



UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI PADOVA

Sede Amministrativa: Università degli Studi di Padova

Sede Consorziata: Università degli Studi di Milano

Dipartimento di Economia e Politica Agraria, Agro-alimentare e Ambientale

SCUOLA DI DOTTORATO DI RICERCA IN TERRITORIO AMBIENTE RISORSE E
SALUTE

INDIRIZZO: ECONOMIA E POLITICA AGROALIMENTARE
CICLO XX°

**L'analisi di trasmissione del prezzo lungo la filiera agro-alimentare per individuare
l'esercizio del potere di mercato**

Direttore della Scuola : Ch.mo Prof. Vasco Boatto

Supervisore :Ch.mo Prof. Roberto Pretolani

(firma del Direttore e del Supervisore)

Dottorando : Daniele Cavicchioli

(firma del dottorando)

RIASSUNTO

Il presente lavoro applica alla filiera italiana del latte alimentare un modello teoricamente fondato in grado di identificare la presenza del potere di mercato lungo la filiera stessa facendo ricorso a dati di relativamente facile reperimento. Il modello, sviluppato da Lloyd *et al.* (2006a, 2006b, 2009) porta alla stima di un'equazione in forma quasi-ridotta in cui il prezzo al consumo è regredito rispetto al prezzo alla produzione, ai costi di mercato e a uno *shifter* di domanda e di offerta. In presenza di potere di mercato lungo la filiera entrambi gli *shifter* sono significativi e segnati secondo le indicazioni del modello, mentre con concorrenza perfetta nessuno di essi risulta significativo.

Per l'analisi sono state impiegate complessivamente 29 serie storiche in tre *dataset* che coprivano periodi parzialmente sovrapposti. Le variabili con lo stesso ordine di integrazione sono state impiegate nell'analisi nell'ambito di un modello a correzione d'errore. Tra le combinazioni di variabili aventi un solo vettore di cointegrazione sono state considerate solo quelle con parametri aventi significatività e segno conformi alle prescrizioni del modello.

I risultati dell'analisi indicano che in due dei tre periodi considerati è stato esercitato potere di mercato lungo la filiera del latte alimentare. La scelta di impiegare nell'analisi più serie storiche per ogni variabile ha garantito un tasso di riuscita del test superiore a quello di lavori analoghi.

ABSTRACT

This paper applies to Italian milk supply chain a theoretically grounded methodology able to detect for the presence of market power along the supply chain itself using easily available data. The model, developed by Lloyd *et al.* (2006a, 2006b, 2009) brings to estimate a quasi-reduced form equation in which consumer price is regressed against producer price, marketing costs and demand and supply shifters. When market power is exerted along the supply chain both of the shifters are statistically significant and signed accordingly to model prescriptions, while with perfect competition none of the shifters is significant.

29 time series have been used in the analysis, within three different *dataset* covering partially or totally overlapped time periods. Variables showing the same order of integration have been used within an Error Correction Model framework. Among all the variables having one and only one cointegrating vector, only those having parameters statistically significant and signed according to model prescriptions have been considered.

Results of the analysis indicate market power exertion along the Italian milk supply chain during two over the three periods examined. The strategy of using more time series as proxies of each variable has allowed to reach a rate of success in the test implementation superior if compared to similar analysis.

RINGRAZIAMENTI

Al termine di questa mia lunga ma spero fruttuosa fatica desidero ringraziare tutti gli amici e i colleghi che mi hanno accompagnato durante questo periodo.

Un ringraziamento particolare va al Prof. Alessandro Olper che ha spronato e incoraggiato, specie nei momenti in cui l'obiettivo da raggiungere mi sembrava più lontano.

Un ringraziamento speciale va anche alla Dottoressa Lucia Baldi, le cui indicazioni e suggerimenti sono stati enormemente più preziosi di molti corsi e testi di econometria.

Ogni errore, omissione e manchevolezza rimangono totale responsabilità di chi scrive.

INDICE

1. MOTIVAZIONE E SCOPO DELLA RICERCA	6
2. LA TRASMISSIONE DEL PREZZO LUNGO LE FILIERE AGRO-ALIMENTARI E IL POTERE DI MERCATO: UN'ANALISI DELLA LETTERATURA	8
2.1 la trasmissione del prezzo lungo le filiere agro-alimentari.....	8
2.1.1 tipologie di ATP.....	10
2.1.2 Possibili cause di ATP.....	18
2.2 I metodi per la stima del potere di mercato	26
2.2.1 Il paradigma Struttura-Condotto-Performance (SCP).....	27
2.2.2 NEIO (modelli strutturali).....	30
2.3 pregi e limiti dei differenti approcci.....	32
3. IL MODELLO TEORICO IMPIEGATO	35
3.1 La trasmissione del prezzo lungo la filiera nell'ipotesi di concorrenza perfetta: il modello di Gardner.....	36
3.1.1 La variazione della domanda alimentare e il margine di mercato	40
3.1.2 L'effetto di una variazione della funzione di offerta agricola.....	48
3.1.3 L'effetto di una variazione della funzione di offerta non agricola.....	50
3.1.4 L'effetto di interventi di sostegno/limitazione dei prezzi agricoli	52
3.1.5 Elasticità di trasmissione del prezzo e della domanda derivata	53
3.2. Il modello di Gardner modificato nell'ipotesi di filiere non perfettamente concorrenziali.....	54
4. I DATI IMPIEGATI: FONTI, PRIME ELABORAZIONI E TEST PER L' ANALISI DELLE SERIE.....	61
4.1. Le fonti di dati: descrizione e costruzione delle variabili impiegate.....	61
4.2. I test di stazionarietà sulle variabili impiegate	75
5. ANALISI ECONOMETRICA E RISULTATI	88
5.1. Alcune considerazioni preliminari	88
5.2. Cenni sul modellistica econometrica di riferimento.....	91
5.3. Risultati	94

6. CONCLUSIONI.....	106
BIBLIOGRAFIA.....	112

1. MOTIVAZIONE E SCOPO DELLA RICERCA

Il presente lavoro intende dare un contributo alla conoscenza degli strumenti a disposizione degli studiosi di economia e di economia agro-alimentare per individuare comportamenti non concorrenziali lungo le filiere agro-alimentari. L'attenzione è quindi posta sulla stima e sull'individuazione del potere di mercato, sia sul versante dei prodotti (intendendo la capacità di alzare il prezzo di un prodotto al di sopra del suo costo marginale) che su quello dei fattori produttivi (potere oligopsonistico). Non si pretende ovviamente di ideare nuove metodologie di indagine economica per rilevare la presenza di potere di mercato, ma piuttosto di partire dalla conoscenza dei diversi approcci esistenti in tale ambito comparandoli ed esplicitandone vantaggi e svantaggi operativi (anche il termini di quantità e qualità di dati richiesti) per proporre uno schema di ricerca unificante. Questo è il percorso seguito nell'esame della letteratura nel secondo capitolo che tratta da una parte le metodologie di analisi di trasmissione del prezzo lungo le filiere e dall'altra le tecniche di stima del potere di mercato nell'ambito dell'economia dell'organizzazione industriale. I primi cercano di studiare il comportamento delle filiere analizzandone i movimenti di prezzo a diversi livelli; questa metodologia ha il pregio di analizzare la filiera nella sua interezza con l'impiego di dati facilmente disponibili ma manca di uno schema teorico di riferimento radicato nella teoria economica per cui la presenza di asimmetrie non può essere attribuita in modo univoco all'esercizio del potere di mercato. Le analisi derivanti dall'economia industriale propongono invece degli schemi di funzionamento dei mercati in totale continuità con la teoria, che permettono non solo di verificare empiricamente l'esercizio del di potere di mercato, ma addirittura di stimarne l'intensità. Tali tecniche non possono essere applicate alla generalità di una filiera, ma solo a singoli mercati (o "industrie" per traduzione letterale del termine inglese) per cui a un approccio "olistico" se ne preferisce uno di carattere più specifico e settoriale che richiede una maggiore quantità e qualità di dati spesso di difficile reperimento. L'idea che emerge da tali osservazioni - e che giustifica la scelta del modello teorico illustrato nel terzo capitolo - è la necessità di intensificare gli sforzi di ricerca per sviluppare quelle metodologie che da una parte studino le filiere nella loro interezza e con un ammontare relativamente limitato di informazioni ma che siano al contempo fondate su uno schema teorico di riferimento che renda conclusivi i risultati di tali analisi. Tale tipo di metodologia non pretende di sostituirsi al più accurato approccio di stima del potere di mercato

dell'economia industriale, ma di rappresentarne una fase preliminare. Per usare un paragone più esplicito l'esame della presenza del potere di mercato lungo l'intera filiera (oggetto del presente studio) dovrebbe essere in rapporto con le tecniche di stima del potere di mercato come un medico di base è in rapporto con un medico specialista; comuni sono le conoscenze scientifiche che hanno formato entrambi, diversi gli ambiti e i livelli di approfondimento dell'analisi e, oserei dire, unico l'intento: curare il paziente per i medici, comprendere meglio il funzionamento delle filiere per gli economisti agro-alimentari, magari (ma non è la pretesa di questo lavoro) per fornire strumenti di analisi più efficaci a chi deve garantire il rispetto delle regole della concorrenza.

Il terzo capitolo illustra quindi lo schema teorico di riferimento utilizzato come base per l'analisi empirica e la cui scelta è giustificata dall'esame della letteratura.

Il quarto capitolo descrive i dati di origine e le variabili impiegate per l'analisi empirica preliminare che è stata condotta sulla filiera latte alimentare. Una certa enfasi è data alle differenti fonti informative utilizzate e alle implicazioni che possono derivare per i risultati dell'analisi dalla potenziale difformità dei dati di origine. Nella seconda parte del capitolo si illustra la teoria e le tecniche di analisi necessarie ogni qual volta si intenda impiegare dati in serie storica nell'analisi econometrica.

Nel quinto capitolo si accenna alla relazione esistente tra il modello teorico e la sua implementazione empirica; si presenta poi la logica su cui si fonda la metodologia di stima econometrica utilizzata nell'analisi, basata sulle indicazioni del modello teorico presentato nel terzo capitolo. L'impiego di dati in serie storica caratterizzati da certe proprietà statistiche (non stazionarietà) impone l'utilizzo di strumenti di analisi più complessi della stima dei minimi quadrati ordinari (OLS) per evitare che l'analisi stessa risulti fuorviante (regressioni spurie) avvalendosi degli sviluppi della teoria della cointegrazione attraverso un modello a correzione d'errore. Nella parte finale del quinto capitolo vengono illustrati e commentati i risultati dell'analisi col modello a correzione d'errore.

Il sesto capitolo conclude riassumendo brevemente i punti salienti dell'analisi concentrandosi sulle modalità da seguire per validare e ampliare sia il modello teorico sia l'implementazione empirica del test sul potere di mercato attraverso un miglioramento del *dataset* e dell'organizzazione dell'analisi stessa.

2. LA TRASMISSIONE DEL PREZZO LUNGO LE FILIERE AGRO-ALIMENTARI E IL POTERE DI MERCATO: UN'ANALISI DELLA LETTERATURA

In questo capitolo vengono esaminate le principali tipologie di strumenti e di approcci impiegati per indicare o rilevare il possibile esercizio del potere di mercato lungo le filiere agro-alimentari.

2.1 la trasmissione del prezzo lungo le filiere agro-alimentari

E' noto come, secondo la teoria economica, i prezzi svolgano un ruolo centrale, segnalando agli agenti economici la scarsità relativa di prodotti e fattori produttivi, garantendo quindi una allocazione efficace delle risorse scarse e ponendo così le premesse per l'efficienza nei processi di produzione e consumo di beni. E' quindi chiara l'importanza della funzione informativa dei prezzi; è altrettanto importante che tale informazione sia correttamente trasmessa sia "orizzontalmente" (cioè tra diversi mercati dello stesso prodotto, secondo la legge del prezzo unico) sia "verticalmente", lungo i vari stadi delle filiere produttive. Per tale ragione gli economisti che si occupano dello studio dei mercati (e in particolare gli economisti agro-alimentari) dimostrano un vivo interesse per quello che è comunemente definito il meccanismo di trasmissione del prezzo (Meyer e von Cramon-Taubadel, 2004). Per lo stesso motivo suscita particolare attenzione da parte degli studiosi il verificarsi di asimmetrie nella trasmissione medesima¹.

L'asimmetria nella trasmissione del prezzo (in seguito ATP) è di interesse per due ordini di ragioni, il primo di natura teorica e il secondo di carattere più pratico per le implicazioni che comporta.

Le evidenze empiriche di ATP possono rappresentare un elemento di debolezza per la teoria dei mercati, se non addirittura contestarne la validità, come concluso da Peltzman (2000) in

¹ In generale la trasmissione del prezzo è considerata asimmetrica quando si osservano andamenti differenti in caso di aumento o diminuzione dei prezzi stessi.

un suo noto lavoro dal titolo eloquente: “Prices Rise Faster than They Fall”. In tale studio l’autore analizza la trasmissione del prezzo tra 165 beni alla produzione e 77 beni al consumo (tra cui anche diversi prodotti agricoli) a vari livelli di aggregazione, trovando evidenze di ATP in più di due casi su tre. L’aspetto più controverso di tale lavoro è rappresentato dal fatto che gli episodi di asimmetria non appaiono significativamente correlati con quelle che dovrebbero essere le determinanti suggerite dalla teoria economica a giustificazione del fenomeno stesso (costi di gestione dei magazzini, costi di riprezzamento e concorrenza imperfetta). Come a volte accade nelle discipline economiche, quando si manifesta una evidente contraddizione tra una teoria consolidata e generalmente accettata e le evidenze empiriche, anche in questo caso vari ricercatori hanno proposto una giustificazione in grado di conciliare tale apparente discrasia (Meyer e von Cramon-Taubadel, 2004; Gauthier e Zapata, 2001; von Cramon-Taubadel e Meyer, 2000). Secondo tali Autori la metodologia econometrica utilizzata da Peltzman presenterebbe un alto grado di rifiuto dell’ipotesi nulla di simmetria nella trasmissione del prezzo e questo spiegherebbe sia l’alta frequenza di ATP sia la sua apparente mancanza di correlazione con le determinanti suggerite dalla teoria. Occorre poi considerare che Peltzman ha impiegato delle misure di concentrazione e numerosità delle imprese come indicatori dell’imperfezione dei mercati; tali misure, secondo le più recenti teorie di Economia Industriale, non indicano, di per sé, il grado di concorrenza imperfetta (Desmez, 1974; Clarke e Davies, 1982; Schmalensee, 1989; Sheldon e Sperling, 2003)

Inoltre la presenza di ATP ha un risvolto di natura pratica per i consumatori, che possono vedere ridotta o annullata la possibilità di beneficiare (nel tempo e nella intensità) di quelle riduzioni dei prezzi al consumo che potrebbero avere luogo se vi fosse trasmissione simmetrica delle riduzioni dei prezzi di uno o più fattori produttivi. Tale fenomeno comporterebbe una perdita netta di benessere sociale da parte dei consumatori, il che starebbe a indicare un fallimento del mercato le cui cause potrebbero essere ascritte all’esercizio di potere di mercato da parte di alcuni attori delle filiere coinvolte (Meyer e von Cramon-Taubadel, 2004). Anche se la presenza di ATP non è necessariamente (come si vedrà in seguito) causata da competizione imperfetta, il suo verificarsi può suscitare (anche in seguito a una pubblicizzazione mediatica del fenomeno) l’interessamento delle Autorità Pubbliche per assodare la violazione delle norme in materia di concorrenza e mercato (Ministero dello Sviluppo Economico, 2008; Camera dei Deputati XIII Commissione Agricoltura, 2008a, 2008b ,2008c ,2008d ,2008e; Commissione delle Comunità Europee, 2008).

Per tutti i motivi elencati finora, la tematica dell'ATP ha rappresentato fino ad oggi un fecondo campo di indagine, specie per chi, come gli economisti agrari e agro-alimentari, si interessa allo studio di mercati verticalmente interrelati. Nei prossimi due paragrafi la tematica dell'ATP verrà esaminata sotto il triplice profilo delle tipologie, delle possibili cause e delle metodologie di stima.

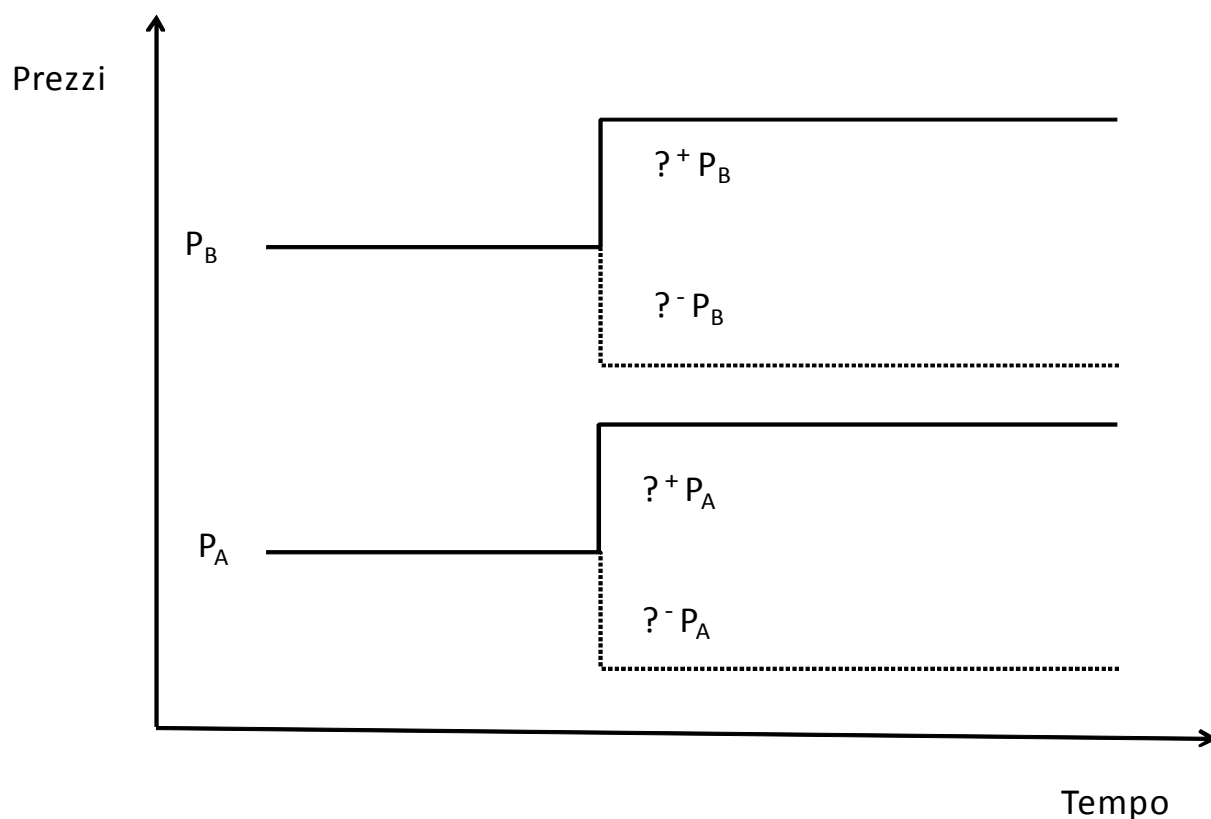
2.1.1 tipologie di ATP

Secondo una classificazione proposta da Meyer e von Cramon -Taubadel (2004) le diverse forme di ATP si possono classificare secondo tre tipologie:

1. Intensità e velocità dell'asimmetria;
2. Segno dell'asimmetria (positiva o negativa);
3. Dimensione dell'asimmetria.

Come punto di riferimento (benchmark) per comprendere la natura di queste tre tipologie di asimmetria si consideri il caso generale di trasmissione *simmetrica* del prezzo (fig.1.1) in cui il prezzo P_b si suppone dipendere dal prezzo P_a . In tal caso ad un aumento di P_a , P_b aumenta *immediatamente* (senza ritardi) e *nella stessa misura e la stessa dinamica* si verifica *in caso di diminuzione* di P_a , che determina una diminuzione immediata e della stessa intensità di P_b .

Figura 1.1 – Trasmissione simmetrica del prezzo

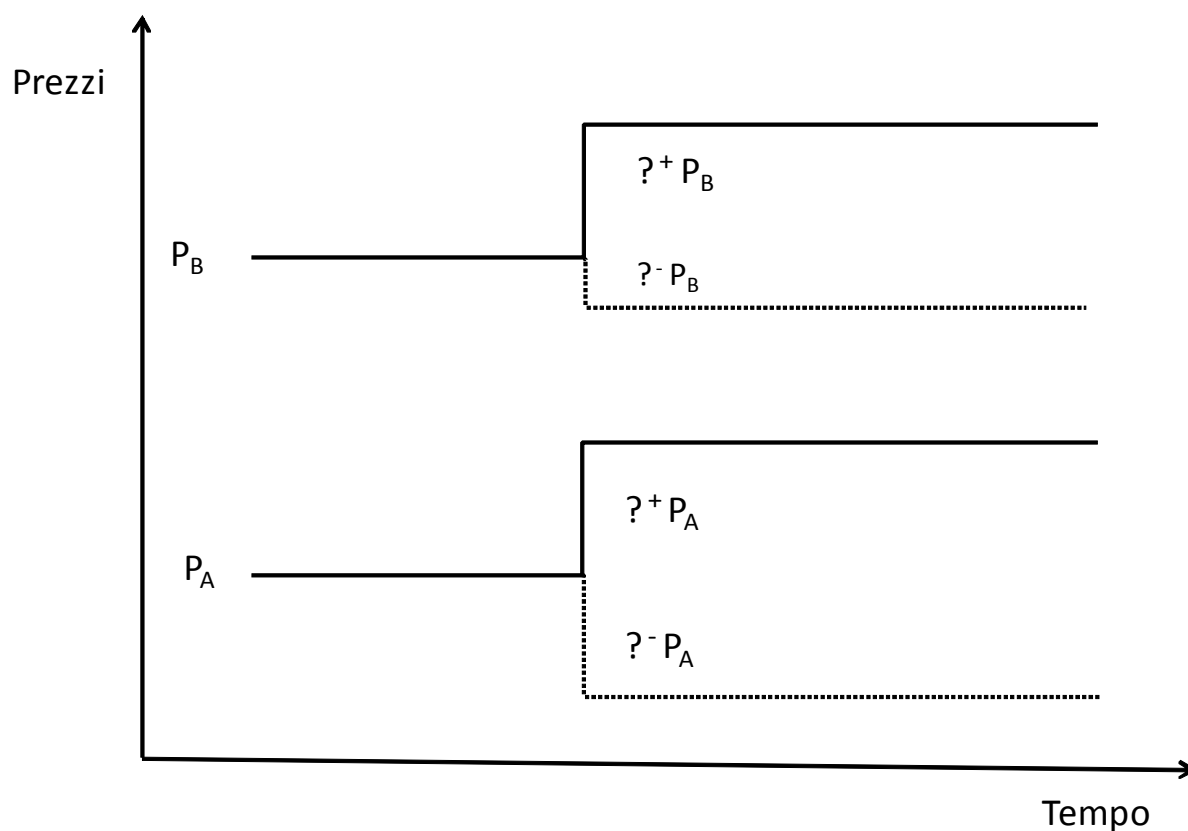


Fonte: Meyer e von Cramon-Taubadel (2004) modificato

La prima tipologia prende in considerazione l'intensità e la velocità della trasmissione o della sua assenza. Rispetto al *benchmark* di simmetria, in caso di *asimmetria nell'intensità* di trasmissione, illustrata nella fig. 1.2, ad una diminuzione di P_A , P_B diminuisce in misura minore mentre l'aumento di P_A è pienamente trasmesso a P_B . Come illustrato in seguito (fig 1.6) anche un aumento dei prezzi può essere trasmesso in modo incompleto.

Si osserva invece una *asimmetria temporale* nella trasmissione del prezzo (fig. 1.3) quando ad un aumento di P_A , P_B aumenta nella stessa misura senza ritardi temporali, mentre alla diminuzione di P_A , P_B diminuisce della stessa intensità ma con un ritardo temporale (n).

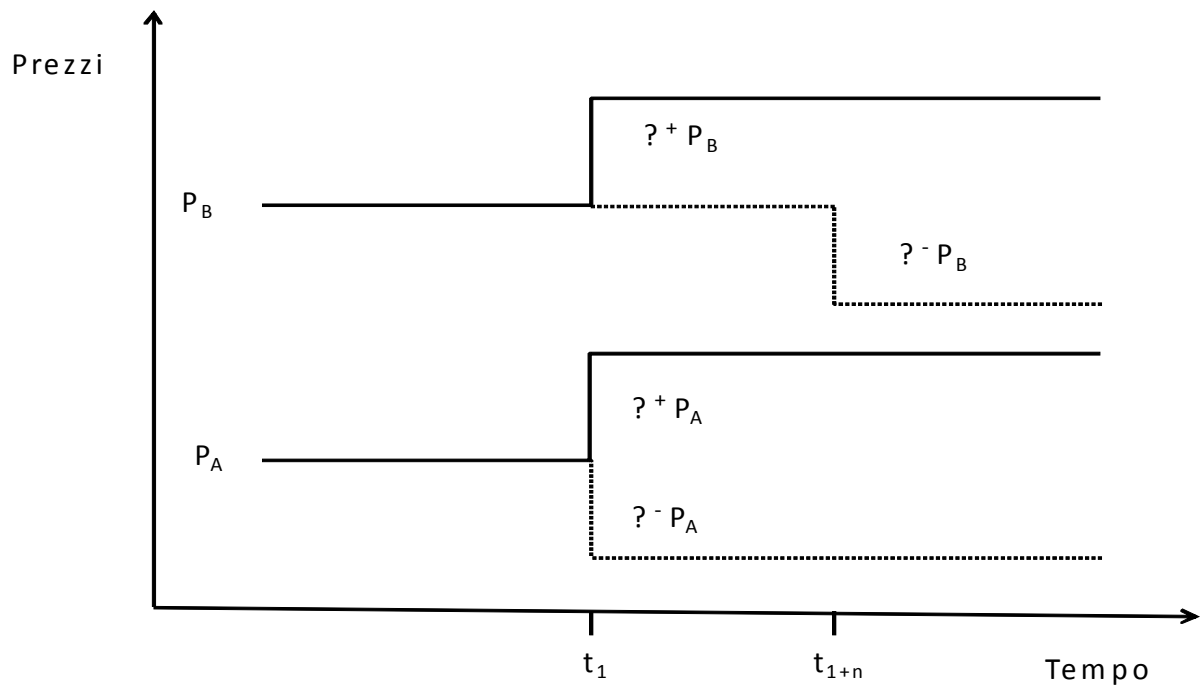
Figura 1.2 – Trasmissione asimmetrica del prezzo: asimmetria nell'intensità



Fonte: Meyer e von Cramon-Taubadel (2004) modificato

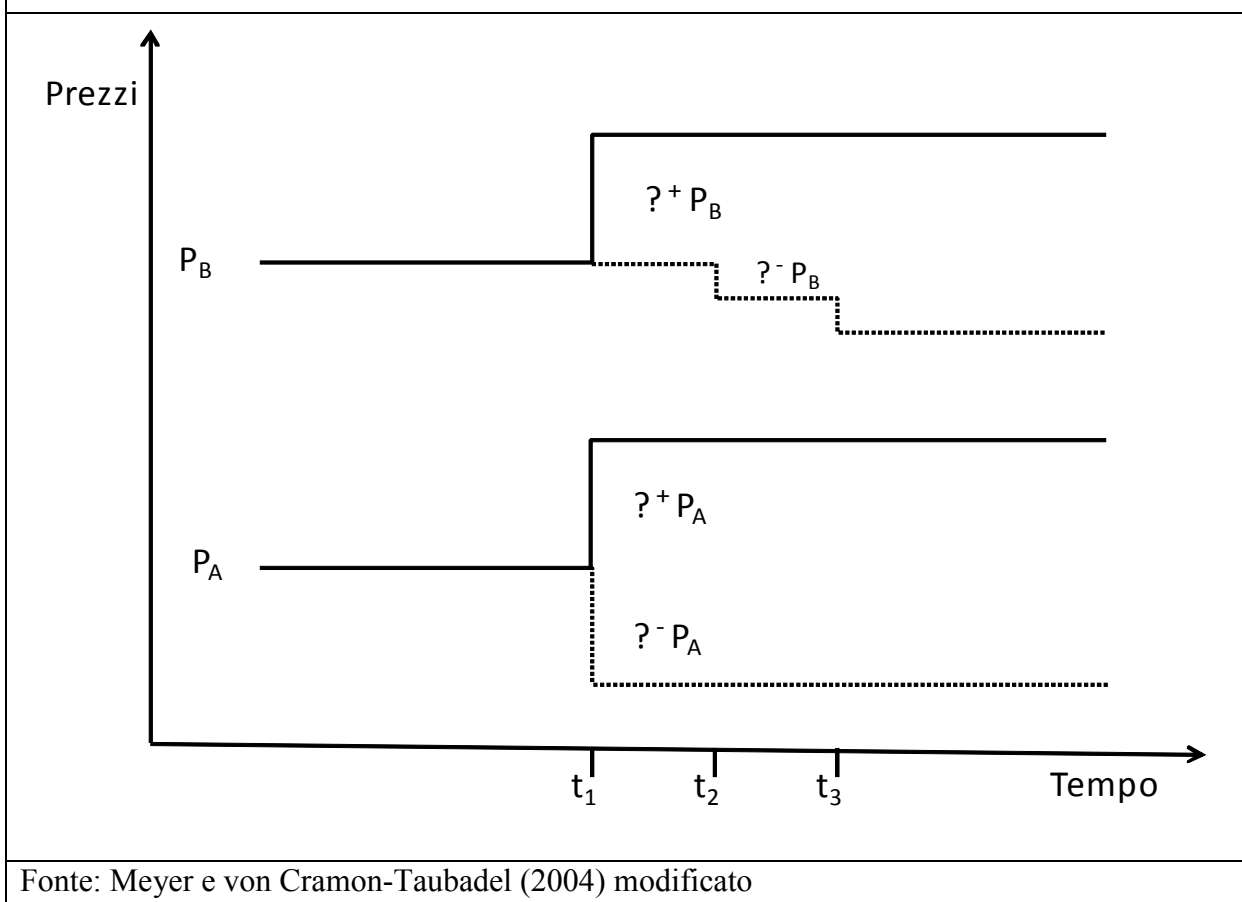
Si può ovviamente verificare contemporaneamente una asimmetria nell'intensità e nella velocità di trasmissione del prezzo, come illustrato nella fig. 1.4 in cui la diminuzione di P_A è trasmessa a P_B in maniera incompleta e con due ritardi temporali.

Figura 1.3 – Trasmissione asimmetrica del prezzo: asimmetria temporale



Fonte: Meyer e von Cramon-Taubadel (2004) modificato

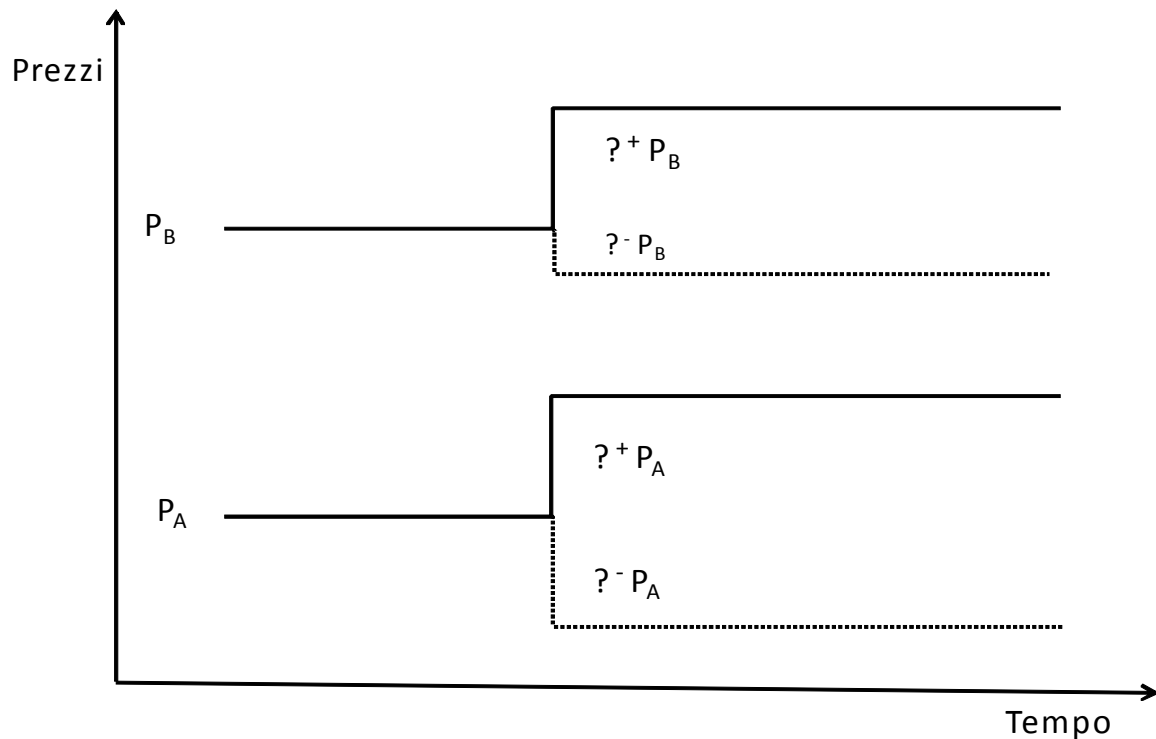
Figura 1.4 – Trasmissione asimmetrica del prezzo: asimmetria temporale e di intensità



Seguendo un secondo criterio di classificazione l'ATP può essere *positiva* (fig 1.2 e 1.5) quando una variazione positiva (un aumento) di P_A è trasmesso completamente a P_B , mentre una diminuzione di P_A viene trasmessa in maniera incompleta a P_B . Se invece il calo di P_A è trasmesso pienamente a P_B , mentre incrementi di P_A lo sono solo in parte, si ha ATP *negativa* (fig. 1.6).

Su quanto appena detto occorre fare due precisazioni; anzitutto, come suggeriscono Meyer e von Cramon-Taubadel (2004), gli aggettivi “positivo” e “negativo” riferiti all'ATP sono associati al tipo di variazione che viene trasmessa in modo incompleto (positivo per gli incrementi e negativo per i decrementi) e non esprimono alcun giudizio di tipo normativo. In altri termini si potrebbe cadere in un equivoco semantico pensando che il termine ATP positiva si riferisca a un evento desiderabile per una certa categoria di agenti economici, quali ad esempio i consumatori. In realtà parlando di ATP positiva ci si riferisce al fatto che le variazioni positive di P_A (gli incrementi) sono pienamente trasmesse a P_B ma lo stesso non si verifica nel caso di variazioni negative di P_A .

Figura 1.5 – Trasmissione asimmetrica *positiva* del prezzo (con asimmetria nell'intensità)



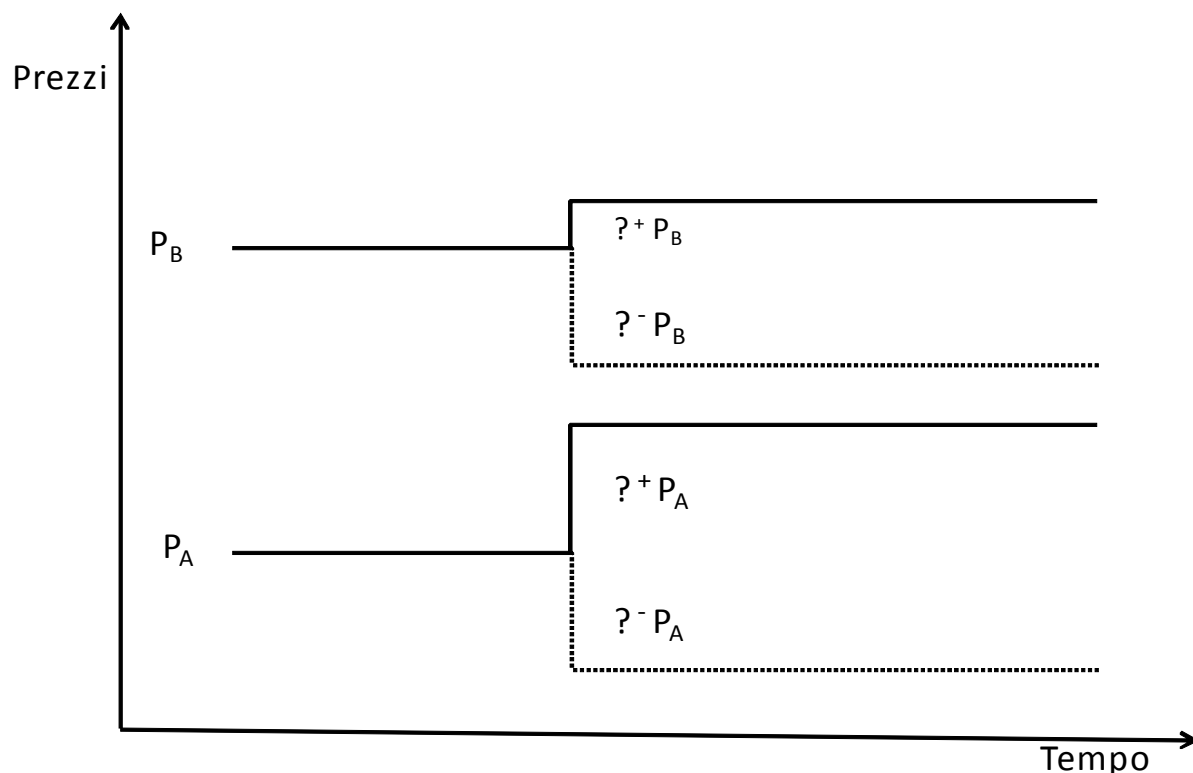
Fonte: Meyer e von Cramon-Taubadel (2004) modificato

Se ipotizziamo che P_A e P_B siano rispettivamente i prezzi alla produzione e al consumo di un dato prodotto, una ATP positiva si tradurrebbe in realtà in una perdita di benessere per i consumatori di quel prodotto, mentre una ATP negativa beneficerebbe tale categoria.

Dobbiamo inoltre considerare che il rapporto di causalità tra prezzi si può invertire; se esaminiamo l'esempio precedente potremmo dire che, in condizioni normali e senza shock esogeni, esiste un chiaro nesso di causalità tra prezzo alla produzione e prezzo al consumo di un dato bene. In questo caso non vi sono dubbi circa il fatto che le variazioni del prezzo alla produzione (corrispondente a P_A nei casi precedenti) determinano le variazioni nel prezzo al consumo (P_B nei casi precedenti). Ma in caso si verificasse una diminuzione della domanda di quel bene (determinato da fattori esogeni) questo si tradurrebbe in un calo del prezzo al consumo del bene medesimo che, a sua volta determinerebbe una riduzione del prezzo alla produzione del bene stesso, *invertendo il rapporto di causalità tra prezzi*.

Il fatto che degli shock esogeni possano invertire il rapporto di causalità tra prezzi non inficia la definizione di ATP secondo il segno (positiva o negativa) ma ci permette anzi di generalizzarla.

Figura 1.5 – Trasmissione asimmetrica *negativa* del prezzo (con asimmetria nell'intensità)



Fonte: Meyer e von Cramon-Taubadel (2004) modificato

Se consideriamo infatti il rapporto tra prezzo alla produzione e prezzo al consumo, possiamo definire la loro differenza come *margini di mercato*; sulla base di questo concetto possiamo riformulare una definizione più generale di *ATP positiva* che si verifica quando i *movimenti di prezzo che riducono il margine di mercato sono trasmessi più rapidamente o in maniera più completa* rispetto alle variazioni di prezzo che tendono ad allargare il margine stesso (Meyer e von Cramon-Taubadel, 2004). All'opposto si è in presenza di *ATP negativa* quando i *movimenti di prezzo che aumentano il margine di mercato vengono trasmessi più rapidamente o in modo più completo dei movimenti che tendono a ridurlo*.

Un ultimo criterio classificatorio dell'ATP è stato in parte anticipato e si riferisce alla *dimensione* della trasmissione che può essere verticale oppure orizzontale. La trasmissione verticale del prezzo e le sue varie forme di asimmetria fanno riferimento ai mercati verticalmente interrelati nei quali un prodotto viene immagazzinato, trasformato, trasportato e distribuito da diversi soggetti economici, prima di essere reso disponibile al consumatore finale. Tale insieme di soggetti, costituiscono una *filiera* in cui, ad ogni fase di produzione, di trasformazione, trasporto o distribuzione del prodotto corrispondono diversi livelli di prezzo, determinati da diverse forme di mercato. Le forme di mercato che determinano tali livelli di prezzo dipendono dalla tipologia di prodotto (deperibile o non deperibile, differenziato o indifferenziato) e dalle caratteristiche delle imprese (dimensioni medie, livello di concentrazione, possibilità di porre barriere all'entrata e di utilizzare la pubblicità come strumento strategico) che operano sul lato della domanda e dell'offerta in quella data fase della filiera. Due classici esempi di mercati verticalmente interrelati (o filiere) in cui i consumatori ravvisano (e lamentano) il verificarsi di ATP sono la filiera agro-alimentare e la filiera dei prodotti petroliferi (sulle quali, non a caso, sono state condotte la quasi totalità delle ricerche in questo ambito). Spesso accade, infatti, che le associazioni a tutela dei consumatori denunciino fenomeni di ATP positiva su tali mercati, segnalando, ad esempio, che in genere il prezzo della benzina alla pompa si allinea immediatamente al prezzo del petrolio in quando quest'ultimo aumenta, mentre si osserva una maggiore inerzia nella trasmissione il prezzo del greggio cala. Analoghe argomentazioni vengono sostenute dai rappresentanti dei consumatori riguardo alla dinamica dei prezzi dei prodotti agricoli "dal campo alla tavola" il cui incremento (cioè il margine di mercato) è spesso giudicato eccessivo e le cui variazioni sono ritenute essere detrimentalmente per i consumatori stessi.

Se il concetto di ATP verticale è stato ampiamente indagato ed è comune esperienza per i consumatori, anche la trasmissione orizzontale o spaziale del prezzo ha suscitato interesse negli studiosi di economia dei mercati. La trasmissione spaziale del prezzo fa riferimento al legame tra i prezzi di un prodotto considerati allo stesso livello di una filiera (prezzi alla produzione, all'ingrosso, al consumo, all'import o all'export) focalizzando l'attenzione sul livello di integrazione dei mercati dello stesso prodotto che, secondo la legge del prezzo unico, dovrebbero assicurare per lo stesso prodotto lo stesso prezzo in tutto il mondo (Isard, 1977). La presenza di asimmetria nella trasmissione spaziale del prezzo tra diversi mercati dello stesso prodotto metterebbe in discussione la legge del prezzo unico, ma tuttavia,

analogamente a quanto è accaduto nel caso del lavoro di Peltzman (che in seguito ad evidenze empiriche sull'ATP verticale contestava la validità delle teoria economica dei mercati) una gran parte dei risultati empirici in tal senso sarebbero frutto metodi econometrici utilizzati impropriamente (Ardeni, 1989). Anche nella trasmissione spaziale del prezzo, dunque, possono osservarsi dei tipi di asimmetria analoghi a quelli descritti in precedenza (positiva, negativa, temporale e di intensità). Pur essendo la tematica dell'integrazione dei mercati e dell'ATP spaziale di grande interesse, essa esula dalle tematiche del presente lavoro ed è stata menzionata in questa sezione solo per completezza nella classificazione delle diverse tipologie di asimmetria.

2.1.2 Possibili cause di ATP

Quanto illustrato in seguito si riferisce alle possibili cause di ATP nei mercati verticalmente interrelati (filiera) suggerite dalla relativa letteratura. La presenza di ATP tra i diversi livelli delle filiere esaminate vengono imputati principalmente a due grandi categorie:

- La presenza di mercati non concorrenziali (e quindi l'esercizio del potere di mercato) in uno o più livelli della filiera;
- La presenza di costi di aggiustamento e riprezzamento (o *menu costs*)

Si possono poi trovare altre spiegazioni date dai vari Autori alla presenza di ATP (Meyer e von Cramon-Taubadel, 2004), che tuttavia non sono raggruppabili in una categoria omogenea come le due precedenti e per questo verranno illustrate alla fine del paragrafo.

Una spiegazione che si può rinvenire frequentemente in letteratura circa la presenza di ATP è l'esercizio del potere di mercato in uno o più livelli della filiera in cui si manifesta l'asimmetria. Tale motivazione è particolarmente frequente nelle ricerche che indagano le filiere agro-alimentari (Kinnucan e Forker, 1987; Bernard e Schertz Willet, 1996; Gordon e Hazledine, 1996; Miller e Hayenga, 2001; Vavra e Goodwin, 2005; Bem-Kaabia e Gil, 2007) dove l'industria alimentare e il settore distributivo sono indicati come i livelli nei quali le forme di mercato si allontanano maggiormente dalla concorrenza perfetta (con forme oligopolistiche e oligopsonistiche) a danno del settore agricolo e dei consumatori. L'esercizio del potere di mercato nella parte centrale della filiera sarebbe quindi la causa di una trasmissione più rapida e completa dei movimenti di prezzo che riducono il margine di

mercato rispetto alle analoghe variazioni che tendono ad ampliarlo (Boyd e Brorsen, 1988; Griffith e Pigott, 1994; Mohanty, Peterson e Kruse, 1995).

Tuttavia l'indicazione di un nesso di causalità tra potere di mercato e ATP che si riscontra in parte della letteratura non poggia su una specificazione teoricamente fondata (Digal e Ahmadi-Esfahani, 2002; Meyer e von Cramon-Taubadel, 2004, Vavra e Goodwin, 2005; Hallam e Rapsomanikis, 2006; Awokuse e Wang, 2009) e quindi le relative evidenze empiriche non sono in grado di attribuire le asimmetrie nei movimenti di prezzo alla sola concorrenza imperfetta. A parziale prova indiretta di ciò si consideri ad esempio che non esiste un consenso circa il tipo di asimmetria che può derivare dall'esercizio del potere di mercato lungo le filiere agro-alimentari poiché, secondo alcuni Autori (Bailey e Brorsen, 1989) questa può essere positiva o negativa a seconda delle congetture fatte dalle imprese rispetto alle strategie di prezzo attese dei propri competitori, mentre altri Autori (Ward, 1982) sostengono che il rischio di perdere quote di mercato spingerebbe le imprese oligopoliste a non aumentare il prezzo, generando così una ATP negativa. A questo proposito i lavori condotti lungo la filiera dei prodotti petroliferi sembrano invece concordare circa la possibilità che il formarsi di collusioni tacite tra le imprese oligopolistiche porti ad una ATP positiva (Borenstein *et al.* 1997; Balke *et al.* 1998; Brown e Yucel, 2000) anche per una maggiore coesione del cartello indotta da interazioni strategiche tra imprese quali il fattore reputazione e la minaccia di ritorsioni commerciali.

In generale il legame tra ATP e potere di mercato risulta spesso controverso, come suggeriscono Meyer e von Cramon-Taubadel (2004) enfatizzando il fatto che alla data di pubblicazione del loro lavoro risultavano pochi tentativi di testare empiricamente il legame tra ATP e concorrenza imperfetta. Tali Autori sviluppano un insieme di considerazioni a tale proposito:

1. La letteratura sull'ATP si basa sull'analisi delle serie storiche di prezzo (a diversi livelli della filiera) per mercati di singoli prodotti, tale approccio non sarebbe in grado di cogliere "l'effetto trattamento" dovuto ad una eventuale variazione del potere di mercato durante il lasso di tempo esaminato;
2. La precedente limitazione potrebbe essere superata attraverso una analisi comparata (meta-analisi) degli studi sull'ATP condotti sui diversi mercati dei vari Paesi. Si può presumere che ciò garantisca una sufficiente variabilità in termini di imperfezione dei

mercati considerati. La capacità di tale comparazione di stabilire in maniera univoca un legame empirico tra ATP e potere di mercato sarebbe però depotenziata dalle diverse metodologie econometriche impiegate nei diversi studi. Sarebbe inoltre necessario individuare per ogni filiera un indicatore attendibile del potere di mercato da correlare con l'ATP;

3. L'analisi di Peltzman (2000) è invece condotta su serie storiche di prezzo di un gran numero di mercati e prodotti (alla produzione e al consumo) stimando per ogni filiera la presenza e il segno delle eventuali asimmetrie di trasmissione attraverso un'unica metodologia econometrica, superando così il problema di difformità delle tecniche di stima dell'ATP che presenterebbe invece una meta analisi degli studi esistenti;
4. Tuttavia il lavoro di Peltzman (2000) stima l'effetto dell'imperfezione dei mercati sull'ATP utilizzando come indicatori di potere di mercato il numero di imprese e l'indice di Hirschman-Herfindahl. Tali variabili riflettono una visione secondo la quale al crescere del livello di concentrazione delle quote di mercato di un settore, crescerebbe anche il livello di collusione e potere di mercato nel settore medesimo (in maniera proporzionale). Questa concezione deriva da una scuola di pensiero secondo cui la *Struttura* di un settore (rappresentata ad esempio da indici di concentrazione e numerosità delle imprese) ne determina la *Condotta* (cioè il grado di competizione o collusione tra le imprese stesse) che a sua volta determina la *Performance* del settore stesso (cioè, a gradi crescenti di potere di mercato corrisponderebbero crescenti extra-profitti per le imprese di quel mercato). Tale visione è stata duramente contestata (Desmez, 1972, 1973, 1974; Baumol, 1982; Clarke e Davies, 1982; Schmalensee, 1989; Sutton, 1991; Sheldon e Sperling, 2003) poiché non considera l'effettivo comportamento ed interazione strategica tra le imprese e la possibilità che le performance derivino anche da economie di scala².

Le considerazioni sopra riportate suggerirebbero quindi che il lavoro di Peltzman (2000) possa essere considerato il più completo tra quelli condotti sui movimenti di prezzo nei mercati verticalmente interrelati sia in termini generici, sia in particolare per quanto riguarda la possibilità di individuare in modo univoco l'effetto del potere di mercato sull'ATP. Tale

² Sia la Scuola di pensiero SCP (Struttura, Condotta, Performance) sia la NEIO (New Empirical Industrial Organisation) nata come critica e superamento della SCP, verranno illustrate nel paragrafo successivo.

tentativo risulta tuttavia vanificato dall'utilizzo di indicatori credibili dell'esercizio del potere di mercato.

Dall'anno 2004 (data di pubblicazione dell'esaustiva rassegna di Meyer e von Cramon-Taubadel) sono stati fatti alcuni significativi progressi nel tentativo di stabilire una relazione conclusiva tra il grado di concorrenza imperfetta e i movimenti asimmetrici dei prezzi lungo le filiere. Come riconosciuto dagli stessi Autori della rassegna, McCorrison *et al.* (1998, 2001) e Lloyd (2003) hanno sviluppato uno schema teorico che considera al contempo l'effetto del potere di mercato e dei rendimenti di scala (e la loro interazione) sull'elasticità di trasmissione del prezzo lungo le filiere agro-alimentari. Negli anni successivi tale schema teorico ha rappresentato la base per sviluppare una stima empirica della presenza del potere di mercato lungo le filiere attraverso l'analisi dei movimenti di prezzo (Morgan e McCorrison, 2005; Lloyd *et al.* 2006a e 2006b; Chechura e Sobrova, 2008). Lo schema teorico di riferimento modifica il modello di Gardner (1975) indebolendone l'assunzione di concorrenza perfetta nelle fasi intermedie della filiera, permettendo invece la possibilità di forme di mercato imperfette. Tale schema teorico rappresenta il punto di riferimento per il presente lavoro e verrà quindi illustrato nel capitolo successivo, preceduto dall'illustrazione del modello di Gardner (1975) di cui costituisce una evoluzione.

Un'altra spiegazione per l'ATP che si rinviene in letteratura è la presenza di *costi di aggiustamento* cui sarebbero soggette le imprese nel momento in cui modificano le quantità e i prezzi dei fattori e/o dei prodotti. Si può manifestare ATP nel momento in cui tali costi si muovono in modo asimmetrico rispetto ai prezzi e alle quantità di fattori e prodotti stessi. I costi di aggiustamento associati alle sole variazioni di prezzo sono detti anche costi di *riprezzamento* o *menu costs* (Meyer e von Cramon-Taubadel, 2004). Da notare come i costi di aggiustamento varino in base al tipo di prodotto considerato (deperibile, non deperibile) e in base al livello della filiera cui operano le imprese che incorrono in tale tipo di costi (distribuzione organizzata, ingrosso, dettaglio).

Nel settore della distribuzione organizzata tale categoria di costi sembra rappresentare, negli Stati Uniti, una quota significativa (dal 27% al 35%) dei profitti (Levy *et al.*, 1997, Dutta *et al.*, 1999). Seguendo l'ipotesi di Barro (1972), Levy *et al.* (1997) classificano i costi di riprezzamento nel settore distributivo come composti (a) dal costo del lavoro necessario per

cambiare le etichette di prezzo sugli scaffali, (b) dal costo per stampare e consegnare le nuove etichette di prezzo, (c) dai costi derivanti dagli errori commessi durante il processo di cambiamento dei prezzi, (d) dal costo del lavoro necessario per supervisionare il processo di cambiamento dei prezzi nei singoli punti vendita.

Nell'ambito della filiera della carne bovina negli Stati Uniti, Bailey e Broronsen (1989) suggeriscono che la forte incidenza dei costi fissi per le imprese di impacchettamento della carne potrebbe essere all'origine di ATP negativa. Per garantirsi un livello di funzionamento degli impianti tale da minimizzare i costi fissi medi, tali imprese competerebbero tra loro nell'approvvigionamento di carne bovina da parte degli allevamenti e di conseguenza gli aumenti del prezzo all'origine della carne sarebbero più rapidi dei relativi decrementi. Tuttavia Peltzman (2000) sostiene che dovrebbe essere più facile per una impresa ridurre il suo livello produttivo riducendo l'impiego di fattori di quanto non sia aumentare la produzione ricercando nuove fonti di approvvigionamento, incorrendo così in costi aggiuntivi di ricerca. Tale ragionamento suggerirebbe quindi che i costi di aggiustamento dovrebbero portare ad ATP positiva. Anche se apparentemente in contraddizione Bailey e Broronsen (1989) da una parte e Peltzman (2000) dall'altra fanno riferimento a filiere e mercati caratterizzati da condizioni tecnologiche e produttive differenti che possono in effetti portare a comportamenti differenziati nei movimenti di prezzo.

Nell'ambito dei prodotti deperibili Ward (1982) sostiene che i distributori tenderebbero a limitare nel breve periodo i rialzi di prezzo per timore che le mancate vendite portino alla perdita del prodotto rimanente e questo genererebbe asimmetrie negative nella trasmissione del prezzo. A questo riguardo Heien (1980), in linea con Barro (1972) e Levy *et al.* (1997) sostiene che i cambiamenti di prezzo implicano costi maggiori per i prodotti non deperibili suggerendo indirettamente che per questi ultimi è plausibile attendersi delle ATP positive.

Sotto una prospettiva più macroeconomica si colloca il lavoro di Ball e Mankiw (1994) che sviluppa un modello teorico in cui i costi di riprezzamento in presenza di un *trend* di inflazione positivo portano ad ATP positiva per il declino dei prezzi relativi cui fanno fronte le imprese. Tale costrutto teorico sembra avere trovato conferma nel lavoro di Buckle e Carlson (2000) condotto su un *dataset* derivante da intervista a un gruppo di imprese neozelandesi. Le evidenze empiriche indicano una sistematica correlazione tra asimmetria di prezzo e inflazione. Il già citato lavoro di Peltzman (2000) non trova invece significativa relazione tra costi di aggiustamento e ATP ma rileva però maggiori asimmetrie nelle filiere

più frammentate in cui è plausibile aspettarsi una maggiore incidenza dei costi di riprezzamento (Meyer e von Cramon-Taubadel, 2004).

Anche la gestione dei magazzini, riconducibile ai costi di aggiustamento, può essere una causa di asimmetria. Secondo il lavoro di Blinder (1992) a seconda del tipo di costi marginali di gestione del magazzino (costanti o crescenti) le imprese possono adottare scelte differenti in termini di variazioni output e prezzi in base alla persistenza degli shock di domanda.

Da quanto esposto il nesso causale tra costi di aggiustamento e ATP sembrerebbe sfuggente, almeno per quanto attiene il segno dell'ATP stessa che può variare a seconda della tipologia di mercato-prodotto e in base alle caratteristiche tecnologiche, produttive e di costo dei vari livelli di ciascuna filiera in cui tali costi si manifestano. Come si è osservato circa l'effetto dei mercati imperfettamente concorrenziali non sembra possibile stabilire in maniera non equivoca l'effetto dei costi di aggiustamento sul tipo di ATP (positiva o negativa) che viene a manifestarsi lungo le filiere, anche se sembra esistere un generale consenso circa il fatto che questi possono essere una causa di ATP. Esistono tuttavia alcune sostanziali differenze tra le asimmetrie da costi di aggiustamento e quelle derivanti da esercizio del potere di mercato:

- Le prime consisterebbero in una velocità differenziale di trasmissione del prezzo, mentre le seconde inciderebbero sia sull'intensità che sulla velocità di trasmissione del prezzo (con un conseguente allargamento del margine di mercato);
- Per quanto sopra detto, l'ATP positiva causata da costi di aggiustamento (e quindi transitoria) non avrebbe un significativo impatto negativo sul benessere sociale dei consumatori, cosa che invece si verificherebbe in caso di ATP positiva derivante da concorrenza imperfetta.

Il verificarsi di ATP generate da potere di mercato potrebbe rappresentare un presupposto per l'intervento delle autorità pubbliche al fine di garantire il rispetto delle regole della concorrenza³. Ma il fatto di non poter individuare nell'esercizio del potere di mercato l'unico responsabile delle ATP indebolisce molto tale possibilità di intervento. Si è inoltre visto che

³ Tale considerazione si riferisce in generale all'esistenza e al ruolo delle autorità garanti della concorrenza nei paesi economicamente avanzati; non si intende in questo contesto addentrarsi nei particolari della legislazione antitrust.

tanto la concorrenza imperfetta che i costi di aggiustamento hanno esiti incerti sul segno dell'ATP, in tale complesso contesto di interazioni non sembra quindi facile scomporre gli effetti esercitati da queste due determinanti sulla sola base dell'osservazione dei movimenti di prezzo.

A complicare ulteriormente il quadro, vanno prese in considerazione altre possibili cause di ATP che non possono essere ricondotte alle due categorie sino ad ora esaminate. Una di queste è l'intervento pubblico per la regolazione dei prezzi all'origine dei prodotti; un classico esempio in tal senso sono state le politiche di sostegno del prezzo delle *commodities* agricole, ampiamente adottate per oltre 30 anni all'interno della Comunità Europea e finalizzate a garantire agli agricoltori comunitari un prezzo minimo di vendita per i propri prodotti. Anche negli Stati Uniti sono stati adottati strumenti simili, tanto che Kinnucan e Forker (1987) li indicano come possibile causa di ATP per l'effetto differenziale che esercitano sui movimenti di prezzo. Gli interventi volti a garantire un prezzo minimo, infatti, presuppongono di per sé un comportamento asimmetrico della mano pubblica che interviene in caso di abbassamenti (al di sotto di una certa soglia) dei prezzi all'origine ma non in caso di incrementi dei prezzi stessi. Questo induce i segmenti a valle della filiera (ingrosso e distribuzione) a percepire i primi come transitori e i secondi come più duraturi, inducendo ATP positiva.

Secondo alcuni Autori (Bailey e Brorsen, 1989) anche l'asimmetria informativa sui prezzi potrebbe essere alla base di ATP laddove alcuni attori della filiera avessero la possibilità di acquisire informazioni a un costo marginale inferiore a quello delle loro controparti. Rimanendo nell'ambito delle determinanti informative, Kinnucan e Forker (1987) attribuiscono a errori e ritardi nella diffusione dei dati alcuni fenomeni di inerzia nell'aggiustamento di prezzo, senza considerarle vere e proprie ATP, mentre Bailey e Brorsen (1989) si spingono oltre, indicando la "*asymmetric price reporting*" come una delle quattro possibili cause di ATP.

Un ultimo (ma non meno importante) potenziale elemento di asimmetria è rappresentato dalla struttura delle relazioni verticali che si possono instaurare lungo le filiere agro-alimentari; tali relazioni sono state rappresentate da Gardner (1975) in un modello statico che descrive il comportamento dei margini di mercato tra la produzione e la distribuzione (*farm-retail price spread*) al variare dell'offerta agricola e della domanda alimentare, assumendo come unico intermediario il settore dell'industria alimentare che è supposto essere perfettamente

concorrenziale e operante con rendimenti costanti di scala⁴. Kinnuckan e Forker (1987) partendo dal modello di Gardner (1975) e assumendo che i prezzi alla produzione determinano i prezzi al consumo (secondo lo schema di *mark-up pricing* proposto da Heien, 1980), dimostrano attraverso una simulazione numerica che l'elasticità di trasmissione del prezzo è asimmetrica a seconda che l'impulso nei cambiamenti di prezzo derivi da una variazione della domanda alimentare o dell'offerta agricola. Secondo tale simulazione l'elasticità di trasmissione del prezzo derivante da variazione della domanda alimentare sarebbe maggiore di quella derivante da cambiamenti nell'offerta agricola. Da notare come tale simulazione tenga conto di tutti i parametri rilevanti da cui dipende l'elasticità di trasmissione del prezzo. Va notato che la conclusione circa la possibilità del verificarsi ATP lungo le filiere agro alimentari cui giungono Kinnukan e Forker (1987) si basa sul un modello che esclude in maniera esplicita la presenza del potere di mercato lungo le filiere stesse (ma non prende però in considerazione i costi di aggiustamento). Ciò aggiungerebbe, almeno in linea teorica, una ulteriore causa di ATP non riconducibile alla presenza di mercati imperfetti. Le considerazioni di Kinnukan e Forker (1987) vengono però messe in dubbio da von Cramon-Taubadel (1998) secondo cui in tale contesto l'asimmetria nell'elasticità di trasmissione può essere solo "apparente" quando i cambiamenti in una funzione (domanda alimentare o offerta agricola) sono preponderanti rispetto alle variazioni dell'altra. L'Autore porta come esempio il caso del mercato europeo delle carni bovine in cui gli scandali alimentari hanno determinato continui cali della domanda. In realtà tale critica pare non colpire nella sostanza la simulazione condotta da Kinnukan e Forker (1987) eseguita calcolando le elasticità di trasmissione del prezzo al variare di tutti i parametri rilevanti.

Per rinforzare quanto detto sopra, Meyer e von Cramon-Taubadel (2004) sostengono che, tra le determinanti non classificabili nelle categorie "potere di mercato" e "costi di aggiustamento", solo l'intervento pubblico a sostegno dei prezzi agricoli può determinare una ATP "reale" (anche se solo nella velocità di aggiustamento) mentre le imperfezioni informative e la non equivalenza tra cambiamenti di domanda e offerta (secondo il modello di Gardner, 1975) causerebbero solo "ATP spurie" cioè che non caratterizzano di per sé il meccanismo di trasmissione del prezzo.

⁴ Il modello di Gardner verrà ampiamente illustrato nel capitolo successivo, in questa sede si riportano solo le caratteristiche essenziali per comprendere i concetti trattati.

Questa ultima considerazione si aggiunge al quadro delineato fino ad ora confermando l'idea che, se da una parte la letteratura non trova difficoltà a formulare ipotesi circa le possibili cause di ATP, dall'altra emergono relazioni non chiare e talvolta contraddittorie circa gli effetti di tali cause sui tipi di asimmetria che dovrebbero manifestarsi. Sembra quindi mancare uno schema unificante e generalmente condiviso dai vari Autori circa le relazioni esistenti tra cause ed effetti. Le differenti previsioni circa gli effetti di alcune delle determinanti può risiedere appunto nell'eterogeneità dei modelli di funzionamento dei mercati su cui si basano i diversi lavori presenti in letteratura. La mancanza di un quadro di riferimento teorico unificante che consideri in maniera esplicita tutte le possibili cause porterebbe quindi ad affermare che:

- Il verificarsi di una ATP non possa essere imputato a priori a una sola determinante;
- Non sembrerebbe possibile identificare a quante e quali determinanti è riconducibile un episodio di ATP;
- Non sembra quindi plausibile pensare di poter scomporre e quantificare gli effetti delle singole cause di ATP, in assenza di un modello teorico di riferimento che le consideri in maniera esplicita nella loro interazione con i meccanismi di trasmissione del prezzo stesso.

Come è già stato osservato, ai fini del presente lavoro le considerazioni fatte finora rinforzano l'idea che l'analisi di trasmissione del prezzo non è in grado, di per sé, di fornire indicazioni conclusive circa la presenza e l'esercizio del potere di mercato lungo le filiere agro-alimentari.

2.2 I metodi per la stima del potere di mercato

Il paragrafo precedente ha illustrato come il solo esame dei movimenti di prezzo non possa di per sé fornire indicazioni certe circa l'esercizio del potere di mercato lungo le filiere agro-alimentari. In questo paragrafo viene invece illustrata l'evoluzione dei metodi concepiti espressamente per stimare la presenza e l'intensità del potere di mercato in settori singoli o tramite analisi trasversali ai settori (cross-section). Tale letteratura scaturisce principalmente

dall'Economia dell' Organizzazione Industriale⁵ (*Industrial Organisation*, IO in seguito) e la si può grossolanamente suddividere in due grandi modalità di approccio, una successiva all'altra: il paradigma struttura-condotta-performance (in seguito SCP) e i metodi strutturali, meglio noti con il termine di nuova organizzazione industriale empirica (*New Empirical Industrial Organisation*, NEIO in seguito); quanto segue non ha certo la pretesa di trattare in maniera esaustiva questo ampio ambito di ricerca, ma solo di illustrare le caratteristiche principali di alcuni tra i modelli più diffusi in letteratura, per poi compararli con l'analisi di trasmissione del prezzo in termini di pregi e svantaggi al fine di motivare la scelta della metodologia impiegata nel presente lavoro. L'esame si limiterà ai metodi statici, ben consci che esiste un'articolata letteratura che tratta in chiave dinamica la stima del potere di mercato come effetto delle interazioni strategiche tra le imprese di un settore⁶.

2.2.1 Il paradigma Struttura-Condotta-Performance (SCP)

Questo tipo di approccio alla stima del potere di mercato nasce nell'ambito della cosiddetta *Scuola di Harvard* per fornire una metodologia più generalizzabile rispetto ai casi studio, utilizzati fino ad allora per orientare le decisioni in materia di politica della concorrenza ma considerati troppo costosi rispetto alla loro limitata applicabilità (Fingleton, 2000). I primi contributi in questo senso sono quelli di Manson (1939) ma soprattutto di Bain (1952) cui generalmente si attribuisce la paternità del paradigma SCP. Nel suo contributo, Bain utilizza i dati quadriennali del settore manifatturiero statunitense per verificare la sua "ipotesi concentrazione-profitto" (Bain, 1951, pag. 64). Secondo tale ipotesi esisterebbe una relazione tra il livello di concentrazione di un settore (in termini di quote di mercato detenute dalle imprese sul mercato di un prodotto o di un gruppo di prodotti) e la capacità di produrre utili da parte delle imprese che operano in quel settore. Esplicitando maggiormente tale ipotesi, esisterebbe una variabile intermedia tra il livello di concentrazione e la capacità di fare profitti, tale elemento è rappresentato dal comportamento (condotta) delle imprese che operano nel settore in questione. In altri termini, secondo l'ipotesi di Bain, in settori molto concentrati sarebbe più probabile il formarsi di oligopoli collusivi o cartelli, questo porterebbe quindi le imprese a colludere, comportandosi come un unico monopolista che sceglie il livello

⁵ Il termine "industrial" in inglese significa "di settore", la traduzione verso l'italiano ("industriale") non va quindi attribuito al solo settore secondario.

⁶ Per una trattazione chiara ed esaustiva dei modelli statici e dinamici di stima del potere di mercato si veda il lavoro di Perloff *et al.* (2007).

produttivo in modo da massimizzare il proprio profitto, determinando quindi un prezzo di vendita al di sopra di quello che si sarebbe determinato in condizioni concorrenziali⁷. Secondo tale ipotesi quindi esiste un nesso causale unidirezionale tra il livello di concentrazione di un settore (struttura) che determina la possibilità per le imprese operanti in quel settore di competere o colludere (condotta) che a sua volta determina alti profitti (performance) nei settori in cui le imprese colludono e bassi profitti (tendenti a zero nel lungo periodo) nei settori in cui le imprese competono.

Sulla base di tale ipotesi i modelli SCP utilizzano dati cross-sezionali su diversi settori o mercati per costruire delle variabili di struttura, rappresentate solitamente da indici di concentrazione delle quote di mercato⁸ e delle variabili di performance, costituite normalmente dai profitti, utilizzando la prima per spiegare la seconda attraverso l'analisi di regressione. Un coefficiente positivo e significativo associato alla variabile di struttura (concentrazione) indica che la variabile dipendente (la performance, i profitti d'impresa) è una funzione positiva della concentrazione all'interno del settore. Secondo tali evidenze che sembrerebbero confermare la teoria, un qualsiasi indicatore di struttura può essere utilizzato per individuare la potenziale presenza di condotta anticompetitiva all'interno di un settore.

La SCP è stata tuttavia aspramente criticata sia sul piano teorico, sia sul versante della metodologia di stima. Una prima critica, proveniente dalla *Scuola di Chicago*, contesta il nesso causale tra concentrazione e profitti opponendo l'ipotesi di efficienza (Demsetz, 1973), secondo la quale le imprese più efficienti all'interno di un settore tendono ad avere profitti più alti, incrementando la propria quota di mercato e aumentando così la concentrazione del settore stesso; in tal senso l'ipotesi di efficienza inverte il nesso di causalità tra struttura e performance, modificando l'interpretazione del concetto di condotta. Generalizzando tale critica si potrebbe affermare che non esiste unidirezionalità nel nesso causale, ma che struttura, condotta e performance di un settore sono tutte e tre variabili endogene e simultaneamente determinate (Clarke e Davies, 1982; Sheldon e Sperling, 2003). Se ciò è vero si porrebbe inoltre un problema econometrico poiché le stime uniequazionali utilizzate

⁷ Parlando di condizioni concorrenziali Bain non si riferisce necessariamente alla concorrenza perfetta in un mercato atomistico sul lato dell'offerta. Bain compara piuttosto oligopoli collusivi rispetto alla situazione in cui non si verifica collusione e attribuisce la differenza di comportamento al livello di concentrazione dell'offerta.

⁸ Due tra gli indici di concentrazione più noti sono il CR4, calcolato come somma delle quote di mercato detenute dalle quattro più grandi imprese del settore, e l'indice di Herfindahl-Hirschman, calcolato come somma dei quadrati delle quote di mercato detenute da tutte le imprese di un dato settore.

nelle applicazioni empiriche SCP soffrirebbero di distorsione da simultaneità e sarebbero quindi inconsistenti; non esiste tuttavia accordo su questo, infatti mentre Weiss (1974) ha stimato la relazione tra concentrazione e profitti controllando per le distorsioni da simultaneità e trovando differenze relativamente contenute tra la stima uni equazionale e quella multi equazionale, Intriligator e Weston (1975) sostengono invece che le evidenze delle loro analisi pongono seri dubbi sulla consistenza delle stime a equazione singola nei modelli SCP.

Indipendentemente da quale sia la strategia di stima più corretta per le ricerche empiriche fondate sull'SCP, rimane il fatto che l'endogenità delle variabili esclude la possibilità di un nesso causale unidirezionale tra di esse (simultaneità) vanificando l'assunto stesso su cui poggia tale paradigma. Per questo, anche una stima corretta e significativa del rapporto tra le due variabili non ci dice nulla sul rapporto di causalità tra di esse. (Perloff *et al.*, 2007).

Emerge quindi chiaro che le misure di concentrazione all'interno di un mercato non possono essere indicate univocamente come determinanti di alti profitti delle imprese che vi operano e questi ultimi non possono essere utilizzati come indicatori di condotta anticompetitiva. Se non può essere quindi identificata un'unica relazione tra tali elementi sembra invece possibile affermare che tanto la concentrazione che la performance dei mercati possano essere causate dalle barriere all'entrata di lungo periodo (Perloff *et al.*, 2007).

In generale, quindi se da una parte gli studi basati sull'SCP hanno il pregio di compiere indagini empiriche trasversali mettendo a confronto le caratteristiche di più settori contemporaneamente (*cross-industry*) la mancanza di fondamenti teorici e l'incapacità di individuare dei legami tra variabili strutturali ne compromettono l'affidabilità, motivo per cui tali tipi di indagini hanno subito una notevole contrazione nei decenni recenti. Va tuttavia sottolineato che, nonostante le pesanti critiche mosse all'SCP sul piano teorico, per molti anni le indicazioni derivanti da tale paradigma (alta concentrazione=alti profitti=condotta anticoncorrenziale) hanno influenzato le modalità di definizione delle regole della concorrenza in molti paesi economicamente sviluppati (Fingleton, 2000).

2.2.2 NEIO (modelli strutturali)

Tali modelli si differenziano dai precedenti poiché operano su singoli settori cercando di misurarne l'intensità dell'esercizio del potere di mercato sulla base di equazioni derivate direttamente dalla teoria microeconomica. Vengono stimate in particolare le relazioni economiche rilevanti che caratterizzano il mercato di un prodotto (funzione di domanda, ricavi marginali, funzioni di costo) per giungere a determinare il valore di un *parametro di condotta* che può essere nullo in caso di concorrenza perfetta e pari a uno in caso di monopolio. Attenendosi al caso, più semplice da illustrare, del potere di mercato esercitato sul lato dell'offerta (me la logica di stima è analoga nel caso di oligopsonio sul mercato dei fattori produttivi) questo può essere misurato come differenza tra il prezzo di vendita e il costo marginale normalizzata rispetto al prezzo stesso (indice di Lerner); per avere tale misura, tuttavia, sarebbe necessario osservare o stimare i costi marginali delle imprese del settore. Dal momento che i dati di costo sono difficilmente disponibili e la stima risulterebbe non accurata, si ovvia a questo inconveniente cambiando strategia di stima: invece di misurare direttamente lo scarto tra prezzo e costo marginale se ne ottiene una misura indiretta, basata sul fatto che i ricavi marginali delle imprese in regime di monopolio sono una funzione decrescente della quantità prodotta. Facendo un richiamo alla teoria dei mercati si ricorda che in concorrenza perfetta il ricavo marginale delle imprese è uguale la prezzo di mercato, mentre nel caso opposto del monopolio esso è dato dal prezzo (che si avrebbe in condizioni concorrenziali) cui va sottratta la quantità prodotta moltiplicata per il coefficiente di pendenza della funzione di domanda. Come si può notare le funzioni di ricavo marginale nei due casi estremi condividono una componente comune (il prezzo) più un termine in sottrazione che caratterizza il monopolio (la quantità prodotta moltiplicata per la pendenza della curva di domanda) questo significa che entrambe possono essere riassunte in una espressione più generale (che possiamo definire ricavi marginali generalizzati) in cui il secondo termine, che caratterizza il monopolio, è preceduto da un parametro di condotta che assume valori compresi tra zero ed uno; se il parametro è uguale ad uno il secondo termine rimane e l'espressione esprime i ricavi marginali in regime di monopolio, se invece il parametro è uguale a zero il secondo termine decade e si ottiene il ricavo marginale in concorrenza perfetta. Tutti i valori intermedi tra zero ed uno sono riferibili a un livello di concorrenzialità intermedio tra i due estremi. La stima del potere di mercato si basa quindi sulla stima di tale parametro congetturale o comportamentale attraverso un modello econometrico strutturale, così definito perché l'equazione dei ricavi marginali generalizzati non viene stimata da sola,

ma all'interno di un sistema di equazioni. In sostanza i ricavi marginali generalizzati vengono posti uguali ai costi marginali (condizioni del prim'ordine per la massimizzazione del profitto d'impresa, comuni ad ogni forma di mercato) e la stima di tale equazione avviene simultaneamente alla stima della funzione di domanda del mercato in esame. Si obietterà che si era optato per questa soluzione dal momento che non era possibile (o comunque difficile) inferire i costi marginali a partire dai dati di costo delle imprese del settore; che senso ha dunque inserire anche in questo caso i costi marginali? La risposta è dettata dall'algebra: disponendo di due equazioni (massimizzazione del profitto e funzione di domanda) possiamo stimare due parametri incogniti. Il primo, e nostro primo obiettivo, è il parametro congetturale che stima il grado di potere di mercato e il secondo parametro sono proprio i costi marginali, stimati senza la necessità di ricorrere a dati di costo "contabili". La stima simultanea di due equazioni è necessaria per soddisfare le condizioni di identificazione del sistema.

Come si può intuire questo tipo di modellistica, pur non necessitando di informazioni di costo, richiede tuttavia dati sui prezzi e le quantità relative a un dato mercato e un certo sforzo per approntare e calibrare un modello di equazioni strutturali. A differenza di quanto visto finora (analisi di trasmissione del prezzo e paradigma SCP) questi modelli non solo forniscono indicazioni conclusive e teoricamente fondate sulla presenza del potere di mercato, ma ne danno addirittura una stima quantitativa, espressa dal parametro di condotta (stimato simultaneamente assieme ai costi marginali). Questo è sicuramente un risultato interessante, che presenta il limite di operare su un singolo mercato o, riferendoci al sistema agro-alimentare, su un singolo stadio di una singola filiera. Si comprenderà ora perché nel capitolo introduttivo si è paragonato questi modelli a dei "medici specialisti". Quindi il grande livello di accuratezza di questo approccio si accompagna con una maggiore richiesta di dati (rispetto alle analisi di trasmissione del prezzo) e a un ambito di indagine chiaramente limitato e circoscritto.

Per dovere di completezza occorre precisare che quelli appena descritti sono modelli strutturali che, disponendo di dati sulle caratteristiche medie di un settore, ne stimano il potere di mercato assumendo che il prodotto del mercato indagato sia omogeneo (si utilizzano quindi prezzi e quantità "medie" riferite ad un prodotto "medio") e che le imprese abbiano gli stessi costi marginali. Laddove esistono prodotti differenziati all'interno di un mercato è tuttavia possibile spingere il livello di analisi dal settore alle singole imprese, il che richiede tuttavia una enorme quantità di microdati. Tali modelli sono una generalizzazione di quelli appena

illustrati, utilizzano strategie di stima in parte analoghe, hanno un ambito di indagine ancora più circoscritto e approfondito e richiedono di conseguenza una quantità e qualità di dati notevolmente superiore a quella dei modelli strutturali che operano a livello di intero settore.

Sempre nell'ambito dei modelli strutturali è possibile limitarsi alla stima della presenza del potere di mercato in un singolo settore utilizzando metodi non parametrici; tali metodi, a differenza di quelli descritti sopra non utilizzano delle equazioni strutturali e quindi non stimano dei parametri di regressione, ma definiscono semplicemente la presenza o l'assenza del potere di mercato. Questo svantaggio è compensato dal pregio di richiedere una quantità inferiore di dati, rispetto ai metodi parametrici, per condurre l'analisi.

Tutte e tre le categorie di modelli pur essendo conclusivi ed accurati non sono scevri da problemi legati ad errori di stima; per valutare la loro accuratezza, Hyde e Perloff (1995) hanno simulato, attraverso un esperimento Monte Carlo, diversi livelli di concorrenzialità e collusione su mercati fittizi, osservando la capacità dei modelli strutturali parametrici e non parametrici di stimare la presenza e/o dell'intensità del potere di mercato nelle diverse condizioni di simulazione. E' risultato che l'accuratezza dei modelli parametrici è molto sensibile agli errori di specificazione delle funzioni che rappresentano la base della stima; un modello parametrico ben specificato ha un'attendibilità superiore ad un modello non parametrico, ma inferiore ad esso se si commettono degli errori di specificazione. I modelli non parametrici presentano quindi il vantaggio di poter essere utilizzati senza dover fare delle assunzioni a priori circa la forma funzionale delle funzioni che caratterizzano il mercato oggetto di indagine, presentano tuttavia un notevole punto di debolezza: sono accurati solo se le imprese operanti nel settore operano secondo rendimenti di scala costanti.

2.3 pregi e limiti dei differenti approcci

Dopo aver perso in considerazione le varie modalità con cui si può indagare la presenza di comportamenti anticoncorrenziali lungo le filiera agro-alimentari, sembra opportuno compararne pregi e limiti rispetto ad alcuni parametri di giudizio.

In linea generale possiamo anzitutto osservare che sembra esistere una relazione inversa tra livello di estensione dell'ambito di indagine, radicamento nella teoria economica, capacità

dell'analisi di fornire risultati conclusivi e quantità e qualità dei dati necessari per l'analisi stessa. In sostanza tanto più si amplia lo spettro dell'analisi tanto più si andrà a operare con dati aggregati e quindi di più facile reperimento, ma al tempo stesso si dovrà impiegare strumenti di analisi meno attendibili.

Utilizzando questi quattro parametri possiamo affermare, alla luce di quanto detto in precedenza, che i modelli di trasmissione del prezzo hanno il pregio di abbracciare intere filiere, operando solo su dati di prezzo di facile reperibilità, ma mancando tali analisi di uno schema teorico di riferimento l'identificazione di asimmetrie nella trasmissione verticale dei prezzi non è un indice conclusivo e affidabile della presenza di potere di mercato. In sostanza, come affermano due autori che per lungo tempo si sono dedicati all'analisi delle serie storiche, per poi convertirsi ai modelli strutturali, gli studi sulla trasmissione verticale di prezzo mancano di fondamenta teoriche e laddove identificano delle asimmetrie tendono a suggerirne possibili cause (tra cui il potere di mercato) senza che queste ipotesi possano essere verificate attraverso i risultati dell'analisi stessa (Hallam e Rapsomanikis, 2006).

Anche il paradigma SCP abbraccia un ambito di indagine ampio, osservando le caratteristiche strutturali di più settori contemporaneamente allo stesso livello di ogni filiera impiegando una quantità di informazioni maggiore rispetto alle analisi di trasmissione del prezzo. Tuttavia anche tale approccio soffre di un carente radicamento teorico come testimoniato dalle critiche cui è stato soggetto e che ne hanno determinato la perdita di interesse tra i ricercatori. Da questo discende che anche le applicazioni empiriche fondate sul paradigma SCP "classico" non solo non sono in grado di fornire indicazioni attendibili sulla presenza del poter di mercato, ma posso addirittura dare risultati fuorvianti.

I modelli strutturali parametrici sono in grado di stimare l'intensità del potere di mercato esercitato nell'ambito di un singolo settore attraverso un sistema di equazioni, utilizzando dati su prezzi e quantità del settore medesimo. Essendo fondati sulla teoria microeconomica sono in grado di fornire stime relativamente attendibili a condizione che il sistema di equazioni che descrive il mercato oggetto di indagine sia specificato in maniera corretta.

Se sono disponibili dati disaggregati di produzione e consumo è possibile restringere ed approfondire il livello di analisi dei modelli strutturali parametrici in un contesto di differenziazione di prodotto, spingendo la disaggregazione di analisi a tipologie di prodotto.

I modelli strutturali parametrici sono tra i più esigenti in termini di dati e di sofisticazione econometrica, ma forniscono i risultati più attendibili pur essendo soggetti a distorsioni da misspecificazione delle funzioni stimate. Su un livello leggermente inferiore, in termini di dati richiesti e di capacità di individuare il potere di mercato si collocano i modelli strutturali non parametrici, più facili da implementare, ma soggetti ad errori di stima quando applicati a settori che non presentano rendimenti costanti di scala.

Emerge quindi che tanto migliori sono i risultati dell'analisi in termini di individuazione e stima del potere di mercato, tanto più circoscritto dev'essere l'ambito di indagine e tanto più dettagliati devono essere i dati disponibili. Se si desidera tuttavia eseguire un controllo sistematico dell'esercizio del potere di mercato lungo le filiere agro-alimentari ci si trova a dover scegliere tra strumenti inefficaci a tale scopo (trasmissione di prezzo) e metodologie precise ma che devono essere applicate separatamente ad ogni mercato di ogni filiera esaminata, provvedendo per ogni analisi di dati di prezzo e quantità e di una implementazione econometrica di una certa complessità. Ovviamente solo alla fine di ogni analisi su ogni mercato di ogni filiera si potrà dire se e quanto potere di mercato vi è esercitato.

Adottando una visione d'insieme che si ponga il problema dell'utilità di tali tipi di strumenti per le autorità deputate al rispetto delle regole della concorrenza, appare subito evidente che i modelli strutturali rischiano di avere l'utilità di un bisturi in un mattatoio. In altri termini sembra necessario individuare uno strumento in grado di operare sullo stesso livello delle analisi di trasmissione del prezzo (un'intera filiera) ma che a differenza di queste sia in grado di fornire delle indicazioni conclusive circa la presenza o l'assenza di potere di mercato nei settori che compongono la filiera stessa (in modo analogo alle indicazioni fornite dai modelli strutturali non parametrici). Se fosse quindi possibile condurre un'analisi che richieda un ammontare relativamente contenuto di dati e di sofisticazioni nell'analisi stessa e che fornisca come unico risultato l'indicazione *attendibile* di presenza o assenza del potere di mercato lungo un'intera filiera si disporrebbe di uno strumento di indagine preliminare in grado di selezionare in quali mercati condurre analisi più approfondite con strumenti di maggiore precisione. Il resto del presente lavoro mira a individuare, applicare e valorizzare tale tipo di strumento.

3 IL MODELLO TEORICO IMPIEGATO

Il capitolo precedente ha illustrato i vantaggi e i limiti delle metodologie per stimare la presenza del potere di mercato in mercati verticalmente interrelati quali le filiere agro-alimentari. Alla luce di tali considerazioni si è preferito partire da uno schema teorico che considerasse il funzionamento di tali filiere, opportunamente modificato per valutare in modo esplicito l'allontanamento dall'ipotesi di concorrenza perfetta nelle fasi intermedie delle stesse. Nel primo paragrafo viene esposto il modello che per primo ha rappresentato le relazioni verticali in una versione “semplificata”⁹ della filiera agro-alimentare, risalente al lavoro di Gardner (1975). Essendo questo un articolo fondante in tale ambito si è ritenuto necessario esporne i contenuti con un certo livello di dettaglio per meglio comprendere la complessità delle relazioni che caratterizzano i mercati verticalmente interrelati, anche laddove si formula l'ipotesi “forte” che il settore della trasformazione alimentare sia in concorrenza perfetta. Una certa comprensione del modello originale è inoltre necessaria per comprendere i modelli che ad esso fanno riferimento.

Il secondo paragrafo spiega come lo schema di Gardner è stato modificato da McCorrison *et al.* (1998, 2001) e per indebolire l'assunzione di concorrenza perfetta lungo la filiera, ponendo le premesse teoriche per tentare di stimare la presenza del potere di mercato attraverso l'analisi di trasmissione del prezzo (Lloyd *et al.*, 2006a, 2006b; Lloyd *et al.*, 2009). Tale schema rappresenta la base da cui è derivato il modello econometrico e quindi le analisi condotte nel presente lavoro (Capitoli 7 e 8). Non si nascondono tuttavia i potenziali limiti del modello teorico impiegato, che vengono presentati al termine del capitolo, sia per invitare ad una lettura cauta dei risultati delle successive elaborazioni, sia per indicare i possibili margini di miglioramento del modello stesso.

⁹ L'aggettivo è riferito al fatto che il modello di Gardner considera un solo prodotto alimentare e non esplicita il settore della distribuzione alimentare.

3.1 la trasmissione del prezzo lungo la filiera nell'ipotesi di concorrenza perfetta: il modello di Gardner

Come si intuisce dal titolo “*The Farm-Retail Price Spread in a Competitive Food Industry*” il lavoro di Gardner (1975) tenta di descrivere il comportamento dei margini di mercato tra prezzi alla produzione agricola (*farm*) e prezzi al consumo (*retail*) per un dato prodotto trasformato e venduto come alimento. Lo scopo del modello è di prevedere gli impatti delle variazioni delle funzioni di offerta di materie prime (agricola e non) e di domanda di alimento sulle variazioni del margine stesso. Vengono quindi derivati gli effetti sull’elasticità della trasmissione a seconda che i movimenti di prezzo provengano dal lato della domanda o da quello dell’offerta, includendo tra le determinanti di tali cambiamenti anche le politiche di sostegno o limitazione dei prezzi. Il modello è a 2 *input* e un *output* e considera il settore della trasformazione alimentare che acquista sia la materia prima agricola, sia un fattore produttivo non agricolo (che rappresenta tutti i fattori produttivi non agricoli) trasforma il prodotto in alimento e lo rivende (indirettamente) al consumo. Si suppone che il settore della trasformazione sia composto da imprese che tendono a massimizzare il proprio profitto in regime di concorrenza perfetta (nessuna impresa ha quindi la possibilità di influenzare i prezzi e/o le quantità vendute globalmente); si ipotizza inoltre che tali imprese operino secondo rendimenti costanti di scala (RCS in seguito). Il *settore distributivo* non viene considerato in modo esplicito, ma Gardner indica quale dovrebbero essere le sue strategie di definizione del prezzo affinché il suo impatto risulti “neutro” rispetto alla variazione del margine di mercato e compatibile con le condizioni di equilibrio che dovrebbe raggiungere la filiera in seguito a shock per cambiamenti delle variabili esogene. In particolare il modello di Gardner indica quando il *mark-up pricing* (maggiorazione di una percentuale fissa del prezzo del prodotto acquistato dall’industria alimentare e venduto ai consumatori) può essere applicato dal settore distributivo senza influenzare il margine di mercato e senza alterare l’equilibrio della filiera.

Seguendo la convenzione dell’Autore le lettere maiuscole senza pedici indicano le variabili esogene al modello, le maiuscole con i pedici (P_i) indicano i prezzi e le lettere minuscole indicano le quantità.

Si suppone che l’industria alimentare fronteggi una *domanda di prodotto alimentare* che esprimiamo come:

$$x = D(P_x, N) \quad (1)$$

Dove x è la quantità di prodotto alimentare venduto, P_y è il suo prezzo e N è uno *shifter* di domanda esogeno al modello¹⁰.

Si suppone inoltre che le imprese dell'industria alimentare operino secondo una data funzione di produzione (non meglio specificata dall'Autore):

$$x = f(a, b) \quad (2)$$

Dove a e b sono, le quantità di fattore produttivo agricolo e non agricolo¹¹ impiegate per produrre il prodotto alimentare x . Come nel caso della funzione di domanda alimentare anche la funzione di produzione potrebbe essere generalizzata a tutti i fattori produttivi non agricoli effettivamente impiegati. Si assume inoltre che le imprese operino con redimenti di scala costanti (RSC).

Le imprese alimentari scelgono la quantità di fattori produttivi che massimizza il proprio profitto secondo la funzione di produzione; questo sottintende che il prezzo di ogni fattore produttivo deve eguagliare il valore del prodotto marginale.

La *funzione di domanda di fattore produttivo agricolo* sarà quindi:

$$P_a = P_x \frac{\partial x(a, b)}{\partial a} \quad (3)$$

Mentre la *funzione di domanda di fattore produttivo non agricolo* sarà:

$$P_b = P_x \frac{\partial x(a, b)}{\partial b} \quad (4)$$

Dove:

- P_a e P_b sono i prezzi dei fattori produttivi agricolo e non agricolo;

¹⁰ L'Autore porta come esempio di *shifter* esogeno la popolazione; in realtà una funzione di domanda completa dovrebbe includere tutte le variabili che influenzano la quantità domandata. Si suppone che l'autore abbia incluso un solo *shifter* generico per la necessità di rendere più trattabili i passaggi successivi.

¹¹ Anche se si utilizzerà spesso il singolare occorre per indicare b , si ricorda che tale variabile rappresenta tutti i fattori produttivi non agricoli utilizzati per trasformare il prodotto agricolo in alimento

- $\partial x(a,b)/\partial a$ e $\partial x(a,b)/\partial b$ sono le derivate parziali della quantità di prodotto alimentare x rispetto ad a e b ed esprimono quindi la produttività marginale di a e b in termini di x ;
- $P_x \partial x(a,b)/\partial a$ e $P_x \partial x(a,b)/\partial b$ esprimono quindi il valore del prodotto marginale rispetto ad a e b .

Infine il settore agricolo avrà una *funzione di offerta (inversa) del fattore produttivo agricolo* del tipo:

$$P_a = h(a, W) \quad (5)$$

dove W è una determinante esogena del prezzo dell'input agricolo; Gardner porta come esempio una variabile climatica (come l'indice di siccità) il cui aumento farebbe crescere P_a . Per gli scopi della presente trattazione supponiamo che W sia un indicatore di progresso tecnico in agricoltura, le cui variazioni positive determinano un decremento di P_a .

La *funzione di offerta (inversa) del fattore produttivo non agricolo* sarà, infine:

$$P_b = g(b, T) \quad (6)$$

Dove T è una variabile esogena che influenza P_b . Nel lavoro originale l'Autore associa indica come esempio di tale variabile una tassa sull'input non agricolo b che ne accresce il prezzo. Nella presente trattazione definiremo T come un indicatore di progresso tecnico nei settori dei fattori produttivi non agricoli (b), le cui variazioni positive determinano un decremento di P_b .

Anche le funzioni inverse di offerta (5) e (6) potrebbero essere generalizzate introducendo tutte le variabili esogene che effettivamente influenzano P_a e P_b .

Le equazioni (1) – (6) costituiscono un sistema di sei equazioni in sei variabili endogene (x , a , b , P_x , P_a e P_b) i cui valori si determinano cioè simultaneamente una volta che vengono stabiliti i valori delle tre variabili esogene (N , W e T). Se quindi le funzioni di domanda e offerta hanno andamento rispettivamente decrescente e non decrescente, le variabili esogene dovrebbero assumere un solo insieme di valori, che rappresenterebbe l'unica condizione di equilibrio del sistema. Una volta definita la condizione di equilibrio del sistema (cioè

assegnati i valori delle variabili endogene date le variabili esogene) viene definito anche il *margin di mercato* (*farm-retail price spread*).

Gardner associa a questo concetto diversi indicatori e indici quali:

- La differenza tra il prezzo alimentare e il prezzo agricolo, $P_x - P_a$
- La quota di spesa unitaria per l'alimento ("food dollar") ricevuta dall'agricoltore, $aP_a / (xP_x)$
- L'incidenza percentuale del margine di mercato rispetto al prezzo agricolo, $(P_x - P_a) / P_a$

L'Autore nel suo lavoro concentra l'attenzione sugli effetti che i cambiamenti nelle variabili esogene (e quindi i cambiamenti nelle funzioni di domanda e offerta) esercitano sul *rapporto tra il prezzo alimentare e il prezzo agricolo*, P_x / P_a . Per brevità di notazione da questo momento in poi definiremo tale rapporto come *margin di mercato* o semplicemente *margin*, pur sapendo che tali termini sono più appropriati nel caso della differenza tra prezzi.

Dall'esposizione precedente sappiamo che le tali variabili determinano le funzioni di domanda alimentare (1) di offerta del fattore produttivo agricolo (5) e di offerta del fattore produttivo non agricolo (6). Per prevedere le variazioni del margine di mercato in seguito a variazioni di una di queste funzioni si procede differenziando il sistema di equazioni (1) – (6) rispetto alle tre variabili esogene N, W e T. Per isolare gli effetti delle variazioni delle singole funzioni di domanda o offerta si differenzierà per una sola variabile esogena alla volta, mantenendo costanti le altre due.

Prima di procedere occorre tuttavia ridurre il sistema (1) – (6) ad un sistema di 3 equazioni condensando le coppie di equazioni che hanno la stessa variabile endogena dipendente per eliminazione della stessa. Ogni equazione rappresenterà quindi il mercato dei fattori e del prodotto del settore dell'industria alimentare:

$$f(a,b) = D(P_x, N) \tag{1*}$$

$$g(b,T) = P_x \frac{\partial x(a,b)}{\partial b} \tag{2*}$$

$$h(a, W) = P_x \frac{\partial x(a, b)}{\partial a} \quad (3^*)$$

Dove la (1*) rappresenta il mercato del prodotto alimentare x , la (2*) rappresenta il mercato del fattore produttivo non agricolo b e la (3*) rappresenta il mercato del fattore produttivo agricolo a . In ogni mercato-equazione il termine sinistro rappresenta il lato dell'offerta e il termine destro il lato della domanda.

Prima di procedere introduciamo una notazione che permette di semplificare le derivazioni successive definendo $\partial x(a, b) / \partial a = fa$ e $\partial x(a, b) / \partial b = fb$

In questo modo possiamo riscrivere il sistema (1*) – (3*) in modo più sintetico:

$$f(a, b) = D(P_x, N) \quad (1^*)$$

$$g(b, T) = P_x fb \quad (2^*)$$

$$h(a, W) = P_x fa \quad (3^*)$$

3.1.1 La variazione della domanda alimentare e il margine di mercato

Vediamo ora l'effetto di una variazione della funzione di domanda alimentare sul margine di mercato. Per simulare tale variazione differenziamo il sistema di equazioni (1*) – (3*) rispetto a N (la variabile esogena che influenza la domanda del prodotto alimentare x) cominciando dalla (3*) che diventa:

$$ha \frac{\partial a}{\partial N} = P_x \frac{\partial fa}{\partial N} + fa \frac{\partial P_x}{\partial N} \quad (7)$$

Dove $ha = \partial Pa / \partial a$

Ricordando cosa rappresenta fa possiamo espandere il termine $\frac{\partial fa}{\partial N}$:

$$\frac{\partial fa}{\partial N} = faa \frac{\partial a}{\partial N} + fab \frac{\partial b}{\partial N} \quad (8)$$

Dove faa è la derivata parziale seconda di x rispetto ad a mentre fab esprime la quantità di b che deve combinarsi con a .

Sostituendo la (8) nella (7) otteniamo

$$ha \frac{\partial a}{\partial N} = Pxfaa \frac{\partial a}{\partial N} + Pxfab \frac{\partial b}{\partial N} + fa \frac{\partial Px}{\partial N} \quad (9)$$

Seguendo lo stesso procedimento esaminiamo l'impatto della variazione di N sul mercato di b (fattore produttivo non agricolo) differenziando la (2*) rispetto ad N in modo analogo a quanto fatto per a . Si ottiene così:

$$gb \frac{\partial b}{\partial N} = Pxfbb \frac{\partial b}{\partial N} + Pxfba \frac{\partial a}{\partial N} + fb \frac{\partial Px}{\partial N} \quad (10)$$

Anche in questo caso $gb = \partial Pb / \partial b$ mentre fb è la derivata parziale seconda di x rispetto ad b ed fba esprime la quantità di a che deve combinarsi con b .

Analogamente differenziando la (1*) rispetto a N si ottiene:

$$fa \frac{\partial a}{\partial N} + fb \frac{\partial b}{\partial N} = Dp_x \frac{\partial Px}{\partial N} + D_N \quad (11)$$

Le equazioni (9) – (11) rappresentano le condizioni di nuovo equilibrio che la filiera (composta dai mercati del prodotto alimentare x e dei fattori produttivi agricolo a e non agricolo b) raggiunge in seguito a una variazione della funzione di domanda alimentare (variando N). Tale sistema viene trasformato, in modo da esplicitarne il significato teorico, attraverso diversi passaggi:

- Risolvendole rispettivamente per $\partial a / \partial N$ per $\partial b / \partial N$ e per $\partial Px / \partial N$;
- Convertendo tutte le derivate presenti nelle equazioni in elasticità;
- Utilizzando l'assunzione dei rendimenti di scala costanti per eliminare tutte le derivate parziali seconde:
- Sostituendo fa con Pa/Px e fb con Pb/Px

Per brevità si illustrano tali passaggi solo sull'equazione (9) per poi presentare la derivazione completa delle tre equazioni presente nel lavoro originale dell'Autore.

Anzitutto risolviamo la (9) per $\partial a / \partial N$ ottenendo

$$\frac{\partial a}{\partial N} = Pxfaa \frac{\partial a}{\partial N} + Pxfab \frac{\partial b}{\partial N} + fa \frac{\partial Px}{\partial N} \frac{1}{ha}$$

(9.1)¹²

Si trasformano quindi le derivate prime in elasticità; sapendo che $ha = \partial Pa / \partial a$ (vedi equazione (7)), moltiplicando per Pa/Pa e per a/a si ottiene:

$$ha = \left(\frac{\partial Pa}{\partial a} \frac{a}{Pa} \right) \frac{Pa}{a} = \frac{1}{e_a} \frac{Pa}{a}$$

(9.2)

Dove e_a rappresenta l'elasticità dell'offerta di a a Pa .

Analogamente si procede con $\frac{\partial a}{\partial N}$ con $\frac{\partial b}{\partial N}$ e con $\frac{\partial Px}{\partial N}$

$$\frac{\partial a}{\partial N} = \left(\frac{\partial a}{\partial N} \frac{N}{a} \right) \frac{a}{N} = E_{aN} \frac{a}{N}$$

(9.3)

$$\frac{\partial b}{\partial N} = \left(\frac{\partial b}{\partial N} \frac{N}{b} \right) \frac{b}{N} = E_{bN} \frac{b}{N}$$

(9.4)

$$\frac{\partial Px}{\partial N} = \left(\frac{\partial Px}{\partial N} \frac{N}{Px} \right) \frac{Px}{N} = E_{PxN} \frac{Px}{N}$$

(9.5)

Dove E_{aN} , E_{bN} e E_{Px} sono le *elasticità totali* di a , b e Px rispetto a N

Sostituendo tali valori nella (9.1) otteniamo

$$E_{aN} \frac{a}{N} = Pxfaa E_{aN} \frac{a}{N} + Pxfab E_{bN} \frac{b}{N} + fa E_{PxN} \frac{Px}{N} e_a \frac{a}{Pa}$$

(9.6)

Rifacendosi all'ipotesi iniziale di rendimenti di scala costanti è possibile scomporre le derivate seconde nel seguente modo:

¹² Le equazioni con numerazione (9.1) – (9.12) non sono esplicitate nel lavoro originale di Gardner; si è scelto un tipo di numerazione differente per distinguere le equazioni originali da quelle derivate.

$$fab = \frac{fafb}{\sigma x} \quad \text{e} \quad faa = \frac{b}{a} \frac{fafb}{\sigma x} \quad (9.7)$$

Dove σ è l'elasticità di sostituzione tra a e b . Sostituendo la (9.7) nella (9.6) otteniamo

$$E_{aN} \frac{a}{N} = Px \frac{b}{a} \frac{fafb}{\sigma x} E_{aN} \frac{a}{N} + Px \frac{fafb}{\sigma x} E_{bN} \frac{b}{N} + fa E_{PxN} \frac{Px}{N} e_a \frac{a}{Pa} \quad (9.8)$$

Infine, sfruttando le proprietà della (2*) e della (3*) e sapendo che $\partial x(a,b)/\partial a = fa$ e $\partial x(a,b)/\partial b = fb$ possiamo sostituire fa con Pa/Px e fb con Pb/Px ottenendo

$$E_{aN} \frac{a}{N} = Px \frac{b}{a} \frac{PaPb}{PxPx\sigma x} E_{aN} \frac{a}{N} + Px \frac{PaPb}{PxPx\sigma x} E_{bN} \frac{b}{N} + \frac{Pa}{Px} E_{PxN} \frac{Px}{N} e_a \frac{a}{Pa} \quad (9.9)$$

Semplificando e riarrangiando si ottiene

$$a E_{aN} = \frac{bPaPb}{xPx\sigma} E_{aN} + \frac{bPaPb}{xPx\sigma} E_{bN} + a E_{PxN} e_a \quad (9.10)$$

A questo punto si può condensare ulteriormente la (9.10) introducendo quello che Gardner chiama *quota relativa*. La quota relativa di b che chiameremo Sb è definita come

$$Sb = \frac{bPb}{xPx} \quad (9.11)$$

Raccogliendo quindi i termini per sostituzione della (9.11) nella (9.10) otteniamo

$$a E_{aN} = Pa \frac{Sb}{\sigma} E_{aN} + Pa \frac{Sb}{\sigma} E_{bN} + a E_{PxN} e_a \quad (9.12)$$

Con vari passaggi di sostituzione, in cui a e Pa vengono riscritti in termini di elasticità, si giunge alla formulazione finale impiegata da Gardner per descrivere le condizioni di equilibrio per mercato del fattore produttivo agricolo a in seguito ad uno shock di domanda (variazione di N)

$$0 = -\left(\frac{Sb}{\sigma} + \frac{1}{e_a}\right) E_{aN} + \frac{Sb}{\sigma} E_{bN} + E_{PxN} \quad (12)$$

Con una procedura analoga illustrata nelle equazioni (9.1) – (9.12) si possono derivare dalla (10) e dalla (11) le condizioni di equilibrio per b e x per in seguito ad una variazione di N

$$0 = \frac{Sa}{\sigma} E_{aN} - \left(\frac{Sa}{\sigma} + \frac{1}{e_b} \right) E_{bN} + E_{PxN} \quad (13)$$

$$\eta_N = Sa E_{aN} + Sb E_{bN} - \eta E_{PxN} \quad (14)$$

Per facilità di comprensione si riporta il significato di tutti i simboli presenti nelle (12)-(14)

- Sa e Sb sono le *quote relative* di a e b e esprese come $Sa = aPa/xPx$ e $Sb = bPb/xPx$
- σ è l'elasticità di sostituzione tra a e b ;
- e_a è l'elasticità dell'offerta di a al suo prezzo espressa come $e_a = \partial \ln a / \partial \ln Pa$;
- e_b è l'elasticità dell'offerta di b al suo prezzo espressa come $e_b = \partial \ln b / \partial \ln Pb$;
- E_{aN} , E_{bN} e E_{PxN} sono le *elasticità totali* di a , b e Px rispetto a N e indicano la risposta di tali variabili rispondono a una variazione di N ;
- η_N è l'elasticità della domanda di x rispetto a N , espressa in forma logaritmica come $\eta_N = \partial \ln x / \partial \ln N$; valori di $\eta_N > 0$ causano uno slittamento verso destra nella domanda alimentare;
- η è l'elasticità della domanda di x rispetto a Px (elasticità della domanda al prezzo) espressa anch'essa in forma logaritmica come $\eta = \partial \ln x / \partial \ln Px$

E' importante sottolineare la differenza tra le elasticità parziali e le elasticità totali. Le *elasticità parziali* (e_a , e_b , η_N e η) si riferiscono ai movimenti *lungo le singole funzioni* di offerta dei fattori e di domanda di prodotto mentre le *elasticità totali* (E_{aN} , E_{bN} e E_{PxN}) considerano gli equilibri di aggiustamento su *tutti e tre i mercati simultaneamente*.

Il sistema (12) – (14) presenta tre incognite individuabili nelle elasticità totali E_{aN} , E_{bN} e E_{PxN} i cui valori possono essere ricavati risolvendo il sistema stesso.

Ciò che si vuole indagare è l'effetto di una variazione positiva della funzione di domanda ($\eta_N > 0$), indotta da N , sul rapporto tra il prezzo alimentare e il prezzo agricolo Px/Pa . Tale

effetto è esplicitato dall'elasticità di Px/Pa rispetto a N ($E_{\frac{Px}{Pa}N}$) che è uguale alla differenza

tra E_{PxN} e E_{PaN} :

$$E_{\frac{Px}{Pa}N} = E_{PxN} - E_{PaN} \quad (14.1)$$

Come visto sopra E_{PxN} si può ricavare, mentre E_{PaN} si ottiene dividendo E_{aN} per e_a infatti

$$\frac{E_{aN}}{e_a} = \frac{\left(\frac{\partial a}{\partial N} \frac{N}{a}\right)}{\left(\frac{\partial Pa}{\partial Pa} \frac{N}{a}\right)} = \left(\frac{\partial Pa}{\partial N} \frac{N}{Pa}\right) = E_{PaN} \quad (14.2)$$

Tornando a E_{PxN} il suo valore ottenuto per risoluzione della (12) – (14) è

$$E_{PxN} = \frac{\eta_N \frac{s_b}{\sigma e_b} + \frac{s_b}{\sigma e_b} + \frac{1}{e_a e_b}}{-\eta_N \frac{s_b}{\sigma e_b} + \frac{s_b}{\sigma e_b} + \frac{1}{e_a e_b} + \frac{2s_a s_b}{\sigma} + \frac{s_a^2}{\sigma} + \frac{s_b^2}{\sigma} + \frac{s_a}{e_b} + \frac{s_b}{e_a}} \quad (14.3)$$

Considerato che

$$\frac{2s_a s_b}{\sigma} + \frac{s_a^2}{\sigma} + \frac{s_b^2}{\sigma} = \frac{1}{\sigma} \quad (14.4)$$

E moltiplicando numeratore e denominatore per $e_b e_a \sigma$ si ottiene

$$E_{PxN} = \frac{\eta_N (s_b e_a + s_a e_b + \sigma)}{-\eta_N (s_b e_a + s_a e_b + \sigma) + e_a e_b + \sigma (s_a e_a + s_b e_b)} \quad (14.5)$$

Chiamando¹³ D^* il termine $-\eta_N (s_b e_a + s_a e_b + \sigma) + e_a e_b + \sigma (s_a e_a + s_b e_b)$ possiamo semplificare la (14.5) nel seguente modo:

¹³ Nel lavoro originale Gardner definisce tale termine D. Per evitare di confonderlo con la funzione di domanda della (1) si è preferito indicarlo con D^* .

$$E_{PxN} = \frac{\eta_N (s_b e_a + s_a e_b + \sigma)}{D^*} \quad (14.6)$$

Si noti che, esaminando i segni delle variabili che lo compongono, $D^* > 0$.

Per ottenere invece il valore di E_{PaN} ricaviamo E_{aN} con lo stesso procedimento seguito nelle (14.3) – (14.6) ottenendo

$$E_{aN} = \frac{\eta_N e_a (e_b + \sigma)}{D^*} \quad (14.7)$$

Sostituendo la (14.7) nella (14.2) ricaviamo E_{PaN} e inserendo tale valore, assieme alla (14.6) nella (14.1) si ottiene, infine, la formula per $E_{\frac{Px}{Pa}N}$ che descrive il comportamento del margine di mercato per una variazione di N :

$$E_{\frac{Px}{Pa}N} = \frac{\eta_N s_b (e_a - e_b)}{D^*} \quad (15)$$

Da questa notazione sintetica si possono dedurre varie considerazioni circa l'elasticità del rapporto Px/Pa rispetto ad N . Consideriamo anzitutto i segni che assumono le variabili nella parte destra della (15):

- $s_b, e_a, e_b > 0$
- per uno slittamento verso destra della curva di offerta alimentare $\eta_N > 0$
- $\partial D^* / \partial \sigma > 0$

In base tali valori di segno, se $e_a < e_b$ uno slittamento verso destra della curva di domanda alimentare ($\eta_N > 0$) indotto da uno shock positivo di N (Es. un aumento di popolazione) porta ad avere una elasticità negativa del margine allo shock. In altri termini, sotto le condizioni predette, uno shock positivo di domanda alimentare (aumento di popolazione, aumento di reddito ecc..) induce una riduzione del margine Px/Pa .

Questo si verifica quando l'elasticità dell'offerta dell'input agricolo a al proprio prezzo è minore rispetto all'elasticità dell'input non agricolo b al proprio prezzo ($e_a < e_b$), quando cioè

l'offerta di input agricolo è più rigida all'offerta di input non agricolo. Tale situazione si verifica normalmente considerando il fatto che la sostituibilità di impiego di a è limitata (I canali di "sbocco" per la vendita del fattore produttivo agricolo sono limitati e in genere strettamente legati alla domanda di alimento trasformato) e inoltre la sua produzione è vincolata all'uso della terra. Tali restrizioni non vincolano (o vincolano in misura minore) i fattori produttivi diversi dal prodotto agricolo (lavoro, servizi di trasporto, confezionamento ec.) la cui offerta può essere più facilmente mobilitata/smobilata da o verso altri settori in funzione del proprio prezzo, in altri termini, per un pari aumento di P_a e P_b la risposta produttiva di a sarà minore della risposta produttiva di b , a parità di tutte le altre condizioni.

Un caso particolare si verifica quando $e_a = e_b$, nel qual caso l'elasticità del margine al prezzo è nulla. Ciò significherebbe che quando le elasticità di a e b ai rispettivi prezzi si equivalgono, i cambiamenti della domanda alimentare non hanno effetto sul margine di mercato. In questo caso e solo in questo caso, in seguito ad una variazione della domanda alimentare, l'applicazione di una percentuale fissa di *mark-up* sul prezzo da parte delle imprese di distribuzione alimentare sarà neutra rispetto al margine di mercato e sarà compatibile con le condizioni di equilibrio della filiera. Ma nel caso di gran lunga più frequente in cui $e_a \neq e_b$ il declino del margine di mercato verrà trasmesso lungo la filiera attraverso il *mark-up pricing*.

Le condizioni al contorno descritte prima - cioè un aumento della funzione di domanda alimentare ($\eta_N > 0$) e una offerta agricola più rigida dell'offerta non agricola ($e_a < e_b$) - causano una diminuzione del margine P_x/P_a e quindi un aumento relativo di P_a rispetto a P_b . Questo porterebbe le imprese alimentari a sostituire nel processo produttivo il fattore agricolo a con il fattore non agricolo b , per quanto possibile, sulla base della loro elasticità di sostituzione (σ). Il ruolo svolto in questo senso da σ si evidenzia anche analiticamente nella (15) dove essa appare al denominatore come componente di D^* . E' quindi chiaro, sia intuitivamente sia algebricamente che all'aumentare dell'elasticità di sostituzione tra a e b diminuisce l'elasticità del margine P_x/P_a rispetto alle variazioni di N e quindi diminuisce la volatilità del margine stesso. Nel caso limite in cui σ dovesse tendere ad infinito l'elasticità di alle variazioni di N tenderebbe a zero così come la volatilità del rapporto stesso. Questa è ovviamente un'astrazione nel caso di una industria alimentare che deve necessariamente fare ricorso a della materia prima agricola. Molto più frequente è invece il caso in cui l'elasticità di

sostituzione tra fattore agricolo e fattori non agricoli tenda a zero. In questo caso il denominatore della (15) risulta sufficientemente semplificato per poter rappresentare graficamente la statica comparata del sistema.

3.1.2 L'effetto di una variazione della funzione di offerta agricola

Si esamina ora quali possono essere gli effetti di una variazione della funzione di offerta agricola (equazione (5)) sul rapporto tra i prezzi P_x/P_a , considerando come determinante esogena la variabile W . Assumiamo che W sia un indicatore di progresso tecnico in agricoltura, le cui variazioni positive determinano un decremento di P_a . Verrà seguita la stessa procedura usata nel paragrafo precedente, derivando il sistema (1*) – (3*) rispetto a W e mantenendo costanti le altre due variabili esogene (mantenendo le loro derivate parziali uguali a zero). Le semplificazioni e le trasformazioni algebriche viste in precedenza (in particolare la trasformazione delle derivate in elasticità) restituiscono un sistema di tre equazioni simili alla (12) – (14):

$$e_w = -\left(\frac{Sb}{\sigma} + \frac{1}{e_a}\right)E_{aW} + \frac{Sb}{\sigma}E_{bW} + E_{PxW} \quad (12.b)$$

$$0 = \frac{Sa}{\sigma}E_{aW} - \left(\frac{Sa}{\sigma} + \frac{1}{e_b}\right)E_{bW} + E_{PxW} \quad (13.b)$$

$$0 = Sa E_{aW} + Sb E_{bW} - \eta E_{PxW} \quad (14.b)$$

Il sistema (12.b) – (14.b) differisce dal sistema (12) – (14) per lacune variabili:

- e_w esprime l'elasticità di P_a rispetto a W : $\partial P_a / \partial W$ $e_w < 0$. Si noti che un miglioramento tecnologico induce un aumento produttivo di a e quindi un calo di P_a , viceversa una diminuzione dell'offerta agricola per cause esogene ($\partial W < 0$) induce un aumento di P_a . Quindi e_w è sempre negativo
- E_{aW}, E_{bW}, E_{PxW} sono le elasticità totali di a , b e P_x rispetto a W

A questo punto, analogamente a quanto fatto in precedenza nei passaggi dal (14.1) a (14.7) risolviamo il sistema (12b) - (14b) per trovare la variabile di nostro interesse e cioè

l'elasticità di Px/Pa rispetto ad una variazione di W che chiameremo $E_{\frac{Px}{Pa}W}$ indica come una variazione nella funzione di offerta agricola (ad esempio un miglioramento tecnologico) incide sul rapporto Px/Pa :

$$E_{\frac{Px}{Pa}W} = \frac{e_w s_b e_a (\eta - e_b)}{D^*} \quad (16)$$

Per facilitare l'interpretazione della (15) si riportano i segni che assumono le diverse variabili:

- $e_w < 0$
- $D^*, s_b, e_a, e_b > 0$
- $\eta < 0$ (elasticità della domanda di x al proprio prezzo)

Il segno di $E_{\frac{Px}{Pa}W}$ sarà quindi *sempre positivo*¹⁴ e questo significa che il segno della variazione del rapporto tra i prezzi ($\partial Px/Pa$) è sempre uguale al segno della variazione dello *shifter* di offerta agricola (∂W). Questo significa che una variazione positiva della funzione di offerta agricola ($\partial W > 0$) farà aumentare il rapporto tra prezzi, mentre una diminuzione dell'offerta di a ($\partial W < 0$) porterà a una contrazione del rapporto Px/Pa . Vediamo nel dettaglio entrambi i casi.

Un miglioramento tecnologico ($\partial W > 0$) causa un aumento di offerta di a e un calo del suo prezzo che dovrebbe ampliare il margine Px/Pa . Questo è logico e compatibile con il comportamento delle variabili coinvolte; con un miglioramento tecnologico si avrà una diminuzione sia di Pa sia (di conseguenza) di Px , tuttavia Px diminuirà in misura minore di Pa , poiché una maggiore disponibilità del fattore produttivo agricolo a aumenterà la domanda dei fattori produttivi non agricoli (b) facendone quindi aumentare il prezzo (considerando una elasticità dell'offerta e_b positiva) aumentando il costo di produzione di x e moderando così il calo di Px rispetto al calo di Pa . Nel caso in cui l'offerta di fattore non

¹⁴ Nel lavoro originale Gardner indica che $E_{\frac{Px}{Pa}W}$ è negativa; questo deriva dal diverso significato attribuito alla variabile esogena W che Gardner definisce come indice di siccità, la cui variazione positiva determinerebbe un aumento di P_a . La differenza di segno è quindi mediata dal diverso segno assunto da e_w

agricolo sia perfettamente elastica, P_b rimarrebbe costante al variare di W . In questo contesto tuttavia un aumento di dell'offerta agricola causerebbe ugualmente un aumento del margine P_x/P_a . Questo perché pur rimanendo P_b costante in termini assoluti esso risulterebbe aumentato relativamente a P_a . In definitiva una variazione positiva dell'offerta agricola causa un aumento relativo dei costi di produzione dell'alimento associati ai fattori produttivi non agricoli.

All'opposto una diminuzione dell'offerta agricola (graficamente uno slittamento verso sinistra della curva) in seguito a uno shock esogeno negativo ($\partial W < 0$) determinerà un aumento del prezzo agricolo P_a e una contrazione del rapporto P_x/P_a . Aumentando l'offerta agricola sia il prezzo agricolo P_a che il prezzo alimentare P_x aumentano, tuttavia l'incremento di P_x sarà più contenuto di quello di P_a . Questo si verifica perché una ridotta disponibilità di prodotto agricolo porterà ad una minore domanda di fattore non agricolo b facendone calare il prezzo P_b . Sotto le condizioni di elasticità dell'offerta di b viste prima, il minor costo di produzione di x associato all'impiego di fattore non agricolo contribuirà a limitare l'incremento di P_x rispetto a quello di P_a .

Il ruolo giocato da e_b in questo contesto è fondamentale; nel caso estremo di economie esterne di scala che portino a valori negativi di e_b anche il valore di $E_{\frac{P_x}{P_a}W}$ invertirebbe di segno, diventando negativo. In questo caso un aumento dell'offerta agricola causerebbe una contrazione del margine, mentre una diminuzione dell'offerta agricola aumenterebbe il divario tra P_x e P_a .

Come visto nel paragrafo precedente all'equazione (15) anche in questo caso tanto maggiore sarà il valore dell'elasticità di sostituzione tra fattori (σ) tanto più "smorzata" sarà la volatilità del margine; occorre tuttavia ricordare che è molto più comune il caso in cui σ assuma valori prossimi allo zero.

3.1.3 L'effetto di una variazione della funzione di offerta non agricola

Si considera ora una variazione di T sull'equilibrio della filiera, assumendo che tale variabile sia un indicatore di progresso tecnico nei settori dei fattori produttivi non agricoli (b), le cui variazioni positive determinano un decremento di P_b . Seguendo la procedura dei paragrafi

precedenti, per derivare l'effetto di una variazione dell'offerta di input non agricolo (equazione (6)) sul margine P_x/P_a si calcolano le derivate parziali di (1*) – (3*) rispetto alla variabile esogena T (differenziando rispetto a ∂T) mantenendo le altre variabili esogene costanti ($\partial N = 0$ e $\partial W = 0$). Ne risulta anche in questo caso un sistema di tre equazioni simili a quelli visti in precedenza:

$$0 = -\left(\frac{Sb}{\sigma} + \frac{1}{e_a}\right)E_{aT} + \frac{Sb}{\sigma}E_{bT} + E_{PxT} \quad (12.c)$$

$$e_T = \frac{Sa}{\sigma}E_{aT} - \left(\frac{Sa}{\sigma} + \frac{1}{e_b}\right)E_{bT} + E_{PxT} \quad (13.c)$$

$$0 = SaE_{aT} + SbE_{bT} - \eta E_{PxT} \quad (14.c)$$

Esiste solo una nuova variabile nel sistema (12.c) – (14.c), e_T che rappresenta l'elasticità di P_b a T ($\partial \ln P_b / \partial T$). Il valore di e_T è sempre negativo, poiché una variazione di T che determini un aumento dell'offerta di b causerà un calo di P_b e viceversa.

Risolviendo il sistema rispetto a P_x/P_a per ottenere la formula dell'elasticità di tale rapporto rispetto a T otteniamo

$$E_{\frac{P_x}{P_a}T} = \frac{e_T s_b e_b (e_a - \eta)}{D^*} \quad (17)$$

Ricordando i segni delle variabili ($D^*, s_b, e_a, e_b > 0$; $\eta, e_T < 0$) si desume che l'elasticità del margine P_x/P_a rispetto a T è positiva¹⁵. Da ciò discende che un miglioramento tecnologico nella produzione del fattore non agricolo aumenterà la produzione di b e ne farà diminuire il prezzo P_b , causando una divaricazione nel rapporto tra i prezzi P_x/P_a .

¹⁵ Nel lavoro originale Gardner indica che $E_{\frac{P_x}{P_a}T}$ è positiva; questo deriva dal diverso significato attribuito alla variabile esogena T che Gardner associa ad una tassa sull'input non agricolo, la cui variazione positiva determinerebbe un aumento di P_b . La differenza di segno è quindi mediata dal diverso segno assunto da e_T

Le implicazioni derivanti, in questo caso, sono tuttavia fortemente limitate dal fatto che lo *shifter* esogeno T difficilmente potrà avere la stessa intensità per tutti i fattori produttivi non agricoli. In caso T abbia valori diversi per i vari input non agricoli questo violerebbe le condizioni necessarie per l'aggregazione di questi a formare la variabile b .

3.1.4 L'effetto di interventi di sostegno/limitazione dei prezzi agricoli

Dopo aver valutato gli effetti di variabili esogene del mercato dei fattori (W e T) e del prodotto (N) sul rapporto tra prezzo alimentare e prezzo agricolo, l'Autore considera gli effetti di politiche di contenimento del prezzo alimentare (P_x) e di sostegno del prezzo agricolo (P_a) sul rapporto P_x/P_a .

Nel caso in cui l'autorità pubblica fissi un tetto massimo per i prezzi dei prodotti alimentari al consumo (che indicheremo con \bar{P}_x) che si collochi al di sotto del prezzo di mercato P_x è possibile indagarne l'effetto su P_x/P_a introducendo P_x come *variabile esogena* nell'equazione (1), ne risulta l'equazione che descrive l'elasticità del prezzo agricolo P_a al prezzo amministrato \bar{P}_x :

$$E_{Pa\bar{P}_x} = \frac{\sigma + e_b}{\sigma + s_a e_b + s_b e_a} \quad (18)$$

Il segno della (18) è positivo e quindi una variazione di P_x causerebbe un cambiamento dello stesso segno nel prezzo agricolo. E' di interesse sapere *in quale misura* tale variazione viene trasmessa a P_a . Se a e b hanno la stessa elasticità dell'offerta al prezzo ($e_a = e_b$) l'elasticità $E_{Pa\bar{P}_x}$ assume valore unitario, in tal caso le variazioni del prezzo amministrato causerebbero identiche variazioni del prezzo agricolo senza alterare P_x/P_a . Come visto in precedenza, tuttavia è molto più frequente il caso in cui l'offerta di input non agricolo sia più elastica dell'offerta di fattore agricolo ($e_a < e_b$) nel qual caso l'elasticità di P_a a P_x sarebbe maggiore di uno. Ne discende che un aumento del prezzo amministrato causa un aumento più che proporzionale di P_a con una conseguente diminuzione del margine P_x/P_a mentre un abbassamento di P_x fa diminuire in misura maggiore P_a con un aumento del rapporto tra prezzi.

L'introduzione di un prezzo amministrato inferiore a P_x non causa variazione in P_a solo nel caso in cui l'offerta agricola è perfettamente elastica ($e_a \rightarrow \infty$). Questo è spiegato dal fatto che l'introduzione del prezzo amministrato (vale sempre l'ipotesi $\bar{P}_x < P_x$) diminuirà in ogni caso la domanda derivata di a , anche laddove i consumatori volessero acquistare maggiori quantità di prodotto alimentare al prezzo \bar{P}_x .

Le autorità pubbliche possono inoltre limitare la quantità producibile di a per farne aumentare il prezzo attraverso il meccanismo delle quote fisiche di produzione (tuttora in vigore nell'Unione Europea). Quale effetto può avere tale misura sul rapporto P_x/P_a ? Per indagare tale relazione occorre rimuovere l'equazione di offerta agricola (5) introducendo a come variabile esogena; con la procedura illustrata in precedenza si ottiene

$$E_{P_x \bar{P}_a} = \frac{s_a(\sigma + e_b)}{e_b + s_a\sigma - s_b\eta} \quad (19)$$

Dove \bar{P}_a è il prezzo derivante dall'imposizione di una quota fisica di produzione per a e $E_{P_x \bar{P}_a}$ è l'elasticità del prezzo alimentare a \bar{P}_a .

Se il valore dell'elasticità fosse unitario il rapporto P_x/P_a rimarrebbe inalterato. Si verifica invece più frequentemente che tale valore sia inferiore all'unità¹⁶, questo significa che normalmente l'aumento del prezzo del prodotto agricolo derivante da una quota di produzione viene trasmesso in modo meno che proporzionale al prezzo alimentare, contraendo il margine P_x/P_a .

3.1.5 Elasticità di trasmissione del prezzo e della domanda derivata

In una parte della sua analisi Gardner pone la questione dell'elasticità della trasmissione del prezzo tra P_x e P_a che individua nel reciproco dell'equazione (18) e nell'equazione (19). Si sottolinea infatti *che l'elasticità di trasmissione del prezzo è differente a seconda del punto della filiera da cui si origina la variazione di prezzo stesso*. In particolare, se la variazione di prezzo deriva da un cambiamento dell'offerta agricola, tale variazione sarà trasmessa da P_a a P_x secondo la (19). Se invece la perturbazione dei prezzi origina per uno shock di domanda

¹⁶ La condizione $E_{P_x \bar{P}_a} < 1$ si verifica quando $e_b > \eta$ relazione che si osserva normalmente.

alimentare, la variazione di P_x si trasmetterà a P_a secondo il reciproco della (18). Tale differenza, ripresa e sottolineata in seguito da Kinnucan e Forker (1987) evidenzia come un modello che descriva il funzionamento dei mercati verticalmente interrelati preveda in modo esplicito la possibilità di ATP anche in presenza di mercati perfettamente concorrenziali. Questo rafforza ulteriormente il concetto espresso nel capitolo precedente per cui *il manifestarsi di ATP non può essere considerato un indice attendibile di esercizio del potere di mercato*.

Questo porta a considerare la necessità di partire da uno schema teorico di riferimento, robustamente radicato nella teoria economica quale il modello di Gardner, per dedurre una derivazione che permetta di considerare esplicitamente l'allontanamento dalle condizioni di concorrenza perfetta lungo la filiera.

3.2. Il modello di Gardner modificato nell'ipotesi di filiere non perfettamente concorrenziali

La ricerca di un modello teorico che partisse dallo schema proposto da Gardner modificandolo per permettere la presenza di settori non perfettamente concorrenziali si è orientata sui lavori di McCorriston *et.al* (1998, 2001) volti a derivare l'elasticità di trasmissione del prezzo lungo la filiera assumendo presenza del potere di mercato e rendimenti di scala variabili; facendo riferimento in parte a tale schema, Lloyd *et al.* (2006a, 2006b, 2009) ne hanno tratto una derivazione teorica, implementata empiricamente, che permette di testare la presenza di potere di mercato lungo mercati verticalmente interrelati. Tali lavori non sono unici nel loro genere, infatti anche Holloway (1991) seguendo Wohlgenant (1989) propone una derivazione dello schema di Gardner per testare l'ipotesi di concorrenza perfetta su alcune filiere agroalimentari. Sia Lloyd che Holloway introducono l'ipotesi di concorrenza imperfetta facendo ricorso a parametri di elasticità congetturale, anche se solo il modello di Holloway (1991) esplicita la possibilità di ingresso di nuove imprese nel settore. Lo schema proposto da Holloway è tuttavia più esigente, per il tipo di dati richiesti¹⁷ rispetto ai lavori di Lloyd *et.al.* (2006a, 2006b); se entrambi utilizzano serie

¹⁷ Per la stima empirica del suo modello Holloway (1991) fa ricorso ai dati utilizzati nel precedente lavoro di Wohlgenant (1989).

storiche di prezzi o di indici di prezzi, il lavoro di Holloway utilizza anche dati relativi alla quantità di fattore produttivo agricolo impiegato. Per questo motivo e per ragioni di confrontabilità dei risultati si preferisce seguire lo schema proposto da Lloyd et al (2006a, 2006b).

Il modello si propone lo scopo di derivare una equazione in forma ridotta in grado di verificare l'esercizio del potere di mercato lungo la filiera agro-alimentare; si sottolinea che non vi è la pretesa di stimare l'intensità del potere di mercato, né di individuare in quale stadio della filiera esso si manifesti, ma semplicemente di accettare o rifiutare l'ipotesi di perfetta concorrenzialità da cui parte il modello di Gardner. Pur considerando l'intera filiera dalla produzione agricola al consumo alimentare, lo schema di Lloyd et al. (2006a, 2006b, 2009) a differenza di Gardner, focalizza l'attenzione sul settore distributivo piuttosto che sull'industria alimentare, assumendo rendimenti costanti di scala e tecnologia a proporzioni fisse, con una ipotesi piuttosto forte sul

Nell'illustrare la derivazione del modello si è cercato di uniformare laddove possibile le notazioni a quelle usate nel lavoro di Gardner; nonostante si sia cercato di evitare l'utilizzo sovrapposto delle stesse notazioni questo non è stato purtroppo possibile.

Il sistema è identico a quello di Gardner nelle funzioni di domanda alimentare e di offerta agricola, identiche alla (1) e alla (5), che riportiamo con numerazione differente:

$$x = D(P_x, N) \quad (20)$$

$$P_a = h(a, W) \quad (21)$$

Dove x è la quantità di prodotto alimentare acquistata al consumo, P_x è il prezzo dell'alimento al consumo, N è uno *shifter* di domanda esogeno, P_a è il prezzo del prodotto agricolo, a è la quantità offerta di prodotto agricolo e W è una variabile esogena che incide sull'offerta agricola.

Come premesso l'enfasi è posta sul settore distributivo la cui i -esima impresa si assume abbia la seguente funzione di profitto:

$$\pi_i = P_x(x)x_i - P_a(a)a_i - C_i(x_i) \quad (22)$$

Dove p_i , x_i e a_i sono rispettivamente il profitto, la quantità di prodotto agricolo acquistato e la quantità di prodotto alimentare venduto dalla i -esima impresa, C_i sono altri costi non riconducibili al fattore produttivo agricolo. In questa fase emerge l'ipotesi della tecnologia a coefficienti fissi, individuata dalla relazione

$$x_i = \frac{a_i}{\rho} \quad (23)$$

Dove ρ è un *coefficiente di trasformazione input-output* che, nel modello è assunto essere pari all'unità. Questo rappresenta ovviamente una ipotesi forte, ma Lloyd et al. (2006a, 2006b, 2009) sottolineano che pur rappresentando una semplificazione notevole è consistente con la costruzione del *data set* impiegato nell'analisi empirica. Per tale motivo il riferimento a tale schema teorico vincola a utilizzare la stessa tipologia di dati. A tal proposito si consideri tuttavia che se l'ipotesi $\rho=1$ può apparire semplificatoria non lo è altrettanto quella della tecnologia a coefficienti fissi, che sarebbe equivalente all'ipotesi (indicata da Gardner come più frequente) di elasticità di sostituzione tendente a zero ($\sigma \rightarrow 0$).

Dalla (22) si possono derivare le condizioni del prim'ordine per la massimizzazione del profitto dell'impresa i -esima:

$$P_x + x_i \frac{\partial P_x}{\partial x} \frac{\partial x}{\partial x_i} = \frac{\partial C_i}{\partial x_i} + \rho P_a + \rho a_i \frac{\partial P_a}{\partial a} \frac{\partial a}{\partial a_i} \quad (24)$$

Per derivare dalla (24) una soluzione esplicita assumiamo, come già detto, $\rho=1$ e rappresentiamo le funzioni di domanda alimentare (20) e offerta agricola (21) in forma lineare:

$$x = D - bP_x + cN \quad (20.1)$$

$$Pa = h + gS \quad (21.1)$$

Dove S è la quantità offerta di prodotto alimentare del paese composta da:

$$S = x + W \quad (21.2)$$

In cui appare chiaro il significato da attribuire alla variabile esogena W che rappresenta il livello di export del prodotto alimentare.

Utilizzando le equazioni (20.1) - (20.3) possiamo riscrivere la (24) come:

$$P_x - \frac{\theta}{b}x = M + P_x + \mu gx \quad (24.1)$$

A questo punto si esplicita nel modello l'ipotesi di concorrenza imperfetta nel settore distributivo; θ e μ sino infatti *elasticità congetturali* medie delle quantità rispettivamente di prodotto venduto e di input acquistato dalle n imprese che compongono il settore, in particolare

$$\theta = \frac{\sum_i \left(\frac{\partial x}{\partial x_i} \frac{x_i}{x} \right)}{n} \quad (24.2)$$

$$\mu = \frac{\sum_i \left(\frac{\partial a}{\partial a_i} \frac{a_i}{a} \right)}{n} \quad (24.3)$$

θ e μ sono *parametri di condotta*, interpretabili come indici di potere di mercato e il loro valore può variare tra 0 (assenza di collusione e di congetture circa il comportamento delle imprese concorrenti, la condotta delle imprese è perfettamente concorrenziale) e 1 (livello massimo di condotta collusiva). Lloyd et al. (2006a, 2006b, 2009) si dicono consci dei limiti interpretativi dell'impiego di tali parametri di condotta per stimare il reale livello di esercizio del potere di mercato, ma sottolineano l'utilizzo degli stessi come "indici" di potere di mercato, rimarcando il concetto che il loro schema punta a identificare la presenza e non l'intensità di comportamenti non concorrenziali.

Tornando alla spiegazione delle variabili della (24.1), M rappresenta una variabile composta che include tutti i costi non riferibili al prodotto agricolo che influenzano il margine di mercato ($P_x - P_a$). Per permettere delle variazioni in tali tipi di costo, la variabile è costruita nel seguente modo:

$$M = y + zE \quad (24.4)$$

Dove y è una componente costante mentre zE rappresentano i costi associati ai fattori produttivi non agricoli quali ad esempio i costi del lavoro nei settori a valle dell'agricoltura.

Utilizzando la (20.1), (21.1), (24.1) e la (24.1) si può esplicitare il valore delle variabili endogene presenti nella (24):

$$x = \frac{(D - by - bh) + cN - bzE - bgW}{(1 + \theta) + bg(1 + \mu)} \quad (25)$$

$$P_x = \frac{D + [(1 + \theta) + (bg(1 + \mu))] \cdot [(1 - b)(y + h + gW) + (1 - bz)E + cN]}{(1 + \theta) + bg(1 + \mu)} \quad (25)$$

$$P_a = \frac{g[(k - by + cN - bzE)] - g\{b - [(1 + \theta) + bg(1 + \mu)](h + W)\}}{(1 + \theta) + bg(1 + \mu)} \quad (26)$$

Per derivare il valore del margine di mercato sottraiamo la (26) alla (25)

$$P_x - P_a = \frac{D\left(\frac{\theta}{b} + g\mu\right) + (1 + bg)(y + zE) + \left(\frac{\theta}{b} + g\mu\right)cN - (\theta + bg\mu)(h + gW)}{(1 + \theta) + bg(1 + \mu)} \quad (27)$$

Si noti che se il settore distributivo non esercita né potere oligopolistico ($\theta = 0$) né potere oligopsonistico ($\mu = 0$) l'equazione (27) rappresenta le variabili che determinano il margine di mercato ($P_x - P_a$) in condizioni di concorrenza perfetta:

$$P_x - P_a = y + zE = M \quad (28)$$

Ciò indica che se lungo la filiera i settori sono in concorrenza perfetta il margine di mercato ($P_x - P_a$) dipende solo dai costi non associati alla materia prima agricola, cioè i costi di trasformazione, trasporto, distribuzione, immagazzinamento e confezionamento.

Inoltre, in caso di concorrenza perfetta lungo la filiera, le variabili esogene che influenzano la domanda alimentare (N) e l'offerta agricola (W) non influenzano l'entità del margine. Tali shock possono ovviamente influenzare i prezzi P_a e P_x in termini assoluti, ma non ne alterano il rapporto e la differenza tra i diversi livelli della filiera.

Al contrario, se lungo la filiera viene esercitato potere oligopolistico o oligopsonistico, le variabili esogene associate alla domanda agricola e all'offerta alimentare influenzeranno il

valore del margine $P_x - P_a$. Questo implica che in presenza di potere di mercato tali variabili eserciterebbero un effetto differenziale su P_a e P_x alterando il valore del margine.

Proseguendo su questa linea di ragionamento, osserviamo infatti che se nella (27) i parametri di condotta θ e μ sono diversi da zero, l'equazione non collassa nella (28) - che rappresenta l'ipotesi di concorrenza perfetta lungo la filiera in cui N e W non hanno effetto sul margine - e il valore degli *shifter* di domanda e offerta risulta significativo nel determinare il margine $P_x - P_a$.

Per testare empiricamente l'ipotesi (nulla) di concorrenza perfetta lungo la filiera contro l'ipotesi alternativa di esercizio del potere di mercato, rappresenteremo la (27) sotto forma di equazione non ristretta in cui figurano tra i regressori anche le variabili esogene N e W :

$$P_x = \beta_0 + \beta_1 P_a + \gamma \beta_2 M + \beta_3 N + \beta_4 W \quad (29)$$

La (29) rappresenta l'equazione che ci permette di testare le due ipotesi alternative poiché nel caso di presenza di potere di mercato i parametri β_3 e β_4 associati alle variabili esogene N e W non dovrebbero risultare statisticamente significativi.

Si testerebbe quindi l'ipotesi nulla di concorrenza perfetta lungo la filiera:

$$H_0 : \beta_3 = \beta_4 = 0$$

Il cui rifiuto indica la presenza di potere di mercato.

Osservando ancora la (27) si desume il contributo che le due variabili esogene danno alle variazioni del margine $P_x - P_a$.

Poiché valori della variabile N superiori ad 1 hanno un impatto positivo, ci si aspetta che gli shock esogeni di domanda alimentare aumentino il margine e quindi in presenza di potere di mercato ci si attende che il parametro β_3 non solo sia significativo ma che abbia segno positivo ($\beta_3 > 0$)

D'altra parte, poiché la variabile W ha impatto negativo nella (27) in presenza di potere di mercato essa tenderà a restringere il margine $P_x - P_a$ e in questo caso le evidenze empiriche

dovrebbero indicare un valore del parametro β_4 associato alla variabile significativo e negativo ($\beta_4 < 0$).

4. I DATI IMPIEGATI: FONTI, PRIME ELABORAZIONI E TEST PER L' ANALISI DELLE SERIE

Il presente lavoro si fonda sul modello teorico presentato nel capitolo 3 in cui si è spiegato come alcune assunzioni forti fossero coerenti con la costruzione del *dataset* impiegato nell'analisi econometrica da Lloyd et al. (2006a, 2006b, 2009)¹⁸. Questo vincola ad impiegare la stessa tipologia di dati per l'analisi empirica. La scelta del tipo di filiera da esaminare è stata quindi dettata da una parte dal tipo di restrizioni assunte a priori nel modello e dall'altra dalla disponibilità di dati per le variabili rilevanti. Sotto tali vincoli si è scelto di esaminare, in via preliminare, la sotto-filiera latte (alla produzione) – latte alimentare (al consumo) in cui le caratteristiche del prodotto agricolo e del prodotto alimentare approssimano in modo soddisfacente l'assunzione di equivalenza input-output ($\rho=1$).

Per ogni variabile verranno descritte le fonti, le eventuali elaborazioni intermedie che è stato necessario operare e il periodo temporale coperto, nonché ovviamente la sigla scelta per individuare la variabile stessa. Nel successivo paragrafo verranno invece presentati i risultati dei test condotti su ogni variabile, necessari per verificare alcune proprietà statistiche (la stazionarietà o la non stazionarietà) dal cui esito dipende la scelta della specificazione econometrica impiegata per la stima del modello teorico .

4.1. Le fonti di dati: descrizione e costruzione delle variabili impiegate

I dati impiegati sono valori mensili degli indici di prezzo e di costo ricavati da differenti fonti statistiche (Istat, Conistat, Coeweb e Ismea). Per quasi tutte le variabili esaminate, si disponeva di una serie in base 1995=100 e di una in base 2000=100, parzialmente sovrapposte per periodi di norma superiori ai due anni. Avendo la necessità di utilizzare serie il più possibile lunghe (per aumentare il numero di osservazioni e quindi la significatività statistica dell'analisi) si è proceduto a generare delle serie storiche ribasate utilizzando il periodo di sovrapposizione tra le due serie che avesse il massimo livello di correlazione. Tali serie sono

¹⁸ Si veda il commento all'equazione (23)

state ricalcolate sia in base 1995 che in base 2000. Le sigle assegnate alle variabili ne descrivono la base (in generale “A” indica che la variabile è in base 1995=100 mentre la lettera “B” indica che è in base 2000=100) e l’eventuale ribasamento, in tal caso, di norma, numeri presenti nella sigla indicano il periodo impiegato per il ricalcolo della variabile, le variabili facenti parte del *dataset* di partenza sono illustrate in tabella 5.1

Tabella 5.1 – Fonti di dati e variabili impiegate

Simbolo variabile	Variable (in inglese)	Fonte	Tipo di dato di origine	Base indice	Periodo	Dato originale/ Elaborazioni
RM1	Retail Milk Price	ISTAT	Numeri indici dei prezzi al consumo per l'intera collettività - latte	1995=100	1996.1 - 2009.3	Dato originale
PMA	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - serie mensile - latte di vacca	1995 = 100	1995.1 - 2003.10	Dato originale
PMB	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - serie mensile - latte di vacca	2000 = 100	2000.1 - 2009.2	Dato originale
PM1A	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - latte di vacca - serie mensile ribasata	ribas 1995 = 100	1995.1 - 2009.2	ribasamento 2000.1 - 2003.10
PM2A	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - latte di vacca - serie mensile ribasata	ribas 1995 = 100	1995.1 - 2009.2	ribasamento 2000.1 - 2000.12
PM3A	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - latte di vacca - serie mensile ribasata	ribas 1995 = 100	1995.1 - 2009.2	ribasamento 2001.1 - 2001.12
PM4A	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - latte di vacca - serie mensile ribasata	ribas 1995 = 100	1995.1 - 2009.2	ribasamento 2002.1 - 2002.12
PM5A	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - latte di vacca - serie mensile ribasata	ribas 1995 = 100	1995.1 - 2009.2	ribasamento 2003.1 - 2003.10
PM1B	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - latte di vacca - serie mensile ribasata	ribas 2000 = 100	1995.1 - 2009.2	ribasamento 2000.1 - 2003.10
PM2B	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - latte di vacca - serie mensile ribasata	ribas 2000 = 100	1995.1 - 2009.2	ribasamento 2000.1 - 2000.12
PM3B	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - latte di vacca - serie mensile ribasata	ribas 2000 = 100	1995.1 - 2009.2	ribasamento 2001.1 - 2001.12
PM4B	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - latte di vacca - serie mensile ribasata	ribas 2000 = 100	1995.1 - 2009.2	ribasamento 2002.1 - 2002.12
PM5B	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - latte di vacca - serie mensile ribasata	ribas 2000 = 100	1995.1 - 2009.2	ribasamento 2003.1 - 2003.10
PAPA	Producer Animal prices	ISTAT	Numeri indici dei prezzi alla produzione dei prodotti venduti dagli agricoltori - prodotti animali	1995=100	1995.1- 2004.12	Dato originale
PAP1A	Producer Animal prices	ISTAT	Numeri indici dei prezzi alla produzione dei prodotti venduti dagli agricoltori - prodotti animali - serie	ribas 1995=100	1995.1- 2008.12	ribasamento 2004.1 - 2004.12
PAPB	Producer Animal prices	ISTAT	Numeri indici dei prezzi alla produzione dei prodotti venduti dagli agricoltori - prodotti animali	2000=100	2000.1- 2008.12	Dato originale
PAP1B	Producer Animal prices	ISTAT	ribasata venduti dagli agricoltori - prodotti animali - serie	ribas 2000=100	1995.1- 2008.12	ribasamento 2004.1 - 2004.12
IPMA	Import Producer Milk	COEW EB	Indici di prezzo medio all'import del latte in cisterna dai paesi dell'UE 25	1995=100	1993.1 - 2009.3	prezzo unitario (€/kg) indicizzato
IPMB	Import Producer Milk	COEW EB	Indici di prezzo medio all'import del latte in cisterna dai paesi dell'UE 25	2000=100	1993.1 - 2009.3	prezzo unitario (€/kg) indicizzato

Tabella 5.1 – Continua

Simbolo variabile	Variable (in inglese)	Fonte	Tipo di dato di origine	Base indice	Periodo	Dato originale/Elaborazioni
MA	Marketing shifter	CON ISTAT	Indici delle retribuzioni contrattuali per dipendente per ATECO 2002 (operai e impiegati) - Industria lattiero-casearia	1995=100	1996.1 - 2002.12	Dato originale
MB	Marketing shifter	CON ISTAT	Indici delle retribuzioni contrattuali per dipendente per ATECO 2002 (operai e impiegati) - Industria lattiero-casearia	dic 2000 =100	1996.1 - 2008.12	Dato originale
MA1	Marketing shifter	CON ISTAT	Indici delle retribuzioni contrattuali per dipendente per ATECO 2002 (operai e impiegati) - Industria lattiero-casearia	ribas 1995 = 100	1996.1 - 2008.12	ribasamento 1998.1 - 1998.12
DS1	Demand shifter	ISTAT	Numeri indici dei prezzi al consumo per l'intera collettività - Indice generale con tabacchi	1995=100	1996.1 - 2009.03	Dato originale
DS2	Demand shifter	ISTAT	Numeri indici dei prezzi al consumo per l'intera collettività - Indice generale senza tabacchi	1995=100	1996.1 - 2009.3	Dato originale
DS3	Demand shifter	ISTAT	Numeri indici dei prezzi al consumo per l'intera collettività - alimentari e bevande alcoliche	1995=100	1996.1 - 2009.3	Dato originale
SS1	Supply Shifter	ISMEA	Indici prezzi mezzi correnti di produzione per bovini e bufalini	1998=100	1994.1 - 2008.10	Dati corretti per progresso tecnico az. bovine da latte
SS2	Supply Shifter	ISMEA	Indici prezzi mezzi correnti di produzione per bovini e bufalini	1995=100	1994.1 - 2008.10	Dati corretti per progresso tecnico az. bovine da latte
SS3	Supply Shifter	ISMEA	Indici prezzi mezzi correnti di produzione per bovini e bufalini	1995=100	1994.1 - 2006.1	Dato originale
SS4	Supply Shifter	ISMEA	Indici prezzi mezzi correnti di produzione per bovini e bufalini	2000=100	2000.1 - 2008.10	Dato originale

Fonte: Istat, Conistat, Coewb, Ismea e successive elaborazioni.

Per la variabile dipendente (P_x nel modello teorico) rappresentata dal prezzo al consumo, si è fatto ricorso all'indice dei prezzi al consumo per l'intera collettività riferiti al prodotto latte, di fonte Istat. Tale dato, con base 1995=100 copre il periodo gennaio 1996 – dicembre 2008 ed è stato utilizzato nell'analisi econometrica senza la necessità di ulteriori elaborazioni. La sigla ad essa associata è RM1 (dall'inglese *retail milk*).

Per la variabile relativa al prezzo del prodotto agricolo (P_a nel modello teorico) ci si è avvalsi di tre distinte fonti statistiche rappresentate rispettivamente dall'indice dei prezzi alla produzione dei prodotti animali, di fonte Istat, dall'indice di prezzo medio all'import del latte in cisterna dai paesi dell'UE 25, di fonte Coeweb-Istat e dall'indice dei prezzi alla produzione riferito al latte di vacca, di fonte Ismea, . Tralasciando per il momento la motivazione che ha indotto all'utilizzo dei prezzi all'import, si desidera sottolineare come non esistano, per il

prodotto latte a livello nazionale, degli indici di prezzo alla produzione e al consumo provenienti da un'unica fonte statistica (che siano quindi raccolti, elaborati e diffusi con criteri campionari e metodologici omogenei). Si è quindi scelto di utilizzare, per la variabile “prezzo del prodotto agricolo”, sia dei dati omogenei per fonte statistica (Istat) rispetto alla variabile “prezzo al consumo” ma disomogenei per tipologia di prodotto (prodotti animali vs latte alimentare), sia dati omogenei per prodotto (latte) ma disomogenei per fonte statistica (Istat vs Ismea). Ciascuna di queste disomogeneità può alterare la genuinità della stima del modello teorico. L'impiego di indici di prezzo di fonti differenti (Istat per i prezzi al consumo e Ismea per i prezzi alla produzione) discende dal fatto che Istat non fornisce per il latte, come per varie materie prime di origine agricola, un indice disaggregato di prezzo alla produzione. Per avere una visione complessiva in proposito si vedano le tabelle 5.2 e 5.3 che permettono di confrontare gli indici Istat dei prezzi al consumo e alla produzione. Da tale confronto emerge chiaramente come la scarsa disaggregazione degli indici dei prezzi alla produzione renda difficoltoso e metodologicamente non corretto impiegarli per un'analisi quale quella illustrata nel presente lavoro in cui il modello teorico di riferimento presuppone un coefficiente di trasformazione input-output pari all'unità ($\rho=1$). Soffermandosi sul caso specifico dell'analisi della filiera latte-latte alimentare (ma si potrebbero fare diversi esempi analoghi) se si volesse utilizzare (come è stato in effetti fatto) la fonte Istat per costruire entrambe le variabili di prezzo per l'analisi econometrica ci si vedrebbe costretti a fruire dell'indice dei prezzi dell'intera categoria “prodotti animali” quale indicatore della variabile “prezzo del fattore produttivo agricolo” (P_a nel modello teorico) ponendolo a confronto con l'indice di prezzo al consumo del latte alimentare, (P_x nel modello teorico). E' ovvio che tale accostamento risulta improprio dal momento che il primo deriva dalla ponderazione degli indici dei prezzi alla produzione di tutti i prodotti animali (latte, carni, uova ecc..).

D'altro canto si deve considerare che l'alternativa percorsa – la scelta di utilizzare l'indice di prezzo all'origine del latte di fonte Ismea in luogo dell'indice di prezzo dei prodotti animali di fonte Istat – non è esente da incongruenze di natura metodologica derivanti dalla diversa modalità di acquisizione, elaborazione e aggregazione delle informazioni di prezzo per giungere alla costruzione degli indici.

Risulta evidente che la condizione ideale per chi conduce tale tipo di analisi risiede nel disporre di indici di prezzo provenienti dalla medesima fonte e aventi lo stesso grado di

disaggregazione per ogni livello della filiera considerato (materia prima agricola, prodotti industriali, prodotti al consumo finale); in assenza di ciò occorre scegliere le fonti informative che risultino il meno difformi possibile sia per metodologia di raccolta ed elaborazione dei dati sia per livello di disaggregazione dell'informazione.

Tabella 5.2 - Schema gerarchico degli indici dei prezzi alla produzione dei prodotti agricoli - Istat

Nome della serie	Base	Periodo	Gerarchia delle diverse categorie di prodotto	
Numeri indici dei prezzi alla produzione dei prodotti venduti dagli agricoltori	1995=100	1996.1 - 2004.12	001-Prodotti vegetali	
			002-Animali e prodotti animali	
			00101-Cereali e riso	0020-Animali
			00102-Piante sarchiate	0021-Prodotti animali
			00103-Frutta	
			00104-Ortaggi	
			00105-Vino e uva da vino	
			00106-Olive e olio di oliva	
			00107-Fiori e piante	
00108-Altri prodotti vegetali				
Numeri indici dei prezzi alla produzione dei prodotti venduti dagli agricoltori	2000=100	2000.1 - 2007.12	00-Prodotti vegetali	
			01-Animali e prodotti animali	
			00.10.1-Prodotti vegetali (esclusi Frutta e Ortaggi)	
			-	
			001-Cereali	011-Animali
			<i>0011-Frumento</i>	<i>0111-Bovini</i>
			002-Piante industriali	<i>0112-Suini</i>
			003-Foraggiere	<i>0114-Ovini e caprini</i>
			004-Ortaggi e prodotti orticoli	<i>0115-Pollame</i>
			<i>0041-Ortaggi freschi</i>	012-Prodotti animali
			<i>0042-Fiori e piante</i>	
			005-Patate	
			006-Frutta	
007-Vino				
008-Olio d'oliva				

Tabella 5.3 - Schema gerarchico degli indici dei prezzi al consumo per gli alimenti - Istat

Nome della serie	Base	Periodo	Livello di disaggregazione	Gerarchia delle diverse categorie di prodotto								
Numeri indici dei prezzi al consumo per l'intera collettività - Indici nazionali per voce di prodotto	1995=100	1996.1 - 2008.12	2 digit	01-ALIMENTARI E BEV. ANALCOLICHE								
			4 digit	0101-Generi alimentari								
			6 digit	010101-Pane e cereali	010106-Frutta	010107-Ortaggi	010102-Carni	010104-Latte,formaggi ,uova	010103-Pesci e prodotti ittici	010105-Olii e grassi	010108-Zucchero, conf., cioccolato,gelati	010109-Altri generi alimentari
			8 digit	01010101-Riso	01010601-Frutta fresca	0101070101- - Ortaggi e legumi freschi	0101020101- - Carne bovina fresca	01010401-Latte	0101030101- - Pesce fresco	01010501-Burro	01010801-Zucchero e dolcificanti	01010901-Salse, condimenti e spezie
				01010102-Pane	01010609-Frutta secca, in gusci, conservata	0101070102- - Patate	0101020102- - Carne bovina surgelata	01010402-Derivati del latte	0101030102- - Pesci surgelati	01010502-Olio di oliva	01010802-Confetture,marmellate,miele	01010902-Sale
				01010103-Pasta		01010702-Ortaggi e legumi surgelati	01010202-Carne suina	0101040301- - Formaggi per condimento	01010302-Pesce secco o salato	01010503-Olio di semi	01010803-Cioccolato	01010909-Altri prodotti n.a.c.
				01010104-Farina		01010709-Ortaggi e legumi secchi e conservati	01010203-Pollame	0101040302- - Formaggi stagionati	0101030301- - Crostacei, molluschi freschi	01010509-Altri grassi (animali e vegetali)	01010804-Confetteria	
				01010105-Pasticceria			01010204-Salumi e insaccati	0101040303- - Formaggi freschi e fusi	0101030302- - Crostacei, molluschi surgelati		01010805-Gelati	
				0101010601- - Biscotti dolci			01010205-Carni preparate e conservate	01010404-Uova				
				0101010602- - Biscotti salati			01010209-Altre carni					
01010107-Alimenti dietetici e per l'infanzia												
01010109-Altri cereali e piatti pronti												

In questa sede si ritiene essenziale enfatizzare come le incongruenze metodologiche derivanti dalla necessità di impiegare fonti informative difformi tra loro può avere un impatto sull'attendibilità dei risultati dell'analisi empirica. La consapevolezza a priori della presenza di tali distorsioni nei dati non permette tuttavia di capire se queste possono “spostare” significativamente l'esito dei test del potere di mercato. In altri termini non è possibile stabilire se in presenza di dati non difformi tra loro il test avrebbe avuto un esito differente. Si ricorda inoltre che la difformità nelle fonti informative rappresenta solo una causa di errore nell'analisi empirica, e che tali distorsioni si sommano a quelle derivanti dalle semplificazioni imposte dal modello teorico.

L'indice di prezzo alla produzione Ismea per il latte è rappresentato da due serie (seconda e terza riga della Tabella 5.1) con basi diverse (1995 e 2000) e parzialmente sovrapposte per il periodo gennaio 2000 – ottobre 2003; per ottenere una serie completa sono stati operati dei ribasamenti utilizzando il periodo di sovrapposizione tra le serie. Si sottolinea che tali operazioni (dettate dalla necessità di sfruttare tutta l'informazione disponibile) possono determinare ulteriori elementi di difformità tra gli indici di prezzo al consumo e alla produzione anche considerando che i primi, di fonte Istat, sono rappresentati da un'unica serie in base 1995.

La necessità di ricalcolo di una serie completa (per il periodo gennaio 1995 – dicembre 2008) è stata sfruttata per generare più variabili che differiscono tra di loro per l'anno base del ricalcolo (1995 oppure 2000) e per il periodo su cui è stato calcolato il ribasamento. Si è volutamente cercato di generare più variabili associate al prezzo alla produzione¹⁹ per massimizzare la possibilità di trovare almeno una combinazione lineare tra i regressori che fosse stazionaria e cointegrata (si veda il capitolo successivo). La sigla associata a tali variabili è PM (dall'inglese *producer milk*) cui segue un numero progressivo che indica il periodo di sovrapposizione su cui è stato calcolato il ribasamento (PM1 – PM5) e una lettera maiuscola che indica l'anno base su cui è stata ricalcolata l'intera serie (A se in base 1995; B se in base 2000) per un totale di 12 variabili comprese le serie originali. Le serie ricalcolate con base 1995=100 vanno quindi dalla PM1A alla PM5A mentre quelle ricalcolate con base 2000=100 vanno dalla PM1B alla PM5B.

¹⁹ Nella fase preliminare dell'analisi si era scelto di impiegare solo gli indici Ismea di prezzo alla produzione, per questo si è cercato di generare più serie possibili attraverso il ribasamento; in una fase successiva si è deciso di ricorrere anche all'indice Istat dei prodotti animali e all'indice dei prezzi all'import.

Il ricalcolo si è basato inoltre su differenti periodi di sovrapposizione delle serie:

- Sull'intero periodo di sovrapposizione gennaio 2000 – ottobre 2003 (PM1A, PM1B)
- Sul periodo gennaio-dicembre 2000 (PM2A, PM2B)
- Sul periodo gennaio-dicembre 2001 (PM3A, PM3B)
- Sul periodo gennaio-dicembre 2002 (PM4A, PM4B)
- Sul periodo gennaio-ottobre 2002 (PM5A, PM5B)

In seguito ad una analisi econometrica preliminare si è deciso di includere tra le variabili anche il prezzo alla produzione dei prodotti animali di fonte Istat, nella piena coscienza del fatto che ciò rappresenta una forzatura rispetto alle assunzioni del modello teorico. L'indice di prezzo alla produzione dei prodotti animali è rappresentato da due serie (PAPA e PAPB) con basi diverse (1995 e 2000) e parzialmente sovrapposte per il periodo gennaio 2000 – dicembre 2004; anche in questo caso si è scelto di generare altre due serie ribasate (non volendo moltiplicare eccessivamente il numero di variabili) utilizzando come periodo di ribasamento l'anno 2004 che presentava la massima correlazione tra le due serie. Tali serie sono in base 1995 (PAP1A) e 2000 (PAP1B).

La scelta di usare anche l'indice dei prezzi del latte importato in cisterna deriva dal fatto che tale variabile condiziona pesantemente il prezzo nazionale del latte alla produzione; si consideri che la maggior parte del latte scambiato come materia prima viene ceduto dagli allevatori all'industria alimentare sulla base di un contratto che prevede un aggiornamento periodico del prezzo di cessione. Nel momento in cui l'industria alimentare del paese intravede la possibilità di approvvigionarsi di materia prima a prezzi più vantaggiosi, proveniente da altri paesi dell'Unione Europea, propone ai propri fornitori (durante le revisioni periodiche del contratto) un abbassamento del prezzo di cessione in linea con il prezzo del latte UE importato. Peraltro esiste un forte legame tra il prezzo del latte importato ed il prezzo del latte SPOT, quotato dalla CCIAA di Lodi, prezzo relativo ad una quantità crescente di latte nazionale commercializzato

Per ottenere tali informazioni si è fatto ricorso alla banca dati Istat per il commercio estero (Coeweb) calcolando le serie storiche di quantità e valore del latte importato in cisterna dai paesi dell'UE 25; mettendo in rapporto tali serie si è calcolato il valore medio mensile del

latte importato (€/Kg) che è stato successivamente indicizzato in base 1995 (variabile IPMA, *import producer price*, periodo A) e in base 2000 (variabile IPMB, *import producer price*, periodo B) per il periodo gennaio 1993 – febbraio 2009.

Per la variabile relativa ai costi di mercato (M nel modello teorico) si è ritenuto opportuno ricorrere a un indice del costo del lavoro nell'industria lattiero-casearia. Tale scelta segue l'indicazione di Lloyd *et.al* (2006a, 2006b) riferita ai contributi di Wohlgenant (2001) e Reed e Clarke (2000) in cui si suggerisce che il costo del lavoro è associato, nell'industria alimentare, a diversi fattori produttivi non agricoli. Si sono quindi impiegate le serie degli Indici delle retribuzioni contrattuali per dipendente per ATECO 2002 nell'industria lattiero-casearia disponibili dalle statistiche congiunturali di Istat (ConIstat). Esistono due serie che rispondono a tale definizione, la prima in base 1995=100 copre il periodo gennaio 1996 – dicembre 2002 (variabile MA) mentre la seconda in base dicembre 2000=100 copre il periodo gennaio 1996 – novembre 2008 (variabile MB). Si è inoltre costruita una nuova serie ribasando MB sul periodo di sovrapposizione gennaio-dicembre 2008. Questa terza variabile è stata definita MA1.

Lo *shifter* esogeno sul lato della domanda alimentare (N nel modello teorico) è rappresentato da tre variabili di fonte Istat costituite rispettivamente dall'Indice generale dei prezzi al consumo per l'intera collettività con e senza tabacchi e dall'Indice dei prezzi di alimenti e bevande per l'intera collettività, denominati rispettivamente DS1, DS2 e DS3 (*demand shifter*). Tali serie sono in base 1995=100 e coprono il periodo gennaio 1996 – dicembre 2008. Si assume cioè che l'incremento di prezzo rispettivamente dei beni di consumo con e senza tabacchi e di alimenti e bevande modifichi i parametri della funzione di domanda per il latte alimentare.

Per lo *shifter* esogeno sul lato dell'offerta di fattore produttivo agricolo (W nel modello teorico) si è fatto ricorso all'indice dei prezzi dei mezzi correnti di produzione per bovini e bufalini di fonte Ismea. I pesi di ogni componente (mangimi, foraggi, energia, ecc) che compongono l'indice sono stati ricalibrati per far in modo che l'indice stesso riflettesse più fedelmente la situazione delle aziende bovine da latte. Si è inoltre provveduto a correggere l'indice così ottenuto con un coefficiente di progresso tecnico. L'indice costruito in tal modo a partire dalla serie Ismea copre il periodo gennaio 1994 – ottobre 1998 ed è stato calcolato originariamente in base 1998=100 e quindi ricalcolato in base 1995=100; la prima serie è stata

denominata SS1 e la seconda SS2 (*supply shifter*). In seguito ad una analisi preliminare si è deciso di impiegare anche le due serie Ismea originarie, relative agli indici dei prezzi dei mezzi correnti di produzione per bovini e bufali in base 1995=100 (variabile SS3, periodo gennaio 1994 – gennaio 2006) e in base 2000=100 (variabile SS4, periodo gennaio 2001 – ottobre 2008).

Anche in questo caso si è ritenuto più appropriato utilizzare la fonte Ismea, più disaggregata rispetto alla fonte Istat che fornisce invece un indice medio di costo per tutte le tipologie di aziende agricole.

I risultati dell'analisi econometrica preliminare hanno suggerito di scomporre l'originario *dataset* presentato in tabella 5.1, che copriva il periodo gennaio 1996 – ottobre 2008, in 3 differenti *dataset* su cui condurre distintamente le verifiche delle proprietà statistiche delle variabili (test di stazionarietà) e l'analisi econometrica vera e propria. Tale suddivisione rappresenta una mediazione tra la necessità da una parte di operare l'analisi su variabili il più possibile "genuine" (cioè non manipolate attraverso ribasamenti) e omogenee in riferimento alla base di calcolo dell'indice e dall'altra risponde all'esigenza di disporre di un grande numero di osservazioni "allungando" le serie storiche tramite il ribasamento e impiegando serie con base diversa.

La prima tipologia di necessità è soddisfatta dalla costruzione del database A (tabella 5.4) e del database B (tabella 5.5) costituiti principalmente da variabili "genuine" (non ribasate) aventi prevalentemente base 1995=100 per il database A e 2000=100 per il database B.

Tabella 5.4 - *Dataset A*, periodo gennaio 1996 - ottobre 2003, 94 osservazioni

Simbolo variabile	Variable (in inglese)	Fonte	Tipo di dato di origine	Base indice	Dato originale/Elaborazioni
RM1	Retail Milk Price	ISTAT	Numeri indici dei prezzi al consumo per l'intera collettività' - latte	1995=100	Dato originale
PMA	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - serie mensile - latte di vacca	1995 = 100	Dato originale
PAPA	Producer Animal prices	ISTAT	Numeri indici dei prezzi alla produzione dei prodotti venduti dagli agricoltori - prodotti animali	1995=100	Dato originale
IPMA	Import Producer Milk	COEW EB	Indici di prezzo medio all'import del latte in cisterna dai paesi dell'UE 25	1995=100	prezzo unitario (€/kg) indicizzato
MA	Marketing shifter	CON ISTAT	Indici delle retribuzioni contrattuali per dipendente per ATECO 2002 (operai e impiegati) - Industria lattiero-casearia	1995 =100	Dato originale
MB	Marketing shifter	CON ISTAT	Indici delle retribuzioni contrattuali per dipendente per ATECO 2002 (operai e impiegati) - Industria lattiero-casearia	dic 2000 =100	Dato originale
MA1	Marketing shifter	CON ISTAT	Indici delle retribuzioni contrattuali per dipendente per ATECO 2002 (operai e impiegati) - Industria lattiero-casearia	ribas 1995 = 100	ribasamento 1998.1 - 1998.12
DS1	Demand shifter	ISTAT	Numeri indici dei prezzi al consumo per l'intera collettività' - Indice generale con tabacchi	1995=100	Dato originale
DS2	Demand shifter	ISTAT	Numeri indici dei prezzi al consumo per l'intera collettività' - Indice generale senza tabacchi	1995=100	Dato originale
DS3	Demand shifter	ISTAT	Numeri indici dei prezzi al consumo per l'intera collettività' - alimentari e bevande alcoliche	1995=100	Dato originale
SS1	Supply Shifter	ISMEA	Indici prezzi mezzi correnti di produzione per bovini e bufalini	1998=100	Dati corretti per progresso tecnico az. bovine da latte
SS2	Supply Shifter	ISMEA	Indici prezzi mezzi correnti di produzione per bovini e bufalini	1995=100	Dati corretti per progresso tecnico az. bovine da latte
SS3	Supply Shifter	ISMEA	Indici prezzi mezzi correnti di produzione per bovini e bufalini	1995=100	Dato originale

Fonte: Istat, Constat, Coewb, Ismea e successive elaborazioni.

Vi sono ovviamente delle eccezioni a tale “regola generale” di genuinità e omogeneità delle variabili incluse nei due *dataset*: alcune variabili quali DS1 Ds” e DS3 essendo disponibili solo in base 1995 sono quindi state usate in tutti i *dataset*, così come alcune variabili sui *marketing costs* che sono state impiegate anche quando difformi (per base o perché ribasate) poiché tale variabile è risultata debolmente significativa nell’analisi preliminare e quindi necessitava di una più vasta gamma di indicatori tra cui scegliere. Anche le variabili ss1 e ss1 sono state impiegate in tutti i *dataset* poiché ritenute più accurate, essendo state calcolate appositamente come indici di costo degli allevamenti bovini da latte.

Tabella 5.5 - *Dataset B*, gennaio 2000 - ottobre 2008, 106 osservazioni

Simbolo variabile	Variable (in inglese)	Fonte	Tipo di dato di origine	Base indice	Dato originale/Elaborazioni
RM1	Retail Milk Price	ISTAT	Numeri indici dei prezzi al consumo per l'intera collettività - latte	1995=100	Dato originale
PMB	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - serie mensile - latte di vacca	2000 = 100	Dato originale
PAPB	Producer Animal prices	ISTAT	Numeri indici dei prezzi alla produzione dei prodotti venduti dagli agricoltori - prodotti animali	2000=100	Dato originale
IPMB	Import Producer Milk	COEW EB	Indici di prezzo medio all'import del latte in cisterna dai paesi dell'UE 25	2000=100	prezzo unitario (€/kg) indicizzato
MA	Marketing shifter	CON ISTAT	Indici delle retribuzioni contrattuali per dipendente per ATECO 2002 (operai e impiegati) - Industria lattiero-casearia	1995 =100	Dato originale
MB	Marketing shifter	CON ISTAT	Indici delle retribuzioni contrattuali per dipendente per ATECO 2002 (operai e impiegati) - Industria lattiero-casearia	dic 2000 =100	Dato originale
DS1	Demand shifter	ISTAT	Numeri indici dei prezzi al consumo per l'intera collettività - Indice generale con tabacchi	1995=100	Dato originale
DS2	Demand shifter	ISTAT	Numeri indici dei prezzi al consumo per l'intera collettività - Indice generale senza tabacchi	1995=100	Dato originale
DS3	Demand shifter	ISTAT	Numeri indici dei prezzi al consumo per l'intera collettività - alimentari e bevande alcoliche	1995=100	Dato originale
SS1	Supply Shifter	ISMEA	Indici prezzi mezzi correnti di produzione per bovini e bufalini	1998=100	Dati corretti per progresso tecnico az. bovine da latte
SS2	Supply Shifter	ISMEA	Indici prezzi mezzi correnti di produzione per bovini e bufalini	1995=100	Dati corretti per progresso tecnico az. bovine da latte
SS4	Supply Shifter	ISMEA	Indici prezzi mezzi correnti di produzione per bovini e bufalini	2000=100	Dato originale

Fonte: Istat, Constat, Coewb, Ismea e successive elaborazioni.

Per rispondere invece all'esigenza di operare con osservazioni il più possibile numerose e di disporre di un gran numero di alternative per ogni variabile definita dal modello teorico è stato costituito il *dataset AB* che include alcune serie originali e tutte le serie ribasate, derivanti dalle originali. Per ogni *dataset* è possibile definire il periodo in cui esistono osservazioni per tutte le serie, da cui discende il numero di osservazioni totali:

- *Dataset A*: periodo gennaio 1996 – ottobre 1993, corrispondente a 94 osservazioni
- *Dataset B*: periodo gennaio 2000 – ottobre 2008, corrispondente a 106 osservazioni
- *Dataset AB*: periodo gennaio 1996 – ottobre 2008, corrispondente a 154 osservazioni

Tali *dataset* risultano avere un numero di osservazioni più che adeguato se confrontati con quelli impiegati in ricerche di natura analoga.

Tabella 5.6 - Dataset AB periodo gennaio 1996 - ottobre 2008, 154 osservazioni

Simbolo variabile	Variable (in inglese)	Fonte	Tipo di dato di origine	Base indice	Dato originale/Elaborazioni
RM1	Retail Milk Price	ISTAT	Numeri indici dei prezzi al consumo per l'intera collettività - latte	1995=100	Dato originale
PM1A	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - latte di vacca - serie mensile ribasata	ribas 1995 = 100	ribasamento 2000.1 - 2003.10
PM2A	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - latte di vacca - serie mensile ribasata	ribas 1995 = 100	ribasamento 2000.1 - 2000.12
PM3A	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - latte di vacca - serie mensile ribasata	ribas 1995 = 100	ribasamento 2001.1 - 2001.12
PM4A	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - latte di vacca - serie mensile ribasata	ribas 1995 = 100	ribasamento 2002.1 - 2002.12
PM5A	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - latte di vacca - serie mensile ribasata	ribas 1995 = 100	ribasamento 2003.1 - 2003.10
PM1B	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - latte di vacca - serie mensile ribasata	ribas 2000 = 100	ribasamento 2000.1 - 2003.10
PM2B	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - latte di vacca - serie mensile ribasata	ribas 2000 = 100	ribasamento 2000.1 - 2000.12
PM3B	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - latte di vacca - serie mensile ribasata	ribas 2000 = 100	ribasamento 2001.1 - 2001.12
PM4B	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - latte di vacca - serie mensile ribasata	ribas 2000 = 100	ribasamento 2002.1 - 2002.12
PM5B	Producer Milk price	ISMEA	Indice dei prezzi alla produzione - latte di vacca - serie mensile ribasata	ribas 2000 = 100	ribasamento 2003.1 - 2003.10
PAP1A	Producer Animal prices	ISTAT	Numeri indici dei prezzi alla produzione dei prodotti venduti dagli agricoltori - prodotti animali - serie	ribas 1995=100	ribasamento 2004.1 - 2004.12
PAP1B	Producer Animal prices	ISTAT	ribasata venduti dagli agricoltori - prodotti animali - serie	ribas 2000=100	ribasamento 2004.1 - 2004.12
IPMA	Import Producer Milk	COEW EB	Indici di prezzo medio all'import del latte in cisterna dai paesi dell'UE 25	1995=100	prezzo unitario (€/kg) indicizzato
IPMB	Import Producer Milk	COEW EB	Indici di prezzo medio all'import del latte in cisterna dai paesi dell'UE 25	2000=100	prezzo unitario (€/kg) indicizzato
MB	Marketing shifter	CON ISTAT	Indici delle retribuzioni contrattuali per dipendente per ATECO 2002 (operai e impiegati) - Industria lattiero-casearia	dic 2000 =100	Dato originale
MA1	Marketing shifter	CON ISTAT	Indici delle retribuzioni contrattuali per dipendente per ATECO 2002 (operai e impiegati) - Industria lattiero-casearia	ribas 1995 = 100	ribasamento 1998.1 - 1998.12
DS1	Demand shifter	ISTAT	Numeri indici dei prezzi al consumo per l'intera collettività - Indice generale con tabacchi	1995=100	Dato originale
DS2	Demand shifter	ISTAT	Numeri indici dei prezzi al consumo per l'intera collettività - Indice generale senza tabacchi	1995=100	Dato originale
DS3	Demand shifter	ISTAT	Numeri indici dei prezzi al consumo per l'intera collettività - alimentari e bevande alcoliche	1995=100	Dato originale
SS1	Supply Shifter	ISMEA	Indici prezzi mezzi correnti di produzione per bovini e bufalini	1998=100	Dati corretti per progresso tecnico az. bovine da latte
SS2	Supply Shifter	ISMEA	Indici prezzi mezzi correnti di produzione per bovini e bufalini	1995=100	Dati corretti per progresso tecnico az. bovine da latte

Fonte: Istat, Conistat, Coeweb, Ismea e successive elaborazioni

4.2. I test di stazionarietà sulle variabili impiegate

Successivamente alla costruzione delle variabili congruenti con il modello teorico è stato necessario analizzare le proprietà statistiche di tali serie storiche. In particolare si è proceduto a verificare che tutte le serie possedessero lo stesso *ordine di integrazione*. Questo perché il test sul potere di mercato schematicamente identificato (a meno di una componente casuale) nella equazione (29) non può essere eseguito attraverso una regressione lineare multivariata (OLS, ordinary least square) a meno che tutte le variabili siano stazionarie o integrate di ordine zero, $I(0)$.

Una serie storica può essere definita stazionaria quando le proprietà statistiche quali media, varianza e covarianza (calcolate per un tratto di lunghezza costante) sono costanti lungo tutta la serie. Per definire e verificare in modo più rigoroso la stazionarietà delle serie storiche possiamo descriverne ogni osservazione come risultante di un processo autoregressivo (AR) identificando un modello di comportamento della variabile in funzione dell'osservazione precedente:

$$y_t = \beta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (30)$$

dove β è un coefficiente che stabilisce l'influenza del valore precedente (y_{t-1}) sul valore corrente della variabile (y_t) e ε_t è una componente di disturbo casuale (normalmente distribuita, con media zero e non correlata con le altre componenti di disturbo ε_i) che costituisce la parte stocastica del processo (mentre βy_{t-1} rappresenta la parte deterministica).

Se $-1 < \beta < 1$ la serie è stazionaria,

quando invece $\beta = 1$; $\beta = -1$ la serie è non stazionaria e viene definita "cammino casuale" (dall'inglese *random walk*) che può essere rappresentato come:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (31)$$

Se la serie non stazionaria y_t viene differenziata ($y_t - y_{t-1}$) e la differenza prima (Δy_t) è stazionaria allora si dice che y_t contiene una *radice unitaria* o è *integrata di ordine uno*, $I(1)$.

L'ordine di integrazione di una serie è dato dal numero di volte che quella serie deve essere differenziata per diventare stazionaria; le serie stazionarie sono quindi I(0).

Un cammino casuale può contenere anche una componente stocastica (α) associabile a eventi casuali i cui effetti permangono nel tempo :

$$y_t = \alpha + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (32)$$

Se le serie storiche hanno un comportamento simile a quello descritto sopra sono non stazionarie e il loro impiego nell'analisi di regressione può portare a risultati fuorvianti.

Sulla base della (31) o della (32) si potrebbero infatti costruire delle serie storiche "artificiali" che non siano in relazione tra loro, utilizzandole poi come variabili dipendente ed esplicative di una regressione lineare multivariata. Poiché le variabili generate artificialmente non hanno alcuna relazione ci si attenderebbero dei valori delle statistiche di regressione (R^2 , R^2 corretto, test t e test F) che confermino che i parametri dei singoli regressori e dell'equazione di regressione nel suo complesso non sono significativamente diversi da zero. In realtà si otterrebbe un risultato esattamente opposto, con valori di R^2 , R^2 corretto alti e con statistiche dei parametri significativamente diverse da zero. Una analisi simile (ma molto più articolata) all'esempio appena descritto è stata effettivamente condotta da Granger e Newbold (1974) utilizzando serie di dati fittizie e non stazionarie generate tramite un esperimento Monte Carlo²⁰. Il rinvenire delle relazioni statistiche significative tra variabili di cui si conosce a priori la reciproca indipendenza confuta la validità dell'analisi di regressione col principio dei minimi quadrati ordinari (OLS) condotta su questo tipo di serie; Granger e Newbold (1974) hanno espresso questo concetto definendo *regressioni spurie* le analisi OLS condotte utilizzando come regressori delle serie non stazionarie.

E' quindi estremamente importante essere in grado di capire in modo rapido se le serie che si stanno utilizzando sono stazionarie o non stazionarie. Questo viene facilmente verificato attraverso i test di radice unitaria (*unit root test*) che verificano se il valore di beta è significativamente uguale o diverso da 1. Se a entrambi i termini della (30) sottraiamo y_t otteniamo:

²⁰ La spiegazione data nella presente trattazione non ha la pretesa di "illustrare" il lavoro di Granger e Newbold (1974) ma solo di far comprendere secondo quale logica si spiega l'inaffidabilità dei risultati di regressioni eseguite con serie storiche non stazionarie.

$$y_t - y_{t-1} = \beta y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (33)$$

che raccogliendo i termini può essere riscritta come

$$\Delta y_t = (\beta - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (34)$$

In base alla (34) possiamo formulare due ipotesi nulle di non stazionarietà²¹:

$$H_0 : \beta = 1 \leftrightarrow H_0 : \delta = 0$$

contrapposte a due ipotesi alternative di stazionarietà:

$$H_1 : \beta < 1 \leftrightarrow H_1 : \delta < 0$$

Se si accetta H_0 la serie è non stazionaria mentre il suo rifiuto indica che la serie è stazionaria. Questa è la struttura della maggior parte dei test di radice unitaria; esiste tuttavia un caso - il test di Kwiatkowski Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) - in cui l'ipotesi nulla è la stazionarietà della serie ($H_0 : \delta < 0$) il cui rifiuto indica che la serie è non stazionaria.

Per brevità viene trattato con un certo grado di dettaglio solo uno dei tre test di radice unitaria effettuati sulle variabili oggetto del presente lavoro, il primo e forse più noto, il test di Dickey-Fuller.

In questo e in altri test sviluppati successivamente, l'ipotesi nulla di non stazionarietà ($H_0 : \delta = 0$) viene verificata assumendo che la serie può avere un comportamento riconducibile a tre distinti processi autoregressivi (AR); il primo processo è già stato illustrato nella (34) e assume che se la serie è non stazionaria, la sua differenza prima (Δy_t) dipende solo dalla componente di disturbo casuale ε_t :

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (35)$$

Il secondo processo permette che la differenza prima abbia un trend conferitogli da una componente stocastica (*drift*) rappresentata da un'intercetta:

²¹ Non è stata considerata l'opzione $H_0 : \beta > 1 \leftrightarrow H_0 : \delta > 0$ che caratterizza le serie che evolvono nel tempo con andamento "esplosivo" e rappresenta perciò un caso raro tra le variabili economiche.

$$\Delta y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (36)$$

Nel terzo caso si assume un processo in cui alla componente stocastica (l'intercetta α) si affianchi una componente deterministica che conferisce un *trend temporale*:

$$\Delta y_t = \alpha + \alpha_1 t + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (37)$$

Per verificare la presenza di radici unitarie è quindi sufficiente regredire la variabile y_{t-1} rispetto alla differenza prima Δy_t , scegliendo se includere o meno l'intercetta α e il trend temporale t . Si verifica quindi se il parametro stimato δ è significativamente diverso da zero. Il test che viene normalmente eseguito sui parametri di una regressione confronta il loro valore (diviso il rispettivo errore standard) rispetto a valori critici della distribuzione t; tuttavia tale confronto non è corretto in questo caso poiché se y_t è non stazionaria il parametro δ non ha una distribuzione t e va quindi messo a confronto con dei valori critici calcolati appositamente da Dickey e Fuller (1979) per le tre ipotesi descritte in precedenza. Inoltre nelle equazioni (35) – (37) si assume un processo autoregressivo di ordine uno - AR(1) - si suppone cioè che la variabile y_t sia influenzata unicamente dal valore y_{t-1} ; se però la y_t deriva da processi autoregressivi di ordine superiore, allora i loro residui ε_t sono autocorrelati e la stima dei parametri δ è distorta. Per controllare per l'autocorrelazione dei residui si aggiungono alle (35) – (37) delle variabili ritardate.

Nel caso della (36) avremo, per esempio:

$$\Delta y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \gamma_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (38)$$

rappresentabile in forma compatta come

$$\Delta y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \sum_{i=p} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (39)$$

Poiché le equazioni costruite come la (39) assicurano una stima non distorta di sigma rendendo quindi la ricerca delle radici unitarie più accurata, il test che ne discende è detto *test di Dickey-Fuller aumentato (Augmented Dickey-Fuller test, ADF)*. Il valore di p che definisce l'ordine del processo autoregressivo è selezionato in maniera automatica dai vari software econometrici sulla base delle caratteristiche della serie e di alcuni criteri informativi.

Su ciascuna serie contenuta nei 3 *dataset* presentati nel paragrafo precedente sono stati condotti tre distinti test,²²:

- Il test di Dickey-Fuller aumentato (in seguito ADF);
- Il test di Phillips-Perron²³ (in seguito PP);
- Il test di Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (in seguito KPSS).

Mentre i primi due testano l'ipotesi nulla $H_0 : \delta = 0$ il cui rifiuto indica che la serie è stazionaria, il KPSS assume che la serie sia stazionaria sotto l'ipotesi nulla $H_0 : \delta < 0$ il cui rifiuto indica che la serie stessa è non stazionaria. A differenza di ADF e PP, il KPSS ha dei valori critici della distribuzione di δ calcolati appositamente dagli stessi Autori del test.

Ogni test è stato condotto per il periodo di tempo proprio di ciascun *dataset* sia per le variabili in livello, sia per le loro differenze prime, assumendo la presenza della sola intercetta (α) oppure dell'intercetta con trend temporale (α, t). I valori di t statistico di ogni variabile in livello e in differenza prima sono presentati nella tabelle 5.7 – 5.12 in cui sono riportati per ogni test i valori critici di confronto all'1%, 5% e 10%. Per i soli test ADF e PP è riportata la probabilità di accettazione dell'ipotesi nulla di non stazionarietà.

Per spiegare meglio il funzionamento dei test ADF e PP (che assumono come ipotesi nulla la presenza di una radice unitaria $H_0 : \delta = 0$ e quindi la non stazionarietà della serie) consideriamo la variabile RM1 nella tabella 5.7; in tutti e 4 i casi appartenenti ai due test si può osservare (nella colonna “Prob.”) che questa serie ha alte probabilità di contenere una radice unitaria (91,4% e 99,8% con ADF test, 96,6% e 99,7% con PP test); in caso il livello di probabilità non fosse riportato, si deve ricorrere alla statistica t (t aggiustato nel PP test) per decidere se accettare o rifiutare l'ipotesi nulla di non stazionarietà.

²⁰ I test di stazionarietà sulle serie e la successiva analisi econometrica sono state condotte utilizzando il software *EViews 6*.

²¹ Questo test differisce dall'ADF per l'impiego di un metodo alternativo non parametrico per controllare per l'autocorrelazione dei residui nella ricerca delle radici unitarie.

Tab 5.7 - Dataset A: Test di radice unitaria (variabili in livello), gennaio 1996 - ottobre 2003

Variabile	ADF TEST (Schwarz info criterion)				PHILIPS-PERRON TEST				KPSS TEST	
	Intercetta e trend		Intercetta		Intercetta e trend		Intercetta		Intercetta e trend	Intercetta
	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	Adj. t-Stat	Prob.	Adj. t-Stat	Prob.	LM-Stat.	LM-Stat.
RM1	-1,153	0,914	1,235	0,998	-0,746	0,966	1,080	0,997	0,301	1,170
PAPA	-2,202	0,483	-2,236	0,195	-1,917	0,638	-1,942	0,312	0,277	0,285*
IPMA	-3,100	0,112	-3,673*	0,006	-3,378	0,061	-3,310*	0,017	0,150*	0,216*
PMA	-1,972	0,609	-1,722	0,417	-1,972	0,609	-1,722	0,417	0,211	0,373*
MB	-3,864*	0,018	-0,324	0,916	-3,942*	0,014	0,280	0,976	0,131*	1,272
MA1	-3,806*	0,021	-0,311	0,918	-3,882*	0,017	0,300	0,977	0,133*	1,272
SS1	-2,098	0,540	-0,901	0,784	-2,028	0,579	-0,901	0,784	0,227	0,972
SS2	-2,098	0,540	-0,901	0,784	-2,028	0,579	-0,901	0,784	0,227	0,972
SS3	-1,457	0,837	-1,466	0,546	-1,886	0,654	-1,876	0,342	0,230	0,258*
DS1	-0,693	0,970	1,485	0,999	-0,901	0,951	1,278	0,998	0,304	1,274
DS2	-0,868	0,955	1,242	0,998	-1,016	0,936	1,115	0,997	0,304	1,274
DS3	-0,922	0,948	1,531	0,999	-0,407	0,986	2,038	1,000	0,311	1,169
Valori critici										
1%	-4,059		-3,502		-4,059		-3,502		0,216	0,739
5%	-3,459		-2,893		-3,459		-2,893		0,146	0,463
10%	-3,155		-2,583		-3,155		-2,583		0,119	0,347

* bassa probabilità di accettazione dell'ipotesi di nonstazionarietà per i test ADF e PP ($P < 5\%$); accettazione dell'ipotesi di stazionarietà nel test KPSS $> 5\%$

In tal caso il valore di t di ogni variabile va confrontato con i valori critici che assume la distribuzione t se l'ipotesi nulla di radice unitaria è vera, tali valori sono appositamente calcolati per ogni test e riportati nelle ultime tre righe di ogni tabella. Ad esempio i valori critici della distribuzione t dell'ADF test con intercetta e trend (prima colonna) ci dicono che se l'ipotesi nulla (la variabile contiene una radice unitaria ed è quindi non stazionaria) è vera, allora il valore della statistica t della variabile considerata dovrà essere *meno negativo* (trattandosi di valori negativi consideriamo la coda sinistra della distribuzione) dei valori critici riportati a fondo tabella; nel caso della variabile RM1 il valore di t è -1,153, decisamente meno negativo di -3,155 che rappresenta il valore critico entro il quale esiste il 10% di probabilità che l'ipotesi nulla sia vera, dato confermato dal valore di 91,4%, che rappresenta l'effettiva probabilità che RM1 contenga una radice unitaria e sia quindi non stazionaria. In questo caso quindi possiamo accettare l'ipotesi nulla di non stazionarietà di RM1.

Come si può osservare nella tabella 5.7 limitatamente ai test ADF e PP, in nessun caso le serie presentano valori di t tali da rigettare l'ipotesi nulla di non stazionarietà; si ritiene tuttavia ragionevole considerare *tendenzialmente* stazionarie quelle variabili che presentino bassi livelli di probabilità di accettazione dell'ipotesi nulla, di norma tali livelli sono individuati nel 5%, come evidenziato dagli asterischi nella tabella 5.7 e successive (solo per le variabili in livello).

Passando ad esaminare il test KPSS si ricorda che esso assume la stazionarietà della serie come ipotesi nulla, che se rifiutata indica la presenza di una radice unitaria. Il KPSS è quindi un test speculare ai test ADF e PP. In tal caso l'accettazione o il rifiuto dell'ipotesi nulla non si basano su un test t ma su un test LM (*Lagrange Multiplier*), i cui valori critici sono appositamente calcolati e riportati a fondo tabella; essendo speculare agli altri test, anche la lettura dei valori della distribuzione LM da comparare con i rispettivi valori critici è differente. Consideriamo ancora la variabile RM1 nel caso del KPSS test con intercetta e trend in tabella 5.7; se l'ipotesi nulla di stazionarietà è vera, la statistica LM avrà una distribuzione caratterizzata dai valori critici riportati nella penultima colonna a fondo pagina. Siccome il valore della statistica LM per RM1 con intercetta e trend (0,301) è consistentemente maggiore del valore critico all'1% (0,216) allora siamo portati a rifiutare l'ipotesi nulla di stazionarietà di RM1 e ad accettare l'ipotesi alternativa, considerando RM1 nonstazionaria.

Come si può notare nella tabella 5.7 e successive, i risultati del test KPSS non sono sempre coerenti con le indicazioni fornite dai test ADF e PP, tendendo il primo ad accettare l'ipotesi nulla stazionarietà anche quando i secondi accettano l'opposta ipotesi nulla di non stazionarietà. Per questo motivo, come fatto in precedenza per gli altri test, si ritiene opportuno considerare stazionaria una variabile con probabilità maggiore o al limite uguale al 5% di accettazione dell'ipotesi nulla per il test KPSS.

Abbiamo ora tutti gli strumenti necessari per la piena comprensione della tabella 5.7 e successive. Partendo dal *dataset* A, per poi passare al B e all'AB verranno commentati i risultati dei test di stazionarietà condotti sulle variabili in livello e in differenza prima²⁴.

²⁴ Si ricorda che una *variabile in differenza prima* si ottiene sottraendo alla variabile al tempo t la variabile al tempo $t-1$.

In riferimento alle variabili in livello del *dataset* in tabella 5.7 notiamo che la variabile RM1 e le sei variabili degli *shifter* di domanda e offerta risultano non stazionarie secondo tutti e tre i test, con la sola eccezione di SS3 che risulterebbe stazionaria con probabilità superiore al 10% secondo il KPSS test con intercetta. Lo stesso dicasi per le variabili di prezzo alla produzione PAPA e PMA. Le variabili legate ai costi di mercato MB e MA1 presentano, nell'ipotesi di intercetta e trend, una bassa probabilità di nonstazionarietà (<5%) con ADF e PP e una probabilità di accettazione della stazionarietà compresa tra il 5% e il 10%, ma presentano però un'alta probabilità di nonstazionarietà nell'ipotesi di sola intercetta secondo tutti e tre i test. La variabile IPMA, infine, presenta nell'ipotesi di intercetta dei tre test delle basse probabilità di non stazionarietà e un'alta probabilità di stazionarietà, mentre con la forma funzionale alternativa (intercetta e trend) risulta non stazionaria con probabilità sempre inferiori al 12% e appare stazionaria con probabilità superiori al 5%.

Tab 5.8 - *Dataset A*: Test di radice unitaria (variabili in differenza prima), gennaio 1996 - ottobre 2003

Variabile	ADF TEST (Schwarz info criterion)				PHILIPS-PERRON TEST				KPSS TEST	
	Intercetta e trend		Intercetta		Intercetta e trend		Intercetta		Intercetta e trend	Intercetta
	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	Adj. t-Stat	Prob.	Adj. t-Stat	Prob.	LM-Stat.	LM-Stat.
RM1	-5,391	0,000	-5,047	0,000	-5,295	0,000	-5,011	0,000	0,141	0,360
PAPA	-6,117	0,000	-6,144	0,000	-6,111	0,000	-6,142	0,000	0,093	0,108
IPMA	-9,833	0,000	-9,844	0,000	-9,854	0,000	-9,862	0,000	0,074	0,089
PMA	-9,460	0,000	-9,509	0,000	-9,458	0,000	-9,507	0,000	0,072	0,068
MB	-10,424	0,000	-10,476	0,000	-12,459	0,000	-12,538	0,000	0,114	0,135
MA1	-10,426	0,000	-10,477	0,000	-12,421	0,000	-12,493	0,000	0,116	0,138
SS1	-10,648	0,000	-10,684	0,000	-10,648	0,000	-10,684	0,000	0,054	0,090
SS2	-10,648	0,000	-10,684	0,000	-10,648	0,000	-10,684	0,000	0,054	0,090
SS3	-9,432	0,000	-9,221	0,000	-9,389	0,000	-8,572	0,000	0,074	0,284
DS1	-8,483	0,000	-8,250	0,000	-8,474	0,000	-8,294	0,000	0,077	0,294
DS2	-8,726	0,000	-8,514	0,000	-8,726	0,000	-8,499	0,000	0,078	0,264
DS3	-5,037	0,000	-4,540	0,000	-4,481	0,003	-4,513	0,000	0,063	0,529
Valori critici										
1%	-4,060		-3,502		-4,060		-3,502		0,216	0,739
5%	-3,459		-2,893		-3,459		-2,893		0,146	0,463
10%	-3,155		-2,584		-3,155		-2,584		0,119	0,347

Considerando globalmente l'esito dei test si è indotti a considerare l'insieme delle variabili del *dataset A* non stazionarie in livello, con l'eccezione della variabile IPMA tendenzialmente stazionaria in livello, dal momento che, a differenza delle variabili MB e MA1 non presenta in nessun caso delle forti evidenze di non stazionarietà.

Osservando invece gli esiti dei test di radice unitaria condotti sulle variabili in differenza prima del *dataset* A (tabella 5.8) si nota facilmente come tutte risultino chiaramente stazionarie.

Tab 5.9 - *Dataset* B: Test di radice unitaria (variabili in livello), gennaio 2000 - ottobre 2008

Variabile	ADF TEST (Schwarz info criterion)				PHILIPS-PERRON TEST				KPSS TEST	
	Intercetta e Trend		Intercetta		Intercetta e Trend		Intercetta		Intercetta e Trend	Intercetta
	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	Adj. t-Stat	Prob.	Adj. t-Stat	Prob.	LM-Stat.	LM-Stat.
RM1	-2,157	0,508	-0,501	0,886	-1,058	0,930	0,371	0,981	0,133*	1,148
PAPB	-1,128	0,919	-0,545	0,877	-0,872	0,955	-0,273	0,924	0,168	0,395*
IPMB	-1,883	0,656	-1,920	0,322	-2,258	0,453	-2,280	0,180	0,207	0,260*
PMB	-1,215	0,902	-1,082	0,721	-1,495	0,825	-1,452	0,554	0,183	0,201*
MB	-3,853*	0,018	0,184	0,970	-3,629*	0,032	1,437	0,999	0,232	1,161
MA1	-3,837*	0,018	0,188	0,971	-3,611*	0,034	1,435	0,999	0,230	1,161
SS1	-2,130	0,523	-0,587	0,868	-1,587	0,792	-0,078	0,948	0,195	1,077
SS2	-2,130	0,523	-0,587	0,868	-1,587	0,792	-0,078	0,948	0,195	1,077
SS4	-2,009	0,589	-0,976	0,760	-2,137	0,519	-1,318	0,619	0,181	0,787
DS1	-2,145	0,515	0,162	0,969	-2,030	0,578	0,281	0,976	0,102*	1,169
DS2	-2,099	0,540	0,005	0,956	-1,997	0,596	0,111	0,965	0,119*	1,168
DS3	-1,507	0,821	0,062	0,961	-1,192	0,907	0,229	0,973	0,148	1,111
Valori critici										
1%	-4,047		-3,493		-4,047		-3,493		0,216	0,739
5%	-3,453		-2,889		-3,453		-2,889		0,146	0,463
10%	-3,152		-2,582		-3,152		-2,581		0,119	0,347

* bassa probabilità di accettazione dell'ipotesi di nonstazionarietà per i test ADF e PP ($P \leq 5\%$); accettazione dell'ipotesi di stazionarietà nel test KPSS $\geq 5\%$

Esaminando la tabella 5.10 che riporta i test per le variabili in livello del *dataset* B si nota subito come anche in questo caso tutte le variabili associate agli *shifter* di domanda e offerta risultano con buona probabilità non stazionarie, con la sola eccezione di DS1 e DS2 che nel KPSS con intercetta e trend sono stazionarie con probabilità maggiore o uguale al 10%. Analoga considerazione vale per RM1 che nel KPSS intercetta e trend risulta stazionaria con probabilità superiore al 5%. Analogamente a quanto visto per il *dataset* precedente, le variabili legate ai costi di mercato, MB e MA1 si presentano debolmente non stazionarie in ADF e PP con intercetta e trend, mentre risultano quasi sicuramente non stazionarie con sola intercetta e inducono a rifiutare l'ipotesi di stazionarietà in entrambe le specificazioni del KPSS. Le restanti variabili associate al prezzo alla produzione (PAPB, IPMB, PMB) presentano in generale un'alta probabilità di non stazionarietà con ADF e PP ma un'accettazione della stazionarietà con KPSS con intercetta superiore al 5%. La variabile IPMB presenta tuttavia delle probabilità di non stazionarietà con ADF e PP sempre nettamente inferiori rispetto a PAPB e PMB. In complesso tutte le variabili in livello del

dataset B sembrerebbero essere tendenzialmente non stazionarie, con un certo grado di incertezza associato alla variabile IPMB e un minore grado di incertezza per le variabili MB e MA1.

Tab 5.10 - *Dataset B*: Test di radice unitaria (variabili in differenza prima), gennaio 2000 - ottobre 2008

Variabile	ADF TEST (Schwarz info criterion)				PHILIPS-PERRON TEST				KPSS TEST	
	Intercetta e Trend		Intecetta		Intercetta e Trend		Intercetta		Intercetta e Trend	Intercetta
	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	Adj. t-Stat	Prob.	Adj. t-Stat	Prob.	LM-Stat.	LM-Stat.
RM1	-3,439	0,052	-3,474	0,011	-3,473	0,048	-3,502	0,010	0,151	0,185
PAPB	-7,010	0,000	-6,928	0,000	-6,986	0,000	-6,933	0,000	0,123	0,218
IPMB	-9,227	0,000	-9,264	0,000	-9,221	0,000	-9,259	0,000	0,049	0,065
PMB	-9,504	0,000	-9,522	0,000	-9,568	0,000	-9,593	0,000	0,091	0,130
MB	-11,323	0,000	-11,314	0,000	-21,544	0,000	-14,751	0,000	0,203	0,203
MA1	-11,325	0,000	-11,316	0,000	-21,360	0,000	-14,666	0,000	0,202	0,313
SS1	-7,758	0,000	-7,774	0,000	-8,087	0,000	-8,107	0,000	0,063	0,123
SS2	-7,758	0,000	-7,774	0,000	-8,087	0,000	-8,107	0,000	0,063	0,123
SS4	-8,252	0,000	-8,296	0,000	-8,356	0,000	-8,398	0,000	0,056	0,063
DS1	-7,865	0,000	-7,903	0,000	-7,842	0,000	-7,878	0,000	0,082	0,093
DS2	-7,911	0,000	-7,955	0,000	-7,895	0,000	-7,938	0,000	0,096	0,099
DS3	-5,066	0,000	-5,069	0,000	-5,109	0,000	-5,114	0,000	0,170	0,179
Valori critici										
1%	-4,047		-3,493		-4,047		-3,493		0,216	0,695
5%	-3,453		-2,889		-3,453		-2,889		0,146	0,437
10%	-3,152		-2,582		-3,152		-2,582		0,119	0,328

Dall'esame della tabella 5.10 le variabili del *dataset B* risultano essere tutte stazionarie in livello con un buon grado di probabilità, con la sola eccezione della variabile dipendente RM1 che in presenza di intercetta e trend presenta una certa probabilità di accettazione dell'ipotesi di non stazionarietà o di rifiuto dell'ipotesi di non stazionarietà, cosa che non si verifica nel caso di intercetta e trend; tale sensibilità alla specificazione del processo autoregressivo sotteso alla modellizzazione del comportamento della variabile dovrà essere tenuto in debita considerazione durante la successiva analisi econometrica.

Tab 5.11 - *Dataset* AB: Test di radice unitaria (variabili in livello), gennaio 1996 - ottobre 2008

Variabile	ADF TEST (Schwarz info criterion)				PHILIPS-PERRON TEST				KPSS TEST	
	Intercetta e Trend		Intercetta		Intercetta e Trend		Intercetta		Intercetta e Trend	Intercetta
	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	Adj. t-Stat	Prob.	Adj. t-Stat	Prob.	LM-Stat.	LM-Stat.
RM1	-2,117	0,532	0,854	0,995	-0,910	0,951	1,291	0,999	0,109*	1,455
PAP1A	-1,972	0,612	-1,666	0,447	-1,437	0,846	-1,263	0,646	0,172	0,367*
PAP1B	-1,969	0,613	-1,675	0,442	-1,586	0,794	-1,298	0,630	0,149	0,341*
IPMA	-3,702*	0,025	-3,761*	0,004	-3,340	0,064	-3,399*	0,012	0,125*	0,138*
IPMB	-3,702*	0,025	-3,761*	0,004	-3,340	0,064	-3,399*	0,012	0,125*	0,138*
PM1A	-1,554	0,807	-1,666	0,446	-1,766	0,717	-1,901	0,331	0,149	0,171*
PM1B	-1,542	0,811	-1,657	0,451	-1,772	0,714	-1,907	0,328	0,146*	0,171*
PM2A	-1,556	0,806	-1,654	0,453	-1,768	0,716	-1,892	0,336	0,150	0,166*
PM2B	-1,549	0,808	-1,649	0,455	-1,780	0,710	-1,903	0,330	0,144*	0,162*
PM3A	-1,546	0,810	-1,708	0,425	-1,759	0,720	-1,931	0,318	0,142*	0,203*
PM3B	-1,515	0,820	-1,684	0,437	-1,738	0,730	-1,918	0,324	0,157	0,214*
PM4A	-1,554	0,806	-1,665	0,447	-1,766	0,717	-1,900	0,332	0,149	0,149*
PM4B	-1,543	0,810	-1,656	0,452	-1,773	0,713	-1,907	0,329	0,146*	0,169*
PM5A	-1,563	0,803	-1,617	0,472	-1,773	0,713	-1,861	0,350	0,155	0,158*
PM5B	-1,568	0,801	-1,627	0,466	-1,803	0,699	-1,891	0,336	0,137*	0,142*
MA1	-2,538	0,310	0,431	0,984	-2,148	0,515	1,914	1,000	0,381	1,483
MB	-2,560	0,299	0,425	0,983	-2,175	0,500	1,893	1,000	0,381	1,484
SS1	-1,322	0,879	1,186	0,998	-1,318	0,880	0,681	0,991	0,237	1,272
SS2	-1,322	0,879	1,186	0,998	-1,318	0,880	0,681	0,991	0,237	1,272
DS1	-1,703	0,746	1,525	0,999	-1,461	0,839	1,504	0,999	0,223	1,511
DS2	-1,884	0,658	1,378	0,999	-1,595	0,791	1,265	0,998	0,174	1,511
DS3	-1,744	0,727	1,302	0,999	-1,071	0,930	1,763	1,000	0,155	1,474
Valori critici										
1%	-4,019		-3,473		-4,019		-3,473		0,216	0,715
5%	-3,439		-2,880		-3,439		-2,880		0,146	0,449
10%	-3,144		-2,577		-3,144		-2,577		0,119	0,337

* bassa probabilità di accettazione dell'ipotesi di nonstazionarietà per i test ADF e PP ($P \leq 5\%$); accettazione dell'ipotesi di stazionarietà nel test KPSS $\geq 5\%$

Osservando la tabella 5.11 relativa ai test per le variabili in livello del *dataset* AB si nota come nei casi precedenti che gli *shifter* di domanda e offerta risultino non stazionari così come anche le variabili dei costi di mercato. Data la numerosità delle restanti variabili si procederà a commentarne le proprietà aggregandole in gruppi omogenei seguendo un ordine di non stazionarietà complessiva decrescente, presentando cioè per prime quelle variabili o gruppi per cui la probabilità di non stazionarietà è maggiore lasciando per ultime quelle che risultano invece più probabilmente stazionarie. La variabile RM1 risulta non stazionaria con una sensibilità alla specificazione che si rende evidente nel KPSS con intercetta e trend, secondo cui sarebbe stazionaria con più del 10% di probabilità. Le variabili PAP1A, PAP1B e alcune variabili PM (PM1A, PM2A, PM3B, PM4A e PM5A) risultano non stazionarie con

una minore probabilità in caso di sola intercetta, testimoniata nel KPSS con intercetta da una probabilità di stazionarietà maggiore del 10% laddove col medesimo test con intercetta e trend tale probabilità è inferiore al 5%. Le restanti variabili PM (PM1B, PM2B, PM3A, PM4B PM5B) differiscono dal precedente gruppo per il fatto di avere in caso di intercetta e trend una probabilità di stazionarietà maggiore del 5% (con KPSS). Le variabili IPMA e IPMB, infine, hanno una probabilità di essere non stazionarie (con ADF e PP) inferiore al 5% in tre casi su quattro (nel quarto caso la probabilità di non stazionarietà è del 6,4%) e una probabilità di stazionarietà (con KPSS) maggiore del 5% con sola intercetta e decisamente maggiore del 10% con intercetta e trend. Queste risultanze portano a considerare tali variabili stazionarie in livello con un buon grado di confidenza.

Tab 5.12- Dataset AB: Test di radice unitaria (variabili in differenza prima), gennaio 1996 - ottobre 2008

Variabile	ADF TEST (Schwarz info criterion)				PHILIPS-PERRON TEST				KPSS TEST	
	Intercetta e Trend		Intercetta		Intercetta e Trend		Intercetta		Intercetta e Trend	Intercetta
	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	Adj. t-Stat	Prob.	Adj. t-Stat	Prob.	LM-Stat.	LM-Stat.
RM1	-4,501	0,002	-4,243	0,001	-4,470	0,002	-4,192	0,001	0,091	0,253
PAP1A	-8,170	0,000	-8,156	0,000	-8,061	0,000	-8,195	0,000	0,081	0,151
PAP1B	-8,178	0,000	-8,178	0,000	-8,207	0,000	-8,221	0,000	0,087	0,136
IPMA	-11,927	0,000	-11,917	0,000	-11,925	0,000	-11,915	0,000	0,043	0,082
IPMB	-11,927	0,000	-11,917	0,000	-11,925	0,000	-11,915	0,000	0,043	0,082
PM1A	-11,907	0,000	-11,875	0,000	-11,910	0,000	-11,883	0,000	0,052	0,144
PM1B	-11,925	0,000	-11,893	0,000	-11,933	0,000	-11,907	0,000	0,053	0,142
PM2A	-11,907	0,000	-11,874	0,000	-11,911	0,000	-11,883	0,000	0,052	0,145
PM2B	-11,923	0,000	-11,892	0,000	-11,931	0,000	-11,907	0,000	0,053	0,141
PM3A	-11,908	0,000	-11,879	0,000	-11,911	0,000	-11,887	0,000	0,055	0,141
PM3B	-11,933	0,000	-11,898	0,000	-11,940	0,000	-11,911	0,000	0,052	0,147
PM4A	-11,907	0,000	-11,875	0,000	-11,910	0,000	-11,883	0,000	0,052	0,144
PM4B	-11,924	0,000	-11,893	0,000	-11,933	0,000	-11,907	0,000	0,053	0,142
PM5A	-11,909	0,000	-11,873	0,000	-11,911	0,000	-11,882	0,000	0,050	0,146
PM5B	-11,918	0,000	-11,890	0,000	-11,928	0,000	-11,906	0,000	0,054	0,133
MA1	-13,619	0,000	-13,596	0,000	-20,940	0,000	-16,186	0,000	0,123	0,322
MB	-13,617	0,000	-13,595	0,000	-21,036	0,000	-16,258	0,000	0,124	0,322
SS1	-9,980	0,000	-9,867	0,000	-10,230	0,000	-10,148	0,000	0,043	0,250
SS2	-9,980	0,000	-9,867	0,000	-10,230	0,000	-10,148	0,000	0,043	0,250
DS1	-9,631	0,000	-9,435	0,000	-9,631	0,000	-9,551	0,000	0,050	0,260
DS2	-9,734	0,000	-9,574	0,000	-9,716	0,000	-9,554	0,000	0,056	0,210
DS3	-5,884	0,000	-5,586	0,000	-5,892	0,000	-5,572	0,000	0,091	0,360
Valori critici										
1%	-4,019		-3,498		-4,019		-3,473		0,216	0,739
5%	-3,439		-2,906		-3,439		-2,880		0,146	0,463
10%	-3,144		-2,603		-3,144		-2,577		0,119	0,347

L'esame globale della tabella 5.11 ci porta a considerare le variabili in livello del *dataset* AB tendenzialmente non stazionarie, con i dovuti distinguo illustrati nel commento e con l'eccezione delle variabili IPMA e IPMB che sono da considerarsi stazionarie.

Osservando infine la tabella 5.12 si desume che le variabili in differenza prima del *dataset* AB sono tutte stazionarie con un ampio margine di probabilità.

I dati e i commenti alle tabelle 5.7, 5.9 e 5.11 inducono ad accettare l'ipotesi di non stazionarietà delle serie in livello dei tre *dataset* considerati con un certo grado di confidenza statistica, variabile a seconda del tipo di test e del processo autoregressivo ipotizzato ad eccezione delle variabili IPMA e IPMB che risultano tendenzialmente stazionarie. Ciò significa che l'impiego di tali variabili in una regressione lineare multivariata (OLS) porterebbe ad ottenere risultati spuri, cioè apparentemente significativi pur in assenza di un reale legame tra le variabili stesse.

Per i tre *dataset*, i test condotti sulle variabili in livello sono stati effettuati anche sulle loro *differenze prime* (tabelle 5.8, 5.10 e 5.12) e i risultati ottenuti indicano con un ampio grado di confidenza statistica che queste sono tutte stazionarie. Questo ulteriore risultato suggerisce che quasi tutte le variabili oggetto di analisi sono non stazionarie in livello ma che le loro differenze prime sono stazionarie. Tali variabili sono quindi $I(1)$ – integrate di ordine uno – ed hanno quindi *lo stesso ordine di integrazione*.

Anche se le variabili sono non stazionarie in livello (e quindi non utilizzabili in una OLS) il fatto che abbiano lo stesso ordine di integrazione soddisfa una condizione necessaria per il loro impiego in una tecnica di analisi alternativa alla classica regressione lineare multivariata nota come *modello a correzione d'errore* che verrà succintamente illustrata nel capitolo successivo.

5. ANALISI ECONOMETRICA E RISULTATI

5.1. Alcune considerazioni preliminari

Ogniqualevolta si voglia verificare una ipotesi teorica è necessario metterla a confronto con la realtà che l'ipotesi stessa mira a descrivere. Nelle scienze sperimentali tale verifica viene condotta, entro certi limiti e a seconda della disciplina oggetto di indagine, attraverso *esperimenti controllati* in cui cioè almeno le variabili più importanti possono essere determinate da chi conduce l'esperimento stesso, ottenendo i cosiddetti *dati primari*. Nelle scienze sociali, al contrario, la verifica delle ipotesi teoriche si scontra col fatto che *spesso* (esistono ovviamente delle importanti eccezioni) i sistemi oggetto di studio non possono essere riprodotti sperimentalmente e in tali casi si ricorre quindi alla semplice osservazione delle manifestazioni quantitative della realtà oggetto di studio, attraverso *esperimenti non controllati* da cui si ottengono dei *dati secondari*.

Questo è ciò che accade di frequente nella ricerca in ambito economico²⁵ anche se in tali contesti il rapporto tra teoria e risultati derivanti dall'osservazione della realtà è differente rispetto alle scienze sperimentali. Se in queste ultime, infatti, vale la "regola d'oro" per cui le evidenze sperimentali (se l'esperimento è condotto correttamente) possono portare a *confutare e ridiscutere* gli assunti teorici, in parte della ricerca economica pare invece vigere la prassi per cui le applicazioni empiriche hanno principalmente lo scopo di *stimare*, attraverso l'inferenza statistica, il valore dei parametri associati alle variabili rilevanti, dando per assodata la validità della retrostante teoria.

Il differente ruolo delle evidenze empiriche tra ricerca economica e altre discipline si può attribuire alle diverse condizioni sperimentali (esperimenti controllati vs esperimenti non

²⁵ Anche in questo caso esistono delle significative eccezioni all'uso di esperimenti non controllati nella ricerca economica, eccezioni che vanno dalle tecniche di ricerca qualitativa, alla *choice modelling* fino all'economia sperimentale.

controllati) e al fatto che molte variabili definite dalla teoria economica non solo non sono controllabili ma in taluni casi sono difficilmente osservabili e stimabili; in questi casi si opta quindi per l'impiego di variabili che si suppone approssimino il comportamento della determinante non osservabile. Inoltre, anche nel caso di variabili osservabili e rilevabili - a differenza di quanto accade per gli esperimenti controllati - le condizioni e le modalità di rilevazione, elaborazione e aggregazione dei dati (metadato) possono non essere note (rendendo difficile identificare il livello di errore di ogni rilevazione), oppure possono essere difformi tra diverse fonti informative che forniscono i dati secondari.

Nella ricerca economica, la non controllabilità delle condizioni sperimentali e la necessità quindi di rivolgersi a dati secondari (ricavati registrando il manifestarsi incontrollato delle variabili nella realtà osservata) sembra depotenziare la capacità confermativa o confutativa della teoria da parte delle evidenze empiriche. Inoltre la teoria neoclassica, partendo da alcuni postulati fondamentali (massimizzazione dell'utilità e informazione perfetta degli agenti e loro agire razionale nel perseguimento dei propri obiettivi) e avvalendosi di formalizzazioni matematiche di crescente complessità, ha fornito nel tempo un voluminoso *corpus* di teorie consistenti con i postulati di partenza. Un esempio attinente al presente lavoro è stato fornito nel capitolo 3 in cui tanto il modello di Gardner (1975), tanto quello derivato di Lloyd et al. (2006a, 2006b, 2009) si sviluppano in continuità con le teorie neoclassiche dell'economia della produzione - massimizzazione del profitto delle imprese sulla base della funzione primaria di offerta di prodotto e duale di domanda di fattori produttivi - della domanda di beni di consumo, dell'equilibrio di mercato in condizioni concorrenziali e non concorrenziali. Anche in questo lavoro, quindi, non si pretende che le evidenze empiriche possano validare o confutare il modello teorico di riferimento, sia perché l'architettura del test empirico non lo permette, sia perché, come illustrato nel capitolo precedente, le difformità tra fonti di dati impiegate e la scarsa conoscenza del sottostante metadato non permettono di stabilire a priori se e in che misura eventuali discrasie siano da attribuire ad una falla nel modello teorico o a disomogeneità ed errori presenti nei dati stessi.

L'equazione (27) presentata nel capitolo 3 costituisce il punto di riferimento teorico da cui partire per la verifica empirica della presenza di potere di mercato lungo le filiere che verranno prese in esame. Tuttavia risulterebbe difficoltoso costruire un modello econometrico in grado di stimare tutti i parametri che compaiono nella parte destra della (27). Per ovviare a

questo inconveniente si ricorre alla stima dell'equazione del modello teorico in *forma ridotta*, come suggerito nella (29) aggiungendo ad essa un termine di errore:

$$P_{xi} = \beta_0 + \beta_1 P_{ai} + \beta_2 M_i + \beta_3 N_i + \beta_4 W_i + \varepsilon_i \quad (40)$$

Tale stima in forma ridotta è lecita poiché in caso di concorrenza perfetta lungo la filiera i parametri congetturali che esprimono il grado di condotta oligopolistica (θ) e oligopsonistica (μ) sono pari a zero, e quindi l'equazione (27)

$$P_x - P_a = \frac{D\left(\frac{\theta}{b} + g\mu\right) + (1 + bg)(y + zE) + \left(\frac{\theta}{b} + g\mu\right)cN - (\theta + bg\mu)(h + gW)}{(1 + \theta) + bg(1 + \mu)}$$

collassa nell'equazione (28)

$$P_x - P_a = y + zE = M \quad \Leftrightarrow \quad P_x = P_a + M$$

da cui si deduce che, in assenza di potere di mercato lungo la filiera, stimando in maniera econometricamente appropriata la (40), solo i parametri associati a P_{ai} e M_i a risulterebbero positivi ($\beta_1 > 0$; $\beta_2 > 0$) e significativamente diversi da zero, mentre i parametri associati agli *shifter* esogeni di domanda N_i e offerta W_i non dovrebbero essere significativamente diversi da zero.

In caso invece di esercizio di potere oligopolistico o oligopsonistico lungo la filiera invece i relativi parametri di condotta sono diversi da zero e questo si evidenzerebbe nella significatività del parametro β_3 , associato a N_i e del parametro β_4 , associato a W_i .

In particolare, osservando la (40) si nota chiaramente che in presenza di potere di mercato lungo la filiera lo *shifter* di domanda, N fornisce un contributo positivo (amplia) al margine $P_x - P_a$ e quindi il relativo parametro β_3 dovrebbe essere *positivo e significativo* ($\beta_3 > 0$). Sempre sotto l'ipotesi di potere di mercato, si osserva che lo *shifter* di offerta W fornisce un contributo negativo (restringe) al margine $P_x - P_a$, motivo per cui ci si aspetta che il parametro β_4 ad esso associato sia *negativo e significativo* in presenza di potere di mercato ($\beta_4 < 0$) .

Sia in caso di concorrenza perfetta, sia in caso di potere di mercato lungo la filiera il prezzo al consumo P_i sarà una funzione positiva del prezzo alla produzione e dei costi di mercato,

quindi ci si aspetta che i relativi parametri β_1 e β_2 siano *significativi e positivi* ($\beta_1 > 0$, $\beta_2 > 0$).

Per riassumere quindi ciò che è logico attendersi, concordemente con il modello teorico, in termini di segno e significatività nella stima dei quattro parametri della (40) possiamo dire che:

- E' condizione necessaria, affinché il risultato di stima sia compatibile con la teoria economica, che i parametri del prezzo alla produzione e dei costi di mercato siano *sempre positivi e significativi* ($\beta_1 > 0$, $\beta_2 > 0$)
- E' condizione necessaria per concludere che esiste esercizio del potere di mercato lungo la filiera considerata che *simultaneamente* il parametro dello *shifter* di domanda sia *positivo e significativo* ($\beta_3 > 0$) e che il parametro dello *shifter* di offerta sia *negativo e significativo* ($\beta_4 < 0$).
- E' condizione necessaria per concludere che non esiste esercizio del potere di mercato lungo la filiera considerata che *simultaneamente* sia il parametro dello *shifter* di domanda sia il parametro dello *shifter* di offerta *non siano significativi*.

5.2. Cenni sul modellistica econometrica di riferimento²⁶

Come anticipato nel capitolo precedente essendo le serie impiegate per l'analisi non stazionarie il livello il loro utilizzo per stimare la (40) con una OLS rappresenterebbe una regressione spuria con statistiche della regressione complessiva e dei singoli parametri solo apparentemente significative. Tuttavia, secondo il *Teorema di rappresentazione di Granger* (Engel e Granger, 1987), se un insieme di variabili sono non stazionarie in livello e hanno lo stesso ordine di integrazione, può esistere una variabile data dalla loro differenza o da una loro combinazione lineare che è stazionaria. Se questo si verifica tali variabili sono tra loro

²⁶ Non si pretende in questa sede di fornire una trattazione esaustiva della teoria econometrica alla base dei modelli a correzione d'errore, si intende piuttosto illustrarne gli elementi essenziali (in modo succinto, intuitivo e non analitico) per permettere di comprendere l'interpretazione dei risultati dell'analisi econometrica.

cointegrate. Se la differenza tra le variabili (o una combinazione lineare della loro differenza) è stazionaria, questo significa che il loro andamento nel lungo periodo non diverge e che quindi tali variabili condividono una comune relazione di lungo periodo e la stima della loro differenza rappresenta l'errore di breve termine.

Quando delle variabili sono tra loro cointegrate è allora possibile stimare un *modello a correzione d'errore* che mette in relazione le variazioni di una di esse (che possiamo individuare nella variabile dipendente) dall'equilibrio di lungo periodo al tempo t_1 . I cambiamenti (o errori) nella variabile sono quindi scostamenti della variabile stessa rispetto all'equilibrio di lungo periodo con le altre variabili e il modello a correzione d'errore è in grado di scomporre tali scostamenti in una componente di breve periodo che è causa dell'allontanamento dall'equilibrio e in una componente di lungo periodo, detta *termine di correzione dell'errore* (o ECT, *error correction term*) che riporta il sistema all'equilibrio. Il modello a correzione d'errore permette quindi di stimare separatamente le relazioni di breve e lungo periodo tra variabili nonstazionarie ma cointegrate assicurando che tali relazioni sono statisticamente significative e non spurie. *Il vettore o equazione di cointegrazione* è rappresentato dai parametri stimati associati alla componente di lungo periodo (ECT).

Condizione necessaria affinché si possa stimare un modello a correzione d'errore è quindi la presenza di un solo vettore di cointegrazione tra le variabili considerate; tra tutte le possibili combinazioni di variabili che presentano un solo vettore di cointegrazione solo quelle in cui la componente di lungo periodo (ECT) - in particolare quella associata alla variabile dipendente - risulti statisticamente significativa sono in grado di garantire un ritorno all'equilibrio, nel lungo periodo, del sistema stesso. Poiché la stima del modello a correzione d'errore impiegato nel presente lavoro si avvale di un modello teorico di riferimento che indica in maniera chiara i nessi di causalità tra le variabili (cioè qual è la variabile dipendente e quali sono le variabili esplicative), questo deve essere tenuto in considerazione nella interpretazione della significatività del termine di correzione dell'errore; in particolare, essendo il termine di correzione d'errore composto da una variabile dipendente e da quattro variabili esplicative, affinché il sistema di variabili stimato ritorni all'equilibrio nel lungo periodo è condizione necessaria e sufficiente che il parametro associato alla variabile dipendente sia negativo e significativo.

Va tuttavia sottolineato che se tale condizione non viene soddisfatta (nel segno o nella significatività del parametro dell'ECT associato alla variabile dipendente) ciò implica

semplicemente che il termine di correzione dell'errore non è in grado di ristabilire un equilibrio di lungo periodo tra le variabili, ma questo non dovrebbe inficiare la bontà di stima dei parametri del vettore di cointegrazione, il cui segno e significatività andrà messa a confronto con le indicazioni della teoria economica. In certo modo il fatto che il parametro del termine di correzione d'errore associato alla variabile dipendente sia negativo e significativo può essere considerato una condizione non strettamente necessaria per una stima corretta dei parametri del vettore di cointegrazione dal momento che la presenza della cointegrazione tra le combinazioni di variabili è stata assicurata preliminarmente dall'apposito test.

Per stimare la (40) si è infatti proceduto selezionando per ogni *dataset* quelle combinazioni di variabili che presentassero un solo vettore di cointegrazione utilizzando il test di cointegrazione di Johansen con selezione automatica dei ritardi (lag) nelle variabili del modello econometrico²⁷. Tale test verifica la presenza di un vettore di cointegrazione sotto cinque diverse assunzioni circa la forma funzionale dei dati e la presenza di trend e intercetta nell'equazione di cointegrazione:

1. Nessun trend nei dati; nessuna intercetta e trend nell'equazione di cointegrazione;
2. Nessun trend nei dati; intercetta senza trend nell'equazione di cointegrazione;
3. Trend lineare nei dati; nessuna intercetta e trend nell'equazione di cointegrazione;
4. Trend lineare nei dati; intercetta e trend nell'equazione di cointegrazione;
5. Trend quadratico nei dati; intercetta e trend nell'equazione di cointegrazione

Quelle combinazioni di variabili che presentavano un solo vettore di cointegrazione, sotto una o più delle assunzioni sopraesposte, sono state impiegate nella stima del modello a correzione d'errore. Per tale stima su ogni combinazione è stato utilizzato il numero di ritardi nelle variabili e le restrizioni che garantivano la presenza di un solo vettore di cointegrazione per la combinazione di variabili stessa.

I risultati dell'analisi sono presentati nel paragrafo successivo.

²⁷ Con il software *EViews 6*, impiegato nell'analisi, la selezione del numero di ritardi per il test di cointegrazione di Johansen viene fatta automaticamente.

5.3. Risultati

Prima di illustrare i risultati dell'analisi econometrica è opportuno ricordare quali sono le condizioni al contorno necessarie affinché da una parte la stima econometrica risulti consistente e dall'altra essa fornisca risultati plausibili dal punto di vista della teoria economica e in linea con il test di potere di mercato derivante dal modello teorico.

Le condizioni al contorno necessarie per una corretta stima econometrica attraverso il modello a correzione d'errore sono:

- La presenza di un solo vettore di cointegrazione tra le variabili del modello;
- All'interno del termine di correzione dell'errore, il parametro associato alla variabile dipendente deve sempre essere *negativo e significativo*; si ricorda tuttavia che tale condizione non è strettamente necessaria per una stima corretta dei parametri del vettore di cointegrazione.

Rappresentano invece delle condizioni al contorno affinché i parametri stimati del vettore di cointegrazione siano in linea con quanto indicato dalla teoria economica e dal modello teorico le seguenti:

- E' condizione necessaria che i parametri del prezzo alla produzione e dei costi di mercato siano *sempre positivi e significativi* ($\beta_1 > 0$, $\beta_2 > 0$);
- Per concludere che esiste esercizio del potere di mercato lungo la filiera considerata è condizione necessaria che *simultaneamente* il parametro dello *shifter* di domanda sia *positivo e significativo* ($\beta_3 > 0$) e che il parametro dello *shifter* di offerta sia *negativo e significativo* ($\beta_4 < 0$).
- per concludere che non esiste esercizio del potere di mercato lungo la filiera considerata è condizione necessaria che *simultaneamente* sia il parametro dello *shifter* di domanda sia il parametro dello *shifter* di offerta *non siano significativi*.

In una situazione ottimale le condizioni al contorno dettate dalla teoria econometrica dovrebbero rappresentare dei prerequisiti che, se soddisfatti, permettono di esaminare la congruenza della stima dal punto di vista delle indicazioni del modello teorico; come vedremo

tra poco, purtroppo, i risultati dell'analisi indicherebbero invece una prevalente concorrenza tra le due tipologie di precondizioni, che raramente vengono soddisfatte congiuntamente. In assenza di un contemporaneo raggiungimento di entrambi gli ordini di condizioni, si ricorda che il secondo prerequisito "econometrico" (il coefficiente dell'ECT associato alla variabile dipendente deve essere negativo e significativo) non è strettamente necessario per la stima corretta di parametri del vettore di cointegrazione, poiché la cointegrazione stessa tra le variabili è assicurata a priori dal test di Johansen. In continuità con tale considerazione, e per una maggiore chiarezza e completezza espositiva verranno considerate, per ogni *dataset*, prima le combinazioni di variabili (se presenti) che soddisfano tendenzialmente sia le condizioni al contorno econometriche, sia quelle teoriche e successivamente quelle combinazioni che soddisfano almeno alcune delle precondizioni teoriche.

Vengono presentati i risultati dell'analisi eseguita sui *dataset* descritti nel capitolo 5 utilizzando il modello a correzione d'errore, dopo avere appurato la presenza di un vettore di cointegrazione tra ogni gruppo di variabili analizzato. Dall'analisi sono state escluse le variabili che, in seguito al test sulle radici unitarie sono risultate tendenzialmente stazionarie in livello. Il numero di ritardi sulle variabili (lag) e il tipo di restrizione da imporre al modello di correzione d'errore sono stati i medesimi che, in base al test di cointegrazione hanno assicurato la presenza di un solo vettore di cointegrazione.

Nella lettura dei risultati si fa notare che, per una questione algebrica, i parametri dell'equazione di cointegrazione sono invertiti di segno rispetto alla rappresentazione equazionale, vanno quindi moltiplicati per -1 per poterli confrontare con quelli indicati dal modello teorico.

Nella prima colonna a sinistra di ogni tabella sono riportate per, ogni combinazione di variabili, il tipo di assunzione sulla forma funzionale dei dati e dell'equazione di cointegrazione (illustrate nel paragrafo precedente) che assicurano la presenza di un solo vettore.

Nelle colonne centrali sono riportati i parametri stimati dei vettori di cointegrazione, con le relative statistiche t in parentesi quadra (da confrontarsi con i valori critici a fondo tabella), mentre nell'ultima colonna a destra sono riportati i parametri dei termini di correzione dell'errore (ECT) associati alla variabile dipendente, con le relative statistiche t.

La tabella 6.1 riporta i risultati più significativi dell'analisi col modello a correzione d'errore condotta sulle variabili del *dataset A*

Tabella 6.1 - *Dataset A*, stima dei parametri dei vettori di cointegrazione (2 ritardi) con modello a correzione d'errore (91 osservazioni)

Tipo di assunzione	Variabili indipendenti normalizzate rispetto a RM1					ECT variabile	
	PMA (-1)	MB(-1)	DS (-1)	SS2(-1)	SS3(-1)		
5	-2,226	-10,432	DS2(-1)	-2,936	5,242	-	0,007
	[-4,915]	[-4,524]		[-0,811]	[3,55]		[2,655]
5	-3,479	-16,273	DS1(-1)	-1,414	7,734	-	0,004
	[-5,1667]	[-4,655]		[-0,268]	[3,511]		[2,588]
4	-12,567	-64,761	DS2(-1)	-2,429	31,254	-	0,001
	[-4,476]	[-4,530]		[-0,108]	[3,411]		[3,002]
4	-5,554	-26,914	DS1(-1)	-0,519	12,626	-	0,003
	[-5,03]	[-4,69]		[-0,060]	[3,494]		[2,706]
1	-2,147	-3,593	DS3(-1)	2,089	-	2,509	0,007
	[-4,039]	[-3,697]		[2,270]	-	[3,311]	[3,276]
Valori critici della statistica t con 87 gradi di libertà (91 osservazioni -4 regressori)							
1%	-2,371						
5%	-1,663						
10%	-1,2915						

[statistiche t in parentesi quadra]

Si può notare anzitutto che solo una parte delle precondizioni teoriche vengono soddisfatte dai risultati dell'analisi; i coefficienti dell'ECT sono infatti significativi ma positivi, mentre i segni nei parametri delle variabili sono tutti in linea con la teoria economica e con il modello teorico, tranne nell'ultimo caso, in cui il coefficiente dello *shifter* di domanda DS3 è negativo (si ricorda che occorre moltiplicare i coefficienti per -1, come indicato in testa alle colonne) e significativamente diverso da zero. Nei primi quattro casi, in cui i segni sono conformi al modello teorico, lo *shifter* di domanda non risulta significativamente diverso da zero.

Quindi in tutti i casi il prezzo al consumo del latte alimentare risulta essere una funzione positiva del prezzo alla produzione e dei costi di mercato, il che risponde pienamente alla logica e alla teoria dei mercati. Rispetto alle indicazioni del modello teorico non è invece plausibile (ultimo caso) che lo *shifter* di domanda abbia un effetto negativo sui prezzi al consumo oppure (primi quattro casi) che non abbia alcun effetto mentre si osserva un contemporaneo effetto negativo dello *shifter* di offerta. Questo perché secondo il modello

teorico (si veda l'equazione (40)) i parametri congetturali θ e μ (che se diversi da zero indicano esercizio del potere di mercato lungo la filiera) svolgono la funzione di doppio “interruttore” *contemporaneamente* rispetto all'effetto degli shock di domanda e offerta sul prezzo al consumo e sul margine:

- Se esiste potere di mercato lungo la filiera gli “interruttori” θ e/o μ sono “accesi” (uno dei due o entrambi sono diversi da zero) e quindi *entrambi* gli shock hanno un effetto *contemporaneo* sul prezzo al consumo e sul margine;
- Se invece non esiste potere di mercato lungo la filiera gli “interruttori” θ e/o μ sono “spenti” (entrambi sono pari a zero) e quindi né gli shock di domanda, né quelli di offerta hanno effetto sul prezzo al consumo e sul margine.

Occorre quindi notare che in entrambi gli scenari il modello teorico indica che gli shock di domanda e offerta dovrebbero agire/non agire simultaneamente; per questo motivo non è plausibile che solo uno dei due *shifter* risulti significativo (e correttamente segnato) mentre l'altro non lo è. Per questo motivo i risultati dell'analisi sul *dataset* A forniscono indicazioni che non sono in linea con il modello teorico di riferimento, pur essendo i coefficienti di alcune variabili rilevanti significativi e con segno conforme alla teoria.

Passando all'analisi condotta sulle variabili del *dataset* B, si ricorda che risultati più significativi, riportati nella tabella 6.2, sono stati selezionati in base alla loro rispondenza alle prescrizioni teoriche del modello. Si può osservare che, a differenza del *dataset* precedente, in sette delle nove combinazioni presentate il segno negativo del parametro dell'ECT soddisfa una condizione necessaria per riportare il vettore di cointegrazione all'equilibrio nel lungo periodo; tuttavia in tali casi i parametri dell'ECT non sono significativamente diversi da zero.

Si osserva che nelle prime quattro combinazioni, in cui il prezzo alla produzione è rappresentato da IPMB (indice di prezzo del latte importato, coeweb-Istat), tutti i parametri delle variabili esplicative sono significativi all'1% e presentano segni compatibili con il modello teorico di riferimento. In questo caso quindi, essendo sia lo *shifter* di domanda che lo *shifter* di offerta significativi e correttamente segnati, l'evidenza empirica indica²⁸ l'esercizio del potere di mercato lungo la filiera latte-latte alimentare durante il periodo considerato (giugno 2000 – ottobre 2008).

²⁸ Se il modello teorico è corretto, cosa che non è possibile confermare o confutare con il presente lavoro.

Tabella 6.2 - Dataset B, stima dei parametri dei vettori di cointegrazione con modello a correzione d'errore (101 osservazioni, 4 ritardi nelle variabili)

Tipo di assunzione	Variabili indipendenti normalizzate rispetto a RM1						ECT variabile dipendente
	Producer Price (-1)	MA1(-1)	MB(-1)	DS3 (-1)	SS2(-1)	SS4(-1)	
3	IPMB(-1)	-5,1464	-3,2383	-	-4,7948	6,3068	-0,0024
		[-7,54059]	[-4,39071]	-	[-5,42205]	[6,90608]	[-1,03513]
3	IPMB(-1)	-5,3757	-	-3,7744	-4,9668	6,5855	-0,0022
		[-7,51432]	-	[-4,35924]	[-5,34192]	[6,88226]	[-1,02491]
4	IPMB(-1)	-2,5351	-3,2712	-	-4,0311	3,7079	-0,0024
		[-7,54018]	[-3,45654]	-	[-5,64417]	[7,11273]	[-0,52080]
4	IPMB(-1)	-2,5654	-	-3,7265	-4,0751	3,7575	-0,0023
		[-7,49720]	-	[-3,43426]	[-5,61189]	[7,09404]	[-0,51207]
4	PMB(-1)	-0,1219	-0,2689	-	-1,2728	-	0,1856
		[-3,42367]	[-2,14196]	-	[-14,6573]	-	[5,64158]
3	PAPB(-1)	-0,2684	-	-0,1456	-1,0136	-	0,2096
		[-3,12783]	-	[-1,92662]	[-11,6714]	-	[5,81382]
3	PAPB(-1)	-0,2652	-0,1289	-	-1,0146	-	0,2086
		[-3,08129]	[-1,90965]	-	[-11,7007]	-	[5,77620]
2	PAPB(-1)	-0,2623	-	-0,1453	-1,0149	-	0,2097
		[-2,99703]	-	[-1,88526]	[-11,4565]	-	[5,70290]
2	PAPB(-1)	-0,2588	-0,1287	-	-1,0159	-	0,2086
		[-2,94701]	[-1,86767]	-	[-11,4809]	-	[5,66046]
Valori critici della statistica t con 97 gradi di libertà (101 osservazioni -4 regressori)							
1%	-2,366						
2,5%	-1,9855						
5%	-1,661						
10%	-1,2905						

[statistiche t in parentesi quadra]

In tali casi la significatività del coefficiente dei costi di mercato è leggermente aumentata in caso si assuma trend lineare nei dati e nessuna intercetta e trend nell'equazione di cointegrazione (assunzione 3), mentre i coefficienti degli *shifter* di domanda e offerta risultano più significativi sotto l'assunzione 4 (trend lineare nei dati, intercetta e trend nell'equazione di cointegrazione). Nelle ultime cinque combinazioni (con PMB e PAPB come variabili di prezzo alla produzione) tutti i parametri hanno segni conformi al modello teorico e sono significativi all'1%, ad eccezione dei coefficienti dei costi di mercato, che sono significativi al 5%. Nell'unico vettore avente come prezzo al produzione PMB (indice del prezzo del latte Ismea), la variabile dei costi di mercato risulta tuttavia significativa al 2,5% (con un valore di t che si colloca tra l'1% e il 2,5% di significatività), mentre nei vettori con PAPB (indice del prezzo dei prodotti animali Istat) tale parametro è significativo al 5%. Negli ultimi quattro vettori si può infine apprezzare l'effetto che l'assunzione sulla forma

funzionale dei dati e dell'equazione di cointegrazione esercita sulla significatività dei parametri.

In riferimento ai dati del *dataset B* (periodo giugno 2000-ottobre 2008) possiamo quindi desumere che l'analisi ha condotto a risultati conclusivi (1% di significatività dei parametri) circa la presenza di potere di mercato in quattro combinazioni su nove, con i rimanenti cinque vettori di cointegrazione in cui i parametri dei costi di mercato sono significativi al 5%, il che depotenzia l'attendibilità delle conclusioni derivanti da tali vettori. La robustezza dei risultati dei primi quattro vettori di cointegrazione è conferita dall'uso della variabile IPMB come proxy del prezzo alla produzione, scelta sulla base del fatto che, come effetto di meccanismi di contrattazione periodica, il prezzo interno è influenzato dal ribasso del prezzo all'import; questo indica quanto la conoscenza delle dinamiche interne al settore esaminato (si veda il commento a giustificazione dell'impiego di tale variabile nel capitolo 5) possa essere preziosa nel suggerire le variabili da impiegare nel modello.

Facendo un primo confronto tra i risultati delle analisi sui *dataset A* e *B* si può affermare che il periodo temporale considerato può influenzare la riuscita dell'applicazione empirica, infatti non si hanno risultati conclusivi per il periodo aprile 1996 – ottobre 2003 (*dataset A*), non essendo significativi gli *shifter* di domanda, mentre si può concludere che esiste esercizio del potere di mercato nel periodo giugno 2000 – ottobre 2008 (*dataset B*). Si può attribuire la diversa significatività dei risultati a differenti pattern nell'andamento delle serie durante i due periodi considerati.

Gli esiti dell'analisi condotta sul *dataset AB* (giugno 1996 – ottobre 2008) sono illustrati in tabella 6.3 . Come detto in precedenza, questo campione è stato selezionato allo scopo di coprire l'arco temporale più lungo possibile compatibilmente alla sovrapposizione delle molte serie presenti in esso, allo scopo di disporre di un maggior numero di osservazioni, impiegando anche serie sovrapposte tramite ribasamento.

Dall'osservazione della tabella risulta subito evidente il riquadro bordato in grassetto nella parte alta della tabella stessa: tale espediente grafico è servito ad evidenziare e separare i primi quattro vettori di cointegrazione, in cui le variabili di prezzo alla produzione sono rappresentate da IPMA e IPMB. Come si ricorderà dal capitolo precedente, nella parte relativa ai test di radice unitaria (tabella 5.11 e commento), tali variabili sono risultate stazionarie in

Tabella 6.3 - Dataset AB, stima dei parametri dei vettori di cointegrazione con modello a correzione d'errore (149 osservazioni, 4 ritardi nelle variabili)

Tipo di assunzione	Variabili indipendenti normalizzate rispetto a RM1				ECT variabile dipendente	
	Producer Price (-1)	MB*(-1)	DS3 (-1)	SS2*(-1)		
4	IPMA(-1)	-8,998329	-20,76851	-18,47239	15,84004	0,000322
		[-7,47426]	[-5,47698]	[-5,89704]	[6,67559]	[0,42129]
5	IPMA(-1)	-12,4429	-28,4375	-24,8314	21,7186	0,0002
		[-7,43969]	[-5,39827]	[-5,70610]	[6,58859]	[0,35033]
4	IPMB(-1)	-10,15485	-20,76851	-18,47239	15,84004	0,000322
		[-7,47426]	[-5,47698]	[-5,89704]	[6,67559]	[0,42129]
5	IPMB(-1)	-14,0421	-28,4375	-24,8314	21,7186	0,0002
		[-7,43969]	[-5,39827]	[-5,70610]	[6,58859]	[0,35033]
3	PAP1A(-1)	-0,4910	-0,5378	-0,9255	0,5983	-0,0068
		[-4,63592]	[-3,70788]	[-8,30156]	[4,87791]	[-0,38025]
3	PAP1B(-1)	-0,4383	-0,5126	-0,8793	0,4939	-0,0186
		[-4,31343]	[-3,63527]	[-7,95832]	[4,55252]	[-0,93027]
3	PM3A(-1)	-0,075519	-0,098751	-1,095427	0,141355	-0,048226
		[-1,59674]	[-1,14858]	[-15,5570]	[1,88858]	[-1,99356]
3	PM4A(-1)	-0,0706	-0,0805	-1,1038	0,1350	-0,0462
		[-1,46361]	[-0,93412]	[-15,4706]	[1,74951]	[-1,92805]
3	PM2A(-1)	-0,0695	-0,0766	-1,1055	0,1335	-0,0459
		[-1,43535]	[-0,88972]	[-15,4500]	[1,71982]	[-1,91560]
3	PM5A(-1)	-0,0655	-0,0640	-1,1110	0,1282	-0,0447
		[-1,34048]	[-0,74312]	[-15,3770]	[1,61986]	[-1,87727]
Valori critici della statistica t con più di 120 gradi di libertà						
1%	-2,326					
2,5%	-1,960					
5%	-1,645					
10%	-1,282					

[statistiche t in parentesi quadra]

*In ogni combinazione di variabili, MB ed MA1 e SS2 ed SS1 hanno un effetto equivalente sulla significatività dei parametri

livello e, di conseguenza, in differenza prima. Mancando di radice unitaria, ed essendo quindi I(0) tali variabili non possiedono lo stesso ordine di integrazione delle altre – risultate invece tutte I(1)- e secondo le indicazioni della relativa teoria econometrica non dovrebbero essere impiegate nei test di cointegrazione e quindi nel modello a correzione d'errore. L'esito più controverso della prova condotta impiegandole ugualmente in tali analisi – ben conscio dell'affronto portato al premio Nobel Clive Granger e ad altri illustri Autori pionieri dell'econometria delle serie storiche – è che non solo ogni combinazione con IPMA o IPMB assicura la presenza di 2 vettori di cointegrazione, ma addirittura i coefficienti delle variabili

sono segnati correttamente secondo il modello teorico e sono più significativi dei coefficienti dei vettori aventi variabili con lo stesso ordine di integrazione. Dal momento che l'utilizzo di variabili aventi ordini di integrazione differenti fa venir meno una precondizione esplicita all'esistenza della cointegrazione stessa, così come formulata da Granger, ne consegue che la stima dei parametri di tali vettori di cointegrazione è probabilmente inconsistente; tuttavia, vista la loro forte rispondenza alle condizioni al contorno del modello teorico si è scelto ugualmente di presentarne i risultati, separandoli in maniera visibile dagli altri.

Nella parte bassa della tabella 6.3 sono invece riportati i parametri dei vettori di cointegrazione costituiti da variabili aventi lo stesso ordine di integrazione. Tra tutte le possibili combinazioni di tali variabili si è scelto di presentare solo quelle più rilevanti, in ordine decrescente di significatività dei parametri del vettore. Come indicato nella nota a fondo tabella, poiché le due variabili dei costi di mercato (MB e MA1) e degli *shifter* di offerta (SS2 e SS1) generano risultati equivalenti nella significatività delle variabili si è scelto di riportare una sola delle due, per contenere il numero di vettori. Osservando tutti i vettori si nota come, in generale, la conformità dei parametri delle variabili al modello teorico e la negatività e significatività dell'ECT associato alla variabile dipendente tendano ad escludersi reciprocamente. Come si può notare solo i parametri delle prime due combinazioni (che in realtà sarebbero otto, utilizzando MA1 al posto di MB e SS1 al posto di SS2) sono significativi e hanno segni conformi alla teoria, compresi gli *shifter* di domanda e offerta, che confermano i risultati dell'analisi del *dataset* B, indicando la presenza di potere di mercato lungo la filiera del latte alimentare nel periodo giugno 1996 – ottobre 2008. Tali vettori hanno come variabili di prezzo alla produzione gli indici di prezzo dei prodotti animali Istat (PAP1A e PAP1B); nonostante la disomogeneità del livello di aggregazione tra prezzo alla produzione (prodotti animali) e prezzo al consumo (latte alimentare) tali variabili funzionano meglio dell'indice di prezzo alla produzione del latte di fonte Ismea, che risulta significativo solo al 10% con *shifter* di offerta significativi al 2,5% e costi di mercato non significativi. Esaminando proprio tali vettori (gli ultimi quattro della tabella), emerge proprio la debole significatività delle variabili di prezzo alla produzione (Ismea) e dei costi di mercato, lo *shifter* di offerta è invece significativo al 5% nella metà dei casi, mentre quello di domanda è sempre significativo all'1% e la variabile DS3 è l'unica delle tre in grado di assicurare che tutti i segni dei parametri siano conformi alla teoria. Come detto a inizio capitolo, il prezzo alla produzione e i costi di mercato dovrebbero essere le principali determinanti del prezzo al

consumo sia con mercati perfettamente concorrenziali, sia in presenza di potere di mercato e l'assenza di questo semplice e logico requisito rende tali risultati incompatibili non solo con il modello teorico impiegato, ma con la stessa teoria dei prezzi e dei mercati. Tale problema si presenta ogni qual volta che, a parità di altre variabili, si sostituiscono gli indici di prezzo alla produzione Istat (PAP1A e PAP1B) con quelli Ismea (PMA); tale sostituzione, oltre a togliere significatività sia al prezzo alla produzione che ai costi di mercato, la riduce sugli *shifter* di offerta (SS1 e SS2) a vantaggio dello *shifter* di domanda in cui la significatività dei parametri quasi raddoppia rispetto ai vettori con gli indici di prezzo Istat.

Questo potrebbe significare che ai fini dell'applicazione empirica del test di potere di mercato, l'omogeneità della fonte informativa tra il prezzo alla produzione e il prezzo al consumo è più importante dell'omogeneità tra livelli di aggregazione di prodotto. La condizione ideale per condurre questo test sarebbe ovviamente la contemporanea omogeneità di fonte informativa e livello di aggregazione del prodotto tra prezzi alla produzione e al consumo, il che si dovrebbe tradurre nella produzione da parte di Istat di indici di prezzo alla produzione aggregati in modo analogo agli indici di prezzo al consumo²⁹ (si confrontino le tabelle 5.2 e 5.3 per apprezzare la disomogeneità esistente). La disponibilità, in questo caso, di un indice Istat (invece che Ismea) di prezzo alla produzione del latte potrebbe facilitare e velocizzare enormemente l'implementazione empirica del test di potere di mercato (poiché potrebbero ridursi i gradi di libertà sulla variabile di prezzo alla produzione), migliorando auspicabilmente la significatività e la coerenza dei risultati e permettendo di applicare il test a diverse filiere.

Cercando quindi di riassumere i risultati della presente analisi possiamo affermare che, esaminando periodi di tempo differenti, rappresentati dai *dataset* A, B e AB, di lunghezza differente (rispettivamente di 94, 106 e 154 mesi, prima dell'aggiustamento per l'analisi econometrica) per ogni intervallo temporale si sono trovati diversi vettori di cointegrazione in grado di descrivere le relazioni di lungo periodo tra le variabili considerate, permettendo di stimarne correttamente i parametri. In tutti i casi i coefficienti dei vettori presentavano segni e significatività in linea con la teoria dei prezzi e dei mercati, che suggerisce che il prezzo al consumo è una funzione positiva del prezzo alla produzione e dei costi di mercato. In tutti i

²⁹ In alternativa sarebbe sufficiente che Istat fornisse i pesi e i criteri di aggregazione e/o i microdati utilizzati per produrre gli indici di prezzo alla produzione composti, dando così la possibilità a chi svolge tale tipo di ricerca di costruirsi degli indici di prezzo *ad hoc*, basati su una fonte statistica ufficiale.

casi i segni delle variabili erano il linea con il modello teorico, ma la significatività dei parametri rispondeva ai requisiti solo in due casi su tre (*dataset* B e AB), mentre in un caso (*dataset* A) la mancata significatività degli *shifter* di domanda nei vettori, con lo *shifter* di offerta significativo, è risultata incompatibile con le indicazioni della modellistica di riferimento. In generale nei vettori considerati, la rispondenza dei parametri delle variabili ai requisiti teorici e la significatività del termine di correzione di errore associato alla variabile dipendente sembrano escludersi a vicenda, questo indicherebbe che l'ECT non è in grado di ripristinare l'equilibrio tra le variabili del vettore nel lungo periodo. Questo non dovrebbe tuttavia inficiare l'esistenza di cointegrazione tra le variabili dei vettori, confermata ogni volta dal test di cointegrazione di Johansen.

Assumendo la validità del modello teorico di riferimento³⁰ l'evidenza empirica indica quindi che in Italia, lungo la filiera del latte alimentare globalmente considerata (partendo dai produttori di latte fino ad arrivare al consumo), vi è stato l'esercizio del potere di mercato nel periodo giugno 2006 – ottobre 2008 (periodo coperto dal *dataset* AB) con una conferma per il periodo giugno 2000 – ottobre 2008 (coperto dal *dataset* B). Sulla base delle analisi condotte sui tre *dataset* si possono ipotizzare alcuni elementi importanti che potrebbero influenzare la possibilità di utilizzare il test sul potere di mercato in modo conclusivo:

- Anche se sono state condotte solo tre analisi su periodi di lunghezza diversa sembrerebbe emergere che il tasso di riuscita del test cresce al crescere della lunghezza delle serie; non si esclude tuttavia che il differente tasso di riuscita del test nei tre periodi sia dovuto anche a differenti *pattern* nelle variabili rilevanti;
- La mancanza di indici di prezzo alla produzione e al consumo che siano omogenei per fonte statistica e per livello di aggregazione del prodotto considerato suggerisce di impiegare più variabili da usare in alternativa; questa strategia sembra essere premiata dal fatto che nei due casi di riuscita del test le variabili di prezzo alla produzione erano in parte differenti;
- Nella selezione delle serie d'impiegare come proxy delle variabili rilevanti è opportuno fare riferimento alla conoscenza delle dinamiche interne del settore; ne sia

³⁰ Essendo il presente capitolo dedicato ai risultati dell'analisi empirica si rimanda alle conclusioni per le considerazioni circa le possibili modalità di validazione del modello teorico.

esempio l'utilizzo dei prezzi all'import del latte per approssimare il prezzo alla produzione, variabile che ha dato risultati importanti per la riuscita del test.

Confrontando i risultati dell'analisi con quelli dei due analoghi lavori di riferimento (Lloyd *et al*, 2006b; Lloyd *et al*, 2009) condotti rispettivamente su sette e nove gruppi di prodotti tra cui anche il latte alimentare, si possono evidenziare importanti differenze. Anzitutto per entrambi tali lavori erano disponibili i prezzi reali dei vari prodotti alla produzione e al consumo, il che ha reso superfluo l'utilizzo di variabili approssimanti; per le restanti voci (costi di mercato e *shifter* di domanda e offerta) tali lavori hanno una struttura analoga alla presenta analisi, con l'aggiunta di uno *shifter* di domanda per la carne bovina che indicasse il livello di copertura mediatica della crisi alimentare legata alla BSE (encefalopatia spongiforme bovina, meglio nota con il termine "morbo della vacca pazza"). Tuttavia, mentre il presente lavoro ha preferito concentrarsi sulla sola filiera latte, impiegando più serie alternative per ogni variabile rilevante, Lloyd *et al* (2006b, 2009) hanno analizzato più prodotti, impiegando solo una serie per ogni variabile rilevante. Concentrandosi sui risultati da essi ottenuti nel caso del latte notiamo come nel primo lavoro del 2006 (gennaio 1995 - dicembre 2001, 84 osservazioni) tutti i parametri sono in linea con il modello teorico ma i costi di mercato e lo *shifter* di domanda non sono significativi; nel più recente lavoro del 2009 (gennaio 1995 - ottobre 2001, 82 osservazioni) i parametri di prezzo alla produzione e costi di mercato sono significativi e correttamente segnati, mentre lo *shifter* di offerta non è significativo anche se correttamente segnato e lo *shifter* di domanda ha segno opposto alla teoria (negativo invece che positivo) ed è significativo al 5%.

Esaminando tutti i risultati di tali lavori con il criterio utilizzato per accettare o rigettare la riuscita del test nella presente analisi, si evidenzia che in Lloyd *et al*, 2006b, su sette prodotti esaminati solo in un caso (carne bovina) il test ha fornito risultati conclusivi che indicassero esercizio del potere di mercato; in Lloyd *et al*, 2009 invece, su nove prodotti esaminati il test è risultato conclusivo solo su tre (mele, carne bovina e pane) indicando concorrenza perfetta nel primo e potere di mercato negli altri due casi. Anche in tali lavori il tasso di riuscita del test sembra favorito all'aumentare del numero di osservazioni.

Si può quindi concludere che il presente lavoro, pur limitato ad una sola filiera, ha fornito risultati soddisfacenti anche grazie agli sforzi compiuti per impiegare più proxy alternative

per ogni variabile rilevante e per aumentare il numero di osservazioni tramite ribasamento di serie sovrapposte. Questo sforzo nell'implementazione empirica ha permesso di ottenere un tasso di riuscita del test maggiore rispetto ad analisi analoghe.

6. CONCLUSIONI

Come detto nel primo capitolo scopo del presente lavoro è quello di individuare un filone di letteratura che fosse in grado di verificare la presenza del potere di mercato lungo le filiere agro-alimentari trovando un compromesso ragionevole tra rigore, conclusività e radicamento teorico dei modelli strutturali da una parte e la possibilità dall'altra di indagare il livello competitivo lungo l'intera filiera utilizzando dati relativamente facili da reperire, tipici dei modelli di trasmissione del prezzo, limitando possibilmente gli svantaggi di entrambi gli approcci.

Si è deciso quindi di orientarsi anzitutto verso uno schema teorico di riferimento che descrive il funzionamento e le relazioni economiche e di prezzo lungo la filiera agro-alimentare sotto l'ipotesi (tra le altre) che i mercati che la costituiscono sono tutti perfettamente concorrenziali (Gardner, 1975), per poi riferirsi a un diverso tipo di modellistica che, partendo da tale schema, ne indebolisce l'ipotesi di concorrenza perfetta, introducendo dei parametri congetturali che ammettono la possibilità che lungo la filiera nel suo complesso venga esercitato potere oligopolistico e/o oligopsonistico (McCorrison *et al*, 1998, 2001). L'attenzione si è quindi concentrata su quei lavori (Lloyd *et al*, 2006a, 2006b, 2009) che partendo da tale *framework* teorico hanno sviluppato e applicato un test per verificare la presenza di potere di mercato lungo le filiere attraverso il ricorso a variabili (prezzo alla produzione e al consumo, costi di mercato, *shifter* di domanda alimentare e offerta agricola) descritte da dati relativamente facili da reperire. Si è quindi cercato di applicare tale metodologia per verificare la presenza di potere di mercato lungo la filiera del latte alimentare. A differenza della letteratura di riferimento, in cui erano esaminate contemporaneamente più filiere, si è preferito concentrare gli sforzi su un unico caso, dando maggiore enfasi all'utilizzo di più serie storiche che approssimassero ciascuna variabile. Si è inoltre cercato di indagare il fenomeno su diversi periodi temporali, costruendo tre differenti *dataset*. Le analisi econometriche per l'implementazione del test sono state basate sulla stima dei parametri di un vettore di cointegrazione che descrivono le relazioni di lungo periodo tra le variabili del modello teorico (stima di un modello a correzione d'errore), previo accertamento che tali variabili avessero lo stesso ordine di integrazione.

I risultati ottenuti in due dei tre periodi considerati sono compatibili, per segno e significatività dei parametri del vettore di cointegrazione, con quanto previsto dal modello teorico e indicano la presenza di potere di mercato lungo la filiera latte nel periodo gennaio 1996 – ottobre 2008. I risultati ottenuti sono soddisfacenti, in termini di tasso di riuscita del test, espresso come numero di vettori di cointegrazione i cui parametri hanno segno e significatività coerenti con il modello teorico. Anche il confronto dei risultati del presente lavoro con l’analoga letteratura in riferimento alla filiera latte risulta confortante dal momento che mentre in questa analisi i risultati erano in linea con le prescrizioni del test sul potere di mercato in due dei tre periodi esaminati, in nessuno degli altri due lavori (per quanto riguarda il latte) tali condizioni erano rispettate. Inoltre nelle altre due analoghe ricerche il test sul potere di mercato ha avuto successo in una filiera su sette (Lloyd *et al*, 2006b) e in tre filiere su nove (Lloyd *et al*, 2009). Osservando globalmente i risultati sia del presente lavoro, sia dei lavori analoghi si possono dedurre alcune indicazioni sugli elementi che possono condurre a risultati in linea con il modello teorico di riferimento determinando quindi la riuscita del test sulla presenza del potere di mercato lungo la filiera. In primo luogo sembra esistere (non si pretende ovviamente di fare in questa sede una meta-analisi sulle applicazioni del test) un legame positivo tra il numero di osservazioni disponibili e la riuscita del test; ciò è solo una indicazione di massima, senza alcuna pretesa di validità statistica. In secondo luogo sembra premiata la strategia di utilizzare nell’analisi più serie per approssimare ciascuna variabile rilevante del modello teorico, in modo tale da aumentare il numero di combinazioni tra variabili (vettori di cointegrazione).

Si ricorda che quando l’analisi empirica non soddisfa, nei segni e nella significatività delle variabili, i requisiti posti dal modello teorico da cui deriva il test per il potere di mercato, ciò non significa che non vi sia esercizio di potere di mercato lungo la filiera, ma semplicemente che non è possibile giungere ad un risultato conclusivo, essendo le evidenze empiriche stimate non in linea con la casistica prevista dalla teoria. A questo proposito si richiamano le considerazioni fatte all’inizio del capitolo 5 sul differente rapporto tra teoria ed evidenze empiriche nelle scienze sperimentali, in cui è possibile svolgere esperimenti controllati, e le scienze sociali ed economiche in cui, in molti casi, si deve ricorrere a dati provenienti da esperimenti non controllati. In questo secondo frangente, non avendo il dato effettivamente disponibile le caratteristiche e le proprietà “ideali” delle variabili del modello teorico, eventuali discrasie tra evidenze empiriche e teoria non hanno necessariamente un valore

confutativo. Anche nel caso opposto, la concordanza tra modello teorico e risultati delle analisi non conferma necessariamente la teoria di riferimento. Per traslare il concetto alla presente analisi, la riuscita del test sul potere di mercato non rappresenta una validazione del modello teorico su cui si è basata l'analisi, così come l'eventuale mancata corrispondenza tra questo e le evidenze empiriche non avrebbero potuto confutarne la validità. Per poter confutare o confermare la validità di un test di questo tipo è necessario avere delle *prove controfattuali*, che implicano la conoscenza, a priori o a posteriori, della presenza del potere di mercato sulla filiera analizzata. Una validazione a priori del modello teorico (che potrebbe rappresentare una futura linea di ricerca in tale ambito) dovrebbe basarsi sulla generazione "artificiale" di variabili che descrivano una filiera con caratteristiche note in termini di presenza di potere di mercato. Tale tipo di operazione, nota come esperimento Monte Carlo, permette di generare dei dati derivanti da un sistema (il mercato di un prodotto o un'intera filiera) con caratteristiche desiderate e note a priori (concorrenza perfetta, oppure potere oligopolistico e/o oligopsonistico esercitato in uno o più mercati della filiera stessa); successivamente tali dati dovrebbero essere impiegati per condurre l'analisi. Se i risultati del test sono in linea con le condizioni imposte al sistema (concorrenza perfetta o potere di mercato) allora è confermata la validità del modello teorico su cui si è basata l'analisi, diversamente la sua validità è messa in discussione. Un secondo modo per validare o confutare la validità del modello teorico è quello di stimare la presenza di potere di mercato nei mercati che costituiscono la filiera oggetto di analisi utilizzando dei modelli strutturali; il modello teorico risulta confermato se gli esiti del test sul potere di mercato lungo la filiera sono in linea con i risultati forniti, sui mercati della stessa filiera e per lo stesso periodo di tempo, dai modelli strutturali.

Continuando a riferirsi al modello teorico impiegato nel presente lavoro, si può delineare un secondo filone di possibile futura indagine (oltre alla validazione del modello stesso) che potrebbe consistere nell'indebolimento di alcune assunzioni su cui esso si basa, quale il coefficiente di trasformazione input-output che viene posto uguale a uno per poter derivare l'equazione (40) che rappresenta a sua volta la base del test sul potere di mercato. La possibilità di sviluppare un test analogo allentando tale restrizione permetterebbe di estendere l'analisi anche a prodotti trasformati, in cui il coefficiente è diverso da uno. Una seconda assunzione che sarebbe auspicabile indebolire almeno in parte è quella relativa ai rendimenti costanti di scala, anche se l'impresa appare ardua.

Passando dal modello teorico alla sua implementazione empirica si possono indicare diverse modalità per migliorare la stima, a partire dalla qualità dei dati impiegati. Come detto nelle conclusioni sarebbe fortemente auspicabile, per tale tipo di analisi, la disponibilità di indici di prezzo (se non addirittura di prezzi in valore assoluto) alla produzione e al consumo che siano omogenei sia per il livello di aggregazione della variabile sia per fonte statistica; nella realtà italiana questo si dovrebbe *auspicabilmente* tradurre nella possibilità, per chi compie questi tipi di analisi, di disporre dei microdati, dei pesi e di tutto il metadato necessario (di fonte Istat) per poter costruire degli indici di prezzo (o prezzi in valore assoluto) alla produzione con la stessa disaggregazione degli indici di prezzo al consumo (sempre che Istat non decida di costruire tali indici direttamente).

Per quanto riguarda invece le altre variabili rilevanti del modello teorico (costi di mercato, *shifter* di domanda e offerta) la questione si complica poiché al fine di avere una reale corrispondenza tra i dati utilizzati e il modello stesso sarebbe necessario costruire degli indici composti che riflettano *l'effetto medio* sul prezzo alla produzione o sul margine derivante dalla risultante di tutti gli effetti ascrivibili ad una singola variabile. Nel caso dei costi di mercato, ad esempio, tale indice dovrebbe includere oltre al costo del lavoro anche il costo degli altri principali fattori produttivi non agricoli utilizzati lungo la filiera, quali ad esempio l'energia. Nel caso degli *shifter* di domanda sarebbe necessario rappresentare un una sola serie l'effetto combinato di tutte le determinanti esogene (diverse cioè dalle variabili rilevanti del modello) che influenzano il prezzo al consumo del prodotto considerato quali il prezzo degli altri prodotti (già utilizzato in questa analisi in forma di indice) il reddito e la consistenza della popolazione, le preferenze di consumo per il prodotto considerato, approssimabili anche con l'indice di copertura mediatica degli scandali alimentari. Per quanto riguarda invece lo *shifter* di offerta agricola, oltre all'indice di costo dei singoli prodotti sarebbe opportuno considerare gli effetti determinati dalle politiche agricole (variazione nei prezzi istituzionali, nei sussidi e nell'attribuzione di quote fisiche di produzione).

Il suggerimento di costruire un solo indice composto per ogni variabile del modello appare ardua e sembrerebbe più sensato invece includere nell'analisi tutte le serie ascrivibili a costi di mercato, shock di domanda e di offerta, ma questo risulterebbe incompatibile con la metodologia econometrica impiegata, poiché all'aumentare del numero di serie diminuisce la probabilità che esse abbiano tutte lo stesso ordine di integrazione e soprattutto che sia esista

una loro combinazione lineare stazionaria (vettore di cointegrazione) che ne descriva la dinamica di lungo periodo, condizione necessaria per la stima dei parametri.

Se le indicazioni appena fornite possono sembrare di difficile attuazione esistono altri margini di miglioramento della capacità analitica di questa metodologia di analisi, basati su una differente organizzazione del test stesso. Se si rileva esercizio del potere di mercato lungo un'intera filiera (e se tale risultato è attendibile, grazie alla validazione del modello teorico e all'impiego di serie che rispecchiano l'effetto medio delle variabili) è sicuramente di interesse riuscire a identificare in maniera un po' più precisa a quale livello della filiera questo viene esercitato. Per fare ciò il passaggio necessario è quello di "spaccare" orizzontalmente la filiera in due distinti livelli di analisi: dal prodotto agricolo al prodotto venduto dall'industria alimentare (primo livello di analisi) e da questo al prodotto venduto al consumo (secondo livello di analisi). Avendo a disposizione gli indici Istat dei prezzi dei prodotti industriali (cioè venduti dall'industria manifatturiera e quindi anche dall'industria alimentare) questo passaggio a due distinti livelli di indagine risulta piuttosto agevole. Uniche due note dolenti sono rappresentate dal livello di aggregazione, intermedio tra l'indice dei prezzi alla produzione e l'indice dei prezzi al consumo, e dalla discontinuità temporale, con due serie distinte e parzialmente sovrapposte in base 1995=100 e 2000=100 (con due panieri di riferimento diversi, si suppone) che rendono necessario la costruzione di serie ribassate per sfruttare appieno l'informazione disponibile.

Un altro modo per estendere l'analisi su diversi livelli di indagine potrebbe essere rappresentata da un approccio "dal generale al particolare" che operi separando verticalmente le filiere e le loro aggregazioni. Disponendo cioè di vari livelli di aggregazione per gli indici dei prezzi alla produzione e al consumo si potrebbe condurre il test preliminarmente su un aggregato di filiere (ad esempio prodotti lattiero-caseari) e in caso dovesse emergere l'esercizio del potere di mercato su tale aggregato si potrebbe condurre lo stesso test su aggregati di livello inferiore sino a spingersi ai singoli prodotti. Occorre tuttavia indagare se e come l'assunzione di unitarietà del coefficiente input-output può inficiare la validità del test condotto su aggregati di prodotti.

Come si può facilmente comprendere, per rendere il test sul potere di mercato più flessibile e capace di indagare in maniera appropriata e sempre più approfondita il grado di concorrenza all'interno delle filiere e del sistema agro-alimentare nazionale sono necessari due passaggi fondamentali già citati:

- La validazione del modello teorico e del relativo test empirico; prima di lanciarsi in eroici sforzi per raccogliere dati, aggregare e disaggregare indici occorre provare che “lo strumento funziona” e cioè che questa metodologia è in grado di individuare l’esercizio del potere di mercato quando esso è presente e di indicare altrimenti la perfetta concorrenzialità dei mercati che compongono la filiera, evitando falsi positivi e falsi negativi;
- La disponibilità di micro-dati (con relativo metadato) di fonte statistica omogenea sui prezzi (in valore assoluto o in forma di indice) che siano aggregabili e disaggregabili su diversi livelli (produzione agricola, produzione industriale, consumo finale) in base al livello su cui si desidera approfondire l’analisi

Il raggiungimento (o almeno l’avvicinamento) di tali condizioni potrebbe permettere di indagare la presenza di (alcuni) comportamenti anticoncorrenziali a diversi livelli di ogni filiera o gruppo di filiere, ponendo le condizioni affinché la metodologia di analisi oggetto del presente lavoro cooperi assieme ai vari modelli strutturali dell’economia industriale (siano essi statici e dinamici, parametrici o nonparametrici, a seconda delle esigenze di analisi) per individuare e, auspicabilmente, contenere una delle forme più note di “fallimento del mercato”.

BIBLIOGRAFIA

Ardeni, P.G. (1989) Does the Law of One Price Really Hold for Commodity Prices? *American Journal of Agricultural Economics*. 71: 661-669

Awokuse T.O., X. Wang (2009). Threshold Effects and Asymmetric Price Adjustment in U.S. Dairy Markets. *Canadian Journal of Agricultural Economics* 57:269-286

Bailey, D., Brorsen, B.W. (1989). Price Asymmetry in Spatial Fed Cattle Markets, *Western Journal of Agricultural Economics* 14:246-252

Bain, J. (1951). Relation of Profit Rate to Concentration: American Manufacturing, 1936-1940. *Quarterly Journal of Economics*, 65(3): 293–324.

Balke, N.S., Brown, S.P.A. and Yücel, M.K. (1998). Crude Oil and Gasoline Prices: An asymmetric Relationship?, *Federal Reserve Bank of Dallas, Economic Review*, First Quarter, pp. 2-11

Barro, R.J. (1972). A Theory of Monopolistic Price Adjustment, *Review of Economic Studies* 39:17-26

Ben-Kaabia M., J. M. Gil (2007) Asymmetric price transmission in the Spanish lamb Sector. *European Review of Agricultural Economics*. 34: 53-80.

Bernard, J. C., L. Schertz Willet (1996). Asymmetric Price Relationships in the U.S. Broiler Industry, *Journal of Agricultural and Applied Economics* 28(2):279-289

Blinder, A.S. (1982). Inventories and Sticky Prices: More on the Microfoundation of Macroeconomics, *The American Economic Review* 72(3):334-348

Borenstein, S., Cameron, A.C. and Gilbert, R. (1997). Do Gasoline Prices respond asymmetrically to Crude Oil Price Changes?, *Quarterly Journal of Economics* 112:305-339

Boyd, M.S. and Brorsen, B.W. (1988). Price Asymmetry in the U.S. Pork Marketing Channel, *North Central Journal of Agricultural Economics* 10:103-109

Brown, S.P.A. and Yücel, M.K. (2000). Gasoline and Crude Oil Prices: Why the Asymmetry?, *Federal Reserve Bank of Dallas, Economic and Financial Review*, Third Quarter, pp. 23-29

Buckle, R.A. and Carlson, J.A. (2000). Inflation and asymmetric Price Adjustment, *Review of Economics and Statistics* 82(1):157-160

Camera dei Deputati XIII Commissione Agricoltura (2008a). indagine conoscitiva sull'andamento dei prezzi nel settore agroalimentare: *la dinamica dei prezzi di alcuni prodotti alimentari*, a cura del Ministero dello Sviluppo Economico, Garante per la Sorveglianza dei prezzi, Roma, 10 luglio 2008

Camera dei Deputati XIII Commissione Agricoltura (2008b). indagine conoscitiva sull'andamento dei prezzi nel settore agroalimentare: *la dinamica dei prezzi dell'ortofrutta*, a cura del Ministero dello Sviluppo Economico, Garante per la Sorveglianza dei prezzi, Roma, 10 luglio 2008

Camera dei Deputati XIII Commissione Agricoltura (2008c). indagine conoscitiva sull'andamento dei prezzi nel settore agroalimentare: *Le dinamiche del sistema dei prezzi dei prodotti agricoli e alimentari*, Audizione del Presidente dell'Istituto nazionale di statistica, Luigi Biggeri, Roma, 17 luglio 2008

Camera dei Deputati XIII Commissione Agricoltura (2008d). indagine conoscitiva sull'andamento dei prezzi nel settore agroalimentari *L'andamento dei prezzi mondiali e l'emergenza alimentare: situazione attuale e prospettive*. Audizione del Presidente dell'INEA On Carlo Lino Rava, Roma, 24 luglio 2008

Camera dei Deputati XIII Commissione Agricoltura (2008e). indagine conoscitiva sull'andamento dei prezzi nel settore agroalimentari: Audizione del Presidente dell'Autorità garante della concorrenza e del mercato Antonio Catricalà, Roma, 31 luglio 2008

Cechura L., L. Sobrova (2008). The Price Transmission in Pork Meat Agri-Food Chain, *Agri.Econ. – Czech*, 54(2). 77-84.

Clarke, R., Davies, S.W. (1982). Market Structure and Price-Cost Margins, *Economica* 49: 277-287.

Commissione delle Comunità Europee (2008). Comunicazione della Commissione al Parlamento Europeo, al Consiglio, al Comitato Economico e Sociale Europeo e al Comitato delle Regioni, *I prezzi dei prodotti alimentari in Europa*, Bruxelles, 9.12.2008

Demsetz, H. (1973) 'Industry Structure, Market Rivalry, And Public Policy.' *Journal Of Law And Economics*, 16, 1-9.

Dickey, D., W.A. Fuller, (1979). Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.

- Digal, L. N. and F. Z. Ahmadi-Esfahani (2002) Market Power Analysis in the Food Industry: a Survey of Methods. *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*. 46:4 559-584.
- Dutta, S., Bergen, M., Levy, D., Venable, R. (1999). Menu Costs, Posted Prices, and Multiproduct Retailers, *Journal of Money, Credit, and Banking* 31(4):683-703.
- Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Son.
- Engle, R. F., Granger, C. W. J. (1987) Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica* 55: 251–276.
- Fingleton, J. (2000). Undefined Market Power, *Trinity Economic Paper Series*, N° 2000/4
- Frey, G., Manera, M. (2007). Econometric Models of Asymmetric Price Transmission. *Journal of Economic Surveys*, 21(2): 349-415.
- Gardner, B.L. (1975). The Farm-Retail Price Spread in a Competitive Food Industry, *American Journal of Agricultural Economics*, 76: 641-646.
- Gauthier, W.M. and Zapata, H. (2001). Testing Symmetry in Price Transmission Models, *Louisiana State University, Department of Agricultural Economics & Agribusiness, Working Paper*
- Gordon V D., T. Hazledine (1996). Modelling Farm-Retail Price Linkage for Eight Agricultural Commodities. *Technical Report #1/96*, Agriculture and agri-food Canada policy branch economic and policy analysis directorate.
- Granger, C. W. J., Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics* 2:111-120.
- Griffith, G.R., Piggot, N.E. (1994). Asymmetry in Beef, Lamb and Pork Farm-Retail Price Transmission in Australia, *Agricultural Economics* 10:307-316
- Hallam, D., G. Rapsomanikis (2006). Transmission of Price Signals and the Distribution of Revenues along the Commodity Supply Chains: Review and Applications. Food and Agriculture Organization of the United Nations, Commodities and Trade Division.
- Heien, D.M. (1980). Markup Pricing in a Dynamic Model of Food Industry, *American Journal of Agricultural Economics* 62:10-18

Holloway, G. J. (1991) The Farm-Retail Price Spread in an Imperfectly Competitive Food Industry, *American Journal of Agricultural Economics*, 73: 979-99.

Hyde, C. E. and Perloff, J. M. (1995). Can market power be estimated?, *Review of Industrial Organization*, 10(4), 465± 85.

Intriligator, M., and J. Fred Weston. (1975). *An econometric approach to industrial organization*. Paper read at the Third World Congress of the Econometric Society, August, Toronto. Mimeo.

Isard, P. (1997). How Far Can We Push the Law of One Price? *American Economic Review*. 67:942-48.

Kinnucan, H. W., O. D. Forker, (1987). Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for Major Dairy Products, *American Journal of Agricultural Economics*. 69: 307-328.

Lee C. (2007). SCP, NEIO and Beyond. *Nottingham University Business School*, Working Paper Series vol. 2007-05.

Levy, D., Bergen, M., Dutta, S. and Venable, R. (1997). The Magnitude of Menu Costs: Direct evidence from large U.S. supermarket chains, *Quarterly Journal of Economics* 112(3):791-825.

Lloyd, T., McCorriston, S., Morgan, C. W. and Rayner, A. J. (2003). The Impact of Food Scares on Price Transmission in Inter-Related Markets, Paper presented to the XXVth IAAE Conference in Durban/South Africa.

Lloyd, T., S. McCorriston, W. Morgan and T. Rayner, (2006a). Food Scares, Market Power and Price Transmission: the UK BSE Crisis, *European Review of Agricultural Economics*. 33: 119-147.

Lloyd, T., S. McCorriston, W. Morgan, T. Rayner and H. Weldegebriel, (2006b). Market Power in UK Food Retailing: Theory and Evidence from Seven Product Groups, contributed paper prepared for the XXVth IAAE Conference, Gold Coast, Australia 2006.

Lloyd, T., S. McCorriston, W. Morgan, T. Rayner and H. Weldegebriel, (2009). Buyer Power in UK Food Retailing: A 'First-Pass' Test, *Journal of Agricultural and Food Industrial Organization*, Vol 7 [2009], Article 5.

Mason, E. (1939). Price and Production Policies of Large-Scale Enterprise. *American Economic Review*, 29(1), 61–74.

- McCorrison, S. (2002). Why should imperfect competition matter to agricultural economists?, *European Review of Agricultural Economics* 29:349-371.
- McCorrison, S., Morgan, C.W. and Rayner, A.J. (1998). Processing Technology, Market Power and Price Transmission, *Journal of Agricultural Economics* 49(2):185-201.
- McCorrison, S., Morgan, C.W. and Rayner, A.J. (2001). Price transmission: the interaction between market power and returns to scale, *European Review of Agricultural Economics* 28(2):143-159.
- Meyer, J., S. von Cramon-Taubadel, (2004). Asymmetric Price Transmission: A Survey, *Journal of Agricultural Economics*. 55: 581-611.
- Miller, D.J., Hayenga, M.L. (2001). Price Cycles and Asymmetric Price Transmission in the U.S. Pork Market, *American Journal of Agricultural Economics* 83:551-562
- Ministero dello Sviluppo Economico (2008). *Le dinamiche dei prezzi nella filiera del frumento*, Gennaio 2008
- Mohanty, S., Peterson, E.W.F. and Kruse, N.C. (1995). Price Asymmetry in the International Wheat Market, *Canadian Journal of Agricultural Economics* 43:355-366.
- Morgan W., S. McCorrison (2005). Market Power and Relative Price Adjustment: Evidence from U.K. Contributed Paper for the XIth Congress of the EAAE, Denmark, August 24-27, 2005.
- Peltzman, S. (2000). Price Rise Faster than They Fall, *Journal of Political Economy*. 108: 466-502.
- Perloff J.M., L.S. Karp, and A. Golan (2007). *Estimating Market Power and Strategies*, Cambridge University Press, New York.
- Reed, A. J. and Clarke, J. S. (2000). Structural change and competition in seven US food markets. Economic Research Service. Technical Bulletin Number 1881. Washington, DC: US Department of Agriculture.
- Schmalensee, R. (1989). Inter-Industry Studies of Structure and Performance, in Schmalensee, R. and Willig, R. (eds.), *Handbook of Industrial Organization* 952-1009. Amsterdam: North-Holland

Sheldon, I., R. Sperling, (2003). Estimating the Extent of Imperfect Competition in the Food Industry: What Have We Learned?, *Journal of Agricultural Economics* 54:1 89-109.

Sodano, V. (2004). *Strumenti di Analisi per l'Economia dei Mercati Agroalimentari*, Edizioni Scientifiche Italiane.

v. Cramon-Taubadel, S. and Meyer, J. (2000). Asymmetric Price Transmission: Fact or Artefact?, *University Göttingen, Institut for Agricultural Economy, Working Paper*

Vavra, P. and B.K. Goodwin (2005), Analysis of Price Transmission Along the Food Chain, *OECD Food Agriculture and Fisheries Working Papers* N°. 3, OECD Publishing.

Ward, R.W. (1982). Asymmetry in Retail, Wholesale and Shipping Point Pricing for Fresh Vegetables, *American Journal of Agricultural Economics* 62:205-212

Weiss, L.W. (1974) "The Concentration-Profits Relationship and Antitrust", in H. J. Goldschmid, H. M. Mann, and J. F. Weston, eds., *Industrial Concentration: The New Learning*. Boston: Little Brown.

Wohlgenant, M. K. (2001). Marketing margins: empirical analysis. In B. L. Gardner and G. C. Rausser (eds), *Handbook of Agricultural Economics*. Amsterdam: North-Holland.

Wohlgenant, M. K. (1989). Demand for Farm Output in a Complete System of Demand Equations, *American Journal Agricultural Economics* 72: 241-52.