivariati (a seconda del numero di variabili utilizzate), metodi deterministici e metodi stocastici (a seconda che l'adattamento del modello per l'uso previsivo si basi su una funzione matematica o su un processo stocastico), metodi statistici ed econometrici (se il modello viene costruito dai dati ovvero viene dedotto da ipotesi economiche), metodi estrapolativi e metodi strutturali (a seconda che l'enfasi della modellistica venga posta sulla capacità previsiva o sulla capacità interpretativa) e così via. Le precedenti classificazioni si sovrappongono per più aspetti perché uno stesso modello può essere esaminato secondo ottiche diverse⁴.

Le metodologie più attuali tendono a combinare il meglio di tali approcci sebbene il grado di sofisticazione che queste comportano può non essere necessario o comunque giustificato per ognuno dei singoli indici di cui si richiedono le previsioni.

Per il calcolo delle stime anticipate degli indici annuali dei prezzi agricoli, si potrebbe anche ricorrere all'utilizzo di stime anticipate realizzate con il parere di esperti del settore; tali stime dovrebbero comunque essere vagliate con lo stesso rigore applicato alle stime ottenute con le più sofisticate metodologie. Inoltre, si potrebbe valutare la possibilità di utilizzare indicazioni sugli andamenti dei prezzi che derivano dai meccanismi di particolari mercati, ad esempio i prezzi che si formano sui mercati *futures* per i prodotti agricoli per i quali tali mercati esistono.

Naturalmente è opportuno che la metodologia adottata per il calcolo delle previsioni venga modificata nel tempo alla luce dell'esperienza sulla loro attendibilità⁵; a tal fine è importante effettuare un confronto accurato delle previsioni degli indici con i valori degli indici effettivamente realizzatisi, analizzandone gli scarti, come parte di un processo di *feedback* nello sviluppo della metodologia da utilizzare.

occupa soprattutto di questioni tecniche inerenti al campo di osservazione, alla struttura degli indici, ai sistemi di ponderazione, alla metodologia di calcolo e alla definizione di prezzo da utilizzare.

⁴ Ad esempio, una funzione di regressione è di per sé un metodo multivariato, ma se contiene solo un *trend* polinomiale rappresenta un approccio deterministico alle previsioni; inoltre se il modello regressivo è costruito tramite uno *screening* preliminare di una matrice di dati è di tipo statistico mentre se lo stesso modello deriva dalla teoria economica esso è di tipo econometrico.

⁵ EUROSTAT ritiene opportuno essere sempre informato in caso di modifiche sostanziali nella metodologia impiegata anche se la metodologia utilizzata e l'eventuale revisione non è motivo di suo diretto interesse.

3. Previsione dei numeri indici annuali dei prezzi di output del settore agricolo

Come già anticipato, per quanto riguarda i prezzi di output del settore agricolo, le previsioni richieste da EUROSTAT riguardano indici di tipo semplice (cioè riferiti a singoli prodotti) e indici di tipo sintetico (riferiti cioè ad aggregazioni di due o più prodotti).

L'indice semplice annuale relativo al prodotto i -esimo per l'anno t è uguale, per definizione, alla media aritmetica ponderata degli indici semplici mensili con pesi variabili nel corso dell'anno secondo la formula di Laspeyres:

$$I_i^t = \frac{\sum_{m=1}^{12} I_i(m,t) \cdot \pi_i(m)}{\sum_{m=1}^{12} \pi_i(m)},$$

in cui $I_i(m,t)$ è l'indice mensile relativo al prodotto i -esimo per il mese m dell'anno t e $\pi_i(m)$ è il peso relativo al prodotto i -esimo per il mese m , all'interno della matrice dei pesi utilizzati per ottenere gli indici semplici annuali (Buratti, 1997).

Per effettuare la previsione dell'indice semplice annuale relativo al prodotto i -esimo per l'anno t è dunque necessario conoscere i valori degli indici semplici mensili per tutti i mesi dell'anno considerato. Per i mesi per i quali, alla data in cui viene effettuata la previsione, non sono ancora noti i valori dei rispettivi indici mensili, in questa sede sono state utilizzate le previsioni degli indici semplici mensili mancanti ottenute applicando un opportuno modello statistico (si veda il paragrafo 5).

L'indice sintetico annuale dei prezzi relativi ad una generica classe k di prodotti per l'anno t è dato dalla media aritmetica ponderata degli indici semplici annuali dei prezzi dei prodotti appartenenti alla classe considerata, secondo la formula di Laspeyres:

$$I_k^t = \frac{\sum_{i \in k} I_i^t \cdot \pi_i}{\sum_{i \in k} \pi_i}, \quad [1]$$

in cui i è il generico prodotto appartenente alla classe k , I_i^t è l'indice semplice annuale relativo al prodotto i -esimo per l'anno t , e π_i è il peso annuale del prodotto i -esimo con

$$\pi_i = \sum_{m=1}^{12} \pi_i(m).$$

Per effettuare la previsione dell'indice annuale di classe è dunque necessario conoscere i valori delle previsioni degli indici semplici annuali per tutti i prodotti che appartengono alla classe data. In un recente lavoro (Sebastiani, 1998), è stato tuttavia dimostrato che è possibile evitare l'applicazione di tale procedimento⁶ e produrre la previsione dell'indice sintetico annuale partendo direttamente da quelli sintetici mensili. Infatti, è stato dimostrato che si può utilizzare quale buona approssimazione dell'indice sintetico annuale la media aritmetica ponderata degli indici sintetici mensili senza passare per il calcolo di tutti gli indici semplici annuali che compongono la sintesi in questione:

$$\hat{I}_k^t = \frac{\sum_{m=1}^{12} I_k(m, t) \cdot \hat{\pi}_k(m)}{\sum_{m=1}^{12} \hat{\pi}_k(m)}, \quad [2]$$

in cui $I_k(m, t)$ è l'indice sintetico mensile relativo alla k -esima classe per il mese m dell'anno t e

$$\hat{\pi}_k(m) = \sum_{i \in k} \hat{\pi}_i(m)$$

è il peso mensile relativo alla k -esima classe per il mese m all'interno dell'indice sintetico mensile, dove $\hat{\pi}_i(m)$ è il peso mensile relativo al prodotto i -esimo per il mese m all'interno della matrice dei pesi utilizzati per il calcolo degli indici sintetici mensili.

In particolare, per i prodotti agricoli non stagionali (tutti i prodotti animali e vegetali esclusi frutta, ortaggi e patate da consumo), data la struttura delle matrici dei pesi impiegate, vale la seguente relazione:

$$\hat{I}_k^t = I_k^t.$$

Nel caso dei prodotti stagionali tale uguaglianza non è verificata: tuttavia, si dimostra empiricamente che il calcolo degli indici annuali sintetici delle patate da consumo, degli ortaggi e della frutta mediante l'utilizzo delle due formule produce valori che non differiscono in maniera

⁶ Nella pratica l'applicazione di questo procedimento può risultare onerosa dal punto di vista computazionale qualora il numero di prodotti appartenenti ad una certa classe risulti elevato.

significativa ed è pertanto giustificato l'utilizzo della formula [2] per il calcolo degli indici sintetici annuali⁷.

Per effettuare, dunque, la previsione di un indice sintetico annuale, calcolato adottando l'approssimazione, devono essere noti i valori degli indici sintetici mensili per tutti i mesi dell'anno considerato. Per i mesi per i quali al momento della previsione non sono disponibili tali informazioni, si è provveduto in questa sede, come per gli indici semplici, a sostituire il valore dell'indice sintetico mensile con la previsione ottenuta applicando un opportuno modello statistico (si veda il paragrafo 5).

Le previsioni richieste da EUROSTAT riguardano gli indici relativi ai seguenti prodotti o classi di prodotto:

Indici di tipo semplice

Cod. PRAG

Prodotti vegetali

- 1120 Frumento tenero
- 1130 Frumento duro
- 1162 Orzo
- 1180 Avena
- 1200 Mais
- 1250 Risone
- 1372 Barbabietole da zucchero
- 2480 Olio di oliva

Animali e prodotti da animali

- 4150 Vitelli
- 5010 Altri animali (conigli)
- 5250 Uova

Indici di tipo sintetico

Cod. PRAG

- 1300 Legumi secchi
- 1360 Patate da consumo
- 1410 Semi oleosi
- 1600 Ortaggi
- 2003 Frutta
- 2550 Frutta secca
- 2800 Fiori e piante ornamentali
- 3300 Sementi
- 3800 Vino

⁷ Tale confronto è stato fatto per il periodo 1990-1996 in Sebastiani, 1998.

- 4160 Bovini adulti
- 4410 Suini
- 4720 Ovini
- 4800 Pollame
- 5150 Latte
- 5600 Altri prodotti da animali

Indici sintetici di livello superiore

Cod. PRAG

- 1040 Cereali e riso
- 1350 Piante sarchiate
- 2010 Frutta fresca
- 3992 Altri prodotti vegetali
- 4050 Animali
- 1000 Prodotti vegetali
- 4000 Animali e prodotti da animali
- 0100 Indice generale di output

Le previsioni degli indici di livello superiore sono state ottenute come media aritmetica ponderata delle stime anticipate degli indici annuali semplici e sintetici che compongono le sintesi in questione; nel caso della *Frutta fresca*, l'indice annuale è stato ricavato dall'indice annuale della *Frutta* per residuo rispetto a quello annuale della *Frutta secca*, secondo la procedura usualmente impiegata per il calcolo di tale indice.

4. Previsione dei numeri indici annuali dei prezzi di input del settore agricolo

Nel caso dei prezzi dei mezzi produzione del settore agricolo vengono richieste soltanto le previsioni di indici sintetici. Anche in questo caso, al pari di quanto effettuato per gli indici dei prezzi di output, si è proceduto alla previsione dell'indice sintetico annuale partendo direttamente dagli indici sintetici mensili. Infatti, per i prodotti acquistati dagli agricoltori, come per i prodotti di output non stagionali, l'indice sintetico annuale, ottenuto come media aritmetica ponderata degli indici annuali semplici che costituiscono l'aggregazione considerata, e l'indice sintetico annuale, ottenuto come media aritmetica ponderata degli indici sintetici mensili, coincidono.

Le previsioni richieste da EUROSTAT riguardano gli indici relativi ai seguenti gruppi di prodotti:

Indici di tipo sintetico

Cod. PRAG

Consumi intermedi

- 7100 Sementi e piante
- 7490 Animali da allevamento e di rendita
- 7500 Energia e lubrificanti
- 7600 Concimi e ammendanti
- 7900 Prodotti fitoiatrici
- 8000 Mangimi
- 8410 Materiali e piccoli utensili
- 8510 Manutenzione e riparazione macchine agricole
- 8610 Manutenzione e riparazione fabbricati agricoli
- 8730 Servizi e prodotti veterinari
- 8790 Spese generali

Investimenti

- 9300 Macchine e altri beni d'investimento
- 9600 Opere edilizie e di genio civile

Indici sintetici di livello superiore

Cod. PRAG

- 7000 Consumi intermedi
- 9000 Investimenti
- 6000 Indice generale di input

Le previsioni degli indici di livello superiore sono state ottenute come media aritmetica ponderata delle stime anticipate degli indici annuali sintetici che compongono le sintesi in questione.

5. I modelli rappresentativi di serie storiche utilizzati per le previsioni degli indici mensili dei prezzi

I modelli rappresentativi di una serie storica sono equazioni che legano tra loro i valori delle variabili del processo che la genera, eventualmente con altre variabili, e permettono di esplicitare meglio la struttura di dipendenza dinamica. Uno dei principali vantaggi consiste nella possibilità di formulare previsioni per i valori futuri della serie. Accenniamo brevemente all'impostazione che si

rifà ai modelli *ARIMA*⁸ (autoregressivi a somma mobile integrati) e che è stata seguita per ottenere le stime degli indici mensili dei prezzi. Questa classe di modelli offre vantaggi sia dal punto di vista teorico, poiché il modello è ottenuto come approssimazione di una rappresentazione valida per ogni processo aleatorio stazionario, sia dal punto di vista pratico, essendo flessibile e generalmente ben interpretabile.

In generale, un modello autoregressivo di ordine p e a somma mobile di ordine q , simbolicamente *ARMA*(p, q), è un'equazione che esplicita ogni variabile X_t di un processo aleatorio stazionario in funzione di una combinazione lineare di p valori precedenti e di q variabili incorrelate, a media nulla ed omoschedastiche (urti, che indichiamo con U_t):

$$X_t - \mu = \frac{\Theta(B)}{\Phi(B)} U_t \quad [3]$$

dove

$$\Theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$$

e

$$\Phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p,$$

in cui B (*Backward*) è l'operatore ritardo il cui effetto è di spostare all'indietro di una unità il tempo: $BX_t = X_{t-1}$ (e quindi, iterando, $B^k X_t = X_{t-k}$); inoltre, $\mu = E(X_t)$ per ogni t . Il modello *ARMA*(p, q) riportato [3] si può esplicitare come segue:

$$X_t - \phi_1 X_{t-1} - \dots - \phi_p X_{t-p} = c + U_t - \theta_1 U_{t-1} - \dots - \theta_q U_{t-q}$$

con $c = \mu(1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_p)$.

Le proprietà che i parametri devono soddisfare vengono sintetizzate nella cosiddetta condizione di stazionarietà: $\Phi(z) = 0 \Rightarrow |z| > 1$, cioè che gli zeri di $\Phi(z)$ (nel campo complesso) abbiano modulo maggiore di uno, ovvero, come anche si dice, che siano esterni al cerchio unitario.

La condizione di stazionarietà coinvolge solo i parametri autoregressivi ϕ_j , quindi un processo puramente a somma mobile è sempre stazionario. Tuttavia anche sui parametri della

⁸ Per una illustrazione dettagliata di questi metodi, impossibile in questa sede, si rimanda a testi specialistici, per esempio Piccolo (1990).

somma mobile si usa imporre una condizione analoga: $\Theta(z) = 0 \Rightarrow |z| > 1$. Questa condizione, detta di invertibilità, assicura la validità della rappresentazione inversa rispetto alla [3]:

$$\frac{\Theta(B)}{\Phi(B)}(X_t - \mu) = U_t.$$

Tale forma inversa del modello è particolarmente utile quando l'obiettivo è la previsione. L'invertibilità, inoltre, assicura la proprietà che esista corrispondenza biunivoca tra modelli e funzioni di autocorrelazione⁹.

L'impostazione dei modelli *ARMA* si presta facilmente a un'estensione che permette di tener conto dei principali aspetti di non stazionarietà. Adoperando un filtro alle differenze sulla serie originale in modo da ottenere la stazionarietà in media, si può adattare, ai dati così differenziati, un modello *ARMA* del tipo [3]; questo procedimento conduce al modello

$$\Phi(B)(1-B)^d X_t = c + \Theta(B)U_t$$

che viene detto modello autoregressivo a somma mobile integrato e indicato con *ARIMA*(p, d, q).

Anche il trattamento della stagionalità è stato svolto all'interno del quadro di riferimento *ARIMA*, secondo le linee che qui accenniamo con riferimento a rilevazioni mensili.

Considerando 12 sottoserie costituite dai dati rilevati, in anni diversi, per un singolo fissato mese, cioè la serie $X_1, X_{13}, X_{25}, X_{37}, \dots, K$, la serie $X_2, X_{14}, X_{26}, X_{38}, \dots, K$, ecc., si può supporre che queste sottoserie (non risentendo di fattori stagionali) seguano un identico modello *ARIMA* di ordine P, D, Q e parametri sintetizzati dai polinomi $\Phi^*(\cdot)$ e $\Theta^*(\cdot)$:

$$\Phi^*(B^{12})(1-B^{12})^D X_t = c_1 + \Theta^*(B^{12})U_t.$$

Tuttavia gli urti di questo modello, pur dovendo essere incorrelati a ritardi multipli di 12, potranno essere correlati per ritardi inferiori, e quindi seguire anch'essi un modello *ARIMA*, di ordine diverso, diciamo (p, d, q), con parametri espressi dai polinomi $\Phi(\cdot)$ e $\Theta(\cdot)$, applicati ad

⁹ Il problema della invertibilità sorge solo per processi che abbiano una parte a somma mobile, poiché gli autoregressivi puri sono ovviamente sempre invertibili (anzi sono già espressi in forma inversa).

un processo bianco $\{V_t\}$. Sotto la condizione implicita di stazionarietà per $\Phi(B)$, le due strutture si possono riunire in una sola complessiva:

$$\Phi^*(B^{12})\Phi(B)(1-B^{12})^D(1-B)^d X_t = c + \Theta^*(B^{12})\Theta(B)V_t$$

detta modello stagionale moltiplicativo e indicata con la simbologia $ARIMA(p, d, q) \times (P, D, Q)_{12}$.

Nella nostra applicazione, su ogni serie storica degli indici dei prezzi sono state condotte analisi preliminari valutando la necessità di sottoporre ognuna ad un'opportuna trasformazione al fine di ricondurla ad una realizzazione tipica di un processo stazionario. L'applicazione del filtro alle differenze prime si è rivelata sempre sufficiente per rimuovere il *trend*.

Successivamente, per ogni serie resa stazionaria è stato costruito un modello rappresentativo, secondo l'impostazione di cui sopra, attraverso le seguenti fasi:

- 1) *identificazione*, cioè scelta degli ordini di p, d, q (eventualmente anche P, D, Q per un modello stagionale) più appropriati, basandosi sul confronto tra le stime dell'autocorrelazione della serie e gli andamenti teorici delle funzioni di autocorrelazione corrispondenti ai diversi ordini;
- 2) *stima dei parametri* autoregressivi e della somma mobile e stima della varianza degli urti mediante applicazione della teoria dell'inferenza statistica parametrica;
- 3) *controllo della validità del modello*, ovvero valutazione del grado di adattamento del modello ai dati, verificando se i valori degli urti in corrispondenza ai parametri stimati soddisfano alle ipotesi iniziali del modello, cioè principalmente se possono essere considerati come realizzazione di un rumore bianco.

In caso di non accettazione del modello, l'esame delle autocorrelazioni residue ha evidenziato le caratteristiche di dipendenza nei dati non spiegate dal modello e quindi hanno suggerito in che direzione ampliarne la struttura ripercorrendo le tre fasi della costruzione.

Naturalmente, nella pratica, ciascuna di queste fasi è soggetta ad errore statistico, pertanto la procedura seguita non ha avuto l'ambizione di determinare il vero modello rappresentativo della serie, quanto di individuare quel modello che approssimava nel modo più conveniente il comportamento dei dati; e qualche volta è accaduto che due o più modelli diversi siano risultati egualmente plausibili per una stessa serie, con un livello di approssimazione analogo.

Una volta stabilito il modello rappresentativo per ogni serie osservata, ne sono stati calcolati i valori futuri ad orizzonte di 5 o 3 mesi, a seconda che si trattasse delle prime o delle seconde previsioni.

La forma base del modello può tener conto solo delle caratteristiche strutturali, e non riesce ad incorporare gli effetti di eventi perturbatori esterni. A questo scopo è stata utilizzata in alcuni casi l'analisi di intervento (Box e Tiao, 1975), che ha mostrato una soddisfacente capacità di includere nel modello le perturbazioni, anche in situazioni diverse: dagli effetti limitati ad alcuni dati, al caso in cui una serie, da un certo periodo in poi, si stabilizzava su un livello medio diverso da quello mostrato precedentemente¹⁰.

5.1 Serie e modelli utilizzati

Per effettuare la prima previsione (nel mese di settembre) degli indici annuali per l'anno 1999 è stato necessario stimare gli indici mensili per i mesi di agosto, settembre, ottobre, novembre e dicembre. Analogamente, per effettuare la seconda previsione (nel mese di novembre) è stato necessario stimare gli indici mensili per i mesi di ottobre, novembre e dicembre.

Per ognuno dei prodotti per i quali è stata fornita la prima (e la seconda) previsione dell'indice annuale, è stata considerata la serie storica degli indici mensili a base 1990 relativa al periodo gennaio 1990 – luglio 1999 (e gennaio 1990 – settembre 1999).

Di seguito sono riportati i modelli statistici applicati per le seconde stime previsive; sono indicati con X_t i dati effettivi e con Y_t le differenze prime adottate per rimuovere il *trend*: $Y_t = X_t - X_{t-1}$. Per ogni modello le stime di massima verosimiglianza dei parametri sono state ottenute applicando l'algoritmo di Melard (1984); per la serie della *Frutta secca*, che presentava valori mancanti in corrispondenza dei mesi giugno, luglio e agosto di ogni anno, le stime dei parametri sono state ottenute applicando la tecnica del filtro di Kalman.

Come misura sintetica di adattamento dei modelli ai dati è stato utilizzato l'indice R^2 ottenuto dal rapporto tra la varianza degli urti e la varianza della serie, mentre come valore di *portmanteau test* si riporta la statistica Q di Box-Ljung, calcolata sulle prime 24 autocorrelazioni dei residui.

¹⁰ La tecnica di analisi di intervento consiste nel considerare una serie temporale “logica” di supporto, che assume costantemente valori pari a zero, eccettuato l'istante nel quale si verifica l'evento eccezionale analizzato (a questo istante si assegna convenzionalmente valore pari a uno); tale variabile viene inserita nella parte destra del modello *ARIMA*, moltiplicata per uno o più coefficienti che spieghino un effetto immediato ed eventuali effetti ritardati; i coefficienti dell'intervento sono stati calcolati nella fase di stima dei parametri, congiuntamente con tutte le altre incognite del modello.

<i>Serie</i>	<i>Modello</i>	R^2	Q
1120 Frumento tenero	$(1 - 0,878B)(1 - 0,434B^{12})X_t = 101,379 + (1 + 0,328B)U_t + 16,283I_t$ con I_t variabile di intervento ai mesi gennaio-maggio 1993	0,92	30,07
1130 Frumento duro	$(1 - 0,936B)(1 - 0,187B^{12})\ln X_t = 4,480 + (1 + 0,581B)U_t + 0,114I_t$ con I_t variabile di intervento ai mesi gennaio-maggio 1993	0,95	30,10
1162 Orzo	$(1 - 0,884B)(1 - 0,554B^{12})X_t = 102,225 + (1 + 0,272B)U_t + 12,731I_t$ con I_t variabile di intervento ai mesi gennaio-maggio 1993	0,92	16,53
1180 Avena	$(1 - 0,938B)(1 - 0,210B^{12})X_t = 113,125 + (1 + 0,322B)U_t + 11,771I_t$ con I_t variabile di intervento ai mesi gennaio-maggio 1993	0,94	30,09
1200 Mais	$(1 - 0,889B)(1 - 0,369B^{12})X_t = 93,062 + (1 + 0,670B)U_t$	0,92	31,04
1250 Risone	$(1 - 0,948B)(1 - 0,305B^{12})X_t = 123,586 + (1 + 0,390B)U_t$	0,96	25,04
1372 Barbabietole da zucchero ¹¹			
2480 Olio di oliva	$\ln Y_t = (1 + 0,511B + 0,301B^2)U_t$	0,98	26,39
4150 Vitelli	$(1 - 0,198B^{12})Y_t = (1 + 0,313B)U_t - 10,054I_t$ con I_t variabile di intervento per i dati da aprile 1996 in poi	0,94	17,15
5010 Altri animali	$(1 - 0,873B)(1 - 0,486B^{12} - 0,291B^{24})X_t = 93,414 + U_t + 20,371I_t$ con I_t variabile di intervento per i dati da aprile 1996 in poi	0,77	28,94
5250 Uova	$(1 - 0,901B)(1 - 0,302B^{12} - 0,434B^{24})X_t = 108,604 + U_t$	0,88	26,93
1300 Legumi secchi	$\ln Y_t = 0,001 + U_t$	0,93	26,55
1360 Patate da consumo	$(1 - 0,890B)X_t = 113,480 + U_t$	0,80	19,45
1410 Semi oleosi	$Y_t = 0,248 + U_t$	0,84	17,45

¹¹ In questo caso non è stato necessario applicare un modello statistico per la stima degli indici mensili relativi agli ultimi tre mesi dell'anno, in quanto il prezzo delle *Barbabietole da zucchero*, una volta fissato nel mese di luglio dall'Associazione Nazionale Bieticoltori, resta costante fino al termine della campagna.

1600 Ortaggi	$(1 - 0,472B)(1 - 0,746B^{12})X_t = 119,537 + (1 + 0,290B)U_t$	0,65	14,74
2003 Frutta	$(1 - 0,682B)(1 - 0,309B^{12})X_t = 110,661 + U_t$	0,53	23,95
2550 Frutta secca	$(1 - 0,882B)(1 - 0,709B^{12})nX_t = 4,904 + U_t$	0,94	26,48
2800 Fiori e piante orn.	$(1 - 0,463B)(1 - 0,306B^{12} - 0,368B^{24})X_t = 109,517 + U_t$	0,51	16,80
3300 Sementi	$Y_t = 103,493 + U_t$	0,95	21,69
3800 Vino	$(1 - 0,690B)Y_t = U_t$	0,99	16,77
4160 Bovini adulti	$(1 - 0,138B^{12} - 0,515B^{24})Y_t = 116,677 + (1 + 0,325B)U_t - 7,253I_t$ con I_t variabile di intervento per i dati da aprile 1996 in poi	0,98	12,59
4410 Suini	$(1 - 0,854B)X_t = 103,931 + (1 + 0,528B)U_t$	0,88	27,28
4720 Ovini	$(1 - 0,627B)X_t = 104,563 + U_t + 6,828I_t$ con I_t variabile di intervento per i dati da aprile 1996 in poi	0,46	28,79
4800 Pollame	$(1 - 0,717B)X_t = 106,637 + (1 + 0,308B)U_t + 11,155I_t$ con I_t variabile di intervento per i dati da aprile 1996 in poi	0,65	31,19
5150 Latte	$Y_t = 0,07 + U_t$	0,98	20,88
5600 Altri prodotti da an.	$(1 - 0,191B^{12})Y_t = U_t$	0,96	15,96
7100 Sementi e piante	$(1 - 0,396B^{12})Y_t = (1 - 0,274B)U_t$	0,92	17,89
7490 Animali da allevam.	$(1 - 0,185B^{12})Y_t = (1 + 0,372B)U_t$	0,97	30,71
7500 Energia e lubrific.	$Y_t = 0,605 + U_t$	0,99	15,22
7600 Concimi e ammend.	$(1 - 0,631B^{12})Y_t = (1 - 0,217B)U_t$	0,99	16,86
7900 Prodotti fitoiatrici	$(1 - 0,320B^{12})Y_t = 0,260 + U_t$	0,99	11,63
8000 Mangimi	$Y_t = (1 + 0,668B + 0,241B^2)U_t$	0,99	32,14

8410 Materiali e picc. ut.	$Y_t = 116,343 + (1 + 0,479B)U_t$	quasi 1	4,92
8510 Man. e r. macch. a.	$Y_t = 0,442 + U_t$	quasi 1	33,33
8610 Man. e r. fabbr. a.	$Y_t = 0,479 + U_t$	quasi 1	14,50
8730 Servizi e prodotti veterinari ¹²			
8790 Spese generali	$Y_t = 0,198 + U_t$	0,94	17,06
9300 Macchine e alt. beni	$(1 - 0,450B^{12})Y_t = 0,410 + U_t$	quasi 1	50,14
9600 Opere edil. e di g. c.	$(1 - 0,199B^{12})Y_t = 0,300 + U_t$	quasi 1	14,29

Come si può vedere dai valori ottenuti per l'indice R^2 , generalmente molto elevati, i modelli rappresentativi indicati si adattano in maniera molto soddisfacente ai dati; soltanto in alcuni casi in cui le serie presentavano caratteristiche particolarmente complesse (*Frutta, Fiori e Ovini*), la costruzione di un modello della classe *ARIMA* ha presentato maggiori problemi (per la serie degli *Ovini* il modello costruito non arriva a spiegare che la metà della variabilità della serie [$R^2 = 0,46$], anche cercando di incorporare il cambio di livello).

I valori ottenuti per la statistica test Q sono risultati più che accettabili nella quasi totalità dei casi (l'unico valore che risulta altamente significativo è quello relativo alla serie *Macchine e altri beni d'investimento*; si veda a questo proposito il sottoparagrafo 6.2).

5.2 Confronto tra valori previsti e valori osservati

Al fine di valutare la capacità previsiva dei modelli proposti per la stima degli indici mensili sono stati adottati due indici, entrambi basati sul confronto tra i valori osservati e le previsioni ad orizzonte di 3 mesi: l'errore percentuale medio assoluto (*MAPE*) ed il coefficiente U di Theil.

¹² Anche in questo caso, come per le *Barbabietole da zucchero*, non è stato necessario applicare un modello statistico per la stima degli indici relativi agli ultimi tre mesi dell'anno. La voce *Servizi e prodotti veterinari* comprende i prodotti farmaceutici e le prestazioni dei medici veterinari: i prezzi dei primi sono forniti da aziende specializzate nella produzione di medicinali e diagnostici per animali da allevamento e da rendita i cui listini non vengono modificati nel corso dell'anno; gli onorari per prestazione dei medici veterinari sono forniti dagli Ordini provinciali che riportano le tariffe applicate, anche queste fisse durante l'anno.

Inoltre, per verificare la stabilità dei modelli, sulla base dei dati disponibili fino a dicembre e poi aggiungendo un dato alla volta fino a settembre 1999, sono state generate previsioni ad orizzonte di 3 mesi che sono state poi confrontate con le corrispondenti osservazioni note.

Quale valutazione sintetica dei risultati ottenuti, si riportano i valori $MAPE_{medio}$ e U_{medio} ricavati come media dei rispettivi indici $MAPE$ e U calcolati di volta in volta per ogni modello:

<i>Serie</i>	$MAPE_{medio}$	U_{medio}
1120 Frumento tenero	0,021	0,646
1130 Frumento duro	0,020	1,037
1162 Orzo	0,018	0,786
1180 Avena	0,019	0,526
1200 Mais	0,047	0,826
1250 Risone	0,033	0,852
2480 Olio di oliva	0,024	1,522
4150 Vitelli	0,041	0,959
5010 Altri animali (conigli)	0,055	1,026
5250 Uova	0,061	0,851
1300 Legumi secchi	0,006	1,028
1360 Patate da consumo	0,086	1,029
1410 Semi oleosi	0,029	0,909
1600 Ortaggi	0,089	0,654
2003 Frutta	0,080	0,900
2550 Frutta secca	0,020	0,471
2800 Fiori e piante ornamentali	0,092	0,721
3300 Sementi	0,006	1,078
3800 Vino	0,009	0,652
4160 Bovini adulti	0,008	1,492
4410 Suini	0,094	1,079
4720 Ovini	0,011	0,911
4800 Pollame	0,098	1,103
5150 Latte	0,006	1,156
5600 Altri prodotti da animali	0,029	3,398
7100 Sementi e piante	0,028	1,928
7490 Animali da allevamento	0,016	1,171
7500 Energia e lubrificanti	0,020	0,774
7600 Concimi e ammendanti	0,005	1,355
7900 Prodotti fitoiatrici	0,005	1,821
8000 Mangimi	0,005	1,081
8410 Materiali e piccoli utensili	0,006	1,150

8510 Manut. e ripar. macch. agricole	0,004	2,387
8610 Manut. e ripar. fabbr. agricoli	0,004	2,504
8790 Spese generali	0,014	1,053
9300 Macchine e altri beni d'invest.	0,004	2,141
9600 Opere edilizie e di genio civile	0,002	1,077

Come si può vedere dai valori ottenuti per il $MAPE_{medio}$, sempre prossimi a 0, l'accostamento tra indici mensili previsti e osservati risulta abbastanza buono. Valori non soddisfacenti (tra 0,080 e 0,098) si registrano per i modelli relativi a *Patate da consumo, Ortaggi, Frutta, Fiori e piante ornamentali, Suini e Pollame*.

Limitata appare, invece, la capacità della maggior parte dei modelli nel prevedere i punti di svolta futuri dei fenomeni in questione, dati i valori generalmente elevati ottenuti per il coefficiente di Theil.

Per quanto riguarda gli indici annuali dei prezzi agricoli considerati, si riportano nelle tavole 5.1 e 5.2 le seconde stime anticipate per l'anno 1999, i valori osservati, gli scarti tra stime anticipate e valori osservati e gli errori relativi percentuali.

TAVOLA 5.1 Numeri indici annuali dei prezzi di output del settore agricolo per l'anno 1999 (base 1990=100). Previsioni, valori osservati, scarti, errori relativi percentuali

<i>Cod. PRAG</i>	<i>previsioni</i>	<i>valori osservati</i>	<i>scarti</i>	<i>errori relativi %</i>
• 0100 Indice generale di output	113,7	113,8	0,1	0,1
• 1000 Prodotti vegetali	117,8	117,9	0,1	0,1
• 1040 Cereali e riso	87,3	87,2	-0,1	-0,1
<i>di cui:</i>				
• 1120 Frumento tenero	90,2	90,2	0,0	0,0
• 1130 Frumento duro	71,0	69,7	-1,3	-1,8
• 1162 Orzo	93,7	94,5	0,8	0,9
• 1180 Avena	97,1	99,8	2,7	2,8
• 1200 Mais	86,0	86,6	0,6	0,7
• 1250 Risone	118,5	116,8	-1,7	-1,4
• 1350 Piante sarchiate	127,8	127,8	0,0	0,0
<i>di cui:</i>				
• 1360 Patate da consumo	129,7	129,8	0,1	0,1
• 1372 Barbabietole da zucchero	126,4	126,4	0,0	0,0
• 2003 Frutta	113,4	115,8	2,4	2,1
<i>di cui:</i>				
• 2010 Frutta fresca	110,3	113,6	3,3	3,0
• 2550 Frutta secca	156,7	147,5	-9,2	-5,9
• 1600 Ortaggi	144,4	143,5	-0,9	-0,6
• 3800 Vino	135,4	135,1	-0,3	-0,2
• 2480 Olio di oliva	114,9	113,3	-1,6	-1,4
• 3300 Sementi	99,6	99,3	-0,3	-0,3
• 2800 Fiori e piante ornamentali	111,1	110,1	-1,0	-0,9
• 3992 Altri prodotti vegetali	101,3	101,2	-0,1	-0,1
<i>di cui:</i>				
• 1300 Legumi secchi	109,7	109,7	0,0	0,0
• 1410 Semi oleosi	72,2	71,7	-0,5	-0,7
• 4000 Animali e prodotti da animali	107,6	107,7	0,1	0,1
<i>di cui:</i>				
• 4050 Animali	106,5	106,5	0,0	0,0
• 4150 Vitelli	121,9	122,5	0,6	0,5
• 4160 Bovini adulti	117,4	117,7	0,3	0,3
• 4410 Suini	88,0	87,5	-0,5	-0,6
• 4720 Ovini	110,8	111,3	0,5	0,5
• 4800 Pollame	106,6	105,7	-0,9	-0,8
• 5010 Altri animali (conigli)	100,4	100,9	0,5	0,5
• 5150 Latte	108,8	109,0	0,2	0,2
• 5250 Uova	111,1	112,9	1,8	1,6
• 5600 Altri prodotti da animali	113,0	113,7	0,7	0,6

TAVOLA 5.2 Numeri indici annuali dei prezzi di input del settore agricolo per l'anno 1999 (base 1990=100). Previsioni, valori osservati, scarti, errori relativi percentuali

<i>Cod. PRAG</i>	<i>previsioni</i>	<i>valori osservati</i>	<i>scarti</i>	<i>errori relativi %</i>
• 6000 Indice generale di input	129,7	129,8	0,1	0,1
• 7000 Consumi intermedi	120,7	120,9	0,2	0,2
<i>di cui:</i>				
• 7100 Sementi e piante	121,4	118,8	-2,6	-2,1
• 7490 Animali da allevamento	111,0	111,5	0,5	0,5
• 7500 Energia e lubrificanti	158,5	160,2	1,7	1,1
• 7600 Concimi e ammendanti	127,1	127,3	0,2	0,2
• 7900 Prodotti fitoiatrici	129,4	129,3	-0,1	-0,1
• 8000 Mangimi	115,2	115,4	0,2	0,2
• 8410 Materiali e piccoli utensili	133,0	133,5	0,5	0,4
• 8510 Manut. e ripar. macch. agricole	148,2	148,2	0,0	0,0
• 8610 Manut. e ripar. fabbr. agricoli	151,4	151,3	-0,1	-0,1
• 8730 Servizi e prodotti veterinari	130,1	130,1	0,0	0,0
• 8790 Spese generali	78,4	78,2	-0,2	-0,3
• 9000 Investimenti	138,9	138,8	-0,1	-0,1
<i>di cui</i>				
• 9300 Macchine e altri beni d'investim.	149,0	149,0	0,0	0,0
• 9600 Opere edilizie e di genio civile	130,4	130,4	0,0	0,0

Sul valore di uno scarto relativo ad un certo indice annuale influiscono, oltre agli errori commessi nel prevedere gli indici mensili mediante un modello rappresentativo della loro serie temporale, anche fattori di altra natura.

Innanzitutto occorre osservare che la stima anticipata e il valore osservato degli indici annuali sono stati calcolati utilizzando serie storiche differenti degli indici mensili: le serie storiche utilizzate per ottenere le previsioni sono costituite dai dati diffusi nel corso dell'anno di riferimento, mentre le serie storiche impiegate per calcolare il valore effettivo degli indici sono costituite dai dati diffusi dopo la chiusura dell'anno di riferimento; tali serie possono differire dalle prime per effetto di eventuali correzioni e revisioni effettuate a fine d'anno.

Inoltre, per quanto riguarda gli indici sintetici le cui previsioni sono state calcolate applicando la formula approssimata [2], gli scarti risentono anche del fatto che i valori posti a confronto sono stati ottenuti applicando due diversi procedimenti: la formula approssimata, appunto, per la stima anticipata e la formula esatta [1] per il valore effettivo degli indici.

I risultati riportati nelle tavole 5.1 e 5.2 mostrano comunque scarti ed errori relativi percentuali non elevati.

Gli errori maggiori si registrano per gli indici annuali dei prezzi di output evidenziando come la previsione di questi ultimi abbia comportato maggiori problemi di stima rispetto alla previsione degli indici dei prezzi di input.

Inoltre, sempre per quanto riguarda gli indici annuali di output, gli scarti e gli errori relativi percentuali registrati rivelano minore precisione nella stima degli indici relativi ai prodotti vegetali rispetto a quella degli indici relativi ai prodotti animali. Le maggiori discrepanze osservate per gli indici dei prodotti vegetali possono dipendere da diversi fattori:

- la data di calcolo delle previsioni, laddove essa è contemporanea o anteriore al periodo dei raccolti le cui caratteristiche quantitative e qualitative che influenzano i prezzi di commercializzazione nei mesi successivi (è il caso, ad esempio, dell'*Olio d'oliva*);
- la maggiore variabilità dei prezzi dei prodotti vegetali;
- per le voci composite di prodotti stagionali quali la *Frutta*, la particolare struttura dell'indice che fa riferimento ad un paniere variabile di prodotti, vale a dire ad un paniere composto da un numero diverso di prodotti diversi ogni mese.

6. Analisi di alcune serie temporali di numeri indici mensili dei prezzi

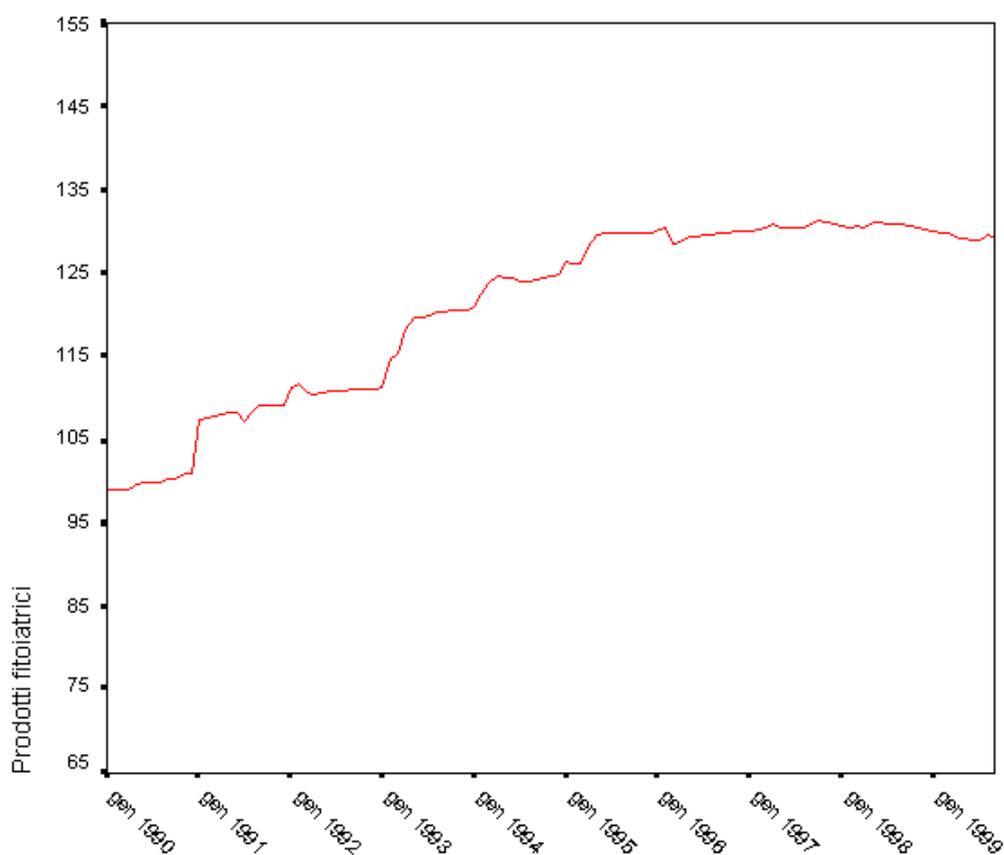
Si riporta nei sottoparagrafi 6.1-6.4 una descrizione più approfondita di alcune delle serie indicate nel sottoparagrafo 5.1. Le serie per le quali percorriamo le varie tappe della costruzione statistica del modello sono state scelte con l'obiettivo di richiamare l'attenzione su alcuni aspetti dei fenomeni che rappresentano, senza alcuna pretesa di completezza o di esaustività. Per l'output del settore agricolo, tra i prodotti vegetali, è stato esaminato l'indice dei prezzi di vendita del *Fruento duro* e, tra quelli animali, l'indice dei prezzi di vendita dei *Vitelli*; per l'input del settore agricolo, sono stati considerati l'indice dei prezzi di acquisto dei *Prodotti fitoiatrici*, nei consumi intermedi, e l'indice dei prezzi di acquisto per le *Macchine e altri beni d'investimento*, negli investimenti.

6.1 La serie del numero indice dei prezzi dei Prodotti fitoiatrici

In misura meno rilevante rispetto ad altri prodotti di consumo intermedio, quali i concimi, per i *Prodotti fitoiatrici*, gli anni novanta hanno portato ad una ricomposizione dei consumi, in questo caso fortemente influenzata dalla continua introduzione sul mercato di nuovi principi attivi. Sul fronte dell'indice dei prezzi, come si evince dal grafico (figura 6.1.1), la serie storica si presenta

abbastanza stazionaria in varianza con un *trend* crescente, anche se, negli ultimi anni novanta, la lievitazione dei prezzi osservata nei primi anni del decennio si affievolisce a fronte di una contrazione delle quantità impiegate. Tale contrazione è il risultato delle politiche di contenimento dei costi adottate dalle aziende agricole e della maggiore attenzione alle problematiche ambientali indotta dall'entrata in vigore di regolamenti comunitari agroambientali (Regolamento CEE n° 2078/92 del Consiglio del 30 giugno 1992)¹³.

FIGURA 6.1.1 Serie storica dell'indice dei prezzi di acquisto dei Prodotti fitoiatrici



I dati sono stati filtrati alle differenze prime. La trasformazione ha prodotto una serie stazionaria in media che ha, quindi, costituito il punto di partenza per l'identificazione di un modello autoregressivo a somma mobile.

¹³ Il Regolamento n° 2078/92 istituisce un regime di aiuti volto a promuovere modalità e forme di conduzione dei terreni agricoli compatibili con la tutela ed il miglioramento dell'ambiente, dello spazio ambientale, del paesaggio, delle risorse naturali e del suolo. Tale regime prevede, tra gli altri, incentivi per riduzioni sensibili nell'impiego di concimi e/o fitofarmaci o per il mantenimento delle riduzioni già effettuate e per l'introduzione o il mantenimento dei metodi dell'agricoltura biologica.

Per quanto riguarda la fase di identificazione del modello, le funzioni di autocorrelazione globale e parziale della serie differenziata, stimate in corrispondenza dei lags $k = 1, 2, \dots, 16$ (figure 6.1.2 e 6.1.3), hanno suggerito l'opportunità di utilizzare un operatore stagionale autoregressivo del primo ordine con periodo $s = 12$.

FIGURA 6.1.2 *Funzione di autocorrelazione globale stimata per la serie differenziata dell'indice dei prezzi dei Prodotti fitoiatrici*

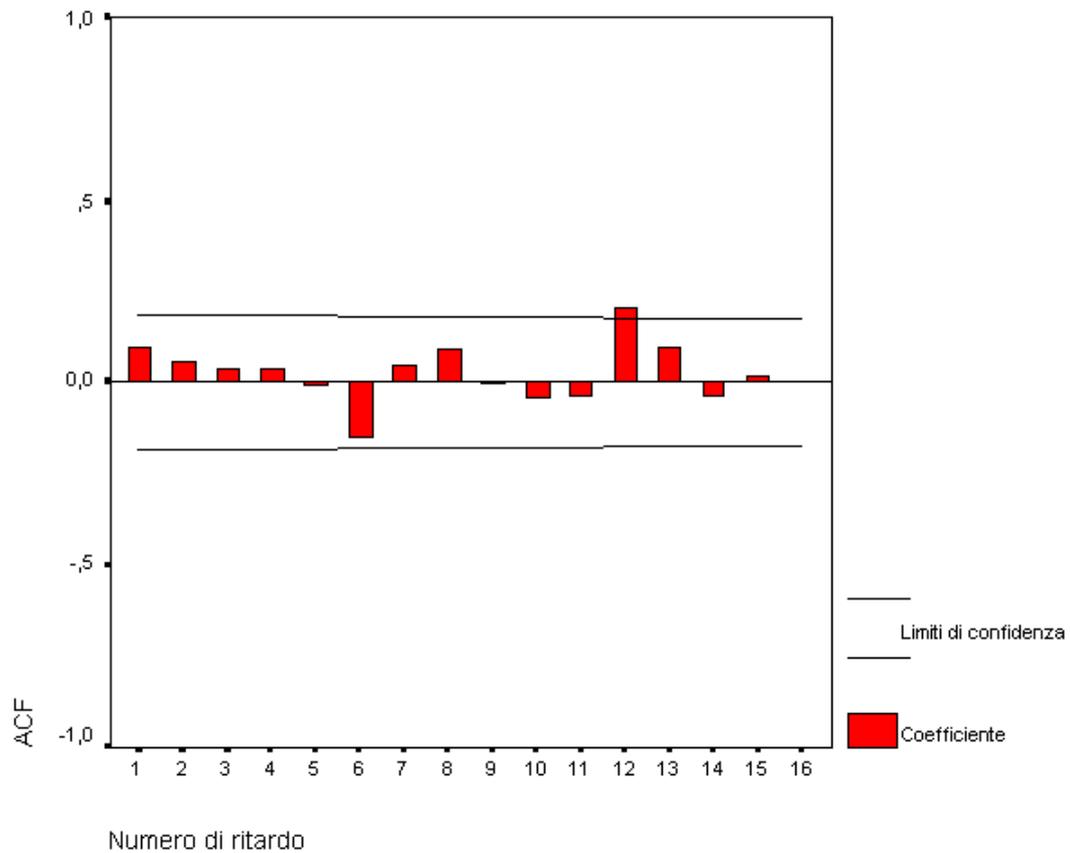
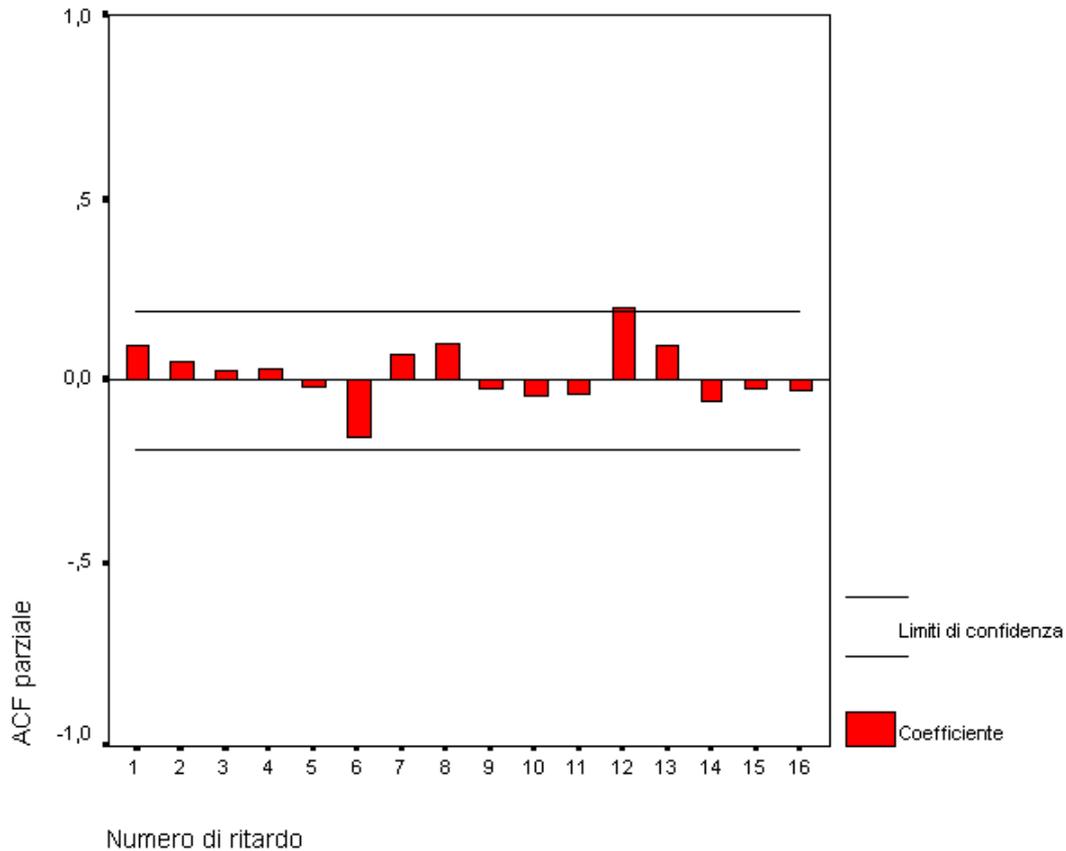


FIGURA 6.1.3 Funzione di autocorrelazione parziale stimata per la serie differenziata dell'indice dei prezzi dei Prodotti fitoiatrici



Pertanto, alla serie è stato adattato il modello stagionale moltiplicativo *ARIMA* di ordine $(0, 1, 0) \times (1, 0, 0)_{12}$, ottenendo:

$$(1 - 0,320B^{12})Y_t = 0,260 + U_t$$

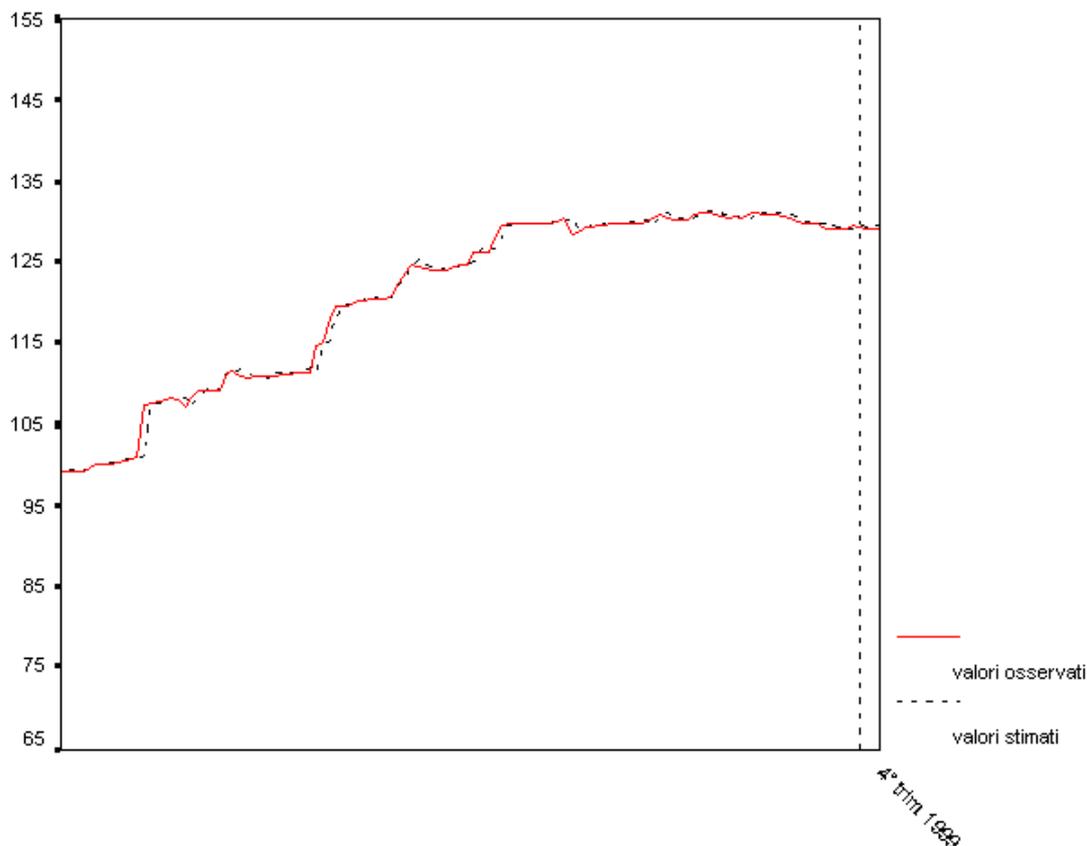
(0,09) (0,11)

dove tra parentesi, sotto i valori delle stime dei parametri, sono indicati gli errori standard dei rispettivi stimatori.

La verifica di tale modello è risultata decisamente positiva. Difatti, esso presenta parametri significativi con un valore di $R^2 \cong 0,99$. Sulla base delle funzioni di autocorrelazione globale e parziale di $\{\hat{U}_t\}$ stimate, i residui risultano praticamente provenienti da un rumore bianco. Infine, la statistica test di Box-Ljung, calcolata sulle prime 24 autocorrelazioni dei residui $\{\hat{U}_t\}$, vale $Q = 11,63$ che non è significativa se confrontata col valore $\chi^2_{0,05}$ relativo a $g = 22$ gradi di libertà.

Nella figura 6.1.4 si possono confrontare le previsioni ad orizzonte di 3 mesi, calcolate utilizzando i dati disponibili fino a settembre 1999, con i valori osservati.

FIGURA 6.1.4 *Valori osservati e valori stimati per la serie dell'indice dei prezzi dei Prodotti fitoiatrici*

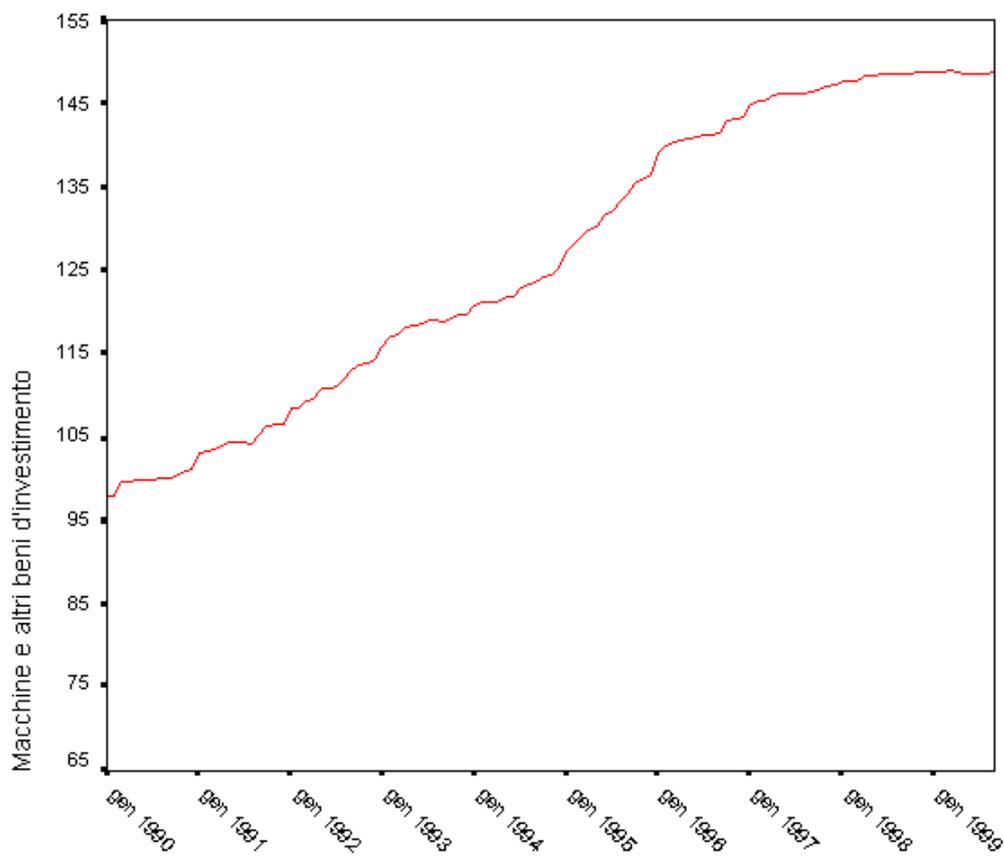


6.2 *La serie del numero indice dei prezzi delle Macchine e altri beni d'investimento*

Dopo la progressiva riduzione della domanda di macchine agricole nei primi anni novanta, nel 1994 si assiste ad un'inversione di tendenza. Le cause dell'andamento degli acquisti di macchine durante gli anni novanta appaiono legate essenzialmente ai processi di ristrutturazione in corso nel settore agricolo. Il mercato di tali mezzi tecnici, a partire dall'annata agraria 1993/94, è stato influenzato anche dagli effetti della riforma della PAC: infatti, alla ripresa della domanda interna di macchine agricole hanno contribuito in parte le entrate derivanti dai pagamenti compensativi per ettaro. Dal punto di vista dei prezzi, come è possibile vedere dal grafico (figura

6.2.1), la serie storica dell'indice presenta un *trend* crescente marcato¹⁴. La crescita dei prezzi è stata sostenuta anche dalle continue innovazioni tecnologiche introdotte in tali mezzi tecnici. Da un esame di tutte le serie indicate nel sottoparagrafo 5.1, è possibile notare come nell'arco del decennio la dinamica complessiva dei prezzi dei mezzi tecnici sia risultata generalmente superiore a quella dei prezzi dei prodotti agricoli determinando un peggioramento della ragione di scambio tra Agricoltura e settori fornitori, al punto che si può affermare che l'Agricoltura svolge ormai da diversi anni una forte funzione di contenimento dei processi inflattivi.

FIGURA 6.2.1 Serie storica dell'indice dei prezzi di acquisto di Macchine e altri beni di investimento



L'applicazione del filtro lineare alle differenze prime ha condotto ad una riduzione della varianza del 99% rispetto alla serie originaria. Da un esame delle funzioni di autocorrelazione globale e parziale della serie differenziata (non riportate, per brevità) si è ritenuto opportuno introdurre anche un operatore stagionale autoregressivo del primo ordine con periodo $s = 12$.

¹⁴ L'aumento dei prezzi riscontrato nei primi anni novanta, nonostante la riduzione della domanda, è dovuto in parte alla svalutazione della lira che ha pesato in maniera particolare sui prezzi delle macchine agricole di importazione.

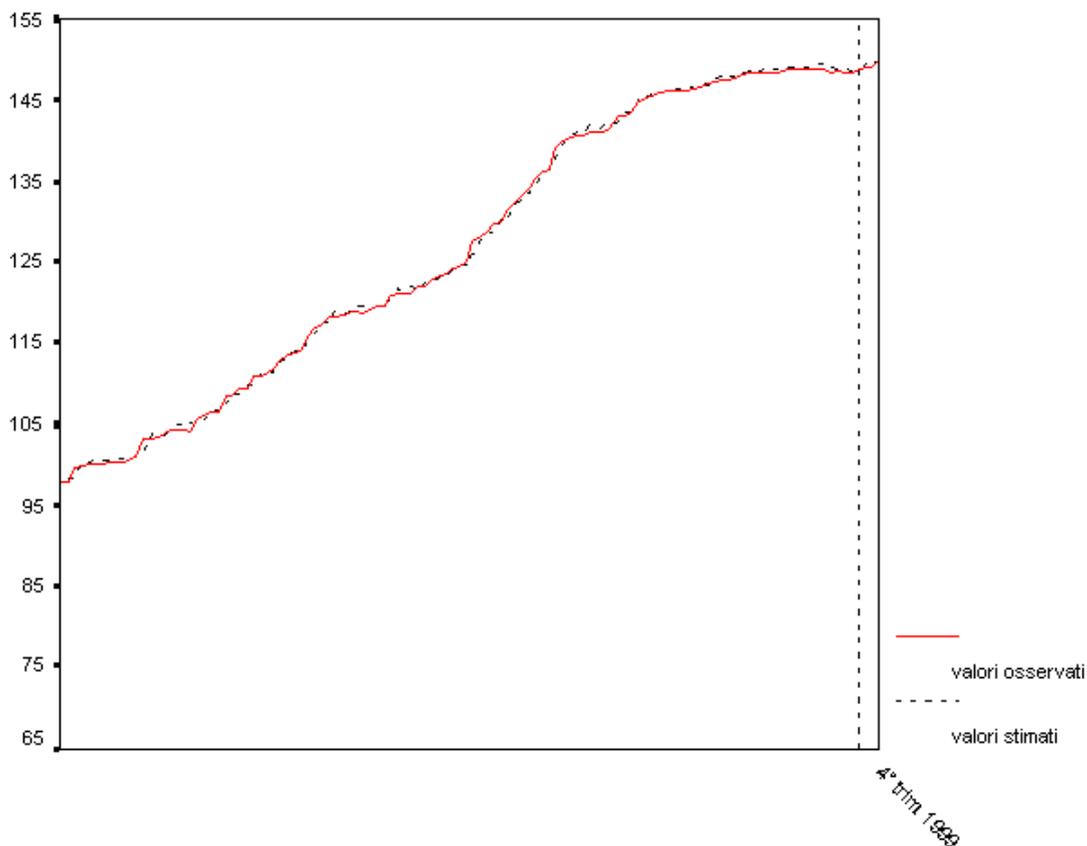
Analogamente alla serie dell'indice dei prezzi dei *Prodotti fitoiatrici*, è stata adottata quindi una rappresentazione del tipo $ARIMA(0, 1, 0) \times (1, 0, 0)_{12}$:

$$(1 - 0,450B^{12})Y_t = 0,410 + U_t$$

(0,08) (0,08)

Anche questo modello possiede parametri altamente significativi. La statistica test $Q = 50,14$, tuttavia, risulta significativa se confrontata col corrispondente valore del $\chi^2_{0,05}$ con $g = 22$, a causa di una componente, ancora presente nei residui e di cui comunque non si è tenuto conto nella formulazione del modello, che contribuisce a rendere elevate le autocorrelazioni ai ritardi 2 e 4. Nonostante ciò, come si può vedere dalla figura 6.2.2, il modello proposto ha fornito previsioni soddisfacenti.

FIGURA 6.2.2 *Valori osservati e valori stimati per la serie dell'indice dei prezzi di acquisto di Macchine e altri beni di investimento*

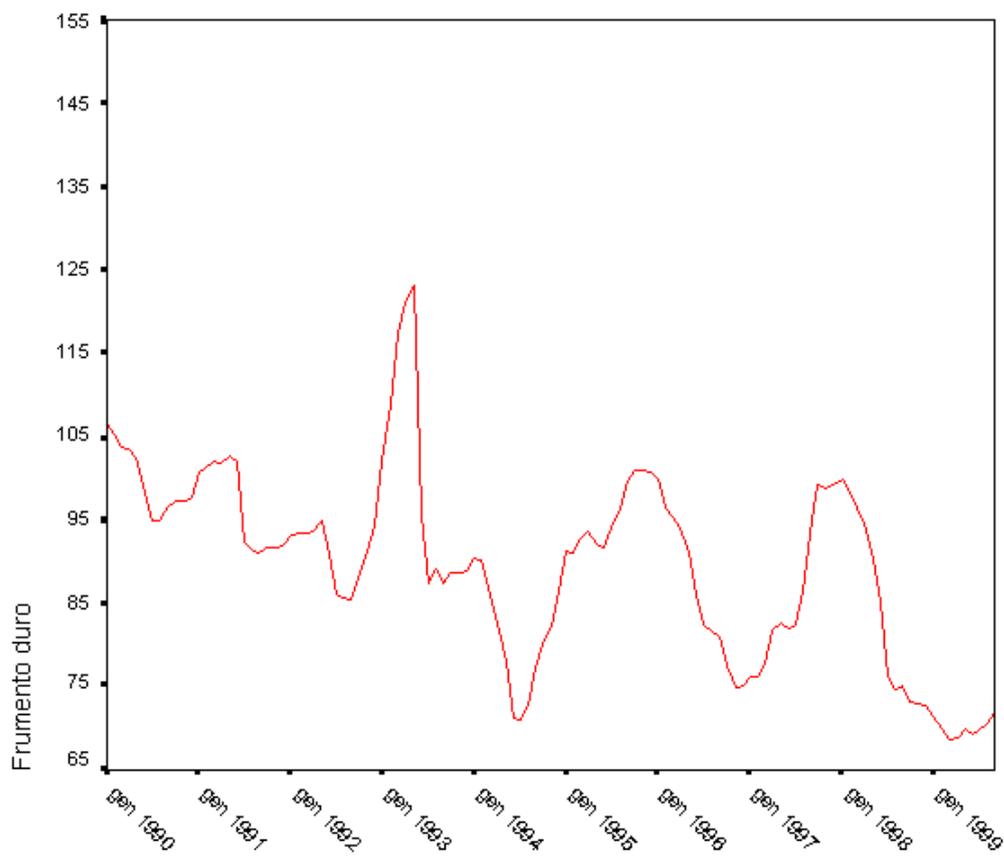


6.3 La serie del numero indice dei prezzi del Frumento duro

Per quanto riguarda il *Frumento duro*, nel corso degli anni novanta è evidente una disomogeneità nell'andamento complessivo dell'indice dei prezzi (figura 6.3.1). L'esame del grafico mostra chiaramente due diverse fasi: la prima fase, che si protrae fino al 1993, è caratterizzata da una tendenza decrescente; a partire dal 1993 la serie appare, invece, stazionaria. Tale disomogeneità si riscontra anche nella stagionalità: mentre nei primi anni novanta la stagionalità annuale è abbastanza accentuata con un minimo nei mesi estivi, determinato dall'effetto campagna, nella seconda metà del decennio risulta notevolmente attenuata, lasciando il posto a una ciclicità biennale.

Il mutamento osservato nella serie è determinato principalmente da due fattori: l'allineamento dei prezzi nazionali a quelli mondiali e l'applicazione della nuova PAC per i cereali a partire dal 1993, che ha comportato il passaggio da un regime di sostegno ai prezzi ad un regime di sostegno ai redditi (aiuti per ettaro di superficie coltivata).

FIGURA 6.3.1 Serie storica dell'indice dei prezzi del Frumento duro



L'andamento decrescente della prima metà degli anni novanta è interrotto in modo evidente in corrispondenza dei primi mesi del 1993 quando i prezzi hanno subito un'impennata dovuta principalmente alle prospettive di un calo consistente nella produzione comunitaria¹⁵. Questa perturbazione è riscontrabile anche nelle serie storiche degli indici dei prezzi relativi ad altri cereali, quali *Frumento tenero*, *Orzo* e *Avena*¹⁶. Tuttavia i valori abnormemente elevati fanno pensare anche ad un effetto anomalo dovuto alla procedura di calcolo degli indici stessi: infatti, questi sono calcolati con pesi mensili costanti, vale a dire senza tenere conto della diversa percentuale di commercializzazione di tali prodotti nel corso dell'anno.

Al fine di stabilizzare la varianza della serie, i dati sono stati trasformati mediante il logaritmo naturale. Dal momento che cause più complesse hanno influito sull'andamento del fenomeno, alla serie dell'indice dei prezzi del *Frumento duro* è stato adattato un modello moltiplicativo stagionale più articolato rispetto ai casi esaminati in precedenza; tale modello, oltre a presentare una struttura autoregressiva piuttosto pronunciata ed un operatore *MA* del primo ordine, incorpora anche una variabile di intervento con effetto immediato collegata al cambio di livello registrato nel periodo gennaio-maggio dell'anno 1993:

$$(1 - 0,936B)(1 - 0,187B^{12}) \ln X_t = 4,480 + (1 + 0,581B)U_t + 0,114I_t$$

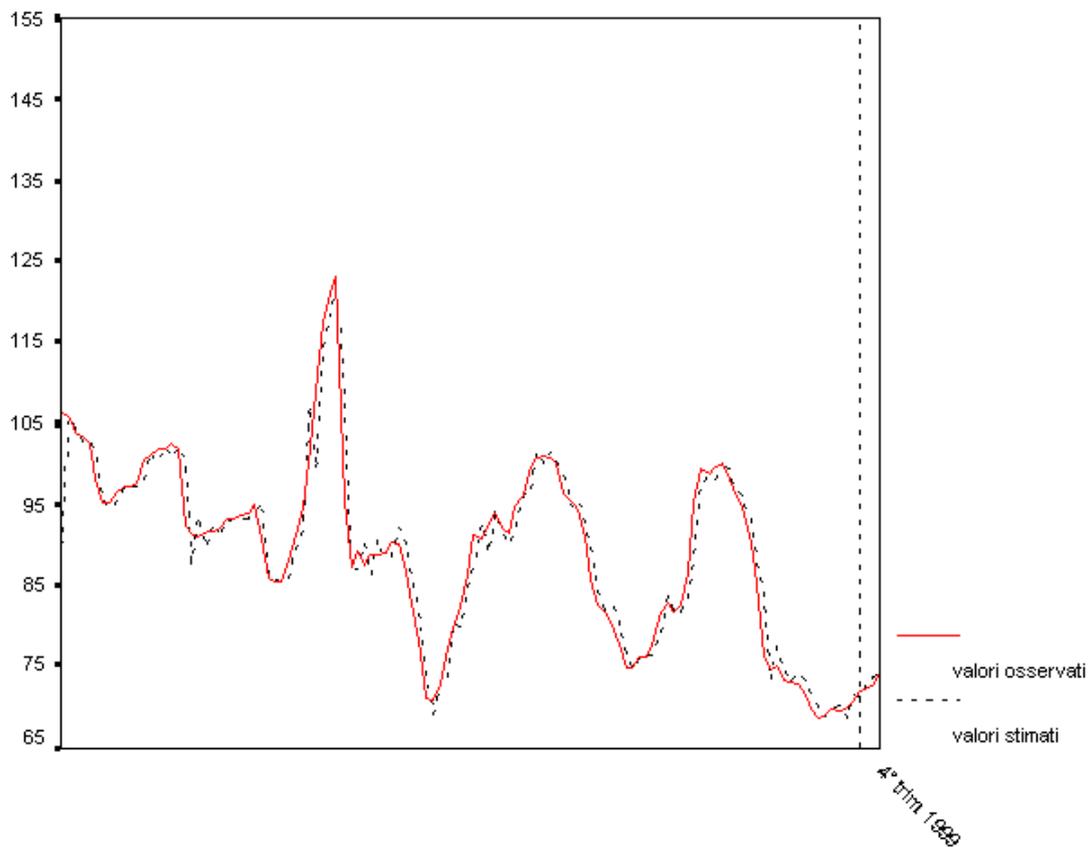
(0,03) (0,09) (0,07) (0,08) (0,02)

Tutti i parametri risultano significativi, compreso quello relativo alla variabile *dummy*, e le diagnostiche sui residui sono accettabili. Il valore di R^2 , già indicato nel sottoparagrafo 5.1, è pari a 0,95. Nella figura 6.3.2 si possono confrontare i valori stimati con i valori effettivamente osservati.

¹⁵ Invece, nonostante una riduzione globale di superficie coltivata dell'8,2%, in seguito all'obbligo di *set-aside* derivante dall'applicazione della riforma dell'organizzazione comune di mercato, la produzione cerealicola comunitaria è scesa, nel 1993, solo dell'1,8% rispetto all'anno precedente.

¹⁶ Da un esame delle serie storiche degli indici relativi a *Mais* e *Risone* si può ritenere che le aspettative sul calo della produzione non abbiano riguardato i prezzi di questi due cereali, le cui superfici coltivate in Italia in quel periodo hanno subito un aumento.

FIGURA 6.3.1 *Valori osservati e valori stimati per la serie dell'indice dei prezzi del Frumento duro*

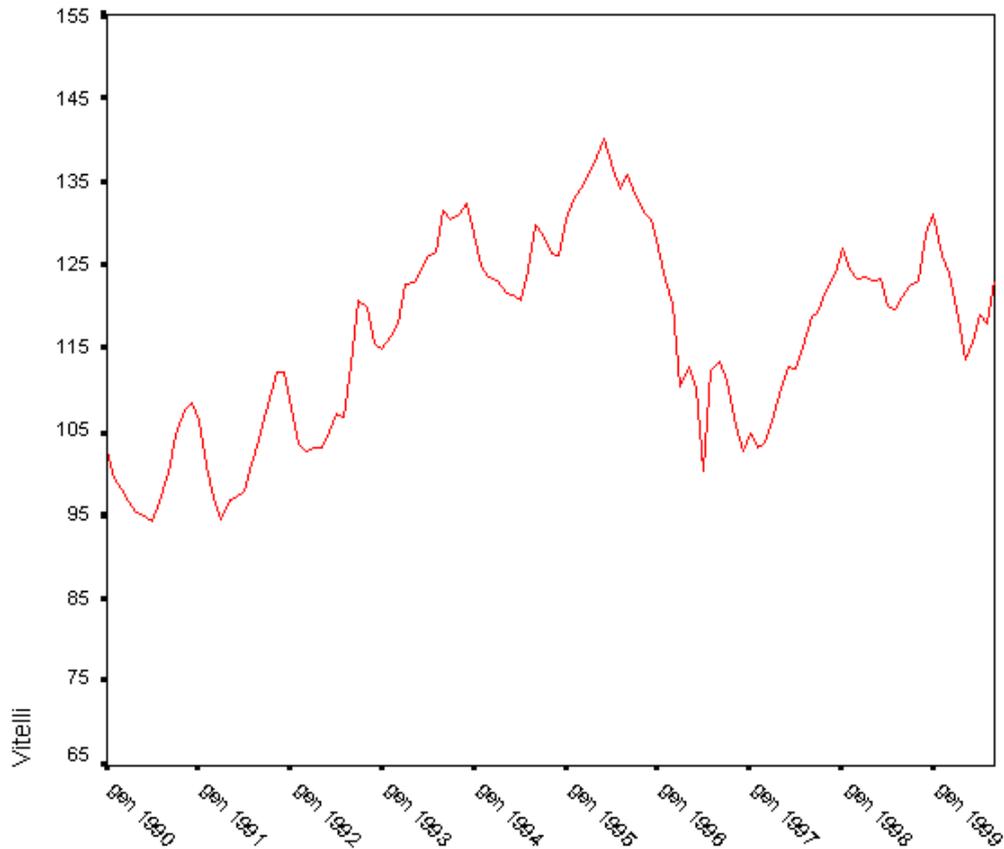


6.4 *Le serie del numero indice dei prezzi dei Vitelli*

La serie del numero indice dei prezzi dei *Vitelli* (figura 6.4.1) presenta una tendenza crescente negli anni immediatamente precedenti il 1996, a fronte di un ridimensionamento dell'offerta complessiva. A partire dall'aprile del '96 è evidente una variazione del livello medio innalzatosi gradualmente fino ad allora, anche se la fine del decennio mostra segni di ripresa. La flessione del livello dei prezzi dei *Vitelli* (come anche dei *Bovini adulti*) registrata a partire dall'aprile '96 è senza dubbio ricollegabile alla vicenda BSE (Encefalopatia Spongiforme Bovina), salita alla ribalta della cronaca nel mese di marzo dello stesso anno con le affermazioni delle Autorità inglesi sulla non esclusione della trasmissibilità del prione dall'animale all'uomo, in particolare attraverso il consumo di frattaglie. Un esame delle serie relative ad *Altri animali (conigli), Ovini e Pollame* ha messo in luce, in contrapposizione, un corrispondente salto di livello

di segno positivo degli indici dei prezzi, provocato dallo spostamento dei consumi verso carni alternative a quelle di bovino.

FIGURA 6.4.1 Serie storica dell'indice dei prezzi dei Vitelli



Per questa serie è stata adottata una rappresentazione del tipo *ARIMA* $(0, 1, 1) \times (1, 0, 0)_{12}$, con una variabile di intervento per tenere conto dell'effetto "mucca pazza":

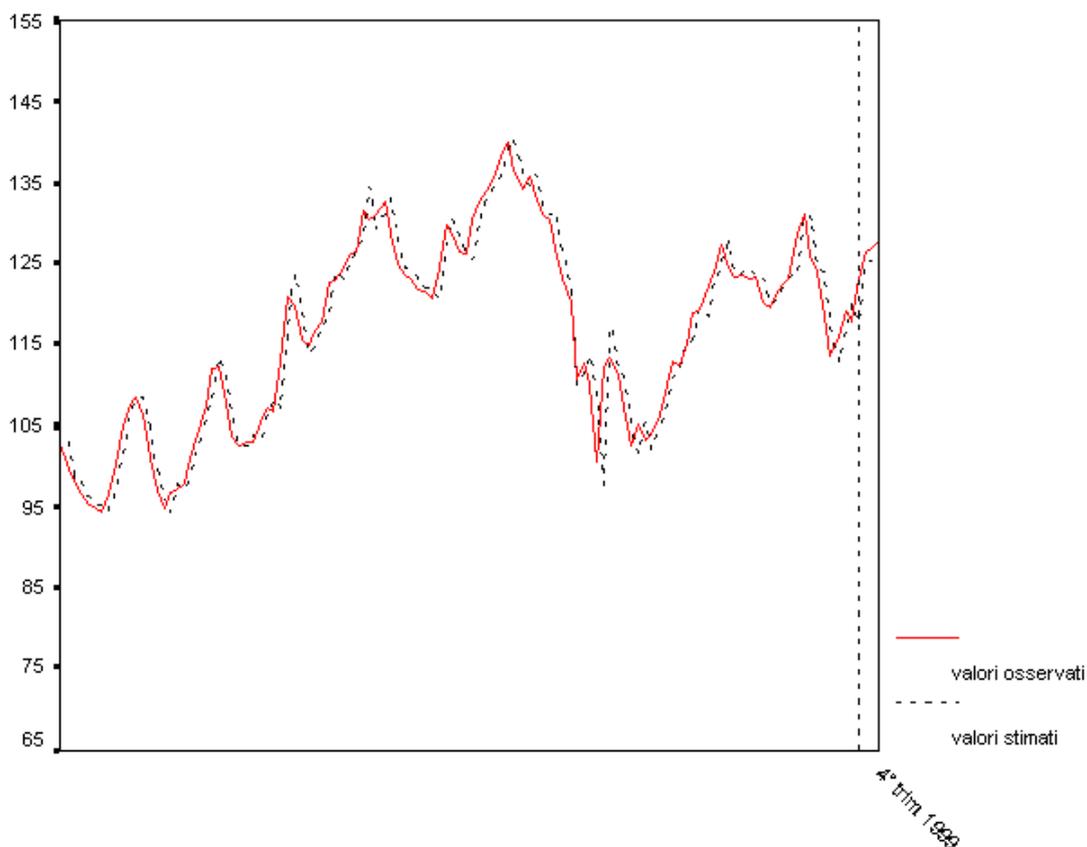
$$(1 - 0,198B^{12})Y_t = (1 + 0,313B)U_t - 10,054I_t, .$$

(0,10) (0,09) (2,78)

Il modello, i cui residui risultano praticamente provenienti da un rumore bianco, presenta parametri significativi con un valore di R^2 pari a 0,94. Dalla figura 6.4.2 si può notare uno scarto maggiore tra valori previsti e valori osservati rispetto ai casi esaminati in precedenza.

La ripresa dei prezzi dell'ultimo periodo può essere spiegata dal progressivo ridimensionamento del patrimonio bovino e dallo spostamento delle preferenze da carni importate e di allevamenti intensivi verso carni di razze nostrane promosse come carni garantite nei confronti dei rischi sanitari.

FIGURA 6.4.1 *Valori osservati e stimati della serie dell'indice dei prezzi dei Vitelli*



7. Considerazioni conclusive

La produzione di stime anticipate degli indici annuali dei prezzi di input e di output del settore agricolo da parte dell'Istituto Nazionale di Statistica, oltre a rispondere a precise esigenze informative della DG VI, rappresenta un valido strumento per analisi e valutazioni sull'andamento corrente dell'economia agricola.

Nel presente documento è stata descritta la metodologia utilizzata dall'ISTAT per il calcolo delle stime preliminari degli indici annuali dei prezzi agricoli per l'anno 1999.

Per quanto riguarda la metodologia strettamente legata alla previsione degli indici mensili, il complesso delle analisi sin qui svolte ha mostrato come l'uso dei modelli rappresentativi della classe *ARMA* permetta generalmente di ottenere un adattamento soddisfacente alle grandezze considerate. Poiché la forma base dei modelli può tener conto solo di caratteristiche strutturali, non riuscendo ad incorporare gli effetti di eventi perturbatori esterni, in alcuni casi è risultata utile l'analisi di intervento.

È importante osservare che, nonostante il buon accostamento ottenuto tra valori osservati e valori previsti, la capacità dei modelli nel prevedere i punti di svolta, pur nel breve periodo, appare limitata. D'altra parte la metodologia utilizzata, oltre a rappresentare uno strumento per descrivere, seguire e prevedere nel tempo i fenomeni considerati, ha portato ad una migliore conoscenza degli stessi. Questa si è concretizzata nello studio approfondito di quanto accaduto nel settore agricolo e nei settori ad esso connessi, soprattutto quando la spiegazione fornita dal modello si discostava maggiormente dai valori effettivamente rilevati.

Ci sembra di poter concludere che la molteplicità dei fattori che incidono sull'andamento dei prezzi agricoli suggerisce di indirizzare la ricerca nello studio dei legami di dipendenza tra più serie e dell'influenza che le une esercitano sulla dinamica delle altre (analisi multivariata). L'uso di modelli multivariati, pur presentando maggiori problemi di identificazione e stima rispetto a modelli univariati, consentirebbe migliori previsioni, soprattutto per i punti di svolta.

Inoltre, riteniamo utile, nel prossimo futuro, l'adozione in parallelo di più metodologie di stima, in modo da poterne confrontare i risultati in termini di accuratezza.

Bibliografia

Box, G. E. P. e Tiao, G. C. (1975), "Intervention analysis with applications to economic and environmental problems", *Journal of the American Statistical Association*, 70, pp.70-79.

Buratti, A. (1997), "Statistiques des prix dans l'agriculture", *Documenti ISTAT*, n° 9.

EUROSTAT, F-1, (1999), *Handbook for EU Agricultural Price Statistics*.

INEA (1990-1998), *Annuario dell'agricoltura italiana*, Bologna: Il Mulino.

Makridakis, S. (1984), *The forecasting accuracy of major time series methods*, Chichester: John Wiley & Sons.

Melard, G. (1984), "A fast algorithm for the exact likelihood of autoregressive moving average models", *Applied Statistics*, 33, pp.104-119.

Pankratz, A. (1983), *Forecasting with univariate Box-Jenkins models: concepts and cases*, New York ecc.: John Wiley.

Piccolo, D. (1990), *Introduzione all'analisi delle serie storiche*, Roma: La Nuova Italia Scientifica.

Sebastiani, M.R. (1998), "La previsione dei numeri indici annuali dei prezzi agricoli: metodologia di calcolo", *Contributi ISTAT*, n° 18.