

# **Il prezzo dei carburanti in Italia: asimmetrie e mispezificazioni**

Publicato come Contributo di ricerca Irs – n. 50/Luglio 2000

**Donato Berardi**  
**Alessandra Franzosi**  
**Cesare Vignocchi**

*Istituto per la Ricerca Sociale*  
*Via XX Settembre, 24 - 20123 Milano (IT)*  
*Luglio 2000*

## **Sintesi**

In questo lavoro si analizza la presenza di asimmetrie nel trasferimento sui prezzi industriali netti dei carburanti da autotrazione di shock nelle corrispondenti quotazioni internazionali. L'analisi è condotta identificando, per il mercato italiano, un legame di cointegrazione prezzi-costi, ove emerge inoltre una componente di trend negativo che può essere connessa ai guadagni di produttività in senso lato. Attraverso un processo di ricerca della specificazione maggiormente congruente, si mostra come l'elevato grado di asimmetria presente nella formulazione iniziale, documentato dalla letteratura internazionale, tenda a ridursi in misura consistente. Ciò deriva da mispezificazioni nella struttura dei costi ipotizzata e da importanti cesure nel meccanismo di determinazione dei prezzi lungo l'arco temporale analizzato. Nella forma finale permane comunque una limitata asimmetria in termini di percorso di aggiustamento ma non circa l'effetto a regime.

**CODICI JEL:** D40, Q40  
**PAROLE CHIAVE:** Pricing asimmetrico, Carburanti.  
**INDIRIZZO E-MAIL:** dberardi@hsn.it, afranzosi@hsn.it, cvignocchi@hsn.it  
**1.**

## 2. INTRODUZIONE<sup>S</sup>

Successivamente alla liberalizzazione del prezzo dei carburanti da autotrazione, avvenuta nel 1994, a più riprese sono state avanzate perplessità circa il grado di concorrenza raggiunto da questo settore nel nostro paese. Ciò è avvenuto, di solito, in concomitanza con l'insorgere di tensioni sul mercato del greggio. Le perplessità in questione hanno spesso assunto la forma di una accusa precisa alle compagnie petrolifere operanti in Italia. Alle compagnie si rimprovera cioè una maggiore reattività dei listini in risposta a rialzi delle quotazioni internazionali, piuttosto che ai ribassi. Vale a dire di trasmettere molto più velocemente al consumatore finale gli aumenti dei prezzi della materia prima che non le diminuzioni.

La forte risalita delle quotazioni sui mercati internazionali tra la fine del 1999 e la prima parte del 2000, associata al forte slittamento del valore esterno dell'euro, ha dato nuovo alimento a queste preoccupazioni. Preoccupazioni che, se inizialmente sono state sollevate dalle Associazioni dei consumatori, hanno poi trovato eco anche da parte delle Autorità di politica economica.

La sezione 2 di questo lavoro è dedicata ad illustrare diffusamente il quadro istituzionale in cui si sono prodotti questi sviluppi.

L'idea che i prezzi manifestino una maggiore rigidità a scendere piuttosto che a salire è un luogo tradizionale dell'analisi economica. Esiste inoltre un certo numero di lavori abbastanza recenti nei quali si è tentato di offrire una quantificazione precisa di un meccanismo di pricing asimmetrico. La sezione 4 del lavoro offre una rassegna ragionata dei contributi specifici relativi al mercato dei carburanti. La maggior parte dei lavori si riferisce al mercato statunitense ed inglese, ove emerge la presenza di asimmetrie nella formazione dei prezzi ai diversi stadi della filiera distributiva.<sup>1</sup>

In via generale può comunque essere utile fare riferimento anche a Visco (1992) dove il problema è affrontato per l'industria italiana in aggregato, a fronte dei costi medi per l'importazione di materie prime. I risultati mostrano una non trascurabile asimmetria nella traslazione verso i prezzi industriali della variazione di tali costi.<sup>2</sup>

Un'ipotesi fondamentale del presente contributo è che esista una relazione di lungo periodo fra i prezzi praticati dalle compagnie petrolifere e i rispettivi costi, suscettibile di

\* Gli autori ringraziano l'Unione Petrolifera per il supporto offerto nella costruzione della banca dati. Ringraziamenti vanno anche ai colleghi in Irs e a Matteo Manera per i numerosi commenti ricevuti. Come di consueto, eventuali errori ed omissioni sono esclusivamente responsabilità degli autori

<sup>1</sup> Evidenze di asimmetrie sono più volte state documentate anche da studi nel mercato del credito (Neumark and Sharpe 1992) e delle materie prime agricole (Mohanty, Peterson, Wesley and Kruse 1995).

<sup>2</sup> L'autore riassume efficacemente i risultati affermando che "... la risposta dei produttori nazionali presenta una notevole rigidità verso il basso. Gli aumenti nei prezzi delle materie prime vengono immediatamente e per intero traslati sui prezzi finali; le riduzioni costituiscono invece l'occasione per temporanei ampliamenti dei margini." (op.cit. p.55)

essere identificata econometricamente attraverso tecniche di cointegrazione. Nella sezione 3 viene descritta una possibile rappresentazione parsimoniosa della struttura dei costi cui si possono associare variabili empiricamente osservabili. Un aspetto rilevante consiste nel fatto che la semplice considerazione della quotazione internazionale dei prodotti raffinati non sembra dare luogo ad una rappresentazione congruente del processo generatore dei dati. In generale appare necessario tener conto dei costi di commercializzazione in senso lato, la cui dinamica risente maggiormente degli sviluppi dell'inflazione interna piuttosto che di quella delle suddette quotazioni internazionali.

Nella sezione 5 si offre una definizione precisa del concetto di asimmetria nella fissazione dei prezzi, distinguendo effetti a regime e percorso di aggiustamento. Viene poi mostrato come a tale concetto sia possibile far corrispondere una specificazione sufficientemente generale per misurare sia la reazione di breve periodo che quella di lungo.

Nella sezione 6 questa specificazione è sottoposta a stima econometrica.

In questa sezione si mostra come una chiave analitica centrale del presente lavoro è che la forte asimmetria, che spesso si ottiene stimando strutture semplificate, origina in buona misura da una non risolta mispecificazione. La mispecificazione può prendere l'aspetto di variabili omesse nella rappresentazione di lungo periodo oppure di un non adeguato trattamento di rilevanti cesure nel processo generatore dei dati. Nella stessa sezione viene poi mostrato che specificazioni progressivamente più articolate tendono a dominare quelle iniziali e contemporaneamente producono gradi di asimmetria significativamente decrescenti. Va sottolineato che questo risultato costituisce il contributo più rilevante del presente lavoro.

La forma finale ottenuta viene analizzata dettagliatamente circa proprietà statistiche ed implicazioni economiche nella sezione 7. I risultati sono soddisfacenti, anche se vengono ricordati alcuni doverosi elementi di cautela. Il principale è connesso a possibili distorsioni nei coefficienti stimati prodotte dal fatto di usare dati aggregati, in presenza di eterogeneità fra agenti.

Nella sezione 8 vengono infine tratte le principali conclusioni ed indicate le direzioni di auspicabili approfondimenti.

### **3. IL CONTESTO ISTITUZIONALE**

In un'ottica di graduale arretramento della presenza attiva dello stato nell'economia, l'esperienza della liberalizzazione del mercato dei carburanti nel corso dei primi anni '90 costituisce certamente una tappa di rilievo.

Come è noto, sino al 1991 i prezzi dei carburanti per autotrazione erano stabiliti direttamente dal Comitato Interministeriale Prezzi (CIP). Nell'ambito di tale regime i prezzi interni erano ancorati a quelli medi formati nei più importanti mercati europei.

Successivamente, con delibera CIPE del 30/7/1991, si passò da una determinazione amministrativa dei prezzi ad un regime di sorveglianza che riconosceva alle imprese la possibilità di fissare il prezzo dei prodotti pur restando soggetti ad un controllo da parte di un Comitato Tecnico di esperti del CIP presso il Ministero dell'Industria, del Commercio e dell'Artigianato. Il Comitato Tecnico era tenuto a verificare la coerenza generale dei singoli listini con le quotazioni internazionali dei prodotti finiti e dei greggi più rappresentativi per il mercato italiano, oltre a controllare che gli eventuali incrementi dei margini nella fase distributiva non risultassero superiori su base annua al tasso di inflazione programmato.

In data 30/9/1993 il CIPE con propria delibera segnò l'ingresso della liberalizzazione nel mercato dei carburanti per autotrazione: i prezzi venivano dunque decisi liberamente dagli operatori. Dopo un iniziale periodo di sperimentazione, che prevedeva il deposito dei listini delle compagnie petrolifere presso il Ministero dell'Industria, con il 1° maggio del 1994 si ebbe la completa liberalizzazione dei prezzi.

In seguito a tale decisione, non si dovette tuttavia attendere a lungo il sorgere di nuove preoccupazioni circa la configurazione del mercato dei carburanti del nostro paese. Un'indagine conoscitiva, condotta nel 1996 dall'Autorità Garante della Concorrenza e del Mercato, tendeva infatti a rappresentare il settore come un oligopolio differenziato con la presenza di una impresa leader, cioè il gruppo Agip-IP, detentore di una quota di mercato di poco inferiore al 47%.<sup>3</sup> Il principale concorrente del gruppo leader, Esso, deteneva una quota quasi tre volte inferiore (16%). Secondo le risultanze della stessa indagine i principali quattro gruppi coprivano una quota di mercato vicina all'80%, i primi sette il 95%.

L'elevata concentrazione del settore e quindi la possibilità di forme di *market power*, continua a rappresentare motivo di insoddisfazione da parte dei vari attori della politica economica. Tuttavia, come efficacemente riassunto in Balke e al. (1998), non si hanno a disposizione modelli economici che derivino rigorosamente il comportamento di pricing asimmetrico a partire dalla presenza di *market power*.

In proposito va posto in evidenza che offrire spiegazioni teoricamente fondate di un pricing asimmetrico esula dagli scopi di questo lavoro. L'impressione generale che si ricava dalla letteratura è comunque che questo meccanismo di pricing sia ampiamente utilizzato nei diversi settori e non necessariamente connesso a livelli elevati di *market power* in termini di concentrazione.<sup>4</sup>

<sup>3</sup> Da un recente procedimento avviato dall'Autorità Garante della Concorrenza e del mercato (2000) viene inoltre documentata l'esistenza di marcate differenze nella struttura dei costi delle imprese operanti nel settore. Il rapporto dell'Autorità conferma quindi la caratterizzazione del settore come un oligopolio differenziato.

<sup>4</sup> Un'indagine molto interessante su questo aspetto è contenuta in Blinder e al. (1998).

#### **4. LA RAPPRESENTAZIONE ECONOMICA E LE VARIABILI EMPIRICHE**

Nell'indagine conoscitiva, prima citata, condotta dall'Autorità Garante della Concorrenza e del Mercato alla fine del 1996 si segnalava come meccanismo di formazione del prezzo finale dei carburanti quello di un mark-up sul prezzo internazionale del prodotto raffinato.

In effetti l'acquisto alla pompa dei carburanti per autotrazione è l'anello finale di una lunga catena produttiva e distributiva che ha origine con l'estrazione del greggio. La Figura 1 aiuta a tracciare le varie fasi del processo di formazione del prezzo al consumo dei carburanti e ad indicare precisamente il punto della filiera ove si posiziona questo lavoro. Dal prezzo del greggio, a seguito dell'attività di raffinazione, si passa al prezzo del prodotto finito. Tale grandezza coincide con un prezzo di trasferimento interno qualora la raffineria sia di proprietà della compagnia petrolifera ma emerge anche come quotazione internazionale in relazione agli scambi spot. Tipicamente ci si riferisce a tali quotazioni come prezzi Platt's.

Per giungere nel luogo di consumo il carburante attraversa un processo di commercializzazione in senso lato. A questo punto della catena distributiva si colloca la grandezza fondamentale decisa dalle compagnie, spesso indicata come prezzo industriale netto. Esso risulta definito dalla somma del costo del carburante raffinato, dei costi di struttura (logistici, commerciali, amministrativi) e del margine delle compagnie. Il prezzo industriale netto rappresenta quindi il corrispettivo pagato alla compagnia dal distributore finale al dettaglio.

Il margine del distributore, unito alla componente fiscale del prezzo (accise e IVA), costituiscono quindi due ulteriori elementi di costo che confluiscono nel prezzo al consumo.

Come accennato, il presente lavoro si concentra su di una particolare fase della filiera distributiva, ovvero sulle politiche di pricing che conducono dalla quotazione Platt's del prodotto raffinato al prezzo industriale netto.

Nello spiegare la formazione di questo prezzo l'idea fondamentale è che esista una relazione prezzi-costi di lungo periodo, identificabile econometricamente come un legame di cointegrazione fra le variabili in questione. E' quindi necessario introdurre una funzione di costo, suscettibile di una rappresentazione parsimoniosa. Si è quindi ipotizzato che essa risulti definita da due componenti principali: il costo del prodotto raffinato ed i costi di commercializzazione in senso lato.

Come si vedrà nel seguito, la relazione è specificata linearmente in forma logaritmica. Ciò significa ipotizzare una relazione moltiplicativa nei livelli fra le diverse componenti di costo. A rigore questo corrisponde ad una funzione di produzione di tipo Cobb-Douglas. In modo analogo anche il margine risulta definito come mark-up moltiplicativo sui costi.

In realtà, trattandosi di una funzione di costo connessa ad un processo sostanzialmente distributivo piuttosto che produttivo, parrebbe più ragionevole assumere una sostituibilità nulla tra i fattori impiegati, cui corrisponde naturalmente una funzione di produzione alla Leontieff e quindi una funzione di costo additiva nei livelli. La trasformazione logaritmica, se sembra risultare adeguata in relazione alla componente di mark-up, potrebbe non esserlo per quanto riguarda quelle di costo in senso stretto. L'esigenza di restare entro relazioni di tipo lineare obbliga tuttavia ad accettare questo compromesso.

Come verrà illustrato nelle sezioni successive, l'inclusione o meno di una seconda componente di costo oltre al prodotto raffinato rappresenta uno snodo fondamentale dell'intero lavoro, cui verrà dedicata particolare attenzione.

In via generale la rappresentazione utilizzata corrisponde anche all'idea di un mark-up costante nel lungo periodo. Anche a ciò verrà prestata debita attenzione, mostrando in particolare come per il periodo analizzato tale ipotesi venga rifiutata dai dati.

L'analisi è condotta rispetto a tre tipologie di carburanti: la benzina super con piombo (nel seguito: benzina c.p.) la benzina senza piombo (benzina s.p.) ed il gasolio per autotrazione (gasolio). Le variabili empiriche coinvolte nell'analisi sono essenzialmente tre: il prezzo industriale netto, la quotazione internazionale ed una *proxy* per i costi di commercializzazione.

E' utile ribadire che il prezzo industriale netto (di seguito: prezzo interno) risulta dal prezzo al consumo depurato dall'incidenza della tassazione (IVA e accisa), nonché dal margine del distributore finale alla pompa. Per costruire questa variabile si è partiti dalla rilevazione media settimanale del prezzo industriale comunicata dalla compagnie al Ministero dell'Industria. Ovvero di un valore medio di settore relativo al primo giorno della settimana, il lunedì. Tale valore viene calcolato ponderando i prezzi a libero servizio e i prezzi comprensivi del rifornimento. A questi prezzi è poi stato sottratto il margine del distributore finale alla pompa, spesso indicato come costo del gestore. Tale costo è stato calcolato dall'Unione petrolifera come somma di quota pro/litro, bonus di fine gestione e quota di remunerazione destinata al Fondo indennizzo gestori. Va notato che mentre si dispone di rilevazioni distinte del prezzo industriale dei tre prodotti, il costo del gestore delle due benzine è unico.

La seconda variabile è rappresentata dalla quotazione internazionale del prodotto raffinato, per la quale si è utilizzato il valore Platt's Cif Med, ovvero il costo dei prodotti raffinati franco porto di Genova, quello rilevante per il mercato italiano (nel seguito: Platt's). Dai valori giornalieri del Platt's Cif Med, opportunamente espressi in lire con il cambio del giorno di rilevazione, sono state calcolate medie settimanali per ottenere una variabile con la stessa frequenza del prezzo industriale netto. Anche in questo caso si dispone di tre quotazioni distinte: benzina c.p., benzina s.p. e gasolio.

Le Figure 2a, 3 e 4a descrivono, per ciascuno dei prodotti considerati, l'andamento del prezzo industriale netto e della quotazione internazionale. Nelle figure, la *fasatura* tra le

coppie di serie storiche è la stessa che poi verrà utilizzata nell'analisi econometrica: la rilevazione del prezzo industriale netto (relativa al lunedì) è messa in corrispondenza con la quotazione internazionale media della settimana precedente. L'orizzonte temporale di riferimento è pari a circa un decennio per la benzina c.p., dall'ottobre del 1991 al febbraio dell'anno 2000. Per il gasolio e la benzina s.p. il periodo è più limitato e prende avvio dall'ottobre 1994.

Le figure 2b e 4b riportano l'evoluzione del costo del gestore, distintamente per le benzine e per il gasolio. Come si può vedere è una grandezza che, attraverso aggiustamenti discreti nel tempo, risulta progressivamente crescente.

Il passo successivo dell'analisi è quello di individuare una variabile che funzioni da corrispettivo empirico per la dinamica degli altri costi in generale. Come accennato si tratta dei costi connessi alla commercializzazione in senso lato: trasporto, logistica, amministrazione. Come ipotesi di lavoro si è supposto che il loro andamento sia approssimabile dall'indice dei prezzi al consumo italiano. Più precisamente la scelta è caduta sull'indice dei prezzi al consumo per l'Intera Collettività Nazionale (NIC), di fonte ISTAT e disponibile a cadenza mensile.

Naturalmente l'attività di commercializzazione attiene in larga parte al fattore lavoro: un indice del costo del lavoro avrebbe quindi potuto rappresentare, alternativamente, una *proxy* forse maggiormente adeguata. Si è tuttavia preferito l'utilizzo dell'indice prezzi al consumo per la sua più elevata frequenza di rilevazione.

Nel nostro paese, come è noto, le retribuzioni di fatto sono disponibile solo nell'ambito della Contabilità nazionale, e quindi con cadenza trimestrale. E' sembrato inoltre che la scelta dell'indice dei prezzi al consumo costituisse un elemento di chiarezza ed univocità.<sup>5</sup> Va chiarito in ogni caso che la specificazione di lungo periodo impiegata è sufficientemente flessibile per considerare l'indice dei prezzi al consumo a meno di un trend lineare soggetto a stima.

E' parso inoltre opportuno estrarre da questa serie una indicazione di costo normale, che filtrasse le fluttuazione di breve periodo, tipiche dei prezzi al consumo. Si è quindi operato con una procedura di *rolling regression*, con finestra annuale. La serie effettivamente utilizzata come *proxy* dei costi di commercializzazione è quindi il fit della *rolling regression*.

<sup>5</sup> L'utilizzo di una variabile di costo del lavoro avrebbe infatti comportato la non facile individuazione di un indice specifico per il settore. L'indice dei prezzi al consumo dovrebbe cogliere anche l'andamento di altri costi non direttamente connessi al fattore lavoro.

## 5. L'EVIDENZA INTERNAZIONALE

Il presente lavoro costituisce il primo tentativo di verifica empirica dell'esistenza di non-linearità nei meccanismi di formazione di prezzo nel settore della distribuzione dei carburanti per autotrazione in Italia. Il tema non è però nuovo. La presenza di asimmetrie di prezzo è stata osservata in numerose altre industrie: il settore bancario (Neumark and Sharpe, 1992), i mercati agricoli (Mohanty, Peterson, Wesley e Kruse, 1995) e il settore manifatturiero (Morrison, 1988).

Nello specifico, l'industria petrolifera è stata oggetto di studio soprattutto in relazione al mercato degli Stati Uniti (tra i molti, Karrenbrock, 1991) e della Gran Bretagna (Bacon, 1991). Anche in tali realtà, così come in Italia, il dibattito ha spesso interessato tanto gli accademici che l'opinione pubblica e si è sovente fatto più acceso a seguito di shock petroliferi dal lato dell'offerta<sup>6</sup>. In tali circostanze sono state avanzate ipotesi di una sistematica tendenza a trasferire a valle con più rapidità gli aumenti rispetto alle riduzioni del costo della materia prima, tanto in riferimento al prezzo all'ingrosso del prodotto finito che al prezzo internazionale del greggio.

La letteratura al proposito è piuttosto ampia e i principali lavori sono riassunti nella Tavola 1. In gran parte essi forniscono supporto econometrico all'esistenza di asimmetria nel meccanismo di formazione dei prezzi al dettaglio della benzina. La forma e il grado di pervasività della stessa risultano però sensibili ad aspetti definatori del problema, quali la parte di filiera di distribuzione dei carburanti considerata e la formulazione del modello econometrico stimato.

Se si osservano i diversi punti della catena distributiva la distinzione solitamente effettuata considera due fasi: l'impatto del prezzo del greggio sul prezzo spot della benzina raffinata oppure l'impatto di quest'ultimo sul prezzo praticato dal dettagliante (al lordo o al netto della tassazione). I risultati concordano nel rilevare forme lievi e non persistenti di asimmetria nella reazione del prezzo franco fabbrica (ovvero il prezzo del petrolio raffinato) a variazioni del prezzo nel petrolio greggio; moderata asimmetria è invece osservata nella dinamica del prezzo al dettaglio del carburante, rispetto al prezzo spot della benzina o al greggio.

Va in questa direzione il lavoro di Borenstein Cameron, e Gilbert (1997), considerato uno dei più completi ed articolati. Gli autori stimano modelli a correzione d'errore per coppie di prezzo e l'asimmetria è introdotta nella dinamica di breve. Dai risultati si evince un'asimmetria consistente tra il prezzo del greggio e quello della benzina alla pompa. In minima parte tale asimmetria è attribuita alla prima fase della filiera produttiva; gran parte si

<sup>6</sup> A titolo di esempio Karrenbrock (1991) cita il dibattito fatto seguito alla Guerra del Golfo quando buona parte dell'opinione pubblica statunitense riteneva che le compagnie petrolifere avessero artificialmente aumentato il prezzo della benzina alla pompa a seguito della guerra Iraq-Kuwait.

produce invece nella reazione dei prezzi al dettaglio rispetto a quelli franco fabbrica. Karrenbrock (1991) osserva la reazione dei prezzi al dettaglio a mutamenti nei prezzi all'ingrosso. Il modello stimato considera esclusivamente la dinamica di breve del prezzo all'ingrosso, distinta per aumenti e diminuzioni dello stesso e i test di asimmetria sono condotti sotto forma di restrizioni ad uno della somma dei parametri stimati o di eguaglianza degli stessi tra aumenti e diminuzioni. Gli autori concludono a favore di una sostanziale simmetria in termini di ammontare complessivo delle variazioni trasferite. Così non è per quanto riguarda il percorso di aggiustamento: il trasferimento degli aumenti risulta più rapido rispetto alle diminuzioni.

Bacon (1991) suggerisce un modello quadratico ad aggiustamento parziale e il test per l'asimmetria è dato in tal caso dalla significatività del coefficiente del termine a correzione d'errore incluso al quadrato. I risultati sono molto simili a quelli sopra descritti.

Altri autori mettono in evidenza, però, come i risultati sopra menzionati siano sensibili alla specificazione del modello adottata. Shin (1994), per esempio, sottolinea che l'asimmetria messa in luce da studi precedenti non è robusta al mutare del periodo temporale, della frequenza dei dati e del modello econometrico stimato. In Balke, Brown e Yücel (1998) si ribadisce l'importanza del modello econometrico scelto per valutare l'asimmetria, che può essere inserita tanto in un modello in livelli che in una specificazione a correzione d'errore senza restrizioni di lungo periodo. Si evidenzia invece una sostanziale invarianza dei risultati rispetto all'arco temporale considerato. In ogni caso, le loro stime continuano a dare supporto all'esistenza di forme di asimmetria, quantomeno nel modello con formulazione a correzione d'errore.

Alcuni autori, relativamente al caso della Gran Bretagna, tentano di isolare l'impatto derivante dal prezzo del greggio da quello dipendente da fluttuazioni del cambio con il dollaro. Il lavoro di Bacon (1991) e quello di Reilly e Witt (1998) sono concordi nell'attribuire al cambio il medesimo grado di asimmetria rilevato per variazioni nel prezzo della materia prima. Il cambio inizia però a produrre il suo effetto sui prezzi interni con ritardo rispetto a variazioni nei corsi internazionali del greggio.

Balke, Brown e Yücel (1998) testano, inoltre, un'ipotesi implicita a tutti gli studi ovvero l'esogeneità dei prezzi a monte rispetto a quelli a valle cosicché variazioni nei primi possano a ragione essere considerate shock esterni al sistema. Test di *Granger causality* vengono condotti e nella maggioranza dei casi confermano come non vi sia evidenza di un effetto domanda che dai prezzi al dettaglio retroagisce sui prezzi spot della benzina e sui prezzi spot del greggio. Lo stesso tema è anche affrontato da Borenstein Cameron, e Gilbert (1997) che propongono stime strumentali al fine di ovviare a possibile inconsistenza dei parametri dovuta a endogeneità nelle variabili esplicative.

## 6. LA METODOLOGIA ECONOMETRICA

Si definisca asimmetria di prezzo una situazione nella quale il prezzo a valle nella filiera distributiva, nello specifico il prezzo industriale netto, reagisce in modo differente a seguito di aumenti o diminuzioni del prezzo Spot internazionale del carburante raffinato.

Si tratta quindi di un'asimmetria rispetto al segno della variazione nel costo della materia prima. Come messo in luce da Karrenbrock (1991), essa può estrinsecarsi in modi diversi: (a) asimmetria nell'*ammontare* totale della variazione trasferita, laddove parte della variazione negativa, ad esempio, non venga mai scaricata nelle fasi successive della filiera, (b) asimmetria nel *profilo temporale di aggiustamento*.

La seconda tipologia di asimmetria può ulteriormente essere distinta in base a diverse caratteristiche: (b1) il tempo necessario affinché mutamenti nei prezzi a monte si riflettano integralmente a valle può essere omogeneamente più rapido in un caso che nell'altro, (b2) a parità di tale tempo, il profilo è comunque diverso, poiché le variazioni di un dato segno possono essere trasmesse, rispetto a quelle di segno opposto con intensità relativamente diversa nei vari periodi, (b3) sia il tempo complessivo che il profilo risultano diversi.

La necessità di cogliere aspetti così articolati del fenomeno richiede la formulazione di un modello empirico, da sottoporre a stima econometrica, sufficientemente flessibile. Si è quindi optato per una riparametrizzazione del processo generatore dei dati relativamente al prezzo industriale netto del carburante sotto forma di modello a correzione d'errore. La possibilità di forme di asimmetria è introdotta a diversi livelli: nella dinamica di breve tanto della variabile endogena che delle esogene, così come nella struttura di lungo termine. Il principale riferimento bibliografico per una rappresentazione asimmetrica del meccanismo a correzione d'errore è costituito da Granger e Lee (1989).

Le variabili considerate nel modello sono la quotazione Platt's franco raffineria al tempo  $t$  ( $SPOT_t$ ) e il prezzo industriale netto al tempo  $t$  ( $IND_t$ ). Il modello considerato e sottoposto a stima è il seguente:

$$\begin{aligned}
 d(IND)_t = & \mathbf{q}_0 + \sum_{i=1}^n \left( \mathbf{b}_i d(IND)_{t-i}^+ + \mathbf{g}_i d(IND)_{t-i}^- \right) + \\
 & \sum_{i=0}^n \left( \mathbf{l}_i d(SPOT)_{t-i}^+ + \mathbf{j}_i d(SPOT)_{t-i}^- \right) + \\
 & \mathbf{q} ECT_{t-1}^+ + \mathbf{q} ECT_{t-1}^- + \mathbf{e}_t \quad \mathbf{e}_t \text{ whitenoise}
 \end{aligned} \tag{1}$$

dove  $d()$  costituisce l'operatore differenza prima, tutte le variabili sono espresse in logaritmi e ECT definisce la relazione di lungo periodo tra le variabili o, in altri termini, il meccanismo a correzione d'errore.

Il modello (1) è una semplice riparametrizzazione di un processo autoregressivo a ritardi distribuiti,  $ADL(n,q)$ , con una struttura di  $n$  ritardi per la variabile dipendente e di  $q$  ritardi per quella indipendente. La scelta di una struttura ECT, che si caratterizza per l'esistenza di un meccanismo a correzione d'errore permette di esplicitare la distanza rispetto all'equilibrio di lungo periodo come variabile esplicativa nella dinamica di aggiustamento della dipendente. Granger and Weiss (1993) hanno dimostrato inoltre che, date due variabili non stazionarie ma cointegrate, queste possono essere descritte come se fossero generate da un processo ECT.

Nell'esercizio specifico si è proceduto a verificare che i prezzi analizzati fossero variabili non stazionarie ma cointegrate. Il che significa che ne esiste una combinazione lineare, integrata di ordine zero, che può essere letta come relazione di lungo periodo tra le stesse. Essa costituisce l'ECT dell'equazione (1) ed è così formulata:

$$ECT_t = IND_t - \mathbf{a}_0 - \mathbf{a}_1 SPOT_t - \mathbf{a}_2 \Omega_t \quad (2)$$

dove  $\Omega_t$  è un set di altre variabili esplicative della relazione di lungo periodo ma che non necessariamente entrano nella dinamica di breve.<sup>7</sup>

La struttura asimmetrica è introdotta distinguendo le variazioni positive da quelle negative, sia delle variabili in differenze prime che della relazione di lungo periodo. Definiamo infatti:

$$d(IND)_t^+ = \max\{d(IND)_t, 0\} \quad e \quad d(IND)_t^- = \min\{d(IND)_t, 0\}$$

$$d(SPOT)_t^+ = \max\{d(SPOT)_t, 0\} \quad e \quad d(SPOT)_t^- = \min\{d(SPOT)_t, 0\} \quad (3)$$

$$ECT_{t-1}^+ = \max\{ECT_{t-1}, 0\} \quad e \quad ECT_{t-1}^- = \min\{ECT_{t-1}, 0\}$$

Ne consegue che il concetto di asimmetria può essere letto in modo articolato. Con riferimento al modello (1) alcune precisazioni possono risultare utili. Innanzitutto una struttura a correzione d'errore statisticamente significativa indica che il sistema, dopo uno shock, tende a tornare progressivamente all'equilibrio. I coefficienti  $\theta_1$  e  $\theta_2$  entrambi significativi sono dunque da considerarsi statistica robusta per l'esistenza di simmetria nell'ammontare totale dello shock trasferito, indipendentemente dal segno dello stesso. In secondo luogo, il valore

<sup>7</sup> Nella specificazione più articolata,  $\Omega$  comprende il fit di una rolling regression relativa alla variabile dei prezzi al consumo, un trend lineare e variabili dummy.

assoluto del coefficiente associato alla variabile esogena contemporanea misura l'impatto iniziale dello shock. Il confronto tra  $\lambda_0$  e  $\varphi_0$  quantifica il differenziale dell'effetto immediato sul prezzo interno di un mutamento positivo o negativo del prezzo Spot internazionale. Chiaramente il profilo d'aggiustamento dipende dall'interazione dei diversi coefficienti del modello. Vi concorrono infatti tanto la struttura di breve – che comprende anche l'effetto di persistenza della variabile endogena ritardata - che il valore assoluto del coefficiente relativo agli ECT. Strumento efficace di valutazione a tal proposito è la funzione cumulata di aggiustamento della variabile esogena di interesse, costruita algebricamente come funzione non lineare dei parametri stimati e derivata in dettaglio in Appendice.

Rispetto alle specificazioni presenti in studi precedenti, quella utilizzata in questo lavoro ha il pregio di una maggior completezza. La specificazione con solo aggiustamento dinamico asimmetrico a ritardi distribuiti (Karrenbrock, 1991) introduce alcuni aspetti problematici. Innanzitutto il sentiero di aggiustamento può essere non monotono. Ciò significa che durante l'aggiustamento ci si può temporaneamente allontanare dall'effetto a regime, il che è poco credibile. In secondo luogo, in presenza di una struttura asimmetrica non vincolata, diminuzioni ed aumenti del prezzo esogeno di entità identica che si producono però in periodi diversi non restituiscono, come invece ci attende, un effetto nullo sulla variabile dipendente. Ciò è evidentemente ancora più grave della non monotonicità. Ovviano a questo problema i modelli ad aggiustamento parziale (Bacon, 1991) che includono come variabile esplicativa la relazione di equilibrio dinamico. Il vincolo che essi impongono è però quello di dare luogo ad un aggiustamento proporzionale verso l'equilibrio in tutti i periodi successivi lo shock.

La struttura a correzione d'errore (adottata in Mannin (1991) e in Borenstein Cameron, e Gilbert (1997)) riunisce i pregi delle due specificazioni sopra citate. Gli autori che utilizzano tale specificazione tendono però a definire possibili asimmetrie concentrandole esclusivamente nella struttura dinamica di breve, che di solito è piuttosto articolata, anziché estenderle anche all'ECT. Ne risultano, sovente, funzioni cumulate di aggiustamento che, oltre a non consentire una robusta valutazione puntuale, sono caratterizzate dall'impossibilità di utilizzare la significatività dell'ECT come indicatore di asimmetria nell'ammontare totale di shock trasferito.

La specificazione da noi adottata, individuando una struttura di breve termine parsimoniosa e ammettendo ECT asimmetrici permette di distinguere fra i diversi tipi di asimmetria più sopra indicati. Naturalmente restano le difficoltà tipiche di processi di aggiustamento molto rapidi, nei quali può risultare arduo allocare con precisione il peso relativo della dinamica di breve rispetto al ruolo di riequilibrio della relazione di lungo

periodo. A questo riguardo, la frequenza settimanale dei dati con i quali si effettua la stima ha l'indubbio vantaggio di conseguire un maggior grado di robustezza dei risultati.<sup>8</sup>

Infine, nella formulazione adottata permane l'ipotesi implicita che il prezzo Platt's dei carburanti sia esogeno rispetto al prezzo industriale netto. Data la prevalenza di shocks dal lato dell'offerta e le indicazioni che la domanda di questi prodotti è relativamente inelastica, ciò suggerisce che gli shock da prezzo si osservano con maggiore probabilità nella parte alta della catena distributiva, per trasferirsi successivamente verso la distribuzione al dettaglio. Possibili feed-back o causalità con segno opposto vengono quindi escluse. Questa rappresenta senza dubbio un'area di possibile approfondimento del presente lavoro.

## **7. ALLA RICERCA DI UNA SPECIFICAZIONE CONGRUENTE**

Il modello sopra descritto è stimato seguendo la nota procedura di cointegrazione a due stadi di Engle e Granger (1987). Viene quindi condotta una prima regressione OLS tra serie integrate di ordine uno, i cui coefficienti risultano superconsistenti. La verifica della cointegrazione tra le due serie è ottenuta effettuando un test per l'esistenza di radici unitarie sui residui del primo stadio della regressione. La stazionarietà degli stessi implica cointegrazione tra le serie. Il test è un ADF (Augmented Dickey Fuller), con una struttura di ritardi parsimoniosa. È importante osservare, però, che i residui di una regressione OLS dipendono da uno o più parametri stimati, che sotto l'ipotesi nulla di presenza di radici unitarie sono i parametri di una regressione spuria. Ne consegue che la distribuzione del test sotto ipotesi nulla è non-standard e diversa da quella utilizzata nei casi di verifica della stazionarietà su serie originarie. Davidson e MacKinnon (1993) tabulano i valori critici per il caso di test di radice unitaria basati sui residui.

Il secondo stadio prevede una riparametrizzazione con struttura a correzione d'errore, con forme di aggiustamento di tipo non lineare. In particolare, seguendo l'approccio proposto in Granger and Lee (1989), il meccanismo a correzione d'errore così come la dinamica di breve sono distinti in base al segno assunto dagli stessi. Escribano e Mira (1996) dimostrano come sia possibile continuare a stimare in modo superconsistente i vettori di cointegrazione sotto ipotesi di processo di aggiustamento non lineare.

Obiettivo del presente lavoro è anche quello di andare alla ricerca di una specificazione accurata del modello stimato di formazione dei prezzi interni dei carburanti raffinati. Sovente,

<sup>8</sup> Trattandosi di un meccanismo di trasmissione che si produce in gran parte entro un mese, l'utilizzo di dati a frequenza mensile presenterebbe problemi di rilievo nella definizione del sentiero di aggiustamento. Maddala (1977) dimostra che in presenza di una frequenza dei dati superiore ai ritardi di aggiustamento, le stime dello stesso possono essere severamente distorte.

infatti, ampie forme di asimmetria sembrano essere riconducibili a mispezificazioni della forma funzionale del modello stimato. Una prima direzione è la ricerca delle variabili che sappiano cogliere la pluralità dei costi dei fattori della produzione, ovviando in tal modo a problemi di variabili omesse. E' stato quindi individuato un set di modelli *nested* per la relazione di lungo periodo. L'opportunità di una specificazione più generale, rispetto ad una più parsimoniosa, è valutata principalmente attraverso la significatività statistica delle variabili incluse.

Inoltre, si è cercato di indagare possibili mispezificazioni della forma funzionale nonché la presenza di break strutturali nel periodo di stima. La datazione di possibili break strutturali è avvenuta attraverso una progressiva massimizzazione del test di Chow in un intorno dei punti nei quali la preliminare analisi recursiva dei residui, nonché la conoscenza dell'evoluzione del contesto istituzionale, poteva far supporre l'esistenza di mutamenti di regime. Infine, tutte le equazioni stimate con OLS al secondo stadio sono sottoposte a Ramsey's RESET Test.<sup>9</sup>

Si fa notare che l'intero processo di ricerca è stato condotto solo per la benzina c.p., per cui si dispone di un database temporalmente più ampio. Per gli altri due prodotti si presenteranno invece i risultati ottenuti con la stessa specificazione individuata come più congruente nel processo di ricerca.

#### *Il grado di integrazione delle serie*

Prima di procedere alla stima econometrica si è verificato l'ordine di integrazione delle serie storiche oggetto di analisi. Tutte le serie considerate sono risultate non stazionarie e integrate di ordine uno  $I(1)$ , condizione preliminare per procedere ad una verifica della loro cointegrazione. Al fine di testare l'esistenza di radici unitarie si sono affiancati i risultati del l'Augmented Dickey Fuller Test (ADF) e del Phillips-Perron (PP) test. Il test ADF è stato condotto individuando la struttura più parsimoniosa in differenze prime, ovvero quella che minimizza il criterio di Schwarz, ed includendo la sola costante. Come noto sotto l'ipotesi nulla di radice unitaria la statistica non presenta una distribuzione standard. Il set di valori critici utilizzati è quindi quello tabulato da MacKinnon (1991). Per dare maggiore robustezza ai risultati è stato inoltre utilizzato anche il test non parametrico di Phillips-Perron (1988). I valori delle relative statistiche sono illustrati nella Tavola 2.

Permangono alcuni dubbi, peraltro ben noti in letteratura, circa il grado di integrazione della variabile di prezzo al consumo. Test di stazionarietà sulle differenze prime sono stati condotti: l'ipotesi di integrazione di ordine due è rigettata al 5% di probabilità.

<sup>9</sup> Tutte le elaborazioni econometriche sono effettuate utilizzando il software EViews 3.

### *Una prima specificazione*

Una prima semplice specificazione del modello di interesse considera esclusivamente la relazione esistente tra dinamiche del prezzo interno e la quotazione internazionale dei carburanti raffinati. Benché semplificato, tale modello è spesso presente nella letteratura internazionale. Inoltre esso offre una formalizzazione della modalità con la quale molti operatori ed analisti leggono il fenomeno dell'evoluzione dei prezzi dei carburanti per autotrazione, facendone risalire l'evoluzione nel corso del tempo alla sola dinamica dei corsi internazionali della materia prima.<sup>10</sup>

E' utile specificare che questa semplice rappresentazione non implica che non si riconosca l'esistenza di altri costi diversi dal prodotto raffinato. Più correttamente, l'assunzione implicita è che la loro dinamica nel medio periodo non risulti significativamente diversa da quella del prodotto raffinato.

I risultati della specificazione I, primo stadio di Engle e Granger, sono contenuti nella Tavola 3. Unica variabile esplicativa è appunto la quotazione internazionale Platt's. I consueti test di stazionarietà dei residui sono riportati nella stessa tavola. Il test ADF indica che i residui sono stazionari ad un livello di significatività del 5% con inclusione della sola costante e dell'1% una volta incluso il trend, confermando la presenza di un legame di cointegrazione tra le variabili esaminate.<sup>11</sup>

La stima dell'elasticità di lungo periodo dei prezzi industriali netti a variazioni dei prezzi internazionali è pari a circa 0.7. In equilibrio, quindi, il prezzo internazionale spiega circa il 70% della variabilità del prezzo industriale interno: a fronte di un rialzo o di un ribasso del 10% del prezzo internazionale la traslazione sul prezzo industriale può ritenersi completata quando quest'ultimo è rispettivamente aumentato o diminuito del 7%.

Esplicitata la relazione di lungo periodo il fulcro dell'analisi si sposta sulla valutazione delle proprietà del processo dinamico di aggiustamento. Al fine di individuare possibili asimmetrie nel sentiero di ritorno dei margini al livello di equilibrio storico si è introdotta una specificazione non lineare del meccanismo a correzione dell'errore .

La Tavola 4 sintetizza i risultati dell'analisi di secondo stadio. La struttura dinamica più parsimoniosa della riparametrizzazione a correzione d'errore implica un processo generatore dei dati rappresentato da un  $ADL(2,1)$  con forme di persistenza dinamica, dunque, nella sola variabile dipendente. Tale struttura di breve si ripropone in tutti i modelli successivamente stimati. I coefficienti individuano un impatto contemporaneo di shock del prezzo internazionale di un ordine di grandezza analogo, indipendentemente dal segno. Colpisce però

<sup>10</sup> Questa impostazione peraltro è la stessa da noi utilizzata in una precedente analisi esplorativa (Unioncamere-Irs 1999) condotta su dati mensili, ove appariva la presenza di persistenti asimmetrie.

<sup>11</sup> Nella fasatura delle serie si è convenzionalmente definita come contemporanea la relazione fra il prezzo interno del lunedì e la media Platt's della settimana precedente.

il fatto che esso risulti maggiore per le diminuzioni.<sup>12</sup> Sussiste un effetto di persistenza dovuto alla struttura di ritardi della variabile dipendente, significativo in entrambe le direzioni e più sostenuto nel caso di rialzi. Si osservino in proposito i coefficienti asimmetrici della variabile dipendente ritardata nella Tavola 4.

Gradi elevati di asimmetria si rilevano però in ordine al riequilibrio di lungo periodo. I coefficienti che misurano l'intensità di tale riequilibrio, nonché la loro significatività statistica, mostrano che l'aggiustamento del prezzo industriale netto è statisticamente significativo e più veloce nel caso dei rialzi, mentre è scarsamente significativo nel caso di ribassi. Ne consegue che in tale situazione è molto blando il meccanismo che assicura il ritorno dei margini al livello di equilibrio storico a seguito di una riduzione del Platt's.

Questa prima specificazione offre dunque evidenza a favore della presenza di un'asimmetria pervasiva nella traslazione dell'ammontare totale degli shock internazionali. Il prezzo interno della benzina pare non beneficiare mai pienamente delle riduzioni nei corsi internazionali.

Il primo grafico della Figura 6 traccia l'andamento della funzione di aggiustamento cumulata implicita in questa prima specificazione, distinguendo i due percorsi connessi rispettivamente ad aumenti e diminuzioni della quotazione Platt's. Risulta chiaro come anche dopo circa 30 settimane dallo shock, i trasferimenti al rialzo ed al ribasso sul prezzo interno risultino fortemente differenziati. In direzione del rialzo il riequilibrio si è quasi completato, con una trasmissione pari a circa il 90%. In direzione del ribasso a tale data si registra poco più del 60%. Il differenziale dell'aggiustamento a seguito di rialzi rispetto ad analoghi ribassi dopo circa 30 settimane è ancora superiore al 20%.

La Tavola 7 riporta per alcuni valori tipici di trasferimento cumulato il numero di settimane affinché ciò avvenga. Basti dire che il prezzo interno registra un trasferimento pari all'80% dell'effetto a regime in 15 settimane nel caso di shock positivo, in 62 nell'altro caso.

I test sui residui di tale specificazione mostrano in generale l'esistenza di diversi problemi, di cui il principale è costituito dall'elevato grado di autocorrelazione seriale. Si notano poi effetti ARCH del primo ordine e si rifiuta l'ipotesi di normalità della distribuzione dei residui.<sup>13</sup>

#### *L'inclusione degli altri costi di produzione*

L'insoddisfazione principale di questa specificazione, oltre ai problemi evidenziati nel secondo stadio, afferisce in realtà ai risultati del primo. Se la quotazione Platt's costituisse una

<sup>12</sup> In effetti, tutti i modelli mettono in luce un impatto iniziale più accentuato nel caso di ribassi che di rialzi. Questo risultato non può tuttavia essere letto indipendentemente da quanto avviene alla dipendente ritardata, che presenta una asimmetria di segno opposto.

<sup>13</sup> In particolare, tutti i residui del secondo stadio sono stati sottoposti a: (i) Breusch-Godfrey LM Test al fine di testare autocorrelazione; (ii) LM test per eventuali effetti ARCH; (iii) Jarque-Bera Test per distribuzione normale.

valida approssimazione anche dei costi di commercializzazione ci si dovrebbe attendere un coefficiente di lungo periodo molto più vicino all'unità. Il valore riportato nella tavola 3, pari a circa 0.7, è invece significativamente più basso. Test formali di restrizione all'unità sono infatti decisamente rigettati. L'impressione netta è che qualche variabile rilevante risulti omessa.

Sempre nella Tavola 3 è presentata una seconda specificazione per la relazione di lungo periodo. Fra le nuove variabili incluse figura innanzitutto la *proxy* descritta in precedenza per l'andamento degli altri costi di produzione, costruita sull'indice dei prezzi al consumo ed inserita con ritardo di un periodo per limitare possibili problemi di endogeneità.<sup>14</sup> Per controllare in relazione ad un andamento dei costi suddetti diversi dall'inflazione al consumo interna, è stato poi introdotto un trend lineare. Come si vedrà meglio più avanti, tale trend può essere messo in qualche relazione con l'esistenza di guadagni di produttività.

I valori stimati sono tutti significativamente diversi da zero, a conferma del fatto che la scelta di ricostruire evoluzioni differenziate per le diverse componenti di costo non è rifiutata dai dati. Il secondo modello supera quindi il test di *encompassing* rispetto al primo. Il segno dei coefficienti è quello atteso: positivo per le due componenti di costo, negativo per il parametro associabile in senso lato alla dinamica della produttività del settore.

L'incidenza di lungo periodo del costo del prodotto raffinato sul prezzo interno scende allo 0.59 il che è sostanzialmente coerente con l'evidenza contabile sui livelli.<sup>15</sup> Il valore stimato per la variabile trasformata dei prezzi al consumo è pari a 1.8 e la restrizione ad uno dei coefficienti delle due variabili rappresentative dei costi delle compagnie è rifiutata dai dati. Va da sé che questo rappresenta ancora un aspetto di non secondaria insoddisfazione.

La valenza esplicativa della specificazione II per il primo stadio è comunque certamente superiore alla I: le batterie di test standard evidenziano un netto miglioramento dell' $R^2$  aggiustato, i due ulteriori regressori sono significativi e l'opportunità di una loro inclusione è giustificata anche dal ridursi del criterio informativo di Schwarz (SBC). La stazionarietà dei residui del primo stadio si fa più robusta, come messo in luce dal test ADF, e quindi anche la relazione di cointegrazione individuata.

La Tavola 4 riporta, invece, il modello in differenze prime da cui si può notare come il meccanismo di evoluzione dei prezzi interni si modifichi. I coefficienti di impatto registrano un lieve innalzamento per la variabile che descrive l'effetto di breve a seguito di ribassi nel prezzo del prodotto raffinato. In termini di dinamica di breve della variabile dipendente non si registrano mutamenti di rilievo: il coefficiente stimato è maggiore per i rialzi che per i ribassi. Cambia invece il ruolo delle relazioni di lungo periodo: aumentano entrambe e ne migliora la significatività, che per il caso di ribassi sale al 15%. Intensità e velocità del ritorno

<sup>14</sup> Per un approccio più formale alla questione dell'endogeneità, cfr. sezione successiva.

<sup>15</sup> Nella media del decennio di riferimento l'incidenza media della quotazione internazionale sul prezzo industriale netto è del 65%.

a valori di equilibrio si fanno dunque sensibilmente maggiori, con una conseguente contrazione dei tempi totali di traslazione. Permane, tuttavia, una non secondaria asimmetria nel sentiero di aggiustamento del prezzo interno, riconducibile ad una velocità di aggiustamento insita nel meccanismo a correzione dell'errore che si stima superiore di circa tre volte nei rialzi piuttosto che nei ribassi del Platt's: -0.04 il coefficiente stimato per i ribassi, -0.15 per i rialzi.

Miglioramenti di una certa importanza sono evidenti anche nelle statistiche per la presenza di autocorrelazione seriale nei residui (che diminuisce, pur essendo ancora significativa ad un livello del 10%) e di fenomeni ARCH (significativi al 10%). Non si rilevano invece cambiamenti sostanziali al riguardo dell'ipotesi di distribuzione Normale dei residui, che continua ad essere rifiutata. Le statistiche sembrano dunque auspicare una ancor più accurata specificazione della forma funzionale.

#### *La modellizzazione dei mutamenti istituzionali*

Come si è già avuto modo di sottolineare nella sezione 2, il decennio 1991-2000 ha visto importanti mutamenti nell'assetto istituzionale del settore, con il passaggio da un regime di prezzi sorvegliati ad una completa liberalizzazione dei meccanismi di fissazione del prezzo. Esiste quindi un ulteriore ordine di fattori da considerare per individuare una più corretta rappresentazione del processo generatore dei dati.

L'avvento del libero mercato, e la conseguente innovazione nelle politiche di pricing del settore, fa emergere dubbi riguardo all'esistenza di un equilibrio di lungo nei margini invariante per l'intero arco temporale di stima. Un possibile mutamento è evidente anche ad una semplice ispezione dei grafici dei residui del primo stadio della Specificazione II (Fig. 5a) che manifestano una netta progressione a partire dalla prima metà del 1994 e sino ai primi mesi del 1996. Tale profilo trova speculare conferma nella rappresentazione dei residui ricursivi della regressione (Fig.5b).

La presenza nel periodo considerato di un movimento ascendente nei residui è interpretabile alla luce di un assestamento verso l'alto dei margini rispetto al loro livello precedente. Questa evidenza sottolinea l'impossibilità di utilizzare uno stesso modello esplicativo per tutto l'arco temporale di riferimento, a meno di modellare gli effetti della transizione sul prezzo interno.

A questo scopo è parso necessario individuare con maggior precisione la "finestra temporale" all'interno del quale il passaggio al nuovo regime potesse ritenersi completo. L'inizio e la fine della transizione sono state localizzate in corrispondenza del punto di massimo raggiunto da un indicatore di break strutturale come il test di Chow, all'interno del biennio 1994-96. Più precisamente, si è innanzitutto ricercato un primo punto di break, individuandolo nella settimana dell'11 aprile 1994. Tenendo ferma

questa prima data, si poi andati alla ricerca di un secondo punto di break, identificato nella settimana del 18 marzo 1996.<sup>16</sup>

In base a questa evidenza, la strategia di stima adottata successivamente è duplice. Si è innanzitutto modellata la transizione, utilizzando lo stesso arco temporale di stima delle specificazioni precedenti. Ciò è stato attuato facendo ricorso a una variabile dummy di tipo logistico. Si è così ottenuta la specificazione III della tavola 3. Al fine di valutare la robustezza della procedura seguita è stata poi condotta una stima solo sull'ultima parte del campione, dal marzo 1996 al febbraio 2000, ottenendo la Specificazione IV della stessa Tavola 4.

Per quanto riguarda la Specificazione III si nota che l'introduzione nel primo stadio della dummy logistica è ampiamente accettata dai dati. Il coefficiente che coglie lo shift nei margini è significativamente diverso da zero ed ha l'atteso segno positivo. Tutte le altre variabili esplicative rimangono inoltre su livelli di significatività statistica elevati. Si continua invece a rifiutare la restrizione di somma unitaria dei coefficienti delle variabili esplicative di prezzo internazionale e degli altri costi di produzione.

La capacità esplicativa del modello adottata migliora ulteriormente: l' $R^2$  aggiustato e i criteri informativi si collocano su livelli valori più elevati in valore assoluto e, come detto, tutti i coefficienti si mantengono statisticamente significativi. La stazionarietà dei residui continua a rilevare l'esistenza di una robusta relazione di cointegrazione. L'ADF test migliora ulteriormente rispetto ai precedenti modelli.

Come si vede dalla Tavola 4, anche la specificazione a correzione d'errore si mantiene robusta. La stime dei coefficienti d'impatto di breve non cambiano. Di rilievo l'ulteriore avvicinamento dei coefficienti stimati per i termini a correzione d'errore; il coefficiente che controlla per la presenza di un riequilibrio del prezzo industriale netto a seguito di ribassi delle quotazioni internazionali diviene significativo al 5%. Questa evidenza comporta una ulteriore apprezzabile riduzione nel grado di asimmetria nel processo di aggiustamento.

I test sui residui indicano un attenuarsi considerevole dell'autocorrelazione seriale, ma permangono effetti ARCH e non Normalità nella distribuzione degli stessi.

#### *La stima sull'ultimo periodo*

La seconda strategia adottata al fine di tener conto dei mutamenti istituzionali, e che costituisce la specificazione finale del modello di formazione dei prezzi interni,

<sup>16</sup> In corrispondenza di queste due date il Test di Chow assume un valore pari a 81.5 (statistica F) e 332.2 (Log-likelihood ratio), in base al quale si rifiuta all'1% l'ipotesi nulla di assenza di break strutturali. Questa procedura è tuttavia abbastanza euristica. Negli sviluppi del lavoro si dovrebbe tentare di approfondire questo aspetto.

limita l'arco temporale di stima al periodo più recente.<sup>17</sup> La Specificazione IV della tavola 3 restituisce valori dell'elasticità di lungo periodo rispetto al Platt's del tutto equivalenti a quelli delle specificazioni precedenti. A conferma della robustezza di questo risultato, l'elasticità di lungo periodo del prezzo interno rispetto a quello internazionale resta pari a circa 0.6. Perdono però di significatività i coefficienti dell'altra componente di costo e del trend lineare. La significatività di queste ultime è però recuperata laddove si impone una restrizione ad uno sulla somma dei coefficienti delle due variabili di costo. I risultati sono riportati nella Tavola 5. In effetti nella specificazione IV tale restrizione è agevolmente accettata dai dati. Dal suo non rifiuto da parte dei dati, discendono importanti valenze interpretative del legame di cointegrazione di cui si discuterà nel paragrafo successivo.

Le stime della specificazione a correzione d'errore, presentate nella Tavola 6, appaiono robuste. I residui sono sottoposti all'usuale set di test di verifica delle ipotesi implicite nell'applicazione degli OLS. I risultati ottenuti mostrano come in quest'ultimo modello scompaiano fenomeni di autocorrelazione, segno di una buona specificazione della componente dinamica dell'equazione. Non si rilevano, inoltre, effetti ARCH di rilievo. Persistente è invece l'assenza di normalità nella distribuzione dei residui.<sup>18</sup>

## **8. LE CARATTERISTICHE DELLA FORMA FINALE**

Relativamente all'ultima specificazione è parso opportuno indagarne più a fondo proprietà statistiche ed implicazioni economiche. Una prima questione rilevante è quella connessa al grado di esogeneità della variabile di inflazione, inclusa nella specificazione del modello in quanto proxy dei costi di commercializzazione. Il problema è stato affrontato innanzitutto in sede definitoria, attraverso la costruzione di una rolling-regression dell'indice dei prezzi al consumo ed includendola nella stima con un ritardo di un periodo.

Nonostante ciò, se ne è voluta testare l'esogeneità debole. Il test applicato è proposto in Boswijk (1994) per un contesto a correzione d'errore. Si è proceduto stimando anche per la variabile dei prezzi al consumo un'equazione con specificazione ECM. Oltre alla struttura di breve, è stata inserita la relazione di lungo periodo precedentemente identificata ed utilizzata nelle stime del prezzo interno dei carburanti. La non significatività del termine a correzione

<sup>17</sup> Ovviamente, il poter disporre di dati a frequenza settimanale fa sì che le stime su di un arco temporale più ristretto non infici in misura rilevante la robustezza delle stesse, stante anche l'elevata velocità del processo di riequilibrio.

<sup>18</sup> E' però noto che, purché la varianza sia finita, gli stimatori rimangono consistenti e i test continuano ad avere significato a livello asintotico; viene meno però efficienza (Judge e al., 1980).

d'errore nello spiegare la dinamica dell'inflazione viene considerata indice di esogeneità debole dell'inflazione nel determinare i prezzi interni dei carburanti.

L'esercizio è stato condotto per il caso della benzina c.p. sul più recente periodo campionario. Il test  $t$  relativo all'ECT, come riportato nella parte bassa della Tavola 4 è risultato pari a  $-0.4$ , indicando come non si possa rifiutare l'ipotesi nulla di esogeneità debole dell'inflazione rispetto al prezzo della benzina c.p..

Un secondo aspetto riguarda una più attenta valutazione del grado di asimmetria nel meccanismo di formazione dei prezzi interni che permane dopo il processo di selezione presentato nella sezione precedente. A questo scopo è opportuno un confronto tra le risultanze ottenute per la benzina c.p. dalla prima e preliminare specificazione econometrica I rispetto a quelle finali.

Una prima annotazione è che, come già accennato, lungo il processo di selezione si osserva un progressivo smorzarsi del grado di asimmetria dei sentieri di aggiustamento. La Figura 6 mostra con immediatezza il confronto fra il punto di partenza e quello di arrivo di tale processo. L'asimmetria presente nel processo di traslazione è particolarmente marcata per la specificazione I. Si ricordi peraltro come la scarsa significatività dell'ECT nel caso di ribasso segnala una probabile asimmetria anche nella traslazione dell'ammontare totale.

Nella specificazione IV, invece, l'asimmetria è decisamente meno accentuata, e comunque tende a riassorbirsi integralmente sull'arco temporale illustrato di circa 30 settimane.

Analoghe considerazioni emergono da un'analisi dei tempi di trasmissione presentati nella Tavola 7. Il 60% dell'effetto a regime è trasmesso con identica tempistica, sia in aumento che in diminuzione. Si evidenzia, pertanto, un primo impulso, tempestivo e consistente, identico per entità, in entrambe le direzioni. Successivamente i ritmi di trasferimento sono più lenti. Occorrono infatti altre due settimane per raggiungere in aumento l'80%, mentre in riduzione per questo obiettivo trascorrono sei settimane. Per la parte restante, che viene comunque traslata integralmente, i tempi di aumento e riduzione si allungano ulteriormente, anche se si esauriscono più in fretta nella fase ascendente rispetto a quella discendente.

Per quanto attiene alle implicazioni economiche è utile fare riferimento alla tavola 5, che presenta lungo la prima colonna le stime dei parametri relativi alla specificazione IV con l'imposizione della restrizione ad uno dei coefficienti dei fattori di costo, sempre in relazione alla benzina c.p. I risultati ottenuti mostrano che esiste una possibile lettura dei coefficienti stimati nel vettore di cointegrazione in termini di elasticità di lungo periodo del prezzo industriale netto rispetto al costo dei fattori impiegati nel processo distributivo. La restrizione ad uno, non rifiutata statisticamente, ne aiuta tale lettura. Nella stessa tavola sono presentati anche gli analoghi risultati per gli altri due prodotti analizzati, cioè la benzina s.p. ed il

gasolio.<sup>19</sup> Per tutti prodotti le stime di primo stadio danno luogo a residui stazionari ad un livello di significatività dell'1%.

L'elasticità di lungo periodo del prezzo industriale netto al prezzo internazionale del prodotto raffinato oscilla tra 0.54 per il gasolio per autotrazione e 0.59 della benzina c.p.. Gli altri costi di produzione hanno una elasticità di lungo compresa tra 0.41 della benzina c.p. e 0.46 del gasolio.

E' opportuno chiarire a questo punto una possibile lettura per la presenza di un trend lineare fortemente significativo. Se si fosse certi che il tasso di inflazione misuri adeguatamente l'andamento dei costi di commercializzazione, il trend lineare rifletterebbe i guadagni di produttività conseguiti e trasferiti nel medio periodo sui prezzi. Cumulando in ragione d'anno le stime ottenute avremmo così un trasferimento sui prezzi dei guadagni di produttività pari a 1.0%, 1.2% e 2.0% rispettivamente per il gasolio, la benzina c.p. e la benzina s.p. Tuttavia, poiché il tasso di inflazione dei prezzi al consumo è solo una *proxy* per la dinamica dei costi di commercializzazione, il valore stimato per il trend risulta anche dal concorso di un altro elemento oltre a quello della produttività. Esso coglie anche l'eventuale distanza fra la dinamica di tali costi ed il tassi di inflazione dei prezzi al consumo.

La Tavola 6 presenta le stime dei parametri della forma funzionale dinamica. Per tutte le merceologie i risultati sono abbastanza simili. Le dinamiche di breve periodo sono sostanzialmente analoghe per le benzine: un effetto contemporaneo marginalmente più sostenuto a seguito di ribassi piuttosto che nel caso di aumenti del prezzo internazionale. Per il gasolio, invece, nel breve la reazione dei prezzi industriali appare speculare. Differenze più significative sono rinvenibili nel processo di aggiustamento all'equilibrio di lungo periodo. Per la benzina c.p. l'intensità del riequilibrio è sostanzialmente equivalente tanto a seguito di rialzi del Platt's che di contrazioni: in ciascun periodo viene trasferito sui prezzi industriali il 10% della scarto tra il prezzo effettivo ed il livello di lungo. Per la benzina s.p. invece, l'intensità del meccanismo a correzione dell'errore è superiore nel caso di aumenti rispetto alle analoghe flessioni. Il gasolio conferma una maggiore reattività di lungo periodo dei prezzi a seguito di rialzi. In generale inoltre il meccanismo di correzione del disequilibrio è statisticamente più significativo che nel caso degli altri prodotti.

La Figura 7 traccia le funzioni di aggiustamento cumulate per questi due prodotti, cioè benzina s.p. e gasolio. Per il primo dei due prodotti si possono notare tempi di trasferimento più lenti rispetto a quelli della benzina c.p. per i ribassi e più rapidi in caso di rialzi. Più in dettaglio, dalla Tavola 7 si vede una struttura di trasferimento molto simile nelle prime

<sup>19</sup> La restrizione ad uno dei coefficienti di costo non è rifiutata per la benzina c.p. e per il gasolio. Così non è per la benzina s.p. Nelle stime per il secondo stadio, riprodotte nella Tavola 6, il termine a correzione dell'errore discende quindi da stime di primo stadio ristrette per i primi due prodotti, libere per la benzina s.p. Al fine di agevolare l'interpretazione ed il confronto dei coefficienti si è scelto tuttavia di presentare nella Tavola 5 le stime ristrette anche per il caso della benzina s.p.

settimane a quelle della benzina c.p. Successivamente si osserva un qualche ampliamento del grado di asimmetria.

Una situazione ancora diversa si presenta per il gasolio. Nel caso di rialzi il processo di aggiustamento presenta analogie nei tempi di trasmissione con quelli della benzina s.p., mentre la risposta è invece più simile a quella della benzina c.p. a seguito di ribassi. Il minor grado di asimmetria rispetto alla benzina s.p., ma non rispetto a quella c.p., è in gran parte attribuibile ad un più rapido meccanismo di riequilibrio. La curva che descrive l'impatto cumulato differenziale è infatti più schiacciata verso sinistra di quella degli altri prodotti, sebbene marginalmente più ripida.

Quanto sinora presentato si fonda sulla lettura puntuale dei parametri stimati e sulla corrispondente funzione di reazione. E' evidente come in via generale non si possa escludere la presenza di ulteriori elementi di mispecificazione non risolti. Elementi che potrebbero indurre la pur contenuta asimmetria implicita nella forma finale ottenuta.

In questo senso, poiché i risultati tendono ad esser letti come comportamento microeconomico di pricing da parte dei singoli agenti, cioè le compagnie, non si può non ricordare la possibile distorsione nelle stime proveniente dall'aggregazione di più operatori. In particolare la forma dinamica particolarmente ricca che si è trovata potrebbe essere tipicamente un frutto dell'aggregazione.<sup>20</sup> A questo proposito colpisce l'elevata differenza dei coefficienti positivi e negativi stimati per la dipendente ritardata. Risultato robusto lungo le diverse specificazioni ed i tre prodotti.

La metodologia da noi adottata, pur ampiamente utilizzata in lavori empirici, va quindi assunta con alcuni elementi di cautela. Cook (1999) osserva, ad esempio, che affinché tale metodologia sia efficace è necessario che sia congiuntamente verificata la significatività statistica di entrambe i coefficienti del meccanismo a correzione, nonché il fatto che essi siano significativamente diversi l'uno dall'altro.<sup>21</sup>

Formalmente si può procedere testando per l'identità dei coefficienti asimmetrici, anche se esiste qualche problema di significatività per il termine ECT che riequilibra in seguito a shock negativi. I risultati sono riprodotti in fondo alla Tavola 6. Due sono i test condotti. Con il primo si testa unicamente per l'identità dei coefficienti dei due ECT, con il secondo si testa per l'identità congiunta anche dei termini di breve periodo.

In relazione al primo test si ottiene che l'ipotesi di simmetria circa la velocità di riequilibrio nel lungo periodo non è rifiutata dai dati. In effetti nel caso della benzina c.p. i due coefficienti dell'ECT sono molto vicini. Si può quindi desumere che per gli altri due prodotti una stima vincolata circa gli ECT renderebbe le loro funzioni di aggiustamento cumulate molto simili a quelle della benzina c.p., riducendone quindi la asimmetria.

<sup>20</sup> Su questo aspetto si veda Lippi e Forni (1990).

<sup>21</sup> Riutilizzando i dati settoriali di Granger e Lee, Cook osserva che solo l'8% dei modelli stimati soddisfa tali requisiti.

Circa il secondo test, condotto congiuntamente su tutti i coefficienti, si ottiene un netto rifiuto dell'ipotesi (nulla) di simmetria ad un livello di significatività dell'1% per il gasolio. Per le benzine i risultati si presentano in una tipica zona di frontiera. Adottando il consueto criterio di significatività del 5%, la simmetria è rifiutata per la benzina s.p. ma non per la benzina c.p. Adottando un criterio di significatività dell'1% non rifiuteremmo in ambedue i casi. Certamente, dati i valori delle statistiche di test ottenuti, *l'evento simmetria* ha una probabilità di corrispondere al vero contenuta anche per le due benzine.

## 9. CONCLUSIONI

In seguito alla ripresa delle quotazioni petrolifere sui mercati internazionali, alle Compagnie operanti nel nostro paese è stato spesso rimproverato di mettere in atto una politica dei prezzi asimmetrica. Vale a dire di trasmettere molto più velocemente al consumatore finale gli aumenti della materia prima che non le diminuzioni. Lo slittamento del valore esterno dell'euro ha successivamente accentuato questo tipo di preoccupazione.

Da una ricognizione della letteratura, relativa principalmente al mercato statunitense e inglese dei carburanti, emerge la presenza di forme di asimmetria con riferimento alle fasi più a valle della filiera distributiva. Purtroppo, allo stato attuale, non esistono indagini che permettano un facile confronto con le realtà europee continentali.

Le caratteristiche di questa asimmetria sono poi coerenti con un risultato condiviso da un'ampia parte dell'analisi economica. Cioè che i prezzi in generale mostrano una maggior rigidità a scendere piuttosto che a salire. Sembra quindi di poter escludere, in via generale, che questo sia un aspetto confinato al settore dei carburanti da autotrazione. Evidenze analoghe sono più volte state documentate da studi condotti per il mercato del credito e per quelli di alcune materie prime agricole.

La fase della filiera distributiva sulla quale ci si è concentrati in questo lavoro è quella che dal prezzo del prodotto raffinato (Platt's Cif, mediterraneo) giunge al prezzo medio al consumo, nettato sia della componente fiscale, sia del margine garantito al distributore alla pompa. Cioè al cosiddetto prezzo industriale netto. L'analisi è condotta su rilevazioni settimanali del periodo ottobre 1991 - febbraio 2000.

Fra i risultati ottenuti, quello che consideriamo più interessante attiene al nesso empirico fra la stima di comportamenti asimmetrici e la presenza di irrisolti problemi di misspecificazione. Nel caso in oggetto si mostra infatti che l'utilizzo nell'analisi econometrica di semplificazioni improprie circa la struttura dei costi, nonché la non adeguata considerazione di break strutturali di regime produce risultati significativamente sovrastimati in termini di asimmetria.

L'idea fondamentale del lavoro è che alla base del *pricing* della Compagnie petrolifere esista una relazione di lungo periodo prezzi-costi identificabile econometricamente come legame di cointegrazione.

Nel processo di ricerca della specificazione maggiormente congruente si sono ottenute rappresentazioni che dominano statisticamente quelle precedenti. L'intero processo è stato condotto per la benzina super con piombo, per cui si dispone di un database temporalmente più ampio.

La prima specificazione utilizzata considera come unica variabile esplicativa la quotazione Platt's. Questa impostazione ricalca quella correntemente adottata negli studi relativi al mercato statunitense ed inglese. E' peraltro la stessa da noi utilizzata in una precedente analisi esplorativa (Unioncamere-Irs 1999) condotta su dati mensili, ove appariva la presenza di persistenti asimmetrie.

Nella seconda specificazione si è tenuto conto del fatto che nella struttura dei costi sostenuti dalle Compagnie non figura evidentemente solo quello del prodotto raffinato, ma tutta un'altra serie di componenti connesse alla commercializzazione in senso lato che evolvono secondo tendenze diverse rispetto al primo. Approssimando l'andamento di quest'altra serie di costi con il tasso di inflazione del nostro paese, si sono ottenuti risultati sicuramente più convincenti. Allo stesso tempo si registra un notevole ridimensionamento del grado di asimmetria connesso al processo di aggiustamento dei prezzi interni.

Con la terza specificazione si è recuperato il fatto che nel periodo considerato il meccanismo di fissazione dei prezzi ha subito un'importante cesura, passando nell'aprile 1994 da un regime di sorveglianza ad uno di prezzi liberi. L'analisi econometrica ha permesso di individuare, dal momento in cui il regime è mutato, un periodo di assestamento dei margini che si è protratto sino al marzo del 1996.

In base a questa evidenza si è dapprima tentato di modellare la transizione, ottenendo risultati migliori. Nella forma finale si è tuttavia deciso di limitarsi al lasso di tempo successivo, cioè a partire dall'aprile 1996. In questo modo sembra possibile quantificare un meccanismo di aggiustamento dei prezzi sicuramente più coerente con quello attualmente vigente. Si ricava inoltre che l'asimmetria tende a ridursi ulteriormente.

Circa il legame di cointegrazione si è ottenuta una struttura dei costi analoga per i tre combustibili analizzati, in cui il prodotto raffinato pesa per circa il 60% e gli altri costi, approssimati con l'indice dei prezzi al consumo, per il rimanente 40%. Si noti poi che la forma finale individuata non rifiuta statisticamente la restrizione all'unità. Emerge inoltre la presenza di un trend lineare negativo, che in ragione d'anno assume un valore compreso fra l'1% ed il 2%, a seconda dei combustibili.

Condizionatamente all'ipotesi che l'indice dei prezzi al consumo sia una buona approssimazione dell'andamento del complesso dei costi di commercializzazione, tale trend può essere posto in rapporto con la dinamica della produttività. A fronte di tali costi, che

costituiscono circa il 40% circa del totale, si configurerebbero guadagni di produttività nell'attività di distribuzione fra il 2.5% ed il 5%.

Dalla rappresentazione dinamica di secondo stadio, in relazione alla benzina super con piombo, si ottiene che il 60% dell'effetto a regime è trasmesso con identica tempistica, sia in aumento che in diminuzione. Si evidenzia, pertanto, un primo impulso, tempestivo e consistente, identico per entità, in entrambe le direzioni. Successivamente i ritmi di trasferimento sono più lenti. Occorrono infatti altre due settimane per raggiungere l'80% in caso di aumento, mentre in riduzione per questo obiettivo trascorrono sei settimane. Per la parte restante, che viene comunque traslata integralmente, i tempi di aumento e riduzione si allungano ulteriormente, anche se si esauriscono più in fretta nella fase ascendente rispetto a quella discendente.

Per gli altri due prodotti analizzati, cioè la benzina super senza piombo ed il gasolio da autotrazione emerge un grado di asimmetria marginalmente più ampio.

In proposito è da notare che questo meccanismo di pricing a ritardi con asimmetria parziale non necessariamente rappresenta un aggravio per il consumatore rispetto ad un ipotetico meccanismo di pricing ad aggiustamento istantaneo. In effetti, in periodi caratterizzati da una maggiore numerosità ed entità degli episodi di aumento delle quotazioni del prodotto raffinato rispetto a quelli di diminuzioni, il pricing a ritardi, pur asimmetrico, tende ad essere più conveniente per il consumatore rispetto a quello istantaneo.

Oltre alla lettura puntuale della funzione di aggiustamento cumulata, così come emerge dalle stime della forma finale, si è creduto comunque opportuno procedere anche a testare formalmente per l'identità dei coefficienti asimmetrici. Due sono i test condotti. Con il primo, testando unicamente per l'identità dei coefficienti dei due ECT, si ottiene che l'ipotesi di simmetria circa la velocità di riequilibrio nel lungo periodo non è rifiutata dai dati. Con il secondo, condotto congiuntamente su tutti i coefficienti, si ottiene un netto rifiuto dell'ipotesi (nulla) di simmetria ad un livello di significatività dell'1% per il gasolio. Per le benzine i risultati si presentano in una tipica zona di frontiera. Adottando il consueto criterio di significatività del 5%, la simmetria è rifiutata per la benzina s.p. ma non per la benzina c.p. Adottando un criterio di significatività dell'1% non rifiuteremmo in ambedue i casi. Certamente, dati i valori delle statistiche di test ottenuti, *l'evento simmetria* ha una probabilità di corrispondere al vero contenuta anche per le due benzine.

Le cautele che crediamo doveroso avanzare nella lettura di questi risultati attengono a diversi aspetti, di cui il più rilevante è senza dubbio rappresentato da possibili distorsioni nelle stime a causa dell'utilizzo di serie storiche che risultano dall'aggregazione di microcomportamenti di operatori eterogenei. Ciò spinge a non enfatizzare le funzioni di aggiustamento ottenute come fedeli rappresentazioni di microcomportamenti dei singoli agenti.

Gli auspicabili approfondimenti del presente lavoro vanno quindi sicuramente nella possibilità di analizzare serie storiche che registrano genuinamente i suddetti microcomportamenti. Sarebbe inoltre auspicabile riprodurre la stessa analisi per gli altri paesi europei continentali.

## APPENDICE I

### *Funzione di aggiustamento cumulata*

Dato il modello (1), l'impatto di una variazione dell'1% nella quotazione Platt's è algebricamente calcolato in base alla funzione di aggiustamento cumulata  $F_t$ . Essa è ottenuta numericamente distinguendo shock positivi e negativi nella variabile esogena. La struttura formale delle due funzioni è comunque identica. Di seguito se ne riporta la versione relativa al caso di shock positivi:

$$\begin{aligned}
 F_t &= \mathbf{I}_0 \\
 F_{t+1} &= F_t + \mathbf{I}_1 + \mathbf{b}_1 F_t + \mathbf{q}_1 (F_t - \mathbf{a}_1) \\
 F_{t+2} &= F_{t+1} + \mathbf{I}_2 + [\mathbf{b}_1 (F_{t+1} - F_t) + \mathbf{b}_2 F_t] + \mathbf{q}_1 (F_{t+1} - \mathbf{a}_1) \\
 &\vdots \\
 F_{t+k} &= F_{t+k-1} + \mathbf{I}_k + \sum_{i=1}^{k-1} \mathbf{b}_i (F_{t+k-1} - F_{t+k-i-1}) + \mathbf{b}_k F_t + \mathbf{q}_1 (F_{t+k-1} - \mathbf{a}_1)
 \end{aligned}$$

dove  $\mathbf{a}_1$  è il coefficiente della variabile Platt's nella relazione di lungo periodo, mentre tutti gli altri parametri sono desumibili dal modello (1). La funzione cumulata isola chiaramente alcuni effetti. L'impatto calcolato fino al periodo precedente ( $F_{t+k-1}$ ); l'impatto di una variazione contemporanea della variabile esogena ( $\mathbf{I}_k$ ); la sommatoria degli effetti della struttura autoregressiva della variabile dipendente ed, infine, l'impatto derivante dalla lontananza dal punto di equilibrio di lungo periodo.

## BIBLIOGRAFIA CITATA

- Autorità Garante della Concorrenza e del Mercato (1996), *Indagine conoscitiva sui prezzi dei carburanti per autorazione*, Novembre, n. 10
- Autorità Garante della Concorrenza e del Mercato (2000), *Atti del procedimento I 165*, Aprile
- Bacon, R.W. (1991), "Rockets and Feathers: the asymmetric speed of adjustment of U.K. retail gasoline prices to cost changes", *Energy Economics*, July
- Balke, N.S., Brown, S.P.A. e Yücel, M.K. (1998), "Crude Oil and Gasoline Prices: An Asymmetric Relationship?", *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, First Quarter.
- Blinder A.S., Canetti E.R.D., Lebow D.E. e Rudd J.B. (1998), *Asking About Prices*, Russel Sage Foundation, New York.
- Borenstein, S., Cameron, A.C. e Gilbert, R. (1992), "Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil prices?", *Quarterly Journal of Economics*, February, n. 112, 305-39.
- Boswijk, H.P. (1994), "Testing for an unstable root in conditional and structural error correction models", *Journal of Econometrics*, n. 63, 37-60.
- Cook, S. (1999), "Nonsymmetric error correction revised", *Applied Economics Letters*, n. 6, 467 – 470.
- Davidson, R. e MacKinnon, J.G. (1993), *Estimation and inference in econometrics*, Oxford University Press.
- Duffy-Deno, K. T. (1996), "Retail price asymmetries in local gasoline markets", *Energy Economics*, n. 18, 81-92.
- Engle, R.F. e Granger, C.W.J. (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, 251-276.
- Escribano e Mira (1996), "Nonlinear Cointegration and Nonlinear Error-correction Models", W.P. 96/54, Universidad Carlos III de Madrid.
- Judge, G.G. Griffiths, W.E. Hill, R.C. Lee, T. (1980), *The theory and practice of econometrics*, John Wiley & Sons.
- Karrenbrock, J.D. (1991), "The behaviour of retail gasoline prices: symmetric or not?", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, July/August, n.4, vol. 73, 19-29

- Granger, C.W.J. e Lee, T.H. (1989), "Investigation of production, sales and inventory relationships using multicointegration and nonsymmetric error correction models", *Journal of Applied Econometrics*, n.4.
- Lippi M. e Forni M., (1990) "On the dynamic specification of aggregated models" in: T. Braker e M.H. Pesaran, (a cura di) *Disaggregation in Econometric Modelling*, Routledge, London.
- Maddala, G.S. (1977), *Econometrics*, McGraw-Hill.
- Mohanty, S. Peterson, E. Wesley, F. e Cruse, N.C. (1995), "Price asymmetry in the international wheat market", *Canadian Journal of Agricultural Economics*, November, n.43, 355-66.
- Morrison, C.J. (1988), "Markups in U.S. and Japanese manufacturing: a short run econometric analysis", NBER n.2799.
- Neumark, D. e Sharpe, S.A. (1992), "Market structure and the nature of price rigidity: evidence from the market for consumer deposits", *Quarterly Journal of Economics*, May, n.107, 657-80.
- Reilly, B. e Witt, R. (1998), "Petrol price asymmetries revisited", *Energy Economics*, n.20, 297-308.
- Shin, D. (1994), "Do product prices respond symmetrically to changes in crude oil prices?", *OPEC Review*, Summer.
- Unioncamere-Irs, (1999) *Supplemento al Bollettino Tendenze dei Prezzi*, presentato all'Osservatorio dei Prezzi e dei Mercati INDIS-Unioncamere, 30/09/99.
- Visco I., (1994), "Caratteri strutturali dell'inflazione italiana (1986-1991), in: C. Dell'Aringa, (a cura di) *Caratteri strutturali dell'inflazione italiana*, Il Mulino, Bologna.

## Tavola 1 – Prospetto dei risultati della principale letteratura

### AUTORI

Karrenbrock (1991)	<i>Paese e periodo</i> <i>Frequenza</i> <i>Variabili esplicative</i> <i>Variabili endogene</i> <i>Specificazione modello</i> <i>Asimmetria</i> <i>Dettagli</i>	USA, 1983 – 1990 Mensile Prezzi all'ingrosso Prezzi al dettaglio al lordo delle tasse Modello dinamico con ritardi distribuiti Lieve e non persistente Il 69% di un aumento del prezzo all'ingrosso viene trasferito sui prezzi al dettaglio nel primo mese, mentre solo il 22-32% di una diminuzione viene tralata nel primo mese. La traslazione a regime è tuttavia integrale in entrambe le direzioni.
Mannin (1991)	<i>Paese e periodo</i> <i>Frequenza</i> <i>Variabili esplicative</i> <i>Variabili endogene</i> <i>Specificazione modello</i> <i>Asimmetria</i> <i>Dettagli</i>	UK, 1973 – 1988 Mensile Prezzo del greggio Prezzo al dettaglio ECM con asimmetria nella parte dinamica Lieve e non persistente L'asimmetria si esaurisce in 4 mesi.
Bacon (1991)	<i>Paese e periodo</i> <i>Frequenza</i> <i>Variabili esplicative</i> <i>Variabili endogene</i> <i>Specificazione modello</i> <i>Asimmetria</i> <i>Dettagli</i>	UK, 1982 – 1989 Quindicinale Prezzo Spot Rotterdam, tasso di cambio Prezzo al dettaglio Aggiustamento quadratico parziale Moderata e non persistente I trasferimenti degli aumenti del prezzo Spot hanno un ritardo medio di circa 2 mesi e concentrato intorno alla media; nel caso di ribassi è necessaria una settimana in più e il processo è più disperso. Variazioni nel cambio sono trasferite 2 settimane dopo rispetto a variazioni nei corsi delle materia prime.
Shin (1994)	<i>Paese e periodo</i> <i>Frequenza</i> <i>Variabili esplicative</i> <i>Variabili endogene</i> <i>Specificazione modello</i> <i>Asimmetria</i> <i>Dettagli</i>	USA, 1982-1990 Mensili Prezzo del greggio Prezzo all'ingrosso medio dei derivati del petrolio Modello dinamico Inesistente Possibili forme di asimmetria dipendono dal periodo, dalla frequenza dei dati e dalla specificazione del modello adottata.
Duffy-Deno (1996)	<i>Paese e periodo</i> <i>Frequenza</i> <i>Variabili esplicative</i> <i>Variabili endogene</i> <i>Specificazione modello</i> <i>Asimmetria</i> <i>Dettagli</i>	USA, 1989-1993 Settimanale Prezzo all'ingrosso Prezzo al dettaglio al netto della tassazione Aggiustamento lineare Forte e persistente Aggiustamento è completo nel caso di rialzi, incompleto per i ribassi. Nel caso di rialzi più della metà dell'aggiustamento del prezzo al dettaglio ha luogo nella prima settimana (53%), la parte restante nelle successive tre settimane. Nel caso di ribassi la traslazione si distribuisce in parti uguali nel corso di due settimane.

Borenstein, Cameron e Gilbert (1997)	<i>Paese e periodo</i> <i>Frequenza</i> <i>Variabili esplicative</i> <i>Variabili endogene</i> <i>Specificazione modello</i> <i>Asimmetria</i> <i>Dettagli</i>	USA, 1986 – 1992 Settimanale Prezzo del greggio, prezzo spot e prezzo all'ingrosso Prezzo spot, prezzo all'ingrosso e prezzo al dettaglio ECM lineare Moderata a tutti i livelli, con forme di persistenza a valle della filiera Greggio vs. spot: assenza di asimmetria e trasferimento completo in una settimana; problema di overshooting alla seconda settimana nei casi di aumento: tale asimmetria non è però significativa al 5% e si esaurisce in 10 settimane. Spot vs. ingrosso: evidenza di asimmetria nelle prime tre settimane, declino successivo. Ingrosso vs. dettaglio: forte asimmetria fino alla quinta settimana, poi recupero di velocità dell'aggiustamento negativo.
Reilly e Witt (1998)	<i>Paese e periodo</i> <i>Frequenza</i> <i>Variabili esplicative</i> <i>Variabili endogene</i> <i>Specificazione modello</i> <i>Asimmetria</i> <i>Dettagli</i>	UK, 1982 – 1995 Mensile Prezzo del greggio, tasso di cambio Prezzo al dettaglio al netto della tassazione Modello dinamico a correzione d'errore non ristretto Moderata e persistente Gli aumenti richiedono circa un mese per essere trasferiti, mentre più lungo è il percorso per le riduzioni. Asimmetria è osservabile anche per il cambio: svalutazioni paiono passare completamente mentre le rivalutazioni non sono trasferite completamente sul prezzo alla pompa.
Balke, Brown e Yucel (1998)	<i>Paese e periodo</i> <i>Frequenza</i> <i>Variabili esplicative</i> <i>Variabili endogene</i>  <i>Specificazione modello</i>  <i>Asimmetria</i> <i>Dettagli</i>	USA, 1986 – 1996 Settimanale Prezzo del greggio, prezzo spot e prezzo all'ingrosso Prezzo spot, prezzo all'ingrosso e al dettaglio (lordo e netto tasse) Si specifica sia un modello in livelli che un ECM non ristretto; quest'ultimo è preferito sulla base di un test di encompassing Lieve nel modello in livelli; moderata nell'ECM con persistenza Con ECM: il differenziale di risposta del prezzo spot a variazioni positive e negative del greggio raggiunge un punto di massimo a 3 settimane e si esaurisce a 16; il differenziale di risposta del prezzo al dettaglio raggiunge un massimo a 2 settimane rispetto al greggio e a 4 rispetto al prezzo all'ingrosso.

---

Fonte: varie pubblicazioni

**Tav. 2 - Test per radici unitarie**

<i>Variabili</i> <sup>(1)</sup>	<i>ADF test</i> <sup>(2)</sup>	<i>PP test</i> <sup>(3)</sup>
Prezzo ind. netto benzina super <sup>(4)</sup>	-0.803	-0.563
Prezzo ind. netto benzina verde <sup>(4)</sup>	-0.631	-0.311
Prezzo ind. netto gasolio <sup>(4)</sup>	-0.855	-0.340
Platt's Cif Med super con piombo <sup>(5)</sup>	-1.685	-1.458
Platt's Cif Med super senza piombo <sup>(5)</sup>	-1.180	-0.972
Platt's Cif Med gasolio auto <sup>(5)</sup>	-1.082	-1.115
Prezzi al consumo <sup>(6)</sup>	-2.095	-12.088 ***

Fonte: Elaborazioni degli autori su dati Ministero dell'Industria, Istat, Platt's e Unione Petrolifera

(1) In livelli logaritmici. Frequenza settimanale per il periodo 21/10/1991-07/02/2000 per benzina super con piombo, 17/10/1994-07/02/2000 per il gasolio auto e 01/05/1995-07/02/2000 per la benzina super senza piombo.

(2) ADF test con 4 ritardi e costante inclusa. Valori critici -3.46 \*\*\* all'1% , -2.87 \*\* all'5%, -2.57 \* al 10%.

(3) PP test con 4 ritardi e costante inclusa. Valori critici -3.46 \*\*\* all'1% , -2.87 \*\* all'5%, -2.57 \* al 10%.

(4) Prezzo al consumo depurato dalle componenti fiscali e dal costo del gestore.

(5) Media delle quotazioni della settimana precedente a quella di rilevazione del prezzo industriale.

(6) Rolling regression dell'indice dei prezzi al consumo (NIC) con finestra di un anno.

**Tav. 3 - Stime OLS della relazione di lungo periodo**

Variabile dipendente: prezzo industriale netto della benzina super<sup>(1)</sup>

Variabili esplicative	1991-2000 <sup>(2)</sup>			1996-2000 <sup>(2)</sup>
	I <sup>(3)</sup>	II <sup>(3)</sup>	III <sup>(3)(4)</sup>	IV <sup>(3)</sup>
Costante	1.43 *** (-18.9)	0.27 *** (3.1)	0.87 *** (9.3)	1.80 ** (2.5)
Platt's Cif Med <sup>(5)</sup>	0.71 *** (44.7)	0.59 *** (68.7)	0.59 *** (81.9)	0.59 *** (66.9)
Prezzi al consumo <sup>(6)</sup>	-	1.76 *** (19.5)	1.15 *** (11.9)	0.24 (0.4)
Trend	-	-0.0008 *** (-13.2)	-0.0006 *** (-10.8)	-0.0002 (-0.6)
Dummy logistica <sup>(7)</sup>	-	-	0.06 ***	-
N. di osservazioni	433	433	433	203
Adjusted R <sup>2</sup>	0.82	0.96	0.97	0.96
F-statistic	1996 ***	3265 ***	2834 ***	1464 ***
Restrizione unitaria <sup>(8)</sup>	-	221.3	58.0	0.1 ***
SBC <sup>(9)</sup>	-2.86	-4.27	-4.61	-4.33
ADF <sup>(10)</sup>	-3.53 **	-5.78 ***	-5.96 ***	-4.77 ***

Fonte: Elaborazioni degli autori su dati Ministero dell'Industria, Istat, Platt's e Unione Petrolifera

(1) Prezzo al consumo depurato dalle componenti fiscali e dal costo del gestore.

(2) Frequenza settimanale.

(3) Primo stadio della procedura di Engle e Granger (1987). Le variabili sono in livelli logaritmici. Tra parentesi sono riportati i valori della statistica t, significatività: \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%.

(4) E' stata inserita una dummy nel periodo: 15/9/92 - 20/10/92 in coincidenza dell'avvio della svalutazione monetaria.

(5) Media delle quotazioni della settimana precedente a quella di rilevazione del prezzo industriale.

(6) Rolling regression dell'indice dei prezzi al consumo (NIC) con finestra di un anno, ritardata di un periodo.

(7) Periodo di transizione incorporato: dal 11/04/1994 al 18/03/1996.

(8) Test di Wald per la restrizione ad uno della somma dei coefficienti del Platt's e dei prezzi al consumo. Sotto H<sub>0</sub> si distribuisce Come una X<sup>2</sup><sub>(1)</sub>.

(9) Criterio di informazione di Schwarz.

(10) Valori del test ADF (con costante) per la stazionarietà dei residui. Valori critici in Davidson e McKinnon (1993).

**Tav. 4 - Stime OLS della specificazione ECM asimmetrica**

Variabile dipendente: prezzo industriale netto della benzina super<sup>(1)</sup>

Variabili esplicative	1991-2000 <sup>(2)</sup>			1996-2000 <sup>(2)</sup>
	I <sup>(3)</sup>	II <sup>(3)</sup>	III <sup>(3)</sup>	IV <sup>(3)</sup>
Costante	0.00 (0.8)	0.00 (0.5)	0.00 (1.1)	0.00 (-0.2)
Dip. ritardata: + <sup>(4)</sup>	0.39 *** (7.3)	0.39 *** (7.6)	0.39 *** (7.5)	0.44 *** (6.0)
Dip. ritardata: - <sup>(4)</sup>	0.33 *** (5.4)	0.29 *** (4.9)	0.29 *** (4.9)	0.13 (1.4)
Platt's Cif Med: + <sup>(4)</sup>	0.19 *** (7.7)	0.18 *** (7.6)	0.18 *** (7.7)	0.18 *** (6.4)
Platt's Cif Med: - <sup>(4)</sup>	0.23 *** (10.3)	0.31 *** (11.3)	0.31 *** (11.2)	0.25 *** (7.1)
ECT: + <sup>(5)</sup>	-0.01 (-0.8)	-0.04 (-1.4)	-0.09 ** (-2.3)	-0.10 * (-1.9)
ECT: - <sup>(5)</sup>	-0.04 ** (-2.4)	-0.15 *** (-5.4)	-0.15 *** (-4.5)	-0.11 *** (-2.8)
N. di osservazioni	432	432	432	202
Adjusted R <sup>2</sup>	0.53	0.56	0.56	0.58
F-statistic	81.4 ***	93.0 ***	91.2 ***	45.8 ***
Autocorrelazione <sup>(6)</sup>	5.5 ***	3.6 ***	2.1 *	1.3
Ramsey RESET Test <sup>(7)</sup>	0.26	1.41	2.16	0.44
Esogeneità debole <sup>(8)</sup>	-	-	-	-0.4
Effetti ARCH <sup>(9)</sup>	4.0 **	3.1 *	4.0 **	0.27
Normalità <sup>(10)</sup>	43.5 ***	48.1 ***	65.8 ***	52.6 ***

Fonte: Elaborazioni degli autori su dati Ministero dell'Industria, Istat, Platt's e Unione Petrolifera

(1) Prezzo al consumo depurato dalle componenti fiscali e dal costo del gestore.

(2) Frequenza settimanale.

(3) Secondo stadio della procedura di Engle e Granger (1987). Variabili in differenze prime logaritmiche e ECT come specificato nelle stesse equazioni della tavola 1. Per la IV si è invece usato il primo stadio ristretto. Tra parentesi sono indicati i valori della statistica t, consiagnosticità: \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%.

(4) Coefficiente stimato sulle differenze logaritmiche rispettivamente positive (+) e negative (-).

(5) Coefficiente stimato sui valori dell' ECT rispettivamente positivi (+) e negativi. Il valore positivo (negativo) dell'ECT indica una situazione di margine ampio (depresso).

(6) Breusch-Godfrey LM Test. Sotto H<sub>0</sub> (assenza di autocorrelazione) si distribuisce come una X<sup>2</sup>(2).

(7) Sotto H<sub>0</sub> (assenza di misspecificazione) si distribuisce come una statistica F.

(8) Test t di esogeneità debole in contesto ECM per la variabile "Prezzi al consumo"; cfr. Bosswijk (1994).

(9) LM Test. Sotto H<sub>0</sub> (assenza di effetti ARCH) si distribuisce come una X<sup>2</sup>(1)

(10) Jarque-Bera Test. Sotto H<sub>0</sub> (normalità) si distribuisce come una X<sup>2</sup>(2).

**Tav. 5 - Stime OLS della relazione di lungo periodo**

Variabile dipendente: prezzo industriale netto<sup>(1)</sup>

Variabili esplicative	1996-2000 <sup>(2)</sup>		
	<i>SUPER</i> con piombo <sup>(3)</sup>	<i>SUPER</i> senza piombo <sup>(3)</sup>	<i>GASOLIO</i> per autotrazione <sup>(3)</sup>
Costante	1.62 *** (44.2)	1.64 *** (45.1)	1.68 *** (42.6)
Platt's Cif Med <sup>(4)</sup>	0.59 *** (66.9)	0.57 *** (-64.3)	0.54 *** (61.4)
Prezzi al consumo <sup>(5)</sup>	0.41 -	0.43 -	0.46 -
Trend	-0.0002 *** (-7.3)	-0.0004 *** (-11.1)	-0.0002 *** (-5.2)
N. di osservazioni	203	203	203
Adjusted R-square	0.96	0.95	0.95
F-statistic	2206	2045 ***	1879 ***
Restrizione unitaria <sup>(6)</sup>	0.1 ***	7.7	0.6 ***
ADF <sup>(7)</sup>	-4.78 ***	-4.48 ***	-4.42 ***

Fonte: Elaborazioni degli autori su dati Ministero dell'Industria, Istat, Platt's e Unione Petrolifera

(1) Prezzo al consumo depurato dalle componenti fiscali e dal costo del gestore.

(2) Frequenza settimanale.

(3) Primo stadio della procedura di Engle e Granger (1987). Stime ristrette. Le variabili sono in livelli logaritmici. Tra parentesi sono indicati i valori della statistica t, significatività: \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%.

(4) Media delle quotazioni della settimana precedente a quella di rilevazione del prezzo industriale.

(5) Rolling regression dell'indice dei prezzi al consumo (NIC) con finestra di un anno, ritardata di un periodo.

(6) Test di Wald per la restrizione all'unità dei coefficienti del Platt's e dei prezzi al consumo. Sotto  $H_0$  si distribuisce come una  $X^2_{(1)}$ .

(7) Valori del test ADF per la stazionarietà dei residui. Valori critici in: Davidson e McKinnon (1993).

**Tav. 6 - Stime OLS della specificazione ECM asimmetrica**

Variabile dipendente: prezzo industriale netto <sup>(1)</sup>			
1996-2000 <sup>(2)</sup>			
Variabili esplicative	<i>SUPER</i> con piombo <sup>(3)</sup>	<i>SUPER</i> senza piombo <sup>(3)</sup>	<i>GASOLIO</i> per autotrazione <sup>(3)</sup>
Costante	0.00	0.00	0.00 *
	(-0.2)	(-0.8)	(-1.7)
Dip. ritardata: + <sup>(4)</sup>	0.44 ***	0.46 ***	0.42 ***
	(6.0)	(6.3)	(7.2)
Dip. ritardata: - <sup>(4)</sup>	0.13	0.12	0.03
	(1.4)	(1.4)	(0.3)
Platt's Cif Med: + <sup>(4)</sup>	0.18 ***	0.19 ***	0.21 ***
	(6.4)	(6.6)	(8.3)
Platt's Cif Med: - <sup>(4)</sup>	0.25 ***	0.24 ***	0.22 ***
	(7.1)	(7.1)	(6.8)
ECT: + <sup>(5)</sup>	-0.10 *	-0.07	-0.12 ***
	(-1.9)	(-1.6)	(-2.7)
ECT: - <sup>(5)</sup>	-0.11 ***	-0.13 ***	-0.18 ***
	(-2.8)	(-3.2)	(-4.6)
N. di osservazioni	202	202	202
Adjusted R-square	0.58	0.60	0.72
F-statistic	45.8 ***	47.8 ***	81.8 ***
Autocorrelazione <sup>(6)</sup>	1.31	1.08	0.19
Ramsey RESET Test <sup>(7)</sup>	0.44	0.27	3.78 ***
Effetti ARCH <sup>(8)</sup>	0.27	1.86	1.17
Normalità <sup>(9)</sup>	52.6 ***	59.6 ***	5.8 *
Simmetria degli ECT	0.1	0.5	0.8
Simmetria complessiva <sup>(10)</sup>	6.9 *	8.2 **	14.1 ***

Fonte: Elaborazioni degli autori su dati Ministero dell'Industria, Istat, Platt's e Unione Petrolifera

(1) Prezzo al consumo depurato dalle componenti fiscali e dal costo del gestore.

(2) Frequenza settimanale.

(3) Secondo stadio della procedura di Engle e Granger (1987). Variabili in differenze prime logaritmiche + ECT come stimato nelle corrispondenti equazioni della Tavola 3. Per la benzina *super senza piombo* si è invece usato il primo stadio non ristretto. Tra parentesi sono indicati i valori della statistica t, con significatività: \*\*\* 1%, \*\* 5%, \*10%

(4) Coefficiente stimato sulle differenze logaritmiche rispettivamente positive (+) e negative (-).

(5) Coefficiente stimato sui valori dell' ECT rispettivamente positivi (+) e negativi. Il valore positivo (negativo) dell'ECT indica una situazione di margine ampio (depresso)

(6) Breusch-Godfrey LM Test. Sotto  $H_0$  (assenza di autocorrelazione) si distribuisce come una  $X^2_{(2)}$ .

(7) Sotto  $H_0$  (assenza di mispecificazione) si distribuisce come una statistica F.

(8) LM Test. Sotto  $H_0$  (assenza di effetti ARCH) si distribuisce come una  $X^2_{(1)}$

(9) Jarque-Bera Test. Sotto  $H_0$  (normalità) si distribuisce come una  $X^2_{(2)}$ .

(10) Test di Wald per l'uguaglianza a coppie dei coefficienti stimati. Sotto  $H_0$  si distribuisce come una  $X^2_{(3)}$ .

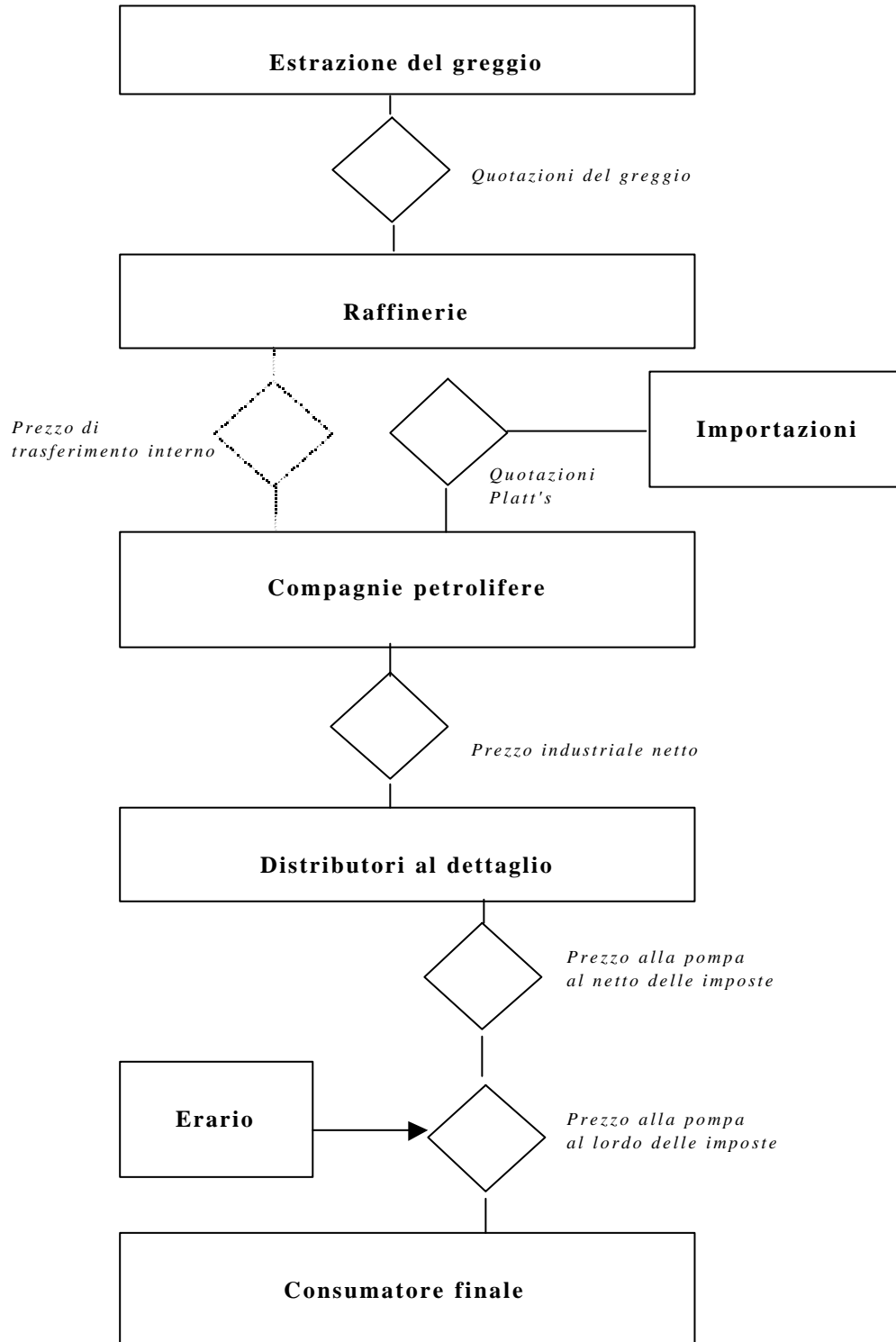
**Tav. 7 - Tempistica di trasmissione sui prezzi industriali**Numero di settimane dallo shock<sup>(1)</sup>

<i>Prodotto</i>	<i>Quote</i>	<i>Rialzo</i>	<i>Ribasso</i>
SUPER con piombo (Specificazione I)	40%	1	1
	60%	5	16
	80%	15	62
SUPER con piombo (Specificazione IV)	40%	1	0
	60%	2	2
	80%	4	8
SUPER senza piombo	40%	1	0
	60%	1	3
	80%	3	11
GASOLIO per autotrazione	40%	0	0
	60%	1	3
	80%	2	8

Fonte: Elaborazioni degli autori

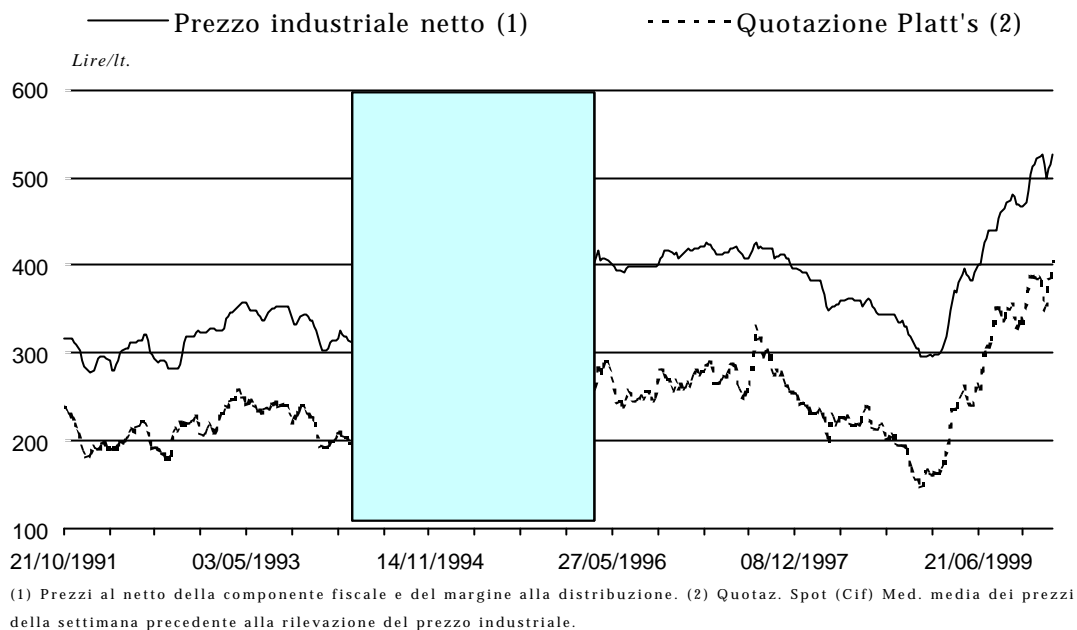
<sup>(1)</sup> Indica il numero di settimane necessario affinché si trasli la quota della variazione complessiva indicata, supponendo che lo shock avvenga alla settimana 0.

**Fig. 1 - Filiera di produzione e distribuzione dei carburanti**



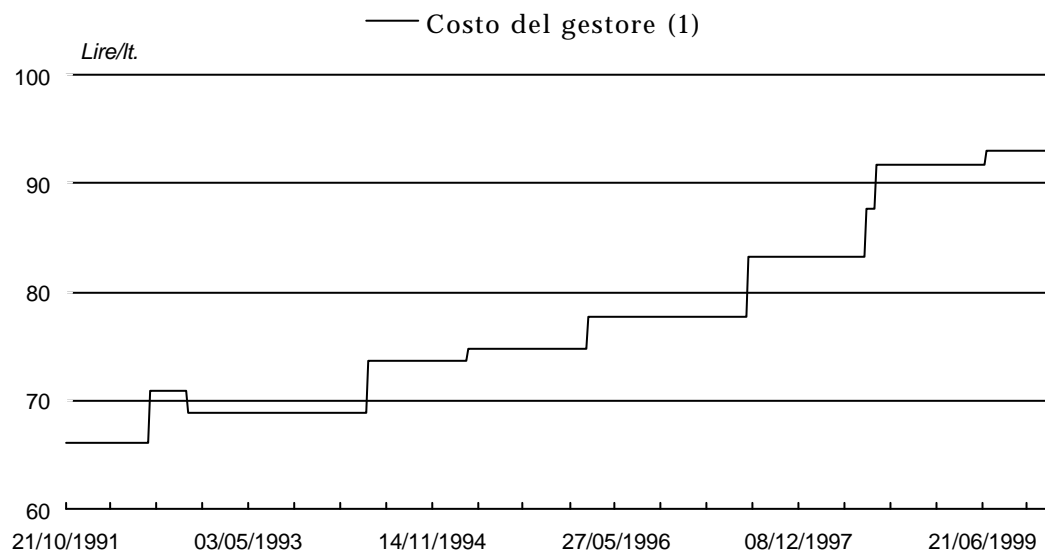
Fonte: Elaborazioni degli autori

**Fig. 2a - Benzina Super con piombo**



Fonte: Elaborazioni degli autori su dati Ministero dell'Industria, Platt's e Unione Petrolifera

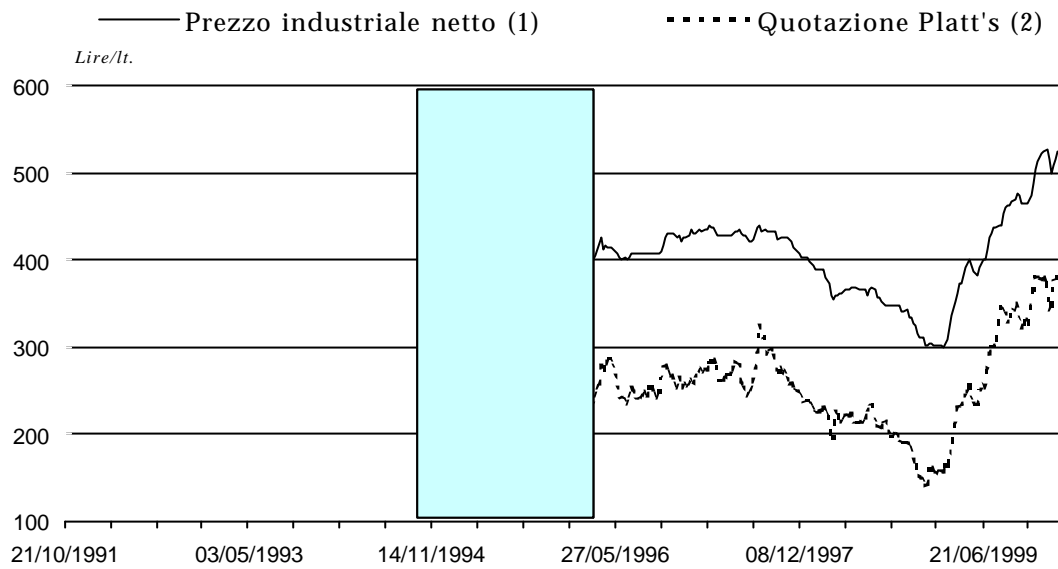
**Fig. 2b - Andamento del costo del gestore**



(1) Comprensivo di quota pro/litro, bonus di fine gestione e fondo indennizzo gestori.

Fonte: Unione Petrolifera

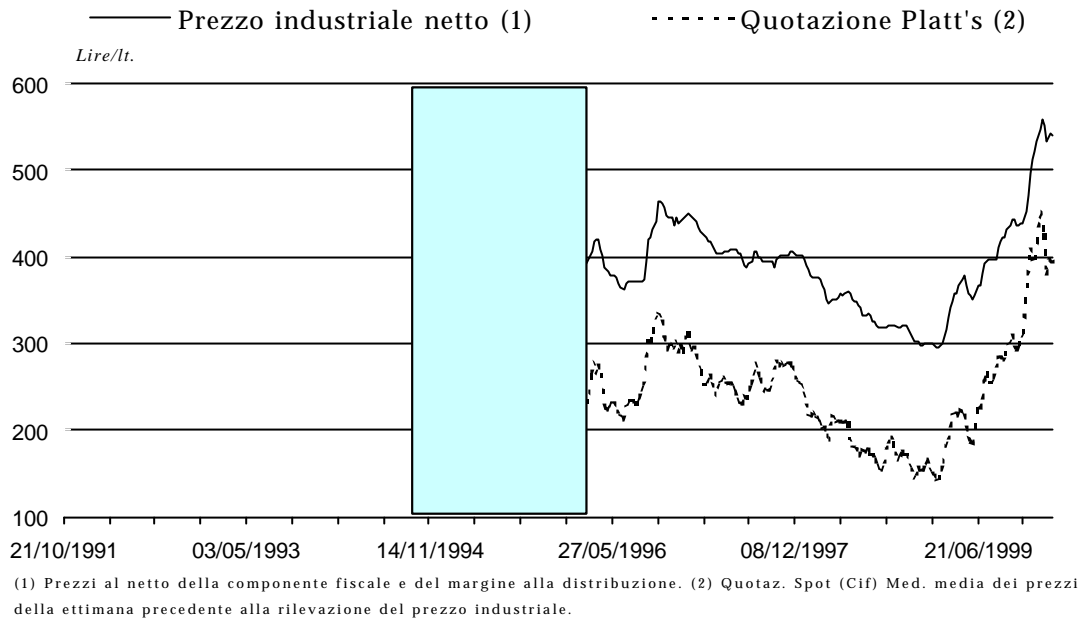
**Fig. 3 - Benzina Super senza piombo**



(1) Prezzi al netto della componente fiscale e del margine alla distribuzione. (2) Quotaz. Spot (Cif) Med. media dei prezzi della settimana precedente alla rilevazione del prezzo industriale.

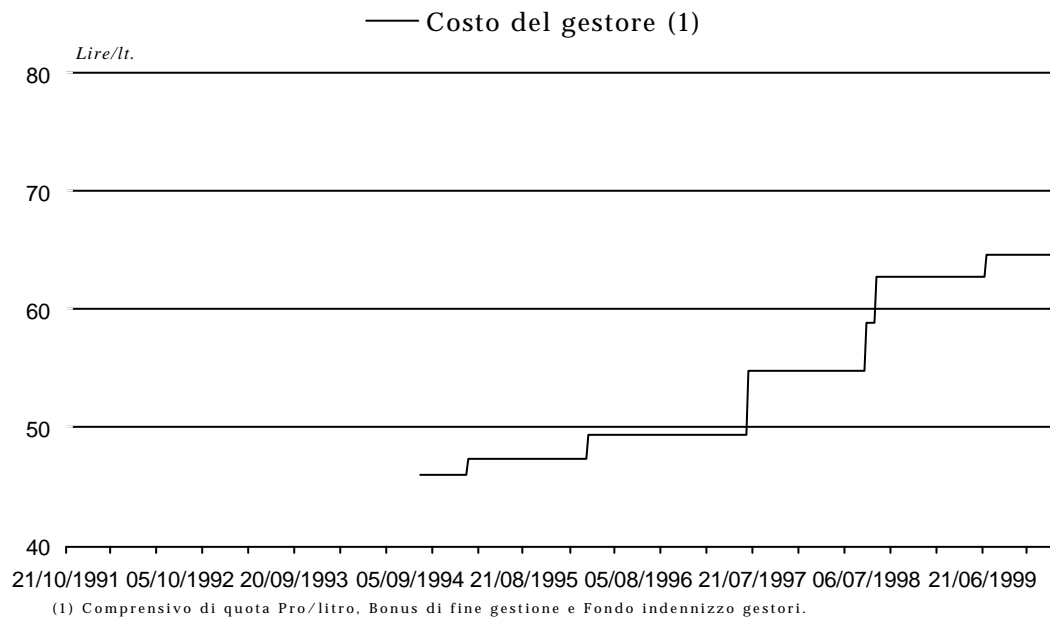
Fonte: Elaborazioni degli autori su dati Ministero dell'Industria, Platt's e Unione Petrolifera

**Fig. 4a - Gasolio autotrazione**



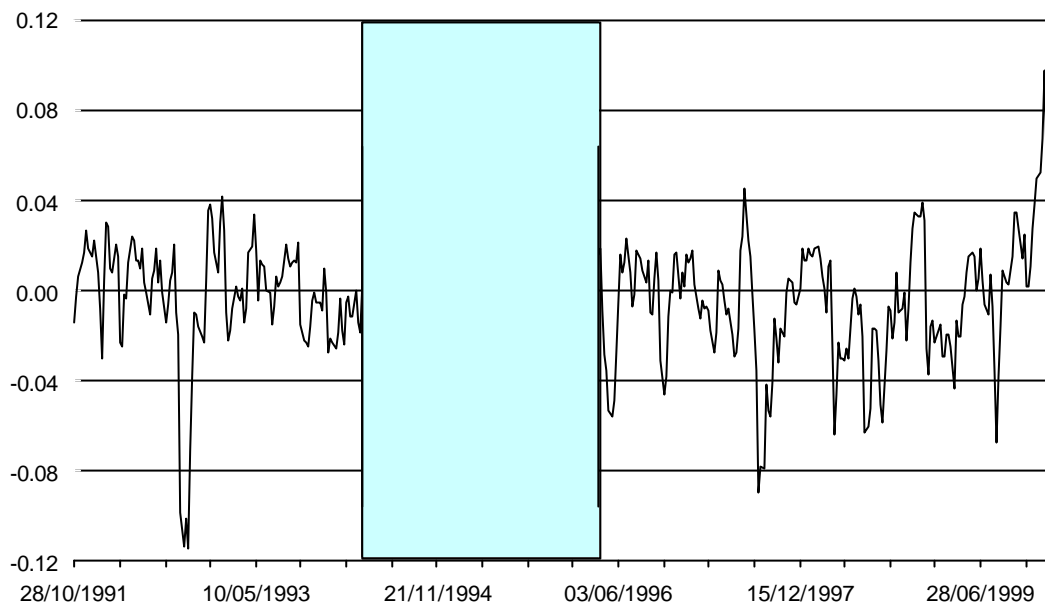
Fonte: Elaborazioni degli autori su dati Ministero dell'Industria, Platt's e Unione Petroliera

**Fig. 4b - Andamento del costo del gestore**



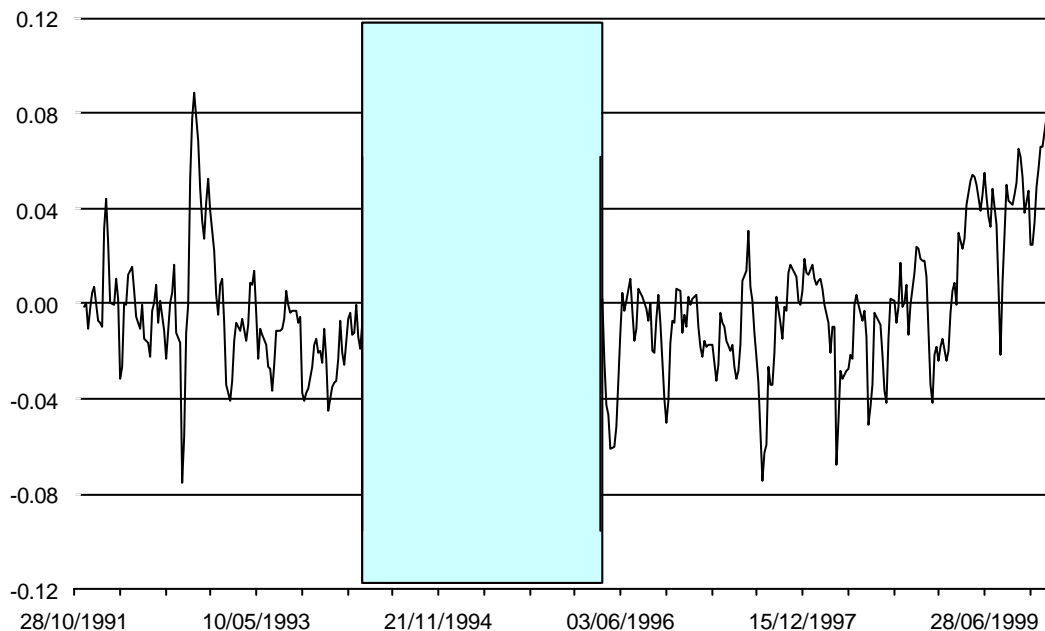
Fonte: Unione Petroliera

**Fig. 5a - Residui del 1° stadio Specificazione II**



Fonte: Elaborazioni degli autori su dati Ministero dell'Industria, Istat, Platt's e Unione Petrolifera

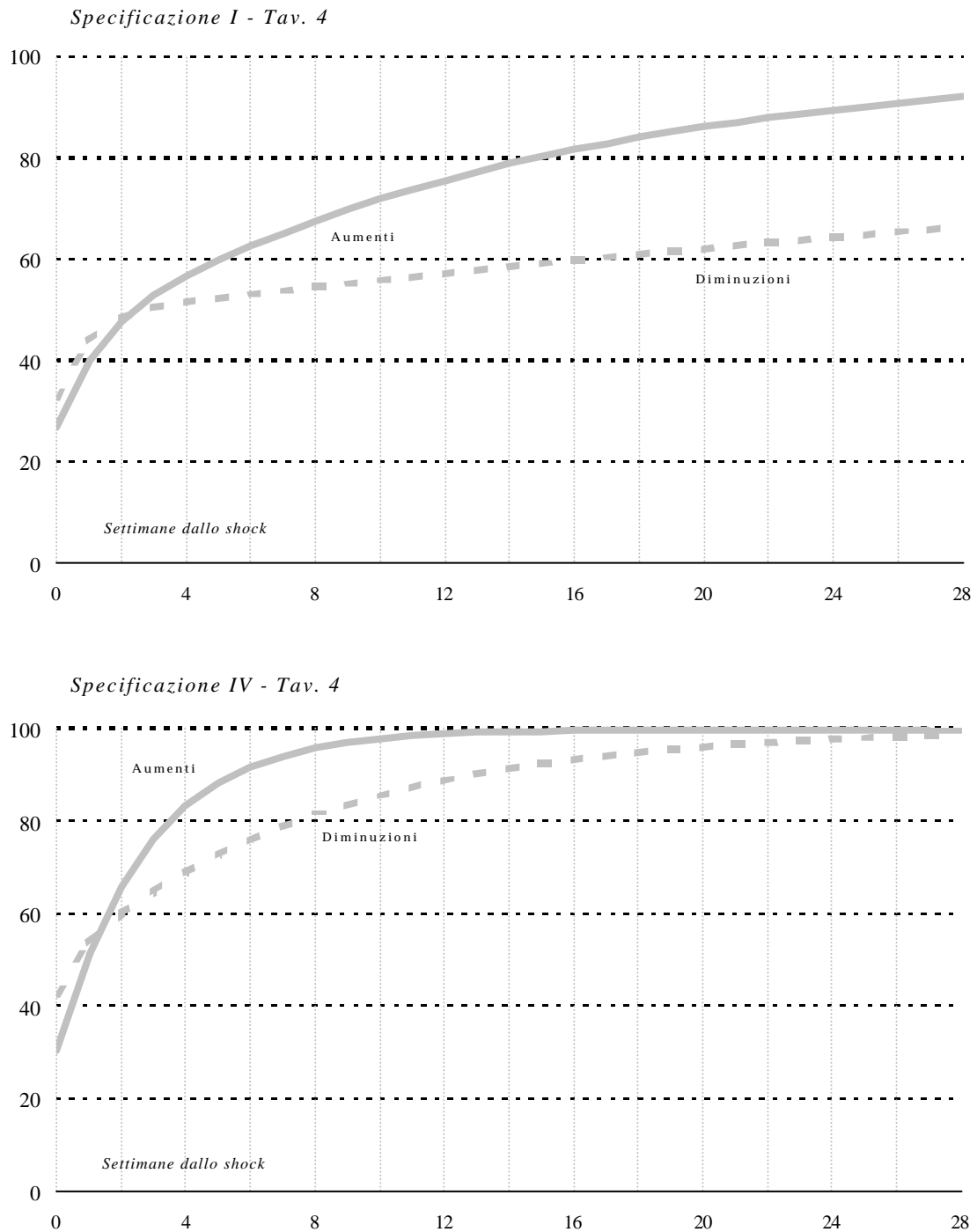
**Fig. 5b - Residui ricorsivi del 1° stadio Specificazione II**



Fonte: Elaborazioni degli autori su dati Ministero dell'Industria, Istat, Platt's e Unione Petrolifera

**Fig. 6 - Aggiustamento del prezzo industriale: Benzina super c.p.**

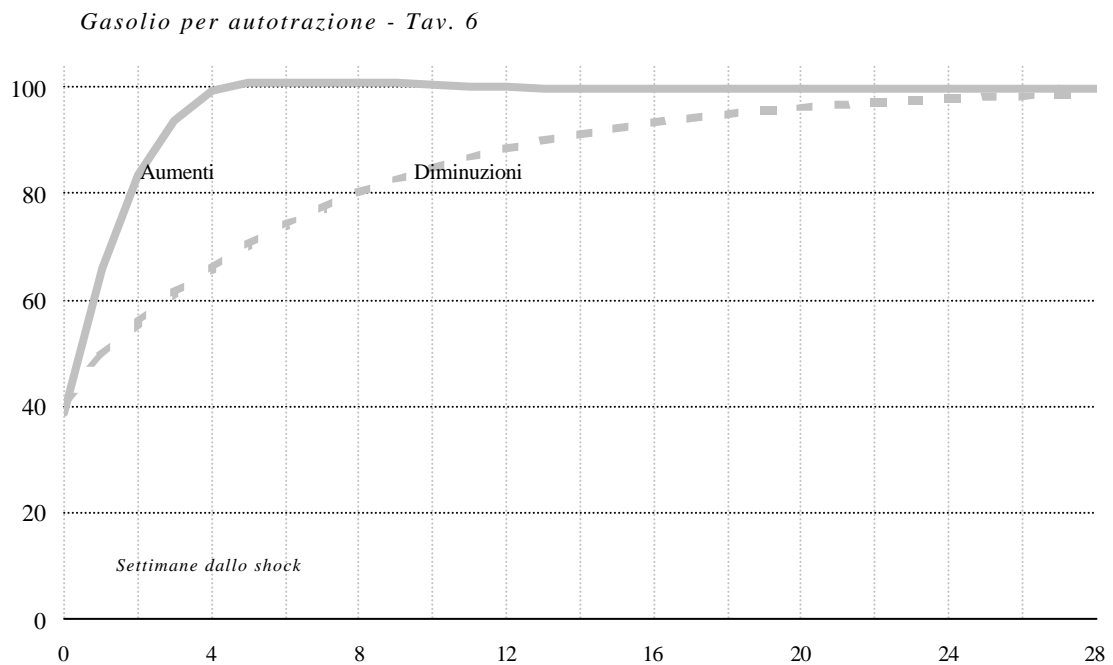
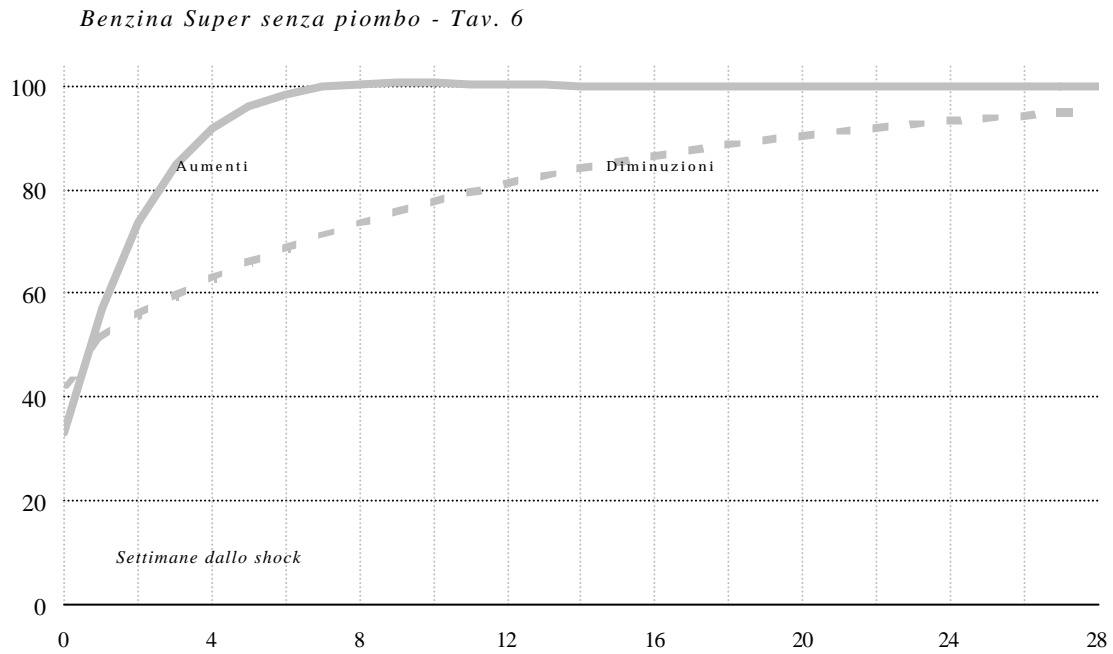
Quota % in seguito ad una variazione nel prezzo Spot Cif Med al tempo 0.



Fonte: Elaborazioni degli autori su dati Ministero dell'Industria, Istat, Platt's e Unione Petrolifera

**Fig. 7 - Aggiustamento del prezzo industriale netto:**

Quota % in seguito ad una variazione nel prezzo Spot Cif Med al tempo 0.



Fonte: Elaborazioni degli autori su dati Ministero dell'Industria, Istat, Platt's e Unione Petrolifera