

532.455



Carlo Filippucci, Rosa Bernardini Papalia

Un modello dinamico delle esportazioni dei prodotti della pastificazione

*Pasta alimentare - Esportazione - Modelli matematici*

532.45664755

Serie Ricerche n.1



BIBL. D.P. DI SCIENZE STATISTICHE

Statistica  
06

UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI BOLOGNA

8754

Dipartimento di Scienze Statistiche "Paolo Fortunati"  
Università degli studi di Bologna  
1992

## Indice

Introduzione.....	3
1 - L'industria italiana di trasformazione del grano duro e il mercato mondiale.....	5
2 - Modelli delle esportazioni: una sintetica rassegna.....	10
3 - Un modello delle esportazioni dei prodotti della pastificazione.....	16
3.1 - L'analisi dell'ordine di integrazione delle variabili dei modelli delle esportazioni di semola e pasta.....	16
3.2 - L'analisi delle relazioni di cointegrazione.....	20
3.3 - I modelli <i>error correction</i> delle esportazioni di semola e di pasta.....	31
Conclusioni.....	38
Appendice I - La regolamentazione CEE nel mercato del frumento.....	40
Appendice II - Fonti statistiche e variabili utilizzate.....	42
Bibliografia.....	44

## Introduzione

L'obiettivo di questo lavoro<sup>1</sup> è la ricerca di un modello delle esportazioni italiane dei prodotti trasformati del grano duro, in particolare pasta e semola.

L'interesse per questo settore economico trae origine dal rilievo che esso ha nelle esportazioni italiane. Infatti, la pasta di semola costituisce la componente principale dell'export italiano di paste alimentari e circa il 25% della produzione italiana di pasta viene destinato all'estero. In particolare, dai 2 milioni di quintali del 1983 si è passati ad oltre 4 milioni di quintali del 1989, corrispondenti a circa 440 miliardi di lire. Inoltre, l'evoluzione delle abitudini alimentari ha dato impulso ad alcuni prodotti alimentari italiani e in particolare si sono aperte nuove opportunità per la pasta italiana. I dati relativi alle esportazioni italiane di pasta alimentare nei principali paesi di destinazione confermano questa tendenza. Negli Stati Uniti, dove il consumo pro capite annuo del 1989 è risultato di 7,9 kg, le esportazioni hanno avuto un incremento, rispetto al 1988, del 49,9% in volume. Nel Regno Unito, dove l'Italia detiene circa il 66% del mercato e la quota di consumo pro-capite è stata di 1,1 kg, la crescita è risultata del 28,7%. In Francia e Germania Federale, dove la presenza italiana sul mercato è del 25% e il consumo annuo pro capite è risultato rispettivamente di 6,3 e 4,3 kg, si è registrato in un caso un decremento dell'1,4% e, nell'altro, un incremento del 9,3%.

La specificazione del modello qui utilizzato è quella proposta da Goldstein e Khan (1978). Più specificatamente, si intende stimare un modello di *error correction* sulla base di una generalizzazione del processo di aggiustamento parziale del modello di disequilibrio di Goldstein-Khan avvalendosi dell'analisi di cointegrazione<sup>2</sup>.

<sup>1</sup> La presente ricerca è svolta nell'ambito del progetto di ricerca "Un modello di programmazione per il settore agro-alimentare italiano" MURST 40%, di tale progetto Carlo Filippucci è il coordinatore nazionale. A questo lavoro hanno contribuito entrambi gli autori, tuttavia Carlo Filippucci ha curato l'introduzione, le conclusioni e il paragrafo 3.2, Rosa Bernardini Papalia ha curato i paragrafi 1, 2, 3.1, 3.3 e ha compiuto le elaborazioni statistiche.

<sup>2</sup> Un'applicazione in questa direzione è stata proposta da Filippucci e Cocco (1989)

In considerazione del progetto comunitario di Unione economica e monetaria, che renderà impossibile servirsi della manovra sui tassi di cambio per aumentare la competitività dei prodotti nazionali, in questo studio si è cercato di tenere conto degli effetti dell'esclusione della variabile monetaria dall'equazione di domanda di esportazioni. Nell'ambito di questo scenario, si è considerata anche la possibilità che l'adozione di una moneta unica europea riduca il peso della valuta statunitense nelle transazioni internazionali.

Fin d'ora è opportuno sottolineare che tutte le serie prese in esame per la specificazione dei modelli delle esportazioni di semola e di pasta risultano non stazionarie. Questo risultato ci conferma che la stima di questi modelli secondo l'impostazione classica darebbe luogo a regressioni "spurie" e quindi non significative sul piano statistico ed economico, pertanto, è apparso necessario ricorrere alle tecniche suggerite dall'analisi della cointegrazione per la selezione delle variabili e la stima dei parametri dei modelli.

Le tendenze della produzione e del commercio internazionale dei derivati del grano duro, semola e pasta, vengono analizzate in dettaglio nel primo paragrafo e in particolare in appendice vengono richiamate e commentate le norme, vigenti in Italia, Francia e Grecia, che tutelano la qualità della pasta prodotta con grano duro, con particolare riferimento alla sentenza del luglio '88, che ha portato il riconoscimento della pasta di grano tenero in ambito comunitario. Nel secondo paragrafo si presenta una rassegna dei principali studi empirici relativi alle esportazioni. Nella scelta dei lavori si è cercato di dare una sintesi delle diverse ipotesi circa le forme di mercato e quindi le diverse situazioni concorrenziali ipotizzabili. Nel terzo paragrafo vengono descritte le fasi della procedura di stima a due stadi di Engle-Granger (1987) per i modelli studiati. Nella conclusione si analizzano i risultati delle stime dei modelli di *error correction* evidenziando le relazioni economiche più significative.

## 1 - L'industria italiana di trasformazione del grano duro e il mercato mondiale

La destinazione naturale del grano duro è l'impiego nella produzione di pasta alimentare. Questo settore coinvolge in Italia 170 imprese industriali, con una produzione che nel 1988 è stata di 1.850.000 tonnellate, di queste 400.000 sono destinate all'esportazione. Quasi il 70% di tutta la produzione di paste alimentari della CEE viene realizzata in Italia con l'impiego principale di grano duro. I circa 8 mila addetti dell'industria italiana di pasta rappresentano più del 50% del totale CEE e le esportazioni italiane di pasta concorrono per l'80% alle esportazioni comunitarie. Il consumo di solo grano duro dell'industria pastaia italiana è circa di 3.000.000 di tonnellate ed è pari al 68% di quello CEE per il frumento nel complesso (tenero e duro) impiegati in pastificazione.

La pasta è il prodotto di maggior consumo nel nostro Paese: dalle rilevazioni sui consumi dell'Istat<sup>3</sup> risulta che il consumo pro-capite di pasta arriva a 35 Kg. Si può notare che la pasta di frumento ha superato il tratto orizzontale della curva del ciclo di vita già negli anni '70 e in seguito ha attraversato fasi alterne di declino e rivalizzazione, raggiungendo negli anni recenti un livello sufficientemente stabile. Questa situazione risulta dall'andamento contrastante prodotto da alcune fasce di consumatori che hanno abbandonato questo prodotto e che sono state sostituite da altre. Negli ultimi anni si è manifestato un lento declino: nel periodo 1986-1989 è stato registrato un decremento medio annuo dell'1,8% in volume.

Nel suo complesso la produzione nazionale di pasta si è accresciuta toccando la punta più alta nel 1986.

Dal lato delle esportazioni il tasso di incremento, relativo all'ultimo ventennio, risulta piuttosto stabile. Si segnala tuttavia un'inversione di tendenza riguardo alle aree geografiche di destinazione del prodotto italiano (Tav. 1): mentre negli anni '60 il peso dei paesi extra - comunitari era determinante, dal 1970 prevalgono nettamente le aree dei paesi CEE (Graf. 1). Nel 1987 la percentuale di esportazioni verso la CEE è stata del 80,6 %. In questo stesso anno ha avuto termine la lunga trattativa USA - CEE relativa all'applicazione di dazi

<sup>3</sup> Cfr. ISTAT, Consumi delle famiglie. Collana di Informazioni, Roma, anni vari.

*ad valorem* sulle importazioni di pasta provenienti dalla CEE da parte dell'Amministrazione statunitense. Il provvedimento era stato preso nel 1985 come misura di ritorsione per le agevolazioni tariffarie concesse dalla CEE agli agrumi dei paesi del Mediterraneo e per il rifiuto delle richieste statunitensi di concessioni compensative alle loro esportazioni da parte della Comunità. Gli effetti dei provvedimenti degli Stati Uniti, insieme con le ripercussioni negative della svalutazione del dollaro, che hanno ridotto le opportunità di mercato della pasta italiana il cui prezzo maggiorato ha prevalso sulla qualità nella scelta del prodotto italiano, spiegano il calo del 30% delle esportazioni italiane verso gli USA registrato nel 1986.

Nell'accordo USA - CEE del 1987 la Comunità Europea si è impegnata a ridurre del 27,5 % le restituzioni all'esportazioni sulle paste alimentari verso altri paesi e il 1989 ha fatto registrare un andamento estremamente favorevole: oltre 487.385 migliaia di quintali a fronte dei 423.284 migliaia di quintali del 1988.

Alla luce di queste indicazioni e della stabilità mostrata dalla domanda interna, lo sviluppo del settore appare strettamente legato al positivo andamento delle esportazioni.

*Tav. 1 - Composizione percentuale delle importazioni e delle esportazioni italiane di pasta per aree geografiche.*

PAESI	IMPORTAZIONI			ESPORTAZIONI		
	media 1960-69	media 1970-79	media 1980-89	media 1960-69	media 1970-79	media 1980-89
AMERICA	4,6	0	0	3,2	6,7	33,5
AFRICA	3,3	0,9	0	30,1	2,8	0,7
EUR OR	17,9	0	0	1,8	1,7	2,9
EUR OCC	39,6	34,4	83,3	38,6	14,3	1,7
CEE	34,0	58,8	16,5	22,5	66,8	53,9
ASIA	0	6,1	0,3	3,8	8,4	7,4

Fonte: elaborazioni su dati ISTAT

La concentrazione delle esportazioni è abbastanza evidente (Tav. 2), infatti il 66,1% in volume della pasta esportata viene indirizzato ai paesi della CEE. Tra questi, la Germania Federale detiene (nel 1989) la quota maggiore dell'esportazione totale italiana con il 39,2%; seguita a notevole distanza dalla Francia e dal Regno Unito. Tra i paesi extracomunitari l'Angola ha una quota del 10,5% ed è seguita dall'Austria, dalla Svezia e dal Giappone. Negli ultimi anni il mercato extra-comunitario sembra offrire maggiori possibilità di sviluppo rispetto

ai paesi CEE (Graf. 1). L'andamento del 1989 conferma questa impressione. Si è registrato, infatti, rispetto al 1988, per i paesi extracomunitari un incremento del 4,6% in volume, mentre i paesi comunitari hanno avuto una riduzione del 8,3% (Tav. 2).

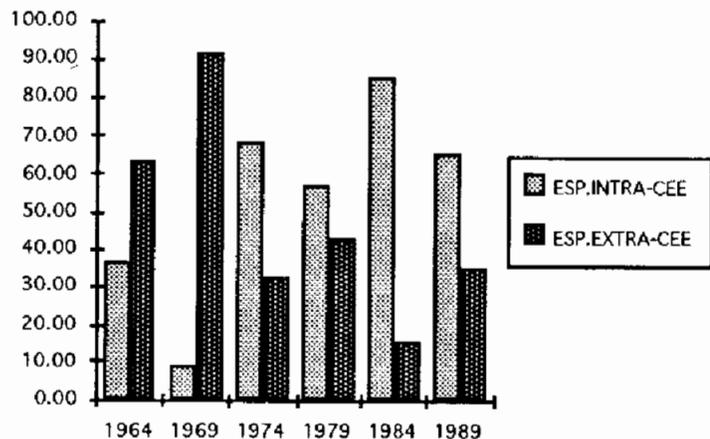
*Tav. 2 - Principali paesi di destinazione delle esportazioni italiane di pasta del 1989 e variazioni percentuali 1988/1989.*

PAESI	quota	Variazione 88-89	PAESI	quota	Variazione 88-89
Germ. Fed.	39,2	-5,3	Angola	10,5	2,9
Francia	13,8	-0,6	Austria	7,6	5,5
Regno Unito	6,6	0,7	Svezia	4,6	0,3
Belgio Luss.	2,7	-0,8	Giappone	3,9	0,1
Olanda	1,2	-2,4	USA	1,9	-0,1
Danimarca	1,1	0,2	Svizzera	1,5	-0,3
Spagna	0,5	-0,1	Canada	0,5	-0,1
Grecia	0,5	0,1	Australia	0,4	-0,1
Irlanda	0,3	0,1	Arabia S.	0,3	0,1
Portogallo	0,1	-0,2	Altri	2,7	-3,7
Totale CEE	66,1	-8,3	Totale extra-CEE	33,9	4,6

Fonte: ISTAT

Per quanto riguarda la semola, osservando l'evoluzione dell'ultimo trentennio si rileva che il tasso di incremento medio annuo della quantità prodotta oscilla tra 1 e 4 %; il valore più alto si registra nella campagna del 1986. Dal lato delle esportazioni, come per la pasta, si osserva una tendenza iniziale a privilegiare i rapporti con i paesi extracomunitari e solo nel 1969 si è raggiunta una posizione di relativo equilibrio con una percentuale del 53,5 % di esportazioni verso la CEE e del 46,5 % verso il Resto del mondo. La situazione dell'ultimo decennio è rovesciata: i paesi di destinazione delle esportazioni italiane di semola sono diventati nella quasi totalità (98,2%) quelli extra-comunitari (Tav. 3).

Graf. 1 - Percentuale delle esportazioni italiane di pasta verso la Comunità e dei paesi extra-comunitari



Tav. 3 - Composizione percentuale delle importazioni e delle esportazioni italiane di semola per aree geografiche

PAESI	IMPORTAZIONI			ESPORTAZIONI		
	media 1960-69	media 1970-79	media 1980-89	media 1960-69	media 1970-79	media 1980-89
AMERICA	0	0,9	0,2	0,4	0	0,06
AFRICA	0	24,9	92,6	25,7	99,6	97,5
EUR OR	0	0,3	0,005	0,9	0	0,01
EUR OCC	0	60,5	0,6	47,1	0	0,5
CEE	0	13,5	6,3	25,1	0,4	1,9
ASIA	0	0	0,4	0,8	0	0,05

Fonte: elaborazioni su dati ISTAT

L'Italia, dal canto suo, nel 1982 ha concorso alle esportazioni della CEE con una quota del 84,3% seguita da lontano dalla Francia (7,4%) e dalla Germania (2,3%). Nel 1986 il primato italiano (87%), nonché la posizione della Francia (5,3%), sono stati mantenuti ma, con l'entrata nel Mercato Comune Europeo, la Spagna ha acquisito la terza

posizione con il 3% davanti a Grecia (2,3%), Belgio e Lussemburgo (0,6%).

Le importazioni italiane di semola, di provenienza quasi esclusivamente extra-comunitaria, si sono nel tempo accresciute fino alla quota odierna di 80.598 migliaia di quintali, che rappresenta il massimo storico. Nel passato, tuttavia, le importazioni in alcuni anni erano risultate nulle (1973, 1974). Il dato rilevante è che i principali paesi importatori di semola, Algeria e Libia, sono anche i principali fornitori di semola dell'Italia. Questa situazione apparentemente contraddittoria è da ascrivere verosimilmente al meccanismo di protezione della politica agraria comunitaria. Infatti per l'Italia può risultare più conveniente importare semola e non già grano duro da impiegare nella produzione di pasta, in quanto così facendo può aggirare il vincolo sul prezzo di entrata delle importazioni di grano duro fissato dalla Comunità per il grano proveniente da paesi extra-comunitari.

## 2 - Modelli delle esportazioni: una sintetica rassegna

I contributi più rilevanti alla modellizzazione delle esportazioni sono riconducibili ad alcuni modelli alternativi basati su differenti assunzioni circa il regime di mercato e le variabili che esprimono l'influenza della domanda mondiale sul commercio interno. Dagli studi di Kravis e Lipsey (1978) emerge una scarsa adattabilità delle ipotesi di fondo della teoria dei mercati perfetti al contesto mondiale. In particolare, l'ipotesi di omogeneità del prodotto non sembra plausibile se si guarda sia alle caratteristiche fisiche specifiche del prodotto che ai *non-price factors* il cui rilievo sulle decisioni di acquisto e sulla competitività è indiscutibile. In questa direzione si muove M.J. Lord, (1989) il quale sottolinea che l'origine, la natura e la qualità dei beni sono aspetti importanti nella formazione della domanda di esportazione di beni primari. Infatti, nel commercio internazionale possono prospettarsi differenziazioni di tipo orizzontale e verticale. Nel primo caso la differenziazione riguarda essenzialmente le condizioni di vendita per esempio: velocità di consegna, offerta di servizi pre e post vendita, modalità di pagamento o i rapporti instauratisi tra i paesi in trattativa. Più elevati rischi di affidabilità dei fornitori, costi di adattamento e perdite di contratti preferenziali, influiscono sulla scelta dell'origine geografica di prodotti qualitativamente omogenei. I paesi importatori possono decidere di rivolgersi a più fornitori o per disporre dei differenti vantaggi offerti da esportatori diversi (Dixit e Stiglitz, 1977) o per evitare i rischi di dipendenza. La differenziazione verticale riguarda variazioni di qualità relative ad uno stesso prodotto proveniente da paesi diversi. Le caratteristiche peculiari del prodotto possono rivelarsi decisive per la scelta di una specifica fonte di approvvigionamento.

Lord individua le relazioni usate per la stima della funzione di domanda di esportazione, con riferimento all'approccio proposto da Lancaster (1980). La specificazione dinamica del modello di Lord si rifà ad un *error correction model* ed indica come fattori che governano la domanda di esportazione di un paese i prezzi relativi, il tasso di crescita della domanda di importazioni nel mercato estero e le importazioni, circoscritte ad uno specifico mercato geografico, espresse in termini di unità di prodotti equivalenti che compensano la deviazione di ogni tipo di merce da quella preferita dal paese importatore. Secondo questo autore nella relazione tra il prezzo e la domanda di esportazione assume rilevanza la quota di mercato del paese, secondo una

proporzione inversa rispetto al valore assoluto dell'elasticità di prezzo della domanda di esportazioni.

L'assunzione di un mercato concorrenziale è alla base anche del modello econometrico del sistema agro-alimentare italiano, MEISA (1988), relativo agli scambi con l'estero. In questo modello il volume di esportazioni di un paese è funzione del commercio mondiale, cioè della domanda del Resto del Mondo o di quella dei paesi maggiormente coinvolti nello scambio e di un prezzo relativo, espresso come rapporto tra il prezzo di esportazione del paese e quello mondiale. Per quanto riguarda la formazione dei prezzi di esportazione relativi al totale degli scambi agro-alimentari, e a particolari categorie di prodotti di un certo rilievo, i prezzi all'esportazione sono considerati endogeni. Per ciò che attiene agli scambi intra-comunitari, particolare rilievo è dato al ruolo svolto dai prezzi obiettivo stabiliti dalla CEE, mentre nel caso di scambi con aree extra-CEE il prezzo all'esportazione dipende dalla differenza tra i prezzi mondiali e quelli obiettivo CEE. In questo modo si cerca di esprimere l'influenza del recente orientamento della PAC verso una politica dei prezzi basata sulla qualità, che prevede un progressivo avvicinamento dei prezzi comunitari ai livelli mondiali. La finalità del modello MEISA è di valutare gli effetti dei diversi strumenti con cui opera la PAC nella formazione dei prezzi all'esportazione dei prodotti italiani, coerentemente con le ipotesi avanzate circa il comportamento degli operatori economici nella specifica struttura di mercato.

Un modello disaggregato è stato presentato da Winters (1981). L'ipotesi principale del modello è che i mercati siano oligopolistici e i prodotti differenziati. Mentre in condizioni di concorrenza perfetta, monopolistica, o anche monopolio, il prezzo e la quantità delle esportazioni vengono determinate simultaneamente, nel modello ricorsivo proposto da Winters il prezzo viene fissato prima e indipendentemente dalla quantità effettiva di esportazioni, che può o essere soddisfatta dalla produzione interna e dalle scorte, oppure essere scoraggiata riducendo la competitività legata a *non-price factors*.

La scelta di mercati oligopolistici ha implicazioni sulle funzioni di domanda e di offerta che non possono così essere stabili e ben definite. Più specificatamente nella determinazione della quantità di esportazioni rientrano fattori di domanda e di offerta che descrivono rispettivamente il comportamento degli esportatori e dei fornitori. Una variazione della domanda può riflettersi o meno sul prezzo in relazione alla causa che l'ha prodotta. Mentre un aumento del reddito mondiale produrrebbe effetti solo sulla domanda lasciando inalterati i prezzi, la variazione dei prezzi dei competitori avrebbe conseguenze sia per la domanda di esportazioni che per i prezzi. Inoltre, in un mercato oligopolista un aumento della pressione della domanda interna può

produrre un cambiamento nella curva di domanda con una riduzione della competitività non di prezzo e mantenere inalterate le condizioni prezzo-quantità della curva di offerta, al contrario nelle condizioni concorrenziali, descritte dai modelli tradizionali, si sortirebbe l'effetto di un cambiamento nella curva di offerta delle esportazioni<sup>4</sup>.

Nel modello proposto da Winters i fattori che determinano il prezzo all'esportazione sono i costi di produzione, i prezzi dei prodotti stranieri concorrenti, la domanda interna e quella mondiale. Più in specifico Winters arriva all'equazione di formazione dei prezzi minimizzando una funzione di perdita quadratica che riproduce la situazione di conflitto che si crea in un mercato oligopolistico, allorché le aziende esportatrici tendano a mantenere i prezzi vicini ai costi e ad adattarsi ai prezzi dei competitori. L'esportatore, infatti si trova nella condizione di dover fronteggiare la concorrenza potenziale, che in presenza di barriere all'entrata piuttosto deboli, può portare a riduzioni della quota di mercato.

Gli effetti di variazione delle politiche fiscali, economie di scala di lungo periodo vengono catturate da una variabile di trend introdotta nella funzione di prezzo. I fattori di domanda e di offerta in precedenza menzionati, che determinano la quantità di esportazione, riguardano gli effetti che la domanda mondiale e i prezzi relativi da un lato, pressione della domanda interna e redditività delle esportazioni dall'altro, hanno sull'andamento delle vendite all'estero. L'ipotesi di base riguardante il comportamento dei fornitori presuppone che, in presenza di un aumento della domanda interna, i produttori reagiscano riducendo le esportazioni. Ciò sarebbe dovuto ad un mercato di esportazione meno redditizio e meno vantaggioso in termini di sicurezza e di profitti rispetto a quello interno.

Goldstein e Khan (1978) propongono una formulazione che si fonda sulla specificazione simultanea di un modello aggregato delle esportazioni nelle due soluzioni di equilibrio e disequilibrio. Rimossa l'ipotesi di una elasticità del prezzo infinita nell'offerta di esportazioni, Goldstein e Khan introducono in modo esplicito la funzione di offerta così da individuare le relazioni tra i prezzi e le quantità esportate. Nel caso di un comportamento competitivo, la domanda di esportazione presa in considerazione nel modello include il prezzo relativo dato dal rapporto tra prezzo di esportazione e prezzo mondiale e la domanda mondiale. Dal lato dell'offerta i fattori rilevanti sono il rapporto tra prezzo di esportazione e prezzo interno e la domanda interna.

Nella specificazione di disequilibrio si fa l'ipotesi di un aggiustamento parziale, si suppone cioè che le quantità di esportazione si

aggiustino alle differenze tra la domanda attesa al tempo corrente e quella realmente esportata nel periodo precedente. I prezzi all'esportazione vengono determinati dal paese esportatore poiché è stabilito che le quantità di esportazione si aggiustino all'eccesso di domanda nel Resto del Mondo.

La specificazione econometrica di Goldstein e Khan consente di stimare simultaneamente le relazioni tra domanda, offerta e prezzo di esportazione.

Vale la pena fare una digressione a questo proposito e menzionare l'analisi di Kohli (1978). L'idea di base prende le mosse dalla constatazione che nel caso di un piccolo paese sia più ragionevole ritenere le condizioni di offerta interna vincolanti rispetto alla disponibilità ad esportare e in grado di determinare di fatto il suo volume di esportazione. Le piccole economie aperte non sono in grado di determinare i prezzi né nel mercato delle importazioni né in quello delle esportazioni, quindi le quantità importate e quelle esportate dipendono rispettivamente dalle condizioni della domanda e della offerta interna. Naturalmente non è escluso nel modello che il reddito del Resto del Mondo risulti un fattore determinante delle esportazioni del paese.

Pertanto se nel mercato internazionale una variazione della produzione estera potrebbe spostare le curve di domanda e di offerta mondiale provocando effetti sul prezzo di uno specifico prodotto, in un mercato ristretto sono da escludersi effetti sulla curva di offerta mondiale; il paese può dunque collocare sul mercato, al prezzo mondiale corrente, qualunque quantità prodotta. Questo tipo di argomentazione implica un modello in cui le funzioni di domanda e di offerta di esportazione, derivate da una rappresentazione della tecnologia che si rifà alla funzione del prodotto nazionale lordo, sono stimate simultaneamente in un sistema che include anche equazioni di offerta di beni di investimento e di consumo e domanda di fattori interni quali manodopera e capitale.

La modellizzazione delle esportazioni di specifici prodotti, come nel nostro caso, non consente una semplice trasposizione dei modelli econometrici fin qui esposti.

Un primo problema è costituito dalla disponibilità dei dati desumibili dalle fonti internazionali, infatti, a causa dell'elevato livello di disaggregazione, non sempre è possibile ottenere una valutazione statistica affidabile delle variabili suggerite dai modelli che abbiamo preso in esame. Questo in particolare è il caso del modello proposto da Lord. Egli individua una variabile che presuppone la disponibilità di dati relativi alle diverse quantità di grano che in Italia non sono affatto disponibili.

<sup>4</sup> Cfr. R. J. Ball, J. R. Easton, M. D. Steur (1966).

Un secondo aspetto che limita l'applicazione dei modelli ricordati è la specifica posizione che l'Italia detiene nella produzione ed esportazione mondiale della semola e della pasta. L'industria italiana è *leader* del settore e inoltre negli scambi internazionali, nel caso particolare della semola, prevale nettamente un rapporto bilaterale tra l'Italia e alcuni paesi extracomunitari. Di qui la necessità di ricorrere ad uno schema concettuale per le esportazioni che contempra una situazione di mercato in cui prevale il ruolo di un paese. In particolare, nel caso delle esportazioni di pasta l'Italia ha di fatto una posizione monopolistica negli scambi internazionali, mentre nel caso della semola la sua posizione di *leader* è meno evidente, anche se è, con la Francia e la Spagna, uno dei principali produttori ed esportatori.

Queste ultime considerazioni ci hanno portato a tralasciare il modello proposto da Winters, il quale assume l'ipotesi di mercati oligopolistici e prodotti differenziati.

Il modello di Goldstein e Khan è risultato quello più adatto, in quanto, oltre a presentare minori problemi di reperibilità dei dati, prevede la formulazione di una funzione di offerta e quindi la possibilità di analizzare e valutare separatamente le singole elasticità di offerta di esportazioni<sup>5</sup>.

In particolare, per i modelli della domanda di esportazioni di pasta e di semola e per quelli dei relativi prezzi all'esportazione si è adottata la specificazione proposta da Filippucci e Cocco (1989). A partire dalla riformulazione del processo di aggiustamento parziale del modello di *disequilibrio* di Goldstein e Khan (1978), secondo il quale la domanda di esportazioni si aggiusta sulla differenza tra la domanda attesa al tempo corrente e l'esportazione effettiva realizzata nel periodo precedente, Filippucci e Cocco arrivano al seguente modello di *error correction* che combina entrambe le soluzioni di equilibrio (di lungo periodo) e di *disequilibrio*:

$$((1-B)x_t = \Theta(1-B)x_t^d + \delta(x_{t-1}^d - x_{t-1}))$$

Tale specificazione, oltre a risultare la più coerente con i casi presi in esame, ha consentito, soprattutto, di verificare la possibilità di estendere questo modello ad altri importanti settori delle esportazioni italiane, oltre quello dell'olio di oliva.

<sup>5</sup> Allo schema concettuale di Goldstein-Khan si rifà lo studio delle esportazioni dei beni derivati dal grano duro di Ardeni-Paris. Tuttavia, i modelli simultanei di domanda e offerta vengono stimati seguendo la procedura tradizionale che non considera la natura integrata delle serie economiche.

Alla formulazione del modello da stimare si perverrà, come si vedrà nel paragrafo 3, mediante la ricerca e la specificazione delle relazioni di cointegrazione tra le principali variabili che potevano venire suggerite dalla specificazione ricordata da Filippucci e Cocco. Va notato che tale formulazione si distingue, tra l'altro, da quella di Goldstein e Khan perché include nell'equazione di domanda il tasso di cambio, che è risultato una variabile importante per migliorare la spiegazione della dinamica delle esportazioni italiane.

Scelto lo schema teorico di riferimento, per evitare i problemi di stima connessi alla natura non stazionaria delle serie economiche coinvolte nel modello<sup>6</sup>, si è proceduto alla specificazione dei nostri modelli ricercando le relazioni di cointegrazione esistenti tra le variabili osservate<sup>7</sup>.

<sup>6</sup> Nell'analisi di regressione le ipotesi assunte circa le proprietà statistiche dei momenti campionari, che consentono l'utilizzo di statistiche standard per l'inferenza, vengono violate se la matrice regressori include variabili non stazionarie. In presenza di processi integrati la matrice dei regressori converge in probabilità (per T che diverge) ad una matrice di variabili casuali e non ad una matrice costante e definita positiva. Per i processi non stazionari è dunque necessaria una diversa teoria distributiva. In caso contrario i risultati delle stime non sono affidabili e possono compromettere eventuali interpretazioni circa le relazioni funzionali tra i fenomeni indagati.

<sup>7</sup> Granger ricava i concetti di cointegrazione e di errore di equilibrio osservando il comportamento di alcune coppie di variabili economiche la cui tendenza ad allontanarsi nel breve termine, indotta da fattori stagionali, viene corretta da forze economiche, quali un meccanismo di mercato o un intervento del governo che riportano il sistema in equilibrio. Quindi per una coppia di serie integrate di ordine uno la cointegrazione rappresenta la condizione necessaria perché il concetto di equilibrio, implicito in larga parte della teoria economica insita nei modelli econometrici, sia adeguatamente tenuto in considerazione. Inoltre definita la

### 3 - Un modello delle esportazioni dei prodotti della pastificazione

#### 3.1 - L'analisi dell'ordine di integrazione delle variabili dei modelli delle esportazioni di semola e pasta

La procedura adottata per verificare l'ordine di integrazione delle serie utilizzate nel modello delle esportazioni di semola e di pasta è quella proposta da Perron (1988).

In corrispondenza delle due equazioni di regressione stimate con i minimi quadrati:

$$\gamma_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha}\gamma_{t-1} + \hat{\mu}_t \quad (1)$$

$$\gamma_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta}(T - T/2) + \tilde{\alpha}\gamma_{t-1} + \tilde{\mu}_t \quad (2)$$

dove  $(\hat{\mu}, \hat{\alpha})$  e  $(\tilde{\mu}, \tilde{\beta}, \tilde{\alpha})$  sono i vettori dei coefficienti stimati con la tecnica dei minimi quadrati, Phillips e Perron (1988) propongono i test  $\Phi 1, \Phi 2, \Phi 3$  di Dickey e Fuller (1981) in una forma parzialmente modificata<sup>8</sup>. In particolare le statistiche  $Z(\alpha), Z(t\alpha), Z(\Phi 3)$  vengono utilizzate per verificare l'ipotesi nulla di non stazionarietà della serie<sup>9</sup>.

<sup>8</sup> La statistica  $\Phi 1$  è utilizzata per verificare l'ipotesi  $\alpha = 1, \mu = 0$  nell'equazione (1),  $\Phi 2$  per verificare l'ipotesi  $\alpha = 1, \mu = 0, \beta = 0$  nella (2) e  $\Phi 3$  per verificare l'ipotesi  $\alpha = 1, \beta = 0$  nella (2).

<sup>9</sup> Accertata la presenza di una radice unitaria, mediante la statistica  $Z(\Phi 2)$ , risulta possibile verificare l'ipotesi nulla  $(\mu, \beta, \alpha) = (0, 0, 1)$ . Nel caso in cui il test  $Z(\Phi 2)$  non porti a rifiutare tale ipotesi, allora si ricorre alle statistiche  $Z(\alpha), Z(t\alpha)$  e  $Z(\Phi 1)$  per verificare la presenza di una radice unitaria nella serie.

Le tavole 4 e 5<sup>10</sup> riportano le statistiche relative alle serie espresse in livelli e alle differenze prime rispettivamente per le variabili del modello delle esportazioni di semola e di pasta.

I risultati (Tav. 4) non portano a rifiutare l'ipotesi di non stazionarietà per la quantità esportata di semola  $QXS$ , la domanda mondiale  $YWS$ , l'offerta interna  $QSS$  e per la serie dei prezzi espressi in livello. Al contrario, le statistiche risultano significative per le serie espresse alle differenze prime.

Poiché differenziando una volta si produce la stazionarietà, si può concludere che tutte le serie risultano integrate di ordine uno,  $I(1)$ .

In modo analogo, dai risultati delle statistiche  $Z(\cdot)$  di Perron, relativi alle serie e alle loro differenze prime, è possibile trarre le stesse conclusioni (Tav. 5). L'ipotesi nulla di una radice unitaria non può essere rifiutata per serie espresse in livelli. Risultano altresì stazionarie le differenze prime di tutte le serie analizzate.

<sup>10</sup> Per l'analisi di integrazione è stata utilizzata la procedura RATS INTPHILL di R. Mosconi. Tale procedura calcola i test di integrazione  $Z(\cdot)$  proposti da Phillips e Perron e il test "Augmented Dickey-Fuller" (ADF) riportando i valori tabulati dei tests per diversi livelli di significatività. Le fonti statistiche sono illustrate in appendice.

Tav. 4 - Analisi di stazionarietà delle serie del modello della semola

VARIABILI	TEST										
	ADF	z	z	zt	zt	zt	z	z	zt	zt	z
QXS	-0,82	8,71	7,76	4,00	-2,73	-4,17	-22,08	3,30	1,82	-0,74	-0,98
QSS	-0,76	2,93	2,32	3,20	2,39	-2,38	-9,17	0,73	0,69	-0,68	-1,33
RWS	-2,65	5,14	3,43	0,72	3,18	-3,20	-15,37	5,03	3,15	-3,17	-14,98
YWS	-2,98	4,21	2,81	-0,61	2,87	-2,90	-14,47	3,97	2,78	-2,82	-13,41
PXS	-1,34	2,05	1,55	1,74	2,04	-1,98	-9,34	1,03	1,33	-1,21	-2,50
PS	-0,37	1,94	5,66	2,09	2,07	-1,89	-5,12	5,77	0,62	0,03	0,02
PCS	-0,56	1,36	2,66	1,57	1,75	-1,64	-5,93	2,94	1,00	-0,64	-0,69
PWS	-1,45	1,61	1,24	0,80	1,67	-1,59	-6,49	1,52	1,69	-1,57	-3,48
DQXS	-4,71	31,95	21,31	-0,28	2,89	-7,99	-35,65	33,33	2,95	-8,16	-35,60
DQSS	-3,59	13,30	8,88	0,41	1,01	-5,11	-26,43	13,71	1,03	-5,23	-26,60
DRWS	-6,43	20,37	13,58	-0,27	0,15	-6,38	-30,29	21,26	0,16	-6,52	-30,38
DYWS	-5,90	11,73	7,82	-0,01	-0,04	-4,84	-25,58	12,27	-0,04	-4,95	-25,59
DPXC	-4,11	9,11	6,08	-0,40	0,71	-4,26	-22,33	9,39	0,72	-4,33	-22,37
DPS	-2,10	4,81	3,23	0,28	1,89	-3,09	-15,69	4,99	1,90	-3,15	-15,33
DPCS	-3,21	11,15	7,43	-0,18	2,06	-4,72	-25,19	11,62	2,10	-4,82	-25,10
DPWS	-3,76	17,21	11,48	-0,93	0,80	-5,87	-29,94	16,86	0,78	-5,81	-29,48
VALORI CRITICI PER 25 OSSERVAZIONI											
0,90	-2,63	5,61	4,67	2,39	2,77	-3,24	-15,60	4,12	2,20	-2,63	-10,20
0,95	-3,00	6,73	5,68	2,85	3,20	-3,60	-17,90	5,18	2,61	-3,00	-12,50
0,99	-3,75	10,61	8,21	3,74	4,05	-4,38	-22,50	7,88	3,41	-3,75	-17,20

Tav. 5 - Analisi di stazionarietà delle serie del modello dalla pasta

VARIABILI	TEST										
	ADF	z	z	zt	zt	zt	z	z	zt	zt	z
QXP	-1,19	3,79	2,72	2,52	-2,04	-2,73	-11,79	0,69	-10,10	-0,92	-2,11
QSP	0,25	2,29	2,28	2,17	1,65	-1,58	-6,58	1,11	-0,19	0,32	0,82
YWP	-1,43	7,02	4,85	2,74	3,76	-3,74	-19,36	2,06	1,93	-1,89	-5,70
CMT	0,31	2,76	9,16	2,26	2,19	-1,92	-4,60	9,37	0,25	0,72	0,50
PXP	0,50	5,41	8,15	3,23	3,04	-2,87	-10,68	5,19	-0,11	0,76	0,76
PP	-0,68	1,68	2,32	1,76	1,93	-1,83	-7,06	2,11	1,04	-0,73	-0,95
PCP	-0,77	1,46	2,08	1,55	1,80	-1,70	-6,39	2,00	1,01	-0,71	-0,87
DQXP	-4,33	9,12	6,10	0,23	0,66	-4,23	-21,49	9,52	0,67	-4,36	-21,19
DQSP	-3,96	11,94	8,01	1,44	1,50	-4,86	-26,59	10,51	1,41	-4,57	-25,30
DYWP	-4,27	34,07	22,71	-0,26	0,97	-8,25	-37,20	35,46	0,99	-8,42	-37,22
DCMT	-3,00	6,97	4,68	1,05	2,55	-3,73	-20,35	6,48	2,37	-3,59	-18,63
DPXP	-2,95	6,74	4,74	1,24	2,57	-3,66	-20,77	6,10	2,40	-3,38	-18,46
DPP	-3,18	7,81	5,21	0,86	2,59	-3,95	-20,82	7,53	2,52	-3,88	-19,98
DPCP	-3,09	13,46	8,98	-0,21	1,80	-5,19	-27,71	14,02	1,83	-5,29	-27,68
VALORI CRITICI PER 25 OSSERVAZIONI											
0,90	-2,63	5,61	4,67	2,39	2,77	-3,24	-15,60	4,12	2,20	-2,63	-10,20
0,95	-3,00	6,73	5,68	2,85	3,20	-3,60	-17,90	5,18	2,61	-3,00	-12,50
0,99	-3,75	10,61	8,21	3,74	4,05	-4,38	-22,50	7,88	3,41	-3,75	-17,20

## 3.2 — L'analisi delle relazioni di cointegrazione

Diverse sono le procedure di stima dei vettori di cointegrazione e quindi delle relazioni di equilibrio di lungo periodo<sup>11</sup>. Le recenti ricerche svolte sia da Phillips (1988) che da Gonzalo (1989), volte a confrontare i diversi metodi di stima e ad individuare il modo migliore di procedere nella stima di sistemi cointegrati, hanno portato a risultati analoghi. La procedura di massima verosimiglianza di Johansen (1990) sembra tuttavia da preferirsi alle altre poiché la distribuzione asintotica dello stimatore, in quanto mistura di distribuzioni normali, consente di utilizzare il test standard  $\chi^2$  per la verifica dell'ipotesi nulla. Inoltre, i buoni risultati riscontrati anche nel caso di errori distribuiti non normalmente hanno confermato questa opinione. Tuttavia, nei modelli che trattiamo si è seguita la procedura *a due stadi* di Engle e Granger a causa della esigua numerosità delle osservazioni campionarie e del numero di variabili coinvolte nelle regressioni di cointegrazione che è superiore a quello in base al quale sono stati tabulati i valori critici dei test.

Nella tecnica di Engle e Granger (1987), dopo aver stimato le relazioni di equilibrio con i minimi quadrati, per l'analisi dell'ordine di integrazione dei residui della regressione statica si utilizzano test del tipo  $Z(\cdot)$  proposti da Phillips e Ouliaris (1986), che sembrano avere proprietà statistiche per piccoli campioni superiori ai test di Engle e Granger<sup>12</sup>. I valori tabulati di suddetti test sono presenti in Phillips e Ouliaris (1987) per un numero di variabili che varia da uno a cinque<sup>13</sup>.

I risultati relativi alla stima con il metodo dei minimi quadrati delle relazioni di cointegrazione tra le variabili del modello delle esportazioni di semola sono riportati nella tavola 6. I valori delle statistiche utilizzate per la verifica della stazionarietà dei residui delle regressioni sono invece nella tavola 7.

<sup>11</sup> Ricordiamo lo stimatore dei minimi quadrati ordinari (OLS) di Engle e Granger, dei minimi quadrati "non lineari" (NLS) di Stock (1987), delle componenti principali (PC) di Stock e Watson (1988), delle correlazioni canoniche (CC) di Bossaerts (1988), di massima verosimiglianza in un modello di *error correction* (FIML) di Johansen (1988), delle variabili strumentali (IV) di Hansen e Phillips (1988), e della regressione spettrale (SR) di Phillips (1988).

<sup>12</sup> C. Giannini, R. Mosconi (1989).

<sup>13</sup> La procedura RATS COINPHIL di R. Mosconi utilizzata per la verifica della stazionarietà dei residui della regressione statica riporta il test ADF e i test  $Z(\cdot)$  proposti da Phillips e Ouliaris (1987) con i rispettivi valori critici per N da 1 a 5 e T=100.

Per le quantità esportate di semola sono stati individuati più vettori cointegranti che producono stime differenti dei parametri di equilibrio. La scelta è possibile in quanto Stock (1984) ha mostrato che le stime della regressione di cointegrazione sono consistenti, ma soggette ad una distorsione la cui dimensione risulta inversamente proporzionale al  $R^2$ , pertanto è scelto il vettore di cointegrazione che presentava il  $R^2$  più alto. In base a questi criteri, per la quantità esportata di semola, la scelta cade sulla relazione:

$$QXS = - 35.398 - 0.295 PXS + 1.869 PWS + 4.131 TC$$

nella quale la quantità esportata è in relazione al prezzo all'esportazioni, al prezzo mondiale e al tasso di cambio. La relazione che coinvolge, oltre queste variabili, anche la domanda mondiale risulta anch'essa una relazione di equilibrio ma presenta un  $R^2$  inferiore ( $R^2 = 0,736$ ).

Per il prezzo all'esportazione è stato selezionato un solo vettore di cointegrazione:

$$PXS = 19.444 - 2.122 QSS + 0.846 PS + 0.563 PWS,$$

che esprime la relazione tra prezzo all'esportazione, quantità offerta, prezzo interno e prezzo mondiale. Questa relazione coinvolge, ad eccezione della quantità offerta, le stesse variabili del vettore cointegrante selezionato nel modello delle esportazioni proposto da Filippucci e Cocco (1989). Dunque, il prezzo all'esportazione della semola di grano duro, oltre ad essere condizionato dal livello del prezzo interno e del prezzo mondiale dei competitori, risulta molto sensibile alle variazioni dell'offerta interna.

Nelle tavole 8 e 9 sono riportati rispettivamente i risultati dell'analisi delle relazioni di cointegrazione ottenuti escludendo il tasso di cambio.

In questo caso per le esportazioni di semola il vettore selezionato:

$$QXS = - 26.952 - 0.113 PXS + 2.473 PWS$$

include le stesse variabili della prima relazione. Per il prezzo all'esportazione la scelta ricade sulla medesima relazione di equilibrio del primo modello benché le stime dei coefficienti risultino mediamente più basse.

Il vettore di cointegrazione risulta infatti:

$$PXS = 12.448 - 1.683 QSS + 0.487 PS + 0.595 PWS.$$

Tav. 6 - Stima dei coefficienti delle regressioni di cointegrazione per la semola

	C	QXS	PXS	QSS	RWS	PS	PCS	PWS	TC	R <sup>2</sup>	D.W.
QXS	0,956				-0,457					0,035	0,219
QXS	-13,927		1,990					1,103		0,726	0,955
QXS	-11,090		2,865		-0,354					0,730	1,014
QXS	-46,855				0,314				6,256	0,737	1,039
QXS	-35,398		-0,295					1,869	4,131	0,834	1,705
QXS	-21,163					1,874		0,865	1,243	0,857	1,520
QXS	-31,916		1,494		0,025				3,479	0,788	1,062
QXS	-16,150				0,013	2,915			0,303	0,843	1,258
QXS	-31,648				-0,138			1,796	3,586	0,836	1,658
QXS	-13,544				-0,169	2,349		0,895		0,857	1,517
QXS	-31,916		1,494		0,025				3,479	0,788	1,062
QXS	-32,759		-0,253		-0,131			1,964	3,808	0,736	1,625
QXS	-18,850				-0,127	1,861		0,992	0,900	0,864	1,632
QXS	-32,759		-0,253		-0,131			1,964	3,808	0,836	1,725

segue tav. 6

Tav. 6- (segue)

	C	QXS	PXS	QSS	RWS	PS	PCS	PWS	TC	R <sup>2</sup>	D.W.
PXS	0,637							0,977		0,798	0,935
PXS	0,440					0,876				0,823	0,720
PXS	-0,385						1,073			0,801	0,829
PXS	-0,255						0,594	0,532		0,878	1,097
PXS	-13,518	0,149		1,818						0,729	0,706
PXS	10,210			-10,75		1,067				0,828	0,768
PXS	0,672	0,015				0,827				0,824	0,715
PXS	0,382	0,043					0,908			0,805	0,806
PXS	-2,573			0,245			1,020			0,801	0,814
PXS	14,090	0,043		-1,432		0,997				0,831	0,790
PXS	2,169	0,049		-0,190			0,930			0,805	0,818
PXS	19,440			-2,122		0,846		0,563		0,910	1,578
PXS	7,130			-0,827			0,741	0,567		0,882	1,243
PXS	-9,530			1,141	-0,502			0,786		0,831	0,955
PXS	6,365			-0,737	0,092	1,033				0,845	1,028
PXS	-6,131			0,547	0,099		0,989			0,820	1,029
PXS	-9,530			1,141	0,052			0,786		0,831	0,955
PXS	0,126				0,009	0,526		0,487		0,892	1,082
PXS	-0,227				-0,003		0,590	0,536		0,878	1,095
PXS	8,696			-0,976	-0,025		0,730	0,606		0,883	1,252
PXS	21,692			-2,341	-0,034	0,838		0,614		0,912	1,605

Tav. 7 - Verifica della stazionarietà dei residui delle regressioni di cointegrazione del I modello della semola

	ADF	zt	z
QXS=f(C,RWT)	-1,35	-1,05	-2,45
QXS=f(C,PXT,PWS)	-2,40	-2,77	-12,61
QXS=f(C,PXT,RWT)	-3,18	-2,89	-13,90
QXS=f(C,RWT,TC)	-3,09	-3,00	-13,97
QXS=f(C,PXT,PWS,TC)	-3,46	-4,48	-22,20
QXS=f(C,PS,PWS,TC)	-3,54	-4,15	-20,26
QXS=(C,PXT,RWT,TC)	-3,19	-3,06	-14,50
QXS=(C,RWT,PS,TC)	-3,48	-3,54	-17,28
QXS=(C,RWT,PWS,TC)	-3,43	-4,33	-21,65
QXS=(C,RWT,PS,PWS)	-3,62	-4,12	-20,25
QXS=(C,PXT,RWT,TC)	-3,19	-3,06	-14,50
QXS=(C,PXT,RWT,PWS,TC)	-3,48	-4,50	-22,46
QXS=(C,RWT,PS,PWS,TC)	-3,60	-4,21	-20,69
QXS=(C,PXT,RWT,PWS,TC)	-3,48	-4,50	-22,46
PXT=f(C,PWS)	-2,17	-2,67	-11,36
PXT=f(C,PS)	-2,64	-2,21	-9,93
PXT=f(C,PCS)	-2,67	-2,50	-11,22
PXT=f(C,PCS,PWS)	-2,99	-3,13	-14,55
PXT=f(C,QXS,QSS)	-2,85	-2,48	-10,55
PXT=f(C,QSS,PS)	-2,41	-2,25	-10,11
PXT=f(C,QXS,PS)	-2,63	-2,21	-9,87
PXT=f(C,QXS,PCS)	-2,64	-2,45	-10,88
PXT=f(C,QSS,PCS)	-2,71	-2,48	-11,12
PXT=(C,QXS,QSS,PS)	-2,37	-2,29	-10,26
PXT=f(C,QXS,QSS,PCS)	-2,61	-2,46	-10,95
PXT=f(C,QSS,PS,PWS)	-3,22	-4,16	-20,32
PXT=f(C,QSS,PCS,PWS)	-2,98	-3,46	-16,16

Tav. 8 - Stima dei coefficienti delle regressioni di cointegrazione per la semola

	C	PXS	QSS	RWS	PS	PCS	PWS	R2	DW
QXS	-40,95			2,47				0,51	0,87
QXS	-26,95	-0,11					2,47	0,8	1,58
QXS	-20,23	2,22		0,57				0,64	0,89
QXS	-18,91			-0,15	1,78		1,16	0,87	1,59
PXP	-3,46						0,73	0,88	1,24
PXP	-3,24					0,10	0,66	0,88	1,68
PXP	12,44		-1,68		0,48		0,59	0,91	1,47
PXP	2,10		-0,61			0,20	0,69	0,89	1,29
PXP	-1,34		-0,27	0,0009			0,75	0,9	1,32
PXP	9,58		-1,02	0,001	1,04			0,88	0,77
PXP	-4,52		0,38	0,001		0,91		0,8	0,83
PXP	-1,34		-0,27	0,001			0,75	0,88	1,32
PXP	-2,24			-0,003	0,24		0,57	0,89	1,09
PXP	-3,24			0,005		0,10	0,66	0,88	1,19
PXP	3,06		-0,68	-0,003		0,24	0,69	0,89	1,27
PXP	18,02		-2,14	-0,13	0,63		0,64	0,91	1,46

Tav. 9 - Verifica della stazionarietà dei residui delle regressioni di cointegrazione del II modello della semola

	ADF	zt	z
QXS=f(C,RWT)	-2,44	-2,67	-11,44
QXS=f(C,PXT,PWT)	-2,92	-4,22	-20,88
QXS=f(C,PXT,RWT)	-2,38	-3,04	-15,61
QXS=f(C,RWT,PS,PWS)	-3,05	-4,45	-25,02
PXT=f(C,PWS)	-2,68	-3,32	-15,42
PXT=f(C,PCS,PWS)	-2,71	-3,24	-14,96
PXT=f(C,QSS,PS,PWS)	-1,79	-3,85	-18,46
PXT=f(C,QSS,PCS,PWS)	-2,72	-3,46	-16,14
PXT=f(C,QSS,RWT,PWS)	-2,7	-3,5	-16,39
PXT=f(C,QSS,RWT,PS)	-2,4	-2,26	-10,13
PXT=f(C,QSS,RWT,PCS)	-2,7	-2,51	-11,36
PXT=f(C,QSS,RWT,PWS)	-2,7	-3,5	-16,39

Per la pasta, le relazioni più significative dal lato economico emerse dall'analisi di cointegrazione sono risultate (Tav. 10 e 11):

$$QXP = - 3.097 + 0.576 PXP + 0.316 YWP + 0.326 TC,$$

$$PXP = -13.878 + 1.609 QSP + 0.597 CMT.$$

La prima ed unica relazione di equilibrio emersa dall'analisi di cointegrazione coinvolge le stesse variabili (quantità esportata, prezzo delle esportazioni, domanda mondiale e tasso di cambio) presenti nell'equazione di domanda di esportazione del modello simultaneo di Ardeni e Paris (1984).

La relazione di prezzo, la sola relazione che presenti residui stazionari, collega il prezzo all'esportazione con l'offerta e la domanda interna.

Alla luce dei risultati emersi dall'analisi di cointegrazione non trova conferma il ruolo assunto dalla domanda di esportazioni per la determinazione del prezzo delle esportazioni.

Se si trascura la variabile monetaria, per entrambe le relazioni di quantità e di prezzo all'esportazione risulta selezionato un unico vettore di cointegrazione (Cfr. tav. 12 e 13), rispettivamente:

$$QXP = - 3.094 + 0.578 PXP + 0.320 YWP,$$

$$PXP = - 13.878 + 1.609 QSP + 0.597 CMT.$$

Analogamente a quanto emerso per la semola, le variabili coinvolte nelle relazioni di equilibrio, escludendo il tasso di cambio, coincidono con quelle della prima analisi di cointegrazione sebbene le stime dei coefficienti di regressione, pur mantenendo i segni, presentino valori leggermente più bassi.

Tav. 10 - Stima dei coefficienti delle regressioni di cointegrazione per la pasta

	C	QXP	PXP	QSP	YWP	PP	PCP	TC	CMT	R2	DW.
QXP	-10,553				1,16					0,646	1,494
QXP	-6,279		0,655		0,374					0,892	1,799
QXP	-13,771				0,627			1,17		0,841	1,677
QXP	-3,097		0,576		0,316			0,326		0,934	1,686
QXP	-7,153				0,462	0,803		-0,07		0,88	1,857
PXP	-0,501				0,13				0,819	0,952	0,79
PXP	-2,131				0,2	1,1				0,93	0,886
PXP	-0,807					1,21				0,922	0,699
PXP	-0,992						1,254			0,917	0,785
PXP	0,397							0,882		0,942	0,777
PXP	-13,878			1,609					0,597	0,963	0,843
PXP	-32,948	0,192		3,861						0,908	0,81
PXP	-19,546			2,167		0,697				0,952	0,734
PXP	-20,215			2,234			0,702			0,947	0,779

segue tav. 10

Tav. 10 - (Segue)

	C	QXP	PXP	QSP	YWP	PP	PCP	TC	CMT	R2	DW.
PXP	0,754	0,353				0,849				0,939	0,905
PXP	0,716	0,372					0,859			0,936	1,008
PXP	-19,764	-0,01		2,189		0,698				0,952	0,731
PXP	-18,74	0,04		2,084			0,696			0,947	0,801
PXP	-19,762	-0,19		2,197				0,64	0,964	0,883	
PXP	-22,913			2,654	-0,13	0,652				0,953	0,808
PXP	-23,273			2,671	-0,11		0,655			0,948	0,852
PXP	-21,648	-0,17		2,481	-0,08			0,614	0,965	0,94	
PXP	-18,146	-0,17		1,99		0,245		0,493	0,967	0,798	
PXP	-12,751			1,448		0,261		0,445	0,965	0,792	
PXP	-0,073					0,419		0,589	0,949	0,709	
PXP	-0,501				0,13			0,819	0,952	0,709	
PXP	-0,842			0,119	0,356			0,579	0,957	0,742	
PXP	0,496	0,139				0,351		0,526	0,957	0,703	

Tav. 11 - Verifica della stazionarietà dei residui delle regressioni di cointegrazione del I modello della pasta

	ADF	z <sub>t</sub>	z
QXP=f(C,YWT)	-1,82	-3,77	-17,65
QXP=f(C,PXP,YWT)	-3,1	-4,79	-21,92
QXP=f(C,YWT,TC)	-3,06	-4,48	-20,92
QXT=f(C,PXP,YWT,TC)	-3,7	-5,25	-21,31
QXP=f(C,YWT,PP,TC)	-2,66	-4,68	-23,15
PXP=f(C,PP)	-1,58	-1,67	-7,91
PXP=f(C,PC)	-1,19	-1,51	-7,47
PXP=f(C,CMT)	-2,25	-2,11	-9,7
PXP=f(C,QXP,QSP)	-1,96	-2,63	-10,39
PXP=f(C,QSP,PP)	-2,29	-2,2	-9,48
PXP=f(C,QSP,PC)	-1,97	-2,15	-9,31
PXP=f(C,QXP,PP)	-2,13	-2,41	-11,76
PXP=f(C,QXP,PC)	-1,95	-2,41	-12,25
PXP=f(C,QSP,CMT)	-3,01	-2,45	-12,02
PXP=f(C,QXP,QSP,PP)	-2,28	-2,53	-11,15
PXP=f(C,QXP,QSP,PC)	-2,08	-2,52	-11,28
PXP=f(C,QXP,QSP,CMT)	-2,29	-2,26	-9,51
PXP=f(C,QSP,YWT,PP)	-2,48	-2,52	-11,63
PXP=f(C,QSP,YWT,PC)	-2,19	-2,39	-11,09
PXP=f(C,QXP,QSP,YWT,CMT)	-2,56	-2,31	-10,05
PXP=f(C,QSP,PP,CMT)	-1,91	-1,79	-7,42
PXP=f(C,PP,CMT)	-1,84	-1,8	-1,84
PXP=f(C,QXP,QSP,PP,CMT)	-2,02	-2,08	-8,56
PXP=f(C,QXP,PP,CMT)	-2,07	-2,11	-9,1
PXP=f(C,PP,CMT)	-2,25	-2,27	-10,07
PXP=f(C,YWT,PP,CMT)	-2,26	-2,17	-9,8
PXP=f(C,YWT,CMT)	-2,53	-2,25	-9,62
PXP=f(C,YWT,PP)	-1,87	-2,13	-11,02

Tav. 12 - Stima dei coefficienti delle regressioni di cointegrazione per la pasta

	C	PXP	QSP	YWP	PP	PCP	CMT	R2	DW
QXP	-9,09							0,84	1,73
QXP	-3,09	0,57		0,32				0,93	1,69
PXP	-22,44		2,70	-0,15	0,73			0,95	0,83
PXP	-0,56			0,08			0,81	0,95	0,63
PXP	-2,58			0,15	1,04			0,92	0,77
PXP	-0,84			0,04	0,35		0,59	0,95	0,63

Tav. 13 - Verifica della stazionarietà dei residui delle regressioni di cointegrazione del II modello della pasta

	ADF	z	z
QXP=f(C,YWT)	-2,51	-4,68	-22,09
QXP=f(C,PXP,YWT)	-3,70	-5,25	-21,35
PXP=f(C,YWT,CMT)	-2,42	-2,09	-8,61
PXP=f(C,YWT,PP)	-1,83	-1,89	-9,45
PXP=f(C,YWT,PP,CMT)	-2,10	-1,94	-8,25
PXP=f(C,QSP,YWT,PP)	-2,25	-1,96	-11,65

## 3.3 - I modelli error correction delle esportazioni di semola e di pasta

La scelta del modello di cui si è detto nel paragrafo 2 e la successiva analisi e specificazione delle relazioni di cointegrazione ha portato a stimare il seguente modello di domanda di esportazioni di semola:

$$x_t^d = a_0 + a_1 \log PX_t + a_2 \log PXW_t + a_3 TC + a_4 YW$$

L'unico vettore di cointegrazione contenente la variabile QX selezionato nella preliminare analisi di cointegrazione è dato da:

$$QXS = -35.398 - 0.295 PXS + 1.869 PWS + 4.131 TC.$$

La specificazione adottata per il modello di *error correction* del prezzo delle esportazioni fa anch'essa riferimento al modello di Filippucci e Cocco, inoltre è quella che considera, tra i due vettori cointegranti selezionati contenenti la variabile di prezzo all'esportazione quello che presenta il valore di  $R^2 = 0,91$  più alto<sup>14</sup>. Tale relazione è data da:

$$PXS = -19.444 - 2.122 QSS + 0.846 PS + 0.563 PWS.$$

Pertanto il modello completo (Tav. 14) riferito al periodo 1963 - 1988 risulta:

$$DQXS = a_1 DYWS + a_2 DPXS + a_3 DPWS + a_4 TC + a_5 ZX(1)$$

$$DPXS = b_1 DQSS + b_2 DPS + b_3 DPWS + b_4 ZP(1)$$

$$ZX = QXS(T) + 35.398 + 0.295 PXS(T) - 1.869 PWS(T) - 4.131 TC(T)$$

$$ZP = PXS(T) - 19.444 + 2.122 QSS(T) - 0.846 PS(T) - 0.563 PWS(T)$$

I risultati delle stime del modello simultaneo sono presentati nella Tav. 14. I segni dei coefficienti corrispondono a quelli attesi, le statistiche generali delle regressioni sono significative e sostanzialmente viene confermato il modello proposto da Filippucci e Cocco, inoltre emergono le stesse relazioni tra le variabili della funzione di domanda di esportazioni formulata da Ardeni-Paris (1984). In particolare anche

<sup>14</sup> J. H. Stock (1984).

in questa specificazione le elasticità che risultano più rilevanti sono quelle al tasso di cambio e al prezzo all'esportazione. Al contrario una certa divergenza di risultati è stata riscontrata per la funzione del prezzo di esportazione a causa del maggiore peso assunto dalle condizioni interne di offerta e dalla presenza del prezzo interno nell'equazione.

Dai risultati delle nostre stime esce confermato il ruolo del prezzo all'esportazione e del prezzo mondiale nella determinazione della domanda di esportazione di semola, ma soprattutto spicca l'elasticità al tasso di cambio. Le elasticità dei prezzi non sono molto alte e presentano valori diversi. A questo proposito si può ancora osservare che le significative differenze dei valori delle elasticità ai prezzi rendono plausibile l'ipotesi che gli operatori agiscano in presenza di illusione monetaria.

Tav. 14 - I modello Error Correction delle esportazioni di semola

$$DQXS = a_1 * DYWS + a_2 * DPXS + a_3 * DTC + a_4 * DPWS + a_5 * ZX(1)$$

$$DPXS = b_1 * DQSS + b_2 * DPS + b_3 * DPWS + b_4 * ZP(1)$$

$$ZX = QXS(T) + 30.398 + 0.295 * PXS(T) - 1.869 * PWS(T) - 4.131 * TC(T)$$

$$ZP = PXS(T) - 19.444 + 2.122 * QSS(T) - 0.846 * PS(T) - 0.563 * PWS(T)$$

Coefficienti	Stime	S.E.	T
a <sub>1</sub>	0.109	0.143	2.360
a <sub>2</sub>	- 0.754	0.228	- 3.036
a <sub>3</sub>	2.040	0.320	3.881
a <sub>4</sub>	0.514	0.286	4.080
a <sub>5</sub>	- 0.795	0.184	- 4.303

$$DW = 1.920 \quad SEE = 0.193$$

Coefficienti	Stime	S. E.	T
b <sub>1</sub>	-0.548	0.132	-1.749
b <sub>2</sub>	1.066	0.361	2.950
b <sub>3</sub>	0.410	0.121	3.362
b <sub>4</sub>	- 0.785	0.180	-4.357

$$DW = 1.722 \quad SEE = 0.113$$

La bassa elasticità alla domanda potrebbe essere imputabile al fatto che il mercato potenziale di questo prodotto è relativamente concentrato geograficamente e stabile nel tempo. Va osservato, infatti, che nel periodo preso in esame mediamente il 97% delle esportazioni di semola viene destinato ai paesi extracomunitari e, in media, il 90% delle esportazioni italiane di semola viene destinato all'Algeria e alla Libia. Inoltre, è importante precisare che l'evoluzione della domanda mondiale è stata colta utilizzando il PIL dei due paesi importatori. Ma se si considera il basso livello del reddito di questi paesi ci si rende conto che forse sarebbe stato preferibile prendere in considerazione una variabile relativa ai consumi piuttosto del PIL. Tale soluzione è risultata impraticabile poichè i dati relativi al consumo di semola in tali aree non sono disponibili.

Per controllare l'efficacia previsiva delle equazioni di domanda e di prezzo all'esportazione di semola sono stati calcolati alcuni indici della capacità previsiva, quali l'errore medio, l'errore medio assoluto e l'indice di disuguaglianza di Theil (Tav.15). Il segno prevalentemente negativo dell'errore medio, rilevato nella funzione del prezzo evidenzia che il modello tende a sottostimare i dati effettivi. Tuttavia, i valori della U di Theil mostrano la buona capacità del modello di prevedere i possibili punti di svolta, mentre i valori non elevati dell'errore medio evidenziano il buon accostamento tra i valori osservati e i valori previsti.

Tav. 15 - Indici di capacità previsiva (Esportazioni di semola)

	Errore medio	E.M.A.	U di Theil
QXS	0.163	0.623	0.548
PXS	- 0,045	0.159	0.486

I risultati delle stime del secondo modello relativo alla semola sono presentati nella tavola 16. Il quadro della situazione resta immutato rispetto al modello precedente anche se va osservato che l'esclusione del tasso di cambio dall'equazione di domanda porta ad identificare più elevate elasticità alla domanda mondiale e in particolare al prezzo interno.

In modo analogo si è proceduto alla specificazione del modello di *error correction* delle esportazioni italiane di pasta per il periodo 1963 - 1988. Per entrambe le variabili, quantità esportate e prezzo delle esportazioni è stato selezionato un unico vettore, così che il modello prescelto risulta:

$$ZP = PXP(T) + 13.878 - 1.609QSP(T) - 0.597(T)CMT(T)$$

$$DQXP = a_1DYWT + a_2DPXP + a_3DTC + a_4ZX$$

$$DPXP = b_1DQSP + b_2DCMT + b_3ZP$$

$$ZX = QXP(T) + 3.097 - 0.576PXP(T) - 0.316YWT(T) + \\ -0.326TC(T)$$

dove ZX e ZP rappresentano i due vettori cointegranti selezionati in precedenza.

Tav. 16 - Il modello error connection delle esportazioni di semola

$$DQXS = a_1 * DYWT + a_2 * DPXS + a_3 * DPWS + a_4 * ZX(1)$$

$$DPXS = b_1 * DQSS + b_2 * DPS + b_3 * DPWS + b_4 * ZP(1)$$

$$ZX = QXS(T) + 26.952 + 0.113 * PXS(T) - 2.473 * PWS(T)$$

$$ZP = PXS(T) - 12.448 + 1.683 * QSS(T) - 0.487 * PS(T) + \\ -0.595 * PWS(T)$$

Coefficienti	Stime	S. E.	T
a <sub>1</sub>	0.127	0.138	2.326
a <sub>2</sub>	- 0.990	0.297	- 2.420
a <sub>3</sub>	0.685	0.255	3.281
a <sub>4</sub>	- 0.756	0.153	4.307

DW = 1.668

SEE = 0.185

Coefficienti	Stime	S. E.	T
b <sub>1</sub>	- 0.567	0.174	- 1.756
b <sub>2</sub>	1.018	0.390	2.608
b <sub>3</sub>	0.431	0.121	3.552
b <sub>4</sub>	- 0.749	0.188	- 3.973

DW = 1.822

SEE = 0.220

La specificazione delle esportazioni di pasta, in relazione alla significatività dei coefficienti del modello, non risulta soddisfacente. I risultati per la pasta (Tav. 17) riproducono una situazione in cui l'Italia risulta arbitro del prezzo e della quantità da esportare. In una situazione in cui la competitività internazionale non è molto forte, l'Italia sembra detenere una sorta di monopolio ed un potere di mercato pressoché garantito.

Tav. 17 - I modello Error Correction delle esportazioni di pasta

$$\begin{aligned}
 ZP &= PXP(T) + 13.878 - 1.609 * QSP(T) - 0.597 * CMT(T) \\
 DQXP &= a_1 * DYWT + a_2 * DPXP + a_3 * DTC + a_4 * ZX \\
 DPXP &= b_1 * DQSP + b_2 * DCMT + b_3 * ZP \\
 ZX &= QXP(T) + 3.097 - 0.576 * PXP(T) - 0.316 * YWT(T) + \\
 &\quad - 0.326 * TC(T)
 \end{aligned}$$

Coefficienti	Stime	S. E.	T
a <sub>1</sub>	0.124	0.373	2.430
a <sub>2</sub>	0.336	0.286	2.628
a <sub>3</sub>	0.966	0.291	1.331
a <sub>4</sub>	- 0.673	0.201	- 3.348

$$DW = 1.668 \quad SEE = 0.185$$

Coefficienti	Stime	S. E.	T
b <sub>1</sub>	0.723	0.600	1.204
b <sub>2</sub>	0.695	0.175	4.965
b <sub>3</sub>	- 0.398	0.177	- 2.248

$$DW = 1.822 \quad SEE = 0.220$$

La tavola 18 riporta i valori delle stime del secondo modello simultaneo che non include il tasso di cambio nella funzione di domanda di esportazioni proposta da Goldstein e Khan.

Come si può vedere i risultati non migliorano e quindi, come nel caso precedente, la specificazione del modello non sembra adeguata. A tale proposito va comunque ricordato che già i risultati delle stime dei modelli proposti da Ardeni e Paris, per il comparto grano duro, semola e pasta, indicavano la necessità di una riformulazione delle relazioni di domanda e prezzo all'esportazione.

I buoni risultati ottenuti in questo lavoro per le esportazioni di semola e quelli già trovati per l'olio di oliva non vengono dunque confermati per la pasta e ciò rende impraticabile l'idea di generalizzare il modello qui riproposto alla modellizzazione delle esportazioni di tutti i comparti del settore agricolo.

Tav. 18 - II modello di error correction delle esportazioni di pasta

$$\begin{aligned}
 DQXP &= a_1 * DYWT + a_2 * DPXP + a_3 * ZX(1) \\
 DPXP &= b_1 * DQSP + b_2 * DCMT + b_3 * ZP(1) \\
 ZX &= QXP(T) + 3.094 - 0.578 * PXP(T) - 0.320 * YWT(T) \\
 ZP &= PXP(T) + 13.878 - 1.609 * QSP(T) - 0.597 * CMT(T)
 \end{aligned}$$

Coefficienti	Stime	S. E.	T
a <sub>1</sub>	0.143	0.177	1.697
a <sub>2</sub>	0.680	0.193	1.592
a <sub>3</sub>	- 0.766	0.181	- 3.758

$$DW = 2.135 \quad SEE = 0.167$$

Coefficienti	Stime	S. E.	T
b <sub>1</sub>	1.014	0.600	1.212
b <sub>2</sub>	0.609	0.175	1.964
b <sub>3</sub>	- 0.404	0.177	- 2.220

$$DW = 1.762 \quad SEE = 0.144$$

## Conclusioni

In questo studio è presentato il tentativo di formulare i modelli dinamici delle esportazioni dei due principali prodotti derivati dalla trasformazione del grano duro. Si tratta in particolare delle esportazioni italiane di semola e di pasta nel periodo 1964-1988.

Alla specificazione dei modelli si è pervenuti dopo una analisi dettagliata dei mercati di entrambi i prodotti e una rassegna dei principali tentativi di modellare le esportazioni. Dalla prima si sono tratte importanti indicazioni sull'evoluzione delle esportazioni italiane e si è potuto evidenziare il ruolo dominante dell'Italia nelle esportazioni mondiali. La rassegna della letteratura invece non è stata utilizzata a fondo in quanto alcune formulazioni sono risultate inapplicabili al caso in questione per la carenza di documentazione statistica al livello di disaggregazione utilizzato. Queste limitazioni ci hanno portato a scegliere il modello di Goldstein e Khan secondo la riformulazione del processo di aggiustamento parziale, proposta da Filippucci e Cocco, nella forma di un modello di *error correction*. Questa soluzione, d'altra parte, ci ha consentito la verifica della possibilità di generalizzare questo modello a tutti i settori esportatori del comparto agro-alimentare italiano.

Dalla stima del modello delle esportazioni di semola è emersa la stessa relazione di domanda già formulata per altri prodotti agro-alimentari da Filippucci e Cocco. In specifico, dai risultati delle stime del modello è emersa una maggiore sensibilità della domanda al tasso di cambio ed al fattore prezzo. Il primo risultato conferma il rilievo delle politiche monetarie nel commercio internazionale dell'Italia, tanto da indurci a notare che la manovra sul tasso di cambio sembra costituire il mezzo principale per favorire le esportazioni italiane in volume.

Anche per l'equazione di prezzo viene confermata la relazione presentata nel modello proposto da Filippucci e Cocco che collega prezzo all'esportazione, prezzo mondiale e prezzo interno, sebbene, in questa, un certo rilievo è assunto dalle condizioni interne di offerta.

Il modello presenta parametri altamente significativi e un elevato indice di adattamento delle variabili. Inoltre i risultati delle simulazioni relative alle funzioni di domanda e di prezzo delle esportazioni di semola confermano la buona capacità previsiva del modello proposto.

Al contrario, i risultati delle stime del modello delle esportazioni di pasta non sono risultati soddisfacenti e suggeriscono la necessità di approfondire la ricerca.

Questo risultato, tuttavia, offre lo spunto per sottolineare che l'alto grado di disaggregazione, con le difficoltà e limitazioni che il reperimento dei dati comporta, influenza in modo determinante la specificazione del modello e la scelta delle variabili. In particolare, va osservato che il ricorso all'analisi di cointegrazione pur evitando il problema delle regressioni spurie non è risultato sufficiente per una adeguata formulazione del modello teorico.

## Appendice I

### *La regolamentazione CEE nel mercato del frumento*

La svolta della PAC, annunciata nel 1982, relativamente ad una politica di sostegno dei prezzi basata sulla qualità non sembra aver sortito gli effetti desiderati. L'istituzione di requisiti minimi per le produzioni di cereali da esportare, nonché l'adozione di criteri tecnologici per identificare le caratteristiche standard in base alle quali erogare i contributi e le misure di sostegno previste, non sembrano trovare riscontro nell'attuale orientamento della PAC, che da un lato colpisce il grano duro attraverso i prezzi, in particolare nel rapporto con i prezzi del grano tenero a motivo di una eccedenza, dall'altro sancisce il libero impiego di grano tenero nella pastificazione. L'ultimo accordo raggiunto in sede comunitaria ha stabilito infatti una riduzione del 5,52 per cento del prezzo in ECU per il grano duro rispetto alla precedente campagna. L'eccedenza di produzioni scadenti sono il risultato delle speculazioni che si sono innescate nel sistema di incentivazione adottato dalla CEE di cui si è fatto cenno e che ha favorito la sostituzione di varietà pregiate, mal tutelate in sede comunitaria e poco valorizzate dall'industria nazionale, con altre giudicate più produttive ma di qualità inferiore. Altrettanto negativi appaiono i riflessi della sentenza della Corte di Giustizia del 14 luglio 1988 con la quale è stato deciso che "l'estensione ai prodotti importati di un divieto di vendere pasta prodotta con grano tenero e con grano duro, come quello contenuto nella legge italiana sulle paste alimentari (articoli 28 e 31 della legge 4 luglio 1967, n. 588), è incompatibile con gli articoli 30 e 36 del Trattato CEE". Il divieto della legge italiana di impiegare grano tenero nella pastificazione in quantità superiore al 4 % non vige nei paesi del Nord Europa. In quanto membri della Comunità, in conformità con le norme del Trattato CEE sulla libera circolazione delle merci, tali Paesi possono vendere il proprio prodotto, di qualità inferiore e molto competitivo sul piano del prezzo in un altro paese membro. In questi termini l'obbligo di usare quasi esclusivamente grano duro per le paste alimentari non dovrebbe sussistere per i prodotti importati in Italia. A lungo andare le conseguenze per l'economia nazionale potrebbero essere certamente negative, se anche le categorie di consumatori non rispondessero positivamente al richiamo di un prezzo inferiore, su larga scala enti di

assistenza, ospedali, nella scelta del prodotto, cercherebbero certamente un risparmio nell'acquisto. Se si trasferisce il discorso sul piano estero non è da escludere che, nei paesi in cui le differenze di qualità non sono particolarmente sentite, le "paste alternative" guadagnino in termini di quota di mercato.

È dunque auspicabile che l'orientamento della Comunità venga modificato a favore di un sostegno differenziato per le produzioni di qualità e per quelle originarie di zone economicamente più sfavorite. In linea con la scelta di politiche qualitative il Ministero dell'agricoltura ha predisposto una lista di varietà di grano duro raccomandate per il rilancio della coltura nel Sud d'Italia che non include quelle varietà di scarsa qualità ed elevata capacità produttiva. Anche l'industria chiede al produttore una migliore qualità della materia prima e alla ricerca un rinnovato sforzo per la creazione di nuove e preferibili varietà<sup>15</sup>.

<sup>15</sup> In questa direzione si è mossa la Barilla che ha pensato di istituire un premio di 150 milioni di lire per le varietà di grano duro che nei prossimi cinque anni risulteranno migliori.

## Appendice II

### Fonti statistiche e variabili utilizzate

#### Fonti statistiche

- Eurostat: Annuario di Statistica Agraria, ISCE, Luxemburg, anni vari.
- Eurostat: Annuario di Statistica Industriale, ISCE, Luxemburg, anni vari.
- Eurostat: Economia e Finanza, ISCE, Luxemburg, anni vari.
- Eurostat: Tavole Analitiche del Commercio con l'Estero, ISCE, Luxemburg, anni vari.
- FAO: Production Yearbook, Roma, anni vari.
- FAO: Trade Yearbook, Roma, anni vari.
- INEA: Annuario dell'Agricoltura Italiana, Roma, anni vari.
- ISTAT: Annuario del Commercio con l'Estero, Roma, anni vari.
- ISTAT: Annuario di Contabilità Nazionale, Roma, anni vari.
- ISTAT: Annuario di Statistica Agraria, Roma, anni vari.
- ISTAT: Annuario delle Statistiche Industriali, Roma, anni vari.
- ISTAT: Bollettino Mensile di Statistica, Roma, anni vari.
- ISTAT: Consumi delle famiglie, Collana di Informazioni, Roma, anni vari.
- ISTAT: Conti Economici Nazionali, Collana di Informazioni, Roma, anni vari.
- ISTAT: Conti Economici Trimestrali, Collana di Informazioni, Roma, anni vari.
- UNITED NATIONS: Statistical Yearbook, New York, anni vari.
- UNITED NATIONS: Yearbook of International Trade Statistics, New York, anni vari.
- UNITED NATIONS: Yearbook of National Accounts Statistics, New York, anni vari.

#### Variabili utilizzate

- QXS: quantità esportata di semola
- PXS: prezzo all'esportazione della semola
- YWS: reddito nazionale lordo dei principali paesi importatori di semola dall'Italia (Algeria, Libia)
- PWS: prezzo all'esportazione dei principali esportatori di semola (Grecia, Spagna, Gran Bretagna, Francia)
- TC: tasso di cambio Lira/ Dollaro
- QSS: offerta interna di semola
- PS: prezzo all'ingrosso della semola
- PCS: prezzo al consumo della semola
- QXP: quantità esportata di pasta
- PXP: prezzo all'esportazione della pasta
- YWP: reddito nazionale lordo dei principali paesi importatori di pasta dall'Italia (Francia, Germania, Gran Bretagna, USA, Belgio, Svizzera, URSS)
- QSP: offerta interna di pasta
- CMT: consumi interni di pasta
- PP: prezzo all'ingrosso della pasta
- PCP: prezzo al consumo della pasta

## Bibliografia

- G.J. ANDERSON, (1980), The Structure of Simultaneous Equations Estimators: a Comment. *Journal of Econometrics*, 14.
- P.G. ARDENI, Q. PARIS, (1984), Un modello di importazione e di esportazione dei prodotti farinacei, *Statistica*.
- R.J. BALL, J.R. EATON, M.D. STEUER, (1966), The Relationship Between UK Export Performance in Manufactures and the Internal Pressure of Demand, *Economic Journal*, 76, pp. 501 - 518.
- G. BARDESEN, (1989), Estimation of Long Run Coefficients in Error Correction Models, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51.
- D.F. BURGESS, (1974), Production theory and the derived demand for imports, *Journal of International Economics*, 4.
- R. CAMAGNI, (1981), *Il commercio internazionale, stato della teoria e verifiche empiriche*, Padova, CLUEP.
- G. CAGLIESI, G. DE SANTIS, G. MASSIMILIANI, N. ROSSI, MEISA, (1988), *Un Modello Econometrico del Sistema Agro - Alimentare Italiano*, Milano, Franco Angeli.
- J. DAVIDSON, D.F. HENDRY, F. ŠRBA, S. YEO, (1978), Econometric Modelling of the Aggregate Time - Series Relationship Between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom, *Economic Journal*, Vol.88, pp. 661 - 692.
- D.A. DICKEY, W.A. FULLER, (1981), Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, Vol. 49, pp. 1057 - 72.
- R.F. ENGLE, C.W.J. GRANGER, (1987), Dynamic Model Specification with Equilibrium Constraints, Cointegration and Error Correction, *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251-276.
- R.F. ENGLE, C.W.J. GRANGER, (1987), Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- R.F. ENGLE, B.S. YOO, (1987), (Forecasting and Testing in Co-integrated Systems, *Journal of Econometrics*.
- C. FILIPPUCCI, F. COCCO, (1989), Un modello dinamico delle esportazioni agroalimentari: un caso di studio, *Note Economiche* pp. 252-275.
- C. FILIPPUCCI, Q. PARIS, (1984), Importazioni di grano: un caso di mercati controllati, *Statistica*, 2.
- G. FIORE, (1989), L'industria del grano duro sempre più concentrata, *Informatore Agrario*.
- C. GIANNINI, R. MOSCONI, (1989), Non Stazionarietà, Integrazione e Cointegrazione: Analisi di alcuni aspetti operativi dalla letteratura recente, manoscritto.
- C. GIANNINI, M. LIPPI, (1987), Meccanismi di correzione dell'errore e formulazioni econometriche, *Studi e Ricerche dell'Istituto Economico*, 16, Università degli Studi di Modena.
- M. GOLDSTEIN, M.S. KHAN, (1978), The Supply and Demand for Export: a Simultaneous Approach, *Review of Economics and Statistics*, n.2.
- J. GONZALO, (1989), Comparison of Five Alternative Methods of Estimating Long Run Equilibrium Relationships, Discussion Paper.
- C.W.J. GRANGER, P. NEWBOLD, (1974), Spurious Regression in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 2.
- C.W.J. GRANGER - R.F. ENGLE, (1987), Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica* 55, pp. 251 - 276.
- S. JOHANSEN, (1988), Statistical Analysis of Cointegrating Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12.
- S. JOHANSEN, K. JUSELIUS, (1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52.
- U. R KOHLI, (1978), A gross national product function and the derived demand for imports and supply of exports, *Canadian Journal of Economics*.
- I.B. KRAVIS, R.E. LIPSEY, (1978), Price Behaviour in the Light of Balance of Payments Theories, *Journal of International Economics*, n.8.
- M.J. LORD, (1989), Product Differentiation in International Commodity Trade, *Oxford Bulletin Economic and Statistics*.
- R. ORSI, (1982), A Simultaneous Disequilibrium Model for Italian Export Goods, *Empirical Economics*, Vol. 7, pp. 138 - 154.

- P. PERRON, (1988), Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 297 - 332.
- P.C.B. PHILLIPS , J. PARK, (1988), Asymptotic Equivalence of Ordinary Least Squares and Generalized Least Squares in Regression with Integrated Variables, *Journal of the American Statistical Association*, 83, pp. 111-115.
- P.C.B. PHILLIPS, P. PERRON, (1988), Testing for Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75.
- J.H. STOCK, (1984), Asymptotic Properties of a Least Squares Estimator of Co-integrating Vectors, Harvard University Mimeo.
- J.H. STOCK, M. WATSON, (1988), Testing for Common Trends, *Journal of the American Statistical Association*.
- B.S. YOO, (1987), Co-integrated Time Series: Structure, Forecasting and Testing, Unpublished PhD. Dissertation, UCSD.
- L.A. WINTERS, (1981), An Econometric Model of the Export Sector, London, Cambridge University Press.