

8. PER IL MIGLIORAMENTO DELL'EFFICIENZA DEI MERCATI: MODELLI MULTIMERCATO CON ASPETTATIVE RAZIONALI¹

Federico Perali - Università degli studi di Verona
Luca Pieroni, Matteo Ricciarelli - Università degli studi di Perugia

Molto spesso, nell'ambito dell'analisi dei mercati delle *commodities* agricole, ci si pone il problema di prevedere le variabili che determinano il comportamento degli agenti economici. Nella produzione agricola particolare importanza riveste la differente propensione degli agricoltori a valutare l'incertezza generata dall'imprevedibilità delle condizioni meteorologiche, delle rese, dell'ammontare degli stoccaggi e dei prezzi delle produzioni e dei fattori. Un modo per ridurre l'incertezza è ricorrere a forme assicurative. Questo lavoro propone un modello che riproduce il modo con cui gli agricoltori formano in modo razionale le previsioni riguardo alle fonti di incertezza. Un agricoltore razionale forma le previsioni sui prezzi e sulla formazione degli eccessi di offerta (o domanda) che influenzano gli stock con le informazioni che dispone relative alla domanda, all'offerta, all'andamento degli stoccaggi nel passato, alle previsioni meteorologiche o al comportamento del governo nazionale o comunitario in tema di politiche agricole. Le informazioni da gestire sono di fatto eccessive. Per questo è importante sintetizzarle con l'ausilio di modelli econometrici affinché l'utilizzo delle informazioni sia di fatto utile per prevenire il rischio di mercato e per costituire una forma di assicurazione affidabile. L'uso dell'informazione rilevante nel formare il giudizio probabilistico sugli eventi futuri rappresenta il primo passo per derivare delle stime soggettive di probabilità statisticamente più precise secondo un meccanismo logico di apprendimento delle proprie esperienze. In linea con questo comportamento osservato degli agenti economici, l'ipotesi di aspettative razionali (REH) (Muth, 1961) riproduce il processo di formazione delle aspettative basato sull'informazione completa degli operatori di mercato. Negli ultimi decenni sono state molto frequenti le applicazioni dei metodi e delle tecniche per stimare modelli con REH che usano dati in serie storiche. Importanti risultati sono stati ottenuti non solo nella letteratura econome-

¹ Il lavoro è da attribuirsi al lavoro congiunto degli autori.

trica delle REH, ma anche nella verifica empirica del comportamento degli agenti economici nei mercati finanziari.

La prima generazione dei modelli con REH prende spunto dal lavoro di Sargent (1970). È una risposta alla generale insoddisfazione tra i ricercatori della modellizzazione dei fenomeni economici, che ha avuto espressione nella critica di Lucas (1976). L'idea di questa nuova frontiera argomentava che i modelli dovrebbero cercare di stimare parametri strutturalmente stabili che caratterizzano preferenze e tecnologie in un contesto dinamico. Una versione empirica di modelli con REH è stata portata avanti da Hansen e Sargent (1980), che verificano il comportamento razionale degli agenti attraverso restrizioni *cross-equation*. Il metodo utilizza la teoria dell'ottimizzazione dinamica per derivare le specifiche restrizioni testabili, stimate attraverso la funzione di massima verosimiglianza. Le principali debolezze dell'approccio risiedono: (a) nella non robustezza alla *mis-specification* del processo governato da variabili esogene; (b) dalle assunzioni sulla distribuzione probabilistica delle variabili che costituiscono il modello. In particolare, questo aspetto ne ha ridotto l'uso nella finanza applicata, perché non risulta facilmente interpretabile il test statistico applicato ai modelli con REH (Deaton, Laroque, 1992).

Per questi motivi le stime e i test di modelli con REH in finanza hanno generalmente seguito il metodo dei momenti generalizzati (Hansen, 1982; Hansen, Singleton, 1982), che non richiede una specificazione dettagliata del processo probabilistico delle variabili. Deaton e Laroque (1992) hanno applicato questo metodo ad una derivazione teorica dello *storage model* sotto l'ipotesi di REH. Il problema principale nel verificare la valenza empirica dei modelli sta nella difficoltà di ottenere una soluzione trattabile analiticamente. Le stime ottenute da Deaton e Laroque (1992, 1995) mostrano che, in generale, la struttura teorica dello *storage model* rappresenta una buona base di partenza per spiegare la dinamica del prezzo delle *commodities*. I modelli proposti tengono conto della volatilità nelle serie storiche ma sono insufficienti nello spiegare dati molto autocorrelati. Questo problema viene risolto da Miranda e Rui (1995) che incorporano *spreads* intertemporali negativi in presenza di stock positivi.

In questo contributo abbiamo cercato di coniugare i vantaggi derivanti dall'uso della moderna teoria dello *storage*. Questo studio estende il modello di Perali e Pieroni (2002) applicato al mercato del mais specificando un sistema multimercato che descrive in modo congiunto l'andamento dei mercati

del mais, frumento e soia in Italia. Le variabili esogene del sistema strutturale sono ridotte attraverso l'utilizzo dei fondamentali di mercato che rappresentano il passaggio intermedio per definire la forma ridotta da stimare. Riguardo alla specificazione del modello multimercato, i risultati relativi all'assenza di cointegrazione tra le colture cerealicole e la soia conduce alla loro separabilità. Perciò specificheremo due distinti modelli. Inoltre, l'introduzione di una specificazione di *error correction model* nella funzione di domanda di una *commodity* permette di derivare una formulazione bivariata del VAR nel prezzo e negli stock considerando che gli aggiustamenti di lungo periodo del prezzo tendono verso un livello di equilibrio.

8.1 LA STRATEGIA DI ANALISI DEI MODELLI DI MERCATO DELLE COMMODITIES BASATA SULLE ASPETTATIVE RAZIONALI

Gli economisti sono in genere interessati a predire come il comportamento degli agenti cambia quando muta l'ambiente economico. Nell'ambito delle *commodities* agricole molto spesso si analizzano le modifiche nel comportamento di mercato degli agenti al variare delle politiche governative nella stabilizzazione dei prezzi. La progressiva riduzione di interventi diretti ed indiretti sul mercato che si è rilevata empiricamente dal 1985 in poi sia in USA sia con qualche anno di ritardo in Europa ha prodotto una significativa diminuzione nella propensione ad acquistare *commodities* al prezzo garantito ed ha indotto a vendere le quantità in possesso ad un prezzo più basso. In termini speculativi, nei mercati delle *commodities*, la liberalizzazione tende a favorire azioni di arbitraggio tra stock pubblici e privati (Chavas Helmeberger, 1995).

Un approccio impiegato nella formazione del prezzo di una *commodity* è quello di stabilire una relazione con il livello degli stocks a partire dagli squilibri domanda e offerta che, secondo la teoria economica, dovrebbero incorporare gli shock che si generano nel mercato. L'equazione principale può essere formulata come segue:

$$\Delta p_t = \alpha_0 - \alpha_1 \Delta s_t = \alpha_0 - \alpha_1 (Q_t - C_t). \quad (1)$$

A questa relativa facilità di ottenere verifiche empiriche, si contrappone un'inefficiente informazione nell'ambito della politica economica. In particolare, l'introduzione delle REH hanno evidenziato che una specificazione

come in (1) non considera la corretta previsione dei futuri livelli di produzione, di consumo e che gli agenti possono anticipare valutazioni nella gestione della domanda o nel controllo dei prezzi. Per ottenere ciò abbiamo bisogno di parametri che descrivono, da un lato, le preferenze degli agenti che acquistano e, dall'altro, le funzioni di offerta dei produttori, i.e. i parametri strutturali. Anticipiamo che la specificazione completa dei modelli strutturali ha bisogno di risolvere un problema di ottimizzazione intertemporale (Gilbert, 1995).

Un'estensione realistica della (1) sotto REH è ottenuta introducendo comportamenti speculativi, nei quali una parte delle *commodities* stoccate sono connesse all'opportunità futura di conseguire maggiori profitti, con l'incentivo speculativo che è funzionale alla differenza tra prezzo corrente e quello atteso:

$$p_{t,t+1}^e - (1+r_t+a)p_t + c(s_t) \quad (2)$$

in cui r_t è il tasso di interesse del periodo corrente (considerato come costo d'opportunità dell'immobilizzo della materia prima), a è il tasso di deperimento fisico della merce, $c(s_t)$ è una funzione che esprime la *convenience yield* dello stock (Miranda, Rui, 1995). Una correzione di questi modelli si ottiene attraverso l'introduzione di una componente di rischio che introduce esogenamente comportamenti avversi all'incertezza nel mercato.

La specificazione di un comportamento avverso al rischio determina la seguente equazione del processo di stoccaggio:

$$s_t = s_0 + \alpha [p_{t,t+1}^e - (1+r_t+\delta)p_t] \quad \text{con} \quad \alpha = \frac{1}{A\sigma_p^2} \quad (3)$$

in cui A è il parametro relativo all'avversione al rischio, mentre σ_p^2 è la varianza del prezzo corrente. La componente di rischiosità introduce problemi di ordine computazionale per la presenza di non linearità nell'equazione. Per questo motivo molta parte degli studi empirici hanno utilizzato specificazioni con ipotesi di neutralità al rischio (Gilbert, 1995). La difficoltà di un prezzo atteso non direttamente osservabile è stata superata introducendo una sua *proxy*, il prezzo *forward* o il prezzo *future*, prontamente osservabile sul mercato per molte *commodities*². Ammettendo che la *commodity* sia scambiata sui

² Una seconda soluzione consiste nel generare il prezzo atteso come valore della serie storica dei prezzi precedentemente osservati secondo il metodo ARIMA.

Una terza alternativa consiste nel sostituire il prezzo atteso con quello attuale e misurare *ex post* l'errore mediante variabili strumentali (IV).

mercati *futures*, si può considerare come prezzo atteso il prezzo *futures* f_t . Con $\delta = 0$, il modello diviene del tipo:

$$s_t = \alpha_0 + \alpha_1 [f_t - (1+r_t)p_t]. \quad (4)$$

Nella realtà questi modelli non hanno avuto grande successo riguardo la previsione del prezzo delle *commodities* agricole. Un primo motivo ha riguardato l'indisponibilità in alcuni mercati di prezzi *futures* che ha reso inosservabile il profitto atteso. Questa motivazione ha ristretto il campo di applicazione della specificazione econometrica alle *commodities* quotate sui mercati *futures*. Inoltre, una seconda difficoltà applicativa ha riguardato l'ampliamento delle motivazioni come contributo nella spiegazione del processo di accumulazione delle scorte. La *convenience yield* può essere considerata, da questo punto di vista, una funzione che incorpora gli effetti precauzionali degli agenti economici. Rappresenta in altre parole la valutazione economica di grandezze non propriamente economiche. Questa funzione decrescente con un asintoto coincidente con l'asse delle ascisse è inserita per giustificare circostanze in cui l'accumulo di scorte è effettuato ad un valore maggiore del livello ottimale (Miranda, Rui, 1995)³. Gilbert (1995) ha mostrato la difficoltà applicativa nella specificazione di una funzione di produzione delle *commodities* che tenga conto del solo prezzo atteso trascurando le componenti cicliche⁴. L'estensione dei modelli con componenti precauzionali nell'accumulazione degli stock, può certamente favorire un incremento nella spiegazione del comportamento degli agenti nel mercato delle *commodities*.

Questo approccio riduce contemporaneamente la probabilità di *stockout* (Deaton, Laroque, 1992) e conduce ad una migliore specificazione econometrica delle evoluzioni statistiche relative alle variabili di interesse. Una verifica indiretta dell'insufficiente informazione è mostrata dalla difficoltà nella stima della domanda degli stock a scopo speculativo (Gilbert e Palaskas, 1990). Empiricamente, infatti, il livello degli stock e il prezzo sono due variabili aventi un diverso ordine di integrazione: gli stock sono un processo sto-

³ Una visione opposta si trova in Wright e Williams (1988), i quali asseriscono che valori positivi del *convenience yield* discendono da errori di aggregazione e che, ad un livello di disaggregazione accettabile, questo scomparirebbe.

⁴ Nel caso di *commodities* industriali (metalli) si deve registrare che la variabilità del prezzo nel breve periodo è generata quasi totalmente da spostamenti della funzione di domanda.

castico $I(1)$, mentre i prezzi sono $I(0)$ ⁵. In generale non abbiamo motivo per “aspettarci” una particolare dinamica del prezzo di una *commodity*, tale da giustificare la stazionarietà del suo prezzo. La proprietà di stazionarietà del prezzo, attraverso il teorema della rappresentazione di Granger (Engle-Granger, 1987), mostra come in un modello lineare deve esistere un meccanismo di correzione dell'errore per riportare il prezzo al suo livello di equilibrio di lungo termine. Gli approcci di Deaton-Laroque e di Gilbert hanno introdotto un processo *mean reversion* che approssima ad un processo lineare le “non linearità” del prezzo⁶. Lo scenario per cui si ha una crescita improvvisa dei consumi o il crollo della produzione nelle *commodities* agricole può condurre ad una funzione di domanda degli stock negativa (Deaton, Laroque, 1995). Alla crescita dei prezzi conseguenza di questo shock, si potrebbe associare un punto di rottura (*stockout*) fra la determinazione corrente del prezzo e le sue future determinazioni con un nuovo sentiero stocastico che guiderà l'evoluzione del prezzo sul mercato.

Sintetizzando, la specificazione ECM relativa al modello strutturale ha, da un punto di vista economico, l'obiettivo di approssimare la presenza di non linearità con cui il prezzo di una *commodity* risponde a shock strutturali, mentre dal punto di vista statistico quello di recuperare il differente grado di integrazione tra prezzi e stock. Nel paragrafo 8.3.1. approssimiamo questa struttura empirica ad un vettore autoregressivo nei prezzi e negli stock identificando, attraverso la funzione di domanda, l'ampiezza delle fluttuazioni del mercato.

8.2 LA SPECIFICAZIONE DEL MODELLO DI MERCATO

In questa sezione sono specificate le equazioni del modello per il mercato di una *commodity* agricola, che mostrano le relazioni tra le funzioni domanda e di offerta in presenza di stock. L'offerta dei produttori ai vari livelli di

⁵ Analogo discorso può farsi per la differenza fra prezzo *futures* e prezzo *spot*. Questa considerazione implica che il livello degli stock non può essere spiegato usando tale approccio perché risulterebbe invalidata la statistica connessa al coefficiente a_1 (Stock, Watson, 1988)

⁶ Il processo di accumulazione degli stock determina un andamento aleatorio del prezzo della *commodity* (*random walk*) intorno ad un trend crescente. Il *drift* positivo del processo stocastico riconduce il prezzo verso il livello di equilibrio di lungo termine.

prezzi attesi dipende da un insieme di variabili controllabili e da altri fattori incerti fuori dal controllo dell'imprenditore, quali l'influenza del clima e le malattie epidemiche. L'approccio empirico deriva la funzione di offerta da relazioni di comportamento che riproducono le interazioni e le aspettative nel sistema produttivo. La quantità prodotta Q_t è data dal prodotto dell'area di raccolta HA_t per le rese YD_t :

$$Q_t = (HA_t)(YD_t). \quad (5)$$

L'introduzione di questa equazione ha l'obiettivo di scorporare il complesso sistema produttivo dall'equilibrio di mercato, che è spesso rappresentato in modo troppo semplicistico come un processo *i.i.d.*, ed indagare separatamente le componenti del sistema (Deaton e Laroque, 1995). L'impatto di alcune variabili esogene come il clima compensano le sovrastime di produzioni conseguenti a variazioni di prezzo (Chambers e Bailey, 1996). Trasformiamo l'equazione (5) in forma logaritmica, per separare HA_t da YD_t ed introduciamo le aspettative degli operatori sui prezzi attesi del prodotto, al fine di ottenere una forma ridotta per l'offerta⁷:

$$\ln Q_t = \ln Q_t = \alpha^* + \beta_1^* Ctd_t + \beta_2^* P_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j^* P_{jt} + \beta_4^* PR_t + \beta_5^* TH_t + \beta_6^* SI_t + e_t^* \quad (6)$$

dove PR rappresenta un indicatore medio delle precipitazioni durante la fase fenologica della fioritura, TH_t è la variabile riferita alle modifiche del processo tecnologico, SI_t è un indice di rischio associato al processo produttivo, mentre Ctd_t sono i costi variabili unitari per ettaro che, nella produzione di mais, sono rappresentati da fertilizzanti, irrigazione e pesticidi. L'equazione dell'offerta è dunque completata da variabili tecnico-economiche che valutano la potenzialità produttiva, mentre la temperatura non è stata inserita per l'alta collinearità registrata con le precipitazioni. Le relazioni della produzione con il prezzo sono distinte relativamente al rapporto rispetto al proprio prezzo (P_{it}), da quelli con le altre produzioni sostitute (P_{jt}).

Per descrivere la funzione di domanda assumiamo la classica proposizione per cui la produzione agricola reagisce in funzione dei prezzi attesi, mentre il consumo reagisce istantaneamente ai prezzi correnti. L'equazione di doman-

⁷ Le soluzioni analitiche della forma ridotta sono riportate in esteso in Perali e Pieroni (2002).

da è formulata nella forma di un *error correction model* (ECM) per le motivazioni teoriche espresse nella sezione precedente ed utilizza come variabili esplicative gli stock e il prezzo. L'aggiustamento in ECM rappresenta una buona approssimazione della misura del livello di stock al tempo t se: *a*) la produzione e il consumo totale sono delle variabili stazionarie, oppure la combinazione delle variabili determina una nuova variabile che è stazionaria, per cui le due variabili sono cointegrate; *b*) i coefficienti associati alla cointegrazione sono sufficientemente vicini e tali da essere approssimati ad uno. In altro modo è giustificata la teorica stazionarietà del prezzo come risultato delle forze di mercato. Seguendo la ricostruzione di Perali e Pieroni (2002) otteniamo:

$$\Delta Con_t = \alpha_0 - \alpha_1(Con_{t-1} - Q_t + NX_t) - \alpha_2 FS_{t-1} - \alpha_3 Pm_t + u_t. \quad (7)$$

In generale la domanda di esportazioni X_t è descritta da un'equazione di comportamento che ha l'obiettivo di analizzare le relazioni fondamentali con il prezzo mondiale Pw_t . Nel caso empirico che andremo a sviluppare conosciamo già da analisi di cointegrazione precedenti che l'Italia rappresenta un "piccolo paese" che non risulta completamente cointegrato con i mercati mondiali. Questo risultato semplifica la struttura teorica con cui deriviamo le esportazioni nette, che dipende soltanto dal tasso di cambio EXC_t . Per cui possiamo scrivere l'equazione delle esportazioni nette:

$$NX_t = \psi_0 + \psi_1 EXC_t + e_t. \quad (8)$$

Gli stock dipendono dalla differenza tra i prezzi attesi dagli operatori di mercato e il prezzo corrente effettivamente realizzato. Da un punto di vista economico l'eccesso di domanda sul mercato della *commodity* determina un incremento dei prezzi con una diminuzione degli stock finali, mentre statisticamente le serie degli stock rappresentano un processo stocastico $I(1)$. L'uso delle differenze prime risulta più aderente alla specificazione e alla stima della domanda degli stock. L'equazione specificata è:

$$\Delta FS_t = \gamma_0 + \gamma_1 [E_t Pm_{t+1} - (1 + IR_t) Pm_t] + f_t \quad (9)$$

dove IR_t rappresenta il tasso di interesse, mentre il meccanismo di acquisizione delle informazioni nel mercato segue la REH, usando tutte le informazioni disponibili nel sistema (Gilbert, 1995). Il legame tra il prezzo atte-

so e l'equazione degli stock specificato nella (9) descrive il meccanismo di accumulo privato di stock. L'equazione di *market clearing* che chiude il sistema è:

$$Q_t + FS_{t-1} = Con_t + NX_t + FS_t \quad (10)$$

La prossima sezione descrive le informazioni relative all'insieme di variabili disponibili che sono state utilizzate nella formulazione teorica e caratterizza le proprietà dinamiche delle serie storiche ai fini di un'appropriata specificazione econometrica del modello strutturale e la sua versione nella forma di un vettore autoregressivo (VAR).

8.3 LA DERIVAZIONE DEL MODELLO MULTIMERCATO CON ASPETTATIVE RAZIONALI

Consideriamo le equazioni del modello strutturale (6), (7), (8) e (9) al fine di derivare una forma ridotta per le equazioni del prezzo e degli stock. L'equilibrio assicurato dalla condizione di *market clearing* dell'equazione (10), garantisce che la quantità prodotta e stoccata nel periodo precedente è pari alla quantità domandata, ovvero si richiede che il prodotto possa essere interamente venduto, oppure stoccato. All'equilibrio in ogni caso può verificarsi un eccesso di domanda. Infatti, gli operatori sono incentivati da motivazioni precauzionali a mantenere un livello minimo di stock, anche quando ci si attende un aumento nel prezzo. L'idea di base su cui è costruita quest'ipotesi di comportamento consiste nella capacità di separare il costo di stoccaggio in un costo marginale fisico ed in una *convenience yield*, tale da poter distinguere due scenari limite: a) un mercato con un alto livello di stock, per cui la *convenience yield* è zero, i.e. il costo di stoccaggio è uguale al costo fisico marginale; b) un mercato con un basso livello di stock, così che le aspettative per un prezzo più elevato possono condurre ad un costo marginale di stoccaggio negativo (Williams e Wright, 1989; Miranda e Rui, 1995). Cosicché, un livello minimo garantito di stock permette di reagire nel breve periodo a shock di mercato in presenza di bassi livelli di costi di transazione.

Seguendo Gilbert (1995), sintetizziamo il set informativo del modello strutturale in due nuove variabili che costituiscono i fondamentali di mercato. Analiticamente, i fondamentali di mercato derivano dall'aggregazione e dalla sostituzione algebrica delle variabili della forma strutturale. In partico-

lare, definiamo fondamentale di *breve periodo* z_{1t} la misura dell'eccesso di domanda di mercato rispetto all'equilibrio in $P=P^*$ e fondamentale di *lungo periodo* z_{2t} la misura della differenza tra il trend della produzione e il consumo totale, sotto la stessa condizione di equilibrio. Il loro significato economico è di descrivere il disequilibrio di mercato nel breve e nel lungo periodo.

Dall'equazione di domanda specificata in termini di differenze prime, possiamo derivare z_{1t} e z_{2t} . Le funzioni calcolate assumono la seguente formulazione:

$$z_{1t} = Con_t + \alpha_3 (Pm_t - Pm^*) - Q_t + NX_t + (FS_{t-1} - FS^*) \quad (11)$$

$$z_{2t} = Con_t + \alpha_3 (Pm_t - Pm^*) + NX_t - Q_t^* \quad (12)$$

I valori calcolati dei fondamentali sono stati ricostruiti per l'Italia dal 1963-2000, per il mais, il frumento e la soia. Il parametro α_3 è stato stimato con il metodo dei minimi quadrati ordinari, mentre Q^* rappresenta la quantità predetta della produzione di *commodities*. Lo scopo è di trovare un modello parsimonioso per la dinamica nella formazione del prezzo. Gli "eccessi di domanda di mercato" hanno l'obiettivo di considerare simultaneamente la variazione nei fondamentali come propagazione di shock tra prezzi e stock attesi. L'ipotesi delle aspettative razionali è necessaria per derivare le evoluzioni di z_{1t} e z_{2t} e definire il *path* del prezzo atteso. Dopo opportune sostituzioni la soluzione dinamica dell'equazione è:

$$z_{1,t+1} = \zeta_{1t} + \theta_{12} z_{2t} + \phi_{11} (Pm_t - Pm^*) + \phi_{12} (FS_t - FS^*) + \varepsilon_{1,t+1} \quad (13)$$

La relazione mostra l'interdipendenza dell'evoluzione dell'eccesso di domanda di breve periodo $z_{1,t+1}$ con il fondamentale di lungo periodo $z_{2,t}$ e le evoluzioni nel disequilibrio teorico. Anche per il termine $z_{2,t+1}$ possiamo avere una forma esplicita. Tra il valore corrente e atteso dell'eccesso di domanda di lungo periodo esiste una stretta relazione:

$$z_{2,t+1} = \zeta_{2t} + \theta_{22} z_{2t} + \phi_{21} (Pm_t - Pm^*) + \phi_{22} (FS_{t-1} - FS^*) + \varepsilon_{2,t+1} \quad (14)$$

Si noti che i parametri θ_{12} , ϕ_{11} , ϕ_{12} nell'equazione (13) e θ_{22} , ϕ_{21} , ϕ_{22} nell'equazione (14) derivano dalla forma strutturale del modello, mentre i residui ε_{it+1} esprimono la parte stocastica dell'equazione di produzione Q_t .

La specificazione economica del modello di mercato è identificabile anche grazie alla presenza delle variabili esogene. In particolare è possibile strutturare un modello multisettoriale che comprende in una matrice a blocchi più di una *commodities*. Nell'applicazione empirica specificheremo un sistema di equazioni a blocchi in cui sono inserite le *commodities* del mais, del frumento e della soia. Inoltre, per migliorare il *fit* della stima inseriamo anche delle variabili esogene. In particolare, per ogni blocco della *commodity* utilizziamo IR_t come un processo *random walk*, mentre le evoluzioni dei prezzi considerati sostituiti per l'offerta dell'*i-esimo* prodotto seguono un processo AR(1) stazionario nei livelli. La struttura dell'*i-esimo* blocco diviene:

$$\begin{pmatrix} z_{1,t+1} \\ z_{2,t+1} \\ IR_{t+1} \\ P_{j,t+1} \\ P_{h,t+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \zeta_{1t} \\ \zeta_{2t} \\ 0 \\ 0 \\ \eta_0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & \theta_{12} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \theta_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \theta & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \theta \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} z_{1,t} \\ z_{2,t} \\ IR_t \\ P_{j,t} \\ P_{h,t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} P_{it} - P^* \\ FS_t - FS^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t+1} \\ \varepsilon_{2,t+1} \\ \varepsilon_{3,t+1} \\ \varepsilon_{4,t+1} \\ \varepsilon_{5,t+1} \end{pmatrix}. \quad (15)$$

Dopo alcune trasformazioni, la forma ridotta delle equazioni dei prezzi e degli stock assume la forma:

$$P_{it} = a_{10} + a_{11}z_{1t} + a_{12}z_{2t} + a_{13}IR_t + a_{14}P_{jt} + a_{15}P_{ht} + v_{1,t} \quad (16)$$

$$\Delta FS_t = a_{20} + a_{21}z_{1t} + a_{22}z_{2t} + a_{23}IR_t + a_{24}P_{jt} + a_{25}P_{ht} + v_{2,t}. \quad (17)$$

Le equazioni (16) e (17) dipendono da una serie di variabili comuni stimabili simultaneamente, il cui termine di errore nell'equazione del prezzo è utilizzato per testare la presenza di autocorrelazione, dovuta all'impropria specificazione del modello di comportamento. La matrice dei parametri stimati è utilizzata per derivare i coefficienti della produzione, del consumo e degli stock del modello strutturale e per calcolare il prezzo atteso.

Il test di comportamento REH è implementato verificando le restrizioni logiche che legano la forma ridotta del modello a quella strutturale. L'insieme delle restrizioni logiche che verifichiamo nella esecuzione econometrica è dato dalle seguenti restrizioni:

$$a_{21} = 1 + \alpha_3 a_{11} \quad (18)$$

$$a_{2j} = \alpha_3 a_{1j} \quad \forall j \quad (19)$$

ricordando che la notazione greca fa riferimento ai parametri della forma strutturale e la notazione latina ai parametri della forma ridotta.

Il legame congiunto tra prezzo e stock, sotto l'ipotesi di aspettative razionali lineari è testato attraverso le restrizioni imposte nell'equazione degli stock. Sinteticamente, le formulazioni analitiche delle restrizioni sono illustrate nelle equazioni che seguono:

$$\frac{a_{22}}{a_{21}} = \frac{a_{12}}{a_{11}} + \frac{a_{11}\mathcal{G}_{12} + a_{12}\mathcal{G}_{12}}{a_{11}(a_{11}\phi_{11} + a_{12}\phi_{21} - 1)} \quad (20)$$

$$\frac{a_{23}}{a_{21}} = \frac{a_{13}}{a_{11}} + \frac{a_{13}(1 - \rho) - 1}{a_{11}(a_{11}\phi_{11} + a_{12}\phi_{21} - 1)} \quad (21)$$

$$\frac{a_{24}}{a_{21}} = \frac{a_{14}}{a_{11}} + \frac{a_{14}}{a_{11}(a_{11}\phi_{11} + a_{12}\phi_{21} - 1)} \quad (22)$$

$$\frac{a_{25}}{a_{21}} = \frac{a_{15}}{a_{11}} + \frac{a_{15}\eta_0}{a_{11}(a_{11}\phi_{11} + a_{12}\phi_{21} - 1)} . \quad (23)$$

Le restrizioni imposte consentono di recuperare la forma strutturale a partire dai coefficienti stimati della forma ridotta valutando la performance nel *fit*. Nella prossima sezione verifichiamo la possibilità di ottenere informazioni complementari introducendo una specificazione non strutturale del VAR nei mercati delle *commodities*.

8.3.1 La stima VAR: un'analisi complementare

Anche se la metodologia *vector autoregression* (VAR) nasce come critica alle “incredible restrictions” che spesso sono introdotte nella stima di modelli econometrici tradizionali, può risultare molto utile in termini di previsione ed analisi delle scelte di politica economica. Uno degli scopi di queste specificazioni econometriche è la possibilità di analizzare le variabili risposta in conseguenza ad eventuali shocks che perturbano il sistema attraverso l'*impulse response analysis* (Sims, 1980). Il VAR nella sua formulazione originaria si caratterizza come una forma ridotta che descrive dinamicamente un dato fenomeno economico, attraverso un limitato numero di variabili rilevanti:

$$z_t = \sum_{i=1}^p A_i z_{t-i} + v_t \quad (24)$$

con $(y_t | I_t) \sim N(0, \Omega)$ e $I_t = (z_{t-1}, \dots, z_{t-p})$. Come emerge dalla (24) il generico VAR è l'insieme di vettori autoregressivi al tempo corrente t spiegato in funzione di un certo numero di ritardi p concernenti la stessa variabile, oltre che dalle altre variabili nel sistema. Così come traspare dalla (24), la metodologia VAR, per essere applicata in maniera congrua, necessita di serie storiche stazionarie. Nonostante la stazionarietà delle serie storiche economiche sia una caratteristica di non facile riscontro, nell'analisi che segue le variabili di interesse sono ricondotte a processi stocastici stazionari.

Dalla precedente equazione possiamo derivare la funzione di risposta ad un impulso come un'informazione complementare alle specificazioni strutturali. Sostituendo l'operatore di sommatoria con una consueta struttura a ritardi distribuiti otteniamo:

$$z_t = A(L)z_t + v_t \quad \text{con} \quad (v_t | I_t) \sim N(0, \Omega) \quad (25)$$

portando a primo membro il termine $A(L)z_t$ e raccogliendo a fattore comune, sotto l'ipotesi di non singolarità della matrice $I - A(L) = B(L)$, l'equazione diviene:

$$z_t = v_t + B_1 v_{t-1} + \dots + B_s v_{t-s} \quad (26)$$

in cui la matrice $B_s = \frac{\partial z_{t+s}}{\partial v_t}$.

Il generico elemento di posto ij valuta l'impatto sulla i -esima variabile al tempo $t+s$ del VAR una variazione unitaria della j -esima variabile contenuta nello stesso vettore autoregressivo, a parità di tutte le restanti variabili nell'intervallo di tempo $t, t+s$. La derivata parziale, a sua volta, per non apportare informazioni fuorvianti deve soddisfare il requisito di diagonalità della matrice di varianza e covarianza di v_t ; nel caso contrario in cui Ω non fosse diagonale, la correlazione seriale degli shock pregiudicherebbe ogni eventuale deduzione relativa alla matrice B . La funzione di impulso descrive shock (di durata uniperiodale) generati dalla j -esima variabile del VAR. In relazione all'obiettivo di valutare statisticamente la risposta ad eventuali shock nel mercato delle *commodities* è sufficiente considerare l'identificazione recursiva alla Sims, introducendo la caratterizzazione statistica degli stock e del prezzo. Per cogliere completamente la dinamica delle grandezze di mercato è specificato un modello VAR bivariato per i tre mercati italiano del mais, del frumento e della soia. La soluzione al problema dell'identificazione si basa sulla

8.4 L'ANALISI STATISTICA DEI MERCATI

Le proprietà statistiche di alcune variabili economiche sono esaminate per determinare la specificazione dinamica delle variabili incluse nel modello coerente con il processo generatore dei dati. Un fatto stilizzato, confermato anche dal campione su base italiana, mostra nella tabella 8.1 che le serie storiche della produzione (Q_t) e del consumo totale (CI_t)⁸ hanno un andamento non stazionario, con la possibile presenza di una relazione di cointegrazione. L'ipotesi di processi generatori con radici unitarie è valutata utilizzando il test aumentato di Dickey-Fuller (ADF) mentre "a priori" la presenza di un trend deterministico nel processo non è accettata nelle serie.

La statistica ADF(1) rifiuta la stazionarietà delle serie coerentemente nei tre mercati; i valori inferiori a -3 indicano che l'ipotesi di non stazionarietà non può essere rifiutata per la produzione, il consumo e le esportazioni nette ad un livello di significatività del 5%. Peraltro, la variabile costruita come la differenza tra Q_t e CI_t è stazionaria. Questo induce a testare per l'ipotesi di cointegrazione come un mezzo per recuperare gli aggiustamenti di lungo periodo insieme alle variazioni di breve periodo generate dalle modifiche speculative e precauzionali degli stock. Come atteso la relazione di cointegrazione mostra nella figura 8.1 dei residui stazionari. Dalla figura si può comunque rimarcare l'incremento della variabilità dei residui nel periodo 1993-1995. La modifica della politica agraria ha probabilmente indotto una maggiore incertezza nei mercati delle *commodities* agricole. La volatilità che ne è derivata non ha comunque modificato il sentiero di lungo periodo.

Tabella 8.1 - Test di radice unitaria per tre mercati

Mais					
<i>variabili</i>	<i>Q</i>	<i>NX</i>	<i>Con</i>	<i>CI</i>	<i>Crt</i>
<i>ADF (t)</i>	-2.452°	-3.11°	-0.872°	-1.33°	-4.441
Frumento					
<i>variabili</i>	<i>Q</i>	<i>NX</i>	<i>Con</i>	<i>CI</i>	<i>Crt</i>
<i>ADF (t)</i>	-1.312°	-2.540°	-2.210°	-1.613°	-7.111
Soia *					
<i>variabili</i>	<i>Q</i>	<i>NX</i>	<i>Con</i>	<i>CI</i>	<i>Crt</i>
<i>ADF (t)</i>	-2.098°	-2.341°	-1.911°	-2.031°	-4.05

* La soia è analizzata soltanto nel sottoperiodo.

° Con il simbolo sono le serie non stazionarie al 5% di probabilità.

⁸ Il consumo totale (CI) è costruito come la somma del consumo interno a cui sono aggiunte le importazioni e sono detratte le esportazioni.

procedura di triangolarizzazione (Enders, 1995). In maniera formale si ha una forma strutturale:

$$\begin{aligned} y_t &= c_{01}y_t + c_{02}x_t + c_{11}y_{t-1} + c_{12}x_{t-1} + u_{1t} \\ x_t &= c_{03}y_t + c_{04}x_t + c_{21}y_{t-1} + c_{22}x_{t-1} + u_{2t} \end{aligned} \quad (27)$$

con $u_i \sim N(0, I)$ e $I_t = (y_{t-1}, x_{t-1})$. La relazione fra gli shocks strutturali ed i residui della forma ridotta può rappresentarsi come segue:

$$[I - C_0]v_i = Bu_i \quad \text{con} \quad C_0 = \begin{pmatrix} c_{01} & c_{02} \\ c_{03} & c_{04} \end{pmatrix} \quad \text{e} \quad B=I.$$

La relazione fra i residui della forma ridotta e i residui strutturali può essere esplicitata mediante la seguente formulazione autoregressiva:

$$\begin{pmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{pmatrix} = [I - C_0]^{-1} \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} k_{11} & 0 \\ k_{21} & k_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} \quad (28)$$

in cui v_{1t} è stato ottenuto supponendo che i residui della prima equazione del VAR siano in relazione lineare con le innovazioni strutturali della prima equazione del modello, mentre v_{2t} è ricavato come combinazione lineare fra le innovazioni strutturali.

Anche i sistemi VAR possono estendersi al caso in cui gli agenti economici del sistema che si intende descrivere siano *forward looking*: in tale caso i parametri della forma ridotta subiscono influenze che provengono tanto dai parametri della forma strutturale, quanto dai parametri delle equazioni rappresentative del meccanismo di formazione delle aspettative, generando pertanto delle complicazioni nell'identificazione delle restrizioni da imporre. Quindi si può affermare che i modelli VAR possono essere usati per testare modelli di comportamento *forward looking* da parte degli agenti economici. Dalle equazioni strutturali abbiamo che le cinque variabili endogene che possono costituire la forma ridotta del sistema autoregressivo: la produzione, il consumo, le esportazioni nette, il prezzo e gli stock.

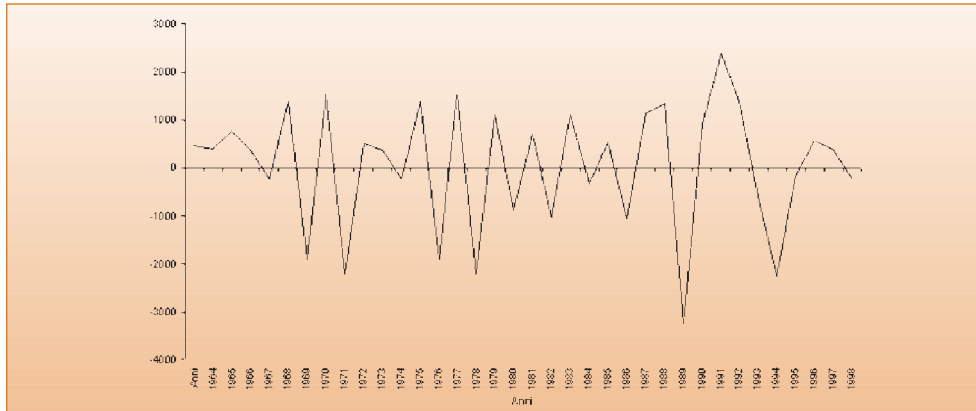
Dall'equazione di *market-clearing* possiamo semplificare l'informazione riducendo il potenziale VAR a cinque variabili in un VAR bivariato. Infatti:

$$z_{1t} = \alpha_3 P_{it} + FS_t \quad (29)$$

che esplicitato rispetto al prezzo di mercato, determina la seguente espressione:

$$P_{it} = \frac{1}{\alpha_3} (z_{1t} - FS_t). \quad (30)$$

Figura 8.1 - Residui di cointegrazione



8.5 LA PREVISIONE DEL MODELLO

Le stime del modello multimercato sono implementate nella specificazione (15). I risultati di cointegrazione derivati dal capitolo precedente suggeriscono una separabilità dei mercati della soia da quelli del mais e del frumento. Da un punto di vista economico questo implica che le decisioni imprenditoriali possono essere considerate distinte nelle leguminose rispetto ai cereali, con qualche tendenza alla specializzazione competitiva basata sull'ordinamento produttivo, mentre sono mantenute inalterate le ipotesi di correlazione incrociata nel mais e nel frumento. Statisticamente è impiegato lo stimatore di massima verosimiglianza ad informazione completa (FIML) al posto dello stimatore dei minimi quadrati a tre stadi (3SLS); la ragione risiede nella difficoltà di identificare in maniera sufficientemente chiara le variabili strumentali (Gilbert, 1995). Per costruzione non possiamo infatti escludere la presenza di endogeneità nelle equazioni del prezzo e quelle degli stock anche soltanto per la soia.

La previsione è generata attraverso la soluzione del sistema in un generico orizzonte temporale. In ogni caso il modello è simulato per cinque periodi in avanti usando tutta l'informazione al tempo $t-1$. Le simulazioni sono calcolate sia nell'intero campione, sia introducendo delle *dummy variable* relativi ai cambiamenti della politica agraria intervenuta in Italia come applicazione della politica agricola comune. I risultati delle simulazioni ex-ante del modello multimercato mais-frumento e per la soia in cui sono introdotte le variabili *dummy* mostrano un basso livello della radice dell'errore quadratico

operatori di mercato hanno una reazione dilazionata nel tempo quando sono sottoposti a shock di mercato.

Figura 8.2 - Valori del prezzo del mais osservati e stimati

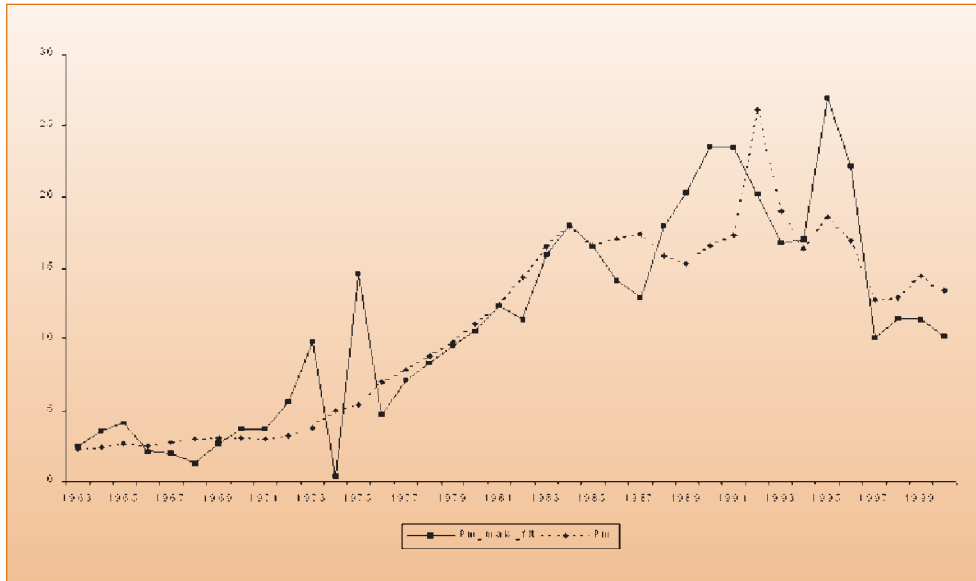


Figura 8.3 - Valori osservati e stimati degli shock del mais

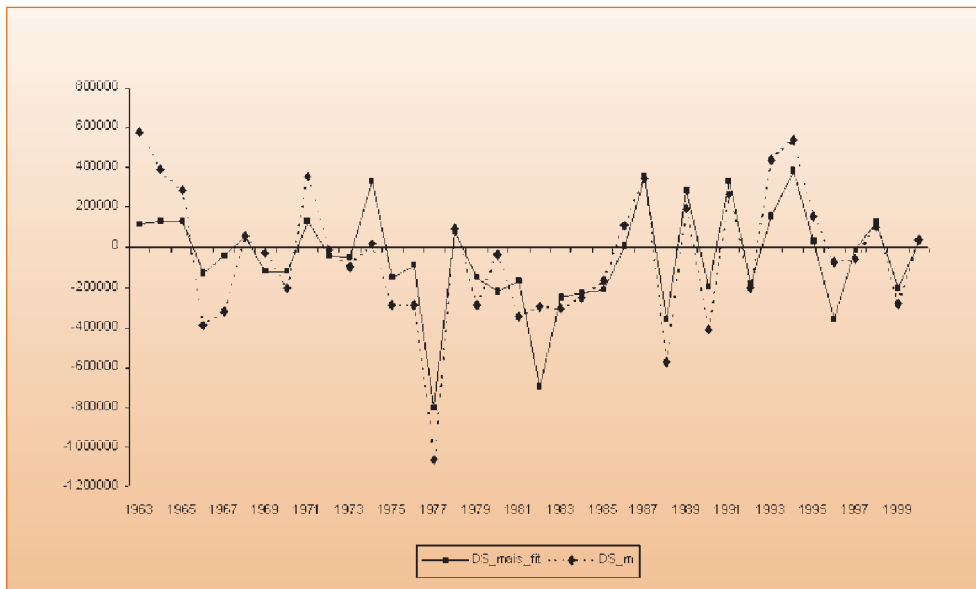
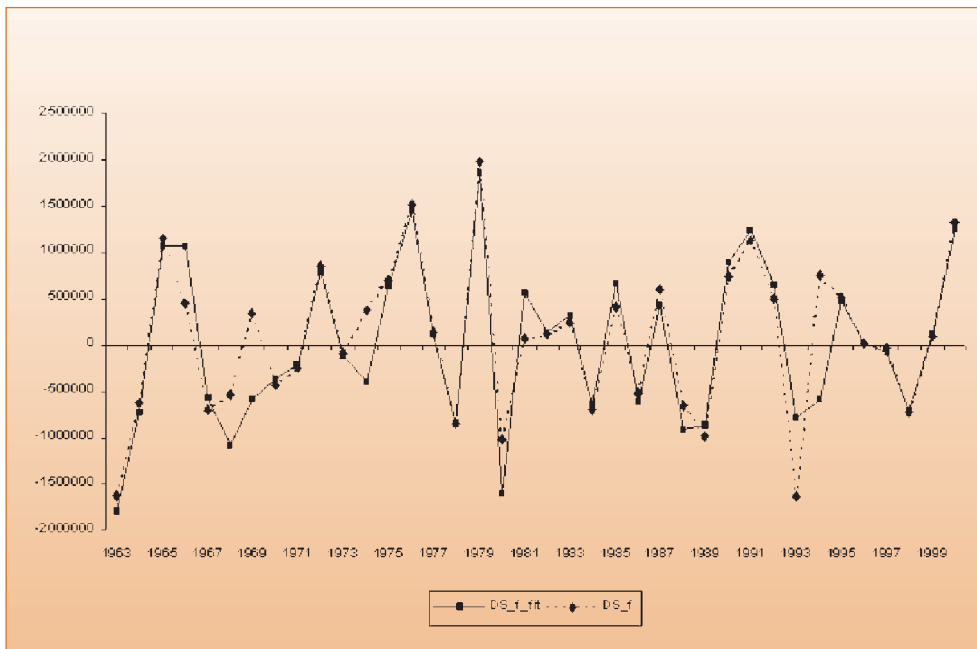


Figura 8.4 - Valori del prezzo del frumento osservati e stimati



Figura 8.5 - Valori osservati e stimati degli shock del frumento



Sostituendo l'espressione equivalente del fondamentale di mercato di breve periodo nell'equazione abbiamo:

$$P_{it} = \frac{1}{\alpha_3} (Q_t^* + Con_t - NX_t + FS_{t-1} - FS_t) \quad (31)$$

da cui, ricordando la definizione di Q_t^* , si ottiene:

$$P_{it} = \frac{1}{\alpha_3} [Q_t + \alpha_3 (P_{it} - P^*) + Con_t - NX_t + FS_{t-1} - FS_t] \quad (32)$$

da cui:

$$P^* = \frac{1}{\alpha_3} Q_t + \frac{1}{\alpha_3} Con_t - \frac{1}{\alpha_3} NX_t - \frac{1}{\alpha_3} \Delta FS_t. \quad (33)$$

La relazione derivata permette di esprimere il prezzo di equilibrio nel mercato come una funzione di quattro variabili strutturali. Ponendo $P^*=0$, si deriva:

$$\Delta FS_t = Q_t + Con_t - NX_t \quad (34)$$

La relazione funzionale ottenuta permette l'individuazione di un legame di reciproca influenza fra le variabili prezzo e le variazioni degli stock. In particolare, con l'equazione del prezzo in forma di ECM, semplificato rispetto all'equazione di domanda, delineamo un processo di aggiustamento di lungo periodo verso uno *steady-state* sotto la condizione che le variabili dell'offerta e della domanda totale sono tra di loro cointegrate. Sfruttando il teorema di rappresentazione di Engle e Granger (1987), sintetizziamo la forma strutturale dell'ECM nella specificazione di forma ridotta del prezzo. La (33) evidenzia come i parametri in essa contenuti siano di derivazione strutturale. Peraltro è possibile identificare il VAR considerando il meccanismo di formazione delle aspettative. L'equazione aggiuntiva relativa alle differenze degli stock analizza la reazione degli operatori del mercato quando la differenza di prezzi attesi e capitalizzati al tempo t sono pari a zero, secondo quanto derivato dalla funzione di domanda degli stock. Riassumendo il VAR bivariato può essere così riscritto:

$$\begin{pmatrix} P_{it} \\ \Delta FS_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a(L) & b(L) \\ c(L) & d(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} P_{it-1} \\ \Delta FS_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix}. \quad (35)$$

medio (%RMSE) relativamente al prezzo. Infatti, per il mais il valore si attesta intorno al 15% nel primo anno e cresce al 20% nel secondo anno. Più contenuto il livello di errore registrato nel frumento che nel primo *step* del *forecast* registra un RMSE del 16%, stabile anche nel periodo successivo. Sullo stesso livello l'errore registrato nella soia, anche se per questa coltura il risultato dovrebbe essere utilizzato con molta precauzione per la presenza di bassissimi valori negli stock in alcuni anni della serie storica.

I grafici (figg. 8.2 - 8.7), invece, riportano le simulazioni nel campione completo. Quello che si può mettere in luce è la maggiore variabilità espressa nella funzione del prezzo rispetto alla variabile stock. L'asimmetria rilevata conferma a livello italiano i risultati trovati da Deaton e Laroque(1992) sulla variabilità del prezzo delle *commodities* agricole e sull'alta reattività a shocks esogeni.

I vantaggi del modello simulato risiedono nella compatibilità dei risultati con la teoria delle REH e la possibilità di recuperare i parametri strutturali, anche se non permette la valutazione di fattori esogeni al modello. Per questo motivo nei grafici (figg. 8.8 - 8.13) è illustrata la capacità di reazione del modello (settore) a shock esogeni attraverso il sistema VAR bivariato specificato con un lag di ritardo. La misura standardizzata delle reazioni delle variabili prezzo e delle variazioni degli stock sono illustrate attraverso le funzioni di risposta per 10 periodi in avanti. Le stime del VAR sono implementate separatamente per i tre settori perché la lunghezza delle serie non ne permetteva l'aggregazione. In ogni caso, nel primo dei due grafici è illustrata la reazione delle due variabili alla variazione unitaria del prezzo mentre nel secondo caso è evidenziata una reazione alla variazione unitaria degli stock.

Nel caso dello shock di prezzo si verifica omogeneamente un incremento della risposta nel prezzo, mentre gli stock reagiscono solo a partire dal secondo periodo, anche se la loro intensità decresce nel tempo. Seguendo la teoria per cui nel lungo periodo esiste un aggiustamento dei prezzi connesso con gli aggiustamenti degli stock verificiamo, anche nel nostro caso, che dopo alcuni periodi la funzione di risposta del prezzo di mercato oscilla intorno al valore di equilibrio. Come atteso si rileva la misura dello shock ha effetti transitori sull'equazione del prezzo. Peraltro, l'equazione degli stock ha una lenta tendenza verso i livelli di equilibrio.

Anche per lo shock sull'equazione degli stock notiamo un effetto pervasivo in tutti i mercati nei primi due periodi, che si attenua meno velocemente. La maggiore persistenza rilevata nel comportamento conferma che gli

Figura 8.6 - Valori del prezzo della soia osservati e stimati

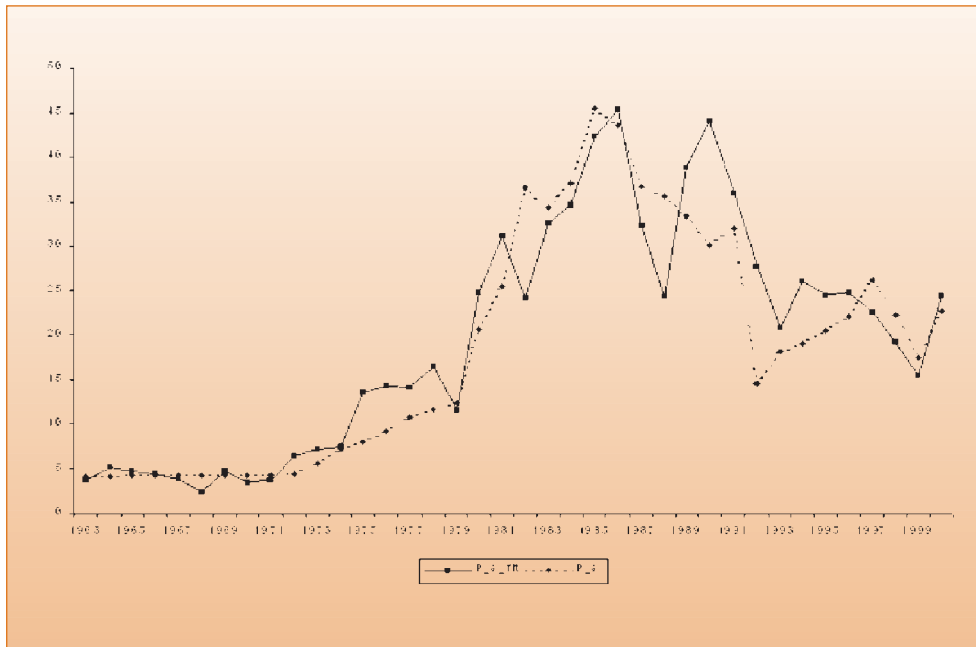


Figura 8.7 - Valori osservati e stimati degli stock della soia

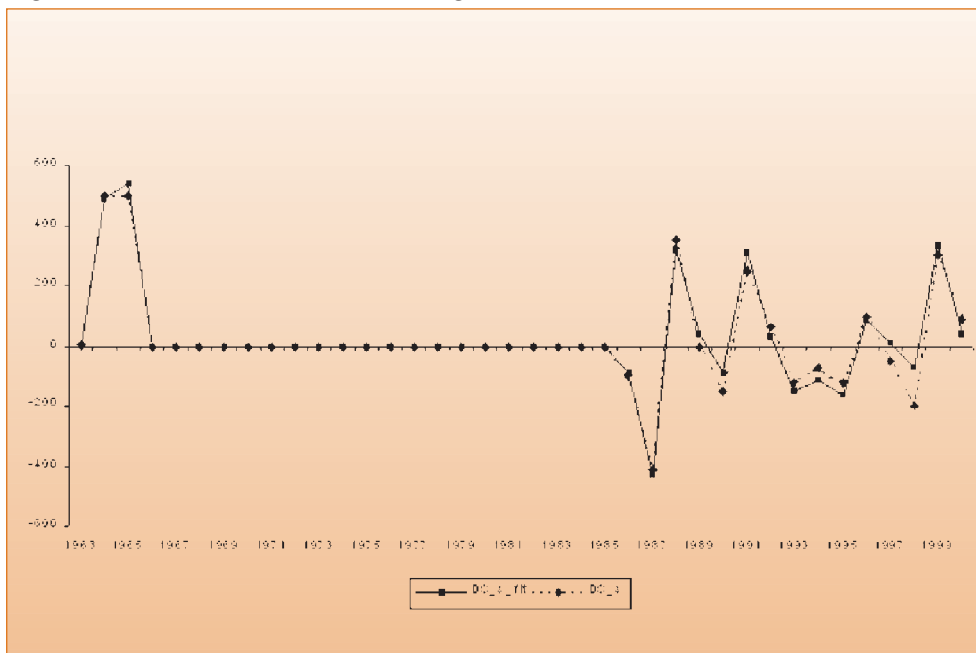


Figura 8.8 - Funzioni di impulso per il mais

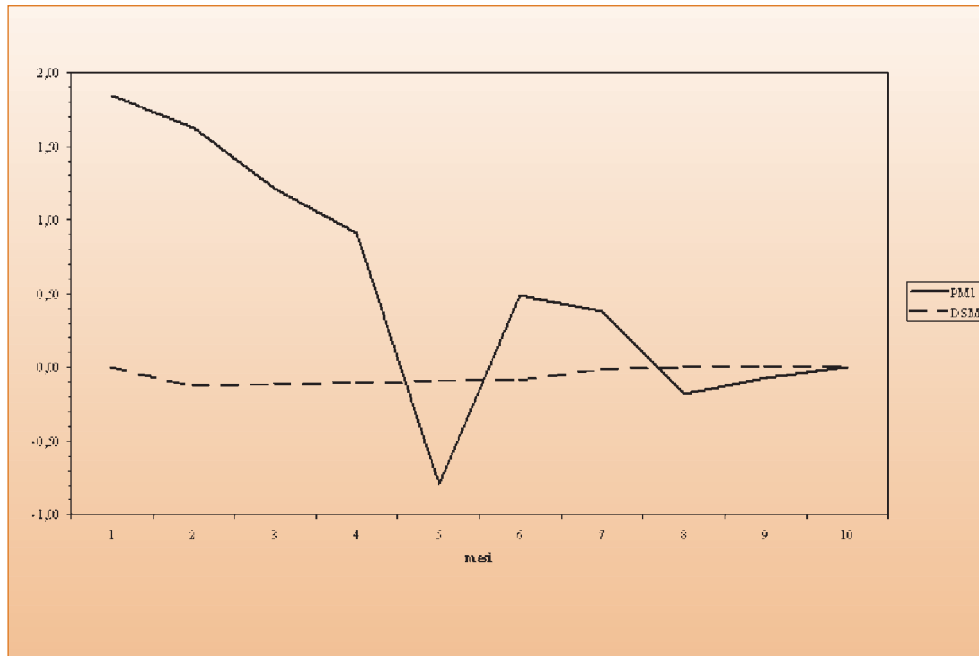


Figura 8.9 - Funzioni di impulso per il mais

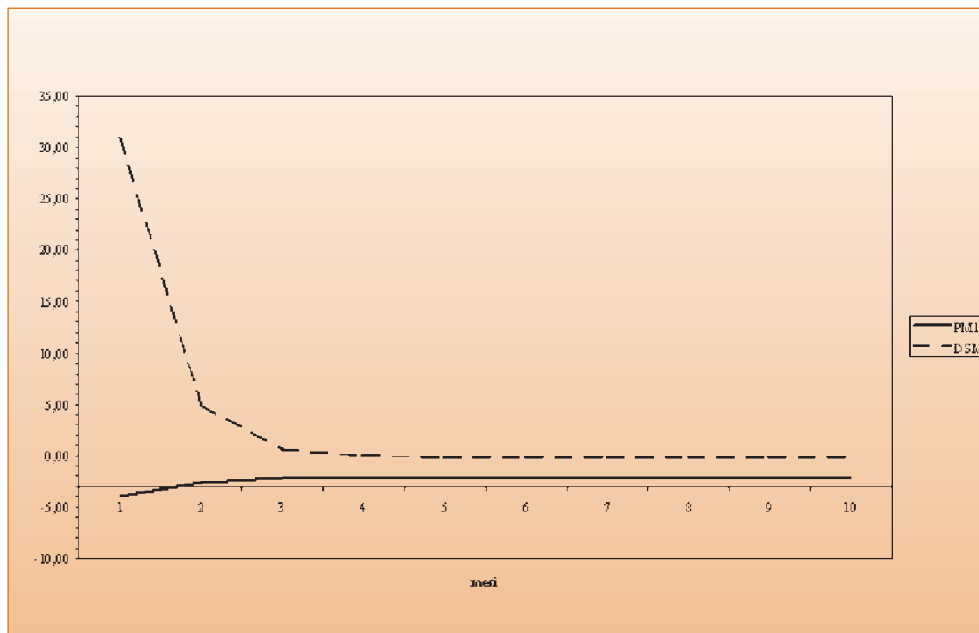


Figura 8.10 - Funzioni di impulso per il frumento

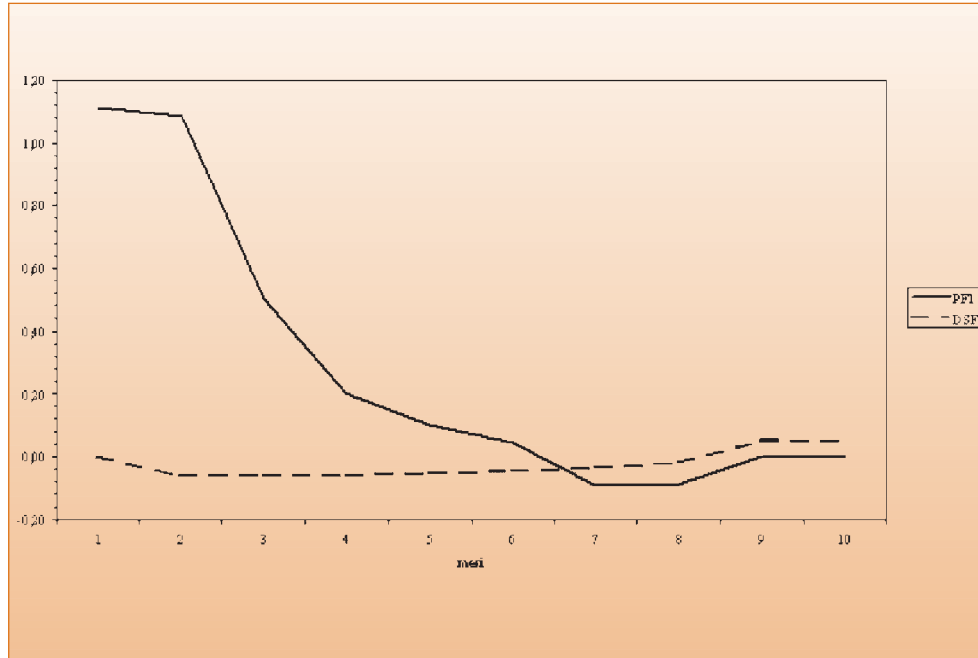


Figura 8.11 - Funzioni di impulso per il frumento

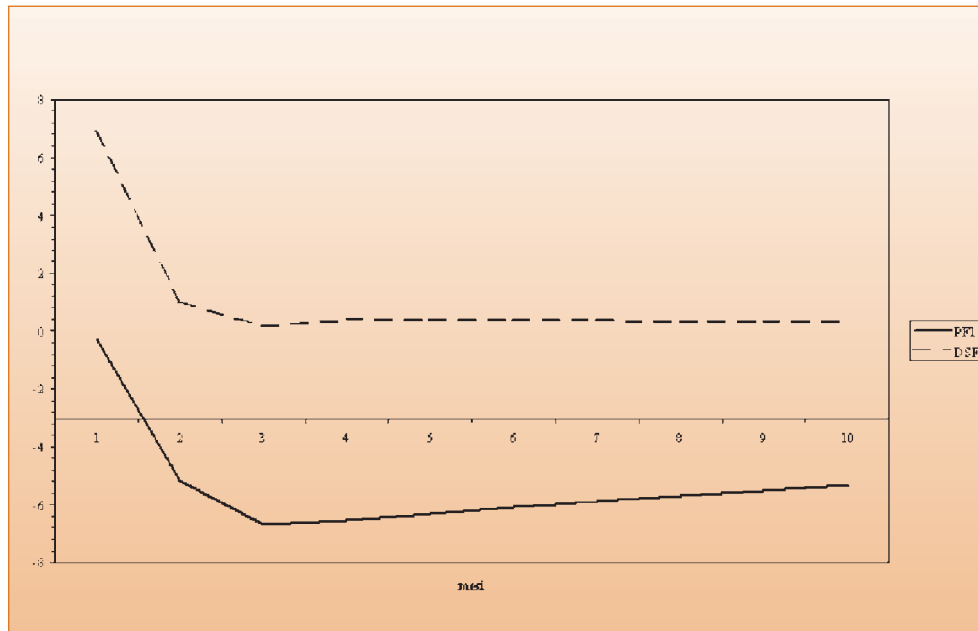


Figura 8.12 - Funzioni di impulso per la soia

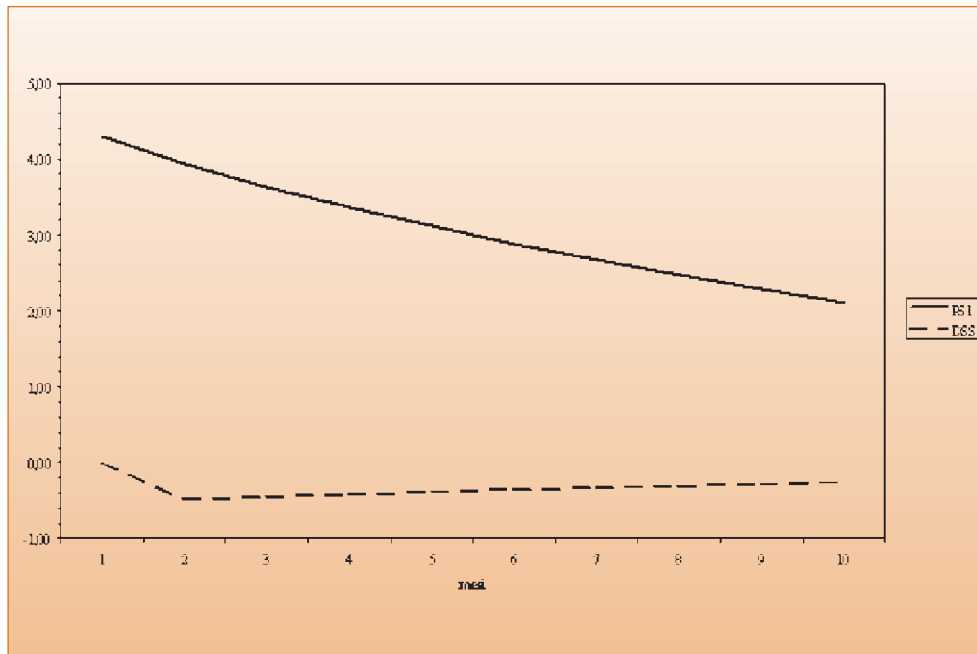
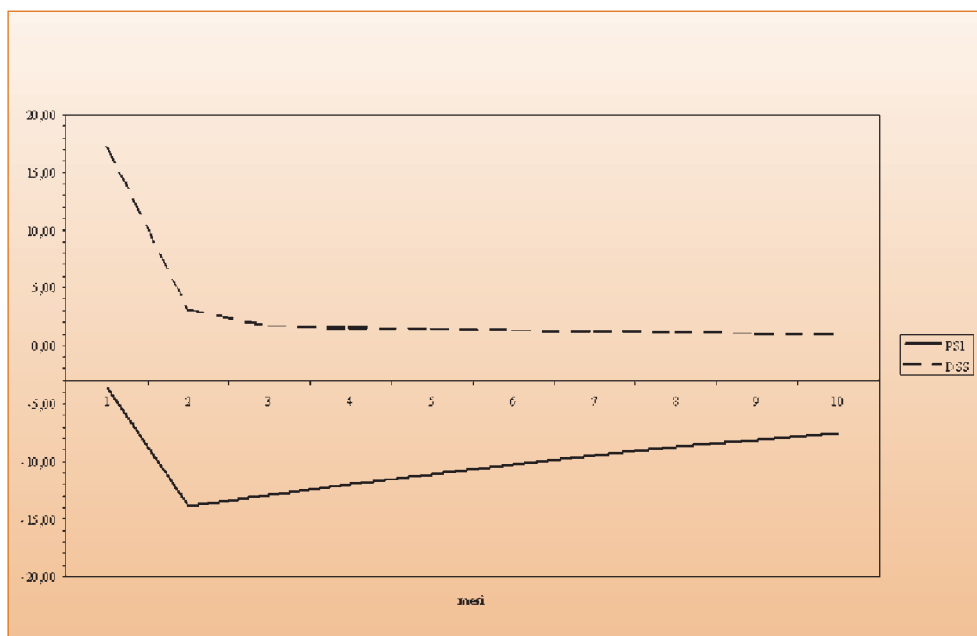


Figura 8.13 - Funzioni di impulso per la soia



8.6 CONCLUSIONI

I modelli di *speculative stockholding* utilizzati nella soluzione intertemporale del prezzo nei mercati delle *commodities* agricole non risultano in generale soddisfacenti per la difficoltà di endogenizzare istantaneamente shocks esogeni anche quando il comportamento degli agenti è assimilato a quello di *speculators*. La variabilità nel comportamento microeconomico favorisce, infatti, l'insorgere di shock persistenti in funzione di una oculata gestione delle scorte. Un primo risultato importante dall'analisi econometrica proposta per l'Italia riguarda la possibilità che uno shock sull'equazione degli stock ha un effetto importante nei primi periodi, ma si attenua velocemente. La persistenza negli stock aumenta di dimensione dando luogo ad un'azione di *feedback* che, da un lato, stabilizza il mercato e l'evoluzione dei prezzi e, dall'altro, tende a dare agli agenti economici delle opzioni di arbitraggio che possono influenzare il comportamento di mercato.

Il prezzo e la domanda di stock trattati simultaneamente in termini dei fondamentali di mercato di breve e di lungo periodo riflettono il disequilibrio espresso in termini di eccesso di domanda. Questa riduzione del modello strutturale consente la stima congiunta della produzione, del consumo, delle esportazioni nette, della domanda di stock e dei prezzi e sotto semplici restrizioni può essere verificato come un modello di REH. Questa applicazione estende la specificazione all'analisi congiunta dei mercati dei cereali simulando in avanti l'informazione passata di ogni singolo mercato. Le simulazioni sono state calcolate sia nell'intero campione introducendo delle *dummy variables* relative ai cambiamenti della politica agraria italiana risultato della politica agricola comune. I risultati delle simulazioni *ex-ante* del modello multimercato mais-frumento e per la soia in cui sono introdotte le variabili politiche mostrano, relativamente al prezzo, un basso livello della radice dell'errore quadratico medio. Questo è indice della elevata qualità della stima.

Il modello simulato non permette direttamente la valutazione di shocks esogeni al modello. Per questo motivo sono indagate le funzione risposta dei prezzi e degli stock attraverso la specificazione di un sistema VAR bivariato. Le stime del VAR, implementate separatamente per i tre settori, indicano una reazione elevata nell'equazione del prezzo anche se dopo pochi periodi lo shock viene riassorbito. Questo conferma la notevole volatilità e asimmetria dei mercati delle *commodities in generale* e dall'altro che la formazione del

prezzo è attenuata dall'introduzione nei modelli di mercato delle decisioni sugli stock.

Riteniamo, inoltre, che le simulazioni di questo modello possano essere di grande utilità per aiutare i produttori e gli speculatori del mercato dei cereali in Italia ad operare in modo informato e razionale scelte di produzione ottimali e scambi commerciali internazionali più sicuri.