

I prezzi delle materie prime non petrolifere: comportamento ciclico e capacità informativa *

MASSIMO CARUSO

1. Introduzione

I prezzi delle materie prime non petrolifere sono caratterizzati, come noto, da ampie fluttuazioni e tendono a mostrare, nel contempo, un declino in termini relativi. Il lavoro si propone una ricognizione delle proprietà empiriche e delle determinanti di breve periodo dei loro andamenti; inoltre, intende vagliare in quale misura i repentini cambi di direzione delle quotazioni dei prodotti primari abbiano capacità informativa nei confronti delle serie storiche, più stabili e vischiose, che descrivono il processo inflazionistico sperimentato dalle economie industrializzate.

I dati utilizzati in questo studio, relativi al periodo 1961-1994, non consentono di concentrare l'analisi sulle determinanti delle tendenze secolari dei prezzi relativi delle materie prime non petrolifere; occorrerebbero, in tal caso, informazioni statistiche sufficientemente precise sulle tecnologie produttive e sulla loro diffusione, o sugli andamenti della distribuzione del reddito in paesi a diverso stadio di sviluppo.¹ È possibile, invece, ottenere un'idea più precisa di cosa governi l'evoluzione ciclica di tali prezzi; ciò richiede comunque di condizionare l'analisi empirica alla rappresentazione del trend suggerita dai dati, nell'intervallo temporale preso in esame.

□ Banca d'Italia, Roma.

* Desidero ringraziare P. Monti, R. Sabbatini, i partecipanti a un seminario tenutosi nel dicembre 1996 presso il Servizio Studi e due anonimi referees per gli utili suggerimenti ricevuti. Il lavoro riflette esclusivamente le opinioni dell'autore e non impegna la responsabilità dell'istituto di appartenenza.

¹ Keynes distingue con chiarezza tra fluttuazioni di breve periodo e tendenze di fondo nei prezzi relativi con riferimento alla loro stabilizzazione (Keynes ed. 1980, pp. 170-71): «Regulation schemes can have either or both of two distinct objectives: (a) the moderation of excessive short-term fluctuations of prices about the long-term equilibrium

Si può osservare, al riguardo, come il segno della tendenza sia a priori indeterminato. Si consideri, come esempio espositivo, che nel lungo periodo valga uno schema di riferimento di *mark-up* sui costi à la Sylos $P_c = (1 + m_c)(W_c/q_c + P_i)$ e, simmetricamente, $P_m = (1 + m_m)(W_m/q_m + P_i)$. Il prezzo relativo delle materie prime in termini di manufatti P_c/P_m risulta funzione diretta del differente *mark-up* di equilibrio (m_c, m_m), connesso verosimilmente alle diverse strutture di mercato e al grado di standardizzazione dei prodotti; dell'andamento dei differenziali salariali (W_c, W_m) tra paesi produttori di merci e di manufatti; dell'impatto sui costi dei prezzi degli altri input produttivi, (P_i, P_i) dovuto, tra l'altro, alla diseguale intensità energetica delle produzioni; funzione inversa dell'evoluzione della produttività (q_c, q_m) per l'introduzione di nuove tecnologie o il miglioramento di quelle esistenti. La tesi, avanzata nei primi anni Cinquanta da Prebisch e Singer, di una tendenza secolare verso un declino dei prezzi relativi delle materie prime costituisce un aspetto prettamente empirico; a parità di circostanze, può essere contrastata, ad esempio, da una maggiore crescita della produttività nei paesi manifatturieri.²

Per valutare *ex ante* le tendenze in atto e descrivere le caratteristiche cicliche dei prezzi delle materie prime in termini di manufatti occorre quindi tener conto del trend secolare sottostante e della sua possibile natura, stocastica o deterministica; la letteratura empirica sull'argomento non ha portato a risultati univoci. Le stime qui ottenute (si veda il paragrafo successivo e l'Appendice) avvalorano le caratteristiche di stazionarietà intorno a un trend deterministico (*trend-stationary*)³ degli indici aggregati (con l'eccezione di quello delle

price, and (b) the maintenance of long-term equilibrium between supply and demand at a price level which provides to the majority of the producers a standard of life in reasonable relation to the standards of the countries in which they live [...]. The relative advantages between one source of supply and another are constantly shifting, owing to changes in public tastes, technological advances, improved transport facilities to places formerly inaccessible and adoption of substitutes, natural or artificial. It may be advisable to retard these natural currents, but it would be a mistake, and probably futile, to resist them permanently».

² Empiricamente, inoltre, risulta arduo distinguere, anche *ex post*, tra un trend (eventualmente negativo) e mutamenti strutturali che intervengono a intervalli discreti. I risultati iniziali di Grilli e Yang (1988), che confermano la relazione di lungo periodo Prebisch-Singer, possono essere confrontati con quelli di Cuddington e Urzua (1989), Powell (1991), Bleaney e Greenway (1993), che rilevano invece l'esistenza di variazioni negative non gradualmente.

³ Come noto, in una rappresentazione stazionaria intorno a un trend deterministico $y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + u_t$, la variabilità di una serie storica y_t è sostanzialmente attribuita alle oscillazioni cicliche u_t (intorno a una tendenza deterministica t) mentre essa è interpretata

bevande), mentre la rappresentazione stocastica dei prezzi delle singole materie prime risulta maggiormente differenziata. Un interessante risultato empirico, che consente di mantenere il trend "sullo sfondo", è che l'analisi econometrica dell'evoluzione di breve periodo dei prezzi relativi delle merci, perlomeno nel periodo di riferimento di questo lavoro, è sostanzialmente invariante rispetto alla rappresentazione della dipendente (stazionaria nelle differenze prime, o nei livelli intorno a un trend deterministico).

Nel secondo paragrafo si presentano alcune stime volte a individuare il contributo alle fluttuazioni dei prezzi delle determinanti macroeconomiche: l'analisi dei comovimenti delle quotazioni viene condotta anche sulla base delle risposte dinamiche agli impulsi presentate dai dati disaggregati, e vengono rilevate le asimmetrie nel comportamento ciclico dei prezzi relativi dei prodotti primari.

In un contesto walrasiano, i movimenti dei prezzi delle merci aventi mercato internazionale sono associati sia agli squilibri temporaneamente esistenti tra domanda e offerta, sia all'operare di pressioni speculative. Il prezzo dei manufatti è invece maggiormente vischioso nel breve periodo;⁴ di ciò si deve tener conto per un'analisi dei

come la risultante dei movimenti del trend (probabilistico) sottostante in un modello stazionario nelle differenze prime (*difference stationary*) $y_t = \beta + y_{t-1} + u_t$ (ovvero $dy_t = \beta + u_t$). Vagliando tra queste due ipotesi estreme circa la persistenza delle innovazioni nella serie (nel lungo periodo la variabile stazionaria intorno a un trend deterministico tenderà a oscillare intorno a valori noti, mentre le fluttuazioni della variabile stazionaria nelle differenze prime sono connesse alle modificazioni del trend e hanno quindi effetti permanenti), Deaton e Laroque (1992) riscontrano la presenza di un'importante componente temporanea nei livelli dei prezzi dei prodotti primari; ciò giustificherebbe una scomposizione tra trend deterministico e ciclo. Utilizzando statistiche non parametriche, essi rilevano che meno della metà delle innovazioni sulla serie ha un effetto permanente, un'altra notevolmente inferiore a quello unitario associato all'ipotesi della passeggiata aleatoria (in base alla quale uno shock persiste indefinitamente nei livelli della variabile). Con riguardo ai prezzi delle merci in termini di manufatti nel periodo 1900-1983, Cuddington e Urzua (1989) notano che la componente temporanea (ciclica) è prevalente sulla tendenza secolare negativa, e compresa tra il 60 e l'85% circa della varianza della serie, a seconda del modello ARIMA di riferimento. Sulla base degli stessi dati, Ardeni e Wright (1992) trovano conferme empiriche per la specificazione stazionaria intorno a un trend deterministico utilizzando la metodologia a componenti non osservabili di Harvey; la maggior parte della varianza è attribuibile alla componente ciclica, che appare tuttavia particolarmente persistente. Invece, Reinhart e Wickham (1994), mediante una scomposizione ciclo-trend condotta sia con la metodologia di Beveridge sia con il filtro di Kalman, rilevano come il livello dei prezzi delle materie prime nei primi anni Novanta, particolarmente basso, risulti vicino ai valori suggeriti dalla componente di trend stocastico; un ritorno ai più elevati livelli precedenti dovrebbe costituire quindi, secondo tali autori, un evento possibile, anche se poco probabile.

⁴ L'esistenza di prezzi rigidi è razionalizzata da numerose ed eterogenee teorie: si pensi alle molte varianti sul tema dell'oligopolio, ovvero, in un contesto di mercati

movimenti ciclici dei prezzi relativi. Tuttavia, è interessante osservare come anche i prezzi delle materie prime denotino un comportamento inerziale. Alcuni autori (Deaton e Laroque 1992 e 1996, Chambers e Bailey 1996) spiegano l'autocorrelazione seriale delle variazioni delle quotazioni con la presenza di scorte e di una componente di domanda speculativa: l'accumulazione di beni primari da parte degli investitori, funzione del prezzo atteso, tende ad attenuare la variabilità delle quotazioni, inducendo inerzia.⁵ Inoltre, l'andamento di breve periodo dei prezzi relativi non è simmetrico, ma marcatamente prociclico; tale aspetto, analizzato anche da Thirlwall e Bergevin (1985), può essere approfondito. Sylos Labini (1984, pp. 149-50 e 173) spiega l'asimmetria ciclica in un contesto di quotazioni flessibili delle merci e prezzi vischiosi dei manufatti notando che la speculazione opera con più facilità al rialzo. L'ipotesi di una spinta verso l'alto impartita dalla componente speculativa della domanda, pur in presenza di andamenti di lungo periodo complessivamente sfavorevoli, tende a concordare con quanto rilevato in questo studio: gli incrementi delle grandezze macroeconomiche che compongono l'insieme informativo degli investitori consentirebbero di inferire una fase ciclica espansiva e alle aspettative di autoalimentarsi.⁶

Inoltre, le relazioni stimate permettono di osservare come siano i periodi di debolezza del dollaro a influenzare il livello relativo dei prezzi delle materie prime, mentre le fasi di apprezzamento non hanno un effetto significativo. Questo avvalorava l'interpretazione data da McKinnon circa la natura della relazione empirica tra valuta statunitense e prezzi delle materie prime, citata da Cline (1985, pp. 363-64): «Ronald McKinnon ha suggerito (in una comunicazione personale) una spiegazione della correlazione negativa tra prezzi delle materie prime in termini reali e valore del dollaro. In relazione all'importante ruolo della valuta statunitense nell'offerta internazionale di moneta, un dollaro debole tende a coincidere con le fasi inflazionistiche globali, mentre un dollaro forte è solitamente associato a condizioni macroeconomiche di contrazione». L'effetto asimmetrico rilevato nel seguente paragrafo conferma l'ipotesi che siano

competitivi, ai contributi basati sull'operare dei costi di aggiornamento dei listini, sui difetti di coordinamento nelle decisioni prese dagli agenti economici, o sulla presenza di contratti sovrapposti.

⁵ L'effetto dipende però dal grado di predicibilità dei prezzi ed è in grado di spiegare solo una parte dell'autocorrelazione presente nei dati.

⁶ Per un approfondimento tecnico di tale asimmetria in relazione all'esistenza di scorte speculative si veda anche il contributo di Wright e Williams (1982).

soprattutto le fasi di espansione ciclica dell'economia internazionale (con connesso aumento dell'output, incremento dei saldi monetari, deprezzamento della valuta statunitense) a governare la correlazione tra l'evoluzione dei prezzi delle materie prime e i fondamentali macroeconomici sottostanti. Ciò comporta, ad avviso di chi scrive, un'implicazione di politica economica: le politiche di stabilizzazione adottate nei decenni recenti dai paesi industrializzati hanno mirato a ottenere una riduzione della varianza dell'output; a parità di circostanze, la moderazione dell'intensità delle fasi cicliche espansive – perseguita dalle autorità di politica economica al fine di evitare surriscaldamenti dell'economia, insorgenze inflazionistiche e squilibri di bilancia dei pagamenti – avrebbe influenzato negativamente i prezzi delle materie prime in termini reali (e quindi le ragioni di scambio dei PVS produttori), senza un simmetrico beneficio derivante dall'attenuazione delle fasi cicliche sfavorevoli.

Nella terza parte si rileva la capacità informativa dei prezzi delle materie prime nei confronti dell'inflazione, sia per il caso italiano, sia per l'insieme dei paesi industrializzati; i risultati ottenuti forniscono indicazioni su un aspetto controverso, connesso all'interpretazione della natura del nesso empirico che lega i prezzi delle materie prime all'inflazione. Una prima chiave di lettura poggia sull'analisi del processo di formazione dei prezzi interni con riferimento a uno schema di inflazione "da costi", e sul meccanismo di trasmissione tra prezzi degli *input* importati e prezzi finali. È un approccio condivisibile in prima approssimazione, anche se può risultare arduo collegare con precisione il carattere eterogeneo delle merci quotate o scambiate sui mercati internazionali all'esistenza di specifici parametri tecnologici che possano giustificare, sia pure nell'ambito di una funzione di produzione notevolmente aggregata, un legame meccanicistico tra le variazioni degli indicatori dei prezzi delle materie prime e quelle dei prezzi finali.⁷ Un secondo schema interpretativo individua le ragioni del valore informativo dei prezzi dei prodotti primari nella loro capacità di riflettere le mutevoli aspettative degli operatori; ciò li porrebbe in grado di anticipare correttamente l'evoluzione dell'infla-

⁷ L'indice aggregato soppesa insieme, ad esempio, i prezzi di stagno e caffè, prodotti ittici e cotone; costituisce quindi un crogiolo di voci merceologiche di svariata provenienza e utilizzo. Boughton, Branson e Muttardy (1989) indicano che non sembra sussistere, per i paesi del G-7, un'associazione positiva tra le quote rappresentate dai prodotti primari nei processi produttivi e la capacità informativa dei prezzi delle materie prime nei confronti dell'inflazione.

zione.⁸ Occorrerebbe, in questo caso, comprendere in cosa si differenzi il contenuto segnaletico dei prezzi delle materie prime dall'informazione pertinente alle numerose variabili di natura finanziaria che inglobano le attese sui prezzi futuri (si pensi, ad esempio, alla struttura dei tassi di interesse o di cambio). Vi è, ritengo, una terza alternativa: la concordanza nei movimenti delle eclettiche voci che costituiscono il paniere dei prezzi delle materie prime, confermata anche dai risultati qui esposti, tende a suggerire che gli andamenti delle loro quotazioni possano essere in parte espressione dell'evoluzione temporale di una o più variabili latenti. In questo caso, i prezzi delle materie prime avrebbero capacità previsiva sull'andamento dell'inflazione poiché risultano in grado di sintetizzare, in anticipo e in misura più intensa rispetto ad altre variabili, le fasi cicliche attraversate dall'economia internazionale. Il ruolo dei prezzi relativi delle materie prime, in una specificazione del processo inflazionistico, sarebbe quindi quello di una *proxy* delle condizioni di domanda, e non di costo; la capacità informativa si correlerebbe essenzialmente al loro carattere marcatamente prociclico.

2. Dinamiche di prezzo nei mercati delle materie prime, 1961-94: i comovimenti delle quotazioni, il contributo esplicativo delle determinanti macroeconomiche e le asimmetrie cicliche

L'andamento, nei trascorsi tre decenni, dell'indice dei prezzi delle merci aventi mercato internazionale in termini reali (deflazionato con i prezzi all'esportazione dei manufatti dei paesi industriali), è descritto dalle figure 1a e 1b.⁹ Il prezzo relativo delle materie prime

FIGURA 1A

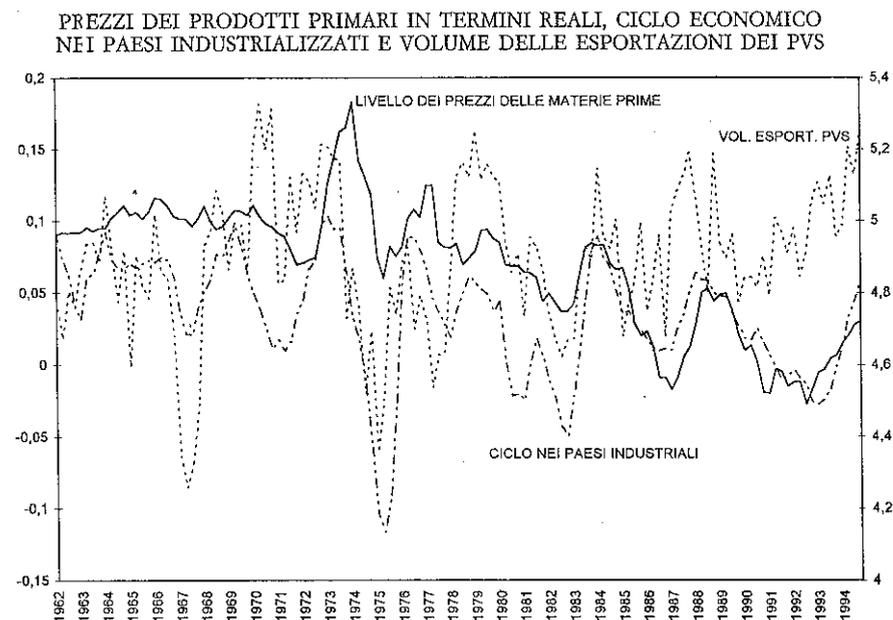
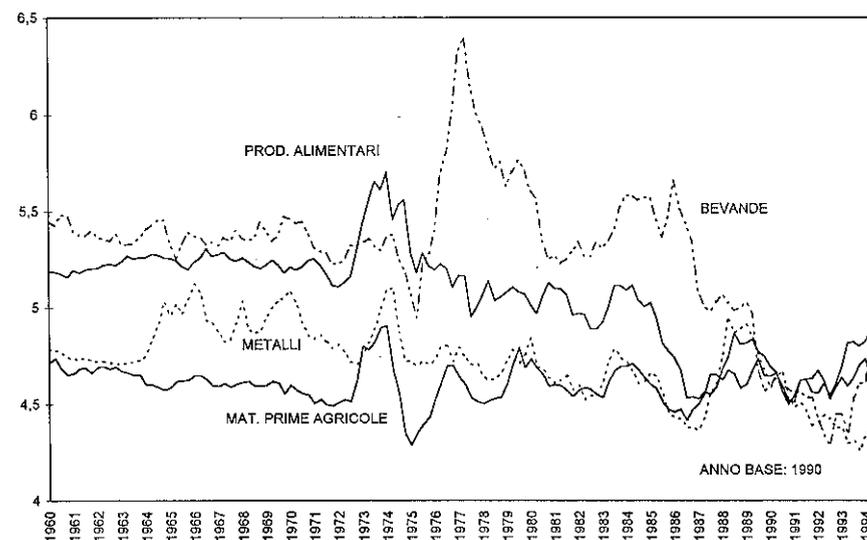


FIGURA 1B

PREZZI DEI PRODOTTI PRIMARI IN TERMINI REALI: PRINCIPALI SERIE DISAGGREGATE



⁸ Si veda, oltre al citato lavoro di Boughton *et al.* (1989), Moutos e Vines (1992).

⁹ L'indice aggregato dei prezzi in dollari delle materie prime non petrolifere calcolato dal Fondo Monetario Internazionale è composto da 39 serie di prezzo, a cui corrispondono 33 differenti prodotti primari; non include i metalli preziosi e, ovviamente, le materie prime energetiche. La ponderazione dell'indicatore (anno 1990 = 100) è ottenuta sulla base degli introiti delle esportazioni delle merci stesse, rilevati per un ampio numero di paesi produttori tra il 1987 e il 1989. La struttura di ponderazione è la seguente: prodotti primari alimentari, 32,9%; bevande, 6,8%; materie prime agricole, 32,3%; metalli 6,7%; fertilizzanti 1,3%. Maggiori dettagli sono contenuti nell'appendice metodologica delle *International Financial Statistics* pubblicate dal FMI. Si noti che, mentre i prezzi dei prodotti energetici hanno registrato un'impennata nella seconda metà del 1990, in concomitanza con gli eventi bellici nel Golfo Persico, le quotazioni

denota una sostanziale stabilità fino al 1971; in seguito le oscillazioni divengono più marcate, con protratte variazioni negative, particolarmente ampie nel 1986-87 e nel 1991-93. I picchi raggiunti negli ultimi vent'anni sono generalmente decrescenti, suggerendo (*ex post*) una tendenza alla riduzione del livello dei prezzi delle merci in termini di manufatti. Risulta inoltre evidente l'elevata correlazione tra i movimenti delle quotazioni deflazionate e una misura del ciclo nei paesi industrializzati - il tasso di incremento complessivo della produzione industriale, di fonte FMI.¹⁰

In questo paragrafo si riportano i risultati di alcune stime, basate sia su una specificazione in forma ridotta, sia su un approccio sistemico VECM (*Vector Error Correction Model*)¹¹ volte a isolare le principali determinanti empiriche degli andamenti dei prezzi delle materie prime. Il segno atteso delle variabili macroeconomiche viene discusso sulla base della letteratura esistente; in relazione al carattere disomogeneo dei contributi disponibili (sia nelle tecniche econometriche utilizzate, sia nei periodi esaminati e nell'insieme delle variabili introdotte), è utile valutare tali aspetti empirici riconducendoli entro un contesto per quanto possibile unitario.

Per il periodo 1962-1994, con 132 dati trimestrali, si è stimata la seguente relazione lineare (Tavola 1):

$$RCW_t = F(C, S2, S3, S4, T, RCW_{t-1}, dIND_t, dOIL_t, dVES_{t-1}, dDOL_{t-1}, dSHA_t, dINT_t, dMON_t) \quad (1)$$

delle materie prime non petrolifere nell'anno base sono state sostanzialmente stabili, registrando nel complesso una lieve flessione. Il deflatore (l'indicatore del prezzo all'esportazione dei manufatti dei paesi industriali) è anch'esso di fonte FMI; numeri indice, 1990 = 100. La forma funzionale usata per deflazionare le variabili è la logaritmica; i dati utilizzati sono sinteticamente descritti in Appendice.

¹⁰ Il grafico descrive inoltre l'evoluzione dei saggi di crescita dei volumi delle esportazioni dei paesi in via di sviluppo (anch'essi calcolati dal FMI). Questi sono correlati al ciclo dei paesi industrializzati, ma presentano ritmi di incremento notevolmente più elevati, in particolare negli ultimi dieci anni. Nel periodo, in connessione alla progressiva espansione della produzione dei PVS - conseguenza degli aumenti di produttività ottenuti e della maggiore resa delle coltivazioni - il declino dei prezzi delle materie prime può aver riflesso un problema di eccesso d'offerta; questa ipotesi viene vagliata nel corso del lavoro.

¹¹ I modelli a correzione dell'errore VECM associano i risultati di Engle, Granger e Johansen sulla cointegrazione alle specificazioni autoregressive vettoriali VAR introdotte nella letteratura econometrica da Sims; tale metodologia consente di modellare congiuntamente la dinamica di breve e di lungo periodo delle serie storiche, un aspetto particolarmente importante nel caso dei prezzi delle materie prime.

TAVOLA 1

ANDAMENTO DEI PREZZI DELLE MATERIE PRIME NON PETROLIFERE:
DETERMINANTI MACROECONOMICHE E RITORNO ALLA NORMA
(Livelli e variazioni sul trim. prec. della dipendente; 1962-94; T = 132 (liv.); T = 131 (diff.))
Variabile dipendente

Regressori	Indice generale FMI RCW	Mat. prime agricole RCA	Mat. prime alimentari RCF	Metalli RCM	Bevande dRCB
	dRCW	dRCA	dRCF	dRCM	dRCB
C	0,5755 (2,74)*	1,0264 (4,23)*	0,4683 (1,72)***	0,7957 (4,34)*	-0,0152 (-0,52)
S2	-0,0448 (-2,14)**	-0,0260 (-0,94)	-0,0576 (-1,70)**	-0,0453 (-1,53)	-0,0056 (-0,13)
S3	-0,0333 (-2,33)**	-0,0234 (-1,38)	-0,0536 (-2,25)**	-0,0308 (-1,49)	-0,0179 (-0,54)
S4	-0,0590 (-2,46)**	-0,0591 (-1,79)**	-0,0784 (-2,11)**	-0,0406 (-1,21)	-0,0089 (-0,17)
Time	-0,0003 (-1,80)***	0,0002 (1,60)	-0,0004 (-1,49)	-0,0004 (-2,23)**	
L(1)	1,2467 (13,90)*	1,1235 (9,40)*	1,1881 (9,31)*	1,1226 (9,50)*	0,3990 (2,87)*
L(2)	-0,4443 (-3,10)*	-0,2236 (-1,19)	-0,3676 (-2,31)**	-0,2194 (-1,59)	-0,2395 (1,81)***
L(3)	0,3502 (2,51)**	0,0408 (0,24)	0,3062 (1,96)**	0,0234 (0,17)	0,3328 (2,50)**
L(4)	-0,2625 (-3,33)*	-0,1614 (-1,69)***	-0,2082 (-1,98)**	-0,0848 (-0,89)	

segue TAVOLA 1

Ciclo economico	1,1595 (4,10)*	0,8051 (2,01)**	0,9061 (2,61)*	1,0025 (2,21)**	1,0314 (1,86)*	1,4361 (2,65)*	1,4276 (3,08)*	1,9590 (3,54)*
Prezzo del petrolio	0,0607 (2,52)**	0,0603 (2,39)**	0,0520 (1,95)**	0,0636 (1,48)	0,0621 (1,56)	0,0493 (1,83)**	0,0462 (1,66)**	0,0571 (1,07)
Corsi azionari	-0,0208 (-0,30)	0,1180 (1,73)**	0,1258 (1,75)**	-0,1219 (-0,91)	-0,1839 (-1,49)	0,0578 (0,43)	0,0615 (0,50)	-0,0791 (-0,47)
Tasso d'interesse	0,0009 (0,77)	-0,0006 (-0,42)	-0,0008 (-0,53)	0,0029 (1,33)	0,0032 (1,64)	0,0001 (0,01)	-0,0001 (-0,02)	-0,0004 (-0,13)
Moneta	0,3796 (1,80)**	0,2909 (1,00)	0,3323 (1,15)	0,5962 (1,74)**	0,6517 (1,97)**	0,0489 (0,17)	0,0498 (0,18)	0,4102 (1,12)
Esportazioni PVS	-0,0881 (-1,24)	-0,1380 (-1,51)	-0,1285 (-1,38)	0,0678 (0,62)	0,0646 (0,60)	-0,2314 (-1,72)**	-0,2229 (-1,72)**	0,0807 (0,38)
Dollaro	-0,1696 (-2,84)*	-0,1928 (-3,00)*	-0,0905 (-1,02)	-0,2745 (-2,52)**	-0,2734 (-2,53)**	-0,0653 (-0,63)	-0,0765 (-0,72)	-0,1478 (-0,84)
dDOL(-1)	-0,0835 (-2,02)**	-0,0333 (-0,39)	-0,1450 (-3,07)*		-0,0728 (-1,53)		-0,1363 (-3,56)*	-0,0731 (-2,66)*
RMean(-1)								
Diagnostica:								
R ²	0,9628	0,4063	0,8385	0,9594	0,2349	0,9159	0,2585	0,2171
SER	0,0345	0,0361	0,0427	0,0564	0,0576	0,0576	0,0574	0,0920
DW	2,062	2,086	2,127	2,093	2,048	2,094	2,132	1,891
Correlazione seriale	2,074	1,642	1,769	1,280	1,009	2,602	1,610	0,952
Reset (test di	0,089	0,169	0,738	0,282	0,406	0,040	0,176	0,176
specificazione)	1,070	0,123	0,689	0,423	3,850	0,558	0,079	0,030
Eteroschedasticità	0,303	0,726	0,408	0,517	0,052	0,457	0,779	0,864
	4,852	4,962	5,520	5,232	11,120	6,951	0,878	12,899
	0,029	0,028	0,006	0,024	0,001	0,009	0,351	0,001

Le t statistiche con correzioni per l'eteroschedasticità (metodo di White) sono in parentesi: *, significativo * all'1%; **, al 5%; ***, al 10%.

La variabile dipendente è data dal livello del prezzo delle materie prime in termini reali RCW (ovvero dall'indice deflazionato dei prezzi delle materie prime agricole RCA; alimentari RCF; dei metalli RCM; delle bevande RCB).¹² Al fine di risalire a una corretta inferenza, è stata preliminarmente effettuata un'analisi dell'ordine di integrazione delle serie; i risultati dei test di stazionarietà (descritti in Appendice) per i trascorsi tre decenni rifiutano l'ipotesi nulla dell'esistenza di una radice unitaria - in favore di una rappresentazione stazionaria intorno a un trend deterministico - sia per l'indice generale dei prezzi delle materie prime in termini di manufatti, sia per tre principali serie disaggregate (i prezzi deflazionati delle materie prime agricole, alimentari e dei metalli).¹³ L'insieme delle variabili esplicative è costituito da:

i) la costante e tre *dummy* stagionali;

ii) un trend deterministico, che approssima il contributo dei guadagni di produttività e dei gradual mutamenti nelle tecnologie produttive, nonché la riduzione tendenziale nell'intensità di utilizzo delle materie prime da parte delle economie industriali;

¹² I prezzi delle principali tipologie di merci che compongono l'indice aggregato del FMI (materie prime agricole, metalli, prodotti alimentari e bevande) mostrano il prevalere di andamenti di breve periodo non dissimili, seppure su livelli relativi disomogenei (Figure 1a e 1b). Si rilevano tuttavia periodi di maggiore turbolenza; nel 1964-74, ad esempio, il prezzo dei metalli ha evidenziato oscillazioni particolarmente ampie; il picco del 1977 è soprattutto connesso all'incremento delle quotazioni delle bevande (dovuto in buona parte alle avverse condizioni climatiche per le produzioni di caffè brasiliano determinatesi alla fine del 1976), che costituiscono la serie aggregata con maggiore variabilità. I prezzi relativi delle materie prime agricole hanno oscillato intorno a livelli di lungo periodo più stabili (con una lieve tendenza di crescita nel periodo recente); nel complesso, il declino dell'indice generale in termini di manufatti nel periodo di riferimento è soprattutto ascrivibile alla caduta dei prezzi dei prodotti alimentari e delle bevande nonché, in misura più contenuta, al protratto calo delle quotazioni dei metalli, che ha subito un'interruzione solo nel 1989, in corrispondenza del picco espansivo del ciclo economico internazionale. Più di recente, le difficoltà produttive nell'ex Unione Sovietica hanno teso ad aumentare l'offerta di metalli (in particolare zinco e alluminio, al fine di ottenere valuta convertibile) e a diminuire la domanda di prodotti tropicali, accentuando le fluttuazioni dei prezzi. Per alcune evidenze empiriche circa le ripercussioni della fase di transizione attraversata dai paesi ex pianificati sugli andamenti recenti dei prezzi delle materie prime, si veda il lavoro di Borensztein e Reinhart (1994).

¹³ Le proprietà di stazionarietà intorno a un trend deterministico degli indicatori in esame implicano che, nel periodo di riferimento, le determinanti economiche sottostanti hanno effetti prevalentemente temporanei sull'andamento dei prezzi; solo nel caso dell'indice delle quotazioni delle bevande (per il quale non è possibile rigettare l'ipotesi nulla dell'esistenza di una radice unitaria), le caratteristiche di stazionarietà nelle differenze prime della serie sono compatibili con un maggior grado di persistenza degli shock.

iii) quattro ritardi della dipendente: l'introduzione della dipendente sfasata è volta a controllare l'esistenza di possibili variabili omesse o non osservabili, al fine di rendere più robusta l'inferenza;

iv) alcune grandezze esplicative macroeconomiche, che comprendono un primo gruppo di quattro variabili, abitualmente considerato in letteratura, in grado di sintetizzare le modifiche nelle condizioni di domanda e di offerta:

a) l'indicatore ciclico d'IND, il tasso di crescita della produzione nei paesi industrializzati (di fonte FMI), che influenza positivamente la dipendente;

b) l'andamento del prezzo relativo del petrolio d'OIL, anch'esso con segno atteso positivo, poiché costituisce un importante input produttivo per le materie prime;¹⁴

c) gli incrementi nei volumi delle esportazioni dei paesi in via di sviluppo d'VES (fonte FMI), con segno atteso negativo; nella misura in cui essi riescono ad approssimare l'evoluzione dei fattori di offerta non colti dal trend deterministico, dovrebbero associarsi a un calo dei prezzi dei prodotti primari;

d) le variazioni del cambio reale effettivo del dollaro (in termini di manufatti) d'DOL. Una relazione negativa con i movimenti dei prezzi delle materie prime è stata segnalata da numerosi autori (tra gli altri, Dornbusch 1985 e Gilbert 1989). Nelle fasi di apprezzamento del dollaro, le importazioni di merci delle altre aree valutarie divengono più costose e tendono a ridursi; la correlazione è razionalizzata da Reinhart (1991), per un modello a più paesi, in termini di differenze *cross-country* nell'elasticità dell'output ai mutamenti nei prezzi delle materie prime;

v) un secondo gruppo di fattori esplicativi di natura finanziaria, verosimilmente meno cogenti, di cui tuttavia si intende verificare il legame con i movimenti dei prezzi relativi delle merci:

e) le variazioni nei corsi azionari d'SHA (indice ponderato dei principali mercati azionari mondiali).¹⁵ Poiché numerosi prezzi delle materie prime si determinano su mercati organizzati e caratteriz-

¹⁴ Un suo ruolo significativo in un'equazione di determinazione dei prezzi delle materie prime è stato riscontrato, ad esempio, da Borensztein e Reinhart (1994, Appendice I).

¹⁵ L'indicatore include i primi 12 mercati azionari mondiali per capitalizzazione (si veda l'Appendice).

zati da attività speculativa, si introduce questo indicatore quale variabile di controllo per l'informazione offerta dai prezzi che si stipulano parallelamente sui mercati azionari. Il segno della correlazione non è determinato a priori: una relazione negativa può riflettere un effetto sostituzione, mentre un'associazione positiva può essere connessa a un effetto reddito e alla reazione degli operatori a informazioni che interessino un più ampio spettro di attività finanziarie;

f) gli andamenti del tasso di interesse reale d'INT, misurato (*ex post*) dal tasso a 3 mesi sull'eurodollaro, deflazionato con i prezzi all'esportazione dei manufatti.¹⁶ Anche in questo caso il segno atteso è indeterminato, perlomeno in una logica di breve periodo: da un lato, un aumento dei tassi di interesse mondiali configura un maggior costo di stoccaggio e di produzione delle materie prime; d'altro canto, in un modello di valore attuale (quale quello proposto per i prezzi delle merci da Pindyck 1993) un aumento dei tassi implica una variazione del fattore di sconto, che in equilibrio si riflette immediatamente nella diminuzione dei prezzi delle altre attività, incluse le materie prime. Nel più lungo periodo, il segno atteso è negativo: l'aumento dei tassi di interesse reali tende a deprimere la domanda dei paesi industrializzati e quindi il prezzo dei prodotti primari; inoltre, la necessità di far fronte agli accresciuti oneri del debito può associarsi a una maggiore offerta di materie prime da parte dei paesi in via di sviluppo produttori, con effetti depressivi sulle quotazioni (per un riscontro empirico in tal senso si veda Gilbert 1989);

g) un indicatore della crescita dei saldi monetari reali nei paesi industrializzati (definizione M1) d'MON.¹⁷ Pindyck e Rotemberg (1990) mostrano che esiste un'associazione dello stesso segno con i prezzi delle materie prime, poiché entrambe le variabili tendono a conformarsi positivamente al ciclo. Boughton, Branson e Muttardy (1989) propongono uno schema secondo il quale i prezzi delle merci sono determinati su mercati con aspettative estrapolatative (di natura tipicamente finanziaria); un incremento della moneta porterebbe a un aumento istantaneo del prezzo dei prodotti primari e a un aggiustamento più lento dei prezzi (vischiosi) dei manufatti.

¹⁶ Il tasso di interesse reale dovrebbe essere misurato *ex ante* utilizzando le aspettative di inflazione; in mancanza di dati attendibili su di esse, la *proxy* introdotta può essere ritenuta adeguata per un'analisi empirica.

¹⁷ Dato dalla media ponderata dei tassi di crescita della moneta (in senso stretto) di 20 paesi industrializzati (si veda l'Appendice).

La forma ridotta stimata mostra una buona diagnostica,¹⁸ eccetto per la presenza di eteroschedasticità, segnalata dai test; sono state dunque calcolate le *t* statistiche consistenti con il metodo di White, che utilizzano una matrice robusta delle varianze e covarianze.¹⁹

Considerando i risultati delle regressioni (Tavola 1), con riferimento al livello dell'indice generale in termini reali RCW si nota sia la significatività del trend deterministico discendente che traccia il calo del prezzo relativo dei prodotti primari, sia l'elevata componente ciclica dei prezzi delle materie prime (il coefficiente dIND è pari a 1,19 con *t* = 4,16). La specificazione indica una relazione positiva con il prezzo relativo del petrolio (coefficiente 0,06 e *t* = 3,01). Risulta confermata la correlazione negativa con il cambio reale del dollaro (-0,17, con *t* pari a -2,84).²⁰ Come atteso, inoltre, un aumento del volume (dVES) delle esportazioni dei PVS tende a deprimere i prezzi delle materie prime sui mercati internazionali; tuttavia, il coefficiente non è significativo, se non nel caso dell'equazione stimata per il prezzo dei metalli. La crescita della moneta dMON si correla positivamente all'andamento delle quotazioni in termini reali; il coefficiente è pari a circa un terzo di quello della variabile ciclica dIND, con *t* pari a 2,48. È un risultato che tende a suggerire l'applicabilità di schemi empirici di impronta monetarista in un contesto di prezzi flessibili, quali quelli che si determinano sui mercati dei prodotti primari. Inoltre, ma solo nel caso delle materie prime alimentari, si rileva una

¹⁸ Anche le variabili dOIL, dSHA, dMON, come la dipendente e i tassi di interesse, sono state introdotte in termini reali (deflazionandole con i prezzi all'esportazione dei manufatti dei paesi industriali). L'analisi di stazionarietà delle variabili macroeconomiche esplicative (descritta anch'essa in Appendice) tende a confermare i risultati classici di Nelson e Plosser (1982): poiché l'ipotesi nulla di stazionarietà nelle differenze prime non viene rigettata per l'insieme delle variabili a destra dell'uguale, queste sono introdotte nelle variazioni logaritmiche; la dipendente può essere invece introdotta in livelli, poiché risulta già stazionaria. Le variabili dIND, dOIL, dSHA, dINT, dMON sono prevalentemente esogene rispetto ai prezzi delle materie prime; la metodologia dei minimi quadrati è quindi in grado di fornire stime consistenti. Invece, è verosimilmente più corretto considerare endogeno il tasso di cambio del dollaro dDOL (valuta di denominazione delle quotazioni dei prodotti primari) e il volume delle esportazioni dei PVS; per queste variabili, è quindi preferibile introdurre le grandezze predeterminate dDOL_{t-1} e dVES_{t-1}.

¹⁹ Sui dati trimestrali, gli effetti ARCH risultano non significativi; la persistenza dell'eteroschedasticità nella sua rappresentazione autoregressiva è invece più evidente nel caso dei dati mensili.

²⁰ Gilbert (1989) rileva la presenza di una relazione di cointegrazione tra i prezzi delle materie prime e un indicatore del tasso di cambio reale effettivo del dollaro. Tale ipotesi non è applicabile nel periodo di riferimento di questo studio poiché la variabile dipendente risulta già stazionaria in livelli (intorno a un trend deterministico) e non è quindi possibile un'ulteriore riduzione dell'ordine di integrazione.

relazione positiva con le variazioni del tasso di interesse reale (che configurerebbe quindi essenzialmente un costo implicito dello stoccaggio).²¹ L'apporto dei corsi azionari non risulta invece significativo.

La robustezza dell'inferenza ottenuta è stata testata adottando anche un modello con la dipendente introdotta in differenze prime (Tabella 1). Entrambe le rappresentazioni offrono elementi di interesse: ad esempio, per gli operatori in materie prime sono più utili le informazioni sulle variazioni di breve periodo dei prezzi, per i responsabili della politica economica dei paesi in via di sviluppo, essenzialmente i livelli di lungo periodo. Poiché i prezzi (aggregati) delle materie prime sono stazionari intorno a un trend deterministico, la specificazione in differenze prime comprende il vincolo di lungo periodo costituito dalla componente *mean-reverting*, corrispondente allo scarto ritardato tra il livello della serie e il trend deterministico sottostante. I termini a correzione dell'errore rispetto alla componente deterministica risultano significativi; la velocità di ritorno alla norma è maggiore nel caso dei prezzi delle materie prime agricole e dei metalli (con coefficiente pari a -0,14) rispetto a quella stimata per l'indice generale (-0,08).²² La sostanziale concordanza dei coefficienti tra il modello in livelli e quello in differenze prime costituisce un segno di corretta specificazione. Nel complesso, le relazioni spiegano il 95 e 40% circa, rispettivamente, della varianza del livello e dei tassi di crescita dell'indice generale dei prezzi delle materie prime non petrolifere in termini reali.²³

²¹ Si noti che, nel periodo in esame, la relazione dello stesso segno tra crescita monetaria e prezzi delle materie prime può essere implicitamente ascritta anche a una correlazione inversa tra il *livello* dei tassi di interesse e i prezzi (rilevata, ad esempio, da Pindyck e Rotemberg 1990 e confermata dalle funzioni di risposta agli impulsi descritte successivamente).

²² La componente di ritorno al trend è stata introdotta, a fini comparativi, anche nell'equazione dei prezzi delle bevande; ciò vale tuttavia solo in prima approssimazione, poiché la serie risulta stazionaria nelle differenze prime.

²³ L'analisi dei coefficienti ottenuti ricorsivamente indica che le relazioni stimate sono generalmente stabili o si modificano lentamente nel tempo. L'influenza della variabile ciclica nel periodo di riferimento mostra un moderato calo nella prima metà degli anni Ottanta (da 1,5 a 1,2 circa); si accresce nuovamente nel 1987, per poi assumere un andamento costante. L'inferenza ottenuta concorda con quanto rilevato dagli osservatori del FMI: Morrison e Wattleworth (1987) notano come l'ampio e diffuso declino dei prezzi dei prodotti primari non petroliferi nel periodo 1984-86 sia stato sostanzialmente differente dai cali precedenti (causati prevalentemente dalla debolezza della domanda); dopo la recessione del 1981-82, i prezzi delle merci hanno mostrato una minore reattività agli stimoli espansivi indotti dalla crescita economica dei paesi industriali. Tale correlazione ciclica è divenuta recentemente più stabile, mentre la relazione inversa tra prezzi dei prodotti primari e valore reale della valuta statunitense tende a ridursi. Presumibilmente in connessione a una minore intensità energetica delle produzioni di materie

Questi risultati econometrici sono verificabili anche sulla base di stime sistemiche, ottenibili mediante modelli VECM (*Vector Error Correction Models*). L'obiettivo è duplice: da un lato, si vuole controllare se la scarsa significatività di alcune variabili macroeconomiche (in particolare, i corsi azionari e i tassi di interesse) sia dovuta alla limitatezza della dinamica dell'approccio in forma ridotta; tramite le funzioni di risposta agli impulsi del VECM si è infatti in grado di valutare il contributo esplicativo delle variabili sia nel breve sia nel lungo periodo. Inoltre, tale metodologia consente di approfondire un'interessante problematica riguardante la natura delle correlazioni presentate dai prezzi dei prodotti primari.

Pindyck e Rotemberg (1990) in un noto contributo sull'argomento individuano l'esistenza di comovimenti in eccesso tra le quotazioni delle singole merci.²⁴ In questo paragrafo del lavoro si presentano risultati complementari, ma ottenuti con un approccio diverso. Invece di osservare le correlazioni tra i residui di stima, si possono

prime, anche il coefficiente del prezzo relativo del petrolio mostra una lieve diminuzione, in particolare dai primi anni Novanta. La velocità di aggiustamento tra prezzi delle materie prime e trend deterministico sottostante (proprietà di *mean-reversion*), nonché le correlazioni tra crescita monetaria, variazioni nel volume delle esportazioni dei PVS e prezzi delle materie prime risultano scarsamente variabili. Nel caso del termine di ritorno al trend, si è in grado quindi di rilevare un legame intertemporale stabile tra la componente prevalentemente ciclica dei prezzi e i fattori non osservabili oppure omessi che operano nel più lungo periodo e che determinano una tendenza al declino dei prezzi delle materie prime. Circa il volume delle esportazioni dei PVS, la scarsa precisione delle stime è verosimilmente ascrivibile alla difficoltà di collegare le pronunciate fluttuazioni di breve periodo delle quotazioni ai più lenti movimenti delle quantità (legati ai ritardi e alle vischiosità che caratterizzano le modificazioni dell'offerta dei prodotti primari) nonché di reperire una *proxy* adeguata dei fattori di offerta che influenzano merci eterogenee. Borensztein e Reinhart (1994) approssimano la variabile non osservabile costituita dall'evoluzione dell'offerta di prodotti primari con una *proxy* data da una serie trimestrale (non pubblicata) del volume di importazioni di materie prime dei paesi industrializzati; il suo impatto sui prezzi risulta negativo e significativo.

²⁴ Pindyck e Rotemberg condizionano a un comune insieme informativo, costituito essenzialmente da variabili macroeconomiche, l'evoluzione mensile (per il periodo 1960-85) di 7 prodotti primari dissimili tra loro per natura merceologica, utilizzo e tecniche di produzione. Nonostante il "filtro" delle variabili esplicative (costituito dai primi due ritardi dell'insieme informativo), essi rilevano una correlazione significativa tra i residui; ciò suggerisce l'esistenza di movimenti comuni tra i prezzi delle materie prime, che non vengono meno neppure introducendo nel modello alcune variabili latenti, costituite dalle previsioni degli agenti economici sull'inflazione e sulla produzione industriale futura. Come risulta peraltro ben chiaro agli stessi autori, risulta tuttavia difficile stabilire in modo sufficientemente rigoroso (nonostante la presenza di indizi al riguardo) se i comovimenti dei prezzi dei prodotti primari siano effettivamente configurabili come "eccessivi", poiché la procedura empirica non è robusta rispetto all'operare di eventuali variabili non osservabili: le correlazioni riscontrate potrebbero essere dovute all'incompletezza dell'insieme informativo considerato.

acquisire maggiori elementi di valutazione sul contributo comune derivante dagli impulsi macroeconomici, in particolare nel lungo periodo: se gli effetti delle innovazioni sono condivisi dai prezzi disaggregati e tendono a persistere nel tempo, risultano maggiormente in grado di spiegare i comovimenti delle quotazioni, rispetto all'impatto di shock che mostrano una più ampia dispersione. L'idea è di discriminare tra le variabili esplicative, evidenziando quali impulsi siano comuni alle quotazioni disaggregate nel breve e nel lungo periodo, applicando la stessa struttura empirica (la specificazione di modelli VECM in differenze prime) alla serie aggregata dei prezzi deflazionati delle materie prime e alle quotazioni in termini di manufatti di 27 prodotti primari individuali (decritti in Appendice), ricavate dalla banca dati delle *International Financial Statistics* del FMI. L'ampiezza e la dispersione dell'effetto delle innovazioni sui prezzi delle singole materie prime consente di valutare longitudinalmente l'impatto complessivo delle variabili macroeconomiche, pervenendo così a un contributo originale.

Si è adottato il modello seguente (il periodo di stima, per tutte le variabili, è compreso tra il 1962.II e il 1994.IV):²⁵

$$\text{VECM}(d\text{SHA}, d\text{INT}, d\text{DOL}, d\text{MON}, d\text{IND}, d\text{VES}, d\text{RCW}, d\text{INF} / C, S2, S3, S4, d\text{OIL}, EC_{t-1}) \quad (2)$$

Il sistema è composto da otto variabili endogene, con le grandezze nominali espresse in termini di manufatti; la forma funzionale utilizzata è la variazione logaritmica. L'insieme informativo è quello già descritto; per uniformità con il contributo di Pindyck e Rotemberg, esso è stato integrato con l'introduzione dell'inflazione nei paesi industrializzati.²⁶ Il vincolo di lungo periodo è stato specificato, rispettivamente:

²⁵ Al fine di una corretta rappresentazione statistica dei dati disaggregati, sono stati effettuati preliminarmente test di radice unitaria sui livelli dei prezzi relativi individuali (cfr. l'Appendice): la maggioranza delle quotazioni è stazionaria attorno a un trend (16 voci); 11 prezzi elementari (ferro, rame, stagno, fosfato, banane, carne bovina, prodotti caseari, carne ovina, cotone, caffè, cacao) risulterebbero invece stazionari nelle differenze prime. Di ciò si è tenuto conto nella specificazione degli opportuni vincoli di lungo periodo per il modello in differenze prime. Sulla base delle circa 130 osservazioni trimestrali utilizzate, si è rilevato, mediante la statistica di Akaike, che quattro ritardi delle variabili endogene sono generalmente sufficienti a massimizzare l'informazione.

²⁶ Le variabili endogene sono: i corsi azionari deflazionati (SHA), il tasso reale di interesse (INT), il cambio reale effettivo del dollaro (DOL), i saldi monetari - definizione M1 - espressi in termini reali (MON), il ciclo economico nei paesi industriali (IND), il volume delle esportazioni dei PVS (VES), il prezzo relativo della singola materia prima

i) come termine di ritorno al trend deterministico (R Mean), per l'indice generale delle materie prime e per i 16 prezzi individuali delle merci che risultano anch'essi stazionari intorno a un trend deterministico nei livelli;

ii) come termine a correzione dell'errore, utilizzando i vettori stazionari di cointegrazione isolati con la procedura di Johansen (1988) per le 11 serie di prezzo stazionarie nelle differenze prime.

È noto che le funzioni di risposta agli impulsi ottenibili tramite un approccio VAR o VECM possono modificarsi con i cambiamenti nell'ordine delle equazioni; è quindi necessario organizzare le variabili in modo da ottenere una struttura quanto possibile ricorsiva, considerando comunque che, nel nostro caso, l'attenzione è rivolta prevalentemente alle determinanti dei prezzi delle materie prime, piuttosto che all'interazione tra tutte le variabili del sistema.²⁷ I modelli stimati mostrano un'accettabile diagnostica (Tavola 2); i residui delle equazioni non presentano autocorrelazione; il test di Chow per la stabilità dei coefficienti (calcolato suddividendo il campione in due parti uguali) indica relazioni empiriche sostanzialmente

(RC), l'inflazione nei paesi industrializzati (INF). La struttura è completata dall'andamento del prezzo relativo del petrolio in termini di manufatti (dOIL), considerato variabile esogena perché legata nel periodo in esame essenzialmente alle politiche di offerta dell'OPEC e ad eventi esterni, quali il conflitto nel Golfo Persico, da alcune componenti deterministiche (la costante e tre *dummies* stagionali) e dal termine a correzione dell'errore E_c .

²⁷ In tale contesto, la grandezza "maggiormente esogena" è verosimilmente costituita, in virtù dell'efficienza del mercato, dai corsi azionari; essa è quindi introdotta per prima nel modello. Seguono le altre variabili finanziarie (il tasso d'interesse e il cambio del dollaro in termini reali), le cui evoluzioni di breve periodo riflettono prevalentemente l'interagire di misure di politica economica con il mutevole orientamento delle aspettative degli operatori, e l'aggregato monetario. Le grandezze più strettamente codeterminate in senso strutturale, anche alla luce dei risultati empirici precedenti, sono le variabili reali (la congiuntura nei paesi industriali e il volume delle esportazioni dei PVS) e il prezzo relativo delle materie prime; esse sono inserite successivamente nel VECM. Il modello è completato dal tasso medio di crescita dei prezzi nei paesi industriali calcolato dal FMI; questa variabile segue le altre, poiché la causalità prevalente passa dai prezzi relativi dei prodotti primari all'inflazione, e non viceversa. I prezzi al consumo sono infatti relativamente vischiosi nel breve periodo, in seguito all'esistenza di contratti sovrapposti o per l'operare di ritardi di aggiustamento (ad esempio, dovuti alla presenza di prezzi amministrati). Nel VECM si è inserita come variabile endogena la variazione del tasso di inflazione dINF piuttosto che il tasso di crescita del livello dei prezzi $INF = dP$. Le numerose indagini "alla Nelson e Plosser" ora disponibili tendono infatti a rilevare che gran parte delle serie storiche macroeconomiche sono integrate del primo ordine, I(1), mentre vi sono indicazioni che il livello dei prezzi sia una variabile I(2), ovvero che sia l'inflazione a essere integrata del primo ordine; ciò è confermato dall'analisi empirica riportata in Appendice.

TAVOLA 2

DIAGNOSTICA DEI VECM
(Periodo di stima: 1962:2-1994:4 T=131)

Variabile dipendente ^a	Correzione dell'errore			Diagnostica (sulla dipendente)							
	RMean	EC1	EC2	R ²	SER	DW	LM(1)	LM(2)	LM(3)	LM(4)	Chow
Indice generale FMI	-0,1599 (-3,24)			0,339	0,038	1,950	0,023 (0,881)	0,100 (0,951)	0,184 (0,980)	0,248 (0,993)	1,153 (0,331)
Metalli											
Alluminio	-0,1771 (-3,56)			0,168	0,071	1,955	0,008 (0,927)	0,029 (0,985)	0,104 (0,991)	0,166 (0,997)	1,632 (0,048)
Nickel	-0,1756 (-3,97)			0,253	0,095	1,958	0,005 (0,944)	0,010 (0,995)	0,032 (0,998)	0,041 (0,997)	0,500 (0,987)
Potassio	-0,3483 (-3,96)			0,205	0,101	1,955	0,027 (0,871)	0,110 (0,951)	0,208 (0,976)	0,282 (0,991)	0,681 (0,894)
Ferro	-0,2354 (-3,44)	-0,2354 (-3,44)	0,0656 (0,96)	0,064	0,068	2,077	0,032 (0,859)	0,190 (0,909)	0,369 (0,947)	0,465 (0,977)	0,873 (0,669)
Rame	-0,2241 (-1,96)	-0,2241 (-1,96)		0,110	0,114	1,888	0,054 (0,816)	0,104 (0,949)	0,150 (0,985)	0,250 (0,993)	0,968 (0,538)
Stagno	-0,2682 (-3,48)	-0,2682 (-3,48)		0,282	0,077	2,162	0,153 (0,695)	0,357 (0,836)	0,518 (0,915)	0,816 (0,936)	1,398 (0,126)
Zinco	-0,0813 (-1,70)			0,280	0,099	1,942	0,015 (0,911)	0,046 (0,977)	0,086 (0,993)	0,127 (0,998)	1,532 (0,073)
Piombo	-0,1714 (-3,61)			0,246	0,095	1,955	0,018 (0,894)	0,082 (0,960)	0,169 (0,982)	0,254 (0,993)	0,702 (0,875)
Fosfato		-0,1110 (-1,08)		0,327	0,102	1,794	0,112 (0,738)	0,377 (0,828)	0,598 (0,897)	0,783 (0,941)	3,044 (0,001)
Mat. p. alimentari											
Banane	-0,4542 (-4,41)	-0,4542 (-4,41)		0,664	0,103	2,015	0,022 (0,881)	0,125 (0,939)	0,194 (0,979)	0,251 (0,993)	0,884 (0,653)
Grano	-0,1794 (-2,96)			0,320	0,080	1,834	0,019 (0,664)	0,482 (0,786)	0,851 (0,837)	1,099 (0,894)	1,371 (0,141)
Carne bovina	-0,1113 (-0,77)	-0,1113 (-0,77)		0,171	0,144	2,045	0,055 (0,814)	0,113 (0,945)	0,177 (0,981)	0,266 (0,992)	1,239 (0,231)

Carne ovina	0,052	0,078	2,053	0,019 (0,891)	0,222 (0,895)	0,332 (0,954)	0,607 (0,962)	0,804 (0,761)
Crostacei	0,383	0,078	2,048	0,013 (0,909)	0,080 (0,961)	0,125 (0,989)	0,232 (0,994)	1,361 (0,146)
Prodotti ittici	0,311	0,091	1,882	0,035 (0,852)	0,069 (0,966)	0,147 (0,986)	0,263 (0,992)	1,783 (0,025)
Olio di arachidi	0,205	0,111	1,984	0,003 (0,954)	0,052 (0,974)	0,110 (0,991)	0,186 (0,996)	1,297 (0,187)
Olio di soia	0,070	0,117	2,013	0,009 (0,924)	0,163 (0,922)	0,246 (0,970)	0,409 (0,982)	1,392 (0,129)
Olio di palma	0,380	0,090	2,005	0,002 (0,961)	0,028 (0,986)	0,543 (0,909)	0,812 (0,937)	1,010 (0,479)
Mat. prime agricole								
Lana	0,463	0,060	1,907	0,032 (0,858)	0,109 (0,947)	0,154 (0,985)	0,265 (0,992)	1,512 (0,079)
Juta	0,210	0,110	1,918	0,219 (0,640)	0,417 (0,812)	0,681 (0,878)	0,996 (0,910)	0,632 (0,931)
Cotone	0,066	0,079	2,067	0,049 (0,825)	0,103 (0,950)	0,482 (0,923)	0,680 (0,994)	1,051 (0,426)
Pellami	0,415	0,114	2,043	0,019 (0,889)	0,127 (0,938)	0,252 (0,969)	0,330 (0,988)	0,909 (0,617)
Granoturco	0,288	0,106	2,029	0,011 (0,916)	0,062 (0,969)	0,103 (0,992)	0,168 (0,997)	1,331 (0,164)
Bevande								
Tè	0,407	0,097	1,891	0,047 (0,892)	0,155 (0,926)	0,299 (0,960)	0,556 (0,968)	1,129 (0,335)
Caffè	0,079	0,164	1,967	0,007 (0,935)	0,153 (0,927)	0,242 (0,970)	0,300 (0,990)	1,024 (0,461)
Cacao	0,260	0,104	1,935	0,032 (0,858)	0,125 (0,939)	0,240 (0,971)	0,424 (0,981)	1,251 (0,223)

La variabile dipendente è espressa in differenze prime logaritmiche (variazioni sul trimestre precedente).

Numero di ritardi: 4 ("banane", "cacao" e "caseari": rispettivamente 8, 7 e 6 ritardi). Le relazioni stimate per "ferro", "rame", "banane", "carne ovina" e "cacao" includono, oltre al vettore di cointegrazione, anche un trend deterministico.

invarianti nel tempo, con poche eccezioni (alluminio, fosfato, prodotti ittici).

Il termine di ritorno al trend (R Mean) e i meccanismi a correzione dell'errore isolati mediante la procedura di Johansen (1988) (EC1 ed EC2)²⁸ hanno generalmente il segno negativo atteso e risultano ampiamente significativi. Il ritorno all'equilibrio è più veloce per le serie del potassio, dei pellami, del tè e, tra le serie stazionarie nelle differenze prime, per alcuni prodotti tropicali (banane e caffè); è interessante osservare come i metalli abbiano velocità di aggiustamento verso la componente di lungo periodo sostanzialmente simili (0,17-0,18 per le serie stazionarie intorno a un trend deterministico dell'alluminio, del nickel e del piombo; 0,22-0,27 per le componenti cointegrate del ferro, del rame e dello stagno).

La tavola 3 descrive i risultati relativi alla scomposizione della varianza dell'errore di previsione ottenuti utilizzando l'informazione fornita dai dati disaggregati. La distribuzione *cross-section* dell'impatto delle innovazioni sui prezzi individuali delle materie prime è stata sintetizzata con la media, la deviazione standard e una misura di tendenza centrale (la mediana) delle 27 funzioni di risposta agli impulsi ottenute; tali statistiche possono essere confrontate con quelle che descrivono le ripercussioni degli shock sull'indice aggregato, al fine di rilevarne le difformità.²⁹

I principali risultati empirici sono i seguenti:

a) vi è una maggiore sensibilità dell'indicatore aggregato agli impulsi ciclici, rispetto a quanto riscontrabile per i prezzi individuali; le innovazioni nell'output dei paesi industrializzati spiegano tra l'8 e il 13% della varianza dell'errore di previsione alle diverse frequenze per l'indice generale, contro percentuali comprese tra il 2 e il 7% circa nella media dei dati disaggregati;

²⁸ Essi indicano i residui sfasati del primo ed eventualmente del secondo vettore di cointegrazione tra il livello del prezzo in termini reali della singola materia prima e il livello delle variabili macroeconomiche di riferimento (per maggiori dettagli, si veda l'Appendice).

²⁹ Le statistiche relative sono basate sull'ortogonalizzazione delle variabili tramite la scomposizione di Choleski (si veda Judge *et al.* 1985). La percentuale della varianza dei prezzi delle materie prime spiegata dalle variabili macroeconomiche (al netto quindi delle innovazioni nei prezzi stessi delle materie prime) non è esigua: essa varia, per l'indice generale, dal 19% del primo trimestre in avanti al 39% nel lungo periodo (20 trimestri); nella media dei prezzi disaggregati, il contributo esplicativo delle variabili endogene è un po' inferiore nel breve periodo (11% dopo un trimestre, 26% al quarto trimestre), mentre è sostanzialmente analogo alle frequenze inferiori (38% circa, dopo 20 trimestri). Ciò tende a confermare la generalità dell'insieme informativo considerato, che risulta applicabile anche ai prezzi delle singole materie prime.

b) a differenza del modello uniequazionale, la stima sistemica del VECM, che si avvale di quattro ritardi per ogni variabile endogena, consente di evidenziare un più ampio contributo informativo dei corsi azionari e dei tassi di interesse reali all'andamento dei prezzi delle materie prime. Le innovazioni che si determinano nei mercati azionari spiegano tra il 5 e l'8% circa della varianza media dei prezzi individuali dopo il quarto trimestre; esse rappresentano l'informazione di lungo periodo più rilevante (superiore, sulla base dei dati disaggregati, anche all'influenza del ciclo nei paesi industriali). Gli impulsi derivanti dall'evoluzione dei tassi di interesse hanno un'influenza sui prezzi individuali valutabile in circa 5-7 punti percentuali della varianza complessiva per orizzonti previsivi superiori all'anno;

c) le innovazioni nei saldi monetari reali, nel valore reale del dollaro e nei volumi delle esportazioni dei PVS mostrano un contributo esplicativo minore; le quotazioni delle materie prime sono infine pressoché esogene rispetto all'inflazione nei paesi industriali, che spiega mediamente la frazione più bassa dell'andamento dei dati disaggregati;

d) gli impulsi macroeconomici si diffondono con uniformità ai singoli prezzi. Nonostante l'elevata gamma di variazione degli andamenti dei prezzi individuali, le funzioni di risposta agli impulsi ottenute dai dati disaggregati evidenziano una notevole omogeneità e non sono generalmente dissimili da quelle presentate dalle innovazioni sull'indice generale. La dispersione dell'effetto d'impatto, misurata dal coefficiente di variazione (deviazione standard in rapporto alla media) del contributo alla scomposizione della varianza (Tavola 3), è generalmente bassa, in particolare per le innovazioni nel valore reale del dollaro (0,5-0,45 alle basse frequenze), nonché per gli shock sui corsi azionari e sui tassi di interesse (il loro coefficiente di variazione è pari a circa 0,5 per un orizzonte previsivo di 20 trimestri). Nel brevissimo periodo (un trimestre) è invece il contributo degli impulsi ciclici a mostrare la minore variabilità.

Nel complesso, si rileva come i mercati reagiscano in parte alle stesse informazioni, con un moderato grado di dispersione *cross-section* degli impulsi sui prezzi disaggregati. Non è possibile ascrivere i movimenti comuni di tali prezzi all'influenza dominante di una o di un numero limitato di variabili macroeconomiche sottostanti, comprese nell'insieme informativo considerato; tuttavia, la coerenza tra le

TAVOLA 3

COMPOSIZIONE DELLA VARIANZA DELL'ERRORE DI PREVISIONE
(Periodo di stima 1962.II-1994.IV, I = 131)

Orizzonte previsivo	Indice aggregato dei prezzi delle materie prime	Prezzi individuali delle materie prime			
		Media	Mediana	Dev. standard	Coeff. variaz.
Innovazioni in dSHA (corsi azionari deflazionati)					
1	3,78	2,74	0,98	3,29	1,20
2	5,51	4,02	2,63	3,62	0,90
4	5,32	4,81	3,71	3,62	0,75
6	5,55	5,81	5,43	3,59	0,62
10	6,78	7,42	7,01	3,87	0,52
20	7,02	7,88	7,08	4,18	0,53
Innovazioni in dINT (tassi d'interesse reali)					
1	5,89	1,91	0,99	2,18	1,14
2	5,02	3,02	2,83	2,10	0,70
4	5,09	4,54	3,66	2,94	0,65
6	4,90	5,46	4,35	3,33	0,61
10	5,63	6,97	6,24	3,75	0,54
20	5,61	7,31	6,20	3,73	0,51
Innovazioni in dDOL (valore reale del dollaro)					
1	0,54	1,15	0,63	1,54	1,34
2	1,08	1,61	1,28	1,51	0,93
4	2,74	2,58	2,17	1,52	0,59
6	3,24	2,92	2,41	1,66	0,57
10	3,21	3,33	3,46	1,62	0,49
20	3,23	3,41	3,52	1,54	0,45
Innovazioni in dMON (saldi monetari reali)					
1	0,50	1,72	0,41	2,88	1,67
2	0,41	2,91	2,05	3,49	1,20
4	1,53	3,94	3,38	3,64	0,92
6	1,65	4,60	3,25	3,96	0,86
10	2,75	5,17	3,65	4,32	0,83
20	2,75	5,50	3,81	4,84	0,88

segue TAVOLA 3

Innovazioni in dIND (ciclo paesi industrializzati)	7,90	2,50	1,73	2,67	1,07
1	13,87	3,71	2,52	3,41	0,92
2	12,10	5,33	4,08	3,90	0,73
4	12,44	5,98	5,26	3,80	0,66
6	12,99	6,13	5,50	3,57	0,58
10	13,03	6,32	5,62	3,66	0,58
20					
Innovazioni in dVES (volume esportazioni dei PVS)	0,43	1,02	0,20	1,96	1,92
1	0,37	1,78	0,71	2,25	1,29
2	2,97	3,00	2,00	3,06	1,02
4	3,11	3,49	2,85	3,02	0,86
6	3,48	3,82	3,48	3,02	0,79
10	3,73	3,95	3,74	2,99	0,76
20					
Innovazioni in dRC (prezzo materie prime in termini reali)	80,96	88,95	90,24	6,44	0,07
1	72,52	82,17	82,45	7,16	0,09
2	68,37	73,90	74,50	7,44	0,10
4	65,95	69,13	69,18	7,63	0,11
6	62,00	63,95	63,72	8,68	0,14
10	60,92	62,09	62,21	9,40	0,15
20					
Innovazioni in dINF (inflazione paesi industrializzati)	1,21	0,80	0,21	1,05	1,31
1	2,15	1,39	1,06	1,14	0,82
2	1,87	1,90	1,54	1,50	0,68
4	3,14	2,60	2,79	1,34	0,52
6	3,16	3,21	3,13	2,00	0,62
10	3,70	3,55	3,25	2,55	0,72
20					

risposte agli impulsi macroeconomici delle quotazioni individuali delle materie prime tende a indicare che gli shock comuni ai prezzi disaggregati sono dovuti nel breve periodo soprattutto all'influenza del ciclo economico; alle frequenze meno elevate, questi sono invece principalmente connessi all'evoluzione delle variabili finanziarie: alle innovazioni nei corsi azionari, nonché agli impulsi sui tassi d'interesse reali e sul valore del dollaro.³⁰

I macroparametri stimati per gli indici aggregati di prezzo rispecchiano quindi la dinamica dei prezzi individuali. Qual è il comportamento ciclico riscontrabile nel caso delle quotazioni delle singole merci? La relazione empirica presentata nella tabella 1 è stata applicata ai prezzi individuali in termini reali delle 27 materie prime (9 metalli, 10 beni alimentari, 5 beni agricoli, 3 bevande) considerate in questo studio al fine di controllare, mediante un test di Wald, se i coefficienti di lungo periodo stimati per i singoli prezzi differiscono, o meno, significativamente da quelli stimati per l'indice generale (Tavola 4).³¹ Nel complesso, non si notano segnali univoci dell'esistenza di

³⁰ Circa i segni delle relazioni stimate, la distribuzione dei dati longitudinali conferma l'ampia e persistente risposta positiva di breve periodo dei prezzi delle materie prime agli impulsi impartiti dal ciclo economico nei paesi industriali. Le innovazioni nei corsi azionari hanno un impatto positivo immediato sui prezzi delle materie prime; tra gli 8 e i 12 trimestri in avanti si riscontra invece una correlazione negativa, che indicherebbe la presenza di un successivo effetto sostituzione tra materie prime e azioni. Nel caso del tasso d'interesse reale, a un breve effetto d'impatto positivo (dovuto presumibilmente all'aumento dei costi impliciti di stoccaggio) subentra un prevalente impulso negativo di medio periodo, quando le innovazioni sui tassi d'interesse tendono a deprimere i prezzi delle materie prime in termini reali. Le risposte agli impulsi rilevano l'influenza negativa dell'evoluzione del valore del dollaro sui prezzi, così come la correlazione positiva con la crescita monetaria nei paesi industrializzati. L'impatto immediato delle innovazioni sui volumi delle esportazioni dei PVS è simile a quella ottenuta per il ciclo economico, seppure su ampiezze inferiori (la variabile nel breve periodo è infatti una *proxy* dell'evoluzione ciclica nei paesi non industrializzati); la correlazione negativa ascrivibile a fenomeni di eccesso di offerta è piuttosto debole e limitata a orizzonti temporali superiori ai tre anni. Infine, i riflessi dell'inflazione nei paesi industrializzati sulle quotazioni delle merci sono modesti; l'impatto medio sulle serie disaggregate mostra tuttavia un legame positivo tra inflazione e prezzi delle materie prime alle medie e basse frequenze (8-16 trimestri), verosimilmente ascrivibile al lento esplicarsi di un effetto reddito.

³¹ Come noto, in un modello a ritardi distribuiti $Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_n Y_{t-n} + \beta X_t$, il coefficiente di lungo periodo sul vettore di variabili esplicative X_t è pari a $\beta / (1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_n)$; nella tavola 4 sono indicati in parentesi le relative t statistiche asintotiche. Il test di Wald controlla l'uguaglianza di due insiemi di coefficienti, saggiando l'ipotesi che i parametri di regressione corrispondano o meno ai valori dati (in questo caso, che i coefficienti di lungo periodo stimati per la singola materia prima siano pari ai coefficienti di lungo periodo dell'indice aggregato); si veda Judge *et al.* (1985, pp. 182-87). Tale statistica indica che le relazioni stimate per 11 materie prime differiscono significativamente da quella aggregata (all'1% nel caso del potassio, ferro, rame, fosfato, banane,

un *bias* di aggregazione; la relazione empirica aggregata risulta robusta nella maggioranza dei casi, anche se alcuni prezzi individuali (nickel, rame, zinco, piombo, prodotti ittici, lana, pellami, caffè, cacao) mostrano un'elasticità al ciclo economico dei paesi industrializzati più elevata di quella dell'indice generale; due prezzi (potassio e fosfato) evidenziano, per contrasto, caratteristiche anticicliche.

L'esistenza di asimmetrie nel comportamento ciclico dei prezzi delle materie prime può essere testata suddividendo le variazioni delle variabili esplicative in positive e negative. I risultati ottenuti (Tavola 5) consentono di osservare un'interessante caratteristica empirica dell'andamento ciclico dei prezzi (intorno a un trend deterministico decrescente o, nel caso dei prezzi delle materie prime agricole, alla costante). Sono infatti significativi, a differenza delle variazioni di segno opposto, gli incrementi dell'output dei paesi industrializzati $dIND(+)$, dei saldi monetari reali $dMON(+)$, del prezzo relativo del petrolio $dOIL(+)$, nonché le fasi di debolezza del dollaro.³² Ricordando che i fondamentali macroeconomici sottostanti influenzano solo temporaneamente una variabile stazionaria intorno a un trend deterministico, l'andamento dei prezzi delle materie prime è quindi compatibile con una tendenza di lungo periodo alla diminuzione in termini relativi - ascrivibile verosimilmente all'evoluzione dei fattori di offerta - provvisoriamente alleviata da una componente ciclica (di domanda) favorevole: le fasi di espansione ciclica dell'economia internazionale mostrano infatti un effetto significativo, a differenza dei periodi di contrazione.³³

Ciò è confermato dall'esame della capacità previsiva del modello. Mediante stime ricorsive si è calcolata, nel tempo, la riduzione dell'errore di previsione ascrivibile al contributo delle variabili esplicative macroeconomiche (espressa in termini percentuali rispetto all'errore standard di regressione della specificazione completa, che

carne bovina, granoturco; al 5% per piombo, carne ovina, crostacei e pellami); per altri 16 prezzi individuali, non si è invece in grado di rigettare l'ipotesi nulla di eguaglianza con i parametri stimati per l'indice generale.

³² Nel caso della variabile esplicativa costituita dal valore reale effettivo del dollaro (in termini di manufatti), a un decremento dell'indicatore corrisponde un deprezzamento della valuta statunitense.

³³ Il test F per la rimozione delle variabili (Tavola 5) conferma che le grandezze con incremento di segno negativo sono nel complesso non significative (a differenza di quelle di segno positivo) per l'indice generale, nonché per i metalli e le bevande. Gli impulsi ciclici sfavorevoli hanno invece un ruolo maggiore nel caso dei prezzi delle materie prime agricole e alimentari. Tale risultato empirico non dipende dall'inclusione o meno del trend, poiché i risultati sono pressoché invariati rispetto alla specificazione della componente deterministica (Tavola 5, in basso).

TAVOLA 4

COEFFICIENTI DI LUNGO PERIODO E TEST DI AGGREGAZIONE BIAS
(Periodo di stima 1962.II-1994.IV, T=131)

	Ciclo dIND	P. petrolio dOIL	Corsi az. dSHA	Tassi int. dINT	Moneta dMON	Esp. PVS dVES(-1)	Dollaro dDOL(-1)	R ²	Diagnostica SER	LM	Aggreg. Wald
Indice gen.le	1,7911 (4,58)*	0,0925 (2,67)*	-0,0886 (-0,86)	0,0011 (0,70)	0,7555 (2,80)*	-0,1213 (-0,91)	-0,2978 (-2,41)**	0,406	0,0361	1,642 (0,169)	-
Metalli											
Alluminio	1,9271 (2,45)**	-0,0199 (-0,32)	0,1295 (0,64)	0,0012 (0,38)	-0,0181 (-0,39)	-0,2045 (-0,81)	-0,0181 (-0,04)	0,175	0,0706	1,609 (0,177)	7,254 (0,403)
Nickel	3,6840 (1,56)	0,0993 (0,55)	-1,0862 (-1,42)	0,0024 (0,29)	2,9483 (1,58)	-0,1182 (-0,18)	-0,6762 (-1,09)	0,288	0,0930	1,869 (0,121)	1,969 (0,962)
Potassio	-2,2934 (-2,29)**	0,0739 (0,94)	-0,0456 (-0,19)	0,0075 (1,99)**	0,0090 (0,02)	-0,3552 (-1,12)	0,1090 (0,45)	0,185	0,1019	2,210 (0,072)**	22,050 (0,002)*
Ferro	-0,5153 (-1,07)	0,0182 (0,45)	0,1455 (1,12)	-0,0009 (-0,45)	4,334 (1,47)	0,0491 (0,31)	-0,1107 (-0,85)	0,058	0,0643	1,656 (0,165)	34,838 (0,000)*
Rame	3,8071 (4,38)*	0,0170 (0,23)	-0,0051 (-0,02)	0,0013 (0,37)	-0,5957 (-1,12)	-0,1622 (-0,51)	0,2832 (1,26)	0,196	0,1088	0,427 (0,789)	20,533 (0,005)*
Stagno	1,4292 (1,80)**	0,0887 (2,78)*	-0,0327 (-0,15)	-0,0003 (-0,10)	0,3970 (0,80)	-0,2278 (-0,82)	0,1121 (0,56)	0,154	0,0837	1,655 (0,165)	8,983 (0,254)
Zinco	2,4924 (1,85)**	-0,2064 (-1,44)	0,5357 (1,43)	-0,0056 (-1,00)	0,2688 (0,33)	-0,0978 (-0,22)	-0,3784 (-1,10)	0,265	0,0999	1,657 (0,165)	8,598 (0,283)
Piombo	2,5974 (3,30)*	0,2011 (3,04)*	0,2423 (1,14)	-0,0044 (-1,34)	-0,2209 (-0,45)	-0,1659 (-0,63)	-0,1995 (-1,01)	0,185	0,0988	2,092 (0,086)**	17,059 (0,017)**
Fosfato	-1,9494 (-2,57)**	0,3585 (5,01)*	-0,3649 (-1,92)**	0,0085 (2,86)*	0,1742 (0,39)	-0,3021 (-1,23)	-0,1688 (-0,87)	0,364	0,0996	0,364 (0,834)	57,595 (0,000)*
Mat. prime alimentari											
Banane	0,6169 (0,91)	-0,1257 (-2,19)**	0,0821 (0,46)	-0,0026 (-0,92)	1,1405 (2,63)*	-0,0495 (-0,21)	0,1014 (0,57)	0,530	0,1204	2,276 (0,065)**	27,533 (0,000)*
Grano	0,7779 (0,93)	0,0837 (1,18)	-0,2239 (-1,00)	0,0066 (1,83)**	1,1261 (2,14)**	0,0876 (0,31)	-0,4875 (1,97)**	0,246	0,0842	1,445 (0,224)	5,677 (0,578)
Carne bovina	-0,4790 (-0,49)	0,1306 (1,58)	0,1672 (0,64)	-0,0040 (-1,00)	0,1830 (0,31)	0,9459 (2,76)*	-0,1443 (-0,58)	0,123	0,1478	1,561 (0,190)	19,235 (0,007)*

Prodotti caseari	0,0320 (0,03)	0,1081 (1,07)	0,1138 (0,40)	0,0031 (0,69)	-0,5906 (-0,84)	0,3682 (0,96)	0,1239 (0,46)	0,080	0,0953	2,253 (0,068)***	9,891 (0,195)
Carne ovina	0,5085 (0,92)	0,0070 (0,14)	-0,1538 (-0,99)	-0,0003 (-0,13)	0,5467 (1,61)	0,1350 (0,72)	-0,0651 (-0,46)	0,132	0,0745	0,430 (0,787)	15,871 (0,026)**
Crostaeei	0,7172 (1,13)	-0,0379 (-0,69)	0,1456 (0,84)	-0,0054 (-1,98)**	0,7431 (1,89)***	-0,3463 (-1,57)	-0,4953 (-2,45)**	0,416	0,0754	0,823 (0,513)	17,907 (0,012)**
Prodotti ittrici	2,9841 (2,69)**	0,0983 (1,00)	-0,0425 (-0,14)	-0,0012 (-0,26)	1,0808 (1,52)	0,2290 (0,61)	-0,5567 (-1,84)***	0,353	0,0885	1,1483 (0,338)	3,350 (0,851)
Olio di arach.	1,3444 (1,14)	0,4192 (3,60)**	-0,1397 (-0,45)	-0,0010 (-0,20)	1,6978*** (2,10)**	0,0911 (0,23)	0,5617 (-1,60)	0,244	0,1086	0,440 (0,779)	8,631 (0,280)
Olio di di soia	1,0024 (0,93)	0,2039 (2,19)**	-0,4690 (-1,68)***	0,0028 (0,65)	0,6690 (1,03)	0,1007 (0,29)	-0,3270 (-1,15)	0,115	0,1147	1,236 (0,300)	6,286 (0,507)
Olio di palma	0,7701 (0,48)	0,1659 (1,18)	-0,4889 (-1,21)	-0,0009 (-0,15)	0,8586 (0,92)	0,2963 (0,57)	-0,3182 (-0,77)	0,264	0,0977	1,251 (0,294)	3,702 (0,813)
Mat. prime agricole											
Lana	3,7930 (2,42)**	0,0108 (0,10)	0,9946 (2,06)**	0,0086 (1,28)	-0,5564 (-1,62)	0,4467 (0,98)	0,0768 (0,24)	0,458	0,0608	0,590 (0,671)	8,833 (0,265)
Juta	1,6310 (1,26)	-0,1203 (-1,12)	0,0354 (0,10)	-0,0047 (-0,89)	0,7761 (1,01)	-0,3158 (-0,74)	0,2877 (0,89)	0,265	0,1062	1,465 (0,217)	9,451 (0,222)
Cotone	1,5297 (1,99)**	-0,0592 (-0,59)	-0,1228 (-0,59)	0,0012 (0,37)	0,9894 (2,06)**	-0,0287 (-0,11)	-0,5775 (-2,47)**	0,174	0,0739	0,310 (0,871)	5,065 (0,652)
Pellami	3,7911 (3,99)**	0,1215 (1,62)	0,5274 (2,20)**	0,0012 (0,34)	0,2670 (0,49)	0,2234 (0,76)	-0,8055 (-3,21)*	0,428	0,1124	0,911 (0,460)	17,104 (0,017)**
Granoturco	0,1715 (0,25)	-0,0351 (-0,63)	-0,4147 (-2,35)**	0,0018 (0,67)	0,2237 (0,57)	-0,3613 (-1,65)***	0,1466 (0,87)	0,257	0,1083	1,479 (0,213)	26,558 (0,000)*
Bevande											
Tè	2,0074 (1,07)	-0,0235 (-0,18)	-0,1284 (-0,32)	-0,0072 (-0,95)	1,0832 (1,06)	-0,7041 (-1,21)	0,3765 (0,95)	0,310	0,1046	0,642 (0,634)	5,266 (0,628)
Caffè	3,1064 (2,04)**	-0,0680 (-0,53)	-0,6473 (-1,55)	-0,0048 (-0,79)	2,0087 (2,07)**	0,1984 (0,38)	-0,6750 (-1,63)	0,127	0,1593	0,438 (0,781)	7,239 (0,404)
Cacao	3,0264 (2,54)**	-0,0951 (-0,93)	-0,0245 (-0,08)	-0,0036 (-0,74)	1,1677 (1,58)	0,0772 (0,19)	-0,3970 (-1,26)	0,173	0,1087	0,053 (0,995)	6,841 (0,446)

Le serie sono espresse in differenze logaritmiche e in termini reali; il deflatore utilizzato è l'indice dei prezzi all'esportazione dei beni manifatturati prodotti dai paesi industriali (fonte FMI).

Ritardi della dipendente: 1 per ciascuna serie, ad eccezione di "Nickel", "Caseari", "Crostaeei", "Olio di palma", "Lana" e "Tè" (4 ritardi).

Le t statistiche asintotiche sono in parentesi; il test di Wald, se significativo, rigetta l'ipotesi di uguaglianza tra l'insieme dei coefficienti di lungo periodo stimati per i singoli prezzi delle materie prime e l'insieme dei coefficienti dell'indice generale (di fonte FMI).

Livelli di significatività: * 1%; ** 5%; *** 10%.

ASIMMETRIE NELLA CAPACITÀ ESPLICATIVA DELLE DETERMINANTI
MACROECONOMICHE DEI PREZZI DELLE MATERIE PRIME NON PETROLIFERE
(Livelli e variazioni sul trim. prec. della dipendente; 1962-94; T = 132 (liv.); T = 131 (diff.))

Regressori	Indice generale		FMI		Materie p. agricole		Materie p. alimentari		Metalli		Bevande	
	RCW	dRCW	FMI	dRCW	RCA	dRCA	RCF	dRCF	RCM	dRCM	RCB	dRCB
C	0,7553 (3,53)*	-0,0137 (-0,82)	0,8997 (3,69)*	-0,0037 (-0,21)	0,7257 (2,34)**	0,0131 (0,48)	0,7526 (3,92)*	0,0012 (0,05)	-0,0498 (-1,32)			
S2	0,0396 (-1,91)***	-0,0393 (-1,90)***	-0,0328 (-1,26)	-0,0420 (-1,68)***	-0,0562 (-1,62)	-0,0694 (-2,13)**	-0,0461 (-1,55)	-0,0469 (-1,55)	0,0069 (0,16)			
S3	0,0274 (-1,80)***	-0,0274 (-1,81)***	-0,0293 (-1,82)***	-0,0366 (-2,31)**	-0,0415 (-1,70)***	-0,0551 (-2,17)**	-0,0289 (-1,31)	-0,0275 (-1,29)	-0,0202 (-0,65)			
S4	-0,0649 (-3,06)*	-0,0642 (-3,08)*	-0,0692 (-2,46)**	-0,0726 (-2,75)*	-0,0937 (-2,51)**	-0,1013 (-2,93)*	-0,0454 (-1,31)	-0,0397 (-1,10)	-0,065 (-0,22)			
Tune	-0,0005 (-2,64)*		0,0002 (1,48)		-0,0008 (-2,20)**		-0,0004 (-1,66)***					
L(1)	1,1851 (13,95)*	0,3381 (4,18)*	1,1259 (10,56)*	0,3561 (3,83)*	1,1484 (9,36)*	0,2540 (2,33)**	1,1405 (8,99)*	0,3091 (2,56)**	0,3856 (2,74)*			
L(2)	-0,3863 (-3,05)*	-0,0490 (-0,54)	-0,2021 (-1,26)		-0,3751 (-2,50)**		-0,2193 (-1,56)		-0,2342 (-1,91)***			
L(3)	0,4061 (3,02)*	0,3591 (3,92)*	0,0273 (0,17)		0,3881 (2,59)**		-0,0116 (-0,09)		0,3749 (2,88)*			
L(4)	-0,3555 (-3,79)*		-0,1503 (-1,70)***		-0,2950 (-2,71)*		-0,0631 (-0,62)					
dIND(+)	2,0436 (4,27)*	2,0105 (4,19)**	1,2100 (2,24)**	1,1097 (2,15)**	1,7966 (2,44)**	1,3350 (1,71)***	1,1054 (2,96)*	2,1081 (3,12)*	3,9358 (3,50)*			
dIND(-)	0,3954 (0,75)	0,3979 (0,76)	0,3430 (0,49)	0,8623 (1,24)	0,1970 (0,16)	1,0266 (0,63)	0,4881 (0,50)	0,5095 (0,56)	0,6759 (0,76)			
dOIL(+)	0,0698 (2,92)*	0,0713 (3,04)*	0,0247 (0,95)	0,0162 (1,24)	0,0755 (1,51)	0,0656 (1,31)	0,0682 (2,17)**	0,0770 (2,57)**	0,1216 (2,82)*			
dOIL(-)	0,0444 (0,84)	0,0422 (0,81)	0,1205 (1,83)***	0,1277 (1,97)**	0,0579 (0,68)	0,0603 (0,69)	-0,0423 (-0,62)	-0,0681 (-0,95)	-0,1019 (-0,67)			
dSHA(+)	-0,0837 (-0,78)	-0,0776 (-0,72)	-0,1321 (-1,10)	-0,1246 (-1,06)	-0,1080 (0,70)	0,0077 (0,05)	-0,0423 (-0,2005)	-0,0621 (-0,95)	-0,2016 (-0,64)			
dSHA(-)	-0,0268 (-0,26)	-0,0232 (-0,23)	0,1699 (1,38)	0,1809 (1,32)	-0,3502 (-1,78)***	-0,4110 (-2,11)**	0,1808 (0,95)	0,1901 (1,00)	0,1249 (0,59)			
dINT(+)	0,0018 (1,09)	0,0020 (1,15)	-0,0017 (-0,92)	-0,0019 (-1,06)	0,0022 (0,77)	0,0026 (0,96)	-0,0010 (-0,37)	0,0011 (0,03)	0,0100 (2,06)**			

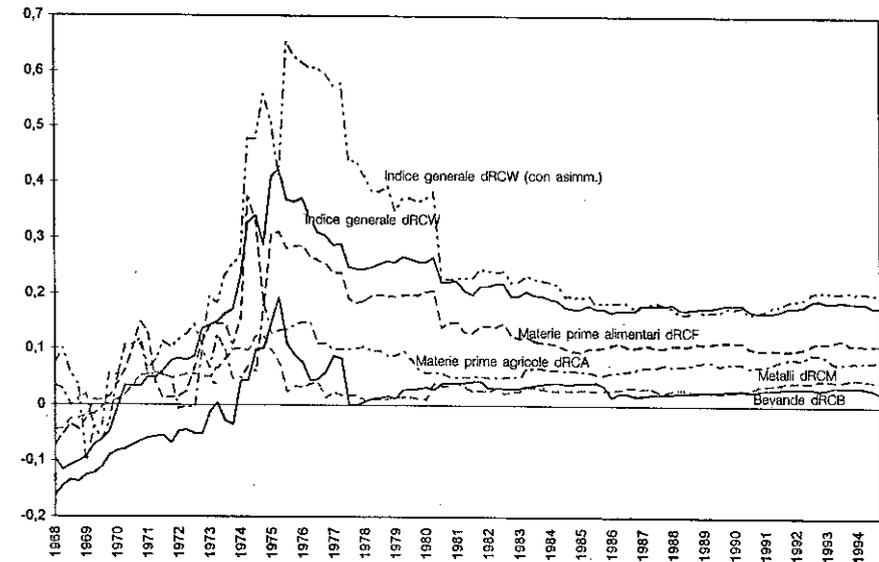
dINT(-)	-0,0007 (-0,35)	0,0008 (0,50)	0,0006 (0,24)	0,0019 (0,53)	0,0025 (0,77)	-0,1738 (-0,56)	0,0016 (0,63)	-0,0109 (-2,37)**
dMON(+)	0,6214 (3,43)*	0,6133 (2,93)*	0,8365 (3,03)*	0,8688 (2,28)**	0,9867 (2,68)*	0,3942 (0,99)	0,3106 (0,77)	0,1872 (0,32)
dMON(-)	0,1232 (0,48)	0,1274 (0,49)	-0,1669 (-0,49)	0,4161 (0,96)	0,4650 (1,03)	-0,1738 (-0,56)	-0,1010 (-0,74)	0,5991 (1,65)
dVES(+)(-1)	-0,0781 (-0,63)	-0,0701 (-0,58)	0,1403 (1,11)	-0,1193 (-0,65)	-0,0503 (-0,28)	-0,1274 (-0,61)	-0,1270 (-0,64)	0,0414 (0,12)
dVES(-)(-1)	-0,1421 (-1,10)	-0,1488 (-1,19)	-0,5427 (-3,33)*	0,2622 (1,26)	0,2116 (1,06)	-0,3787 (-1,48)	-0,3720 (-1,49)	0,1942 (0,57)
dDOL(+)(-1)	0,1542 (1,30)	0,1685 (1,61)	0,1326 (0,84)	0,1338 (0,61)	-0,0815 (-0,40)	-0,0039 (-0,02)	0,0605 (0,30)	-0,3070 (-0,97)
dDOL(-)(-1)	-0,2914 (-2,40)**	-0,3010 (-2,63)*	-0,1791 (-1,07)	-0,4258 (-1,84)**	-0,3219 (-1,44)	-0,0732 (-0,36)	-0,1271 (-0,64)	0,1452 (0,60)
R Mean(-1)		-0,1516 (-3,62)*		-0,1256 (-2,86)*	-0,0978 (-1,93)**		-0,1361 (-3,40)*	-0,0667 (-2,62)*
Diagnostica								
aR ²	0,9650	0,4916	0,8587	0,9604	0,2238	0,9154	0,2549	0,2519
SER	0,0335	0,0333	0,0399	0,0558	0,0580	0,0578	0,0576	0,0899
DW	2,210	2,205	2,058	2,151	2,093	2,084	2,117	2,008
Corr. seriale	1,246	1,268	0,714	2,008	1,330	2,316	1,340	0,660
Reset (test di specificazione)	(0,296)	(0,287)	(0,584)	(0,099)	(0,264)	(0,062)	(0,260)	(0,621)
Eteroschedasticità	2,564	2,748	0,666	2,071	5,928	1,151	1,584	0,005
	(0,112)	(0,100)	(0,416)	(0,153)	(0,016)	(0,286)	(0,211)	(0,957)
	4,325	13,148	7,580	4,573	11,748	7,096	0,064	17,196
	(0,040)	(0,001)	(0,007)	(0,034)	(0,001)	(0,009)	(0,801)	(0,001)
Test F per la rimozione delle var. esplicative (+) e (-); regressione nei livelli inclusiva del trend:								
Var. positive (+)	6,224	6,260	2,474	3,093	2,624	1,760	2,014	3,028
	(0,001)	(0,001)	(0,021)	(0,005)	(0,015)	(0,103)	(0,059)	(0,006)
Var. negative (-)	1,318	1,586	2,612	2,076	1,940	0,728	0,880	1,073
	(0,249)	(0,147)	(0,016)	(0,052)	(0,070)	(0,648)	(0,525)	(0,386)
Test F per la rimozione delle var. esplicative (+) e (-); regressione nei livelli senza trend:								
Var. positive (+)	6,081	2,376	2,621	2,621	2,621	2,567	2,014	3,028
	(0,001)	(0,027)	(0,015)	(0,015)	(0,015)	(0,017)	(0,059)	(0,006)
Var. negative (-)	1,249	2,772	2,216	2,216	2,216	0,675	0,880	1,073
	(0,283)	(0,011)	(0,038)	(0,038)	(0,038)	(0,693)	(0,525)	(0,386)

Le t statistiche con correzione per l'eteroschedasticità (metodo di White) sono in parentesi; livelli di significatività: * 1%; ** 5%; *** 10%.

comprende anche la componente deterministica e autoregressiva). Per l'indice generale dei prezzi delle materie prime, il contributo previsto delle determinanti macroeconomiche (con riferimento alla specificazione in differenze prime) si stabilizza dopo il secondo shock petrolifero; esso è pari al 20% circa dell'errore di regressione nel periodo 1981-1994; risulta lievemente superiore nel periodo 1974-80.³⁴ Se introdotte in forma asimmetrica, le variabili macroeconomiche hanno una capacità esplicativa maggiore (Figura 2), in particolare negli anni Settanta.

FIGURA 2

RIDUZIONE PERCENTUALE DELL'ERRORE DI PREVISIONE ASCRIBIBILE AL CONTRIBUTO DELLE VARIABILI MACROECONOMICHE



³⁴ Per l'indice dei metalli e delle bevande, il ruolo esplicativo delle componenti autoregressive e deterministiche è invece prevalente (l'errore di previsione rimosso dalle variabili macroeconomiche è inferiore al 5%); gli indicatori di prezzo delle materie prime agricole e alimentari configurano risultati intermedi.

3. Sulla correlazione empirica tra prezzi delle materie prime e inflazione

Il ruolo informativo dei movimenti dei prezzi delle materie prime nei confronti degli andamenti dei prezzi finali è noto da tempo. Le quotazioni dei prodotti primari costituiscono un indicatore economico anticipato utilizzato diffusamente per l'analisi congiunturale dei fenomeni inflazionistici che interessano ricorrentemente i paesi industrializzati. È utile descrivere, in guisa di fatto stilizzato, la valenza segnaletica dei prezzi delle materie prime nei riguardi dell'inflazione per il caso italiano.

La capacità esplicativa incrementale dei prezzi dei prodotti primari è stata rilevata con riferimento alla specificazione *P-star*, elaborata su dati statunitensi da alcuni economisti della Riserva Federale (Hallman, Porter e Small 1991) e recentemente applicata all'esperienza italiana (Caruso 1994). Tale modello è in grado di riassumere con efficacia le componenti esplicative "interne" (cicliche e monetarie) del processo inflazionistico e costituisce quindi un utile riferimento per valutare l'apporto delle determinanti "esterne" delle variazioni del livello dei prezzi. La specificazione di base³⁵ è stata incrementata con l'inserimento di quattro variabili esplicative predeterminate: le variazioni del prezzo del petrolio in termini reali $dOIL_{t-1}$, l'incremento deflazionato dei prezzi agricoli, $dAGR_{t-1}$, le variazioni del cambio reale effettivo della lira $dREX_{t-1}$, nonché gli andamenti dei prezzi delle materie prime (misurati dall'indice generale FMI), $dRCW_{t-1}$.³⁶

³⁵ La variabile dipendente è costituita dalla variazione del tasso di inflazione; la variabile esplicativa *price-gap* costituisce una combinazione lineare (stazionaria) delle deviazioni dell'output dal potenziale e della velocità dai valori di equilibrio. Essa consente di sintetizzare gli effetti della moneta e della congiuntura sul tasso di crescita dei prezzi finali - questi aumentano se la fase ciclica è espansiva rispetto alla crescita secolare e se la velocità di circolazione è minore (la quantità di moneta maggiore) del suo valore di lungo periodo - mediante un unico indicatore di "pressione inflazionistica", con segno atteso negativo poiché si ricollega a un meccanismo a correzione dell'errore. Lo schema proposto si riallaccia a ipotesi neo-monetariste ampiamente dibattute; è evidente, quindi, che esso deve essere interpretato in modo pragmatico, essenzialmente come forma ridotta utile a fini previsivi. I due lavori citati contengono maggiori ragguagli tecnici e una più completa disamina delle basi teoriche, delle proprietà empiriche e delle principali limitazioni del modello.

³⁶ La struttura è completata dal numero di ritardi della variabile dipendente sufficiente a rendere bianchi i residui. Delle caratteristiche di persistenza del processo inflazionistico, dei fattori stagionali e del contributo di eventuali variabili omesse si tiene conto mediante la componente autoregressiva. Poiché i test diagnostici indicano l'esistenza di residui eteroschedastici, sono riportate le *t* statistiche robuste di White in parentesi; *, ** e *** denotano livelli di significatività rispettivamente all'1, 5 e 10%.

Nei trascorsi tre decenni, su dati trimestrali, per l'inflazione misurata con il deflatore implicito del Pil (equazione 1) e con i prezzi al consumo per l'intera collettività nazionale (equazione 2) si perviene alle seguenti relazioni empiriche:

$$d\Pi_{def} = -0,0016 + 0,1015(L1) + 0,1261(L2) - 0,1038(L3) - 0,4416(L4) \\ t_w (-1,24) \quad (1,01) \quad (1,31) \quad (-1,22) \quad (-5,32)^* \\ + 0,0250 dOIL_{t-1} + 0,0420 dAGR_{t-1} - 0,0608 PGAP_{t-1} - 0,0151 dREX_{t-1} + 0,222 dRCW_{t-1} \\ t_w (2,81)^* \quad (1,52) \quad (-3,32)^* \quad (-1,22) \quad (2,54)^{**} \\ R^2 = 0,400 \quad SER = 0,0101 \quad DW = 1,83 \quad Corr. \text{ Ser.} = 1,77 \quad \text{Reset} = 2,52 \quad \text{Eter.} = 2,20 \quad \text{Chow} = 1,77 \\ (0,141) \quad (0,115) \quad (0,140) \quad (0,076) \\ 1963.IV-1993.IV \quad T = 121 \quad (1)$$

$$d\Pi_{cpi} = -0,002 + 0,313(L1) + 0,098(L2) + 0,092(L3) - 0,589(L4) + 0,115(L5) + 0,201(L6) \\ t_w (-0,25) \quad (2,29)^{**} \quad (0,87) \quad (0,93) \quad (-5,61)^* \quad (0,98) \quad (1,86)^{***} \\ + 0,0091 dOIL_{t-1} - 0,0036 dAGR_{t-1} - 0,0632 PGAP_{t-1} - 0,0017 dREX_{t-1} + 0,180 dRCW_{t-1} \\ t_w (1,25) \quad (-0,17) \quad (-4,01)^* \quad (-0,17) \quad (2,57)^{**} \\ R^2 = 0,560 \quad SER = 0,0079 \quad DW = 2,05 \quad Corr. \text{ Ser.} = 2,04 \quad \text{Reset} = 0,15 \quad \text{Eter.} = 19,0 \quad \text{Chow} = 1,58 \\ (0,095) \quad (0,702) \quad (0,000) \quad (0,110) \\ 1963.IV-1993.IV \quad T = 121 \quad (2)$$

Risolta la dinamica, nel caso del deflatore il *price-gap* ha un coefficiente di lungo periodo di $-0,046$ (con *t* di White asintotico pari a $-3,35$); la velocità di aggiustamento del livello dei prezzi al consumo alle determinanti interne del processo inflazionistico è mediamente più elevata. Tra le componenti esterne, le variazioni del cambio reale hanno il segno negativo atteso (un apprezzamento tende a ridurre l'inflazione "importata") ma non sono significative; l'impatto del prezzo del petrolio risulta maggiore per il deflatore che per i prezzi al consumo. In entrambe le specificazioni l'influenza del prezzo delle materie prime è stimata con precisione: il coefficiente di lungo periodo di $dRCW_{t-1}$ è pari a $0,017$, con *t* asintotico di $2,57$, per il deflatore del Pil; l'elasticità dell'inflazione al consumo alle variazioni dei prezzi dei prodotti primari è lievemente superiore ($0,023$, con *t* = $2,50$).³⁷

In quale misura i prezzi internazionali delle materie prime contribuiscono a prevedere l'andamento dell'inflazione italiana? Le figure 3a, 3b e 3c riportano la riduzione percentuale dell'errore standard di regressione (ottenuta mediante stime ricorsive) ascrivibile al contributo dei prezzi dei prodotti primari, dei fondamentali monetari e ciclici

³⁷ Per comparazione, il coefficiente di lungo periodo connesso all'andamento del prezzo del petrolio è simile a quello delle materie prime non energetiche nel caso del deflatore ($0,019$, con *t* = $2,95$), mentre risulta inferiore per i prezzi al consumo ($0,012$, con *t* asintotico = $1,45$).

FIGURA 3A

MODELLO PREVISIVO DELL'INFLAZIONE: RIDUZIONE PERCENTUALE DELL'ERRORE STANDARD DI REGRESSIONE ASCRIBIBILE AL CONTRIBUTO DEI PREZZI DELLE MATERIE PRIME

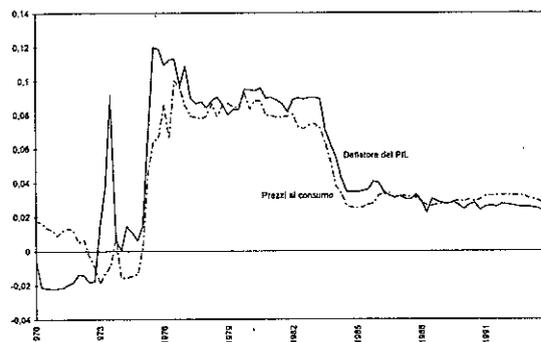


FIGURA 3B

MODELLO PREVISIVO DELL'INFLAZIONE: RIDUZIONE PERCENTUALE DELL'ERRORE STANDARD DI REGRESSIONE ASCRIBIBILE AL CONTRIBUTO DEL PRICE-GAP

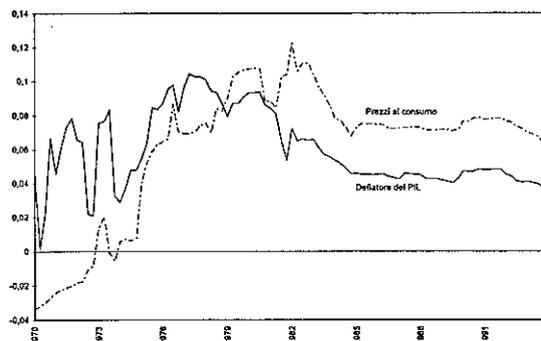
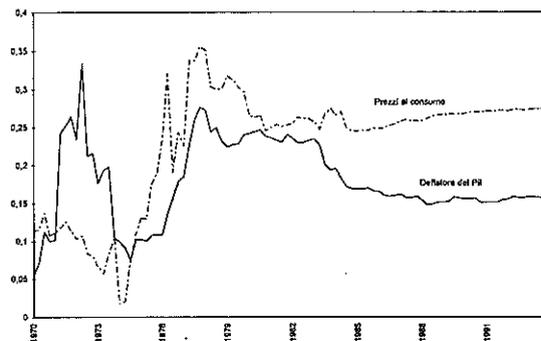


FIGURA 3C

MODELLO PREVISIVO DELL'INFLAZIONE: RIDUZIONE PERCENTUALE DELL'ERRORE STANDARD DI REGRESSIONE ASCRIBIBILE AL CONTRIBUTO DELLA COMPONENTE AUTOREGRESSIVA



riassunti dall'indicatore *P-star*, nonché della componente autoregressiva, per le relazioni 1 e 2. Nel periodo recente, la dinamica stessa della dipendente spiega poco più del 15% dell'errore di previsione connesso ai tassi di crescita del deflatore, tra il 25 e il 30% di quello dei prezzi al consumo. Il contributo esplicativo del *price-gap* è un terzo circa di quello della componente autoregressiva (esso riduce del 5% l'errore standard di regressione nel caso del deflatore, dell'8% per il CPI). Si nota, invece, una maggiore variabilità della capacità informativa dei prezzi delle materie prime: essa è quantificabile in oltre l'8% dell'errore di previsione nella seconda metà degli anni Settanta e nei primi anni Ottanta, ma si riduce in seguito a circa il 3%.

La diminuzione del potere esplicativo degli andamenti delle materie prime nei confronti dei prezzi finali è confermata dall'analisi dei coefficienti ricorsivi (Figura 4, con riferimento al deflatore del Pil): a parità di circostanze, l'elasticità tende a ridursi; successivamente al 1983, il coefficiente si porta rapidamente da 0,05 a 0,025 circa, per assumere poi un andamento uniforme. In confronto, l'influenza dei fondamentali "interni" dell'inflazione riassunti dal *price-gap* risulta più stabile (Figura 4b).

La riduzione della capacità esplicativa dei prezzi delle materie prime rilevabile nel caso italiano sembra avvenuta troppo repentinamente per essere ascrivibile a una minore intensità nell'utilizzo degli input prodotti dai paesi in via di sviluppo (PVS), in un contesto di inflazione "da costi" (una circostanza certamente plausibile, ma necessariamente graduale). Essa potrebbe essere conseguenza di un mutamento del contesto istituzionale (di cui, tuttavia, è difficile scorgere la natura),³⁸ il quale abbia teso a determinare un maggior isolamento dell'economia italiana dagli impulsi tipici di una "piccola economia aperta". Alternativamente, il venir meno dei meccanismi di indicizzazione può aver influito non solo sulla persistenza stessa del processo inflazionistico,³⁹ ma anche sull'intensità del meccanismo di trasmissione che lega i prezzi delle materie prime alla struttura complessiva dei costi e ai prezzi finali.

³⁸ Il vincolo connesso all'ingresso nello SME avrebbe comportato effetti stabilizzanti, mentre a parità di circostanze la mobilità del cambio dovrebbe tendere a isolare l'economia dalle variabili macroeconomiche estere.

³⁹ La riforma dell'indicizzazione salariale ha avuto luogo dal 1983, con una riduzione iniziale del 15% della copertura complessiva. I meccanismi di indicizzazione sono stati progressivamente indeboliti tra il 1984 e il 1986, e ciò ha condotto a una maggiore flessibilità dei salari (si veda Bertola e Ichino 1995). Più di recente, come noto, l'Accordo di politica dei redditi tra le parti sociali si è collegato a una decelerazione del costo del lavoro.

FIGURA 4A

MODELLO PREVISIVO DELL'INFLAZIONE - COEFFICIENTI RICORSIVI:
PREZZI DELLE MATERIE PRIME IN TERMINI REALI

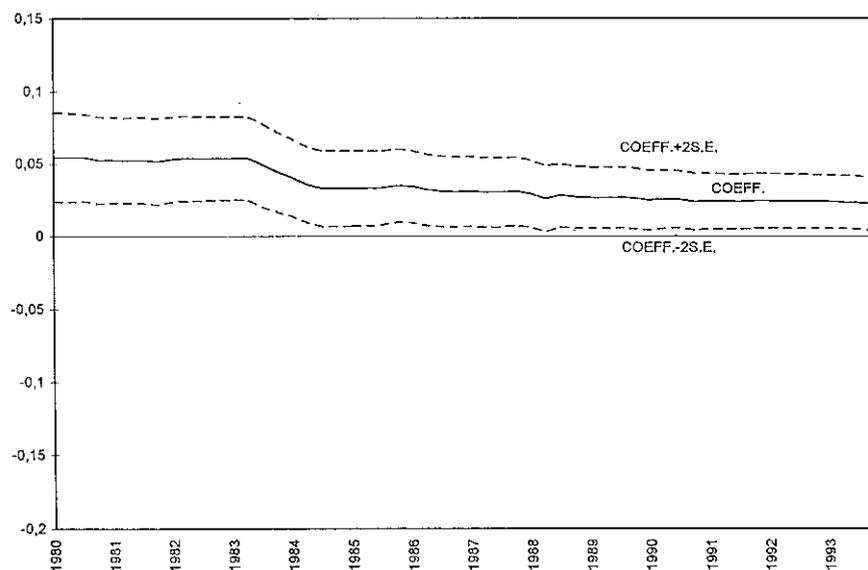
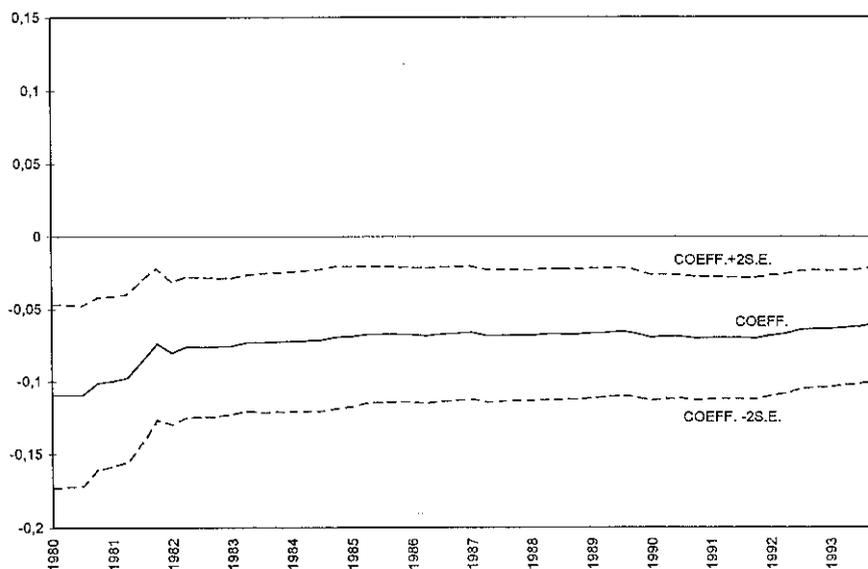


FIGURA 4B

MODELLO PREVISIVO DELL'INFLAZIONE - COEFFICIENTI RICORSIVI: PRICE-GAP



In modo più generalizzato, tuttavia, la variazione nella capacità informativa potrebbe non costituire una circostanza specifica del paese in esame, ma il frutto di un minor potere segnaletico dei prezzi delle materie prime sull'andamento dell'inflazione globale futura nelle recenti fasi cicliche attraversate dall'economia internazionale. A conferma di ciò, la tavola 6 descrive i risultati di alcune stime effettuate con metodologia *panel* per un insieme di 23 paesi industrializzati (coincidente con la definizione della categoria statistica adottata dal FMI),⁴⁰ sulla base di dati trimestrali per il periodo 1957-1995.

Nelle regressioni a effetti fissi (*within*), si sono correlati i tassi d'inflazione *cross-country* ai loro valori ritardati, utilizzati quali fattori di controllo nelle stime longitudinali del contributo delle determinanti interne e per condurre un test di causalità alla Granger sulla significatività degli impulsi esterni. Questi sono costituiti dai valori predeterminati delle variazioni del tasso di cambio reale effettivo $REXC_{t-1}$ (per i dati utilizzati, si veda l'Appendice) e dell'indice generale delle materie prime di fonte FMI, RCW_{t-1} .

Il test è stato specificato sia sulle differenze quarte $d(4)$ corrispondenti, con dati trimestrali, ai tassi di crescita annui delle variabili, sia considerando le differenze delle serie a intervalli più ampi, da $d(6)$ a $d(10)$; ciò al fine di apprezzare il contenuto segnaletico dei prezzi delle materie prime per orizzonti temporali anche lunghi. I dati inclusi nel *panel* sono numerosi, pur essendo stati ricostruiti in modo da ottenere osservazioni indipendenti, evitando sovrapposizioni tra gli incrementi: la stima *panel* ad intervallo annuale $d(4)$ per l'intero periodo 1957-95 si avvale di 851 osservazioni *non-overlapping*; considerando un orizzonte temporale di due anni e mezzo $d(10)$, il numero di dati disponibili per la regressione *within* si porta a 322 osservazioni indipendenti per tutte le variabili.

Il coefficiente del tasso di cambio reale ha il segno negativo atteso ed è ampiamente significativo: un aumento dell'indicatore equivale a un apprezzamento del cambio, il quale causa, nel senso di Granger, una riduzione dell'inflazione *cross-country*. In particolare,

⁴⁰ I paesi industrializzati compresi nel *panel* sono Stati Uniti, Canada, Australia, Giappone, Nuova Zelanda, Austria, Belgio, Danimarca, Finlandia, Francia, Germania, Grecia, Islanda, Irlanda, Italia, Lussemburgo, Paesi Bassi, Norvegia, Portogallo, Spagna, Svezia, Svizzera e Regno Unito. Si è utilizzato lo stimatore *within* a effetti individuali fissi, che considera gli scarti dalla media. Tutte le variabili sono state organizzate in modo da poter effettuare regressioni con un lungo orizzonte temporale su osservazioni indipendenti, prendendo le differenze da uno a due anni e mezzo di distanza e scartando le variazioni sovrapposte.

TAVOLA 6

LA RELAZIONE EMPIRICA TRA PREZZI DELLE MATERIE PRIME E INFLAZIONE:
STIME CON METODOLOGIA PANEL PER 23 PAESI INDUSTRIALIZZATI, 1957-1995
(variabile dipendente: variazione dei prezzi al consumo)

	dINFL(-1)	Regressori dREXC(-1)	dRCW(-1)	R^2	SER	Periodo	Osservaz.
d(4)	0,4600 (15,01)	-0,1468 (-7,87)		0,354	0,0467	1957-1995	851
	0,4687 (15,27)	-0,1451 (-7,80)	0,0444 (2,78)	0,360	0,0466	1957-1995	851
	0,3824 (10,27)	-0,1886 (-7,90)	0,0368 (1,70)	0,326	0,0514	1957-1985	621
	0,6167 (12,14)	0,0086 (0,47)	0,0183 (1,35)	0,367	0,0208	1986-1995	230
d(6)	0,4350 (11,45)	-0,1933 (-7,78)		0,380	0,0647	1957-1995	552
	0,4493 (11,89)	-0,1903 (-7,73)	0,0785 (3,50)	0,393	0,0640	1957-1995	552
	0,3682 (7,86)	-0,2207 (-6,89)	0,0992 (2,81)	0,348	0,0707	1957-1985	391
	0,5503 (8,23)	-0,0642 (-2,42)	0,0197 (1,13)	0,249	0,0338	1986-1995	161
d(8)	0,3470 (7,65)	-0,2834 (-9,10)		0,434	0,0782	1957-1995	414
	0,3683 (8,13)	-0,2747 (-8,89)	0,0780 (3,18)	0,447	0,0773	1957-1995	414
	0,2573 (4,75)	-0,3307 (-8,64)	0,0490 (1,67)	0,427	0,0827	1957-1985	299
	0,5511 (5,76)	-0,0623 (-1,57)	0,0600 (1,58)	0,124	0,0457	1986-1995	115
d(10)	0,3757 (6,72)	-0,2378 (-5,95)		0,373	0,0981	1957-1995	322
	0,4313 (8,06)	-0,2430 (-6,41)	0,2424 (5,87)	0,436	0,0930	1957-1995	322
	0,3810 (5,93)	-0,2588 (-5,49)	0,2942 (4,64)	0,395	0,0994	1957-1985	230
	0,4773 (4,81)	-0,0849 (-1,77)	0,0993 (2,68)	0,104	0,0546	1986-1995	92

Stime *within* (condizionali agli effetti fissi presenti nel campione).

d(4), ..., d(10) rappresentano rispettivamente le differenze a quattro, ..., dieci trimestri di distanza. Osservazioni non sovrapposte. Le t statistiche sono in parentesi.

i risultati empirici confermano che i prezzi delle materie prime in termini reali hanno capacità informativa nei confronti dell'inflazione per l'insieme dei paesi industriali: il coefficiente stimato nel caso degli incrementi annui d(4), al netto degli effetti fissi presenti nel campione, è pari a 0,044 (poco meno di un terzo di quello del cambio reale), con $t = 2,78$.⁴¹

È interessante osservare come il valore segnaletico dei prezzi delle materie prime nei confronti dell'inflazione tenda ad aumentare con l'allungarsi dell'orizzonte previsivo: per d(10), il coefficiente del prezzo delle materie prime è analogo a quello del cambio reale; l'incremento nella capacità esplicativa, modesto per orizzonti temporali annui (con l'inclusione di RCW il coefficiente di determinazione corretto si porta da 0,354 a 0,360) diviene più consistente, con R^2 che sale da 0,373 a 0,436 nel caso delle variazioni prese a due anni e mezzo di distanza. Queste stime suggeriscono quindi la possibilità di impiego dei prezzi delle materie prime per previsioni sull'evoluzione di medio periodo dell'inflazione.

La capacità informativa dei prezzi dei prodotti primari non è tuttavia invariante nel tempo. Il legame con l'inflazione è più tenue nel periodo recente; ciò è evidenziato dai risultati della tavola 6 che considerano il decennio successivo al contro-shock petrolifero, 1986-1995. Il coefficiente *within* di RCW_{t-1} si riduce notevolmente rispetto a quello stimato per il periodo precedente (1957-1985) e risulta significativo solo per gli orizzonti temporali più lunghi (d(8), $t = 1,58$; d(10), $t = 2,68$). L'approfondimento delle determinanti del salto strutturale evidenziato dai dati *cross-country* richiederebbe una trattazione a sé, che esula dai limiti di questo lavoro ed è lasciata alla ricerca futura. Alla progressiva riduzione dell'intensità di utilizzo di questi input da parte dei paesi industrializzati si è affiancato il minor ruolo delle aspettative di inflazione, in seguito al prevalere, negli anni recenti, di tassi di crescita dei prezzi finali più bassi e meno persistenti

⁴¹ L'elasticità qui stimata con metodologia *panel* è sostanzialmente analoga a quella (0,043) ottenuta con tecniche di regressione da Adams e Ichino (1995, Tavola 3) per l'indice *aggregato* del deflatore dei paesi industrializzati. Boughton, Branson e Muttardy (1989, Tavola 9) calcolano, sulla base delle tavole input-output nazionali, l'incidenza delle materie prime sulla struttura dell'output per i singoli paesi del G-7 nel 1980; essa varierebbe dal 2,5% del Giappone al 10,4% dell'Italia. Utilizzando come pesi i dati del Pil su base comparabile di Summers e Heston (1991) è possibile risalire a un'incidenza media per i sette maggiori paesi industrializzati; essa è pari al 4,9% della produzione, un valore che tende a confermare quello stimato dell'elasticità (ipotizzando, ovviamente, una traslazione completa dei costi sul deflatore e la mancanza di effetti indiretti, dovuti ad esempio al modificarsi delle aspettative).

nonché, con riferimento alle condizioni della domanda, la diversa valenza segnaletica dei prezzi delle materie prime nei confronti del ciclo economico internazionale.

4. Annotazioni conclusive

Il lavoro svolto ha trovato nuove evidenze empiriche di come, nonostante l'eterogeneità degli specifici fattori di offerta e di domanda, i prezzi delle merci aventi mercato internazionale mostrino movimenti comuni al variare delle condizioni macroeconomiche sottostanti. Si è qui rilevato che gli shock si distribuiscono con uniformità sulla struttura dei prezzi relativi delle materie prime: le risposte agli impulsi sono omogenee e i comovimenti non sono ascrivibili alle innovazioni di una o più variabili macroeconomiche dominanti. Tuttavia, è possibile riscontrare che l'influenza sui prezzi disaggregati esercitata dal ciclo economico si esplica soprattutto nel breve periodo, mentre gli impulsi delle variabili finanziarie (rappresentate dai corsi azionari, dai tassi di interesse e dal valore esterno del dollaro) presentano maggiori omogeneità *cross-section* alle basse frequenze.

Nei trascorsi tre decenni, i prezzi relativi delle materie prime sono stati interessati da una tendenza negativa di natura deterministica, mentre per un numero più limitato di prezzi individuali di prodotti primari i dati ammettono l'esistenza di un trend stocastico. Di conseguenza, gli impulsi connessi al carattere marcatamente prociclico dei prezzi delle materie prime sono stati generalmente temporanei. La simultanea presenza di un prezzo relativo di equilibrio di lungo periodo in diminuzione e di fiammate verso l'alto di breve respiro delle quotazioni ha due implicazioni: da un lato, rende più complessa l'introduzione e l'operatività dei meccanismi di stabilizzazione, poiché il trend negativo dei prezzi aumenta il costo implicito delle scorte, pubbliche o private, mentre, a parità di circostanze, una minore variabilità dei prezzi tenderebbe a danneggiare i paesi produttori, che si avvantaggerebbero soprattutto dei temporanei guadagni nelle ragioni di scambio favoriti dalle fasi cicliche espansive. Inoltre, la necessità conseguente, da parte dei paesi in via di sviluppo, di avvalersi dei brevi episodi di prezzi relativi in aumento conferisce maggiore importanza alle politiche di accumulazione e di gestione

intertemporale delle risorse valutarie conseguite nel corso dell'evoluzione congiunturale.

È stato notato (Maizels 1992) che le motivazioni sottostanti al fallimento degli accordi intergovernativi per i prodotti di base sono riconducibili all'ampiezza delle tendenze recessive nelle quotazioni sperimentate nei trascorsi due decenni, alla connessa ambivalenza negli obiettivi – tesi non solo alla riduzione della varianza dei prezzi, ma anche al loro sostegno – e alla difficoltà di regolamentare e disciplinare l'offerta. In questo contesto, i movimenti di fondo delle ragioni di scambio costituiscono l'aspetto cruciale: in presenza di un meccanismo di stabilizzazione dei prezzi, gli incentivi o i disincentivi all'espansione della capacità produttiva nel settore primario si affrancano dalla volatilità di breve periodo delle quotazioni, ma il processo di accumulazione tenderà comunque a correlarsi al prezzo "normale" atteso di lungo periodo. Tali accordi non rimuovono del tutto l'incertezza ma la trasferiscono nel tempo, poiché il livello di prezzo di equilibrio preso a riferimento dal meccanismo che ne riduce le fluttuazioni potrebbe non essere sostenibile durevolmente.

Le difficoltà incontrate dagli accordi di stabilizzazione non rendono meno cogenti le preoccupazioni lucidamente espresse da Kaldor (1983; 1976, p. 707): «[I]l meccanismo di mercato è un regolatore assai inefficiente per assicurare un continuo aggiustamento fra la crescita delle disponibilità e la crescita del fabbisogno di prodotti primari in modo da favorire lo sviluppo armonico dell'economia mondiale». ⁴² Una correlazione meno stretta tra l'andamento dei prezzi dei prodotti primari e l'inflazione nei paesi industrializzati costituisce una circostanza potenzialmente favorevole per le interrelazioni tra aree economiche a diverso stadio di sviluppo; il graduale affinamento delle tecniche di *inflation targeting* da parte dei paesi più avanzati e l'ampliarsi del consenso sociale sul perseguimento di obiettivi di crescita non inflazionistici possono contribuire, di riflesso, a una più equilibrata distribuzione delle risorse.

⁴² Nel modello kaldoriano di sviluppo incentrato su due settori (Thirlwall 1986, Molana e Vines 1989) il progresso tecnico nell'industria si riflette sulle ragioni di scambio tra beni manufatti e materie prime, mentre la crescita della produttività nel settore primario, in connessione all'ipotesi ricardiana di rendimenti di scala decrescenti nello sfruttamento delle risorse naturali, determina il tasso di sviluppo complessivo del sistema. Secondo tale schema interpretativo l'esistenza di prezzi remunerativi per i produttori di materie prime non costituisce solo un problema di equità ma consentirebbe di rimuovere un vincolo alla crescita economica globale.

I risultati ottenuti permettono di qualificare la natura dell'informazione aggiuntiva offerta dalle variazioni dei prezzi delle materie prime alle previsioni sull'andamento dei prezzi finali: la loro capacità esplicativa tende ad aumentare con l'allungarsi dell'orizzonte previsivo ma, nel contempo, si riscontra una diminuzione della valenza segnaletica nel periodo recente. L'indebolirsi del legame tra le quotazioni delle materie prime e l'inflazione non è un fenomeno graduale, ma sembra concentrarsi nei primi anni Ottanta; non riguarda solo l'Italia, ma l'insieme dei paesi industrializzati. Ciò indica l'esistenza di una discontinuità strutturale nel nesso tra il comportamento ciclico prevalentemente asimmetrico di questi prezzi, che li pone in grado di anticipare le fasi congiunturali favorevoli della domanda internazionale, e la loro capacità informativa.

APPENDICE

TEST DI STAZIONARIETÀ, DI COINTEGRAZIONE
E DESCRIZIONE DELLE VARIABILI

La metodologia econometrica applicata in questo lavoro richiede un'analisi preliminare dell'ordine di integrazione delle variabili. Come noto, infatti, in un contesto uniequazionale le usuali proprietà asintotiche degli stimatori sono applicabili solo a processi stazionari; in ambito multivariato, inoltre, occorre tener conto degli eventuali vincoli di lungo periodo, legati alla possibile presenza di cointegrazione tra le serie in esame.

La tavola A1 riporta i risultati di test univariati di radice unitaria, condotti per i principali indici deflazionati delle materie prime di fonte FMI (l'indice generale, quello delle materie prime agricole, alimentari, metalli, bevande) e per le variabili macroeconomiche utilizzate nel corso del lavoro: la produzione dei paesi industrializzati, il volume delle esportazioni dei PVS, il prezzo del petrolio in termini reali, i corsi azionari deflazionati, il tasso reale d'interesse a tre mesi sul mercato dell'eurodollaro, i saldi monetari reali e l'inflazione nei paesi industrializzati, il valore reale effettivo del dollaro. È stato utilizzato il consueto test Augmented Dickey Fuller (ADF), che ha come ipotesi nulla l'esistenza di una radice unitaria.

I livelli delle serie deflazionate dei prezzi dei prodotti primari risultano stazionari intorno a un trend deterministico, a eccezione del prezzo delle bevande, per il quale l'ordine di integrazione unitario non è rigettato dal test ADF. Invece, in analogia con i classici risultati empirici di Nelson e Plosser (1982), tutte le variabili macroeconomiche considerate in questo studio sono integrate nei livelli, e stazionarie in differenze prime. Di conseguenza, una

TAVOLA A1

TEST DI STAZIONARIETÀ DEI PRINCIPALI INDICI AGGREGATI
DI PREZZO DELLE MATERIE PRIME IN TERMINI REALI E DI
ALCUNE VARIABILI MACROECONOMICHE DI RIFERIMENTO
(Livelli delle serie, 1962.I-1994.IV, T=132)

Variabili	C (t stat.)	Time (t stat.)	Test ADF(1) sui residui	Ritardi (1)	LM(4) (val. in prob.)	Esito del test
Indici di prezzo delle materie prime						
Indice gen. mat. prime FMI	5,1363 (260,77)	-0,00374 (-15,23)	-4,743	4	1,645 (0,167)	TS
Mat. prime agricole	4,5876 (236,74)	0,00035 (1,44)	-6,347	4	0,956 (0,435)	TS
Mat. prime alimentari	5,4647 (191,05)	-0,00609 (-17,06)	-3,727	4	0,921 (0,454)	TS
Metalli	4,9800 (196,50)	-0,00374 (-11,82)	-4,271	1	1,217 (0,307)	TS
Bevande	5,6409 (90,86)	-0,00525 (-6,78)	-2,566	4	0,700 (0,594)	DS
Variabili macroeconomiche						
Produzione paesi industrializzati	3,6883 (267,39)	0,00766 (44,48)	-2,621	4	1,676 (0,160)	DS
Volume esportazioni PVS	2,9739 (238,13)	0,01869 (119,95)	-3,197	8	0,889 (0,473)	DS
Prezzo del petrolio	3,6700 (42,21)	0,00931 (8,58)	-1,609	1	0,523 (0,719)	DS
Corsi azionari	3,7843 (63,84)	0,00477 (6,44)	-1,527	4	0,237 (0,917)	DS
Tasso interesse eurodollaro	0,7830 (0,52)	0,02638 (1,39)	-2,557	8	0,411 (0,800)	DS
Moneta paesi industrializzati	3,9074 (149,61)	0,00592 (18,18)	-1,861	12	1,107 (0,357)	DS
Valore effettivo del dollaro	6,6463 (180,86)	-0,01665 (-36,31)	-2,588	4	1,380 (0,245)	DS
Inflazione paesi industrializzati	0,0556 (10,43)	-0,00002 (-0,26)	-1,406	14	5,756 (0,218)	DS

Le variabili sono espresse in logaritmi, ad eccezione dei tassi di interesse (punti percentuali).

Le grandezze nominali RCW, RCA, RCF, RCM, RCB, OIL, SHA, INT, MON, DOL sono state espresse in termini reali, deflazionandole con l'indice dei prezzi all'esportazione dei beni manifatturati prodotti dai paesi industriali (fonte FMI).

Test ADF: valore critico 5% = -3,447 (con trend); -2,884 (senza trend).

TS: trend-stationary (serie stazionaria intorno a un trend deterministico).

DS: difference-stationary (serie stazionaria in differenze prime).

regressione che abbia quale variabile dipendente i livelli dei prezzi delle materie prime, e a destra dell'uguale il trend e i tassi di crescita delle variabili macroeconomiche (secondo paragrafo) contempla esclusivamente grandezze stazionarie e si avvale delle usuali proprietà degli stimatori. La differenza nell'ordine di integrazione tra le variabili (con l'eccezione della serie delle bevande) preclude di fatto, per il periodo di riferimento, l'esistenza di legami di cointegrazione tra i livelli dei prezzi delle materie prime e le altre componenti dell'insieme informativo considerato.

Le proprietà stocastiche, nel periodo 1962-1994, dei prezzi individuali deflazionati dei prodotti primari appaiono maggiormente diversificate. I risultati dei test ADF (Tavola A2) rigettano l'ipotesi nulla di stazionarietà nelle differenze prime per 16 serie disaggregate su 27, accettandone l'alternativa di stazionarietà intorno al trend deterministico. Quest'ultimo è generalmente negativo, a eccezione per i prezzi relativi dei crostacei e delle pelli. Invece, i livelli dei prezzi di 11 materie prime risultano integrati del primo ordine; si tratta di quattro metalli (ferro, rame, stagno e fosfato), quattro materie prime alimentari (carne bovina e ovina, prodotti caseari, banane), un prodotto primario agricolo (il cotone) e due bevande (caffè e cacao). Si può osservare come tali risultati empirici tendano a coincidere con le stime non parametriche recentemente effettuate da Leon e Soto (1995) su un campione di 24 prezzi delle materie prime per un periodo notevolmente più lungo (1900-1992). Le statistiche della varianza di lungo periodo impiegate da tali autori indicano che 5 serie hanno un'ampia radice unitaria, alcune risultano dubbie, mentre la maggioranza sono stazionarie intorno a un trend deterministico; le serie stazionarie in differenze prime corrispondono ai prezzi dell'alluminio, delle banane e del cotone (come in questo studio), nonché alle quotazioni della lana e del tabacco.⁴³

Nel caso delle 13 serie di prezzo delle materie prime stazionarie nelle differenze prime si può testare l'eventuale esistenza di legami di cointegrazione con le determinanti macroeconomiche. L'analisi multivariata, condotta con la metodologia di Johansen (1988), consente di rilevare la presenza di combinazioni stazionarie tra variabili singolarmente integrate (Tavola A3). I test sistemici di cointegrazione, applicati all'insieme informativo del secondo paragrafo del testo (considerando quindi i livelli dei prezzi individuali delle materie prime, i corsi azionari, i tassi d'interesse, il dollaro, la moneta, la produzione e l'inflazione nei paesi industrializzati, i volumi delle esportazioni dei PVS), isolano due vettori stazionari per tre materie prime (ferro, carne ovina, cacao) e almeno una relazione di cointegrazione per i prezzi delle altre merci, a eccezione del cotone. I residui dei vettori stazionari entrano sempre con il segno negativo atteso in una specificazione di tipo correzione dell'errore dei tassi di crescita dei prezzi delle materie prime (Tavola 4 del testo); sono tuttavia significativi solo

⁴³ Di queste, la prima serie nel 1962-94 risulterebbe stazionaria in livelli; la seconda non è stata qui considerata, per la presenza di alcuni dati mancanti nel periodo di riferimento.

TAVOLA A2

TEST DI STAZIONARIETA' DEI PREZZI DISAGGREGATI DELLE MATERIE PRIME
(Livelli delle serie, 1962.I-1994.IV, T=132)

	C (t-stat.)	Time (t-stat.)	Test ADF(0) sui residui (val.critico 5%: -3,447)	Ritardi (0)	LM(4) (val. in prob.)	Esito del test
Metalli						
Alluminio	4,9976 (152,64)	-0,00364 (-8,92)	-3,811	2	1,294 (0,276)	TS
Nickel	4,5944 (99,85)	-0,00117 (-2,03)	-4,304	3	1,416 (0,233)	TS
Potassio	4,7715 (150,26)	-0,00072 (-1,82)	-3,479	2	1,850 (0,124)	TS
Ferro	5,1041 (208,02)	-0,00413 (-13,50)	-2,750	1	0,491 (0,742)	DS
Rame	5,2081 (100,63)	-0,00690 (-10,69)	-3,348	1	0,397 (0,811)	DS
Stagno	5,7283 (85,65)	-0,00597 (-7,16)	-2,174	1	0,492 (0,743)	DS
Zinco	4,3720 (88,47)	-0,00014 (-0,22)	-4,150	1	0,946 (0,440)	TS
Piombo	5,0412 (103,84)	-0,00558 (-9,21)	-4,299	3	0,525 (0,717)	TS
Fosfato	4,9881 (96,63)	-0,00250 (-3,88)	-2,917	2	1,420 (0,231)	DS
Materie prime alimentari						
Banane	4,8177 (148,13)	-0,00306 (-7,53)	-2,558	8	1,626 (0,173)	DS
Grano	5,4820 (152,68)	-0,00595 (-13,27)	-3,990	4	1,705 (0,154)	TS
Carne bovina	4,1676 (75,17)	0,00582 (8,41)	-3,163	4	0,073 (0,990)	DS

segue TAVOLA A2

	5,1765 (170,34)	-0,00510 (-13,45)	3	1,512 (0,203)	DS
Prodotti caseari	4,6908 (187,08)	-0,00120 (-3,84)	2	1,419 (0,232)	DS
Carne bovina	4,5151 (115,65)	0,00306 (6,29)	1	0,935 (0,446)	TS
Crostacei	5,3141 (121,03)	-0,00496 (-9,05)	3	1,530 (0,198)	TS
Prodotti ittici	5,1325 (100,66)	-0,00506 (-7,96)	1	0,993 (0,414)	TS
Olio di arachidi	5,6632 (113,23)	-0,00723 (-11,58)	3	0,713 (0,585)	TS
Olio di soia	5,9134 (119,63)	-0,00737 (-11,94)	3	0,656 (0,624)	TS
Olio di palma	4,9382 (117,08)	-0,00349 (-6,63)	3	1,676 (0,160)	TS
Materie prime agricole	5,7609 (118,43)	-0,01089 (-17,94)	1	0,322 (0,863)	TS
Lana	4,3046 (127,06)	0,00024 (0,56)	1	0,603 (0,661)	DS
Iuta	4,0063 (90,28)	0,00411 (7,43)	9	1,272 (0,286)	TS
Cotone	5,3198 (150,33)	-0,05472 (-12,39)	4	0,624 (0,646)	TS
Pellami	5,6735 (157,87)	-0,00874 (-19,49)	4	1,817 (0,130)	TS
Granoturco	5,7986 (74,38)	-0,00551 (-5,67)	1	0,129 (0,971)	DS
Revande	5,6141 (67,89)	-0,00391 (-3,79)	1	0,343 (0,849)	DS
Tè					
Caffè					
Cacao					

Le serie sono espresse in logaritmi e in termini reali; il deflatore utilizzato è l'indice dei prezzi all'esportazione dei beni manifatturati prodotti dai paesi industriali (fonte FMI).

TAVOLA A3

ANALISI DI COINTEGRAZIONE CON LA METODOLOGIA DI JOHANSEN
(Periodo di stima: 1962:2-1994:4 T = 131)

	Test dell'autovalore massimo		
	Ipotesi nulla	Ipotesi alternativa	
Ferro	$r=0$	$r=1$	83,09*
	$r=1$	$r=2$	51,97*
	$r=2$	$r=3$	27,31
Rame	$r=0$	$r=1$	62,57*
	$r=1$	$r=2$	32,79
	$r=2$	$r=3$	23,82
Stagno	$r=0$	$r=1$	61,53*
	$r=1$	$r=2$	42,08
	$r=2$	$r=3$	28,43
Fosfato	$r=0$	$r=1$	58,87*
	$r=1$	$r=2$	38,83
	$r=2$	$r=3$	29,76
Banane	$r=0$	$r=1$	57,39*
	$r=1$	$r=2$	44,82
	$r=2$	$r=3$	24,64
Carne bovina	$r=0$	$r=1$	66,40*
	$r=1$	$r=2$	37,89
	$r=2$	$r=3$	35,99
Prod. caseari	$r=0$	$r=1$	71,90*
	$r=1$	$r=2$	39,82
	$r=2$	$r=3$	29,54
Carne ovina	$r=0$	$r=1$	53,72**
	$r=1$	$r=2$	52,49*
	$r=2$	$r=3$	30,58
Cotone	$r=0$	$r=1$	50,03
	$r=1$	$r=2$	40,75
	$r=2$	$r=3$	27,06
Caffè	$r=0$	$r=1$	53,40**
	$r=1$	$r=2$	44,95
	$r=2$	$r=3$	29,34
Cacao	$r=0$	$r=1$	97,27*
	$r=1$	$r=2$	72,43*
	$r=2$	$r=3$	40,26

I test includono la costante e il trend deterministico, con coefficienti non vincolati.

* Livelli di significatività: * 5%, ** 10%.

Vettori stazionari stimati:

Ferro
 $EC1 = -0,77832(SHA) + 0,01732(INT) - 1,11340(DOL) + 1,85640(MON) + 1,43550(IND) - 0,09367(VES) + 1,18120(RCP4) - 13,0776(INF)$
 $EC2 = 0,19459(SHA) + 0,03981(INT) - 0,64830(DOL) + 1,41660(MON) - 2,28250(IND) - 1,48330(VES) + 0,53701(RCP4) + 7,7819(INF)$
Rame
 $EC1 = 0,16600(SHA) + 0,00177(INT) + 0,38631(DOL) - 0,89692(MON) - 3,40470(IND) - 0,32769(VES) + 0,45607(RCP5) + 9,9651(INF)$
Stagno
 $EC1 = 1,23370(SHA) - 0,02300(INT) - 1,33670(DOL) + 1,68180(MON) - 2,37480(IND) - 0,80490(VES) + 1,11630(RCP6) + 7,3273(INF)$
Fosfato
 $EC1 = 0,27812(SHA) - 0,04458(INT) + 0,53153(DOL) - 1,78480(MON) + 1,92620(IND) + 0,09079(VES) - 0,34165(RCP9) - 4,9489(INF)$
Banane
 $EC1 = -1,32430(SHA) + 0,03273(INT) + 0,31150(DOL) + 3,0412(MON) + 0,53647(IND) + 1,87510(VES) + 2,8155(RCP10) + 1,3457(INF)$
Carne bovina
 $EC1 = -0,05166(SHA) + 0,04178(INT) - 0,50513(DOL) + 1,2264(MON) - 1,20390(IND) - 0,33531(VES) + 0,21047(RCP12) + 4,1516(INF)$
Prodotti caseari
 $EC1 = -0,52750(SHA) - 0,00849(INT) - 1,07430(DOL) + 2,1770(MON) - 1,15040(IND) - 0,89484(VES) + 0,32877(RCP13) + 2,7864(INF)$
Carne ovina
 $EC1 = -0,31083(SHA) - 0,02067(INT) + 0,78336(DOL) - 1,26610(MON) + 2,2252(IND) + 0,33583(VES) - 0,33583(RCP14) - 0,18214(INF)$
 $EC2 = -0,26085(SHA) + 0,02648(INT) + 0,58843(DOL) + 0,09621(MON) - 1,8057(IND) - 0,75089(VES) - 0,00031(RCP14) + 2,4298(INF)$
Cotone
 $EC1 = -0,35090(SHA) + 0,04820(INT) - 0,12578(DOL) + 1,34520(MON) - 2,1402(IND) + 0,47226(VES) + 0,40872(RCP25) + 4,8306(INF)$
Caffè
 $EC1 = 0,58904(SHA) - 0,02767(INT) + 0,04311(DOL) - 0,62040(MON) + 0,14162(IND) + 0,04522(VES) + 0,35515(RCP29) + 1,7364(INF)$
Cacao
 $EC1 = -0,65520(SHA) + 0,03668(INT) - 0,25910(DOL) + 2,92140(MON) - 3,50350(IND) + 0,22740(VES) + 0,07572(RCP30) + 12,414(INF)$
 $EC2 = 0,01854(SHA) - 0,05183(INT) - 1,22120(DOL) + 0,52294(MON) + 3,81310(IND) + 1,69920(VES) + 0,59831(RCP30) - 14,409(INF)$

nel caso di tre metalli (ferro, rame e stagno), due prodotti alimentari (banane e carne ovina) e due bevande (caffè e cacao).

Per queste sette materie prime vi sono quindi indicazioni concordanti di un legame di lungo periodo tra gli andamenti dei prezzi relativi e i fondamentali macroeconomici sottostanti; di ciò si è tenuto conto nelle stime sistemiche del secondo paragrafo del testo.

I dati utilizzati in questo studio sono stati desunti dal nastro magnetico delle *International Financial Statistics* del Fondo Monetario Internazionale. Per maggiori dettagli si rimanda il lettore alle ampie note metodologiche riportate nella pubblicazione del FML. Le serie (di cui si forniscono i codici) sono le seguenti:

Indici aggregati dei prezzi delle materie prime (1990 = 100)

Indice generale: 001-76axd
Beni alimentari: 001-76exd
Beni agricoli: 001-76bx
Metalli: 001-76ayd
Bevande: 001-76dwd

Indici disaggregati (trasformati in numeri indice, 1990 = 100)

Alluminio: 156-76drz
Nickel: 156-76ptz
Potassio: 156-76qrz
Ferro: 223-76gad
Rame: 112-76c.z
Stagno: 112-76q.z
Zinco: 112-76t.z
Piombo: 112-76v.z
Fosfato: 686-76awz
Banane: 248-76u.z
Grano: 111-76d.z
Carne bovina: 213-74kaz
Prodotti caseari: 196-74pfz
Carne ovina: 196-74pfz
Crostacei: 111-76blz
Prodotti ittici: 293-76z.z
Olio di arachidi: 694-76biz
Olio di soia: 111-76jiz
Olio di palma: 548-74dgz

Lana: 196-74h.z
Luta: 513-76x.z
Cotone: 469-76f.z
Pellami: 111-76p.z
Granoturco: 578-74j.z
Tè: 112-76s.z
Caffè: 223-74e.z
Cacao: 223-74r.z

Variabili macroeconomiche internazionali (1990 = 100)

Deflatore utilizzato per tutte le serie originariamente nominali; indicatore dei valori medi unitari all'esportazione dei manufatti (media ponderata di 22 paesi industrializzati): 110-74..d

Produzione industriale (media ponderata di 22 paesi industrializzati): 110-66..i

Prezzi al consumo (media ponderata di 22 paesi industrializzati): 110-64f

Saldi monetari: indicatore calcolato dall'autore utilizzando la serie della moneta in senso stretto delle *International Financial Statistics* (riga 34) di 20 paesi industrializzati (un campione praticamente analogo a quello a 22 paesi del FMI, che include anche Lussemburgo e Islanda). Per la struttura di ponderazione dell'indicatore sono stati utilizzati i dati su base comparabile di Summers e Heston (1991) relativi al Pil reale nel 1988. I pesi sono i seguenti: Stati Uniti 42,67%; Canada 4,02%; Australia 2,08%; Giappone 14,14%; Nuova Zelanda 0,31%; Austria 0,80%; Danimarca 0,59%; Finlandia 0,58%; Francia 6,45%; Germania 7,28%; Grecia 0,56%; Irlanda 0,21%; Italia 6,38%; Olanda 1,60%; Norvegia 0,60%; Portogallo 0,51%; Spagna 2,73%; Svezia 1,03%; Svizzera 1,00%; Regno Unito 6,46%.

Cambio nominale effettivo del dollaro: 111-neu

Tasso di interesse a 3 mesi sul mercato dell'eurodollaro: 111-60ldd

Prezzo del petrolio: 001-76aad

Volume delle esportazioni dei PVS non produttori di petrolio: esportazioni nominali (201-70..d) in rapporto ai valori medi unitari (201-74..d)

Corsi azionari: indicatore calcolato dall'autore utilizzando la serie dei prezzi delle azioni riportata nelle *International Financial Statistics* (riga 62) per i primi 12 mercati borsistici mondiali dei paesi industrializzati (per capitalizzazione nel 1989), sulla base dei pesi dell'indice Morgan Stanley Capital International descritto da Harvey (1991, p. 11). La struttura di ponderazione è la seguente: Giappone 44,36%; Stati Uniti 31,02%; Regno Unito 8,69%; Germania 2,79%; Francia 2,69%; Canada 2,59%; Svizzera 1,66%; Italia 1,45%; Australia 1,35%; Paesi Bassi 1,34%; Spagna 1,03%; Svezia 1,03%.

Prezzi al consumo nazionali: riga 64, per i 23 paesi industrializzati considerati nelle stime *panel* del paragrafo quinto del testo: Stati Uniti, Canada, Australia, Giappone, Nuova Zelanda, Austria, Belgio, Danimarca, Finlandia, Francia, Germania, Grecia, Islanda, Irlanda, Italia, Lussemburgo, Paesi Bassi, Norvegia, Portogallo, Spagna, Svezia, Svizzera, Regno Unito.

Cambi nominali effettivi nazionali: riga neu (17 paesi industrializzati); per altri 6 paesi (Australia, Nuova Zelanda, Grecia, Islanda, Lussemburgo e Portogallo) la lunghezza dei dati "neu" è insufficiente; si è quindi sostituita la serie con il *reciproco* del rispettivo cambio del dollaro (poiché un aumento dell'indice del cambio nominale effettivo - neu - implica un apprezzamento della valuta nazionale, contrariamente al caso del cambio con il dollaro), linea rf, riportandolo in base 1990 = 100 (questi dati sono utilizzati nelle stime *panel* del quarto paragrafo del testo).

Variabili macroeconomiche italiane

Output-gap: si basa sull'indicatore Banca d'Italia del grado di utilizzazione della capacità produttiva nell'industria, costruito secondo il metodo Wharton. Esso è pari alla differenza logaritmica tra produzione effettiva e potenziale, normalizzata sottraendo la media del periodo 1960-1993.

Velocity-gap: è dato dalla differenza tra l'effettiva velocità di circolazione dell'aggregato M2 e una *proxy* della sottostante velocità di lungo periodo (una variabile non osservabile); per maggiori dettagli si veda Hallman *et al.* (1991) e Caruso (1994).

Price-gap: combinazione lineare, con lo stesso coefficiente, delle due variabili precedenti.

Prezzi dei prodotti agricoli: sottovoce dell'indice dei prezzi all'ingrosso (espressa in termini relativi, deflazionata con l'indice generale).

Cambio reale: cambio nominale effettivo della lira di fonte FMI (neu), in rapporto ai prezzi all'esportazione dei manufatti dei paesi industriali.

BIBLIOGRAFIA

- ADAMS, F.G. e Y. ICHINO (1995), "Commodity prices and inflation: a forward-looking price model", *Journal of Policy Modeling*, vol. 17, pp. 397-426.
- ARDENI P.G. e B. WRIGHT (1992), "The Prebisch-Singer hypothesis: a reappraisal independent of stationary hypotheses", *The Economic Journal*, vol. 102, pp. 803-12.
- BERTOLA, G. e A. ICHINO (1995), "Crossing the river: a comparative perspective on Italian employment dynamics", *Economic Policy*, October, pp. 361-420.
- BLEANEY, M. e D. GREENAWAY (1993), "Long-run trends in the relative price of primary commodities and in the terms of trade of developing countries", *Oxford Economic Papers*, vol. 45, pp. 349-63.

- BORENSZTEIN, E. e C.M. REINHART (1994), "The macroeconomic determinants of commodity prices", *IMF Staff Papers*, vol. 41, no. 2, pp. 236-61.
- BOUGHTON, J.M., W.H. BRANSON e A. MUTTARDY (1989), "Commodity prices and inflation: evidence from seven large industrial countries", *IMF Working Paper*, no. 72, September.
- CARUSO, M. (1994), "Un modello price-gap per l'economia italiana: specificazione e valutazioni critiche", *Rivista di Politica Economica*, vol. 84, ottobre, pp. 63-95.
- CHAMBERS, M.J. e R.E. BAILEY (1996), "A theory of commodity price fluctuations", *Journal of Political Economy*, vol. 104, no. 5, pp. 924-57.
- CLINE, W.R. (1985), "Comment", *Brookings Papers on Economic Activity*, no. 2, pp. 361-66.
- CUDDINGTON, J.T. e C.M. URZUA (1989), "Trends and cycles in the net barter terms of trade: a new approach", *The Economic Journal*, vol. 99, June, pp. 426-42.
- DEATON, A. e G. LAROQUE (1992), "On the behavior of commodity prices", *Review of Economic Studies*, vol. 58, pp. 529-46.
- DEATON, A. e G. LAROQUE (1996), "Competitive storage and commodity price dynamics", *Journal of Political Economy*, vol. 104, no. 5, pp. 896-923.
- DORNBUSCH, R. (1985), "Policy and performance links between LDC debtors and industrial countries", *Brookings Papers on Economic Activity*, no. 2, pp. 303-56.
- GILBERT, C.L. (1989), "The impact of exchange rates and developing country debt on commodity prices", *The Economic Journal*, vol. 99, September, pp. 773-84.
- GRILLI, E.R. e M.C. YANG (1988), "Primary commodity prices, manufactured goods prices, and the terms of trade of developing countries: what the long-run shows", *World Bank Economic Review*, vol. 2, pp. 1-48.
- HALLMAN, J.J., R.D. PORTER e D.H. SMALL (1991), "Is the price level tied to the M2 monetary aggregate in the long run?", *American Economic Review*, vol. 81, no. 4, pp. 845-58.
- HARVEY, C.R. (1991), "The world price of covariance risk", *Journal of Finance*, vol. 46, no. 1, pp. 111-57.
- JOHANSEN, S. (1988), "Statistical analysis of cointegrating vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 231-54.
- JUDGE, G.G., W.E. GRIFFITHS, C.R. HILL, H. LUTKEPOL e T.C. LEE (1985), *The Theory and Practice of Econometrics*, Wiley, New York, second edition.
- KALDOR, N. (1976), "Inflation and recession in the world economy", *The Economic Journal*, vol. 86, December, pp. 703-14.
- KALDOR, N. (1983), "The role of commodity prices in economic recovery", *Lloyds Bank Review*, July, pp. 21-34, ristampato in *World Development*, vol. 15, 1987, pp. 551-58 e in *Further Essays On Economic Theory and Policy*, Duckworth, London, 1989.
- KEYNES, J.M., ed. (1980), *Collected Writings*, vol. XXVII, *Activities 1940-1946*, Cambridge University Press, Cambridge.

- LEON, J. e R. SOTO (1995), "Structural breaks and long-run trends in commodity prices", Banca Internazionale per la Ricostruzione e lo Sviluppo, *Policy Research Working Paper*, no. 1406.
- MAIZELS, A. (1992), *Commodities in Crisis*, Clarendon Press, Oxford.
- MOLANA, H. e D. VINES (1989), "North-south growth and the terms of trade: a model on Kaldorian lines", *The Economic Journal*, vol. 99, June, pp. 443-53.
- MORRISON, T. e M. WATTLEWORTH (1987), "The 1984-86 commodity recession: an analysis of the underlying causes", *IMF Working Papers*, no. 71, October.
- MOUTOS, T. e D. VINES (1992), "Output, inflation and commodity prices", *Oxford Economic Papers*, vol. 44, no. 3. pp. 355-72.
- NELSON, C.R. e C.I. PLOSSER (1982), "Trends and random walks in macroeconomic time series", *Journal of Monetary Economics*, vol. 10, pp. 139-62.
- PINDYCK, R.S. (1993), "The present value model of rational commodity pricing", *The Economic Journal*, vol. 103, May, pp. 511-30.
- PINDYCK, R.S. e J.J. ROTEMBERG (1990), "The excess co-movement of commodity prices", *The Economic Journal*, vol. 100, December, pp. 1173-89.
- POWELL, A. (1991), "Commodity and developing country terms of trade: what does the long-run show?" *The Economic Journal*, vol. 101, November, pp. 1485-96.
- REINHART, C.M. (1991), "Fiscal policy, the real exchange rate, and commodity prices", *IMF Staff Papers*, vol. 38, September, pp. 506-24.
- REINHART, C.M. e P. WICKHAM (1994), "Commodity prices: cyclical weakness or secular decline?", *IMF Staff Papers*, vol. 41, no. 2, pp. 175-213.
- SYLOS LABINI, P. (1984), *The Forces of Economic Growth and Decline*, MIT Press, Cambridge, Mass.
- SUMMERS, R. e A. HESTON (1991), "The PENN world table (MARK 5): an expanded set of international comparisons, 1950-1988", *The Quarterly Journal of Economics*, May, pp. 327-68.
- THIRLWALL, A.P. (1986), "A general model of growth and development on Kaldorian lines", *Oxford Economic Papers*, vol. 38, pp. 199-219.
- THIRLWALL, A.P. e J. BERGEVIN (1985), "Trends, cycles, and asymmetries in the terms of trade of primary commodities from developed and less developed countries", *World Development*, vol. 13, pp. 805-17.
- WRIGHT, B.D. e J.C. WILLIAMS (1982), "The economic role of commodity storage", *The Economic Journal*, vol. 92, September, pp. 596-614.