



UNIVERSITÀ
DEGLI STUDI
FIRENZE

FLORE

Repository istituzionale dell'Università degli Studi di Firenze

Modelli di Trasmissione del Prezzo nei Mercati della Filiera del Grano Duro

Questa è la Versione finale referata (Post print/Accepted manuscript) della seguente pubblicazione:

Original Citation:

Modelli di Trasmissione del Prezzo nei Mercati della Filiera del Grano Duro / Gianluca Stefani; Donato Romano. - ELETTRONICO. - (2013), pp. 1-96.

Availability:

The webpage <https://hdl.handle.net/2158/976471> of the repository was last updated on

Terms of use:

Open Access

La pubblicazione è resa disponibile sotto le norme e i termini della licenza di deposito, secondo quanto stabilito dalla Policy per l'accesso aperto dell'Università degli Studi di Firenze (<https://www.sba.unifi.it/upload/policy-oa-2016-1.pdf>)

Publisher copyright claim:

La data sopra indicata si riferisce all'ultimo aggiornamento della scheda del Repository FloRe - The above-mentioned date refers to the last update of the record in the Institutional Repository FloRe

(Article begins on next page)

DISEI - Università degli Studi di Firenze

Working Paper Series - Economics

**Modelli di trasmissione del prezzo nei
mercati della filiera del Grano Duro**

G. Stefani and D. Romano

Working Paper N. 24/2013

DISEI, Università degli Studi di Firenze
Via delle Pandette 9, 50127 Firenze, Italia
www.disei.unifi.it

The findings, interpretations, and conclusions expressed in the working paper series are those of the authors alone. They do not represent the view of Dipartimento di Scienze per l'Economia e l'Impresa, Università degli Studi di Firenze



UNIVERSITÀ
DEGLI STUDI
FIRENZE

DISEI
DIPARTIMENTO DI
SCIENZE PER L'ECONOMIA
E L'IMPRESA

Modelli di trasmissione del prezzo nei mercati della filiera del Grano Duro

Gianluca Stefani e Donato Romano

Firenze, Novembre 2013

Relazione finale del Workpackage 5.3 - Progetto "AGER - Environmental and economic sustainability for yield and quality production of durum wheat supply chain". Contributo Università degli Studi di Padova – Dipartimento Territorio e Sistemi Agro-Forestali: CF 80006480281 – PI00742430283

1. INTRODUZIONE.....	5
2. I PREZZI DEI CEREALI TRA GLOBALIZZAZIONE E PARTICOLARITÀ NAZIONALI	7
2.1. LA RECENTE DINAMICA DEI PREZZI ALIMENTARI SUI MERCATI MONDIALI	7
2.1.1. <i>Crescita dei prezzi e volatilità.....</i>	7
2.1.2. <i>Determinanti della crescita dei prezzi e volatilità.....</i>	8
2.1.3. <i>Effetti della crescita dei prezzi e volatilità</i>	11
2.1.4. <i>Caratteristiche strutturali dei mercati e dinamica dei prezzi.....</i>	12
2.2. LA DINAMICA DEI PREZZI DEI BENI ALIMENTARI SUL MERCATO ITALIANO	13
2.2.1. <i>Prezzi all'origine, prezzi dei mezzi di produzione e ragione di scambio agricola</i>	13
2.2.2. <i>Prezzi al consumo e margini commerciali</i>	15
2.2.3. <i>Crescita dei prezzi e volatilità.....</i>	19
2.3. APPENDICE AL CAPITOLO 2.....	21
3. FONTI STATISTICHE E COSTRUZIONE DELLA BANCA DATI.....	29
3.1. LE FONTI	29
3.2. LA COSTRUZIONE DELLA BANCA DATI.....	30
3.2.1. <i>Aggregazione temporale e omogeneizzazione dei dati.....</i>	30
3.2.2. <i>Trattamento dei valori mancanti</i>	31
4. CARATTERISTICHE DELLE SERIE DEI PREZZI	32
4.1. ANALISI GRAFICA E CORRELAZIONI	32
4.2. NORMALITÀ	35
4.3. AUTOCORRELAZIONE PARZIALE E STAGIONALITÀ	36
4.4. STAZIONARIETÀ	39
4.5. ESPLOSIVITÀ DELLE SERIE	41
5. MODELLI DI TRASMISSIONE DEL PREZZO	43
5.1. MODELLI TEORICI E TEST EMPIRICI.....	43
5.2. SPECIFICAZIONE DEI MODELLI	46
5.3. STRATEGIA DI STIMA ECONOMETRICA.....	48
5.4. RISULTATI.....	48
5.4.1. <i>Trasmissione orizzontale del prezzo.....</i>	48
5.4.2. <i>Sostituibilità tra categorie merceologiche</i>	50
5.4.3. <i>Trasmissione verticale del prezzo.....</i>	51
5.5. APPENDICE AL CAPITOLO 5.....	52
6. TRASMISSIONE DEL PREZZO E BREAK STRUTTURALI	61
6.1. COINTEGRAZIONE CON BREAK STRUTTURALI	61
6.1.1. <i>Test di cointegrazione con break strutturali.....</i>	61
6.1.2. <i>Stima delle date di break</i>	62
6.1.3. <i>L'analisi sulle serie dei prezzi del grano duro</i>	63
6.2. RISULTATI.....	64
6.2.1. <i>Test di cointegrazione.....</i>	64
6.2.2. <i>Fino Bologna – Canadian Winter Amber Durum</i>	64
6.2.3. <i>Semola Bologna – Semola Foggia.....</i>	65
6.2.4. <i>Semola Foggia – Fino Foggia.....</i>	65
6.3. APPENDICE AL CAPITOLO 6.....	67
7. MODELLI DI TRASMISSIONE ASIMMETRICA DEL PREZZO.....	73
7.1. DEFINIZIONI	73
7.2. I MODELLI ECONOMETRICI	73

7.2.1.	<i>Modelli basati sul metodo della cointegrazione</i>	74
7.2.2.	<i>Asimmetria di breve periodo</i>	76
7.3.	RISULTATI.....	76
7.3.1.	<i>Test di cointegrazione con aggiustamento asimmetrico</i>	77
7.3.2.	<i>Grano Duro Fino Bologna – Canadese Amber Durum</i>	78
7.3.3.	<i>Semola Grano Duro Fino</i>	78
7.3.4.	<i>Pasta - Semola</i>	78
7.4.	APPENDICE AL CAPITOLO 7.....	81
8.	CONCLUSIONI	87
9.	BIBLIOGRAFIA	91

1. Introduzione

Nonostante la rilevanza del problema, in Italia c'è una sostanziale mancanza di studi sistematici sulla trasmissione del prezzo nelle filiere agroalimentari. In particolare non sappiamo quanto siano integrati fra loro i mercati di uno stesso prodotto, quale sia la gerarchia tra i mercati e in quali settori si manifesti il fenomeno delle asimmetrie nella trasmissione del prezzo¹. Queste caratteristiche si riflettono tutte, in misura maggiore o minore, sull'andamento dei margini di commercializzazione, un tema che è stato spesso al centro dell'attenzione dei media e dei *policy makers* per le evidenti conseguenze sui processi inflattivi e per le implicazioni distributive.

Il presente studio, realizzato nell'ambito del progetto “*Environmental and economic sustainability for yield and quality production of durum wheat supply chain*”, persegue proprio questa finalità complessiva: lo studio della trasmissione del prezzo nel sistema grano duro – pasta italiano. In particolare, esso mira a rispondere ai seguenti quesiti di ricerca:

- quali sono le caratteristiche statistiche delle serie storiche dei prezzi della filiera del grano duro – pasta?
- quale è il grado di integrazione tra piazze diverse per la stessa categoria merceologica della filiera del grano duro – pasta?
- esiste una qualche gerarchia tra diverse piazze? Se sì, quale è la direzionalità di tale gerarchia (quali sono i mercati principali)?
- esiste una qualche gerarchia tra le diverse categorie merceologiche della filiera del grano duro – pasta? Se sì, quale è la direzionalità (quali sono le categorie che “comandano” e quali quelle che “seguono”)?
- quale tipologia di margini è presente nelle diverse fasi della filiera del grano duro – pasta (proporzionali o meno)?
- esistono *break* strutturali nelle serie durante il periodo esaminato (2000-2011)? In particolare, le turbolenze manifestatesi nella seconda metà dello scorso decennio hanno provocato cambiamenti strutturali?
- esiste una qualche asimmetria nella trasmissione dei prezzi lungo la filiera del grano duro – pasta? Se sì, di che tipo?
- quali raccomandazioni possono essere fornite ai *policy makers* sulla base dei risultati delle analisi?

Lo studio si articola sostanzialmente in due parti: una di analisi descrittiva delle serie dei prezzi (capp. 2-4) e una di stima dei modelli di trasmissione dei prezzi (capp. 5-7). In particolare, nel prossimo capitolo viene fornito un quadro introduttivo della recente dinamica dei prezzi dei cereali sui mercati internazionali e in Italia. Nel terzo capitolo sono illustrate le fonti statistiche utilizzate e le modalità seguite per la costruzione della banca dati. Nel quarto capitolo vengono effettuate una serie di analisi propedeutiche alla costruzione dei modelli di trasmissione di prezzo: una semplice ispezione grafica degli andamenti e dei punti svolta delle serie dei prezzi, un'analisi delle correlazioni esistenti tra le varie serie e l'esecuzione di test volti a determinare le proprietà statistiche di tali serie (normalità, stagionalità, stazionarietà ed esplosività). Dal quinto al settimo capitolo viene effettuata la vera e propria analisi della trasmissione dei prezzi nei mercati della filiera grano duro - pasta,

¹ Ossia, quel fenomeno per cui variazioni dei prezzi alla produzione sono trasmesse in maniera diversa ai prezzi al consumo secondo il loro segno positivo o negativo.

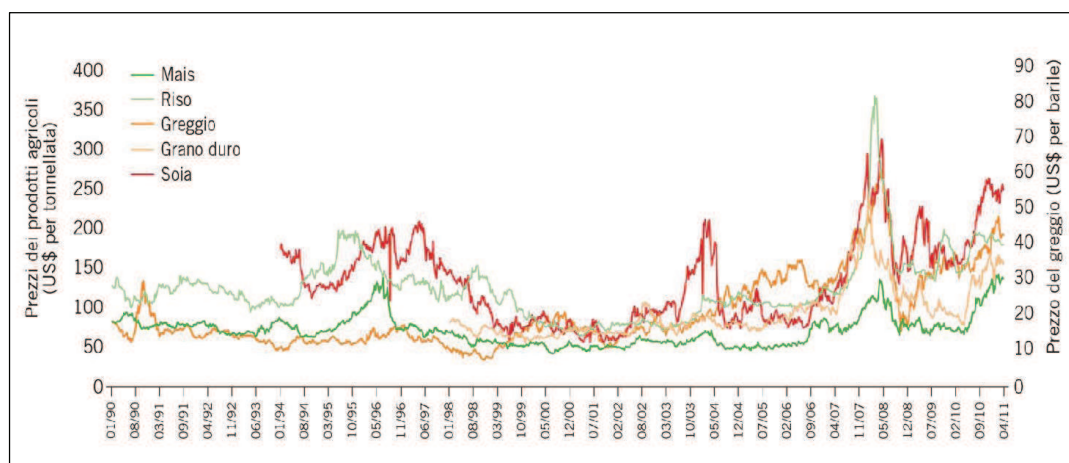
stimando modelli progressivamente più sofisticati: si comincia con modelli standard di trasmissione dei prezzi (senza *break* strutturali), per poi passare alla stima di modelli con *break* strutturali e modelli volti a testare l'ipotesi di trasmissione asimmetrica del prezzo. Infine, nell'ultimo capitolo vengono riassunti i principali risultati del lavoro e sono proposte alcune indicazioni di politica basate sulle evidenze empiriche.

2. I prezzi dei cereali tra globalizzazione e particolarità nazionali

2.1. La recente dinamica dei prezzi alimentari sui mercati mondiali

2.1.1. Crescita dei prezzi e volatilità

La dinamica dei prezzi dei beni alimentari ha suscitato negli ultimi anni una crescente attenzione anche sui media. In effetti, dopo un lunghissimo periodo di relativa stabilità che durava dagli *shock* petroliferi degli anni '70², i prezzi internazionali delle materie prime, inclusi i prodotti alimentari, hanno cominciato a crescere nella seconda metà del decennio scorso (Fig. 2.1). Nel 2007-08 si è avuto un forte aumento dei prezzi alimentari che ha avuto un impatto notevole in termini di sicurezza alimentare. Nel 2009 i prezzi sono diminuiti, anche se si sono comunque mantenuti a un livello superiore del 20-30% a quello precedente la crisi (FAO, 2011). Poi, nel giugno 2010 i prezzi dei generi alimentari hanno ripreso a salire: tra giugno 2010 e maggio 2011 i prezzi internazionali del mais e del grano sono praticamente raddoppiati. Il picco è stato raggiunto nel febbraio 2011, con un'impennata che per alcune merci (ad esempio, il mais) è stata ancora più marcata rispetto a quella del 2008.



Fonte: von Grebmer *et al.*, 2011

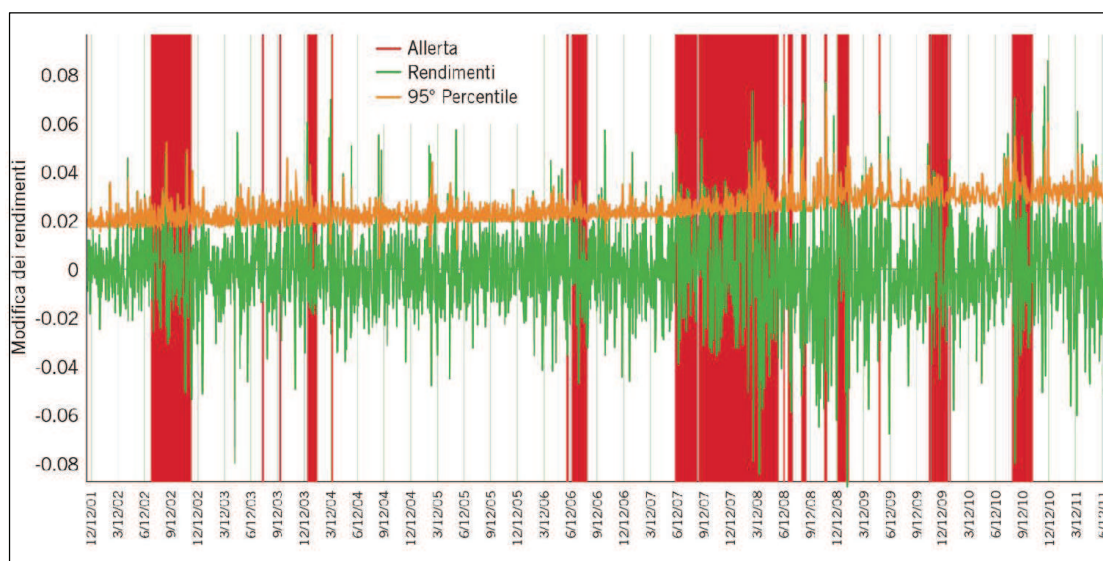
Fig. 2.1. Prezzi di alcune materie prime al netto dell'inflazione (dati settimanali)

I prezzi non sono solo saliti, ma è anche aumentata la loro volatilità, che non è in linea con i dati storici, particolarmente soprattutto nel caso di grano e mais³. Per il grano duro, per esempio, ci sono stati 165 giorni di eccessiva volatilità dei prezzi tra dicembre 2001 e

² In realtà, l'andamento secolare dei prezzi in termini reali delle *commodities* agricole è stato decrescente fino alla fine degli anni '90 (Wright, 2011).

³ La volatilità dei prezzi misura il tasso relativo di variazione del prezzo di una merce da un periodo – giorno, mese o anno – a un altro. Martins-Filho *et al.* (2010) hanno sviluppato una definizione precisa di eccessiva volatilità dei prezzi, utilizzando un modello statistico di *quantile regression* basato sui dati dei prezzi dal 1950 e aggiornato quotidianamente. Hanno così potuto identificare una fascia all'interno della quale la variazione dei prezzi resta nel 95% del tempo: quando la variazione dei prezzi fuoriesce da questa fascia con un'elevata frequenza (definita con un test statistico) in una finestra di 60 giorni, si considera che le variazioni di prezzo siano in un periodo di "eccessiva volatilità".

dicembre 2006 (una media di 33 giorni l'anno), mentre ce ne sono stati 381 tra gennaio 2007 e giugno 2011 (una media di 85 giorni l'anno) (Fig. 2.2).



Fonte: von Grebmer *et al.*, 2011

Fig. 2.2. Eccessiva variabilità del prezzo del grano duro

2.1.2. Determinanti della crescita dei prezzi e volatilità

La crisi del 2007-08 e la sua ripresa nel 2010-11 sono state determinate da una complessa serie di fattori di lungo e breve termine, alcuni dal lato dell'offerta, altri dal lato della domanda⁴. Si tratta di un insieme di cause, fortemente correlate, che negli ultimi anni si sono trovate ad operare più o meno nella stessa direzione e hanno finito con il rinforzarsi a vicenda. Per mettere ordine, si possono distinguere due tipologie di fattori (De Filippis, 2008):

- a) le cause strutturali, distinguendo tra i fattori operanti dal lato dell'offerta e dal lato della domanda;
- b) le cause congiunturali, i cui effetti sono stati accentuati da fattori che si possono definire "di spinta cumulativa" che tendono ad alimentarsi a vicenda.

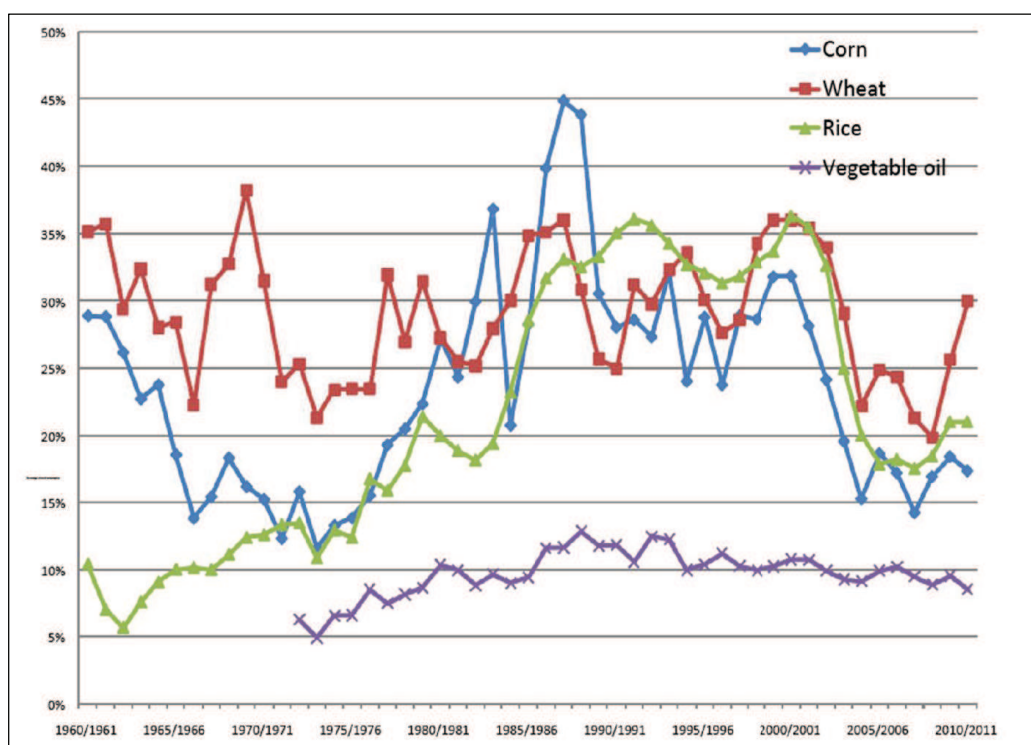
Tra le cause strutturali che operano dal lato dell'offerta, si deve sottolineare come alle tradizionali caratteristiche di rigidità dell'offerta dei prodotti agricoli, in questi anni si sono aggiunti altri fattori che hanno contribuito al rallentamento del tasso di crescita della produzione (Trostle, 2008) e della redditività delle produzioni agricole⁵: tutto ciò ha comportato una riduzione degli investimenti in agricoltura. Dal lato della domanda, il fattore causale più importante è la crescita del reddito e, quindi, del consumo di alimenti (soprattutto proteici) da parte dei Paesi emergenti, in particolare di Cina e India, con il conseguente aumento della domanda dei cereali per l'alimentazione animale (von Braun, 2007). Un

⁴ Molti studi hanno affrontato le diverse cause che hanno contribuito alla crisi dei prezzi. Fra i più importanti si ricordano Heady e Fan (2008 e 2010) e von Braun (2008).

⁵ A cui ha contribuito anche l'aumento dei costi di produzione e il deterioramento delle ragioni di scambio agricole.

secondo fattore strutturale operante dal lato della domanda è la crescita della componente dovuta ai biocarburanti, indotta sia dall'alto prezzo del petrolio che dalla politica di incentivazione esistente nei Paesi sviluppati (Babcock, 2008; Schmidhuber, 2008).

Se queste appena richiamate sono le cause strutturali, bisogna sottolineare come si tratti di un tipo di fattori che, proprio per il loro carattere strutturale, determinano andamenti tendenziali e non esplosivi dei prezzi; essi, dunque, non spiegano la improvvisa fiammata verificatasi tra il 2007 e il 2008, tuttavia il loro operare congiunto ha portato negli ultimi anni a una situazione in cui il consumo è stato quasi sempre, sia pure di poco, più alto della produzione. La conseguenza è stata una progressiva tendenza alla riduzione strutturale degli stock (Fig. 2.3) e di "sottigliezza" dei mercati internazionali. Si è creata, quindi, una situazione instabile, in cui è bastato poco per sconvolgere gli equilibri del mercato⁶.



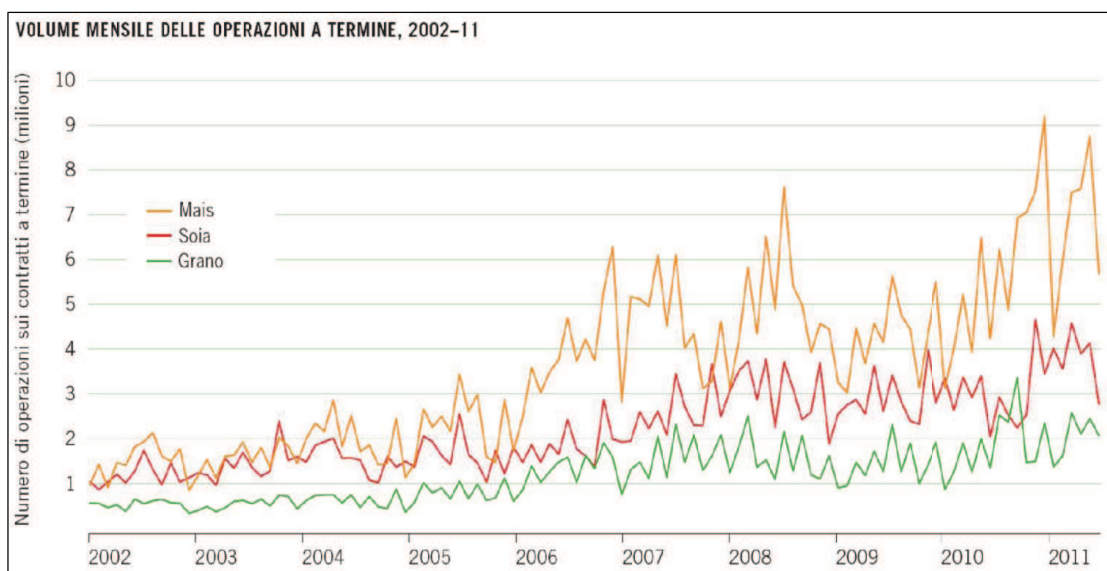
Fonte: HLPE, 2011

Fig. 2.3. Riserve mondiali come percentuale del consumo mondiale di alcuni prodotti alimentari

Tra i fattori congiunturali il primo opera sul fronte dell'offerta ed è riconducibile agli andamenti climatici sfavorevoli, sia nel 2007-08, che nel 2010. Un secondo fattore congiunturale certamente importante è da ricercare nella crescita del prezzo del petrolio e nella svalutazione del dollaro. Un terzo fattore, ancora più generale, è riconducibile agli effetti della crisi finanziaria e alla conseguente incertezza delle borse che ne è derivata: infatti, in una situazione di bassi tassi di interesse, lo scoppio della bolla immobiliare ha

⁶ Nel 2007-08, le scorte di cereali erano solo circa 60 milioni di tonnellate (2,7% della produzione globale), meno che nel 2004-05. Tuttavia, con la forte crescita dei prezzi nel 2007-08, questa differenza in termini di riserve cerealicole è stata sufficiente a creare seri problemi nel mercato, soprattutto per quanto riguarda le materie prime la cui produzione è concentrata in pochi paesi (Timmer, 2010).

liberato una grande liquidità alla ricerca di impieghi remunerativi sui mercati, che ha a sua volta alimentato la speculazione sui prodotti agricoli. Ciò ci porta direttamente a quelli che possono essere definiti fattori di “spinta cumulativa”: il primo, il più importante, è appunto riconducibile agli effetti della speculazione finanziaria, come testimoniato dall’aumento significativo del volume dei contratti a termine (*futures*) sulle materie prime agricole scambiati presso il Chicago Board of Trade, uno dei principali mercati agricoli a termine⁷ (Fig. 2.4). Inoltre, negli ultimi anni è cresciuto anche l’*open interest*,⁸ una tendenza che potrebbe riflettere l’ingresso di speculatori a medio e lungo termine nei mercati dei *futures* delle materie prime (Fig. 2.5). Gli speculatori fanno normalmente investimenti a breve termine: quando convergono su un mercato, accentuano l’iniziale aumento dei prezzi e, nel momento in cui lo abbandonano, contribuiscono alla caduta dei prezzi. Inoltre, negli ultimi anni le materie prime agricole hanno attratto maggiori investimenti, perché sono considerate una riserva di ricchezza che può proteggere contro l’inflazione o la deflazione delle attività monetarie: una caratteristica che potrebbe spiegare l’afflusso di denaro in fondi indicizzati che includono prodotti alimentari⁹.



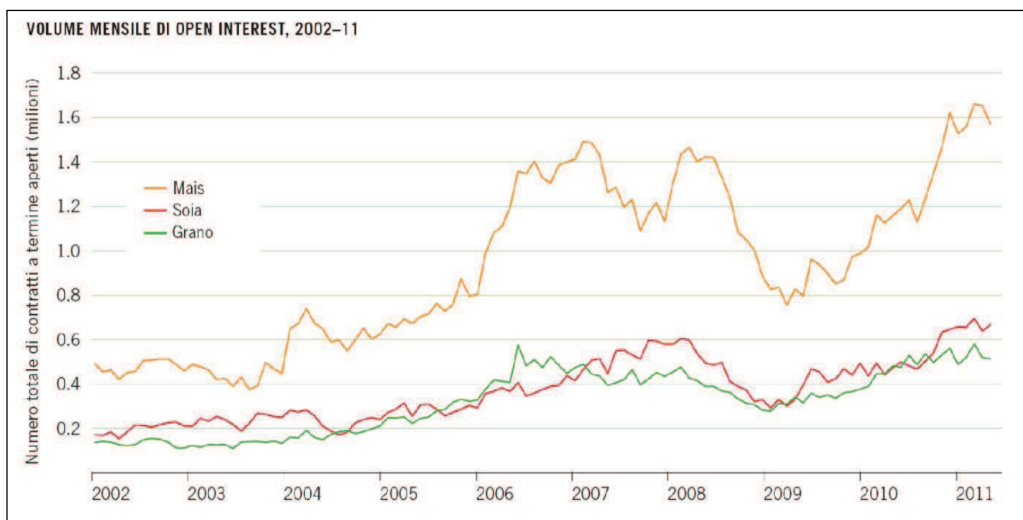
Fonte: von Grebmer *et al.*, 2011

Fig. 2.4. Volume mensile delle operazioni a termine (*futures*)

⁷ Dal 2005 al 2006, il volume medio mensile di *futures* sul grano e sul mais è cresciuto di più del 60%, mentre il volume dei *futures* sul riso è aumentato del 40%. Nel 2007, i volumi scambiati sono tornati a crescere in modo significativo per il grano, il mais, il riso e soprattutto la soia, la cui media mensile è cresciuta del 40% rispetto al 2006. Per tutte le merci, i volumi hanno continuato ad aumentare durante il 2010-11.

⁸ L’*open interest* è il numero totale dei contratti a termine detenuti dai partecipanti al mercato alla fine di ogni giornata – cioè di quei contratti che non sono ancora stati compensati da operazioni di segno opposto o che non si sono conclusi con la consegna della merce.

⁹ L’investimento in tali fondi è passato da 13 miliardi di dollari a 260 miliardi di dollari tra la fine del 2003 e marzo 2008, facendo schizzare verso l’alto i prezzi di tali merci.



Fonte: von Grebmer *et al.*, 2011

Fig. 2.5. Volume mensile di *open interest*

Un altro importante fattore di “spinta cumulativa” è da ricercare nelle politiche di risposta congiunturale messe in campo dai diversi Paesi per difendersi dagli effetti della crisi (Heady, 2010): alcuni Paesi esportatori hanno ridotto o addirittura proibito le esportazioni per evitare che l’aumento dei prezzi si trasmettesse al loro mercato interno; gli importatori le hanno incentivate riducendo i dazi o sussidiando le importazioni; altri Paesi hanno iniziato ad accumulare riserve strategiche. L’effetto congiunto di tutte queste azioni è stato ovviamente quello di ridurre l’offerta e aumentare la domanda sui mercati internazionali, con conseguente ulteriore spinta al rialzo dei prezzi.

2.1.3. Effetti della crescita dei prezzi e volatilità

Prezzi più alti e più volatili rappresentano due condizioni diverse, che hanno implicazioni distinte per i consumatori e i produttori. Per i consumatori, l’aumento dei prezzi dei prodotti alimentari può avere un impatto sostanziale sul benessere, limitando la loro capacità di acquistare cibo e altri beni e servizi essenziali. Per i produttori, potrebbe invece comportare un aumento dei redditi, ma solo se questi produttori sono venditori netti di beni alimentari, se l’aumento dei prezzi mondiali raggiunge i mercati cui partecipano e sempre che non aumentino anche i costi dei fattori di produzione. Molte di queste condizioni non si sono verificate nelle crisi dei prezzi del 2007-08 e del 2010-11.

Anche la volatilità dei prezzi ha effetti significativi sui produttori e sui consumatori. In primo luogo, una maggiore volatilità dei prezzi si accompagna a maggiori perdite potenziali per i produttori, perché implica ampie e rapide oscillazioni dei prezzi, che non consentono ai produttori agricoli di prendere decisioni ottimali sull’allocazione dei fattori di produzione¹⁰. Queste reazioni da parte dei produttori riducono l’offerta e generano un aumento dei prezzi, che a sua volta ricade sui consumatori. In secondo luogo, molte famiglie

¹⁰ In un periodo di alta volatilità dei prezzi, i produttori possono utilizzare meno fattori di produzione quali fertilizzanti e sementi di alta qualità, possono diventare più pessimisti nella pianificazione a lungo termine e possono ridurre gli investimenti in settori in grado di migliorare la produttività.

rurali sono sia produttrici che consumatrici di prodotti agricoli. Con l'aumento della volatilità dei prezzi, queste famiglie saranno colpite da entrambi i lati: vedranno ridotti i propri redditi per l'incapacità di scegliere in modo ottimale i fattori di produzione, mentre l'aumento dei prezzi sui mercati inciderà sulle loro scelte di consumo. Infine, una maggiore volatilità dei prezzi nel corso del tempo può anche generare rendimenti più elevati, attraendo nuovi investitori nel mercato dei prodotti agricoli. La maggiore volatilità dei prezzi può così tradursi in un aumento delle operazioni commerciali, potenzialmente speculative, che inaspriscono le oscillazioni dei prezzi.

Nonostante le variazioni dei prezzi alimentari sui mercati internazionali non sempre raggiungano i mercati locali, a causa della maggiore o minore commerciabilità del bene in esame e delle politiche di intervento (struttura protezionistica), la crisi dei prezzi alimentari ha avuto effetti particolarmente dannosi sui Paesi che sono forti importatori netti di generi alimentari. Dato che questi hanno bisogno di acquistare una grossa fetta dei propri fabbisogni alimentari sui mercati mondiali, la volatilità dei prezzi si trasmette in modo più rapido e diretto a livello nazionale. Inoltre, i Paesi forti importatori netti di generi alimentari tendono a "importare" inflazione attraverso l'acquisto di beni alimentari sui mercati internazionali. E l'inflazione è la più odiosa delle tasse, che colpisce soprattutto gli strati più poveri della popolazione rendendoli ancora più vulnerabili alla povertà e all'insicurezza alimentare.

È questo il motivo per cui la crisi dei prezzi alimentari del 2007-08 ha generato problemi economici in molti paesi, innescando violente rivolte per il cibo, manifestazioni o disordini sociali. Oltre agli effetti economici, sociali e politici, le impennate e l'eccessiva volatilità dei prezzi alimentari aggravano il problema della fame, aumentando la povertà (Robles e Torero, 2010) e possono provocare a lungo termine problemi nutrizionali irreversibili, specialmente tra i bambini (von Grebmer *et al.*, 2010).

2.1.4. *Caratteristiche strutturali dei mercati e dinamica dei prezzi*

I mercati agricoli mondiali presentano alcune caratteristiche chiave che amplificano i problemi posti dai fattori elencati in precedenza e ne minano il funzionamento. In primo luogo, i mercati di esportazione per tutti i prodotti di base – riso, mais, grano e soia – sono altamente concentrati in pochi paesi e sono molto "sottili" (ovvero solo una piccola parte della produzione viene scambiato). Ad esempio, nel caso del grano i primi cinque produttori ed esportatori rappresentano circa il 50% e il 60% rispettivamente della produzione e delle esportazioni globali¹¹. Questi alti livelli di concentrazione implicano che la capacità mondiale di adattarsi ai rischi geografici è limitata: qualsiasi shock che colpisca la produzione in questi paesi avrà un effetto immediato sui prezzi globali e sulla loro volatilità.

C'è poi una grave carenza di informazioni tempestive e accurate sulla produzione alimentare, sui livelli delle scorte e sulle previsioni degli andamenti dei prezzi. Quando questa mancanza di informazioni produce delle reazioni eccessive da parte dei decisori politici, il risultato finale può essere un notevole incremento dei prezzi¹².

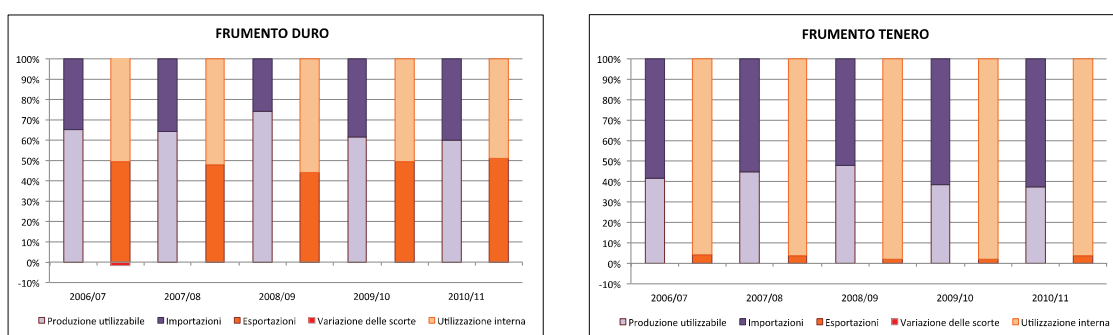
¹¹ Più specificamente, in termini di esportazione gli USA coprono il 22,9% del totale mondiale, la Francia il 12,4%, il Canada il 12,0%, la Russia l'8,9% e l'Argentina il 6,7%: in totale, questi cinque Paesi raggiungono il 62,9% del commercio mondiale di grano.

¹² Come nel caso del bando delle esportazioni di grano da parte della Russia (agosto 2010), in risposta alla siccità e agli incendi che avevano avuto luogo in quel Paese, nonostante che tale bando riguardasse solo 18 milioni di tonnellate, una quantità che non raggiungeva nemmeno il 60% circa delle riserve dei soli Stati Uniti.

2.2. La dinamica dei prezzi dei beni alimentari sul mercato italiano

La dinamica dei prezzi dei beni agro-alimentari sul mercato italiano risente dell'andamento dei prezzi sui mercati internazionali dato che per molti prodotti le disponibilità totali sono assicurate per una parte cospicua dalle importazioni. Ciò è vero soprattutto per le *commodities*, cioè per quei prodotti agricoli, largamente indifferenziati, che sono scambiati in partite di grandi dimensioni, come i cereali, le carni, il latte. In particolare, per il frumento il conto risorse e impieghi dell'Italia mostra che nel periodo in esame (2007-2011) la quota delle importazioni sulle disponibilità totali è risultata variabile tra il 26% e il 40% per il grano duro e tra il 52% e il 63% per il grano tenero (Fig. 2.6).

Tuttavia, come si avrà modo di vedere, l'impatto della dinamica dei prezzi internazionali si riflette in misura diversa nei differenti comparti del settore agro-alimentare e determina cambiamenti anche repentini nella redditività delle diverse componenti della filiera.



Fonte: elaborazione su dati ISMEA, 2013.

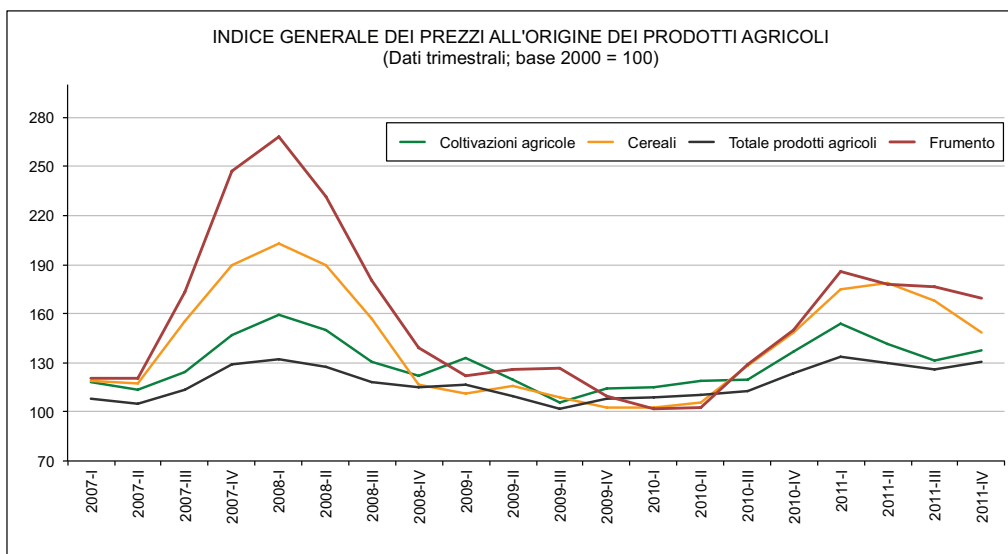
Fig. 2.6. Bilanci di approvvigionamento del frumento

2.2.1. Prezzi all'origine, prezzi dei mezzi di produzione e ragione di scambio agricola

L'andamento generale dei prezzi alla produzione mostra il tipico andamento caratterizzato da due picchi (uno a cavallo del 2007-2008 e un altro nella prima metà del 2011) che abbiamo già osservato per i prezzi sui mercati internazionali (Fig. 2.7). Inoltre, così come avvenuto sui mercati internazionali, anche in Italia i prezzi esistenti alla fine del 2011 si mantengono su valori superiori a quelli che esistevano nel periodo precedente il picco dei prezzi.

Se è vero che la dinamica dei prezzi dei beni del settore agro-alimentare nel complesso è risultata piuttosto movimentata a partire dalla prima metà del 2007, il confronto tra i diversi comparti del settore mette in evidenza come, tra i prodotti agricoli, i prezzi delle produzioni zootecniche hanno subito minori variazioni rispetto a quelli delle colture vegetali e, tra queste ultime, i cereali e ancor più il frumento sono i prodotti che hanno manifestato le maggiori variazioni¹³.

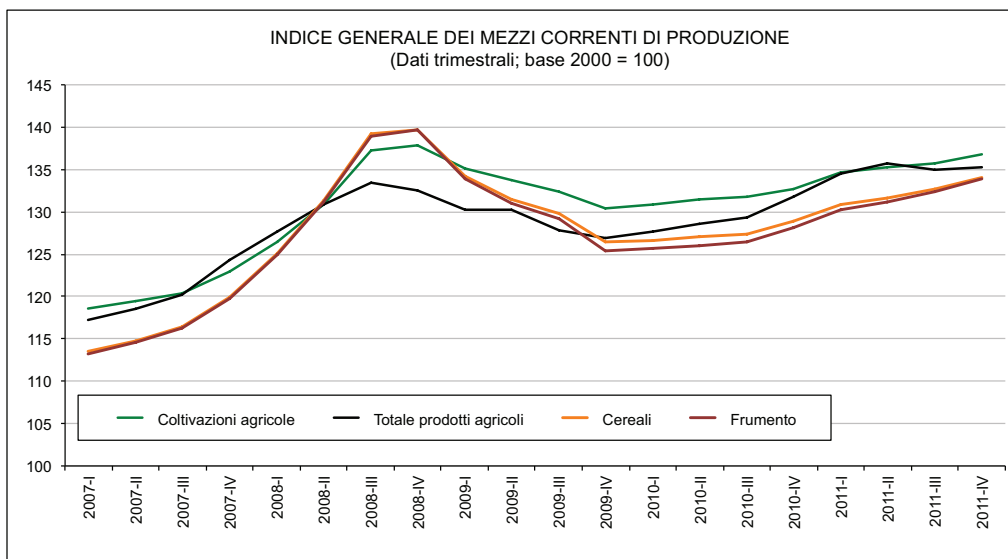
¹³ Nel periodo più acuto della crisi dei prezzi, tra il primo trimestre del 2007 e il primo del 2008, i prezzi all'origine dei prodotti agricoli nel complesso sono aumentati in media del 22,7%, con i prodotti zootecnici che sono aumentati "solo" dell'11,7%, mentre i prodotti vegetali sono aumentati del 34,7%. In questo quadro, i cereali sono aumentati in un solo anno del 70,7% e il frumento ben del 112,3%.



Fonte: elaborazione su dati ISMEA, annate varie.

Fig. 2.7. Andamento dei prezzi all'origine dei prodotti agricoli

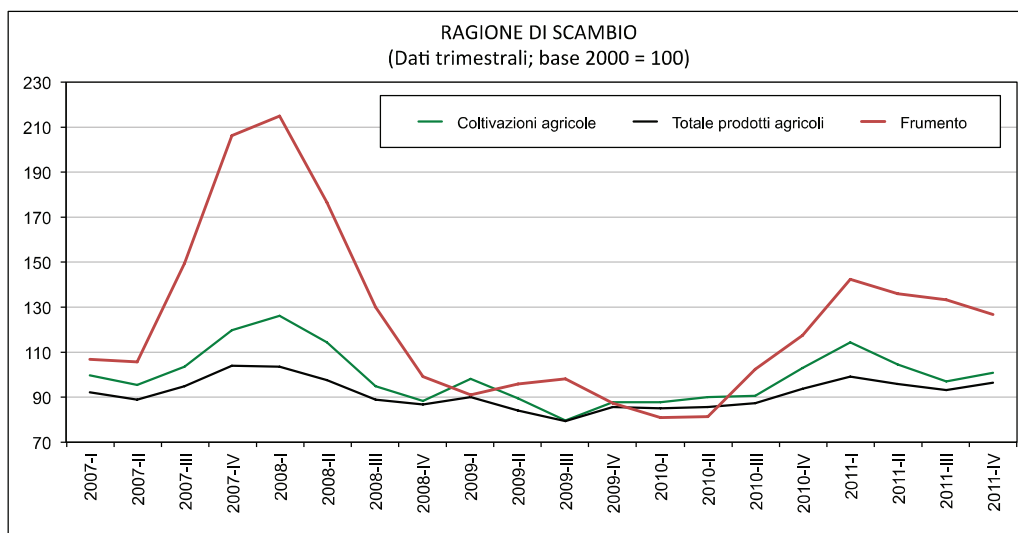
A questa dinamica molto pronunciata dal lato degli output fa riscontro una dinamica piuttosto vivace anche dal lato degli input (Fig. 2.8). Anche in questo caso si manifesta lo stesso gradiente tra le diverse componenti del settore, con i cereali e, in particolare, il frumento che mostra le maggiori variazioni dei prezzi dei mezzi correnti di produzione.



Fonte: elaborazione su dati ISMEA, annate varie.

Fig. 2.8. Andamento dei prezzi dei mezzi correnti di produzione agricoli

Tuttavia, le variazioni dei prezzi degli input agricoli pur mostrando variazioni dello stesso segno di quelle dei prodotti¹⁴, sono molto meno pronunciate e determinano un andamento della ragione di scambio della fase agricola che migliora nella fase espansiva della bolla dei prezzi e diminuisce nella fase di contrazione dei prezzi (Fig. 2.9). Ciò è particolarmente vero per quei comparti, come i cereali e, in particolare, il frumento, che hanno mostrato una dinamica dei prezzi più vivace.



Fonte: elaborazione su dati ISMEA, annate varie.

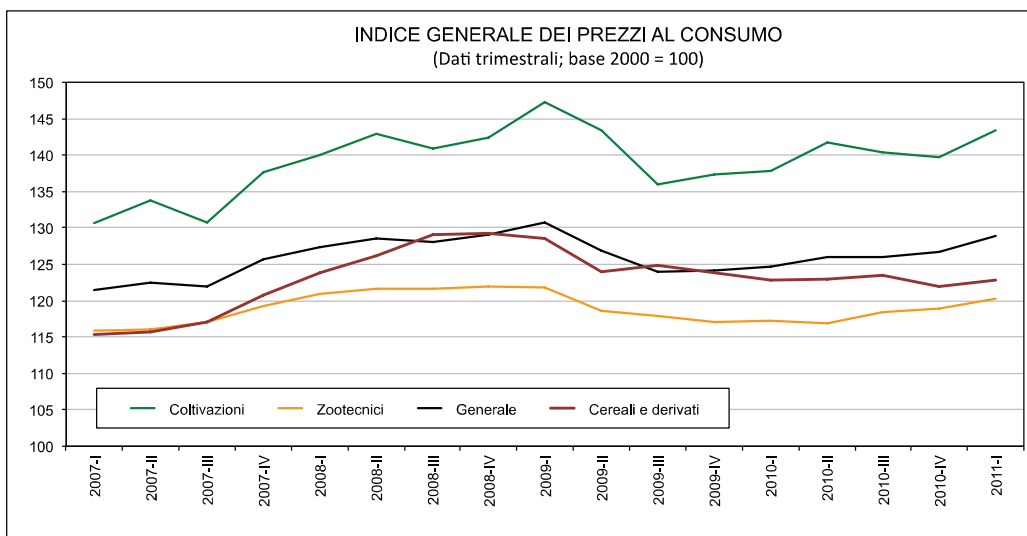
Fig. 2.9. Andamento della ragione di scambio agricola

2.2.2. Prezzi al consumo e margini commerciali

L'andamento dei prezzi al consumo dei beni agro-alimentari mostra una dinamica meno pronunciata di quella dei prezzi all'origine (Fig. 2.10), a causa del tentativo dei dettaglianti e della grande distribuzione di smorzare le fluttuazioni, soprattutto quelle di segno positivo, in modo da ridurre i possibili impatti negativi sui consumi delle famiglie.

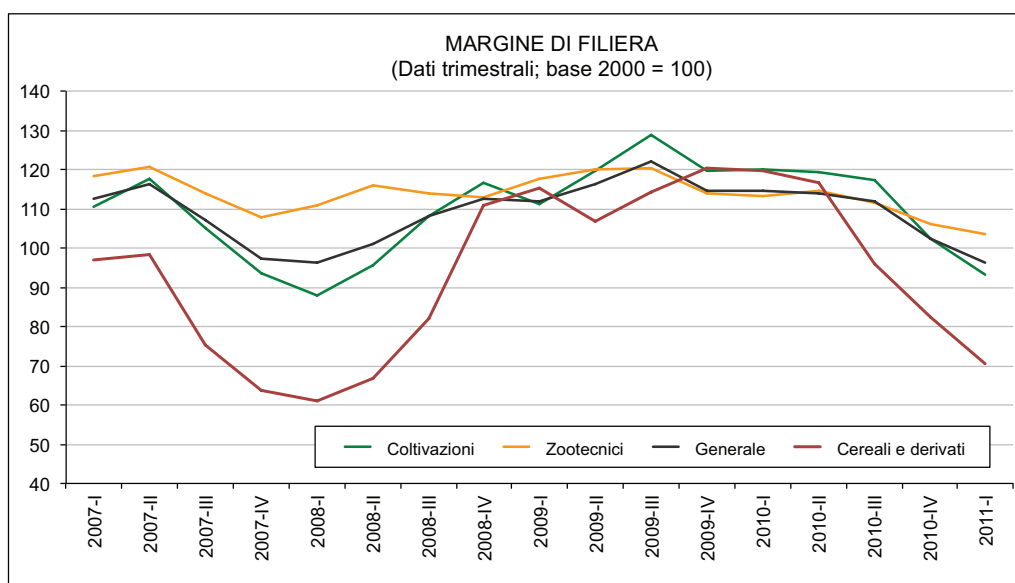
Di conseguenza, il margine di filiera mostra un tipico andamento anticiclico, contraendosi nelle fasi espansive dei prezzi delle materie prime e aumentando quando il prezzo della materia prima si riduce (Fig. 2.11). Anche in questo caso i cereali e i loro derivati sono quelli che mostrano le variazioni più pronunciate. Al riguardo può essere interessante verificare quale è stato l'andamento dei prezzi nelle due più importanti filiere del frumento: quella del pane fresco e quella della pasta di semola.

¹⁴ Risentendo dell'andamento dei prezzi del petrolio e dei suoi derivati, che mostrano una dinamica dei prezzi simile a quella delle *commodities* agricole, e che entrano come importanti componenti di costo nella produzione di molti mezzi di produzione, come fertilizzanti, pesticidi, carburanti e lubrificanti.



Fonte: elaborazione su dati ISMEA, annate varie.

Fig. 2.10. Andamento dei prezzi al consumo di alcuni prodotti agricoli



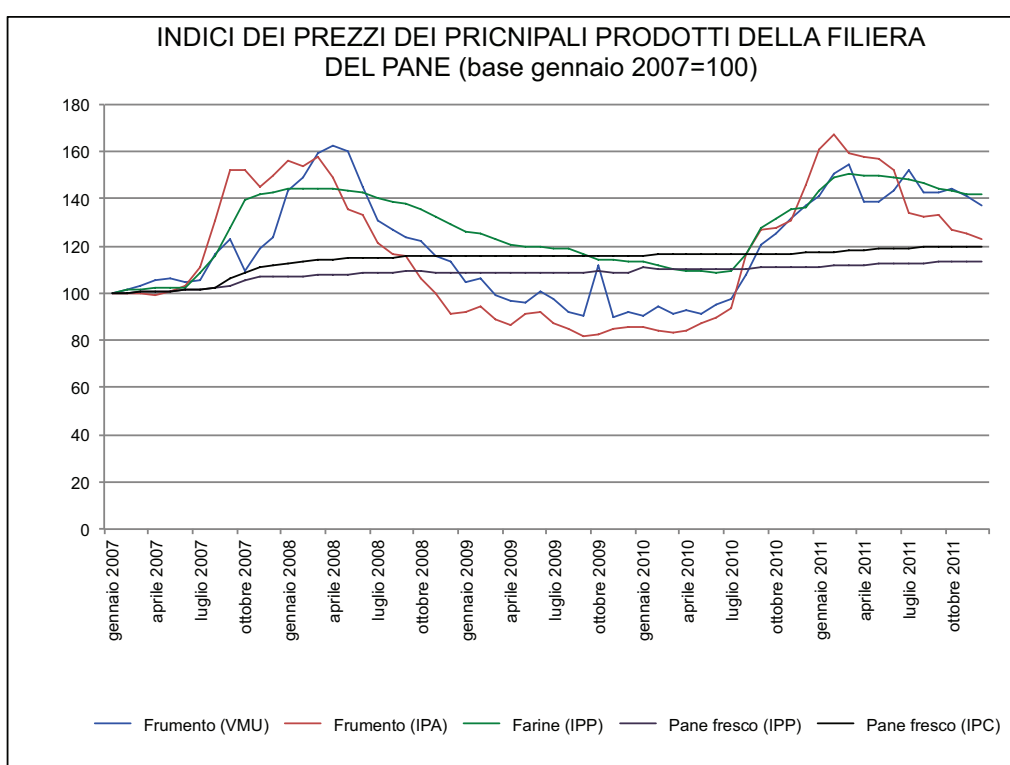
Fonte: elaborazione su dati ISMEA, annate varie.

Fig. 2.11. Andamento del margine di filiera per alcuni prodotti agricoli

La filiera del pane fresco ha origine dal frumento tenero prodotto in Italia o importato. La prima fase di trasformazione consiste nella produzione di farine, dalla quale si passa alla produzione industriale o artigianale di pane fresco e alla sua commercializzazione al dettaglio. Anche in questo caso (Fig. 2.12), si vede che la materia prima è quella che presenta le maggiori variazioni, che diventano via via meno pronunciate man mano che si “scende” lungo la filiera, avvicinandosi al consumo finale. I margini si muovono di conseguenza (Tabb. A2.1 e A2.2 in appendice): le differenze tra prezzo al consumo e alla produzione del pane fresco si mantengono su tutto il periodo all’interno di una forchetta che non supera mai

il 5-6% rispetto a quelli esistenti nel gennaio 2007, mentre quelli tra vendita al dettaglio di pane fresco e produzione di farine sono più pronunciati con oscillazioni che sono comprese tra un -15% (quando il prezzo della farina tocca i picchi massimi) e +6-7% (quando il prezzo della farina tocca i minimi sul periodo) sempre rispetto ai valori dei margini esistenti nel gennaio 2007. Risulta evidente la compressione dei margini in corrispondenza dell'aumento di prezzo della materia prima (farina).

Stesso comportamento, ma ancora più pronunciato, si manifesta per il margine commerciale tra prezzo al dettaglio del pane fresco e prezzo della granella (sia di importazione che di produzione nazionale): in questo caso le variazioni positive possono raggiungere anche il 40% del margine esistente all'inizio del periodo e quelle negative il -30%. Di un qualche interesse è la sfasatura temporale che sembra esistere tra i punti di svolta, con la serie della farina che sembra seguire sempre quelle della granella.



Fonte: elaborazione su dati ISTAT, 2013.

Fig. 2.12. Dinamica dei prezzi della filiera del pane fresco

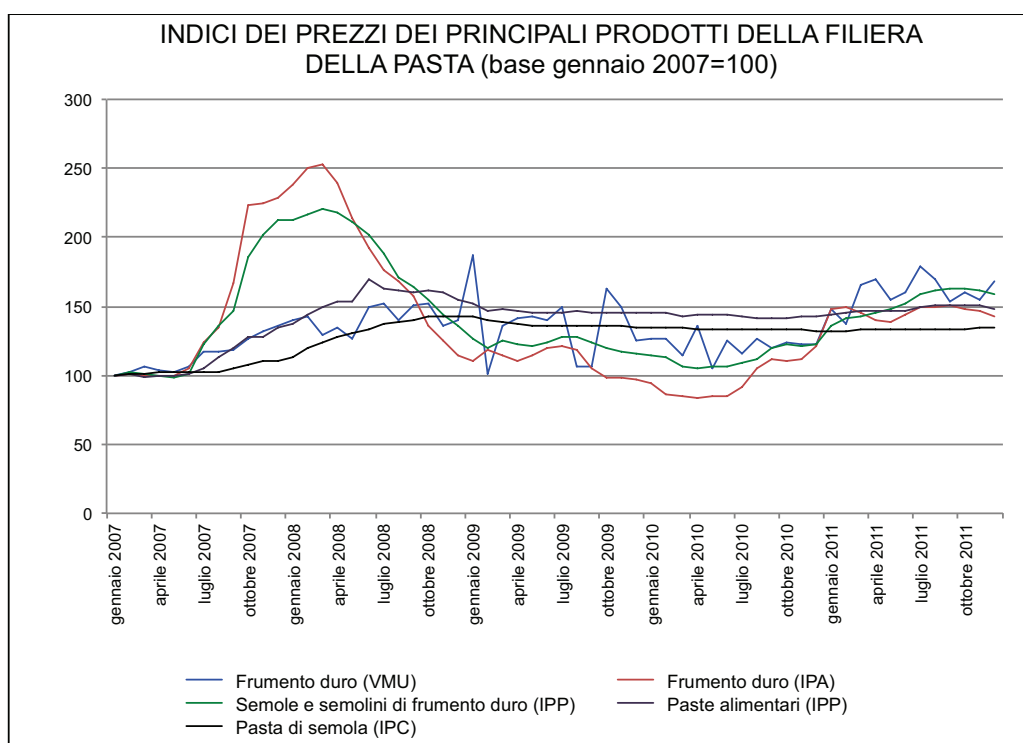
Ancora più interessante per il nostro lavoro è quanto accade nella filiera della pasta di semola che ha origine dalla produzione o importazione del grano duro, passa attraverso una fase di prima trasformazione, consistente nella produzione di farine (semola e semolini), dalla quale si passa alla produzione industriale o artigianale di pasta di semola e alla sua commercializzazione al dettaglio. In questo caso valgono le stesse considerazioni fatte per la filiera del pane fresco, con due qualificazioni importanti:

- a) il maggior peso che assume nella determinazione della dinamica dei prezzi interni la produzione nazionale, che in genere si aggira su valori superiori al 60% rispetto al fabbisogno nazionale (Fig. 2.6), con punte del 70% nell'anno successivo a quello di

massimo dei prezzi sul mercato internazionale¹⁵, mostrando una dinamica tipica di risposta nell'offerta tipo modello della ragnatela;

- b) le variazioni nei prezzi e nei margini (Fig. 2.13 e Tab. A2.3 e A2.4) sono molto più pronunciate rispetto a quelle della filiera del pane fresco: le notevoli oscillazioni del prezzo della materia prima (già forti in quella di importazione, ma fortissime per il frumento duro di produzione nazionale) e il tentativo di contenere tali oscillazioni a valle, soprattutto nella vendita al dettaglio nelle fasi di crescita dei prezzi della granella, determinano variazioni dei margini commerciali molto sensibili, che sono dell'ordine del -50% rispetto ai valori dei margini esistenti nel gennaio 2007 in corrispondenza dei picchi di massimo dei prezzi del grano duro¹⁶, per ampliarsi fino al +60% nei momenti di minimo del prezzo della materia prima.

Anche per questa filiera i punti di svolta della serie della farina di semola e ancor di più per quelle delle paste sono posticipati rispetto a quelli della granella.



Fonte: elaborazione su dati ISTAT, 2013.

Fig. 2.13. Dinamica dei prezzi della filiera della pasta di semola

¹⁵ Mentre nel caso della filiera del pane fresco la produzione interna di frumento tenero si aggira intorno al 40% del fabbisogno nazionale e anche nei momenti di maggior tensione non raggiunge mai il 50%.

¹⁶ Come evidenziato da ISMEA (2010: 6), “il forte incremento dei listini all’origine nel biennio 2007-2008 si è riflesso sul prezzo al consumo della pasta di semola, arrivando ad esprimerne una quota superiore al 40%, contro il valore medio del 28% nel quinquennio 2002-2006”. Tale situazione si è ripercossa sulle fasi a valle della filiera determinando un ridimensionamento dell’incidenza della fase di prima (molitoria) e seconda trasformazione (pastaria) e una leggera crescita della fase al dettaglio.

2.2.3. Crescita dei prezzi e volatilità

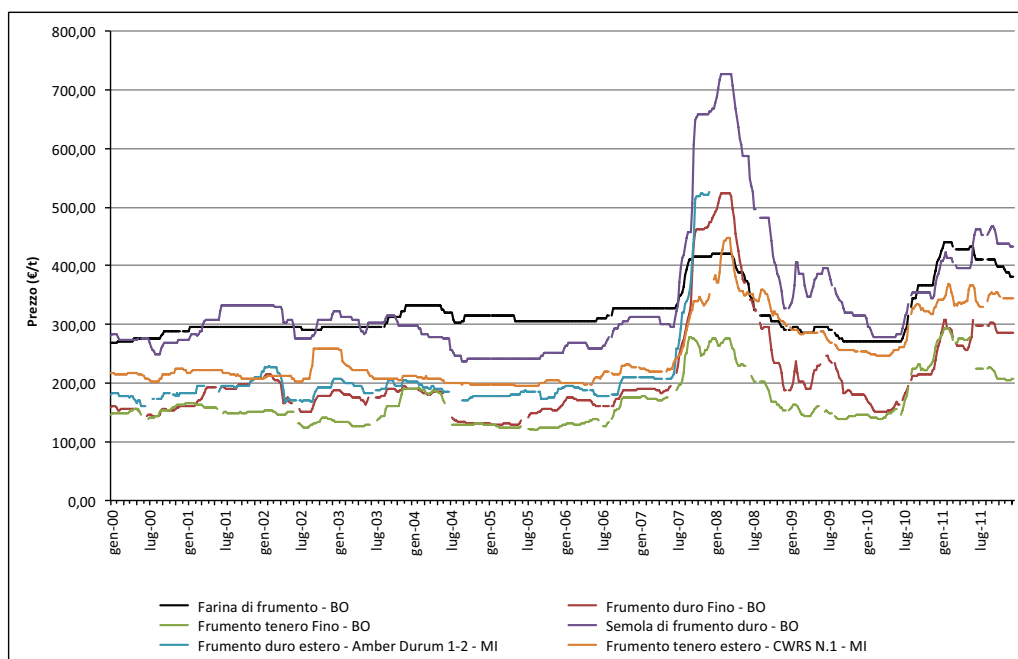
Passando da dati medi trimestrali o mensili a dati settimanali e allungando la prospettiva temporale a tutto il decennio scorso è possibile fare alcune osservazioni circa i cambiamenti nelle serie dei prezzi in termini di livello e di volatilità degli stessi¹⁷.

La Fig. 2.14 riporta alcune serie per il frumento che sono largamente rappresentative del mercato nazionale, comprendendo sia prezzi all'origine del frumento fino (duro e tenero sulla piazza di Bologna) di produzione nazionale, prezzi della materia prima importata (duro e tenero per la piazza di Milano), prezzi delle farine di frumento e della semola di grano duro per la piazza di Bologna. Come si può vedere, l'andamento è piuttosto simile per tutte le serie ed è caratterizzato da un periodo di sostanziale stabilità fino a tutto il 2006, per poi manifestare due picchi in corrispondenza del 2007-08 e del 2011.

La caratteristica fondamentale che emerge dai dati, coerente con il comportamento delle serie dei prezzi sui mercati internazionali, è che, suddividendo l'intero periodo gennaio 2000 – dicembre 2011 in due sottoperiodi (fino a dicembre 2006 e da gennaio 2007 in poi), si vede che (Tab. 2.1):

- a) i prezzi sono mediamente aumentati di un fattore che varia da 1,1 per la serie della farina di frumento a 1,7 per il frumento duro fino;
- b) ancor più è aumentata la volatilità dei prezzi che è cresciuta di un fattore variabile tra 1,9 per il frumento tenero fino e 3,2 per la farina di frumento.

Questa aumentata volatilità ha un impatto notevole sulle decisioni degli operatori e ne condiziona pesantemente le scelte.



Fonte: elaborazione su dati ISMEA.

Fig. 2.14. Prezzi del frumento e dei suoi derivati su alcune piazze italiani

¹⁷ Le serie dei dati settimanali sono state fornite dall'ISMEA – Istituto di Servizi per il Mercato Agricolo Alimentare in virtù di un protocollo firmato tra lo stesso Istituto e il DISEI - Dipartimento per l'Economia e l'Impresa dell'Università degli Studi di Firenze.

Tab. 2.1. Livello medio e volatilità dei prezzi per alcune serie storiche del grano e suoi derivati su alcune piazze italiane nel periodo 2000-2011 (prezzi medi settimanali)

	Frumento duro Fino - BO	Frumento tenero Fino - BO	Farina di frumento - BO	Semola di frumento duro - BO	Frumento duro estero - Amber Durum 1-2 - MI	Frumento tenero estero - CWRS N.1 - MI
2000-2011						
N. osservazioni	579	577	612	613	384	609
Media (€/t)	209,20	168,83	320,13	337,81	204,24	250,65
Dev. st. (€/t)	82,70	44,30	44,73	104,56	62,63	58,20
Coeff. var. (%)	39,53	26,24	13,97	30,95	30,66	23,22
2000-2006						
N. osservazioni	338	342	361	362	336	361
Media (€/t)	168,26	146,08	302,27	283,68	188,47	212,31
Dev. st. (€/t)	22,10	18,94	15,81	29,27	13,43	14,30
Coeff. var. (%)	13,14	12,96	5,23	10,32	7,13	6,73
2007-2011						
N. osservazioni	241	235	251	251	48*	248
Media (€/t)	266,62	201,93	345,81	415,88	314,63*	306,46
Dev. st. (€/t)	100,57	49,53	58,37	123,15	128,27*	52,57
Coeff. var. (%)	37,72	24,53	16,88	29,61	40,77*	17,16
Rapporto 2007-11/2000-06						
Media	1,6	1,4	1,1	1,5	1,7*	1,4
Coeff. var.	2,9	1,9	3,2	2,9	5,7*	2,5

* I prezzi dell'Amber Durum nel secondo sotto-periodo sono disponibili solo per il 2007: le relative statistiche descrittive risentono, pertanto, di questa limitazione.

Fonte: elaborazioni su dati ISMEA.

2.3. Appendice al capitolo 2

Tab. A2.1. Indici dei valori medi unitari all'importazione (VMU), dei prezzi agricoli (IPA), alla produzione (IPP) e al consumo (IPC) dei principali prodotti della filiera del pane (base gennaio 2007=100)

Mese	Frumento (VMU)	Frumento (IPA)	Farine (IPP)	Pane fresco (IPP)	Pane fresco (IPC)
gennaio 2007	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
febbraio 2007	101,9	100,1	101,5	100,2	100,3
marzo 2007	103,2	99,8	101,9	100,4	100,6
aprile 2007	105,2	98,9	102,2	100,6	100,8
maggio 2007	106,6	100,4	102,6	100,9	101,0
giugno 2007	104,9	102,9	102,5	101,4	101,5
luglio 2007	105,8	111,0	108,7	101,7	101,7
agosto 2007	116,6	131,1	115,9	102,2	102,6
settembre 2007	123,0	152,3	127,8	103,0	106,2
ottobre 2007	109,4	152,2	139,4	105,4	109,0
novembre 2007	118,9	145,2	141,6	107,3	111,2
dicembre 2007	123,4	149,7	142,9	107,3	112,0
gennaio 2008	143,5	156,1	144,2	107,4	112,6
febbraio 2008	149,5	153,7	144,0	107,4	113,2
marzo 2008	159,2	157,7	144,6	107,8	113,9
aprile 2008	162,7	149,3	144,5	108,0	114,2
maggio 2008	159,9	136,0	143,8	108,1	114,6
giugno 2008	145,1	133,6	142,5	108,4	114,8
luglio 2008	131,2	121,3	140,4	108,5	115,0
agosto 2008	126,5	116,7	138,5	108,5	115,3
settembre 2008	123,7	115,6	138,0	109,5	115,5
ottobre 2008	122,4	106,3	135,6	109,5	115,5
novembre 2008	116,1	99,6	132,3	109,0	115,7
dicembre 2008	113,8	91,2	129,3	109,0	115,6
gennaio 2009	104,8	92,4	126,3	108,4	115,5
febbraio 2009	106,3	94,7	124,9	108,9	115,6
marzo 2009	99,3	88,6	123,0	108,3	115,7
aprile 2009	96,5	86,8	120,7	108,4	115,7
maggio 2009	96,2	91,5	119,5	108,4	115,8
giugno 2009	100,7	92,4	119,6	108,3	115,9
luglio 2009	97,5	87,0	118,8	108,3	115,8
agosto 2009	92,0	84,6	119,0	108,7	115,9
settembre 2009	90,7	81,5	117,0	108,9	116,0
ottobre 2009	112,1	82,7	114,5	109,2	116,0
novembre 2009	89,9	85,2	114,4	109,0	116,1
dicembre 2009	92,4	85,4	113,5	109,0	116,1
gennaio 2010	90,8	86,0	113,3	110,7	116,1
febbraio 2010	94,7	84,0	111,6	110,6	116,2
marzo 2010	91,6	83,3	110,4	110,5	116,2
aprile 2010	92,6	84,1	109,7	110,5	116,3
maggio 2010	91,4	87,1	109,1	110,4	116,4
giugno 2010	95,1	89,5	108,9	110,4	116,4
luglio 2010	97,3	93,9	109,3	110,5	116,5
agosto 2010	108,0	116,4	116,2	110,6	116,7
settembre 2010	120,5	127,0	127,5	110,7	116,5
ottobre 2010	125,0	127,9	131,8	110,8	116,7
novembre 2010	131,8	131,1	135,2	111,2	116,8
dicembre 2010	136,8	145,8	136,4	111,2	117,1
gennaio 2011	141,1	160,7	143,4	111,4	117,2
febbraio 2011	150,4	167,3	149,2	111,5	117,6
marzo 2011	154,8	159,0	150,5	111,7	117,9

aprile 2011	138,8	157,6	150,2	112,1	118,3
maggio 2011	138,9	156,9	149,8	112,3	118,6
giugno 2011	143,6	151,9	149,4	112,7	118,8
luglio 2011	152,3	134,1	148,0	112,8	119,3
agosto 2011	142,6	132,8	146,9	112,8	119,4
settembre 2011	143,1	133,0	144,5	113,4	119,5
ottobre 2011	144,0	127,3	143,6	113,4	119,8
novembre 2011	141,5	124,9	142,0	113,6	120,0
dicembre 2011	137,3	123,1	141,7	113,6	120,1

Fonte: ISTAT, 2013.

Tab. A.2.2. Indici dei margini commerciali a diversi livelli nella filiera del pane rispetto ai margini esistenti nel gennaio 2007 (base gennaio 2007=100)

Mese	Margini tra pane fresco (IPC) e				Margini tra pane fresco (IPP) e			Margini tra farine (IPP) e	
	Frumento (VMU)	Frumento (IPA)	Farine (IPP)	Pane fresco (IPP)	Frumento (VMU)	Frumento (IPA)	Farine (IPP)	Frumento (VMU)	Frumento (IPA)
gennaio 2007	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
febbraio 2007	0,98	1,00	0,99	1,00	0,98	1,00	0,99	1,00	1,01
marzo 2007	0,97	1,01	0,99	1,00	0,97	1,01	0,99	0,99	1,02
aprile 2007	0,96	1,02	0,99	1,00	0,96	1,02	0,98	0,97	1,03
maggio 2007	0,95	1,01	0,98	1,00	0,95	1,00	0,98	0,96	1,02
giugno 2007	0,97	0,99	0,99	1,00	0,97	0,99	0,99	0,98	1,00
luglio 2007	0,96	0,92	0,94	1,00	0,96	0,92	0,94	1,03	0,98
agosto 2007	0,88	0,78	0,88	1,00	0,88	0,78	0,88	0,99	0,88
settembre 2007	0,86	0,70	0,83	1,03	0,84	0,68	0,81	1,04	0,84
ottobre 2007	1,00	0,72	0,78	1,03	0,96	0,69	0,76	1,27	0,92
novembre 2007	0,93	0,77	0,78	1,04	0,90	0,74	0,76	1,19	0,97
dicembre 2007	0,91	0,75	0,78	1,04	0,87	0,72	0,75	1,16	0,95
gennaio 2008	0,79	0,72	0,78	1,05	0,75	0,69	0,74	1,01	0,92
febbraio 2008	0,76	0,74	0,79	1,05	0,72	0,70	0,75	0,96	0,94
marzo 2008	0,72	0,72	0,79	1,06	0,68	0,68	0,75	0,91	0,92
aprile 2008	0,70	0,77	0,79	1,06	0,66	0,72	0,75	0,89	0,97
maggio 2008	0,72	0,84	0,80	1,06	0,68	0,80	0,75	0,90	1,06
giugno 2008	0,79	0,86	0,81	1,06	0,75	0,81	0,76	0,98	1,07
luglio 2008	0,88	0,95	0,82	1,06	0,83	0,89	0,77	1,07	1,16
agosto 2008	0,91	0,99	0,83	1,06	0,86	0,93	0,78	1,09	1,19
settembre 2008	0,93	1,00	0,84	1,05	0,89	0,95	0,79	1,12	1,19
ottobre 2008	0,94	1,09	0,85	1,05	0,89	1,03	0,81	1,11	1,28
novembre 2008	1,00	1,16	0,87	1,06	0,94	1,09	0,82	1,14	1,33
dicembre 2008	1,02	1,27	0,89	1,06	0,96	1,19	0,84	1,14	1,42
gennaio 2009	1,10	1,25	0,91	1,07	1,03	1,17	0,86	1,21	1,37
febbraio 2009	1,09	1,22	0,93	1,06	1,02	1,15	0,87	1,18	1,32
marzo 2009	1,16	1,31	0,94	1,07	1,09	1,22	0,88	1,24	1,39
aprile 2009	1,20	1,33	0,96	1,07	1,12	1,25	0,90	1,25	1,39
maggio 2009	1,20	1,27	0,97	1,07	1,13	1,18	0,91	1,24	1,31
giugno 2009	1,15	1,25	0,97	1,07	1,08	1,17	0,91	1,19	1,29
luglio 2009	1,19	1,33	0,97	1,07	1,11	1,24	0,91	1,22	1,37
agosto 2009	1,26	1,37	0,97	1,07	1,18	1,28	0,91	1,29	1,41
settembre 2009	1,28	1,42	0,99	1,07	1,20	1,34	0,93	1,29	1,43
ottobre 2009	1,03	1,40	1,01	1,06	0,97	1,32	0,95	1,02	1,38
novembre 2009	1,29	1,36	1,01	1,07	1,21	1,28	0,95	1,27	1,34
dicembre 2009	1,26	1,36	1,02	1,07	1,18	1,28	0,96	1,23	1,33
gennaio 2010	1,28	1,35	1,02	1,05	1,22	1,29	0,98	1,25	1,32
febbraio 2010	1,23	1,38	1,04	1,05	1,17	1,32	0,99	1,18	1,33
marzo 2010	1,27	1,40	1,05	1,05	1,21	1,33	1,00	1,21	1,33
aprile 2010	1,26	1,38	1,06	1,05	1,19	1,31	1,01	1,18	1,31
maggio 2010	1,27	1,34	1,07	1,05	1,21	1,27	1,01	1,19	1,25
giugno 2010	1,22	1,30	1,07	1,05	1,16	1,23	1,01	1,14	1,22
luglio 2010	1,20	1,24	1,07	1,05	1,14	1,18	1,01	1,12	1,16
agosto 2010	1,08	1,00	1,00	1,05	1,02	0,95	0,95	1,08	1,00
settembre 2010	0,97	0,92	0,91	1,05	0,92	0,87	0,87	1,06	1,00
ottobre 2010	0,93	0,91	0,89	1,05	0,89	0,87	0,84	1,05	1,03
novembre 2010	0,89	0,89	0,86	1,05	0,84	0,85	0,82	1,03	1,03
dicembre 2010	0,86	0,80	0,86	1,05	0,81	0,76	0,81	1,00	0,94
gennaio 2011	0,83	0,73	0,82	1,05	0,79	0,69	0,78	1,02	0,89
febbraio 2011	0,78	0,70	0,79	1,05	0,74	0,67	0,75	0,99	0,89
marzo 2011	0,76	0,74	0,78	1,06	0,72	0,70	0,74	0,97	0,95
aprile 2011	0,85	0,75	0,79	1,05	0,81	0,71	0,75	1,08	0,95
maggio 2011	0,85	0,76	0,79	1,06	0,81	0,72	0,75	1,08	0,95
giugno 2011	0,83	0,78	0,80	1,05	0,78	0,74	0,75	1,04	0,98

luglio 2011	0,78	0,89	0,81	1,06	0,74	0,84	0,76	0,97	1,10
agosto 2011	0,84	0,90	0,81	1,06	0,79	0,85	0,77	1,03	1,11
settembre 2011	0,84	0,90	0,83	1,05	0,79	0,85	0,78	1,01	1,09
ottobre 2011	0,83	0,94	0,83	1,06	0,79	0,89	0,79	1,00	1,13
novembre 2011	0,85	0,96	0,85	1,06	0,80	0,91	0,80	1,00	1,14
dicembre 2011	0,88	0,98	0,85	1,06	0,83	0,92	0,80	1,03	1,15

Fonte: ISTAT, 2013.

Tab. A2.3. Indici dei valori medi unitari all'importazione (VMU), dei prezzi agricoli (IPA), alla produzione (IPP) e al consumo (IPC) dei principali prodotti della filiera della pasta (base gennaio 2007=100)

Mese	Frumento (VMU)	Frumento (IPA)	Farine (IPP)	Pane fresco (IPP)	Pane fresco (IPC)
gennaio 2007	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
febbraio 2007	102,7	100,7	101,8	100,8	101,0
marzo 2007	106,4	100,2	100,8	98,8	101,4
aprile 2007	103,9	99,2	99,3	99,1	101,8
maggio 2007	102,7	99,1	98,5	100,2	102,0
giugno 2007	106,0	105,3	101,0	100,8	102,2
luglio 2007	117,0	124,4	122,4	105,6	102,3
agosto 2007	117,5	134,8	136,7	113,1	102,7
settembre 2007	118,7	167,5	146,9	119,4	105,0
ottobre 2007	126,9	223,2	186,1	128,2	108,0
novembre 2007	131,5	224,8	202,4	127,7	109,9
dicembre 2007	136,2	228,3	212,5	134,1	111,0
gennaio 2008	140,1	238,1	212,8	137,5	113,6
febbraio 2008	142,9	249,8	216,9	143,8	120,1
marzo 2008	129,0	252,6	220,2	149,8	124,5
aprile 2008	135,2	239,0	218,5	153,7	127,6
maggio 2008	127,2	214,5	211,9	154,0	130,5
giugno 2008	149,2	192,0	201,9	169,9	133,2
luglio 2008	152,5	176,1	188,9	163,0	137,0
agosto 2008	140,5	168,6	170,4	161,4	138,9
settembre 2008	151,1	157,8	164,8	160,1	140,6
ottobre 2008	151,6	136,3	155,5	161,0	142,2
novembre 2008	135,4	124,7	144,6	159,7	142,7
dicembre 2008	140,6	114,2	135,9	155,0	142,5
gennaio 2009	186,8	110,3	126,0	152,7	142,4
febbraio 2009	101,4	118,8	119,7	146,7	140,3
marzo 2009	135,7	114,9	124,8	147,5	138,2
aprile 2009	141,4	110,6	122,4	146,2	137,4
maggio 2009	142,3	115,1	121,1	145,4	136,7
giugno 2009	140,3	120,0	124,6	145,5	136,2
luglio 2009	149,3	120,7	128,4	145,1	136,1
agosto 2009	107,1	118,5	127,5	146,7	135,9
settembre 2009	106,6	105,6	123,7	145,6	135,9
ottobre 2009	162,4	98,4	119,3	145,7	136,0
novembre 2009	149,3	98,6	117,6	145,4	135,8
dicembre 2009	124,8	96,6	116,0	145,3	135,3
gennaio 2010	127,0	94,5	114,9	145,7	135,2
febbraio 2010	126,7	86,5	112,9	145,0	134,9
marzo 2010	115,1	84,8	106,6	142,7	134,7
aprile 2010	136,3	83,6	105,0	144,1	133,9
maggio 2010	105,2	84,4	107,0	144,2	133,5
giugno 2010	125,8	85,5	106,2	143,7	133,2
luglio 2010	115,5	91,1	109,2	143,1	133,1
agosto 2010	127,3	105,7	111,4	142,0	133,2
settembre 2010	120,2	111,7	120,4	141,6	133,1
ottobre 2010	124,1	110,7	122,7	142,0	132,9
novembre 2010	123,0	111,7	121,9	142,6	132,8
dicembre 2010	122,8	120,8	122,7	142,2	132,5
gennaio 2011	147,5	147,7	135,6	144,3	132,4
febbraio 2011	137,2	150,1	141,9	146,0	132,7
marzo 2011	166,1	145,6	142,8	146,5	133,1
aprile 2011	169,9	139,6	146,0	147,4	133,5

maggio 2011	154,9	139,2	148,2	147,1	133,6
giugno 2011	160,2	144,3	151,6	147,1	133,3
luglio 2011	179,2	149,3	158,3	149,9	133,6
agosto 2011	169,2	149,5	162,1	150,5	133,7
settembre 2011	153,8	151,2	163,2	151,3	133,7
ottobre 2011	160,6	148,2	163,5	151,3	134,0
novembre 2011	155,3	146,8	161,9	151,3	134,3
dicembre 2011	168,2	143,4	158,6	147,7	134,4

Fonte: ISTAT, 2013.

Tab. A.2.4. Indici dei margini commerciali a diversi livelli nella filiera della pasta rispetto ai margini esistenti nel gennaio 2007 (base gennaio 2007=100)

Mese	Margini tra pasta di semola (IPC) e				Margini tra paste alimentari (IPP) e			Margini tra semole e semolini di frumento duro (IPP) e	
	Frumento duro (VMU)	Frumento duro (IPA)	Semole e semolini di frumento duro (IPP)	Paste alimentari (IPP)	Frumento duro (VMU)	Frumento duro (IPA)	Semole e semolini di frumento duro (IPP)	Frumento duro (VMU)	Frumento duro (IPA)
gennaio 2007	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
febbraio 2007	0,98	1,00	0,99	1,00	0,98	1,00	0,99	0,99	1,01
marzo 2007	0,95	1,01	1,01	1,03	0,93	0,99	0,98	0,95	1,01
aprile 2007	0,98	1,03	1,02	1,03	0,95	1,00	1,00	0,96	1,00
maggio 2007	0,99	1,03	1,04	1,02	0,98	1,01	1,02	0,96	0,99
giugno 2007	0,96	0,97	1,01	1,01	0,95	0,96	1,00	0,95	0,96
luglio 2007	0,87	0,82	0,84	0,97	0,90	0,85	0,86	1,05	0,98
agosto 2007	0,87	0,76	0,75	0,91	0,96	0,84	0,83	1,16	1,01
settembre 2007	0,88	0,63	0,71	0,88	1,01	0,71	0,81	1,24	0,88
ottobre 2007	0,85	0,48	0,58	0,84	1,01	0,57	0,69	1,47	0,83
novembre 2007	0,84	0,49	0,54	0,86	0,97	0,57	0,63	1,54	0,90
dicembre 2007	0,82	0,49	0,52	0,83	0,98	0,59	0,63	1,56	0,93
gennaio 2008	0,81	0,48	0,53	0,83	0,98	0,58	0,65	1,52	0,89
febbraio 2008	0,84	0,48	0,55	0,83	1,01	0,58	0,66	1,52	0,87
marzo 2008	0,96	0,49	0,57	0,83	1,16	0,59	0,68	1,71	0,87
aprile 2008	0,94	0,53	0,58	0,83	1,14	0,64	0,70	1,62	0,91
maggio 2008	1,03	0,61	0,62	0,85	1,21	0,72	0,73	1,67	0,99
giugno 2008	0,89	0,69	0,66	0,78	1,14	0,88	0,84	1,35	1,05
luglio 2008	0,90	0,78	0,73	0,84	1,07	0,93	0,86	1,24	1,07
agosto 2008	0,99	0,82	0,82	0,86	1,15	0,96	0,95	1,21	1,01
settembre 2008	0,93	0,89	0,85	0,88	1,06	1,01	0,97	1,09	1,04
ottobre 2008	0,94	1,04	0,91	0,88	1,06	1,18	1,04	1,03	1,14
novembre 2008	1,05	1,14	0,99	0,89	1,18	1,28	1,10	1,07	1,16
dicembre 2008	1,01	1,25	1,05	0,92	1,10	1,36	1,14	0,97	1,19
gennaio 2009	0,76	1,29	1,13	0,93	0,82	1,38	1,21	0,67	1,14
febbraio 2009	1,38	1,18	1,17	0,96	1,45	1,23	1,23	1,18	1,01
marzo 2009	1,02	1,20	1,11	0,94	1,09	1,28	1,18	0,92	1,09
aprile 2009	0,97	1,24	1,12	0,94	1,03	1,32	1,19	0,87	1,11
maggio 2009	0,96	1,19	1,13	0,94	1,02	1,26	1,20	0,85	1,05
giugno 2009	0,97	1,13	1,09	0,94	1,04	1,21	1,17	0,89	1,04
luglio 2009	0,91	1,13	1,06	0,94	0,97	1,20	1,13	0,86	1,06
agosto 2009	1,27	1,15	1,07	0,93	1,37	1,24	1,15	1,19	1,08
settembre 2009	1,27	1,29	1,10	0,93	1,37	1,38	1,18	1,16	1,17
ottobre 2009	0,84	1,38	1,14	0,93	0,90	1,48	1,22	0,73	1,21
novembre 2009	0,91	1,38	1,16	0,93	0,97	1,47	1,24	0,79	1,19
dicembre 2009	1,08	1,40	1,17	0,93	1,16	1,50	1,25	0,93	1,20
gennaio 2010	1,06	1,43	1,18	0,93	1,15	1,54	1,27	0,91	1,22
febbraio 2010	1,06	1,56	1,20	0,93	1,14	1,68	1,28	0,89	1,31
marzo 2010	1,17	1,59	1,26	0,94	1,24	1,68	1,34	0,93	1,26
aprile 2010	0,98	1,60	1,28	0,93	1,06	1,72	1,37	0,77	1,26
maggio 2010	1,27	1,58	1,25	0,93	1,37	1,71	1,35	1,02	1,27
giugno 2010	1,06	1,56	1,25	0,93	1,14	1,68	1,35	0,84	1,24
luglio 2010	1,15	1,46	1,22	0,93	1,24	1,57	1,31	0,95	1,20
agosto 2010	1,05	1,26	1,20	0,94	1,12	1,34	1,27	0,87	1,05
settembre 2010	1,11	1,19	1,10	0,94	1,18	1,27	1,18	1,00	1,08
ottobre 2010	1,07	1,20	1,08	0,94	1,14	1,28	1,16	0,99	1,11
novembre 2010	1,08	1,19	1,09	0,93	1,16	1,28	1,17	0,99	1,09
dicembre 2010	1,08	1,10	1,08	0,93	1,16	1,18	1,16	1,00	1,02
gennaio 2011	0,90	0,90	0,98	0,92	0,98	0,98	1,06	0,92	0,92
febbraio 2011	0,97	0,88	0,93	0,91	1,06	0,97	1,03	1,03	0,95
marzo 2011	0,80	0,91	0,93	0,91	0,88	1,01	1,03	0,86	0,98

aprile 2011	0,79	0,96	0,91	0,91	0,87	1,06	1,01	0,86	1,05
maggio 2011	0,86	0,96	0,90	0,91	0,95	1,06	0,99	0,96	1,06
giugno 2011	0,83	0,92	0,88	0,91	0,92	1,02	0,97	0,95	1,05
luglio 2011	0,75	0,89	0,84	0,89	0,84	1,00	0,95	0,88	1,06
agosto 2011	0,79	0,89	0,83	0,89	0,89	1,01	0,93	0,96	1,08
settembre 2011	0,87	0,88	0,82	0,88	0,98	1,00	0,93	1,06	1,08
ottobre 2011	0,83	0,90	0,82	0,89	0,94	1,02	0,93	1,02	1,10
novembre 2011	0,86	0,91	0,83	0,89	0,97	1,03	0,93	1,04	1,10
dicembre 2011	0,80	0,94	0,85	0,91	0,88	1,03	0,93	0,94	1,11

Fonte: ISTAT, 2013.

3. Fonti statistiche e costruzione della banca dati

L'analisi della trasmissione dei prezzi lungo una filiera come quella del grano duro richiede preliminarmente la costruzione di una banca dati dei prezzi che contenga dati omogenei in termini di disaggregazione temporale e, nel caso di quotazioni sui mercati esteri, espressi nella stessa valuta. Di seguito saranno illustrate le principali fonti utilizzate e le operazioni effettuate per la costruzione della banca dati.

3.1. Le fonti

I dati sono stati ricavati principalmente da 4 fonti: la banca dati Datima dell' Istituto di Servizi per il Mercato Agricolo Alimentare (ISMEA), l'indagine panel ISMEA-NIELSEN, Agriculture and Agri-food Canada e l'International Grain Council. Le singole serie storiche, con l'indicazione della fonte e delle eventuali procedure di omogeneizzazione sono elencati nella tabella 2.1. Quasi tutte le serie coprono il periodo gennaio 2000 – luglio 2011.

Tabella 3.1. Variabili dei dataset sui prezzi del Grano duro

NOME VAR	DESCRIZIONE	Fonte	Note
BM_CT	Buono Mercantile Catania	ISMEA	
BM_FG	Buono Mercantile Foggia	ISMEA	
BM_GR	Buono Mercantile Grosseto	ISMEA	
BM_PA	Buono Mercantile Palermo	ISMEA	
BM_PE	Buono Mercantile Pescara	ISMEA	
BM_RM	Buono Mercantile Roma	ISMEA	
FI_BO	Fino Bologna	ISMEA	
FI_CT	Fino Catania	ISMEA	
FI_FG	Fino Foggia	ISMEA	
FI_GR	Fino Grosseto	ISMEA	
FI_PA	Fino Palermo	ISMEA	
FI_PE	Fino Pescara	ISMEA	
FI_RM	Fino Roma	ISMEA	
ME_FG	Mercantile Foggia	ISMEA	
ME_PA	Mercantile Palermo	ISMEA	
SE_BO	Semola Bologna	ISMEA	
SE_FG	Semola Foggia	ISMEA	
SE_MI	Semola Milano	ISMEA	
PASTA	Pasta di semola	ISMEA- NIELSEN	solo dati quadrisettimanali
		Agriculture and Agri-food Canada	Prezzo FOB in CAD convertito in Euro e aumentato dei noli Gulf to Europe da fonte (IGC)
CWAD_CIF	Canadian Amber Durum CIF		

Datima - ISMEA è un insieme di banche dati statistiche dei mercati agricoli nato negli anni '70, che contiene, fra l'altro, dati settimanali sui prezzi disaggregati per prodotto, piazza e categoria merceologica rilevati sui principali mercati italiani.

Il panel ISMEA Nielsen è un'indagine campionaria realizzata per analizzare e monitorare l'andamento dei consumi domestici di circa 250 prodotti alimentari. L'indagine

ha avuto inizio nel 1997 su un campione di circa 6000 famiglie rappresentativo dell'universo delle famiglie italiane (ISMEA, s.d.). Incrociando i dati relativi alla spesa e alle quantità acquistate settimanalmente si ottengono i valori unitari per prodotto, assimilabili a prezzi di acquisto. Le serie sono diffuse con frequenza temporale quadrisettimanale.

I dati di fonte ISMEA sono stati acquisiti direttamente dall'ISMEA in forma disaggregata e con frequenza settimanale in forza di un apposito protocollo di intesa. I dati successivamente sono stati riaggregati temporalmente in modo da poter uniformare le serie DATIMA con quelle ISMEA-NIELSEN.

Agriculture and Agrifood Canada (<http://www.agr.gc.ca>) è il sito web del Department of Agriculture del Governo Canadese. Il Market Analysis Group pubblica dati sui prezzi settimanali FOB¹⁸ dei cereali Canadesi franco porto di St. Lawrence. Le serie storiche sono disponibili dietro richiesta scritta.

L'International Grain Council (IGC) è un forum intergovernativo per la cooperazione in materia di commercio di cereali, istituito nell'ambito della Convenzione sul Commercio del Grano del 1995. Fra le sue attività c'è anche la diffusione di informazioni sulle tariffe settimanali dei noli di trasporto dal Golfo a Rotterdam. Anche in questo caso i dati sono stati resi disponibili a seguito di richiesta scritta.

3.2. La costruzione della banca dati

La costruzione di una banca dati omogenea ha richiesto operazioni distinte per la conversione dei prezzi FOB canadesi in prezzi CIF¹⁹ in Euro, per l'aggregazione temporale delle diverse serie e per l'imputazione dei valori mancanti.

3.2.1. Aggregazione temporale e omogeneizzazione dei dati

Per il grano Canadese *Winter Amber Durum* la serie originale riportava i prezzi settimanali FOB a Saint Lawrence espressi in dollari canadesi. Si è operata la conversione in Euro utilizzando le medie settimanali dei tassi giornalieri ufficiali pubblicati sul sito della Banca Centrale Europea (ECB). Per ottenere il prezzo CIF, ai prezzi FOB in Euro è stato aggiunto l'importo dei noli a tonnellata stimato dall'International Grain Council (opportunamente convertito da dollari statunitensi ad Euro con i tassi ECB). La procedura ipotizza quindi un adattamento istantaneo ai tassi di cambio come in (Esposti e Listorti, 2010).

Per la conversione dei prezzi ISMEA da settimanali a mensili si è utilizzata una procedura distinta per i prezzi alla produzione e per il prezzo al consumo della pasta di semola di grano duro. Nel primo caso l'ISMEA indica le settimane con il riferimento al mese (es. Aprile 1^a, Aprile 2^a) e le settimane a cavallo di due mesi sono generalmente attribuite al mese successivo. Ordinando le settimane nell'anno si è riscontrata una buona compatibilità dei dati canadesi (dove le settimane sono indicate con la data del venerdì corrispondente) con i dati di fonte ISMEA. Di conseguenza si è proceduto anche per i dati canadesi all'attribuzione delle settimane ai mesi seguendo la procedura adottata per quelli italiani.

Nel secondo caso i dati ISMEA-NIELSEN sono rilevati solo a frequenza quadrisettimanale con indicazione della data corrispondente all'ultimo sabato della quarta

¹⁸ FOB (*free on board*) è il prezzo franco a bordo al porto di partenza.

¹⁹ CIF (*cost, insurance and freight*) è il prezzo inclusivo di costo, assicurazione e nolo fino al porto di arrivo.

settimana. Per costruire il dataset mensile si è attribuito pro-quota il dato ai mesi sovrapposti al periodo quadsirettimanale.

3.2.2. *Trattamento dei valori mancanti*

Le serie storiche di fonte ISMEA presentano valori mancanti con frequenze differenziate da serie a serie. La seguente tabella mostra la percentuale di valori mancanti per le singole serie. Nel caso delle serie mensili i valori mancanti hanno un'incidenza minore per il semplice fatto che le medie mensili sono state calcolate anche quando il numero di settimane nel mese con valori validi era inferiore a 4.

Tab. 3.2 Incidenza percentuale dei valori mancanti nelle serie storiche

	% missing values	
	Dati settimanali	Dati mensili
BM_CT	7%	1%
BM_FG	5%	0%
BM_GR	12%	3%
BM_PA	8%	1%
BM_PE	14%	5%
BM_RM	19%	13%
FI_BO	7%	2%
FI_CT	5%	0%
FI_FG	4%	0%
FI_GR	13%	4%
FI_PA	6%	0%
FI_PE	14%	4%
FI_RM	8%	1%
ME_FG	15%	10%
ME_PA	34%	29%
SE_BO	1%	0%
SE_FG	1%	0%
SE_MI	2%	0%
PASTA		0%
CWAD_CIF	0%	0%

Per consentire le elaborazioni econometriche i valori mancanti sono stati sostituiti con stime ottenute con il metodo dell'interpolazione lineare.

4. Caratteristiche delle serie dei prezzi

In questo capitolo saranno illustrate le principali caratteristiche delle serie storiche dei prezzi, esaminate con riferimento alle loro proprietà statistiche. Tale analisi, condotta su ciascuna serie, è necessaria per poter procedere successivamente all'analisi e alla stima di modelli delle *relazioni* tra serie.

I prezzi agricoli oltre ad essere soggetti a stagionalità (Tomek and Robinson, 1990), evidenziano altri comportamenti tipici delle serie storiche finanziarie con grado via via maggiore all'aumentare della frequenza delle serie. In particolare, possono essere distribuiti non normalmente con frequenze più alte nelle code della distribuzione, avere funzioni di autocorrelazione che decadono molto lentamente (*long memory*), e mostrare comportamenti caotici (Wei and Leuthold, 1998). Un'altra caratteristica di molti prezzi agricoli è la non stazionarietà (Ardeni, 1989), anche se la pervasività del fenomeno può essere dovuta ad errori di specificazione dei test (Wang e Tomek, 2007). Infine, la recente bolla delle *commodities* ha messo in evidenza anche comportamenti di tipo esplosivo (Gutierrez, 2011), legati fra l'altro alla formazione di bolle speculative sui mercati derivati (Gilbert, 2010).

Tutte queste caratteristiche possono contribuire a spiegare, da un punto di vista statistico, le forti dinamiche non lineari osservate nell'andamento dei prezzi dei principali prodotti agricoli, ed in particolar modo dei cereali, negli ultimi anni (Esposti e Listorti, 2010). Di seguito verranno presentate l'analisi grafica delle serie unitamente ad i test statistici per le caratteristiche di normalità, stagionalità, autocorrelazione, stazionarietà ed esplosività. Mentre l'analisi grafica è effettuata sulle serie grezze, i test statistici sono stati effettuati previa trasformazione logaritmica delle serie stesse, sia perché l'analisi grafica suggerisce l'opportunità di questa trasformazione, sia perché l'analisi successiva, volta ad individuare l'elasticità di trasmissione delle variazioni tra serie di prezzi risulta semplificata dall'adozione della trasformazione logaritmica.

4.1. Analisi grafica e correlazioni

Per facilitare l'ispezione grafica, le serie dei prezzi mensili del Grano Duro sono state suddivise in 4 sottoinsiemi: Mercantile, Buono Mercantile, Fino (compreso l'Amber Durum di importazione), Semola e Pasta (prezzo al consumo). Inoltre per le piazze di Foggia e Palermo, per le quali i dati relativi alle diverse categorie merceologiche sono disponibili, sono stati plottati insieme tutti i prezzi per evidenziare la relazione che intercorre tra gli stessi.

Per quanto riguarda le tre categorie merceologiche del grano duro tutti i grafici (Figg. 4.1, 4.2 e 4.3) evidenziano il forte picco dei prezzi nel 2008, caratteristica questa che accomuna il grano duro ad altri cereali (Esposti e Listorti, 2010) e alle *commodities* agricole ed energetiche più in generale (Gilbert, 2010). Anche nella fase di "bolla" del 2007/08 le serie sembrano muoversi insieme con una forte correlazione.

A questa tendenza si contrappongono due eccezioni. La prima riguarda le quotazioni per due piazze del grano duro mercantile (Palermo e Foggia) che durante la bolla sembrano riavvicinarsi fino a sovrapporsi mentre negli altri periodi mantengono un differenziale di prezzo. La seconda eccezione riguarda l'*amber durum* canadese che durante il 2007/08 aumenta il premio di prezzo sulle quotazioni nazionali. Questo in parte può essere dovuto sia alle variazioni dei tassi di cambio, sia al marcato aumento dei noli di trasporto, entrambi fattori rilevanti nella determinazione del prezzo CIF del grano di importazione.

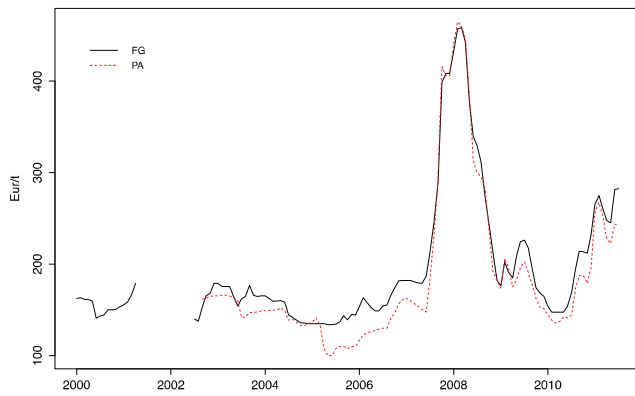


Fig. 4.1. Grano duro mercantile

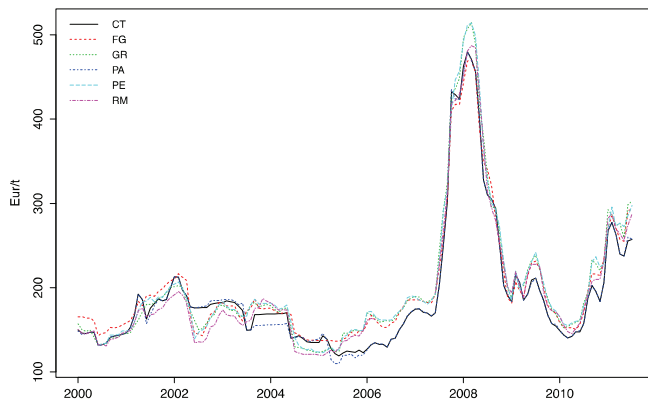


Fig. 4.2. Grano duro Buono Mercantile

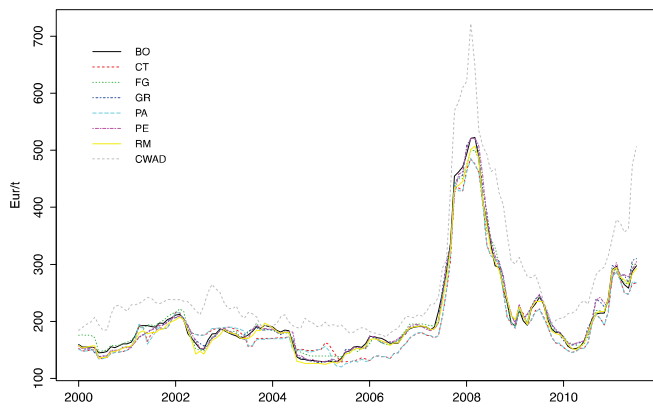


Fig. 4.3. Grano duro Fino e *Canadian Winter Amber Durum*

Oltre al comportamento durante la bolla è interessante rilevare come per i grani nazionali delle categorie merceologiche buono, mercantile e fino si possano distinguere almeno due gruppi di piazze che presentano andamenti dei prezzi diversi fra gruppi ma simili all'interno di ciascun gruppo: isole (Catania e Palermo), Italia peninsulare (Foggia, Grosseto, Roma, Pescara e Bologna). Questo aspetto è evidenziato anche dalle matrici di correlazione fra le serie dei prezzi in differenze (Tabb. 4.1 e 4.2) che mostrano generalmente valori molto alti (>0,8) del coefficiente di correlazione per tutte le coppie di serie con la sola eccezione del grano duro Canadese.

Tab. 4.1. Coefficienti di Correlazione delle serie in differenze: Buono Mercantile

	CT	FG	GR	PA	PE	RM
CT	1.00					
FG	0.86	1.00				
GR	0.84	0.87	1.00			
PA	0.99	0.85	0.83	1.00		
PE	0.84	0.86	0.91	0.82	1.00	
RM	0.89	0.91	0.91	0.87	0.91	1.00

In neretto coeff. corr. >0.9

Tab. 4.2. Coefficienti di Correlazione delle serie in differenze: Fino e Canadian Winter Amber Durum

	BO	CT	FG	GR	PA	PE	RM	CWAD
BO	1.00							
CT	0.87	1.00						
FG	0.94	0.89	1.00					
GR	0.92	0.86	0.90	1.00				
PA	0.87	0.99	0.88	0.84	1.00			
PE	0.87	0.85	0.88	0.93	0.82	1.00		
RM	0.97	0.88	0.94	0.92	0.88	0.89	1.00	
CWAD	0.70	0.64	0.70	0.62	0.65	0.58	0.66	1.00

In neretto coefficiente di correlazione > 0.9

Le serie storiche per le fasi a valle della filiera del grano duro sono relative ai prezzi della semola e a quelli della pasta al consumo. Anche in questo caso due serie della semola (Bologna e Milano) hanno valori quasi sovrapposti mentre la quotazione di Foggia è sempre inferiore alle altre eccetto che nel periodo di bolla (Fig. 4.4). Si noti che la semola di grano duro ha un picco nel mese di marzo 2008 mentre il picco corrispondente per la pasta si registra nel mese di agosto 2008 con un ritardo di 5-6 mesi.

Infine sono stati riportati nello stesso grafico (Fig. 4.5) i prezzi relativi alle tre categorie merceologiche del grano relativamente alle piazze di Foggia e di Palermo, per le quali sono disponibili i dati. È evidente il premio di prezzo che le categorie superiori comandano su quelle inferiori. La distanza verticale tra le serie sembra accentuarsi nei picchi di prezzo favorendo un'interpretazione del premio come percentuale sul prezzo della categoria inferiore e una modellizzazione delle serie in logaritmi.

Altra caratteristica piuttosto evidente è la non sovrapponibilità delle serie relative a Foggia con quelle di Palermo, soprattutto per gli anni antecedenti la bolla del 2007/08.

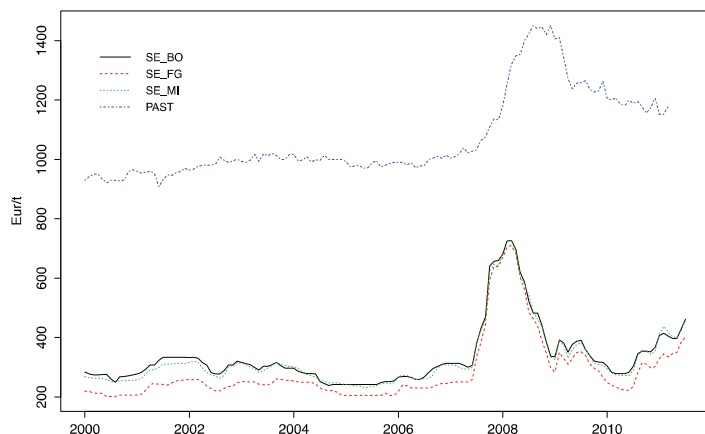


Fig. 4.4. Semola di Grano duro e pasta

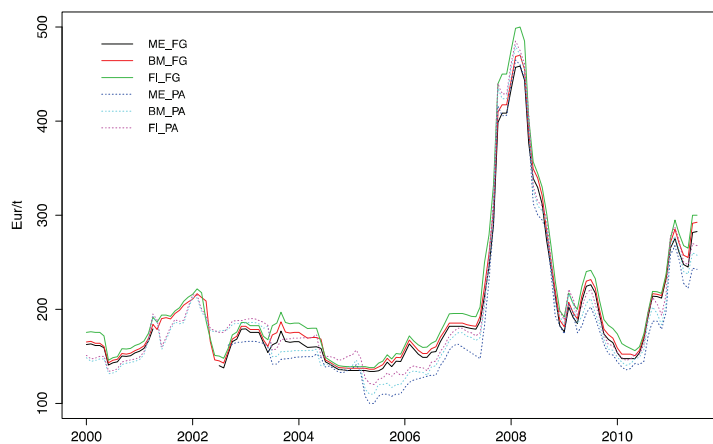


Fig. 4.5. Grano duro: Palermo e Foggia

4.2. Normalità

I test di normalità per i logaritmi dei prezzi consentono di rifiutare l'ipotesi di normalità per tutte le serie (Tab. 4.3). Questo risultato non è inatteso. Verga e Zuppiroli (2003) forniscono evidenza di leptocurtosi nei residui di un VAR²⁰ sui prezzi europei del frumento. Anche Esposti e Listorti (2010) riportano forti deviazioni dalla normalità per serie settimanali dei prezzi (e delle relative trasformate logaritmiche) dei cereali in Italia. Questo risultato potrebbe suggerire la presenza di dinamiche non lineari nel modello statistico sottostante all'andamento osservato dei prezzi (Wei e Leuthold, 1998).

²⁰ Il VAR è un modello vettoriale auto regressivo (*cf.* cap. 5).

**Tab. 4.3. Test di normalità per le serie dei prezzi
(*p* values in parentesi)**

	Jarque Bera χ^2		Shapiro Wilk W test	
BM_CT	70.7	(0.00)	0.86	(0.00)
BM_FG	69.1	(0.00)	0.85	(0.00)
BM_GR	58.7	(0.00)	0.87	(0.00)
BM_PA	61.7	(0.00)	0.88	(0.00)
BM_PE	53.5	(0.00)	0.88	(0.00)
BM_RM	55.3	(0.00)	0.88	(0.00)
FI_BO	73.8	(0.00)	0.86	(0.00)
FI_CT	78.2	(0.00)	0.85	(0.00)
FI_FG	70.9	(0.00)	0.85	(0.00)
FI_GR	60.0	(0.00)	0.87	(0.00)
FI_PA	68.2	(0.00)	0.86	(0.00)
FI_PE	62.8	(0.00)	0.87	(0.00)
FI_RM	56.8	(0.00)	0.88	(0.00)
CW_AD	70.1	(0.00)	0.81	(0.00)
ME_FG	86.3	(0.00)	0.81	(0.00)
ME_PA	29.1	(0.00)	0.89	(0.00)
SE_BO	78.8	(0.00)	0.85	(0.00)
SE_FG	98.5	(0.00)	0.79	(0.00)
SE_MI	80.5	(0.00)	0.84	(0.00)
PAST	26.8	(0.00)	0.83	(0.00)

4.3. Autocorrelazione parziale e stagionalità

Le serie dei prezzi dei cereali sono generalmente affette dall'impatto della stagionalità del raccolto su una domanda quasi costante durante l'anno. Nel caso di prodotti immagazzinabili come il grano, il prezzo è minimo subito dopo il raccolto e poi cresce nei mesi successivi riflettendo il costo di immagazzinamento e/o le attese sulle condizioni di mercato future (Hudson, 2007, p. 212). Verga e Zuppiroli (2003) evidenziano la presenza di variazioni stagionali nei prezzi settimanali del frumento tenero in Europa. Esposti e Listorti (2010) invece trovano solo una debole evidenza di stagionalità nei prezzi dei cereali per gli anni 2006-10, a cavallo della bolla dei prezzi. Secondo gli autori è proprio la bolla, con i suoi andamenti fortemente non lineari a nascondere il comportamento stagionale delle serie.

Nel caso del grano duro dalla stima dei coefficienti di autocorrelazione parziale (pac) per diversi ritardi o *lag* (fino a 15) eseguita sull'intero periodo (gennaio 2000, luglio 2011) non emerge una chiara indicazione di stagionalità. Tutte le serie presentano un coefficiente di autocorrelazione parziale molto alto per il primo ritardo e i coefficienti significativi per i ritardi successivi non interessano mai i 12 mesi, il ritardo a cui è associato il comportamento stagionale di serie mensili (Tab. 4.4).

Tab. 4.4. Stagionalità e autocorrelazione parziale: 2000-2011

	Max_pac	al lag	ultimo lag consecutivo con pac significativo	altri lag significativi		
BM_CT	0.96	1	2	6		
BM_FG	0.96	1	2			
BM_GR	0.97	1	2	4	6	8
BM_PA	0.96	1	2	5	6	
BM_PE	0.96	1	2			
BM_RM	0.98	1	2	4	6	8
FI_BO	0.97	1	2	4		
FI_CT	0.96	1	2	6		
FI_FG	0.97	1	2			
FI_GR	0.97	1	2	4	8	
FI_PA	0.96	1	2	5	6	
FI_PE	0.97	1	2			
FI_RM	0.97	1	2	8		
CW_AD	0.96	1	2			
ME_FG	0.97	1	2	4	8	15
ME_PA	0.97	1	2	6		
SE_BO	0.97	1	2	4		
SE_FG	0.97	1	2	4		
SE_MI	0.97	1	2	4		
PAST	0.98	1	1	5	13	

Tuttavia se si divide il periodo sotto esame in due sottoperiodi (gennaio 2000-dicembre 2006 e gennaio 2007-luglio 2011), si può notare che nel primo periodo, quello non interessato dalla bolla, per diverse serie il pac relativo al ritardo di 12 mesi è significativo (Tab. 4.5).

Tab. 4.5. Stagionalità e autocorrelazione parziale: 2000-2006

	Max_pac	al lag	ultimo lag consecutivo con pac significativo	altri lag significativi		
BM_CT	0.94	1	2	12		
BM_FG	0.92	1	2	10		
BM_GR	0.94	1	2	9	13	
BM_PA	0.94	1	2			
BM_PE	0.92	1	2			
BM_RM	0.93	1	2	12		
FI_BO	0.94	1	2	10		
FI_CT	0.94	1	2	12	13	
FI_FG	0.92	1	2			
FI_GR	0.94	1	2	13		
FI_PA	0.93	1	2	12		

FI_PE	0.92	1	2	13	
FI_RM	0.93	1	2		
CW_AD	0.92	1	4		
ME_FG	0.86	1	2	12	15
ME_PA	0.93	1	2		
SE_BO	0.96	1	2	10	
SE_FG	0.94	1	2		
SE_MI	0.95	1	2	10	
PAST	0.87	1	1	5	7

Questi dati confermano quindi quanto evidenziato da Esposti e Listorti (2010). Anche l'analisi grafica delle medie per singolo mese delle serie mostra un comportamento stagionale molto più accentuato nella prima parte del periodo esaminato (Figg. 4.6 e 4.7).

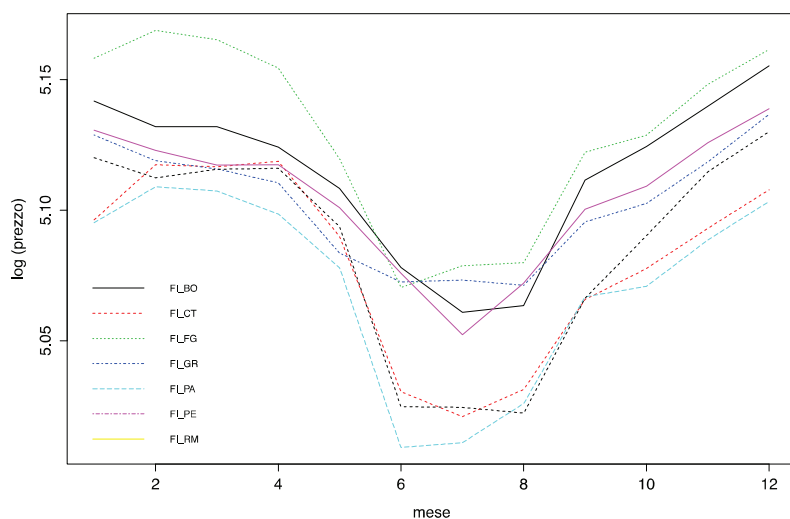


Fig. 4.6. Medie mensili dei prezzi (log) – 2000-2006

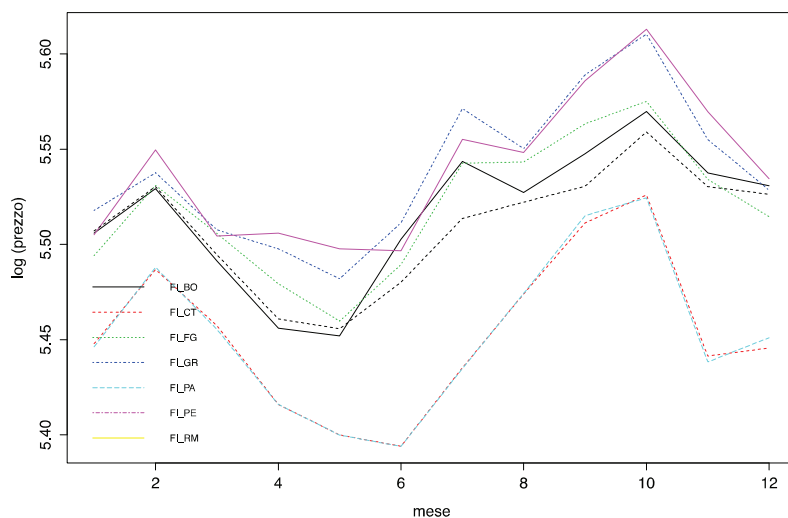


Fig. 4.7. Medie mensili dei prezzi (log) – 2007-2011

4.4. Stazionarietà

Nella valutazione del comportamento non lineare delle serie dei prezzi un ruolo chiave è rivestito dalla presenza di radici unitarie o non stazionarietà delle serie. Per i prezzi del grano duro si è eseguito il test ADF - Augmented Dickey e Fuller (1981) - e KPSS - Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992), sia sulle serie in livello (esprese in logaritmi), sia sulle differenze.

Poiché la presenza di stagionalità nelle serie può comportare problemi di dimensione e potenza nei test per radici unitarie (Demetrescu e Hassler, 2007), l'equazione per il test ADF include 11 *dummies* mensili. Il numero di ritardi inclusi è pari a 12:

$$\Delta p_t = \alpha + \rho p_{t-1} + \sum_{j=1}^{11} d_{jt} + \sum_{i=1}^{12} \Delta p_{t-i} + \varepsilon_t . \quad (4.1)$$

Secondo il test ADF²¹ (Tab. 4.6) non si può rifiutare al 5% di significatività l'ipotesi di non stazionarietà delle serie dei prezzi in livelli. Unica eccezione è il prezzo del grano duro fino sulla piazza di Catania per il quale il test dà una significatività del 3%. Questo risultato può apparire paradossale visto l'andamento molto simile delle serie dei prezzi del grano duro di categoria fine sulle diverse piazze e le evidenti dinamiche non lineari condivise da tutte le serie. Tuttavia si deve osservare che anche per le piazze di Foggia e Bologna il test ADF non fornisce risultati netti ($p < 0,15$). Problemi di dimensione del test (cioè la tendenza a rifiutare l'ipotesi nulla quando è vera) possono essere fra l'altro dovuti al comportamento del test ADF in campioni finiti (Phillips e Xsiao, 1999).

²¹ Nel test ADF la statistica t associata con il coefficiente ρ è confrontata con appositi valori critici.

Tab. 4.6. Stazionarietà: logaritmi delle serie in livelli

	ADF	p	KPSS mu	5%CV mu
BM_CT	-2.29	0.21	0.59	0.46
BM_FG	-2.55	0.11	0.76	0.46
BM_GR	-1.64	0.45	0.94	0.46
BM_PA	-2.03	0.30	0.60	0.46
BM_PE	-1.97	0.32	0.75	0.46
BM_RM	-1.65	0.44	0.88	0.46
FI_BO	-2.46	0.14	0.79	0.46
FI_CT	-3.15	0.03	0.65	0.46
FI_FG	-2.48	0.14	0.78	0.46
FI_GR	-0.42	0.90	0.93	0.46
FI_PA	-2.09	0.28	0.65	0.46
FI_PE	-1.78	0.40	0.94	0.46
FI_RM	-1.40	0.54	0.91	0.46
CW_AD	-1.64	0.45	0.83	0.46
ME_FG	-1.61	0.46	1.05	0.46
ME_PA	-2.65	0.09	0.60	0.46
SE_BO	-2.24	0.22	0.81	0.46
SE_FG	-1.72	0.42	1.01	0.46
SE_MI	-2.72	0.08	0.89	0.46
PAST	-1.49	0.50	0.49	0.46

Tab. 4.7. Stazionarietà: logaritmi delle serie in differenze

	ADF	p	KPSS mu	5%CV mu
BM_CT	-6.98	0.00	0.07	0.46
BM_FG	-6.25	0.00	0.07	0.46
BM_GR	-7.34	0.00	0.07	0.46
BM_PA	-7.11	0.00	0.07	0.46
BM_PE	-6.27	0.00	0.06	0.46
BM_RM	-5.55	0.00	0.13	0.46
FI_BO	-5.87	0.00	0.06	0.46
FI_CT	-6.49	0.00	0.06	0.46
FI_FG	-6.11	0.00	0.07	0.46
FI_GR	-7.26	0.00	0.06	0.46
FI_PA	-6.75	0.00	0.07	0.46
FI_PE	-6.61	0.00	0.06	0.46
FI_RM	-6.13	0.00	0.06	0.46
CW_AD	-6.68	0.00	0.11	0.46
ME_FG	-6.11	0.00	0.06	0.46
ME_PA	-5.23	0.00	0.09	0.46
SE_BO	-6.75	0.00	0.07	0.46
SE_FG	-6.20	0.00	0.06	0.46
SE_MI	-6.64	0.00	0.07	0.46
PAST	-7.87	0.00	0.11	0.46

ADF: il test include una costante, 11 *dummies* stagionali e i *lag* significativi fino a 12; KPSS: il test, eseguito su variabili destagionalizzate, include 4 *lag*.

Risultati più in linea con le attese si ottengono invece dal test KPSS eseguito su variabili destagionalizzate, con una costante e senza trend (Tab. 4.7). La statistica μ indica per tutte le serie il rifiuto dell'ipotesi nulla di stazionarietà al 5% di significatività. Tuttavia si deve notare che per tutte le serie relative alle piazze di Catania e di Palermo il valore della statistica μ si pone al di sotto del valore critico relativo all'1% di significatività del test. Per queste piazze quindi anche il test KPSS fornisce risultati incerti.

Tutti i test eseguiti sulle serie in differenze invece confermano la stazionarietà delle stesse. In conclusione, pur con le incertezze ricordate sopra, le serie in livello dei prezzi del grano duro (espresse in logaritmi) sembrano essere integrate di ordine uno (I(1)), un risultato questo simile a quello ottenuto in precedenza da Verga e Zuppiroli (2003) e da Esposti e Listorti (2010). Questi ultimi autori tuttavia fanno notare come serie I(1) non possono dare origine alle forti non linearità come la bolla del 2007/08 e suggeriscono di verificare direttamente l'esplosività dei prezzi durante la bolla con test appositi come quelli descritti nel prossimo paragrafo.

4.5. *Esplosività delle serie*

La bolla delle *commodity* del 2007/08 con i suoi aumenti dei prezzi fino al 300% è un esempio di esuberanza o comportamento esplosivo delle serie storiche. Dal punto di vista statistico il comportamento esplosivo è caratterizzato dalla presenza nel polinomio caratteristico della serie di una radice esplosiva (maggiore di uno in modulo) accanto ad una radice unitaria (Nielsen, 2010). Phillips, Wu e Yu (2011) propongono di individuare le bolle mediante un test ADF ricorsivo di tipo *forward* il cui valore superiore (o supremo) è confrontato con appositi valori critici.

Il test ADF, unidirezionale destro, ha come ipotesi alternativa la presenza di radici esplosive positive (l'ipotesi nulla è sempre l'esistenza di una radice unitaria). Il test è condotto ricorsivamente su frazioni del campione aventi la stessa data di inizio. La data di fine, inizialmente pari a una frazione $r = r_0$ del campione, è progressivamente spostata in avanti nel tempo fino a quando $r = 1$. La frazione r_0 è scelta in modo da garantire un numero di osservazioni sufficiente per garantire l'efficienza degli stimatori, nel nostro caso è pari a 36 mensilità ovvero il 25% del campione.

La procedura consente anche di individuare il timing di inizio e di fine della bolla. Riportando in grafico il valore della statistica ricorsiva i due momenti sono individuati rispettivamente dalla prima intersecazione dal basso e successivamente dall'alto della linea orizzontale che corrisponde al valore critico del test sup ADF, al livello di significatività desiderato. La tecnica di analisi modificata da Phillips, Shi e Yu (2011) permette inoltre di individuare le bolle in tempo reale nella loro fase iniziale.

Una nota importante riguarda la specificazione dell'equazione con cui condurre il test. Phillips Wu e Yu (2011) suggeriscono di inserire una costante (come nell'equazione 4.1) ma non un trend. Inoltre Phillips, Shi e Yu (2011) evidenziano come il test sia sensibile alla specificazione del numero di *lag*. In particolare la scelta dei *lag* con il criterio della significatività crea sia distorsioni nella dimensione sia nella potenza del test, per questo gli autori consigliano di fissare a zero il numero dei *lag*.

La Fig. 4.8 illustra il valore del test ADF ricorsivo per le diverse serie e per le successive frazioni del campione. La linea orizzontale, pari a 1,66, è il valore critico all'1% di

significatività per campioni finiti ($T = 100$) e per $r_0 = 0,4$ tabulato da Phillips *et al.* (2011)²². È evidente dall'ispezione visiva del grafico la presenza di comportamento esplosivo per tutte le serie interessate. Per i prezzi di grano e semola, la bolla si situa a cavallo tra novembre 2007 ed aprile 2008. Per la pasta invece l'esuberanza dei prezzi si manifesta per un periodo più lungo tra marzo 2008 e febbraio 2009.

Questi risultati divergono da quelli riportati da Esposti e Listorti (2010) che stimano un comportamento esplosivo per la sola serie del grano duro di importazione (la nostra variabile CWAD). Le possibili cause di divergenza si possono ricondurre fondamentalmente a due aspetti. Il primo riguarda sia la diversa frequenza - settimanale invece che mensile - delle serie utilizzate da Esposti e Listorti, sia il più ristretto periodo esaminato. Wei e Leuthold (1998) notano che le serie a più elevata frequenza in genere appaiono più stazionarie di quelle a bassa frequenza. Se questo comportamento si può trasporre anche ai test per radici esplosive ci si attenderebbe che una serie mensile sia più esplosiva di una serie settimanale. Un secondo aspetto, probabilmente più rilevante, riguarda la scelta del numero di *lag* da inserire nell'equazione per la stima dell'ADF. Gli autori citati utilizzano 12 *lag* mentre nel nostro caso, non se ne è inserito nessuno²³.

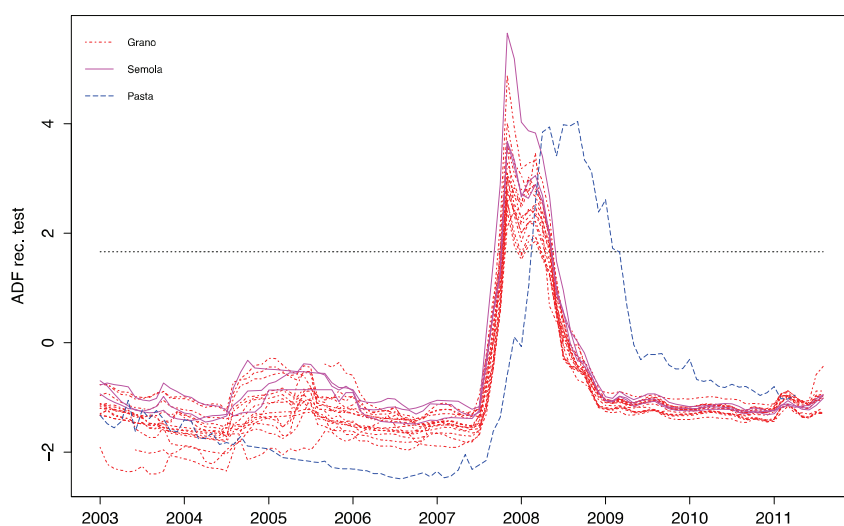


Fig. 4.8. Test ADF ricorsivi con 0 lag

²² Il valori critici asintotici per $r_0 = 0,4$ e $0,2$ sono rispettivamente 1,79 e 1,91.

²³ Inserendo i soli ritardi significativi nell'equazione per l'ADF i risultati cambiano drasticamente e solo le serie storiche dei prezzi della pasta e del grano duro di importazione (CWAD) risultano esplosive.

5. Modelli di trasmissione del prezzo

L'esame grafico delle serie storiche dei prezzi della filiera del grano duro evidenzia la comune evoluzione nel tempo di tutte le serie. Dall'analisi delle matrici di correlazione emerge inoltre una stretta interdipendenza fra i prezzi rilevati su diverse piazze per la stessa categoria merceologica, ma anche fra le serie relative a diverse categorie merceologiche rilevate sulla stessa piazza. Infine le serie dei diversi stadi della filiera grano duro - pasta mostrano un andamento simile, almeno in relazione alla bolla dei prezzi del 2007/08 e tenuto conto di un ritardo nell'adattamento di circa 6 mesi evidenziato dal prezzo della pasta nei confronti dei prezzi delle fasi a monte. L'oggetto di questo e dei successivi due capitoli è proprio quello di investigare le relazioni che esistono tra le diverse serie e i relativi meccanismi di trasmissione delle variazioni di prezzo utilizzando appropriati modelli e test empirici.

5.1. Modelli teorici e test empirici

I meccanismi di trasmissione del prezzo possono essere ricondotti a modelli tipo *point-location*. Nel semplice caso di due sole località (piazze) si avranno innanzitutto due equazioni che definiscono l'eccesso di domanda in ciascuna località (Fackler e Goodwin, 2001):

$$\begin{aligned}q_{1t} &= b_1(a_{1t} - p_{1t}) \\ q_{2t} &= b_2(a_{2t} - p_{2t})\end{aligned}\tag{5.1}$$

dove q_{it} rappresenta le importazioni nette, p_{it} il prezzo, a_{it} uno *shifter* della domanda e b_i un parametro di reattività della domanda nella piazza i al tempo t . In presenza di flussi di merce, la differenza tra i prezzi delle due piazze non si può discostare dai costi di transazione unitari da una piazza all'altra (r_{ij}). In caso contrario le attività di arbitraggio riporterebbero la differenza al livello di equilibrio. Quando per esempio si osservano esportazioni dalla piazza 1 alla piazza 2 si avrà:

$$p_2 - p_1 = r_{12}.\tag{5.2}$$

I costi di transazione possono essere costi di trasporto o più generalmente costi di trasformazione nello spazio, nel tempo e nella forma. L'equazione (5.2) rappresenta la legge del prezzo unico (LOP) che stabilisce che, fatti salvi gli eventuali costi di transazione, in due mercati legati da flussi commerciali vigerà lo stesso prezzo. Un concetto correlato (e che implica la LOP) è quello di integrazione dei mercati ovvero il grado con cui uno *shock* ε_i che impatta la domanda in una piazza è trasmesso in un'altra località. Nel caso di mercati perfettamente integrati le variazioni di prezzo saranno perfettamente trasmesse dall'uno all'altro.

Quando i due mercati sono in equilibrio ed efficienti, l'arbitraggio è operante e le importazioni nette del secondo sono uguali alle esportazioni nette (q negativo) del primo:

$$\begin{aligned}
b_1 p_{1t} + b_2 p_{2t} &= b_1 a_{1t} + b_2 a_{2t} \\
-p_{1t} + p_{2t} &= r_t.
\end{aligned}
\tag{5.3}$$

Fackler e Goodwin (2001) dimostrano che dalla forma strutturale dinamica (ovvero con variabili ritardate nel tempo fra i regressori) di questo modello è possibile ricavare una forma ridotta consistente in un modello vettoriale autoregressivo (VAR) dove compaiono solo i prezzi e i loro valori ritardati nel tempo. Tuttavia le condizioni di equilibrio spaziale dell'originale modello strutturale generano specifici vincoli ai coefficienti della forma ridotta di cui è necessario tenere conto.

Continuando l'esempio dei due mercati (facilmente estendibile a n mercati) il VAR sarà dato da:

$$\begin{aligned}
p_{1t} &= \gamma_1 + \sum_{s=1}^k \sum_{j=1}^2 z_{1js} p_{j(t-s)} + \varepsilon_{1t} \\
p_{2t} &= \gamma_2 + \sum_{s=1}^k \sum_{j=1}^2 z_{2js} p_{j(t-s)} + \varepsilon_{2t}
\end{aligned}
\tag{5.4}$$

dove ogni prezzo è regredito su k propri valori ritardati e su k valori ritardati dell'altro prezzo e $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2)$. In forma compatta:

$$\mathbf{p}_t = \mathbf{g} + \sum_{s=1}^k \mathbf{Z}_s \mathbf{p}_{t-s} + \mathbf{e}_t.
\tag{5.5}$$

Come è stato accennato sopra, i mercati possono concernere diverse localizzazioni per una stessa merce (trasformazione nello spazio) oppure diversi stadi di trasformazione di una stessa merce (trasformazione nella forma). Seguendo Esposti e Listorti (2010) il modello può anche essere esteso alla relazione tra diverse categorie merceologiche dello stesso prodotto (una sorta di trasformazione nella qualità). Per variabili espresse in logaritmi, gli elementi della matrice \mathbf{Z} assumono un significato diverso e specifico, riconducibile ad elasticità di trasmissione del prezzo nei primi due casi e ad elasticità di sostituzione o a premi di qualità nel terzo.

L'integrazione dei mercati può essere studiata con i modelli VAR seguendo vari approcci tra cui quello della *Granger causality* e quello della cointegrazione. Una variabile Granger causa un'altra variabile quando aiuta a migliorare le previsioni sulla stessa (Lütkepohl, 2005, pp. 41-45). Nel semplice VAR a due variabili (5.4) l'ipotesi che p_1 non Granger causa p_2 equivale a testare k restrizioni a zero sui coefficienti z_{21s} ($s = 1, \dots, k$)²⁴. La presenza di causalità unidirezionale può essere messa in relazione ad un'inefficienza dei mercati poiché un mercato non risponde alle variazioni di prezzo dell'altro (si veda l'equazione 5.3 sopra). Tuttavia, Fackler e Goodwin (2001) notano che la causalità unidirezionale può semplicemente indicare la presenza di mercati dominanti e satelliti con i

²⁴ L'equivalenza è valida se tutta l'informazione rilevante per effettuare previsioni su p_2 è contenuta nei valori passati di p_1 e p_2 .

primi che formano il prezzo e i secondi che si adeguano con un certo ritardo. In questa prospettiva l'analisi di causalità può aiutare a ricostruire un'eventuale gerarchia tra i mercati, o tra le categorie merceologiche o tra le diverse fasi di trasformazione.

Diverso è l'approccio secondo la cointegrazione. Due serie dei prezzi non stazionarie o $I(1)$ sono definite cointegrate se da una loro combinazione lineare si ottiene una serie storica stazionaria $I(0)$. Se un *set* di variabili $I(1)$ è cointegrato, allora, regredendo una variabile sull'altra si ottiene la produzione di residui $I(0)$ (Engle e Granger, 1987; Stock e Watson, 1988).

Seppure entrambe non stazionarie, due serie cointegrate mostrano una relazione di equilibrio o di lungo periodo stabile:

$$p_{2t} = \beta_0 + \beta_1 p_{1t} + u_t \quad (5.6)$$

con u_t stazionario e con media 0. Si noti che, con i prezzi espressi in logaritmi, il parametro β_1 misura il rapporto tra i tassi di variazione, ovvero l'elasticità di trasmissione tra i prezzi, mentre il parametro β_0 rappresenta i costi di transazione proporzionali al prezzo. Nel caso della trasmissione orizzontale del prezzo la cointegrazione statistica è una proprietà sufficiente, ma non necessaria, perché si abbia integrazione economica tra i mercati. La LOP inoltre implica che β_1 sia uguale a 1, condizione necessaria per avere margini proporzionali stabili tra i due prezzi. Tuttavia, in presenza di costi di transazione variabili nel tempo, due mercati possono essere integrati economicamente, ma non cointegrati, semplicemente perché anche i costi di transazione variano nel tempo (Fackler e Goodwin, 2001).

Quando siamo in presenza di variabili cointegrate, il teorema di rappresentazione di Engle-Granger (1987) stabilisce che il vettore auto regressivo (VAR) di ordine k con le originali variabili integrate $I(1)$ può essere rappresentato sotto forma di modello (vettoriale) a correzione di errore (VECM):

$$\begin{aligned} \Delta p_1 &= \omega_1 + \alpha_1 \hat{u}_{t-1} + \sum_{s=1}^{k-1} \sum_{j=1}^2 \psi_{1,j,s} \Delta p_{j,(t-s)} + \varepsilon_{1,t} \\ \Delta p_2 &= \omega_2 + \alpha_2 \hat{u}_{t-1} + \sum_{s=1}^{k-1} \sum_{j=1}^2 \psi_{2,j,s} \Delta p_{j,(t-s)} + \varepsilon_{2,t} \end{aligned} \quad (5.7)$$

dove \hat{u}_t sono i residui della relazione di lungo periodo e α_i sono i coefficienti di aggiustamento. I coefficienti di aggiustamento, quando sono significativamente diversi da zero e di segno negativo, misurano la velocità con cui il processo corregge le deviazioni dall'equilibrio di lungo periodo, da qui il termine "meccanismo a correzione di errore". Valori bassi del parametro indicano un lento processo di ritorno all'equilibrio di lungo periodo e viceversa. Infine, se le serie sono in logaritmi, $\psi_{ij,t}$, rappresentano le elasticità di trasmissione di breve periodo, con la procedura a due stadi di Engle e Granger (1987) si stima prima la relazione di lungo periodo (5.6) è stimata con i minimi quadrati ordinari (OLS) statici. Quindi i residui \hat{u} , una volta rifiutata l'ipotesi della loro non-stazionarietà, entrano come regressori nella stima del sistema (5.7).

Nel caso di un VAR multivariato con $n > 2$ serie dei prezzi, possono esistere fino a $p \leq n - 1$ vettori di cointegrazione. Johansen (1991) ha sviluppato uno stimatore di massima

verosimiglianza dei vettori di cointegrazione usando la correlazione canonica per ridurre il contenuto informativo delle n variabili originarie in uno spazio di cointegrazione di dimensione p , minore di quello originario. Il sistema si dice cointegrato di ordine p e i residui dei p vettori di cointegrazione entrano in ciascuna delle n equazioni del VECM.

In un sistema cointegrato di ordine p si avranno quindi $n \times p$ coefficienti α_{ij} , dove $i = 1, \dots, n$ e $j = 1, \dots, p$. Una variabile i è considerata debolmente esogena quando i coefficienti α_{ij} che entrano nell'equazione per la variabile stessa sono tutti non significativamente diversi da zero. L'esogeneità debole è necessaria perché la variabile i possa causare nel senso di Granger le altre variabili del sistema (Lütkepohl e Kratzig, 2004, p.146).

Si noti che nel caso generale multivariato, la legge del prezzo unico implica che per n serie dei prezzi debbano esistere esattamente $n - 1$ vettori di cointegrazione ovvero che tutti i prezzi condividano un *trend* comune (Fackler e Goodwin, 2001).

5.2. Specificazione dei modelli

Seguendo Esposti e Listorti (2010) le interdipendenze fra i prezzi del grano duro sono state segmentate secondo il tipo di prodotto (categoria merceologica) e secondo la piazza di scambio. Nel primo caso sono state considerate le tre categorie merceologiche “mercantile” (ME), “buono mercantile” (BM) e “fino” (FI). Inoltre è stato studiato il meccanismo di trasmissione del prezzo anche tra il grano duro fino della piazza di Bologna, il mercato principale per questa categoria²⁵, e l'*amber durum* di importazione canadese.

All'interno di ogni categoria sono state studiate le interrelazioni tra i prezzi delle diverse piazze. Tuttavia, anche al fine di limitare la dimensionalità dei modelli (per la categoria FI sono presenti 7 piazze) si sono selezionate fino a 3 piazze nazionali per ogni categoria basandosi sui seguenti criteri:

- 1) eliminazione delle piazze i cui valori presentano un coefficiente di correlazione altissimo ($>0,95$) con le piazze incluse,
- 2) preferenza per piazze dove sono quotate almeno due categorie,
- 3) eliminazione di piazze che presentano numerosi valori mancanti per le categorie BM e FI (la categoria ME presenta numerosi dati mancanti in entrambe le piazze dove è rilevata).

Questi criteri hanno portato alla formazione dei gruppi di piazze nazionali illustrati in Tab. 5.1.

Per quanto riguarda i rapporti di sostituibilità o la formazione di premi di prezzo, solo due piazze presentano quotazioni per le tre categorie merceologiche (Palermo e Foggia). In questo caso è stata selezionata per l'analisi Foggia perché è risultata mercato principale in almeno una categoria merceologica (ME).

Infine per quanto concerne la trasmissione verticale del prezzo è stata studiata la trasmissione del prezzo fra le tre piazze dove è quotata la semola (Foggia, Bologna e Milano) e tra le fasi di trasformazione a due a due utilizzando le quotazioni del grano duro fino e

²⁵ Secondo ITALMOPA (Associazione Industriali Mugnai d'Italia) le principali borse merci per gli scambi di grano duro in Italia sono Bologna, Foggia e Milano (AGCM, 2009). Purtroppo gli unici prezzi disponibili per Milano sono quelli relativi alla semola. Per quanto riguarda la gerarchia tra Bologna e Foggia, l'analisi statistica presentata di seguito ha individuato Bologna come mercato principale.

della semola sulla piazza di Foggia, la stessa presa in considerazione per il confronto tra le tre categorie merceologiche.

Date le caratteristiche delle serie dei prezzi evidenziate nel capitolo 4 ed in particolare il loro essere prevalentemente non stazionarie e $I(1)$, lo studio del grado di integrazione e della trasmissione dei prezzi tra mercati, prodotti e fasi di trasformazione è stato condotto con l'approccio della cointegrazione. Per i diversi gruppi di prezzi sono stati stimati, ove possibile, modelli a correzione di errore (VECM), previa verifica dell'esistenza di vettori di cointegrazione tra le serie.

Tabella 5.1. Gruppi di prezzi

Trasmissione orizzontale

Foggia ME, Palermo ME
Grosseto BM, Foggia BM, Palermo BM
Bologna FI, Foggia FI, Palermo FI
Milano Semola, Bologna Semola, Foggia Semola
Bologna Fino, Canadian Winter Amber Durum

Sostituibilità - premi di prezzo tra categorie

Mercantile FG, Buono Mercant.FG , Fino FG

Trasmissione verticale

Fino FG , Semola FG
Semola FG, Pasta

Esposti e Listorti (2010) per le serie dei prezzi dei cereali e per lo stesso periodo qui indagato, sollevano il problema della presenza di radici esplosive (maggiori di 1 in valore assoluto) in concomitanza con la bolla dei prezzi. Quando le serie storiche delle quali si vuole studiare la cointegrazione non sono più semplicemente integrate di ordine 1 ma presentano anche radici esplosive particolare cautela deve essere esercitata nei test di cointegrazione e nella stima dei VECM.

In particolare una bolla speculativa indurrà una radice esplosiva nei prezzi in aggiunta alla radice unitaria “e questo rende l'usuale analisi di regressione (comprese le regressioni di cointegrazione) dubbia” (Engsted, 2006, p. ...). Tuttavia l'approccio alla cointegrazione sviluppato da Johansen (1991) può essere ancora utilizzato per stimare le relazioni di cointegrazione (Engsted, 2006; Nielsen, 2008 e 2010).

Si deve notare che sia Engsted sia Nielsen studiano sistemi in cui alcune variabili contengono una radice esplosiva mentre le altre sono semplicemente integrate di ordine 1. L'impossibilità di utilizzare il metodo a due stadi di Engle and Granger in questo caso dipende dal fatto che i residui della relazione di lungo periodo contengono una radice esplosiva e non sono stazionari come nel caso standard di cointegrazione tra variabili $I(1)$. Tuttavia, se le variabili sono tutte coesplosive allora i residui saranno ancora stazionari (Nielsen, 2008, p. 14).

Inoltre, le serie che Engsted e Nielsen analizzano nelle loro applicazioni empiriche sono troncate al momento in cui viene raggiunto il picco esplosivo delle serie. Entrambi gli autori rilevano che il VAR non ristretto da cui parte la procedura di stima presenta almeno una

radice esplosiva con modulo maggiore di 1. Nel caso di una serie che contenga interamente le fasi ascendenti ed i successivi crolli di una o più bolle tuttavia le radici esplosive non necessariamente sono individuabili²⁶.

5.3. *Strategia di stima econometrica*

Per ogni gruppo di prezzi è stato stimato un VAR nei livelli determinandone la stabilità mediante il calcolo degli autovalori della matrice dei coefficienti. Al fine di determinare il numero ottimale di ritardi sono stati utilizzati gli usuali criteri di informazione AIC (Aikake, 1981), HQ (Hannan e Quinn, 1979), SCH (Schwarz, 1978) e il *final prediction error* o FPE (Lütkepohl, 2005, p. 147). Quindi sulle serie del gruppo è stato condotto il test di cointegrazione di Johansen (traccia) per identificare l'ordine di cointegrazione.

In presenza di cointegrazione si è proceduto alla stima del corrispondente VECM includendo una costante nella sola relazione di lungo periodo per tenere conto della presenza di costi di transazione proporzionali al prezzo come in Esposti e Listorti (2010). Quando in numero uguale a due, i vettori di cointegrazione sono stati normalizzati in modo che la matrice β^* abbia la seguente forma (Lütkepohl, 2005, p. 250):

$$\beta^* = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \beta_{1(n-2)} \\ 0 & 1 & \beta_{2(n-2)} \end{bmatrix} \quad (5.8)$$

Sui residui del VECM sono stati effettuati il portmanteau test e il test di Breusch e Godfrey (con 12 ritardi) per la correlazione seriale, e un ADF test per la presenza di radici unitarie. Infine è stato condotto il test di esogeneità debole sui coefficienti di aggiustamento.

Quando non è stato possibile accettare l'ipotesi di cointegrazione fra le serie, si è proceduto alla stima di un VAR nelle differenze eseguendo gli stessi test di specificazione e diagnostici illustrati sopra per il VECM. Inoltre è stato condotto il test di causalità di Granger.

Sia il test di esogenità semplice che quello di causalità di Granger permettono di studiare i rapporti gerarchici tra piazze, nel caso della trasmissione orizzontale dei prezzi, oppure tra categorie merceologiche. Nello studio della trasmissione verticale del prezzo invece i test di causalità indicano la direzione in cui si trasmettono gli *shock* di prezzo lungo filiera.

5.4. *Risultati*

5.4.1. *Trasmissione orizzontale del prezzo*

In accordo con la Tab. 5.1 sono stati analizzati 4 gruppi di prezzi relativi al grano duro (Mercantile, Buono Mercantile e Fino) e alla semola misurati su piazze nazionali. Inoltre è stata effettuata l'analisi della coppia di prezzi grano duro fino (piazza di Bologna) e *amber durum* canadese. I risultati delle analisi sono riportati nelle tabelle dell'appendice al presente capitolo.

²⁶ Esiste un parallelismo con l'incapacità di un test ADF non ricorsivo di individuare il comportamento esplosivo in una sezione centrale della serie storica osservata.

Nel caso della categoria mercantile i prezzi sono disponibili senza interruzione solo per due piazze e a partire dal mese di settembre 2000. La presenza di un vettore di cointegrazione è accettata al 10% di significatività (Tab. A5.1). Il vettore presenta il coefficiente di Foggia significativo e del segno corretto. Si noti che il valore unitario è entro due errori standard dal coefficiente stimato ad indicare che l'ipotesi di perfetta trasmissione del prezzo fra le due piazze non può essere rifiutata. L'ipotesi di esogeneità debole può essere sicuramente rifiutata per la serie di Palermo mentre il risultato relativo alla serie di Foggia è borderline. I residui del VECM appaiono stazionari e i test diagnostici per la correlazione seriale non sono significativi. Per la categoria mercantile si delinea quindi un mercato nazionale integrato con un ruolo di mercato leader per la piazza di Foggia.

Per la categoria buono mercantile le piazze selezionate, con i criteri di cui al paragrafo 5.2, sono Palermo, Grosseto e Foggia. Al livello di significatività del 10% il test di Johansen suggerisce due vettori di cointegrazione che sono stati normalizzati con i prezzi rispettivamente di Palermo e Foggia sulla base di una preventiva analisi di causalità sul VAR in livelli (Tab. A5.2). In entrambi i vettori di cointegrazione il coefficiente relativo a Grosseto è vicino ad uno. Il termine costante, negativo e significativamente diverso da zero, indica un premio di prezzo per le piazze di Palermo e Foggia rispetto alle quotazioni di Grosseto. Un'analisi dei coefficienti di aggiustamento rivela l'esogeneità debole di Grosseto che sembra comportarsi da mercato leader.

Le piazze analizzate per la categoria merceologica fino sono Palermo, Foggia e Bologna. Il test traccia di Johansen indica, al livello di significatività del 10%, la presenza di un solo vettore di cointegrazione, tuttavia il valore del test per due vettori di cointegrazione è molto vicino al valore critico per cui si è deciso di procedere comunque alla stima di due vettori di cointegrazione e di verificare ex post le proprietà statistiche dei residui e dei coefficienti di aggiustamento. Si ricorda infatti che condizione sufficiente perché esista integrazione tra i tre mercati è l'esistenza di due vettori di cointegrazione. I due vettori di cointegrazione, normalizzati sui prezzi di Palermo e Foggia, mostrano un coefficiente per la piazza di Bologna molto vicino ad uno ed una costante negativa, significativa solo nell'equazione relativa a Palermo. I coefficienti di aggiustamento indicano che la piazza di Bologna è debolmente esogena per entrambi i vettori. I test sui residui non presentano anomalie rilevanti. In conclusione anche per questa categoria merceologica sembra confermarsi l'integrazione tra i tre mercati con Bologna che ha il ruolo di piazza principale.

Per analizzare il meccanismo di trasmissione del prezzo tra le piazze nazionali ed il frumento duro canadese è stato scelto il fino scambiato sul mercato leader italiano, quello di Bologna. Il test di Johansen indica l'assenza di cointegrazione fra le serie, peraltro già indicata da una sommaria analisi grafica. Si è quindi proceduto a stimare un VAR nelle differenze con un ritardo. L'analisi di causalità di Granger sul VAR non evidenzia un chiara unidirezionalità. L'ipotesi che il prezzo su Bologna non causi (nel senso di Granger) il prezzo dell'Amber Durum canadese può essere respinta al livello di significatività del 10% ma non a quello del 5%. Chiaro invece è il rifiuto dell'analoga ipotesi per la direzione causale opposta. Anche i test diagnostici sui residui, seppure escludano la presenza di radici unitarie negli stessi, danno risultati ambigui per quanto concerne la correlazione seriale.

A differenza dei risultati ottenuti per la trasmissione orizzontale dei prezzi tra piazze italiane, le relazioni tra prezzo nazionale ed estero non forniscono un supporto alla presenza di integrazione tra i due mercati. Tuttavia, si deve ricordare che la presenza di integrazione tra le serie è una condizione sufficiente per l'integrazione spaziale dei mercati, ma non

necessaria. Inoltre, alcuni test di stabilità delle stime (CUSUM) suggeriscono anche per il VAR in differenze possibili *break* strutturali legati alla bolla dei prezzi. In corrispondenza della bolla, fra l'altro, sono intervenuti anche cambiamenti nella politica commerciale dell'UE. L'analisi dell'integrazione tra i mercati nazionale ed estero deve quindi considerare anche questi aspetti.

L'ultimo caso di trasmissione orizzontale di prezzo esaminato riguarda il mercato della semola di grano duro per la quale sono disponibili le quotazioni di Milano, Bologna e Foggia. Il test traccia di Johansen suggerisce un solo vettore di cointegrazione che, una volta normalizzato sul prezzo di Milano, mostra coefficienti negativi e significativi per le altre due piazze e per la costante. La presenza di un solo vettore di cointegrazione suggerisce cautela nel valutare l'integrazione tra i tre mercati nazionali della semola.

Un'ispezione dei coefficienti di aggiustamento indica che le serie di Foggia e Bologna sono debolmente esogene ed il coefficiente relativo alla serie di Milano è appena significativo al 5%. Questo risultato, unitamente all'apparente non stazionarietà dei residui del vettore di cointegrazione indica una possibile non corretta specificazione del modello. Peraltro il grafico dei residui del vettore di cointegrazione mostra valori molto elevati dal 2010 in poi che potrebbero essere legati ad un *break* strutturale.

Dal momento che l'analisi grafica aveva mostrato che le serie di Milano e Bologna sono quasi coincidenti un'ulteriore analisi è stata tentata sulle sole serie di Bologna e Foggia²⁷. In questo caso l'ipotesi di un vettore di cointegrazione è rifiutata. Un VAR in differenze richiede 3 ritardi o *lag* per ottenere residui non correlati e l'analisi di causalità di breve periodo di Granger indica Foggia come mercato principale.

5.4.2. Sostituibilità tra categorie merceologiche

Oltre al rapporto tra i prezzi dello stesso prodotto rilevato su mercati diversi l'analisi è stata rivolta anche ai rapporti tra i prezzi di diverse categorie merceologiche di grano duro rilevate sullo stesso mercato. Il mercato prescelto è quello di Foggia perché vi sono quotate le tre categorie merceologiche e riveste il ruolo di mercato principale in almeno una di esse (la mercantile). A causa dei dati mancanti per la categoria mercantile l'analisi è stata ristretta la periodo agosto 2002- luglio 2011.

Il test di Johansen indica l'assenza di un vettore di cointegrazione tra le tre serie. Si è quindi proceduto a stimare un VAR nelle differenze i cui parametri però risultano non significativi. Il forte parallelismo tra le tre serie probabilmente induce problemi di collinearità ed infatti la matrice dei residui del VAR è quasi singolare. Questa caratteristica può causare problemi di dimensione e di potenza anche per il test di Johansen (Gonzalo e Lee, 1998). L'analisi di causalità indica comunque la categoria Fino come quella di riferimento per la formazione del prezzo sulle altre due.

In un'analisi ristretta alle sole categorie fino e buono mercantile il test di Johansen indica invece la presenza di cointegrazione. Il vettore normalizzato sul prezzo della categoria buono mercantile mostra un coefficiente prossimo a uno per il prezzo del grano duro fino e una costante non significativa. Il prezzo del grano fino è debolmente esogeno e quindi si conferma il suo ruolo di categoria guida per la formazione dei prezzi nel mercato del grano duro.

²⁷ I risultati dell'analisi su due piazze non sono riportati in tabella, ma sono disponibili a richiesta presso gli autori.

5.4.3. *Trasmissione verticale del prezzo*

La trasmissione verticale delle variazioni di prezzo per il grano duro è stata studiata tra le seguenti fasi della filiera: fase agricola / prima trasformazione e prima trasformazione / prodotto finale. Per la fase agricola e quella di prima trasformazione si sono selezionati, sulla piazza di Foggia, il prezzo del grano duro e quello della semola. Per il prodotto finito è stato adottato il prezzo della pasta al consumo, come rilevato dall'indagine ISMEA Nielsen.

Per quanto riguarda la trasmissione tra grano duro e semola il test traccia di Johansen rifiuta appena al 10% l'ipotesi di assenza di vettori di cointegrazione. La stima di un VECM porta comunque a coefficienti di aggiustamento largamente non significativi per entrambe le serie dei prezzi, una chiara indicazione di cattiva specificazione del modello e di assenza di cointegrazione tra le serie. Si è quindi deciso di procedere con la stima di un VAR nelle differenze specificato con un ritardo. Il test di causalità di Granger indica nettamente un rapporto di causalità unidirezionale dal grano alla semola. Le variazioni di prezzo si trasmettono, almeno nel breve periodo, dalla fase a monte a quella a valle della filiera. I test diagnostici sui residui non evidenziano problemi di stazionarietà né di correlazione seriale.

Per la trasmissione del prezzo dalla semola alla pasta il periodo considerato arriva fino a marzo 2011 a causa di alcuni valori mancanti nella serie dei prezzi della pasta. Il test di cointegrazione indica la presenza di una relazione di lungo periodo tra le serie. Il vettore di cointegrazione ha tutti i coefficienti significativi e con il segno corretto e ovviamente indica un forte margine proporzionale di prezzo della pasta sulla semola (termine noto pari a 3,75) ed una elasticità di trasmissione pari a circa il 0,6. Una variazione di prezzo del 10% nella semola si trasferisce, nel lungo periodo, in una variazione del 6 % del prezzo al consumo della pasta.

I coefficienti di aggiustamento nel VECM sono entrambi significativi, tuttavia per un'analisi di causalità sarebbe necessario esaminare oltre che l'esogeneità debole anche i coefficienti delle differenze di prezzo ritardate. In particolare i test preliminari di specificazione sul modello VAR in livelli hanno suggerito in questo caso ben 7 ritardi. Un numero di ritardi così elevato, rispetto agli altri casi sin qui esaminati, dipende dall'intervallo di tempo che passa tra la variazione del prezzo della semola e quello della pasta, osservabile anche sul grafico. Il rapporto causale dalla semola alla pasta tuttavia, in questa specificazione, è confinato nelle relazioni di breve periodo sintetizzate dai coefficienti delle differenze di prezzo di semola e di pasta (e dei loro ritardi) nelle due equazioni del VECM come sarà illustrato più ampiamente nel sesto capitolo.

5.5. Appendice al capitolo 5

Tab. A5.1. Trasmissione orizzontale del prezzo: Grado duro mercantile

Tracce (Johansen test)

	Test	Valori critici		
		10pct	5pct	1pct
$r \leq 1$	3.84	7.52	9.24	12.97
$r = 0$	19.21	17.85	19.96	24.6

Lambda 0.14 0.04

Vettore di cointegrazione (beta)

	ect1	
Palermo	1.00	
Foggia	-1.10	(0.06)
costante	0.61	(0.31)

Vettori di aggiustamento (alpha)

	ect1	
Palermo	-0.26	(0.09)
Foggia	-0.03	(0.08)

Test sui residui del vettore di cointegrazione

Test sui residui del VECM

	ADF	McKinnon p-value		Statistica	p-value
ect1	-2.23	0.03	Portmanteau	38.96	0.61
			Breusch Godf.	22.97	0.29

Il numero ottimale dei ritardi (2) per il VECM è stato selezionato sul corrispondente VAR in livelli in base ai criteri di informazione (AIC, HQ, SC, SPE). I test multivariati sui residui del VECM e quelli ADF sui residui dei vettori di cointegrazione sono stati condotti con 12 ritardi. Errori standard tra parentesi.

Tab. A5.2. Trasmissione orizzontale del prezzo: Grando duro buono mercantile*Trace (Johansen test)*

	Test	10pct	Valori critici	
			5pct	1pct
$r \leq 2$	4.51	7.52	9.24	12.97
$r \leq 1$	13.34	17.85	19.96	24.6
$r = 0$	48.05	32.00	34.91	41.07
<i>Lambda</i>	0.22	0.06	0.03	

Vettore di cointegrazione (beta)

	ect1	
Milano	1.00	
Foggia	-0.30	(0.05)
Bologna	-0.66	(0.06)
costante	-0.23	(0.09)

Vettori di aggiustamento (alpha)

	ect1	
Milano	-0.46	(0.22)
Foggia	0.10	(0.23)
Bologna	-0.12	(0.22)

Test sui residui del vettore di cointegrazione

	ADF	McKinnon p-value
ect1	-1.51	0.12

Test sui residui del VECM

	Statistica	p-value
Portmanteau	92.27	0.50
Breusch		
Godf.	55.15	0.14

Il numero ottimale dei ritardi (2) per il VECM è stato selezionato sul corrispondente VAR in livelli in base ai criteri di informazione (AIC, HQ, SC, SPE). I test multivariati sui residui del VECM e quelli ADF sui residui dei vettori di cointegrazione sono stati condotti con 12 ritardi. Errori standard tra parentesi.

Tab. A5.3. Trasmissione orizzontale del prezzo: Grano duro fino*Trace (Johansen test)*

	Test	Valori critici			
		10pct	5pct	1pct	
r <= 2	5.42	7.52	9.24	12.97	
r <= 1	19.76	17.85	19.96	24.6	
r = 0	48.29	32.00	34.91	41.07	
Lambda	0.19	0.10	0.04		

Vettore di cointegrazione (beta)

	ect1		ect2	
Palermo	1.00		0.00	
Foggia	0.00		1.00	
Bologna	-0.93	(0.07)	-0.97	(0.37)
costante	-0.33	(0.02)	-0.19	(0.11)

Vettori di aggiustamento (alpha)

	ect1		ect2	
Palermo	-0.21	(0.07)	-0.01	(0.17)
Foggia	-0.01	(0.06)	-0.32	(0.15)
Bologna	-0.05	(0.06)	0.05	(0.16)

*Test sui residui del vettore di cointegrazione**Test sui residui del VECM*

	ADF	McKinnon p-value		Statistica	p-value
ect1	-4.08	0.00	Portmanteau	99.85	0.30
ect2	-3.35	0.00	Breusch Godf.	44.78	0.48

Il numero ottimale dei ritardi (2) per il VECM è stato selezionato sul corrispondente VAR in livelli in base ai criteri di informazione (AIC, HQ, SC, SPE). I test multivariati sui residui del VECM e quelli ADF sui residui dei vettori di cointegrazione sono stati condotti con 12 ritardi. Errori standard tra parentesi.

Tab. A5.4. Trasmissione orizzontale del prezzo: Grano duro fino Bologna, Canadian Winter Amber Durum (CIF)

Trace (Johansen test)

	Test	Valori critici			
		10pct	5pct	1pct	
$r \leq 1$	3.44	7.52	9.24	12.97	
$r = 0$	15.85	17.85	19.96	24.60	

Lambda 0.09 0.02

VAR in differenze

	dBologna		dCW_AD	
dBO(-1)	0.38	(0.09)	0.18	(0.10)
dCW_AD(-1)	0.26	(0.09)	0.33	(0.10)

Test di causalità di Granger (breve periodo)

	Test	p
Bologna su CW_AD	3.26	(0.07)
CW_AD su Bologna	8.68	(0.00)

Test sui residui del VAR (singole eq.)

Test sui residui del VAR

	ADF	McKinnon p-value		Statistica	p-value
dBO	-3.93	0.00	Portmanteau	59.87	0.06
dCW_AD	-2.50	0.01	Breusch Godf.	22.05	0.34

Il numero ottimale dei ritardi (2) per il VECM è stato selezionato sul corrispondente VAR in livelli in base ai criteri di informazione HQ e SC, i criteri AIC e SPE suggeriscono 4 ritardi. Per il VAR nelle differenze tutti i criteri di informazione indicano 1 ritardo. I test multivariati sui residui del VAR e quelli ADF sui residui delle singole equazioni del VAR in differenze sono stati condotti con 12 ritardi. Errori standard tra parentesi.

Tab. A5.5. Trasmissione orizzontale del prezzo: Semola*Trace (Johansen test)*

	Test	10pct	Valori critici		
			5pct	1pct	
r ≤ 2	4,51	7,52	9,24	12,97	
r ≤ 1	13,34	17,85	19,96	24,6	
r = 0	48,05	32,00	34,91	41,07	
<i>Lambda</i>	0,22	0,06	0,03		

Vettore di cointegrazione (beta)

	ect1	
Milano	1,00	
Foggia	-0,30	(0,05)
Bologna	-0,66	(0,06)
costante	-0,23	(0,09)

Vettori di aggiustamento (alpha)

	ect1	
Milano	-0,46	(0,22)
Foggia	0,10	(0,23)
Bologna	-0,12	(0,22)

*Test sui residui del vettore di cointegrazione**Test sui residui del VECM*

	ADF	McKinnon p-value	Statistica	p-value	
ect1	-1,51	0,12	Portmanteau	92,27	0,50
			Breusch Godf.	55,15	0,14

Il numero ottimale dei ritardi (2) per il VECM è stato selezionato sul corrispondente VAR in livelli in base ai criteri di informazione (AIC, HQ, SC, SPE). I test multivariati sui residui del VECM e quelli ADF sui residui dei vettori di cointegrazione sono stati condotti con 12 ritardi. Errori standard tra parentesi.

Tab. A5.6. Sostituibilità tra categorie merceologiche: Grano duro mercantile, buono mercantile e fino (Foggia)

Trace (Johansen test)

	Test	Valori critici			
		10pct	5pct	1pct	
r ≤ 2	5,05	7,52	9,24	12,97	
r ≤ 1	15,02	17,85	19,96	24,6	
r = 0	29,47	32,00	34,91	41,07	
<i>Lambda</i>	0,13	0,09	0,05		

VAR in differenze

	dMercantile		dBuono Merc		dFino	
dM (-1)	-1,00	(0,76)	-0,83	(0,75)	-0,68	(0,77)
dBm (-1)	1,08	(,897)	0,68	(0,9)	0,76	(0,91)
dF	0,48	(0,42)	0,71	(0,42)	0,48	(0,43)

Test di causalità di Granger (breve periodo)

	Test	p
ME su BM e FI	1,53	(0,19)
BM su ME e FI	1,90	(0,10)
FI su ME e BM	8,11	(0,00)

Test sui residui del VAR (singole eq.)

Test sui residui del VAR

	ADF	McKinnon p-value	Statistica	p-value	
dMercantile	-2,91	0,00	Portmanteau	93,09	0,65
dBuono Merc	-2,74	0,01	Breusch Godf.	39,43	0,71
dFino	-2,69	0,01			

Il numero ottimale dei ritardi (2) per il VECM è stato selezionato sul corrispondente VAR in livelli in base ai criteri di informazione (AIC, HQ, SC, SPE). Per i VAR nelle differenze tutti i criteri di informazione indicano 1 ritardo. I test multivariati sui residui del VAR e quelli ADF sui residui delle singole equazioni del VAR in differenze sono stati condotti con 12 ritardi. Periodo considerato: agosto 2002-luglio 2011. Errori standard tra parentesi.

Tab. A5.7. Sostituibilità tra categorie merceologiche: Grano buono mercantile e fino (Foggia)

Trace (Johansen test)

	Test	10pct	Valori critici		
			5pct	1pct	
$r \leq 1$	5,28		7,52	9,24	12,97
$r = 0$	25,86		17,85	19,96	24,6
<i>Lambda</i>	0,14		0,04		

Vettore di cointegrazione (beta)

	ect1	
Buono Merc	1,00	NA
Fino	-0,97	(0,01)
costante	-0,15	(0,08)

Vettori di aggiustamento (alpha)

	ect1	
Buono Merc	-0,60	(0,24)
Fino	-0,28	(0,25)

Test sui residui del vettore di cointegrazione

Test sui residui del VECM

	ADF	McKinnon p-value	Statistic	p-value	
ect1	-2,61	0,01	Portmanteau	25,52	0,98
			Breusch Godf.	11,89	0,92

Il numero ottimale dei ritardi (2) per il VECM è stato selezionato sul corrispondente VAR in livelli in base ai criteri di informazione (AIC, HQ, SC, SPE). I test multivariati sui residui del VECM e quelli ADF sui residui dei vettori di cointegrazione sono stati condotti con 12 ritardi. Periodo considerato: agosto 2002- luglio 2011. Errori standard tra parentesi.

Tab. A5.8. Trasmissione verticale del prezzo: grano duro fino - semola*Trace (Johansen test)*

	Test	Valori critici			
		10pct	5pct	1pct	
$r \leq 1$	4,33	7,52	9,24	12,97	
$r = 0$	17,96	17,85	19,96	24,60	
<i>Lambda</i>	0,09	0,03			

VAR nelle differenze

	dSemola		dFino	
dSemola (-1)	0,06	(0,14)	-0,07	(0,16)
dFino (-1)	0,49	(0,13)	0,59	(0,14)

Test di causalità di Granger (breve periodo)

	Test	p
dSemola	0,22	(0,64)
dFino	14,68	(0,00)

*Test sui residui del VAR (singole eq.)**Test sui residui del VAR*

	ADF	McKinnon p-value	Statistica	p-value
dSemola	-3,58	0,00	Portmanteau	49,51 0,26
dFino	-3,32	0,00	Breusch Godf.	22,09 0,34

Il numero ottimale dei ritardi (2) per il VECM è stato selezionato sul corrispondente VAR in livelli in base ai criteri di informazione (AIC, HQ, SC, SPE). Per i VAR nelle differenze tutti i criteri di informazione indicano 1 ritardo. I test multivariati sui residui del VAR e quelli ADF sui residui delle singole equazioni del VAR in differenze sono stati condotti con 12 ritardi. Errori standard tra parentesi.

Tab. A5.9. Trasmissione verticale del prezzo: semola - pasta

Trace (Johansen test)

	Test	10pct	Valori critici		
			5pct	1pct	
$r \leq 1$	3,04		7,52	9,24	12,97
$r = 0$	20,26		17,85	19,96	24,6
<i>Lambda</i>	0,13		0,02		

Vettore di cointegrazione (beta)

	ect1	
Pasta	1,00	
Semola (FG)	-0,58	(0,05)
costante	-3,75	(0,29)

Vettori di aggiustamento (alpha)

	ect1	
Pasta	-0,07	(0,02)
Semola (FG)	0,22	(0,08)

Test sui residui del vettore di cointegrazione

Test sui residui del VECM

	ADF	McKinnon p-value		Statistica	p-value
ect1	-2,34	0,02	Portmanteau	17,90	0,71
			Breusch Godf.	12,70	0,89

Il numero ottimale dei ritardi (7) per il VECM è stato selezionato sul corrispondente VAR in livelli in base ai criteri di informazione (AIC, HQ, SC, SPE). I test multivariati sui residui del VECM e quelli ADF sui residui dei vettori di cointegrazione sono stati condotti con 12 ritardi. Periodo considerato gennaio 2000 marzo 2011. Errori standard tra parentesi.

6. Trasmissione del prezzo e *break* strutturali

L'esame dei meccanismi di trasmissione del prezzo illustrata nel capitolo precedente ha messo in luce che l'assenza di relazioni di lungo periodo, ovvero di cointegrazione tra le serie, poteva, in alcuni casi, essere dovuta a *break* strutturali nella relazione tra le serie. In questo capitolo i casi di sospetti *break* strutturali saranno analizzati nell'ambito dell'approccio uniequazionale alla cointegrazione (Engle and Granger, 1987). Per questo approccio sono infatti disponibili alcuni test di cointegrazione che consentono di identificare una relazione di lungo periodo tra le serie quando sono presenti uno o più *break* strutturali in date non conosciute a priori. Le coppie di serie prese in considerazione per questa analisi sono riportate in Tab. 6.1.

Tab. 6.1. Coppie di serie sottoposte a test di cointegrazione con *break*

Grano Duro Fino Bologna	Canadian Winter Amber Durum
Semola Bologna	Semola Foggia
Semola Foggia	Grano Duro Fino Foggia

6.1. Cointegrazione con *break* strutturali

Recentemente è emersa, anche con applicazioni in campo agro-alimentare, la possibile confusione tra la non stazionarietà di una serie storica e la presenza di cambiamenti (*break*) strutturali (Boetel and Liu, 2008). La non stazionarietà o l'assenza di cointegrazione per molte serie dei prezzi dei prodotti agricoli è stata messa in dubbio da Wang e Tomek (2007): se si tiene conto dei possibili cambiamenti strutturali, molte serie che prima si consideravano non stazionarie diventano stazionarie. Boetel e Liu (2008) trovano relazioni di cointegrazione per la filiera suinicola e bovina degli USA solo dopo aver considerato possibili cambiamenti strutturali. Adachi e Liu (2009) identificano diversi regimi che si succedono nel tempo per la relazione tra prezzi alla produzione e al consumo di maiale in Giappone. Carraio e Stefani (2011) riescono a stimare relazioni di lungo periodo per tre modelli di trasmissione verticale del prezzo di altrettante filiere agroalimentari italiane solo dopo aver considerato la presenza di *break* strutturali.

6.1.1. Test di cointegrazione con *break* strutturali

Nel test convenzionale di cointegrazione di Engle e Granger, il primo stadio consiste nella stima dell'equazione statica di lungo periodo (o di equilibrio) con gli OLS. Successivamente la stazionarietà dei residui della relazione di lungo periodo è testata attraverso un test ADF usando i valori critici proposti da MacKinnon (1991). Se i residui sono stazionari, le due serie allora sono cointegrate.

In alternativa all'approccio classico, altri test sono stati sviluppati nel corso degli anni per tenere conto della presenza di cambiamenti strutturali. Nell'applicazione alle serie della Tab. 6.1 saranno presi in considerazione il test di Gregory e Hansen (1996), con l'estensione proposta da Hatemi(2008), e quello di Carrion y Silvestre e Sansò (2006). Per tutti i test le date dei *break* strutturali sono determinate endogeneamente.

Gregory and Hansen (1996) estendono il test sui residui per tenere conto di un *break* strutturale. La statistica è data dal minimo valore della statistica *t* di Dickey e Fuller, stimata

per tutte le possibili date del *break*. Gli autori considerano tre versioni del test relative ad altrettante modalità di cambiamento strutturale nella relazione di lungo periodo:

$$C \quad p_{2t} = \beta_0 + \theta DU_t + \beta_1 p_{1t} + u_t \quad (6.1)$$

$$C/T \quad p_{2t} = \beta_0 + \theta DU_t + \beta_2 t + \beta_1 p_{1t} + u_t \quad (6.2)$$

$$C/S \quad p_{2t} = \beta_0 + \theta DU_t + \beta_1 p_{1t} + \beta_3 DU p_{1t} + u_t \quad (6.3)$$

Se t^* è il periodo in cui avviene il *break* strutturale, allora $DU = 1$ per $t > t^*$ e $DU = 0$ negli altri periodi.

Il modello C prevede quindi un semplice shift nell'intercetta, il modello C/T è simile al precedente ma aggiunge un trend e infine il modello C/S oltre allo shift nell'intercetta prevede un cambiamento nel coefficiente di p_1 . Gli autori forniscono valori critici sia per il (minimo del) test ADF sia per le (minime) statistiche Z_a e Z_t di Phillips *et al.* (1988).

Hatemi (2008) generalizza il test precedente al caso di due *break* strutturali. Le date che rendono minima la statistica t sono stimate mediante una ricerca su griglia quadrata e i valori critici del test sono generati tramite simulazione.

Anche il test di cointegrazione KPSS (Kwiatkowsky *et al.*, 1992) è stato esteso al caso di un *break* strutturale. Carrion y Silvestre e Sansò (2006) forniscono un test per i tre casi già previsti da Gregory e Hansen (ribattezzati come An, C e D) e per ulteriori tre casi caratterizzati dalla presenza di un *break* nel trend deterministico.

Come nota Perron (2005), la statistica tipo LM proposta dagli autori è una modifica della statistica Q di Gardner (1969) per il cambiamento strutturale²⁸. I residui per la statistica sono ottenuti dalle stime OLS delle equazioni di lungo periodo e sono scalati con una misura della varianza di lungo periodo. Nel caso generale quando p_1 è considerato potenzialmente endogeno lo stimatore OLS è rimpiazzato dai minimi quadrati dinamici (DOLS) di Stock e Watson (1993). La data del *break* è stimata minimizzando la somma dei quadrati dei residui.

6.1.2. Stima delle date di break

Una volta verificata la presenza di cointegrazione fra le serie con i test precedenti, la stima dei *break* strutturali può essere condotta con il metodo di Bai e Perron (1998). Questo metodo stima le date cambiamenti strutturali in un modello lineare con variabili stazionarie attraverso un algoritmo di programmazione dinamica. La procedura può essere illustrata con un semplice modello con cambiamento strutturale, dove tutti i coefficienti sono soggetti a $m + 1$ variazioni di regime:

$$p_{2t} = \beta_{0i} + p_{1t} \beta_{1i} + u_t \quad (6.4)$$

per $t = T_{i-1} + 1, \dots, T_i$ e $i = 1, \dots, m + 1$, dove i coefficienti β_{0i} , β_{1i} sono indicizzati sugli m regimi delimitati dalle date dei *break* strutturali T_i .

Per una data m partizione del campione (T_1, \dots, T_m) , β_{0i} , β_{1i} possono essere stimate con gli OLS minimizzando la soma dei quadrati dei residui:

²⁸ Un test simile è stato proposto da Arai e Kurozumi (2005).

$$S_T(T_1, \dots, T_m) = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} [\rho_{1t} - \beta_{0i} - \beta_{1i} \rho_{2t}]. \quad (6.5)$$

Una stima degli m break point è data dall'insieme dei T_i che minimizza \hat{S}_T per tutte le possibili m -partizioni del campione (rispettando una dimensione minima per tutti i segmenti).

Bai and Perron (2003) utilizzano un algoritmo di programmazione dinamica per ridurre il problema di ricerca delle partizioni ottimali ad una dimensione gestibile. Gli autori dimostrano inoltre che le date dei *break* sono asintoticamente indipendenti quando tutte le variabili nel modello sono stazionarie fornendo indicazione su come calcolarne gli intervalli di confidenza. Anche quando le variabili sono cointegrate le stime puntuali dei *break* point rimangono consistenti sebbene in questo caso la distribuzione delle date dei *break* non sia più asintoticamente indipendente (Kerjwal e Perron, 2008).

Quando la data del *break* è conosciuta un possibile approccio per testare la presenza di un cambiamento dei parametri della regressione è quello di usare la statistica F per l'eguaglianza dei parametri nei due periodi (Chow, 1960). Quando invece la data del *break* è sconosciuta la statistica F può essere calcolata per tutte le possibili date del *break* ottenendo una sequenza di valori. Plottando la serie è possibile individuare la presenza di picchi con valore superiore al valore critico per il *supremum* del test F (Zeileis et al., 2003). Il numero dei picchi dà un'indicazione sui possibili *break* strutturali. Valori critici asintotici per il test sup- F sono stati pubblicati da Hansen (1997).

Infine, il numero di *break* può essere stimato con i classici criteri di informazione (BIC, AIC). Secondo Bai e Perron (2003) l'AIC ha sempre una performance negativa. In assenza di correlazione seriale e quando i *break* sono effettivamente presenti, il criterio BIC ha una buona performance. Tuttavia quando è presente correlazione nei residui o tra le variabili esplicative compare la variabile dipendente ritardata, nessuno dei criteri di informazione è attendibile.

6.1.3. L'analisi sulle serie dei prezzi del grano duro

L'analisi sulle coppie di serie di prezzi elencate in tabella 5.1 è stata condotta eseguendo in successione i test di Gregory e Hansen (GH), Hatemi (H) e Carrion y Silvestre e Sanso (CSS)²⁹. Per l'equazione di equilibrio di lungo periodo si è adottato il modello C/S (equazione 6.3) che consente una variazione sia dell'intercetta sia del coefficiente sul prezzo. In termini economici il test permette sia la variazione dei costi di transazione o margini proporzionali sia quella dell'elasticità di trasmissione del prezzo.

Una volta accertata la presenza di cointegrazione, con almeno uno o due *break*, si è proceduto a stimare le date dei cambiamenti strutturali con l'algoritmo di Bai e Perron. Per ciascuna coppia di serie si è ripetuto la procedura sostituendo fra loro la variabile dipendente con l'indipendente.

Per quanto riguarda la determinazione del numero ottimale dei *break*, si è eseguito il test F contro l'ipotesi di un *break* strutturale per ogni possibile data, tracciandone il grafico. Il test *sup F* contro l'alternativa di un *break* è stato riportato con il relativo valore p . Si noti che questo test è robusto anche contro l'alternativa di $k > 1$ *break* strutturali (Perron, 2005).

²⁹ Il test CSS è stato eseguito nella versione con DOLS che è valida anche in caso di variabili endogene.

Infine utilizzando i residui delle relazioni di lungo periodo con *break* sono stati stimati due modelli a correzione di errore per ciascuna coppia. Per ogni modello la variabile dipendente è la variazione nei logaritmi (tasso di crescita) di un prezzo mentre le variabili indipendenti sono i residui della relativa relazione di lungo periodo e i ritardi dei tassi di crescita della dipendente e dell'altro prezzo. Come diagnosi sui residui è stato eseguito il test di Breusch Godfrey per la correlazione seriale con 1, 2 e 12 ritardi.

6.2. Risultati

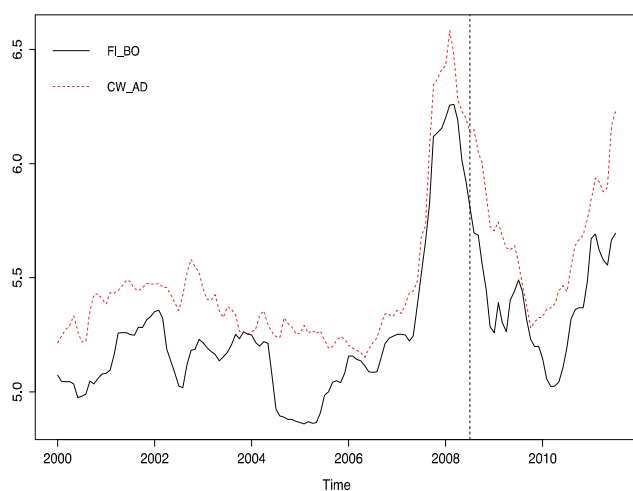
6.2.1. Test di cointegrazione

In tutti i casi i test di GH e H non rifiutano l'ipotesi nulla di assenza di cointegrazione. Di segno contrario invece i risultati del test CSS che non rifiutano l'opposta ipotesi nulla di cointegrazione. Si deve notare che il CSS è stato condotto utilizzando i minimi quadrati dinamici che sono robusti rispetto all'ipotesi di endogeneità del regressore. Complessivamente i risultati dei test non forniscono una chiara indicazione sulla possibilità di stimare un'equazione di lungo periodo nei livelli con un *break*.

Nonostante l'incerta evidenza sulla cointegrabilità delle serie sono stati comunque stimati le relazioni di lungo periodo e i modelli a correzione di errore con uno o due *break* nei vari casi. Le tabelle con i risultati dei test sono riportate in appendice al presente capitolo.

6.2.2. Fino Bologna – Canadian Winter Amber Durum

Per questa coppia di serie il grafico dei test F suggerisce un solo *break*, tuttavia il *sup F* test è significativo solo al 10%. La procedura di Bai e Perron indica un *break* ad agosto 2008 (Tab. A6.1), una data che si colloca a ridosso del picco dei prezzi ma non corrisponde per esempio, a cambiamenti nelle politiche commerciali. La sospensione dei dazi sui cereali infatti è precedente (gennaio 2008) ed è stata prolungata fino alla stagione 2008/2009 per essere di nuovo rinnovata nel 2011. Nel primo periodo l'elasticità di trasmissione è prossima a 1 nel secondo a 0,70. L'intercetta non è significativa. Sembra quindi che nel periodo successivo alla crisi sia diminuito il grado d'integrazione del grano duro italiano con quello canadese.

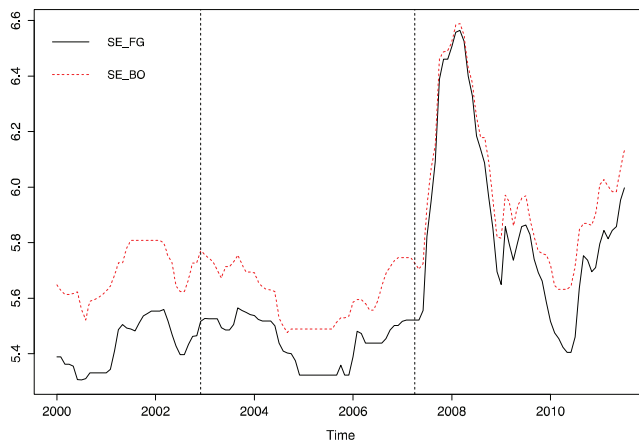


**Fig. 6.1. Break nella relazione di lungo periodo
FI_BO – CW_AD**

I due modelli a correzione di errore evidenziano l'esogeneità debole del grano duro canadese dal momento che il coefficiente del termine di errore nell'equazione per il grano canadese non è significativo. Il modello con variabile dipendente il grano duro fino nazionale presenta invece un coefficiente del termine di errore significativo anche se relativamente basso, indice questo di un processo di aggiustamento verso l'equilibrio lento.

6.2.3. Semola Bologna – Semola Foggia

In questo caso il grafico del test F evidenzia uno o due picchi a seconda della specificazione con variabile dipendente Bologna o Foggia. Il test sup F contro l'alternativa di un solo *break* è ampiamente significativo. per la relazione di lungo periodo (Tab. A6.2).



**Fig. 6.2. Break nella relazione di lungo periodo
SE_FG – SE_BO**

Contrariamente a quanto evidenziato dal VAR nelle differenze illustrato nel capitolo 5, il modello a correzione di errore indica la piazza di Bologna come debolmente esogena. La relazione di lungo periodo che entra significativamente nel modello è quindi quella con i prezzi di Foggia come variabile dipendente. Per questa relazione la procedura di Bai e Perron con un due *break* individua i cambiamenti di regime nei mese di agosto 2003 e maggio 2007. Nel primo regime e nel terzo regime l'elasticità di trasmissione è più alta mentre l'intercetta diventa significativa e negativa (si ricorda che le quotazioni di Foggia sono inferiori a quelle di Bologna) nel terzo regime. I dati sembrano quindi indicare anche in questo caso un cambiamento nel meccanismo di trasmissione in corrispondenza con la bolla del 2007/08.

6.2.4. Semola Foggia – Fino Foggia

Nel caso della trasmissione verticale del prezzo tra grano duro e semola il grafico del test F suggerisce un *break* per l'equazione per il grano duro e due *break* nell'altro caso. I

modelli a correzione di errore confermano l'esogeneità debole del prezzo del grano duro (Tab. A6.3).

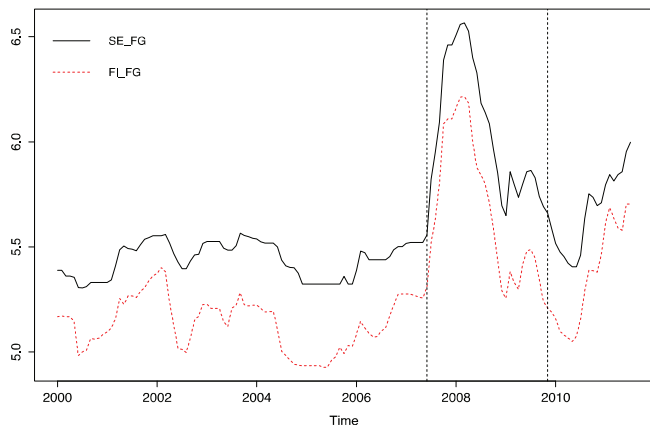


Figura 6.3. Break nella relazione di lungo periodo SE_FG – FI_FG

I due *break* nell'equazione per la semola sono collocati nei mesi di giugno 2006 e settembre 2009 e definiscono tre regimi prima, durante e dopo la bolla dei prezzi del 2007/08. Durante la bolla aumenta l'elasticità di trasmissione del prezzo rispetto ai regimi adiacenti, segno di un maggiore grado di integrazione dei mercati in questo periodo come già evidenziato per la trasmissione del prezzo fra piazze per la semola.

I risultati di questo, come dei due precedenti casi tuttavia vanno interpretati con cautela. E' necessario tenere presente che i test di cointegrazione con *break* hanno dato risultati non chiari e la presenza di cointegrazione tra le coppie di prezzi esaminati deve essere studiata più approfonditamente. L'introduzione nel prossimo capitolo di modelli con asimmetrie nella trasmissione del prezzo costituisce uno dei possibili approfondimenti.

6.3. Appendice al capitolo 6

Tab. A6.1. Cointegrazione con *break*: Fino BO – Canadese AD

Vettore di cointegrazione (Engle and Granger)

Costante	0.40	(0.17)
CW_AD	0.88	(0.03)

ADF sui residui -2.41

Test di Gregory e Hansen

Critério Scelta Lag	Lag	ADF	Data ADF	Zt	Data Zt
fisso	12	-3.45 *	2008(06)	-3.55 *	2007(09)
AIC	1	-4.72 *	2007(09)		
BIC	0	-3.66 *	2007(11)		
lag significativi	0	-4.72 *	2007(09)		

Test di Hatemi

Critério Scelta Lag	Lag	ADF	Date ADF	Zt	Date Zt
fisso	12	-3.31	2003(07) 2005(09)	-4.39 *	2003(06) 2005(09)
AIC	6	-5.19 *	2003(07) 2005(11)		
BIC	1	-4.53 *	2005(09) 2006(10)		
lag significativi	6	-5.19 *	2003(07) 2005(11)		

Test di Carrion y Silvestre e Sanso

Tipo	Min SSR	Min SC	Min SSR	Min SC	Min SSR	Min SC
SC Test	0.068	0.018	0.086	0.018	0.060	0.018
Data	2007(08)	2009(11)	2007(08)	2009(11)	2006(01)	2009(11)
90% CV	0.128	0.190	0.128	0.190	0.104	0.190
95% CV	0.168	0.257	0.168	0.257	0.131	0.257
Lag	1	1	2	2	6	6

Tutti i test sono stati condotti nella specificazione con intercetta e coefficienti regime specifici. Il test ADF sui residui è stato condotto con 12 ritardi o lag. * Significativo al 5%. Errori standard tra parentesi.

Tab. A6.1. Cointegrazione con *break*: Fino BO – Canadese AD (continua)*Vettore di cointegrazione con 1 break*

<i>Dip. FI_BO</i>				<i>Dip. CW_AD</i>			
Costante	2000(1) - 2008(7)	0.03	(0.57)	Costante	2000(1) - 2007(8)	2.84	(3.51)
	2008(8) - 2011(7)	1.47	(1.61)		2007(9) - 2011(7)	0.45	(0.69)
CW_AD	2000(1) - 2008(7)	0.96	(0.09)	FI_BO	2000(1) - 2007(8)	0.49	(0.69)
	2008(8) - 2011(7)	0.69	(0.28)		2007(9) - 2011(7)	0.97	(0.11)

Test per un break

Sup F	p value
9.90	0.10

Modelli a correzione di errore

<i>Dip. Diff FI_BO</i>				<i>Dip. Diff CW_AD</i>			
Cost		0.00	(0.00)	Cost		0.00	(0.01)
ect (-1)		-0.12	(0.05)	ect (-1)		-0.06	(0.06)
Diff FI_BO (-1)		0.52	(0.10)	Diff FI_BO (-1)		0.38	(0.10)
Diff FI_BO (-2)		-0.12	(0.11)	Diff FI_BO (-2)		-0.11	(0.12)
Diff FI_BO (-3)		0.15	(0.10)	Diff FI_BO (-3)		0.22	(0.11)
Diff CW_AD(-1)		0.24	(0.09)	Diff CW_AD(-1)		0.25	(0.11)
Diff CW_AD(-2)		-0.20	(0.10)	Diff CW_AD(-2)		-0.13	(0.12)
Diff CW_AD(-3)		0.14	(0.10)	Diff CW_AD(-3)		-0.08	(0.11)
Oss		135		Oss		135	
R quadro		0.42		R quadro		0.25	
		χ^2	<i>p</i>			χ^2	<i>p</i>
Breusch Godfrey (1)		0.23	0.63	Breusch Godfrey (1)		0.35	0.55
Breusch Godfrey (2)		0.36	0.84	Breusch Godfrey (2)		0.41	0.81
Breusch Godfrey (12)		6.20	0.91	Breusch Godfrey (12)		6.59	0.88

Il numero di *break* è stato scelto in base al numero di picchi nel grafico del test F e in base all'ispezione visiva del grafico dei residui del vettore di cointegrazione. Errori standard in parentesi.

Tab. A6.2. Cointegrazione con *break*: Semola BO – Semola FG*Vettore di cointegrazione (Engle and Granger)*

Costante	1.13	(0.08)
Semola Foggia	0.83	(0.02)

ADF sui residui	-1.82
-----------------	-------

Test di Gregory e Hansen

Criterio Scelta Lag	Lag	ADF	Data ADF	Zt	Data Zt
fisso	12	-3.23	2007(03)	-4.48 *	2003(04)
AIC	1	-4.48 *	2003(06)		
BIC	0	-4.26 *	2003(04)		
lag significativi	0	-4.26 *	2003(04)		

Test di Hatemi

Criterio Scelta Lag	Lag	ADF	Date ADF	Zt	Date Zt
fisso	12	-3.90 *	2002(10) 2003(09)	-5.29 *	2002(08) 2005(09)
AIC	1	-5.54 *	2002(08) 2005(11)		
BIC	1	-5.54 *	2002(08) 2005(11)		
lag significativi	1	-5.54 *	2002(08) 2005(11)		

Test di Carrion y Silvestre e Sanso

Tipo	Min SSR	Min SC	Min SSR	Min SC	Min SSR	Min SC
SC Test	0.075	0.031	0.075	0.031	0.075	0.031
Data	2003(08)	2002(10)	2003(08)	2002(10)	2003(08)	2002(10)
90% CV	0.127	0.155	0.127	0.155	0.127	0.155
95% CV	0.167	0.207	0.167	0.207	0.167	0.207
Lag	1	1	2	6	2	6

Tutti i test sono stati condotti nella specificazione con intercetta e coefficienti regime specifici. Il test ADF sui residui è stato condotto con 12 ritardi o *lag*. * Significativo al 5%. Errori standard tra parentesi.

Tab. A6.2. Cointegrazione con *break*: Semola BO – Semola FG (continua)

Vettore di cointegrazione con break

<i>Dip. SE_FG</i>			<i>Dip. SE_BO</i>		
Costante	2000(1) - 2002(12)	0.24 (0.69)	Costante	2000(1) - 2003(3)	0.55 (0.67)
	2003(1) - 2007(4)	1.33 (0.98)		2003(4) - 2011(7)	0.88 (0.19)
	2007(5) - 2011(7)	-1.22 (0.2)		SE_FG	2000(1) - 2003(3)
SE_BO	2000(1) - 2002(12)	0.91 (0.12)		2003(4) - 2011(7)	0.87 (0.03)
	2003(1) - 2007(4)	0.73 (0.17)			
	2007(5) - 2011(7)	1.18 (0.03)			

Test per un break

Sup F	p value
26.72	0.00

Modelli a correzione di errore

<i>Dip. Diff SE_FG</i>			<i>Dip. Diff SE_BO</i>		
Cost	0.00 (0.00)		Cost	0.00 (0.00)	
ect (-1)	-0.52 (0.17)		ect (-1)	0.10 (0.13)	
Diff SE_FG (-1)	0.60 (0.19)		Diff SE_BO(-1)	0.13 (0.19)	
Diff SE_FG (-2)	-0.01 (0.18)		Diff SE_BO(-2)	-0.10 (0.18)	
Diff SE_FG (-3)	0.45 (0.17)		Diff SE_BO(-3)	-0.21 (0.18)	
Diff SE_BO(-1)	-0.08 (0.21)		Diff SE_FG (-1)	0.37 (0.17)	
Diff SE_BO(-2)	-0.23 (0.20)		Diff SE_FG (-2)	-0.12 (0.17)	
Diff SE_BO(-3)	-0.25 (0.19)		Diff SE_FG (-3)	0.41 (0.16)	
Oss	135		Oss	135	
R quadro	0.37		R quadro	0.29	
	χ^2	p		χ^2	p
Breusch Godfrey (1)	0.78	0.38	Breusch Godfrey (1)	1.12	0.29
Breusch Godfrey (2)	1.70	0.43	Breusch Godfrey (2)	4.60	0.10
Breusch Godfrey (12)	18.17	0.11	Breusch Godfrey (12)	16.11	0.19

Il numero di *break* è stato scelto in base al numero di picchi nel grafico del test F e in base all'ispezione visiva del grafico dei residui del vettore di cointegrazione. Errori standard in parentesi

Tab. A6.3. Cointegrazione con *break*: Semola FG – Fino FG*Vettore di cointegrazione (Engle and Granger)*

Costante	0.40	(0.17)
Fino Foggia	0.88	(0.03)

ADF sui residui	-2.41
-----------------	-------

Test di Gregory e Hansen

Criterio Scelta Lag	Lag	ADF	Data ADF	Zt	Data Zt
fisso	12	-3.13	2003(04)	-4.48 *	2003(04)
AIC	1	-4.21 *	2002(01)		
BIC	1	-4.20 *	2001(11)		
lag significativi	1	-4.21 *	2002(01)		

Test di Hatemi

Criterio Scelta Lag	Lag	ADF	Date ADF	Zt	Date Zt
fisso	12	-3.46 *	2003(04) 2007(11)	-4.50 *	2002(01) 2005(11)
AIC	1	-4.80 *	2002(01) 2007(12)		
BIC	1	-4.80 *	2002(01) 2007(12)		
lag significativi	1	-4.80 *	2002(01) 2007(12)		

Test di Carrion y Silvestre e Sanso

Tipo	Min SSR	Min SC	Min SSR	Min SC	Min SSR	Min SC
SC Test	0.018	0.018	0.018	0.018	0.017	0.016
Data	2002(05)	2002(05)	2002(05)	2002(05)	2002(03)	2002(03)
90% CV	0.155	0.155	0.155	0.155	0.155	0.155
95% CV	0.207	0.207	0.207	0.207	0.207	0.207
Lag	1	1	2	2	6	6

Tutti i test sono stati condotti nella specificazione con intercetta e coefficienti regime specifici. Il test ADF sui residui è stato condotto con 12 ritardi o lag. * Significativo al 5%. Errori standard tra parentesi.

Tab. A6.3. Cointegrazione con *break*: Semola FG – Fino FG (continua)

Vettore di cointegrazione con break

<i>Dip. SE_FG</i>				<i>Dip. FI_FG</i>			
Costante	2000(1) - 2007(6)	2.53	(0.43)	Costante	2000(1) - 2002(3)	-1.73	(0.68)
	2007(7) - 2009(11)	0.87	(0.15)		2002(4) - 2011(7)	-0.35	(0.18)
	2009(12) - 2011(7)	1.56	(0.154)				
FI_FG	2000(1) - 2007(6)	0.567	(0.08)	SE_FG	2000(1) - 2002(3)	1.276	(0.13)
	2007(7) - 2009(11)	0.91	(0.03)		2002(4) - 2011(7)	1.00	(0.03)
	2009(12) - 2011(7)	0.77	0.295				

Test per un break

Sup F	p value
43.95	0.00

Modelli a correzione di errore

<i>Dip. Diff SE_FG</i>				<i>Dip. Diff FI_FG</i>			
Cost	0.00	(0.)		Cost	0.00	(0.)	
ect (-1)	-0.34	(0.11)		ect (-1)	0.02	(0.1)	
Diff SE_FG (-1)	0.20	(0.14)		Diff FI_FG(-1)	0.56	(0.15)	
Diff SE_FG (-2)	-0.04	(0.14)		Diff FI_FG(-2)	-0.06	(0.16)	
Diff SE_FG (-3)	0.45	(0.14)		Diff FI_FG(-3)	-0.32	(0.16)	
Diff FI_FG(-1)	0.34	(0.13)		Diff SE_FG (-1)	-0.01	(0.17)	
Diff FI_FG(-2)	-0.09	(0.13)		Diff SE_FG (-2)	-0.03	(0.17)	
Diff FI_FG(-3)	-0.26	(0.13)		Diff SE_FG (-3)	0.49	(0.16)	
Oss	135			Oss	135		
R quadro	0.43			R quadro	0.34		
	χ^2	p			χ^2	p	
Breusch Godfrey (1)	0.09	0.77		Breusch Godfrey (1)	0.00	1.00	
Breusch Godfrey (2)	1.03	0.60		Breusch Godfrey (2)	2.18	0.34	
Breusch Godfrey (12)	16.97	0.15		Breusch Godfrey (12)	15.39	0.22	

Il numero di *break* è stato scelto in base al numero di picchi nel grafico del test F e in base all'ispezione visiva del grafico dei residui del vettore di cointegrazione. Errori standard in parentesi

7. Modelli di trasmissione asimmetrica del prezzo

I modelli presentati nei capitoli precedenti ipotizzano che la trasmissione delle variazioni di prezzo tra prodotti sia simmetrica, non si differenzi cioè a seconda del segno delle variazioni di prezzo. A differenza della trasmissione simmetrica, quella asimmetrica provoca un andamento temporaneamente o stabilmente divergente dei margini di prezzo tra i prodotti interessati. Questa modalità di trasmissione dei prezzi è stata spesso collegata a problemi di funzionamento dei mercati ed in particolare alla presenza di strutture non concorrenziali anche se la letteratura non è conclusiva su questo aspetto (Meyer e von Cramon Taubadel, 2004).

7.1. Definizioni

Con il termine trasmissione asimmetrica del prezzo (asymmetric price transmission o APT) viene identificato quel fenomeno per cui una variazione di prezzo si trasmette in percentuale maggiore o minore e/o più o meno velocemente tra livelli diversi della catena di commercializzazione o tra mercati diversi in dipendenza dalla natura positiva o negativa, della variazione originale. Il caso più studiato è quello della trasmissione verticale del prezzo, tuttavia può esistere asimmetria anche nella trasmissione spaziale del prezzo.

Secondo Meyer e von Cramon-Taubadel (2004) si possono distinguere diversi tipi di APT. Un primo criterio di classificazione distingue i casi di trasmissione asimmetrica a seconda che questa interessi la percentuale della variazione del prezzo che è trasmessa, la velocità con cui la variazione è trasmessa oppure entrambi i fattori. Il primo tipo si verifica per esempio quando forti aumenti di prezzo al consumo si traducono in moderati rialzi dei prezzi alla produzione mentre i ribassi sul mercato al consumo sono trasferiti integralmente su quello alla produzione. In questi casi si genera un trasferimento permanente di reddito dai produttori ai commercianti e se il comportamento si ripete nel tempo si può assistere al progressivo allargamento della forbice tra i prezzi delle due fasi. Il trasferimento di reddito è invece temporaneo se è la velocità di trasmissione che è diversa secondo il segno delle variazioni di prezzo.

Un secondo criterio di classificazione distingue fra APT positiva o negativa. L'APT positiva può essere definita come un comportamento dei mercati per cui una variazione di prezzo che riduce i margini (un incremento del prezzo sul mercato di origine o una diminuzione del prezzo sul mercato collegato) è trasmessa più completamente o più rapidamente di una variazione di prezzo che allarga i margini. L'APT negativa è definita come il comportamento opposto.

7.2. I modelli econometrici

I lavori sull'APT si differenziano per tipo e numero di beni analizzati (e per livello di aggregazione a cui tali beni sono definiti), variabili dipendenti ed esplicative, paesi interessati, frequenza temporale delle serie storiche di prezzi ed infine tipo di APT studiata. Inoltre nel corso degli anni le tecniche di individuazione e di misurazione dell'APT, di natura essenzialmente econometrica, sono diventate sempre più raffinate. Meyer e Von Cramon-Taubadel (2004) distinguono tra approcci che fanno uso della cointegrazione ed approcci precedenti. Tuttavia i diversi modelli continuano ad essere usati in letteratura e non esiste ancora un consenso diffuso su quale sia superiore. Tutti i modelli, in estrema sintesi, hanno come variabile dipendente il livello o le variazioni dei prezzi in uscita e come variabili

indipendenti le variazioni o i livelli dei prezzi in entrata (cioè dei prezzi della fase che trasmette la variazione a monte o a valle), trattando però come variabili separate le variazioni positive da quelle negative. E' la differenza tra l'impatto sui prezzi di variazioni positive o negative dei prezzi in entrata che indica la presenza di APT.

Gli approcci pre-cointegrazione possono analizzare esplicitamente l'effetto cumulato dei prezzi in entrata (cioè dei prezzi della fase che trasmette la variazione a monte o a valle) oppure l'effetto diretto delle singole variazioni periodo per periodo. Il primo metodo è stato inizialmente proposto da Wolfram (1971), il secondo, riconducibile al lavoro di Tweeten e Quance (1968), ha dato origine ad una serie di studi econometrici che hanno fatto sostanzialmente uso di modelli tipo distributed lag (a ritardi distribuiti).

Negli approcci secondo il metodo della cointegrazione l'asimmetria può essere introdotta sia nella relazione di lungo periodo che in quella di breve, od in entrambe, originando così una pluralità di modelli. Successive estensioni della metodologia hanno adattato allo studio dell'APT modelli sviluppati per le serie storiche come i "regime switching models" ed i sistemi di equazioni VAR e VECM. In generale la letteratura metodologica sull'APT mette in luce sia la sensibilità dei risultati alla specificazione dei modelli e all'uso di serie storiche di diversa frequenza, sia la pluralità di misure dell'APT ottenibili, concettualmente differenti e con diverse implicazioni teoriche (Frey e Manera, 2005).

7.2.1. Modelli basati sul metodo della cointegrazione

Come illustrato nel capitolo 4 il modello a correzione di errore (ECM) è un modello in cui tutte le variabili sono espresse in differenze prime ad eccezione dei residui ottenuti dalla relazione di lungo periodo, il cosiddetto termine di correzione d'errore che misura le deviazioni delle serie dal livello di equilibrio al tempo $t - 1$.

Granger e Lee (1989) hanno esteso la specificazione degli ECM al caso degli aggiustamenti di tipo asimmetrico, proponendo un modello in cui il coefficiente di aggiustamento (e quindi la velocità di aggiustamento) dipende strettamente dal segno della deviazione dall'equilibrio di lungo periodo. Per permettere uno studio delle asimmetrie, il termine di correzione di errore viene stimato separatamente per gli shocks positivi (u^+) o negativi (u^-) sui residui della relazione di lungo periodo, o in altri termini sul margine fra i due prezzi:

$$\Delta p_1 = \omega_1 + \alpha_+ u_{t-1}^+ + \alpha_- u_{t-1}^- + \sum_{s=1}^{k-1} \sum_{j=1}^2 \psi_{1,j,s} \Delta p_{j,(t-s)} + \varepsilon_{1,t} \quad (7.1)$$

Un test F è impiegato per l'ipotesi nulla di uguaglianza dei coefficienti delle correzioni di errore positive e negative.

Quando i coefficienti dei due termini di correzione dell'errore (u^+ e u^-) sono entrambi significativamente diversi da 0 e significativamente diversi tra loro si ha trasmissione asimmetrica del prezzo. Gli shocks quindi, sia quelli positivi sia quelli negativi, sono corretti a diverse velocità e lo spread tra le due serie studiate è riportato più o meno lentamente alla situazione di equilibrio.

Nel caso invece in cui uno dei due termini di errore (positivo e negativo) non sia significativo, il margine tra i due prezzi tende a divaricarsi come illustrato dalla Tab. 7.1 dove è indicato come prezzo input la variabile indipendente e prezzo output la variabile

dipendente nella relazione di equilibrio. Uno shock positivo sul prezzo input causa uno scostamento negativo dalla relazione di equilibrio (u) che, se non aggiustato, permane e conduce a una contrazione stabile del margine. Il caso opposto si verifica con uno shock negativo sul prezzo input.

Tab. 7.1. Significatività dell ECT e trasmissione delle variazioni di prezzo

	ECT	Significatività	Variarz. del prezzi input	Trasmissione (t) / non trasm. (nt)	Implicazioni economiche
	(u^-_{t-1})	si	+	t	Variazioni positive dei prezzi input trasmesse ai prezzi output nel lungo periodo: margine mantenuto
	(u^-_{t-1})	no	+	nt	Variazioni positive dei prezzi input non trasmesse ai prezzi al output nel lungo periodo
Prezzo output	(u^+_{t-1})	si	-	t	Variazioni negative dei prezzi input trasmesse ai prezzi output. Margine mantenuto.
	(u^+_{t-1})	no	-	nt	Variazioni negative dei prezzi input non trasmesse ai prezzi al output nel lungo periodo. I prezzi output non mantengono il margine

In presenza di aggiustamento asimmetrico i tradizionali test di integrazione hanno una ridotta potenza tendendo ad accettare l'ipotesi nulla di assenza di cointegrazione quando è falsa. Enders e Granger (1998) e Enders e Siklos (2001) hanno proposto un test di cointegrazione che tiene conto della possibile asimmetria dei coefficienti di aggiustamento. L'equazione ADF modificata in questo caso è data da:

$$\Delta \hat{u}_t = I_t \rho_+ \hat{u}_{t-1} + (1 - I_t) \rho_- \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Delta \hat{u}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7.2)$$

dove \hat{u} sono i residui della relazione di lungo periodo (vettore di cointegrazione) e ε è una sequenza di variabili casuali identicamente ed indipendentemente distribuite con media zero e varianza costante. La funzione indicatore I_t assume valore 0 o 1 secondo regole diverse in due versioni del test.

Una prima versione, riconducibile al caso classico illustrato sopra di shock positivi e negativi rispetto alla relazione di lungo periodo, si riferisce ai modelli autoregressivi a soglia (TAR). Se la soglia è posta a 0, l'impatto sulla variabile dipendente dipende dal segno del residuo ritardato. La funzione indicatore in questo caso è data da:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } u_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{if } u_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (7.3)$$

Nella seconda versione, riferita al modello *momentum* autoregressivo a soglia (MTAR), la funzione indicatore dipende dal segno della variazione ritardata dei residui:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta u_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{if } \Delta u_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (7.4)$$

Il termine *momentum*, ripreso dal linguaggio dell'analisi delle serie storiche finanziarie, indica il tasso di accelerazione dei prezzi. Nel caso asimmetrico si ha quindi un diverso grado di aggiustamento verso l'equilibrio quando lo scarto dalla relazione di equilibrio è aumentato ($\Delta u \geq 0$) o è diminuito ($\Delta u < 0$).

Enders e Siklos (2001) forniscono valori critici sia per la massima statistica t (*Max t*) relativa ai coefficienti ρ_+ e ρ_- , sia per la statistica F della restrizione a zero di entrambi i coefficienti (denominata dagli autori statistica ϕ). La presenza di asimmetria è infine verificata con un altro test F per l'eguaglianza dei due coefficienti.

7.2.2. Asimmetria di breve periodo

Se le serie non sono cointegrate la trasmissione delle variazioni di prezzo può essere stimata con un modello autoregressivo a ritardi distribuiti (ADL) in differenze. Le eventuali asimmetrie sono studiate analizzando separatamente gli effetti di variazioni positive e negative dei ritardi della variabile indipendente Δp_2 su Δp_1 :

$$\Delta p_{1t} = \omega_1 + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta p_{1(t-i)} + \sum_{i=0}^{p-1} \psi_i^+ \Delta p_{2(t-i)}^+ + \sum_{i=0}^{p-1} \psi_i^- \Delta p_{2(t-i)}^- + \varepsilon_{1,t}. \quad (7.5)$$

L'asimmetria è individuata con un test F per l'ipotesi che la somma dei parametri relativi alle variazioni positive di $\Delta p_{2(t)}$ sia uguale alla somma di quelli relativi alle variazioni negative (London Economics, 2003):

$$H_0 : \sum_{i=0}^{p-1} \psi_i^- \Delta p_{2(t-i)}^- = \sum_{i=0}^{p-1} \psi_i^+ \Delta p_{2(t-i)}^+ . \quad (7.6)$$

Si è in presenza di asimmetria quando la somma dei coefficienti delle variazioni negative della variabile indipendente è significativamente diversa da quella delle variazioni positive. Si deve tuttavia notare che l'assenza di asimmetria implica che, nel lungo periodo, shock positivi e negativi dei prezzi alla produzione si trasmettono nella stessa misura ai prezzi al consumo e quindi le serie dovrebbero essere cointegrate, ipotesi che invece è scartata in partenza.

Queste apparenti incongruenze sono spesso dovute alla mancanza di trattamento di eventuali *break* strutturali presenti nelle serie, alle scelte di specificazione dei modelli in termini di ritardi (*lag*) e anche al fatto che i test per la stazionarietà delle serie possono spesso condurre ad accettare l'ipotesi di non stazionarietà quando non è vera (bassa potenza dei test).

7.3. Risultati

Lo studio delle asimmetrie di trasmissione è stato condotto sulle coppie di serie riportate in Tab. 7.2.

Tab. 7.2. Coppie di serie sottoposte a test di asimmetria

Grano Duro Fino Bologna	Canadian Winter Amber Durum
Semola Foggia	Grano Duro Fino Foggia
Pasta	Semola Foggia

Si tratta di serie per le quali non è stata trovata una relazione simmetrica di cointegrazione oppure è stata trovata ma non completamente soddisfacente. Inoltre il campo prevalente di applicazione degli studi sulla trasmissione asimmetrica è quello delle relazioni verticali tra fasi di una filiera ed per questo motivo che entrambe le coppie semola-grano duro e pasta-semola sono state prese in considerazione.

7.3.1. Test di cointegrazione con aggiustamento asimmetrico

Preliminarmente allo studio della trasmissione asimmetrica è stato condotto il test di Ender e Granger sui residui dei vettori di cointegrazione (Tab. A7.1). Il test è stato applicato sui residui della relazione di lungo periodo stimata con OLS nel caso delle coppie grano duro fino Bologna- grano canadese Amber Durum e semola Foggia-grano duro fino Foggia. Per la coppia pasta-semola sono stati invece utilizzati i residui del vettore di cointegrazione ottenuto con la procedura di Johansen (si veda il capitolo 5). Il numero di ritardi della variazione dei residui da inserire eventualmente nella versione ADF dell'equazione 7.2 è stato scelto con il criterio AIC, in tabella sono comunque riportati i risultati per 0, 1 e 4 ritardi e per le versioni TAR e MTAR del test.

Il test nella versione TAR non fornisce risultati a favore di un modello con cointegrazione e aggiustamento asimmetrico. Infatti anche quando i test Φ e t Max sono significativi al 10%, il test F sui coefficienti ρ_+ e ρ_- non permette mai di rifiutare l'ipotesi di simmetria. In questo caso si deve procedere con i tradizionali test di cointegrazione che, per le serie esaminate, sono già stati presentati nel capitolo 4.

Diversi sono i risultati che si ottengono con la versione MTAR del test. Per la coppia semola e grano duro fino sulla piazza di Foggia il test Φ per l'ipotesi congiunta di restrizione a zero dei parametri ρ_+ e ρ_- è significativo. Inoltre il test F permette di rifiutare l'ipotesi di uguaglianza tra i due parametri. La non significatività del test t-Max non è rilevante perché, nel caso dei modelli MTAR il test ha bassa potenza e il suo uso non è raccomandato (Enders e Sicklos, 2001).

Un esame delle stime puntuali dei parametri ρ_+ e ρ_- suggerisce che la convergenza è più veloce per le discrepanze positive dall'equilibrio di lungo periodo. Trattandosi di un modello MTAR il significato economico dell'asimmetria può essere spiegato nei seguenti termini. Quando c'è un'accelerazione nella caduta (percentuale) del prezzo del grano si genera una variazione in aumento della discrepanza rispetto alla relazione di equilibrio e questa viene trasmessa più velocemente al prezzo della semola che scende rapidamente. Quando invece c'è un'accelerazione dell'aumento del prezzo del grano la discrepanza viene riassorbita più lentamente e quindi il divario tra i prezzi tende a mantenersi sotto il livello di equilibrio. In altri termini bruschi cali del prezzo del grano non impattano il margine proporzionale mentre bruschi rialzi tendono a ridurlo.

Considerati i risultati del test di Enders e Granger lo studio delle asimmetrie nella trasmissione del prezzo è stato portato avanti in modo differenziato nei tre casi.

7.3.2. *Grano Duro Fino Bologna – Canadese Amber Durum*

Per la coppia fino Bologna - canadese Amber Durum è stato stimato due ADL asimmetrici con 3 ritardi (Tab. A7.2), uno per le differenze dei prezzi del grano fino ed uno per le differenze del grano canadese. Le variazioni ritardate della variabile indipendente sono state introdotte come variabili distinte secondo il loro segno.

Le stime confermano l'esogeneità (di breve termine) del prezzo del grano canadese le cui variazioni ritardate sono significative nell'equazione per il prezzo del grano fino ma non viceversa. L'ipotesi di simmetria è stata studiata con un test F per l'eguaglianza delle somme dei coefficienti dei ritardi positivi e di quelli negativi della variabile indipendente. I risultati del test evidenziano, al 10% di significatività, una risposta asimmetrica delle variazioni di prezzo del grano fino alle variazioni del grano canadese. Le variazioni negative di prezzo sono trasmesse infatti in misura maggiore delle variazioni positive, i margini tendono quindi ad allargarsi. Questa asimmetria è incompatibile con l'integrazione delle serie e con una relazione stabile di lungo periodo che infatti è stata esclusa nel capitolo 4.

7.3.3. *Semola Grano Duro Fino*

Per la coppia di serie relativa alle prime due fasi della filiera della pasta (semola-grano-duro) i risultati del test di Enders-Granger indicano la possibilità di testare un modello ECM di tipo asimmetrico nel quale i coefficienti del termine di errore sono stimati separatamente per le variazioni "positive" e "negative". Si ricorda che, trattandosi di un modello MTAR, il termine di correzione di errore è indicato con il segno "+" quando la corrispondente *variazione* del termine assume segno positivo e viceversa per il segno meno.

Il modello ECM è stato stimato sia per le variazioni del prezzo della semola, sia per le variazioni del prezzo del grano duro (Tab. A7.3). Le stime confermano l'esogeneità debole del prezzo del grano duro nella cui equazione entrambi i termini di correzione di errore non sono significativi. Tuttavia i coefficienti per le variazioni ritardate della variabile indipendente, corrispondenti ad elasticità di trasmissione del prezzo di breve periodo, risultano significativamente diversi da zero in entrambe le equazioni suggerendo quindi nel breve termine una causalità bidirezionale. I test di Breusch Godfrey per l'autocorrelazione dei residui non sono significativi per entrambe le equazioni.

Concentrandosi sull'equazione per la semola si conferma quanto già esposto nella discussione del relativo test di Enders e Granger. Le discrepanze dall'equazione di lungo periodo (che evidenzia un'elasticità di trasmissione prossima ad 1) sono riassorbite in modo significativo solo quando aumentano, altrimenti tendono a persistere come è evidenziato dal coefficiente non significativamente diverso da zero del termine di correzione di errore "negativo". In un certo senso il prezzo della semola tende a diluire nel tempo gli aumenti di prezzo troppo rapidi del grano duro mentre si adegua più velocemente ai cali di prezzo che aumentano la discrepanza dalla relazione di lungo periodo.

7.3.4. *Pasta - Semola*

Infine per la seconda e terza fase della filiera della pasta (pasta e semola) poiché il test di Enders e Granger non ha indicato la presenza di cointegrazione con aggiustamento asimmetrico ma il test di Johansen ha evidenziato un vettore di cointegrazione, si è proceduto a stimare due ECM con asimmetria per le relazioni di breve periodo (Tab. A7.4). Si sono quindi stimati separatamente i coefficienti per le i ritardi delle variazioni positive e negative

della variabile indipendente. Il test F sull'eguaglianza delle somme dei coefficienti dei ritardi positivi e negativi tuttavia non permette di rifiutare l'ipotesi di simmetria.

Il modello più adatto per descrivere la relazione tra le due serie sembra quindi un ECM simmetrico (Tab. A7.5). Si ricorda dal capitolo 5 che il vettore di cointegrazione tra i prezzi della pasta e della semola presenta un'elasticità di trasmissione del prezzo da semola a pasta piuttosto bassa (0,58) ed ovviamente un'intercetta positiva e significativa (3,75) dal momento che la semola rappresenta solo il 40-50% del costo complessivo della pasta (AGCM, 2009, p. 16).

La stima dell'ECM è stata condotta con 6 ritardi. Anche se con questa specificazione si ottengono dei residui con qualche problema di correlazione seriale nell'equazione della pasta, i tentativi con specificazioni diverse non hanno migliorato il comportamento dei residui. Una nota di cautela è quindi d'obbligo nella valutazione dei risultati.

Come già illustrato nel capitolo 5 nessuno dei due prezzi può considerarsi debolmente esogeno. Nelle equazioni dell'ECM infatti il termine di correzione di errore è significativo in entrambe le equazioni. Poiché il vettore di cointegrazione è normalizzato sul prezzo della pasta, il coefficiente di aggiustamento è negativo nell'equazione della pasta e positivo in quella della semola. Nell'equazione per la pasta un calo del prezzo della semola aumenta lo spread e quindi genera una discrepanza positiva che è corretta da una riduzione (segno negativo) del prezzo della pasta. Viceversa nell'equazione per il prezzo della semola un calo del prezzo della pasta genera una riduzione dello spread e una discrepanza negativa che è corretta da una variazione dello stesso segno (coefficiente di aggiustamento positivo) della prezzo della semola.

L'assenza di rapporti di causalità unidirezionali nell'equazione di lungo periodo può sembrare in contrasto con l'analisi visiva delle serie del prezzo della semola e della pasta che evidenzia un ritardo di circa 6 mesi nella trasmissione del picco dei prezzi del 2007/8 alla pasta. In realtà la relazione di lungo periodo riflette il comovimento delle due serie che, prendendo come spartiacque il picco del 2007/08, mostrano entrambi un livello dei prezzi più basso prima e più alto dopo. Non è escluso che ci siano problemi di endogeneità quindi nella stima della relazione tra i due prezzi relativamente al loro livello di lungo periodo. Il problema meriterebbe un'analisi ulteriore soprattutto per verificare la robustezza dei risultati su una serie storica più estesa.

Per quanto riguarda le elasticità di trasmissione di breve periodo invece il test F congiunto per l'eguaglianza a zero dei coefficienti dei ritardi della variazione della variabile indipendente è significativo per l'equazione della pasta ma non per quella della semola. Nel breve periodo quindi il prezzo della pasta risponde a variazioni del prezzo della semola ma non vale l'opposto. In particolare risulta significativo il ritardo 6 della variazione del prezzo della semola in accordo con quanto emerge dall'ispezione del grafico delle due serie che, in occasione del picco del 2007/08 evidenzia proprio un ritardo semestrale nell'adattamento del prezzo della pasta.

Con una semplice analisi dei prezzi non è tuttavia possibile indicare se il comportamento osservato, peraltro comune ad altre filiere e ad altri paesi europei (Commission, 2009), sia dovuto a cause strutturali o meno. Si noti che a livello europeo e per la filiera agroalimentare nel suo complesso, il ritardo medio osservato nella trasmissione del picco del 2008 dai prezzi alla produzione a quelli all'industria alimentare è stato di 6 mesi e quello dai prezzi industriali a quelli al consumo di altri 6 mesi. Nel caso del grano duro invece il picco si trasmette dalla produzione al consumo in soli 6 mesi forse anche in conseguenza delle

tempistiche dell'accordo tra pastifici e delle politiche di trasferimento ai prezzi al consumo della GDO descritti da AGCM (2009).

7.4. Appendice al capitolo 7

Tab. A7.1. Test di cointegrazione di Enders e Granger

Grano Duro Fino Bologna - Canadian Amber Durum

	Modello TAR			Modello MTAR		
	DF	ADF(1)	ADF(4)	DF	ADF(1)	ADF(4)
ρ_+	-0.14 [-2.32]	-0.16 [-2.77]	-0.19 [-3.11]	-0.16 [-2.84]	-0.15 [-2.67]	-0.18 [-2.9]
ρ_-	-0.08 [-1.43]	-0.11 [-1.97]	-0.15 [-2.38]	-0.13 [-2.28]	-0.12 [-2.01]	-0.16 [-2.56]
Max.t	-1.43	-1.97 °	-2.38 *	-2.28	-2.01 °	-2.56 *
phi	3.71	5.60 °	6.58 *	6.65 *	5.47 °	6.43 *
F	0.47	0.43	0.30	0.14	0.19	0.04
p value F	0.50	0.51	0.58	0.71	0.66	0.84
AIC	-405.55	-407.67	-395.41	-408.06	-407.43	-395.14

Semola Foggia - Grado Duro Fino Foggia

	Modello TAR			Modello MTAR		
	DF	ADF(1)	ADF(4)	DF	ADF(1)	ADF(4)
ρ_+	-0.12 [-2.11]	-0.14 [-2.43]	-0.13 [-2.16]	-0.23 [-4.03]	-0.23 [-3.89]	-0.23 [-3.55]
ρ_-	-0.11 [-2.08]	-0.13 [-2.4]	-0.14 [-2.2]	-0.07 [-1.38]	-0.06 [-1.29]	-0.06 [-1.07]
Max.t	-2.08 °	-2.40 *	-2.16 *	-1.38	-1.29	-1.07
Φ	4.39	5.68 °	4.27	9.05 *	8.27 *	6.53 *
F	0.01	0.01	0.01	4.86	4.79	4.24
p value F	0.92	0.92	0.93	0.03	0.03	0.04
AIC	-546.78	-543.76	-524.46	-550.45	-548.56	-528.82

I test per grano duro fino Bologna e semola sono stati condotti sui residui della relazione di cointegrazione stimata con OLS, quelli per la Pasta sui residui del vettore di cointegrazione stimato con il metodo di Johansen. I coefficienti dei residui ritardati nell'equazione di Dickey e Fuller sono indicati con ρ_+ e ρ_- , le relative statistiche t sono in parentesi quadra.

* significativo al 5%. ° significativo al 10%.

Tab. A7.1. Test di cointegrazione di Enders e Granger (continua)*Pasta -Semola Foggia*

	Modello TAR			Modello MTAR		
	DF	ADF(1)	ADF(4)	DF	ADF(1)	ADF(4)
ρ_+	-0.09 [-1.6]	-0.13 [-2.72]	-0.16 [-3.32]	-0.12 [-3.63]	-0.09 [-2.81]	-0.09 [-3.]
ρ_-	-0.03 [-1.09]	-0.05 [-1.96]	-0.07 [-2.72]	-0.04 [-1.11]	-0.05 [-1.32]	-0.09 [-2.21]
Max.t	-1.09	-1.96 °	-2.72 *	-1.11	-1.32	-2.21 *
Φ	1.88	5.54 °	8.14 *	7.23 *	4.84 °	6.66 *
F	0.76	2.05	2.68	2.33	0.74	0.00
p value F	0.38	0.15	0.10	0.13	0.39	0.99
AIC	-491.37	-525.20	-513.92	-497.20	-523.87	-511.15

I test per grano duro fino Bologna e semola sono stati condotti sui residui della relazione di cointegrazione stimata con OLS, quelli per la Pasta sui residui del vettore di cointegrazione stimato con il metodo di Johansen. I coefficienti dei residui ritardati nell'equazione di Dickey e Fuller sono indicati con ρ_+ e ρ_- , le relative statistiche t sono in parentesi quadra.

* significativo al 5%. ° significativo al 10%.

Tab. A7.2. Modello ADL asimmetrico: Fino Bologna – Canadese Amber Durum

Adl Asimmetrico

<i>Dipendente dBO</i>			<i>Dipendente dCW_AD</i>		
Costante	0.01	(0.01)	Costante	0.00	(0.01)
dBO_FI(-1)	0.49	(0.10)	dCW_AD(-1)	0.35	(0.10)
dBO_FI(-2)	-0.20	(0.11)	dCW_AD(-2)	-0.17	(0.12)
dBO_FI(-3)	0.08	(0.09)	dCW_AD(-3)	0.21	(0.12)
dCW_AD(-1)+	0.10	(0.11)	dBO_AD(-1)+	0.23	(0.16)
dCW_AD(-1)-	0.70	(0.17)	dBO_AD(-1)-	0.35	(0.18)
dCW_AD(-2)+	-0.07	(0.13)	dBO_AD(-2)+	0.02	(0.16)
dCW_AD(-2)-	-0.37	(0.19)	dBO_AD(-2)-	-0.29	(0.20)
dCW_AD(-3)+	0.14	(0.12)	dBO_AD(-3)+	-0.04	(0.15)
dCW_AD(-3)-	0.33	(0.18)	dBO_AD(-3)-	-0.04	(0.18)
Oss.	135		Oss.	135	
R-quadro	0.43		R-quadro	0.25	
Breusch God. (1)	0.04	0.83	Breusch God. (1)	1.21	0.27
Breusch God. (2)	0.42	0.81	Breusch God. (2)	1.90	0.39
Breusch God. (12)	10.59	0.56	Breusch God. (12)	14.05	0.30
F test simmetria	3.16	0.08	F test simmetria	0.39	0.53

Errori standard in parentesi.

Tab. A7.3. Modello ECM asimmetrico: Semola FG- Grano duro Fino FG

<i>Dipendente dSE_FG</i>			<i>Dipendente dFI_FG</i>		
Costante	0.00	(0.0)	Costante	0.00	(0.01)
ECT+	-0.26	(0.10)	ECT+	-0.02	(0.11)
ECT-	-0.06	(0.09)	ECT-	0.01	(0.10)
dSE_FG(-1)	0.03	(0.15)	dFI_FG(-1)	0.57	(0.15)
dSE_FG(-2)	-0.09	(0.14)	dFI_FG(-2)	-0.05	(0.16)
dSE_FG(-3)	0.41	(0.14)	dFI_FG(-3)	-0.31	(0.16)
dFI_FG(-1)	0.54	(0.13)	dSE_FG(-1)	-0.02	(0.17)
dFI_FG(-2)	-0.06	(0.14)	dSE_FG(-2)	-0.04	(0.17)
dFI_FG(-3)	-0.25	(0.14)	dSE_FG(-3)	0.49	(0.16)
Oss.	135		Oss.	135	
R-quadro	0.42		R-quadro	0.34	
Breusch God. (1)	0.53	p= 0.47	Breusch God. (1)	0.01	p= 0.93
Breusch God. (2)	4.35	p= 0.11	Breusch God. (2)	2.24	p= 0.33
Breusch God. (12)	17.48	p= 0.13	Breusch God. (12)	14.70	p= 0.26
F test esog. b.p.	6.98	p= 0.00	F test esog. b.p.	3.05	p= 0.03

Equazione di equilibrio di lungo periodo

Dipendente SE_FG

Costante	0.45	(0.11)
FI_FG	0.98	(0.02)
ADF sui res.	-2.30	

Errori standard in parentesi.

Tab. A7.4. Modello ECM con asimmetria di breve periodo: Pasta - Semola

<i>Dipendente dPASTA</i>			<i>Dipendente dFI_FG</i>		
Costante	0.00	(0.0)	Costante	0.00	(0.01)
ECT	-0.06	(0.03)	ECT	0.26	(0.12)
dPASTA(-1)	-0.24	(0.11)	dSE_FG(-1)	0.62	(0.09)
dPASTA(-2)	-0.08	(0.12)	dSE_FG(-2)	-0.25	(0.12)
dPASTA(-3)	-0.12	(0.11)	dSE_FG(-3)	0.56	(0.12)
dPASTA(-4)	0.05	(0.11)	dSE_FG(-4)	-0.13	(0.12)
dPASTA(-5)	-0.12	(0.12)	dSE_FG(-5)	0.40	(0.12)
dPASTA(-6)	0.03	(0.11)	dPASTA(-6)	-0.17	(0.11)
dSE_FG(-1)+	0.33	(0.19)	dPASTA(-1)+	0.33	(0.55)
dSE_FG(-1)-	-0.03	(0.03)	dPASTA(-1)-	0.11	(0.11)
dSE_FG(-2)+	-0.25	(0.20)	dPASTA(-2)+	0.93	(0.55)
dSE_FG(-2)-	0.04	(0.04)	dPASTA(-2)-	-0.14	(0.10)
dSE_FG(-3)+	-0.14	(0.23)	dPASTA(-3)+	-0.02	(0.53)
dSE_FG(-3)-	0.00	(0.04)	dPASTA(-3)-	0.11	(0.10)
dSE_FG(-4)+	0.46	(0.23)	dPASTA(-4)+	-0.50	(0.54)
dSE_FG(-4)-	-0.07	(0.04)	dPASTA(-4)-	-0.06	(0.09)
dSE_FG(-5)+	0.12	(0.23)	dPASTA(-5)+	0.41	(0.53)
dSE_FG(-5)-	0.01	(0.04)	dPASTA(-5)-	0.03	(0.10)
dSE_FG(-6)+	0.12	(0.23)	dPASTA(-6)+	0.16	(0.52)
dSE_FG(-6)-	0.00	(0.04)	dPASTA(-6)-	-0.23	(0.10)
Oss.	128		Oss.	128	
R-quadro	0.39		R-quadro	0.50	
Breusch God. (1)	0.15	p= 0.70	Breusch God. (1)	0.38	p= 0.54
Breusch God. (2)	0.89	p= 0.64	Breusch God. (2)	5.27	p= 0.07
Breusch God. (12)	11.74	p= 0.47	Breusch God. (12)	14.13	p= 0.29
F simm. b.p.	1.50	p= 0.22	F simm. b.p.	0.96	p= 0.33
F esogen b.p.	1.06	p= 0.40	F esogen b.p.	2.01	p= 0.03

Errori standard in parentesi.

Tab. A7.5. Modello ECM con asimmetria di breve periodo: Pasta - Semola

<i>Dipendente dPASTA</i>			<i>Dipendente dFI_FG</i>		
Costante	0.00	(0.0)	Costante	0.00	(0.0)
ECT	-0.06	(0.03)	ECT	0.22	(0.09)
dPASTA(-1)	-0.18	(0.09)	dSE_FG(-1)	0.55	(0.09)
dPASTA(-2)	-0.15	(0.09)	dSE_FG(-2)	-0.20	(0.11)
dPASTA(-3)	-0.14	(0.09)	dSE_FG(-3)	0.47	(0.11)
dPASTA(-4)	0.22	(0.09)	dSE_FG(-4)	-0.05	(0.12)
dPASTA(-5)	0.00	(0.09)	dSE_FG(-5)	0.28	(0.11)
dPASTA(-6)	0.01	(0.09)	dSE_FG(6)	-0.10	(0.11)
dSE_FG(-1)	0.04	(0.03)	dPASTA(-1)	0.04	(0.32)
dSE_FG(-2)	-0.07	(0.03)	dPASTA(-2)	0.46	(0.30)
dSE_FG(-3)	0.00	(0.03)	dPASTA(-3)	-0.13	(0.30)
dSE_FG(-4)	0.05	(0.03)	dPASTA(-4)	0.05	(0.31)
dSE_FG(-5)	-0.02	(0.03)	dPASTA(-5)	0.14	(0.31)
dSE_FG(6)	0.09	(0.03)	dPASTA(-6)	0.34	(0.30)
Osservazioni	128		Osservazioni	128	
R-squared	0.42		R-squared	0.42	
Breusch God. (1)	0.67	p= 0.41	Breusch God. (1)	1.22	p= 0.27
Breusch God. (2)	1.73	p= 0.42	Breusch God. (2)	1.25	p= 0.53
Breusch God. (12)	19.51	p= 0.08	Breusch God. (12)	4.54	p= 0.97
F esogen b.p.	2.88	p= 0.01	F esogen b.p.	1.54	p= 0.15

Errori standard in parentesi.

8. Conclusioni

Nei precedenti capitoli è stato condotto uno studio complessivo della trasmissione del prezzo nei mercati della filiera del grano duro in Italia. Lo studio si è articolato in due fasi passando dall'esame delle caratteristiche delle serie storiche dei singoli prezzi (cap. 2) alla modellizzazione delle relazioni tra gruppi di prezzi individuati secondo precisi criteri (capp. 4-6). In particolare le serie dei prezzi sono di tre tipi: 1) prezzi alla produzione del grano duro articolati per categoria merceologica (mercantile, buono mercantile, fino e canadese Amber Durum di importazione fino) e per piazza (7 piazze italiane non tutte presenti per ogni categoria merceologica); 2) prezzi alla produzione della semola articolati su tre piazze; 3) prezzo al consumo della pasta. In totale sono state inizialmente prese in considerazione 20 serie storiche. Nelle fasi successive alcune serie sono state scartate perché ridondanti oppure a causa dell'elevato numero di valori mancanti.

In una prima analisi le serie storiche dei prezzi della filiera del grano duro sono state considerate singolarmente studiandone le proprietà statistiche. Confermando quanto già emerso in precedenti ricerche, tutte le serie presentano evidenti dinamiche non lineari nel periodo esaminato (gennaio 2000 - luglio 2011) a causa della bolla dei prezzi del 2007/2008. Questo aspetto si riflette su alcune proprietà statistiche come la marcata non normalità delle serie, la correlazione seriale e la loro non stazionarietà, condividono proprio come accade, in genere, con le serie storiche finanziarie. Le forti dinamiche non lineari, inoltre, hanno nascosto una caratteristica tipica dei prezzi agricoli come la stagionalità, che appare molto ridotta nel campione osservato.

Un'altra conseguenza della bolla dei prezzi è il comportamento esplosivo delle serie, ovvero il manifestarsi di tassi di crescita crescenti in un certo periodo, seguito poi da una repentina caduta. Il fenomeno, individuabile anche dall'ispezione del grafico delle serie, è stato sottoposto a test statistici per misurarne l'estensione. A differenza di quanto emerso in precedenti studi tutte le serie storiche dei prezzi alla produzione di grano duro e semola hanno mostrato un comportamento esplosivo nel periodo tra novembre 2007 e aprile 2008. Per la pasta invece l'esuberanza dei prezzi si manifesta per un periodo più lungo tra marzo 2008 e febbraio 2009. L'andamento correlato delle serie in corrispondenza della bolla è statisticamente importante perché permette di proseguire nell'analisi delle relazioni tra i diversi prezzi senza preoccuparsi della loro natura esplosiva. D'altra parte le tecniche di analisi utilizzate per individuare la fase esplosiva potranno consentire, anche in futuro di individuare le bolle in tempo reale nella loro fase iniziale facilitando le strategie di adattamento degli attori della filiera.

La seconda fase di analisi ha inteso studiare la trasmissione delle variazioni di prezzo secondo tre modalità distinte: 1) trasmissione orizzontale del prezzo per uno stesso prodotto o categoria merceologica fra piazze diverse; 2) trasmissione del prezzo su una stessa piazza ma tra categorie merceologiche diverse; 3) trasmissione verticale del prezzo tra fasi differenti della filiera (grano duro, semola, pasta). L'analisi ha permesso di evidenziare sia il grado di integrazione tra mercati, sia la presenza di eventuali gerarchie tra le piazze o tra le categorie merceologiche.

I mercati del grano duro nazionali, per le tutte e tre le categorie merceologiche analizzate risultano integrati fra di loro. Le variazioni di prezzo sono trasmesse da una piazza all'altra con elasticità unitaria ovvero una variazione dell'1% genera sull'altra piazza un'eguale variazione dell'1%. Lo studio della causalità e della direzione in cui si trasmettono le variazioni ha permesso di individuare i mercati principali, Foggia per la categoria mercantile, Grosseto per la buona mercantile e Bologna per il fino.

Non risultano invece integrate, dal punto di vista statistico, le serie del grano duro fino e del grano di importazione canadese Amber Durum. Anche l'analisi con un *break* strutturale fornisce risultati non conclusivi. Ammettendo la presenza di un cambiamento strutturale subito dopo il picco dei prezzi del 2008, le due serie risulterebbero cointegrate anche se i risultati dei test statistici non sono netti. Inoltre, l'elasticità di trasmissione del prezzo prossima a 1 prima del picco calerebbe significativamente dopo il picco facendo venire meno l'integrazione economica tra i due mercati per la quale è necessaria un'elasticità pari a 1. L'unica relazione certa che si è potuta stabilire tra le due serie è, quindi, di breve periodo e vede le variazioni di prezzo del grano canadese determinare quelle del grano duro italiano. In questo caso, inoltre, le variazioni di prezzo si trasmettono in modo asimmetrico dal grano canadese a quello nazionale. Le variazioni di prezzo negative del grano canadese tendono, infatti, a trasmettersi al grano duro fino in misura maggiore delle variazioni positive; i margini proporzionali tendono, quindi, ad allargarsi, un comportamento che confermerebbe l'ipotesi di non integrazione tra i mercati dei due prodotti.

La mancata integrazione della principale piazza italiana (Bologna) con il grano d'importazione può essere dovuta alla variazione dei costi di trasporto non compresi nel calcolo del prezzo all'importazione (per cui si sono utilizzati i noli stimati dall'International Grain Council) o ad un aggiustamento non istantaneo dei tassi di cambio o, infine, al fatto che si tratta di due qualità merceologiche differenti di grano, non necessariamente legate da premi di prezzo proporzionali. Quale che sia la ragione della mancata integrazione, essa ha implicazioni negative per l'utilizzo da parte di operatori italiani di strumenti di copertura del rischio basati sulle quotazioni del Nord America.

La trasmissione orizzontale del prezzo nelle tre piazze per le quali sono disponibili quotazioni per la semola appare invece più complessa. I prezzi sono cointegrati dal punto di vista statistico se considerati tutti e tre insieme, ma non lo sono più se presi a due a due. Se si considera che i prezzi sulle piazze di Bologna e di Milano sono largamente ridondanti e che le piazze di Bologna e di Foggia non risultano cointegrate in assenza di *break* strutturali, i mercati italiani della semola presentano problemi di integrazione fra piazze del sud e piazze del nord. Introducendo due cambiamenti strutturali ad agosto 2003 e a maggio 2007 le piazze di Bologna e Foggia sembrerebbero cointegrate anche se i test di cointegrazione non sono conclusivi. In questo caso l'elasticità di trasmissione aumenta dopo il 2007 e la piazza di Bologna sembrerebbe il mercato principale.

Analizzando le differenze di prezzo tra categorie merceologiche sulla stessa piazza di Foggia si può studiare il grado di sostituibilità tra categorie differenti e la stabilità dei premi di prezzo, che, nel nostro caso, sono stati modellizzati come proporzionali. Le tre serie non risultano cointegrate e lo studio dei rapporti di breve periodo tra le variazioni di prezzo non è significativo pur fornendo una indicazione per la categoria fino come categoria principale alle cui variazioni si adattano le altre due categorie. I risultati deludenti dei due modelli sono probabilmente dovuti al forte parallelismo tra le tre quotazioni che induce problemi di multicollinearità nelle stime.

Lo studio della relazione tra le sole categorie fino e buono mercantile evidenzia invece l'integrazione tra le due tipologie con un'elasticità di trasmissione delle variazioni di prezzo prossima a 1. Il risultato evidenzia la presenza di margini proporzionali stabili tra le due categorie. Si conferma anche il ruolo del fino come categoria guida per la formazione dei prezzi nel mercato del grano duro.

Infine la trasmissione verticale del prezzo ha evidenziato cointegrazione sia fra i prezzi del grano duro fino e della semola, sia tra il prezzo di quest'ultima e quello al consumo della pasta. Tuttavia le due coppie di serie presentano aspetti abbastanza diversi tra loro.

La cointegrazione tra grano duro e semola, infatti, è di tipo asimmetrico del genere *momentum* a soglia. La relazione di lungo periodo tra le due serie presenta un'elasticità pressoché unitaria e margini proporzionali di trasformazione positivi. Il prezzo del grano duro è esogeno e quindi, nel lungo periodo, tende a determinare quello della semola. Nel breve periodo, il prezzo della semola tende a discostarsi da quello di equilibrio perché soggetto a shock esogeni. Quando le variazioni degli scostamenti sono positive, quindi quando il margine proporzionale aumenta, le discrepanze sono corrette più rapidamente dal prezzo della semola, che tende a correggersi per riportare il margine al livello di equilibrio. Nel caso opposto invece le variazioni sono corrette più lentamente e quindi le contrazioni del margine di equilibrio tendono a persistere. Il prezzo della semola tende quindi a diluire nel tempo gli aumenti di prezzo troppo rapidi del grano duro, mentre si adegua più velocemente ai cali di prezzo che aumentano la discrepanza dalla relazione di lungo periodo.

Nel caso invece della cointegrazione tra prezzo della semola e prezzo della pasta, l'elasticità di trasmissione delle variazioni di prezzo nel lungo periodo è piuttosto bassa e il margine di trasformazione alto. Il dato non sorprende dal momento che la semola rappresenta solo il 40-50% del costo della pasta. L'esame visivo del grafico delle due serie porterebbe ad escludere la presenza di una relazione di lungo periodo per via del ritardo con cui il picco dei prezzi si trasmette dalla semola alla pasta (circa 6 mesi). Invece i test statistici confermerebbero la presenza di una tale relazione che, sostanzialmente, cattura il comovimento dei due prezzi che passano da una fase con prezzi più bassi prima della bolla del 2007/8 ad una fase con prezzi più alti dopo la bolla. Il ritardo nell'adattamento è catturato dalle componenti di breve periodo nel modello a correzione di errore illustrato nel capitolo 7. Infatti, la variazione dei prezzi della semola di sei mesi prima è significativa nello spiegare la variazione attuale dei prezzi della pasta. Infine, si deve notare che mentre per le variazioni di breve periodo sono i prezzi della semola che sembrano causare le variazioni dei prezzi della pasta, nel lungo periodo la causalità sembra bidirezionale, indice di un possibile impatto del mercato della pasta su quello della semola e non solo viceversa.

Concludendo l'esame statistico ed econometrico dei prezzi dei mercati del grano duro ha permesso di rilevare il grado di integrazione e di funzionamento dei mercati nazionali, i rapporti di gerarchia tra piazze, categorie merceologiche e prodotti di trasformazione nonché la presenza di asimmetrie o ritardi nella trasmissione dei prezzi.

Alcune indicazioni per gli operatori ed i policy makers sono riassunte di seguito:

- 1) La presenza di bolle speculative può essere monitorata in tempo reale con test statistici disponibili e relativamente semplici da implementare, in modo da far scattare, se necessario, adeguati adattamenti da parte degli operatori o dei *policy makers*.
- 2) L'identificazione di mercati integrati, ma gerarchizzati, consente agli operatori di monitorare o di utilizzare per fini contrattuali solo i prezzi delle principali piazze sulle quali dovrebbero concentrarsi gli sforzi conoscitivi e di rilevazione.
- 3) La mancata cointegrazione tra il grano canadese di importazione e quello fino nazionale, nonostante la considerazione di noli di trasporto e tassi di cambio, ha ripercussioni sulla capacità da parte degli operatori di utilizzare tradizionali strumenti di gestione del rischio, quali contratti *futures*, in assenza di un contratto specifico per il grano nazionale. In questo senso, peraltro, sono già state attivate iniziative da Italmopa, l'Associazione Mugnai Industriali d'Italia e Borsa Italiana.

- 4) Nonostante la loro rilevanza per gli agricoltori, da una parte, e consumatori, dall'altra, la fase alla produzione e quella al consumo della filiera della pasta non sono le uniche a manifestare problemi di trasmissione dei prezzi. Da questo punto di vista i capitoli precedenti hanno messo in luce che è il mercato della semola a mostrarsi poco integrato fra piazze del nord e del sud ed è lo stesso prezzo della semola a rispondere in modo asimmetrico alle variazioni del prezzo del grano duro. L'attenzione degli operatori dovrebbe quindi rivolgersi anche a questo specifico segmento della filiera, per il quale sarebbero necessari ulteriori approfondimenti.

9. Bibliografia

Adachi, K. e Liu, D.J. (2009). Estimating Long-Run Price Relationship with Structural Change of Unknown Timing: An Application to the Japanese Pork Market. *American Journal of Agricultural Economics* 91(5): 1440-1447.

AGCM (2009). I694 - Listino prezzi della pasta, Provvedimento n. 19562. Bollettino dell'Autorità Garante della Concorrenza e del Mercato 8 (Marzo): 1-86.

Aikake, H. (1981). Likelihood of a Model and Information Criteria. *Journal of Econometrics* 16(1): 3-14.

Arai, Y. e Kurozumi, E. (2007). Testing for the Null Hypothesis of Cointegration with a Structural Break. *Econometric Reviews* 26(6): 705-739.

Ardeni, P. (1989). Does the Law of one Prices Really Holds for Commodity Prices? *American Journal of Agricultural Economics* 71(3): 661-669.

Babcock, B.A. (2008). When Will the Bubble Burst? *Iowa Agricultural Review*, 14: 1-3.

Bai, J. e Perron, P. (2003). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics* 18(1): 1-22.

Bai, J. e Perron, P. (1998) Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica* 66: 47-78

Boetel, B.L. e Liu, D.J. (2008). Incorporating Structural Changes in Agricultural and Food Price Analysis: An Application to the U.S. Beef and Pork Sectors. Working Papers 44076, University of Minnesota, The Food Industry Center, St. Paul, Minnesota.

Carraro, A. e Stefani, G. (2011). Trasmissione del prezzo nelle filiere agro-alimentari italiane: tre casi di studio con cambiamento strutturale. *Agriregionieuropa* 24: 54-57.

Carrion-i-Sylvestre, J.L.C. e Sansò-i-Rossello, A.S. (2006). Testing the null hypothesis of cointegration with structural breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 68(5): 623-646.

Commission of the European Communities (2009). Analysis of Price Transmission Along the Food Supply Chain in the EU. Accompanying document to the Communication from The Commission: A better functioning food supply chain in Europe, SEC(2009) 1450, Bruxelles.

Chow, G.C. (1960). Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica* 28(3): 591-605.

De Filippis, F. (2008). "La crescita dei prezzi agricoli: i fatti e le questioni". In De Filippis, F., (a cura di). *Prezzi agricoli ed emergenza alimentare. Cause, effetti, implicazioni per le politiche*. Edizioni Tellus. Roma, pp. 11-24.

Demetrescu, M. e Hassler, U. (2007). Effect of Neglected Deterministic Seasonality on Unit Root Tests. *Statistical Papers* 48(3): 385-402.

Dickey, D. e Fuller, W. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Econometrica* 49(4): 1057-1072.

- Enders, W. e Granger, C.W.J. (1998). Unit Root Tests and Asymmetric Adjustment With an Empirical Example Using the Term Structure of Interest Rates. *Journal of Business e Economic Statistics* 16(3): 304-311.
- Enders, W. e Siklos, P.L. (2001). Cointegration and Threshold Adjustment. *Journal of Business e Economic Statistics* 19(2): 166-176.
- Engle, R. e Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica* 55(2): 251-276.
- Engsted, T. (2006). Explosive Bubbles in the Cointegrated VAR Model. *Finance Research Letters* 3(2): 154-162.
- Esposti, R. e Listorti, G. (2010). Agricultural Price Transmission Across Space and Commodities. The Case of the 2007-2008 Price Bubble. Paper presented at the XLVII SIDEA Conference “L’agricoltura oltre le crisi”, Campobasso, 22-25 Settembre 2010.
- Fackler, P. e Goodwin, B. (2001). “Spatial Price Analysis”. In Gardner, B. e Raussler, G., (eds) *Handbook of Agricultural Economics*. Elsevier Science, Amsterdam, pp. 972-1025.
- Frey, G. e Manera, M. (2005). Econometric Models of Asymmetric Price Transmission. Nota di Lavoro 100, Fondazione ENI Enrico Mattei, Milano.
- Gardner, L.A. (1969). On Detecting Changes in the Mean of Normal Variates. *The Annals of Mathematical Statistics* 40(1): 116-126.
- Gilbert, C. (2010). How to Understand High Food Prices. *Journal of Agricultural Economics* 61(2): 398-425.
- Gonzalo, J. e Lee, T.H. (1998). Pitfalls in Testing for Long Run Relationships. *Journal of Econometrics* 86(1): 129-154.
- Granger, C.W.J. e Lee, T. (1989). Investigation of Production, Sales and Inventory Relationships Using Multicointegration and Non-Symmetric Error Correction Models. *Journal of Applied Econometrics* 57(3): 399-409.
- Gregory, A. e Hansen, B. (1996). Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 58(3): 555-560.
- Gutierrez, L. (2011). Bootstrapping Asset Price Bubbles. *Economic Modelling* 28(6): 2488-2493.
- Hannan, E.J. e Quinn, B.G. (1979). The Determination of the Order of an Autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society B*, 41(2): 190-195.
- Hansen, B.E. (1997). Approximate Asymptotic p Values for Structural Change Tests. *Journal of Business Economics and Statistics* 15(1): 60-67.
- Hatemi, A.J. (2008). Tests for Cointegration with Two Unknown Regime Shifts with an Application to Financial Market Integration. *Empirical Economics* 35(3): 497-505.
- Heady, D. (2010). Rethinking the Global Food Crisis: The Role of Trade Shocks. Discussion Paper 00958. International Food Policy Research Institute, Washington, DC.
- Headey, D., e Fan, S. (2008). Anatomy of a Crisis: The Causes and Consequences of Surging Food Prices. *Agricultural Economics* 39 (supplement): 375-391.

- Heady, D. e Fan, S. (2011). *Reflections on the Global Food Crisis. How Did It Happen? How Has It Hurt? And How Can We Prevent the Next One?* Research Monograph 165. International Food Policy Research Institute, Washington, DC.
- HLPE (2011). *Price Volatility and Food Security*. A report by the High Level Panel of Experts on Food Security and Nutrition of the Committee on World Food Security, Rome July 2011.
- Hudson, D. (2007). *Agricultural Markets and Prices*. Blackwell, Oxford.
- ISMEA (annate varie). Frumento. Tendenze – Trimestrale ISMEA di analisi e previsioni per il settore agroalimentare. Istituto di servizi per il mercato agricolo alimentare, Roma.
- ISMEA (2010). Le tendenze dei prezzi nelle diverse fasi della filiera del frumento duro. Istituto di servizi per il mercato agricolo alimentare, Roma, gennaio 2010.
- ISMEA (2013). Indicatori Sistema agroalimentare - Bilanci di approvvigionamento. Scaricabile al sito www.ismea.it. Accesso del 4 novembre 2013.
- ISTAT (2013). Anni 2007-2012 - La dinamica dei prezzi per la filiera dei cereali. Statistiche Focus, Istituto nazionale di statistica, Roma, 17 gennaio 2013.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica* 59(6): 1551-1580.
- Kejriwal, M. e Perron, P. (2008). The Limit Distribution of the Estimates in Cointegrated Regression Models with Multiple Structural Changes. *Journal of Econometrics* 146(1): 59-73.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., e Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics* 54(1-3): 159-178.
- London-Economics (2003). Investigation of the Determinants of Farm-Retail Price Spreads. Report prepared for the Department for Environment, Food and Rural Affairs, London, February 2003.
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer, Berlin.
- Lütkepohl, H. e Krätzig, M. (2004). *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge University Press, Cambridge.
- MacKinnon, J.G. (1991). "Critical Values for Cointegration Tests". In Engle, R. e Granger, C., (eds) *Long-Run Economic Relationships*. Oxford University press, Oxford, pp. 2676-276.
- Martins-Filho, C., Torero, M. e Yao, F. (2010). Estimation of Quantiles Based on Nonlinear Models of Commodity Price Dynamics and Extreme Value Theory. International Food Policy Research Institute, Washington, DC.
- Meyer, J. e von Cramon-Taubadel, S. (2004). Asymmetric Price Transmission: A Survey. *Journal of Agricultural Economics* 50(3): 581-611.
- Nielsen, B. (2010). Analysis of Coexplosive Processes. *Econometric Theory* 26(3): 882-915.
- Nielsen, B. (2008). On the Explosive Nature of Hyper-Inflation Data. *Economics: The Open-Access, Open-Assessment e-Journal* 2(21): 1-29.

- Perron, P. (2006). "Dealing with Structural Breaks". In Mills, T.C. e Patterson K. (eds.), *Palgrave Handbook of Econometrics: Volume 1 - Econometric Theory*, Palgrave Macmillan, London, pp. 278-352.
- Phillips, P.C.B., Shu-Ping, S., e Yu, J. (2012). Testing for Multiple Bubbles. Discussion Paper No. 1843, Cowles Foundation for Economic Research, Yale University, New Haven, Connecticut.
- Phillips, P.C.B. e Xiao, Z. (1999). "A Primer on Unit Root Testing". In McAleer, M. e Oxley, L., (eds) *Practical Issues in Cointegration Analysis*. Blackwell, Oxford, pp. 7-53.
- Phillips, P.C.B. e Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika* 75(2): 335-346.
- Phillips, P.C.B., Wu, Y. e Yu, J. (2011). Explosive Behavior in the 1990s NASDAQ: When Did Exuberance Escalate Asset Values?. *International Economic Review* 52(1): 201-226.
- Robles, M. e Torero, M. (2010). Understanding the Impact of High Food Prices in Latin America. *Economia* 10 (2): 117-64.
- Schmidhüber, J. (2008). Domanda di bio-energia, mercati agricoli e sicurezza alimentare. *QA-Rivista dell'Associazione Rossi-Doria* 1/2008: 33-70.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the Dimension of a Model. *Annals of Statistics* 6 (2): 461-464.
- Stock, J.H e Watson, M.W. (1988). Testing for Common Trends. *Journal of the American Statistical Association* 83 (404): 1097-1107.
- Stock, J.H. e Watson, M.W. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica* 61(4): 783-820.
- Timmer, C.P. (2010). Reflections on Food Crises Past. *Food Policy* 35(1): 1-11.
- Tomek, W. e Robinson, K. (1990). *Agricultural Product Prices*. Cornell University Press, New York.
- Trostle, R. (2008). Global Agricultural Supply and Demand. Factors Contributing to the Recent Increase in Food Commodity Prices. WRS-0801, Economic Research Service, Washington D.C., July.
- Tweeten, L. e Quance, C.L. (1969). Positivistic Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches. *American Economic Review* 59(2): 175-183.
- Verga, G. e Zuppiroli, M. (2003). Integrazione e causalità nel mercato europeo del frumento tenero. *Rivista di Economia Agraria* 58(3): 323-364.
- von Braun, J. (2007). *The World Food Situation. New Driving Forces and Required Actions*. International Food Policy Research Institute, Washington, DC.
- von Braun, J. (2008). High and Rising Food Prices: Why Are They Rising, Who Is Affected, How Are They Affected, and What Should Be Done? Paper presented at the USAID conference "Addressing the Challenges of a Changing World Food Situation: Preventing Crisis and Leveraging Opportunity," April 11, Washington, DC.
- von Grebmer, K., Ruel, M. T., Menon, P., Nestorova, B., Olofinbiyi, T., Fritschel, H., Yohannes, Y., von Oppeln, C., Towey, O., Golden, K., e Thompson, J. (2010). *2010 Global*

Hunger Index. The Challenge of Hunger: Focus on the Crisis of Child Undernutrition. International Food Policy Research Institute, International Food Policy Research Institute, Washington, DC.

von Grebmer, K., Torero, M., Olofinbiyi, T., Fritschel, H., Wiesmann, D., Yohannes, Y., Schofield, L., e von Oppeln, C. (2011). 2011 Global Hunger Index. The Challenge of Hunger: Taming Price Spikes and Excessive Food Price Volatility. Washington, D.C.: International Food Policy Research Institute.

Wang, D. e Tomek, W. (2007). Commodity Prices and Unit Root Tests. *American Journal of Agricultural Economics* 89(4): 873-889.

Wei, A. e Leuthold, R. (1998). Long Agricultural Future Prices: ARCH, Long Memory or Chaos Processes?. OFOR paper n. 98-03, Department of Agricultural Economics, University of Illinois at Urbana-Champaign.

Wolfram, R. (1971). Positivistic Measure of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches - Some Critical Notes. *American Journal of Agricultural Economics* 53(2): 356-359.

Wright, B.D. (2011). The Economics of Grain Price Volatility. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 33(1): 32-58.

Zeileis, A., Kleiber, C., Krämer, W. e Hornik, K. (2003). Testing and Dating of Structural Changes in Practice. *Computational Statistics & Data Analysis* 44 (1-2): 109-123.