

Prezzi dei manufatti importati e prezzi dell'output: il caso dell'Italia *

PIERO CIPOLLONE e ROBERTO SABBATINI

1. Introduzione

Dopo il forte deprezzamento della lira nel settembre del 1992 il mancato rimbalzo dell'inflazione, temuto sulla base di quanto sperimentato in analoghi episodi del passato, ha riproposto con forza la questione degli effetti delle variazioni del cambio sui prezzi delle importazioni e, più in generale, sull'inflazione interna.¹ Dal punto di vista del *policy-maker*, l'interesse per l'analisi dell'entità e dei tempi con cui le variazioni del cambio vengono traslate sui prezzi delle importazioni e su quelli interni è stato successivamente rafforzato dall'ulteriore forte deprezzamento del tasso di cambio alla fine del 1994; l'attesa per un rapido e completo aggiustamento dei prezzi a tali movimenti implicava infatti il timore per l'esistenza di una potenziale riserva inflazionistica per l'economia italiana implicita nell'andamento futuro dei prezzi delle importazioni.

Come posto in risalto dalla letteratura teorica che analizza la differenziazione dei prezzi a seconda dei mercati di sbocco (*pricing to market*), l'entità della traslazione delle variazioni del cambio sui prezzi dipende, in generale, dalle condizioni strutturali dell'economia (in

□ Banca d'Italia, Servizio Studi, Roma.

* Desideriamo ringraziare Alberto Locarno, Marco Magnani e Paolo Sestito per i numerosi suggerimenti. Il lavoro riflette esclusivamente le opinioni degli autori e non impegna la responsabilità dell'istituzione di appartenenza.

¹ Come osservato da Siviero e Terlizzese (1995), le simulazioni del modello econometrico della Banca d'Italia effettuate nell'agosto del 1992 indicavano che a una svalutazione del 10% del tasso di cambio sarebbe corrisposta una maggiore inflazione interna pari a circa 4 punti nel primo anno, e a 7 punti nell'arco di tre anni.

particolare dal grado di imperfezione dei mercati), e può non essere completa nel lungo periodo. L'obiettivo di questo lavoro è di analizzare, da un punto di vista empirico, questa relazione con riferimento al caso italiano. Il settore considerato è quello della trasformazione industriale, per il quale si dispone di un *set* sufficientemente completo e affidabile di indicatori. Un maggior livello di disaggregazione consentirebbe di tenere conto delle possibili diversità tra settori, ciascuno caratterizzato da una propria struttura di mercato; è tuttavia difficile reperire, per un periodo sufficientemente lungo, dati disaggregati e di buona qualità per le principali variabili coinvolte nell'analisi.

L'approccio seguito presenta alcuni elementi di novità rispetto ad analoghi studi effettuati per altri paesi.² In primo luogo si ricorre a una stima "di sistema", in cui i prezzi dei manufatti importati e quelli praticati dai produttori nazionali sui mercati interno ed estero vengono determinati simultaneamente, invece di studiare gli effetti delle variazioni del cambio sui soli prezzi delle importazioni. In secondo luogo, nel modellare la dinamica di breve periodo particolare attenzione è rivolta all'individuazione di alcuni specifici fattori che condizionano le politiche di prezzo delle imprese, in particolare le asimmetrie di comportamento dei prezzi, le condizioni cicliche, il ruolo delle aspettative d'inflazione, l'entità della traslazione delle variazioni del cambio (*pass-through*).

Il lavoro è organizzato in due parti. Nella prima si richiamano le principali questioni analitiche e si presentano le caratteristiche delle equazioni stimate. Nella seconda parte si discutono i risultati delle stime e di alcune simulazioni effettuate con il modello, finalizzate a rendere palesi gli effetti di particolari shock. Infine, le due appendici descrivono, rispettivamente, le procedure di stima e i dati utilizzati.

2. La determinazione dei prezzi dei manufatti importati

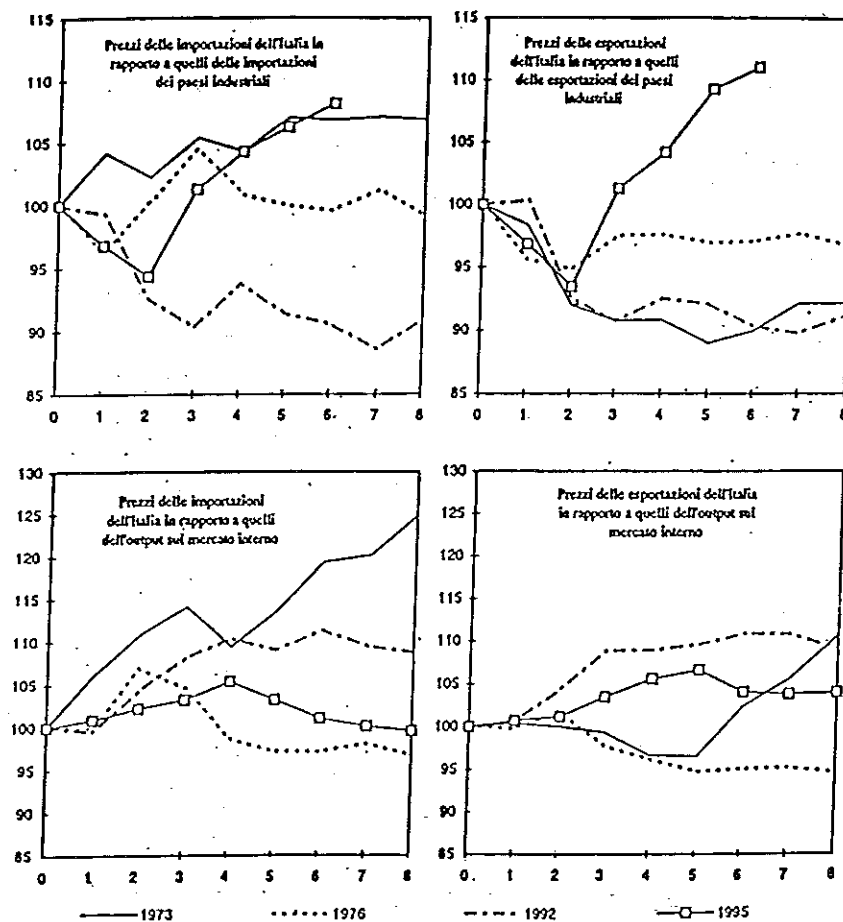
Nei mesi immediatamente successivi allo shock del '92 gli analisti sono stati sorpresi dalla scarsa reattività dei prezzi delle importazioni al deprezzamento del cambio. Diversamente da quanto verificatosi in precedenti episodi di svalutazione della lira, i prezzi delle

² Per una rassegna della letteratura teorica ed empirica, cfr. Menon (1995).

importazioni dell'Italia, relativamente a quelli praticati sugli altri mercati, si sono ridotti: dopo un anno essi risultavano inferiori del 10% a quelli delle importazioni degli altri paesi industriali (Figura 1). Andamenti simili sono stati osservati nei mesi immediatamente successivi alla svalutazione dell'inizio del 1995. A seguito del pronto recupero del cambio, i prezzi relativi delle importazioni dell'Italia

FIGURA 1

PREZZI RELATIVI DELLE IMPORTAZIONI E DELLE ESPORTAZIONI DELL'ITALIA NEI TRIMESTRI SUCCESSIVI AD ALCUNI EPISODI DI SVALUTAZIONE DELLA LIRA*



* Le svalutazioni considerate sono quelle del primo trimestre 1973, del primo trimestre 1976, del terzo trimestre 1992 e del primo trimestre 1995; nei grafici il trimestre della svalutazione è quello corrispondente al primo trimestre.

sono poi tornati a salire, recuperando anche parte degli effetti della svalutazione del 1992.

Per interpretare questi andamenti si è ricorsi all'apparato analitico sviluppato dalla letteratura sul *pass-through* (Dornbusch 1987). In queste analisi la traslazione delle variazioni del cambio nominale sul livello dei prezzi delle importazioni può essere incompleta, sebbene solo nel breve periodo; le principali motivazioni sono sostanzialmente riconducibili al grado di sostituibilità fra prodotti (di produzione nazionale e importati), alla presenza di costi di aggiustamento, alle aspettative sull'andamento del cambio (movimenti ritenuti permanenti o solo temporanei).

La lentezza con cui i prezzi delle importazioni si adeguavano al livello supposto di equilibrio ha spinto a valutare il possibile intervento di mutamenti nei comportamenti dei fornitori dell'Italia. Il mancato riscontro di tali cambiamenti (Siviero e Terlizze 1995) ha aperto la strada ad analisi che prendono in considerazione, oltre al tasso di cambio, anche il ruolo svolto da altre variabili nell'influenzare la dinamica dei prezzi delle importazioni. Alla base della piena traslazione delle variazioni del cambio nominale su tali prezzi vi sono infatti numerose ipotesi, per esempio che si parta da una posizione di equilibrio, che i mercati siano perfettamente concorrenziali, che il mercato nazionale sia solo una piccola frazione di quello mondiale. Nei casi in cui le imprese siano invece dotate di un certo potere di mercato, l'entità e i tempi della traslazione del cambio saranno scelti strategicamente dalle imprese estere, i cui comportamenti risentiranno, oltre che dell'ampiezza della svalutazione e delle aspettative sull'evoluzione del cambio, anche del livello dei margini di profitto ritenuto di equilibrio, del ciclo (assoluto e relativo), del comportamento di prezzo dei produttori nazionali e di come tutte queste variabili influenzano la competitività delle importazioni.³

In generale, tuttavia, nelle analisi empiriche sul tema sviluppate per l'Italia scarsa attenzione è stata dedicata alle relazioni di equilibrio di lungo periodo tra prezzi praticati dai produttori interni e prezzi delle importazioni. Come posto in risalto dalla letteratura che analizza la differenziazione dei prezzi a seconda dei mercati di sbocco (Krugman 1986, Krugman e Baldwin 1987), tali relazioni dipendono dalle condizioni strutturali dell'economia (in particolare dal grado di

³ Per esempio, l'importanza dei fattori ciclici in Italia nello spiegare la lentezza della traslazione delle variazioni del cambio sui prezzi è stata riscontrata da Locarno e Rossi (1995).

imperfezione dei mercati), e non implicano necessariamente una piena traslazione nel lungo periodo delle variazioni del cambio sui prezzi, anche a causa di possibili effetti di isteresi (Dixit 1989a, 1989b, 1992; Baldwin e Krugman 1989).

Sulla base di queste considerazioni, la figura 2 schematizza il quadro concettuale preso a riferimento in questo lavoro. In esso si assume, fra l'altro, che le imprese fissino i prezzi (p) sulla base dei loro costi (c), tenendo anche conto dei prezzi praticati dai concorrenti sul mercato di riferimento (p^*):

$$p = k + (1 - \Phi)c + \Phi p^*$$

dove K è una costante (le lettere minuscole indicano il logaritmo delle variabili) e Φ è l'elasticità ai prezzi dei concorrenti, il cui valore è tanto minore quanto maggiore è il potere di mercato delle imprese *price-maker*, a sua volta determinato dall'entità delle barriere all'entrata.⁴

Lo stesso schema può essere utilizzato sia per i produttori nazionali che per quelli esteri; ciò che cambia è semplicemente il prezzo dei concorrenti. Nel caso del prezzo delle importazioni, inoltre, si considera non il costo di produzione ma il costo opportunità per i produttori esteri del vendere in Italia (si veda oltre). Formalmente, le relazioni di lungo periodo relative ai prezzi dell'output sul mercato interno, ai prezzi delle importazioni e a quelli delle esportazioni possono essere specificate come segue:

$$p_o = (1 - \Phi_1)c_{uv} + \Phi_1 p_{ml} \quad (1)$$

$$p_{ml} = (1 - \Phi_2)[p_{mcee} + e] + \Phi_2 p_o \quad (2)$$

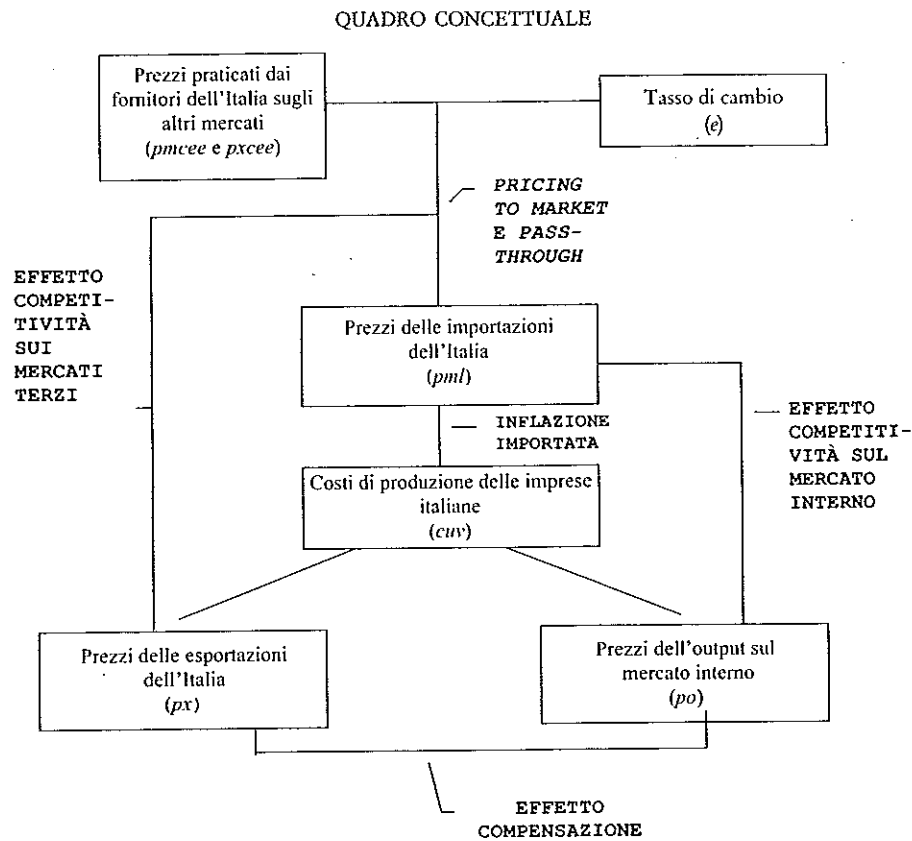
$$p_x = (1 - \Phi_3)c_{uv} + \Phi_3(p_{xcee} + e) \quad (3)$$

La (1) si riferisce ai prezzi dell'output manifatturiero sul mercato interno (p_o); c_{uv} sono i costi unitari variabili, costruiti come media ponderata del costo del lavoro per unità di prodotto e dei costi degli input;⁵ p_{ml} sono i prezzi in lire dei beni importati; p_{mcee} e p_{xcee} sono, rispettivamente, i prezzi in valuta delle importazioni e delle esportazioni degli altri paesi dell'Unione Europea (UE); e è il tasso di cambio (un aumento indica un deprezzamento).

⁴ Queste barriere possono essere di natura tecnologica, commerciale e finanziaria (Sylos Labini 1971); nel caso estremo di forme di mercato concorrenziali (che per esempio si presentano per alcuni prodotti di base), l'entrata di nuove imprese è libera (in questo caso il coefficiente Φ è pari a 1).

⁵ Cfr. l'Appendice 2 per i dettagli.

FIGURA 2



La (2) si riferisce ai prezzi in lire delle importazioni ed è la specificazione standard utilizzata nelle analisi del *pricing to market* (Krugman 1986, Dornbusch 1987).⁶ Essa consente di verificare l'esistenza di fenomeni di discriminazione di prezzo tra mercati di sbocco che non si esauriscono nel breve termine. Questo caso equivale a un coefficiente Φ_2 diverso da zero, ovvero i nostri fornitori nel fissare i prezzi di vendita in Italia tengono conto di quelli praticati dai concorrenti italiani.⁷ Il termine pm_{cee} rappresenta i prezzi in valuta

⁶ Nell'equazione si assume che le imprese che esportano in Italia siano produttrici di beni differenziati che vendono il loro prodotto su diversi mercati caratterizzati da concorrenza imperfetta e segmentati a causa dei costi di trasporto e della presenza di informazione imperfetta.

⁷ Per contro se il coefficiente fosse uguale a zero, nel lungo periodo i prezzi delle importazioni dell'Italia non divergerebbero da quelli dell'UE, e i dati sarebbero compatibili con la legge del prezzo unico.

delle importazioni dell'UE, e la sua inclusione nella (3) merita un approfondimento, in quanto di solito nella letteratura teorica al posto di questa variabile compaiono i costi marginali dei fornitori esteri (Vesala 1992). Nelle analisi empiriche è tuttavia difficile reperire i dati sui costi, comunque approssimati; in alternativa vengono tipicamente considerati i prezzi che i fornitori esteri praticano in media sui loro n mercati di sbocco. In questo lavoro abbiamo invece preferito confrontare i prezzi fissati sul mercato italiano con quelli praticati sui soli mercati europei. La ragione di questa scelta risiede nel fatto che i prezzi medi praticati dai nostri fornitori sui loro mercati di sbocco risentono di condizioni congiunturali e strutturali potenzialmente molto diverse, come ad esempio il grado di monopolio che ciascun produttore ha sui diversi mercati o le caratteristiche della domanda. Considerando solo i prezzi praticati nei paesi dell'UE, abbiamo cercato di attenuare gli effetti sul processo di formazione dei prezzi dovuti all'eterogeneità dei mercati considerati, in quanto presumibilmente tali mercati sono più simili fra loro, e quindi le variazioni dei prezzi delle importazioni dovrebbero riflettere più direttamente le variazioni dei costi dei fornitori. Un'interpretazione alternativa consiste nel considerare i prezzi praticati sui mercati dell'UE come meri costi opportunità che i nostri fornitori sopportano vendendo in Italia.

Questa complicazione ovviamente non sorge nel caso della determinazione dei prezzi delle esportazioni manifatturiere italiane (px) (3). Come nelle due precedenti specificazioni si assume che essi siano una media ponderata dei costi unitari variabili dei produttori (cuv) e dei prezzi dei loro concorrenti esteri (px_{cee}).

Rispetto a questo schema di lungo periodo si è poi modellata una dinamica di breve più articolata, in particolare per l'equazione dei prezzi dell'output sul mercato interno.⁸ Nel seguito si presentano le caratteristiche delle tre equazioni finali stimate relative, rispettivamente, ai prezzi dell'output sul mercato interno, a quelli delle importazioni e a quelli delle esportazioni.

La specificazione generale per la prima equazione è sostanzialmente quella di Gavosto, Sabbatini e Sestito (1994). In sintesi, le variabili che si ritiene influenzino l'andamento di breve periodo dei prezzi dei manufatti praticati dai produttori nazionali sul mercato italiano sono:

⁸ Per questa equazione ci si è potuti avvalere, fra l'altro, dell'esperienza maturata in lavori precedenti (Gavosto, Sabbatini e Sestito 1994; Cipollone e Marchetti 1997).

- i costi (il costo del lavoro per unità di prodotto, *clup*; i costi degli input, *piti*; i tassi d'interesse reali a lungo termine, *rl*);
- i tassi d'interesse reali a breve termine (*rb*), quale indicatore dell'orientamento della politica monetaria;
- i prezzi praticati dagli stessi produttori sui mercati esteri (*px*), per verificare l'eventuale esistenza di compensazioni tra i margini sull'interno e quelli sull'estero ("effetto compensazione"; Figura 2);
- la quota delle importazioni sul valore aggiunto, a prezzi costanti (*SMTI*), quale *proxy* della pressione concorrenziale per i produttori interni.

Rispetto al lavoro appena richiamato, la specificazione qui utilizzata presenta tuttavia alcune novità. In particolare, anche sulla base di alcuni contributi recenti (Cipollone e Marchetti 1997; Gaiotti, Gavosto e Grande 1996; Nicoletti Altimari 1996), una maggiore attenzione è stata dedicata alla questione delle asimmetrie nell'aggiustamento dei prezzi al livello di equilibrio, al ruolo delle aspettative d'inflazione e a quello del ciclo.

Con riferimento alla velocità di aggiustamento dei prezzi al loro livello di equilibrio, si è cercato di verificare l'ipotesi che essa sia diversa nel caso in cui l'adeguamento richieda un aumento o una riduzione dei prezzi. A tal fine l'equazione (1) viene utilizzata sotto forma di termine di correzione dell'errore, assumendo che il suo coefficiente, che rappresenta la velocità di aggiustamento dei prezzi al loro livello di equilibrio, sia diverso a seconda che gli scostamenti dall'equilibrio siano positivi o negativi;⁹ l'ipotesi da verificare è che l'aggiustamento dei prezzi sia più rapido quando i prezzi sono al di sotto del loro valore di equilibrio.¹⁰

Anche la risposta dei prezzi alle condizioni cicliche dell'economia può essere asimmetrica, per esempio a causa della presenza di

⁹ In termini formali, posto

$$ECMPO = p_0 - (1 - \Phi_1)cuv - \Phi_1 pml$$

il suo coefficiente α_1 nell'equazione generale è stato stimato separatamente nella forma

$$\alpha_1 ECMPO_{t-1} = [a_1 + D + a_2 + (1 - D)] + ECMPO_{t-1}$$

dove D è una *dummy* pari a uno per $ECMPO_{t-1} > 0$ ($ECMPO^+$), e zero altrimenti ($ECMPO^-$).

¹⁰ Rispetto alla simbologia utilizzata nella nota 9, si deve verificare che a_1 sia in valore assoluto minore di a_2 . Per l'Italia, Sylos Labini (1979) è stato tra i primi ad analizzare, anche da un punto di vista empirico, la questione dell'adeguamento dei prezzi alle variazioni dei costi, riscontrando una traslazione parziale e asimmetrica.

settori caratterizzati da strozzature settoriali (Cipollone e Marchetti 1997). In questo caso, l'ipotesi è che a parità di livello medio l'aumento dei prezzi sia più elevato in presenza di settori per i quali vi sono vincoli di capacità produttiva. Ciò è stato introdotto nella specificazione qui adoperata tenendo conto, oltre che del grado di utilizzo medio della capacità produttiva nel settore manifatturiero (μ_{gu}), anche della sua varianza settoriale (σ_{gu}^2), considerata quale *proxy* del numero di settori per i quali vi sono vincoli di capacità produttiva.¹¹

Per quel che riguarda il ruolo delle aspettative, come rilevato da Gaiotti, Gavosto e Grande (1996), l'individuazione del loro effetto sui margini di profitto si scontra con un limite teorico. A livello microeconomico le aspettative giocano un ruolo di rilievo: in concorrenza imperfetta la singola impresa fisserà il prezzo di vendita dei propri prodotti sulla base di quello che si attende faranno i concorrenti. Tuttavia in equilibrio il livello dei prezzi attesi deve alla fine coincidere con quello effettivo: un impatto permanente delle aspettative d'inflazione segnalerebbe che gli operatori commettono errori sistematici nel formulare le previsioni. Quest'ultima ipotesi è stata messa in discussione, fra l'altro, da Visco (1984 e 1987) e Nicoletti Altimari (1996), che riscontrano per l'Italia la presenza di errori di previsione sistematici solo nei periodi di inflazione alta e variabile. Mutamenti nelle aspettative delle imprese possono però generare effetti temporanei sui meccanismi di determinazione dei prezzi, ad esempio accelerando o ritardando la trasmissione di impulsi inflazionistici provenienti dai costi. Infatti, è plausibile che un clima inflazionistico abbia un impatto sull'inflazione effettiva perché da un lato segnala a ciascuna impresa che anche le altre hanno intenzione di rialzare i prezzi, allentando così il vincolo concorrenziale; dall'altro trasmette alle imprese informazioni aggiuntive sulla probabile evoluzione dei propri costi di produzione (Caballero ed Engle 1992). In uno schema in cui i prezzi di vendita sono già posti in relazione ai costi e ai prezzi effettivi dei concorrenti è difficile cogliere gli effetti delle aspettative d'inflazione. Un impatto del clima inflazionistico generale può peraltro esservi nel definire i tempi di reazione delle politiche di prezzo di ciascuna impresa a quelle dei concorrenti e

¹¹ L'indicatore proposto da Cipollone e Marchetti (1997) è infatti disponibile solo dal 1981. Esso è costruito sulla base della differenza fra il tasso di crescita medio del settore manifatturiero e quello in corrispondenza del quale si verifica la prima "strozzatura settoriale" (ovvero, una situazione nella quale la domanda per i beni prodotti da un certo settore richiede un livello di produzione superiore a quello conseguibile data la capacità produttiva del settore stesso).

all'evoluzione dei propri costi: l'impresa sarà infatti indotta ad accelerare i necessari rialzi dei prezzi avendo meno timore che ciò possa farle perdere quote di mercato, e a rallentare i necessari ribassi nella plausibile aspettativa che l'evoluzione futura dei prezzi dei concorrenti e dei propri costi possa ben presto renderli non più necessari. Un clima inflazionistico può perciò creare e/o rafforzare quelle asimmetrie nella risposta, al rialzo o al ribasso, prima ricordate. La tavola 1 schematizza questi legami tra aspettative e prezzi.

Sulla base di queste considerazioni, l'equazione del prezzo dell'output manifatturiero per le vendite sul mercato interno è stata specificata nel seguente modo:

$$\Delta p_o = \text{const} - \alpha_1 \text{ECMPO}_{t-1} + \beta_1(L) \Delta p_{o,t-1} + \gamma_1(L) \Delta \text{cuv}_{t-1} + \delta_1(L) \Delta p_x + \eta_1 \mu_{\text{gut}} + \theta_1 \sigma_{\text{gut}}^2 + \rho_1 r_{b,t-1} + \tau_1 r_{l,t-1} + v_1 \text{SMTI}_t + \chi_1 \Delta \text{piti}_t \text{dinf}_t \quad (1a)$$

dove, oltre ai simboli già introdotti,¹² *dinf* sono le aspettative d'inflazione,¹³ le lettere greche rappresentano i parametri, con $\beta_1(L)$, $\gamma_1(L)$, e $\delta_1(L)$ polinomi nell'operatore ritardo.

Questa specificazione consente, tra l'altro, di valutare le conseguenze dell'inflazione importata separando gli effetti di un aumento dei prezzi delle importazioni sui prezzi interni attraverso il canale dei costi da quelli derivanti dall'allentamento della pressione concorrenziale sul mercato interno (Figura 2). Infatti i prezzi in lire dei beni importati (*pml*) entrano nella determinazione di quelli dell'output sia attraverso i costi sia direttamente, nel breve e nel lungo periodo. In fase di simulazione del modello, mantenendo endogeno o esogeno l'effetto di retroazione di *pml* sui costi, è possibile quantificare separatamente i due canali di trasmissione dell'inflazione importata.

Nella specificazione dinamica dell'equazione dei prezzi delle importazioni, abbiamo considerato lo stato della domanda, sul mercato interno (μ_{gu}) e relativamente a quello degli altri paesi (*ipcr*), la quota delle importazioni sul valore aggiunto (*SMTI*), quale indicatore del potere di mercato, e gli effetti del cambio (*e*) e dei prezzi in valuta praticati dai produttori esteri sugli altri mercati dell'UE (*pmcee*). Abbiamo preferito mantenere distinte queste ultime due variabili per

¹² La specificazione di *ECMPO* è quella riportata nella nota 9; sottostante vi è, come noto, una relazione stabile-nel-tempo fra costi e prezzi; la cui esistenza è stata opportunamente sottoposta a test (cfr. l'Appendice 1 per i dettagli). Si ricorda inoltre che le variabili sono espresse in scala logaritmica.

¹³ Per cui, per esempio, $\text{dinf}_t = \pi_{t,t-1}^e - \pi_{t-1}$ > 0 indica attese di accelerazione dell'inflazione.

TAVOLA 1

SEGNI ATTESI DEI COEFFICIENTI DEI TERMINI DI INTERAZIONE TRA ASPETTATIVE DI VARIAZIONE DELL'INFLAZIONE, VARIAZIONE DEI COSTI E TERMINE DI CORREZIONE DELL'ERRORE

	Aspettative di accelerazione dell'inflazione ($\pi_{t,t-1}^e - \pi_{t-1} > 0$)	Aspettative di decelerazione dell'inflazione ($\pi_{t,t-1}^e - \pi_{t-1} < 0$)
Aumento dei costi	+	±
	(velocizzazione della trasmissione dell'aumento dei costi)	
Riduzione dei costi	±	-
		(velocizzazione della trasmissione della riduzione dei costi)
Livello dei prezzi superiore a quello di equilibrio (ECMPO > 0)	±	+
		(velocizzazione della riduzione dei prezzi verso il nuovo livello di equilibrio)
Livello dei prezzi inferiore a quello di equilibrio (ECMPO < 0)	-	±
	(velocizzazione dell'aumento dei prezzi verso il nuovo livello di equilibrio)	

In particolare, in relazione al cambio si è valutata l'entità del *pass-through* nel breve periodo; esiste ormai una consolidata evidenza empirica sul fatto che nel breve termine i prezzi delle importazioni rispondono con gradualità a variazioni del cambio, anche in assenza di comportamenti di *pricing-to-market* nel lungo periodo; inoltre, è plausibile che questa risposta sia diversa per le fasi di apprezzamento del cambio (Δe_u) e per quelle di deprezzamento (Δe_d).

In sintesi, adottando la stessa simbologia della (1a), l'equazione finale per i prezzi delle importazioni è la seguente:¹⁴

$$\Delta \text{pml}_t = \text{const} - \alpha_2 \text{ECMPM}_{t-1} + \beta_2(L) \Delta \text{pmcee}_t + \gamma_2(L) \Delta e_{u,t} + \lambda_2(L) \Delta e_{d,t} + v_2 \mu_{\text{gut}} + \theta_2 \text{ipcr}_t + \eta_2 \text{SMTI}_t \quad (2a)$$

Infine, la determinazione dell'equazione dei prezzi delle esportazioni manifatturiere italiane replica, nella sostanza, quella dei prezzi

¹⁴ Come si vede dalla (2), $\text{ECMPM} = \text{pml} - (1 - \Phi_2)[\text{pmcee} + e] - \Phi_2 p_o$.

delle importazioni. Pertanto, la specificazione dinamica include, tra l'altro, l'indicatore dello stato della domanda in Italia e relativamente agli altri paesi dell'UE, l'andamento delle quote di mercato delle nostre esportazioni ($qexp$) e le variazioni, in aumento e in diminuzione, del cambio (Δeu e Δed , rispettivamente). L'equazione stimata ha la seguente forma generale:¹⁵

$$\Delta px_t = \text{const} - \alpha_3 \text{ECMPX}_{t-1} + \beta_3 (L)\Delta px_{cee_t} + \gamma_3 (L)\Delta eu_t + \lambda_3 (L)\Delta ed_t + \nu_3 qexp_t + \theta_3 ipcr_t + \eta_3 \mu_{gut} \quad (3a)$$

Anche in questo caso si possono verificare le ipotesi di esistenza di *pricing to market* nel lungo periodo e stimare l'entità del *pass-through* praticato dai produttori italiani sui mercati esteri.

3. I risultati delle stime

L'approccio metodologico seguito nella stima del modello appena presentato consiste nel trattare separatamente l'identificazione e la stima delle relazioni di lungo periodo (di equilibrio) tra i livelli delle variabili e la modellizzazione della dinamica di breve periodo dei prezzi considerati. I vettori di cointegrazione ottenuti dall'analisi di lungo periodo sono stati imposti nella stima simultanea delle equazioni dinamiche (effettuata con il metodo dei minimi quadrati a tre stadi). In alternativa si sarebbe potuto procedere alla stima congiunta delle relazioni di lungo e di breve periodo (Rossi e Visco 1994). Questa soluzione non è stata seguita principalmente perché nell'equazione dei prezzi dell'output praticato dai produttori nazionali sul mercato interno è estremamente complesso stimare il valore del vettore di cointegrazione e simultaneamente tenere conto delle asimmetrie nella velocità di aggiustamento dei prezzi al loro valore di equilibrio. Infatti per separare i casi di valori positivi e negativi del termine di correzione dell'errore (*ECMPO*) occorre conoscere preventivamente i valori dei parametri di lungo periodo, che in caso di stima congiunta sono invece oggetto della stima stessa.¹⁶ Un approccio simile a quello qui seguito è stato adottato, per esempio, da

¹⁵ Dalla (3) risulta che $\text{ECMPX} = px - (1 - \Phi_3) \text{cuv} - \Phi_3 [px_{cee} + e]$.

¹⁶ Comunque, in una fase preliminare del lavoro si è stimato il modello, compresi i parametri delle equazioni di lungo periodo, senza considerare le asimmetrie nel termine

Granger e Swanson (1996). Le stime sono state effettuate con dati trimestrali per il periodo 1976.2-1995.3, l'unico per il quale sono disponibili tutti gli indicatori utilizzati. I vettori di cointegrazione (normalizzati) stimati, corrispondenti alle equazioni (1), (2) e (3) sono:¹⁷

$$po = 0,13 \text{ pml} + 0,87 \text{ cuv}$$

$$\text{pml} = 0,08 \text{ po} + 0,92 \text{ pmceel}$$

$$\text{px} = 0,23 \text{ pxceel} + 0,77 \text{ cuv}$$

Queste stime delle relazioni di lungo periodo confermano che i produttori nel fissare i loro prezzi tengono conto di quelli praticati dai loro concorrenti, anche se il peso dei costi rimane preponderante. I produttori italiani sono più attenti ai prezzi dei loro concorrenti quando vendono sui mercati esteri che non su quello italiano (nei due casi, l'elasticità è pari rispettivamente a 0,23 e a 0,13). Questo risultato è coerente con l'ipotesi che i produttori italiani detengano un più elevato potere di mercato all'interno che all'estero.¹⁸ I fornitori esteri dell'Italia sembrano meno sensibili ai prezzi dei concorrenti italiani: l'elasticità rispetto a questi ultimi è dello 0,08%. Questa reattività è forse più bassa di quella attesa; su tale stima può aver influito il fatto che il prezzo dell'output sul mercato interno presenta qualche problema di comparabilità con i valori medi unitari delle

di correzione dell'errore dell'equazione dei prezzi dell'output. Si è poi sottoposta a test l'ipotesi che i valori stimati in questo modo fossero uguali a quelli ottenuti con la stima VAR, commentata nel testo (cfr. l'Appendice 1). Per tutti i parametri l'ipotesi di uguaglianza non può essere rifiutata: rispetto alla simbologia introdotta nelle tavole 2-4, il test $(1 - \Phi_1) - 0,87 = 0$ ha un *p-value* di 0,31; il test $\Phi_1 - 0,13 = 0$ ha un *p-value* di 0,65; il test $\Phi_2 - 0,08 = 0$ ha un *p-value* di 0,20; il test $(1 - \Phi_2) - 0,92 = 0$ ha un *p-value* di 0,31; il test $\Phi_3 - 0,23 = 0$ ha un *p-value* di 0,93; il test $(1 - \Phi_3) - 0,77 = 0$ ha un *p-value* di 0,36.

¹⁷ Per i dettagli sulle procedure di stima seguite e sui dati utilizzati, si vedano rispettivamente le Appendici 1 e 2. Si osservi come un punto critico della quasi totalità dei lavori empirici sugli effetti delle variazioni del tasso di cambio sui prezzi è rappresentato dall'indisponibilità di indicatori affidabili sui prezzi dei manufatti venduti dai concorrenti esteri sul mercato di riferimento e sugli altri mercati di sbocco. Nella maggior parte dei lavori, compreso questo, si ricorre ai valori medi unitari, che tuttavia presentano limitazioni ben note (Lipsey, Molinari e Kravis 1991). Una nota di cautela è pertanto richiesta nell'interpretazione dei risultati ottenuti.

¹⁸ Le stime dell'equazione dinamica confermano queste valutazioni. I produttori nazionali, quando vendono sul mercato interno, reagiscono alla quota detenuta dai concorrenti molto più debolmente di quanto non facciano quando vendono sui mercati esteri.

importazioni.¹⁹ Un problema analogo potrebbe peraltro sussistere per l'equazione dei prezzi dell'output.

Dai risultati presentati emerge che il *pricing to market* è un fenomeno di lungo periodo, e che vi sono sistematiche deviazioni dalla legge del prezzo unico. Queste conclusioni confermano quanto ottenuto in analoghi studi su altri paesi (Menon 1995). Naug e Nyomen (1996), ad esempio, riscontrano che, nel lungo periodo, i prezzi delle importazioni manifatturiere della Norvegia sono una media ponderata, con pesi analoghi a quelli stimati in questo lavoro, del costo del lavoro norvegese e dei prezzi delle esportazioni dei principali fornitori esteri. Per l'Italia Gola e Trimarchi (1996) hanno trovato, utilizzando dati estratti da interviste condotte su un campione di imprese lombarde, che nel corso degli ultimi 15 anni la percentuale delle imprese che hanno rispettato la legge del prezzo unico non è mai stata superiore al 40%.

Per quel che riguarda l'andamento dei prezzi nel breve periodo, i coefficienti stimati riportati nelle tavole 2-4 sono congruenti con quanto atteso *a priori*,²⁰ anche la diagnostica non denota particolari problemi delle stime;²¹ inoltre i principali parametri risultano stabili.²² Da questo punto di vista, un caso interessante riguarda il comportamento del modello in occasione dello shock del 1992. Stimando i coefficienti nel periodo 1976.3-1992.3 e simulando l'andamento dei prezzi tra la fine del 1992 e il terzo trimestre del 1995, si ottiene un *pattern* sufficientemente prossimo a quello storico, anche se si nota nel corso del 1995 una certa tendenza del modello a sovrastimare (Figura 3 e Figura 5).

Nel seguito si commentano alcuni aspetti dei risultati ottenuti di particolare interesse, riguardanti le asimmetrie nell'aggiustamento dei prezzi, gli effetti delle variazioni del tasso di cambio e il ciclo economico.

¹⁹ I primi sono infatti al netto delle transazioni intrasettoriali (in sostanza escludono i flussi interni alla trasformazione industriale) mentre i secondi si riferiscono a tutti i beni prodotti dal comparto manifatturiero (inclusi gli intermedi).

²⁰ L'eccezione più rilevante riguarda la mancata accettazione dell'ipotesi che i produttori nazionali contengano, per esempio, i prezzi sul mercato interno quando possono recuperare margini di profitto sulle vendite praticate all'estero.

²¹ I test sui residui, riportati nell'Appendice 1, sono stati effettuati per ogni equazione e, per verificare l'ipotesi di assenza di autocorrelazione, anche a livello di sistema (Godfrey 1988).

²² Cfr. l'Appendice 1 per i dettagli.

TRASFORMAZIONE INDUSTRIALE
(variabile dipendente: tasso di variazione del prezzo dell'output sul mercato interno Δp_o)^a

Variabile	Simbolo	Stime con ECM imposto
ECMPO: valori positivi valori negativi	a1 [po - 0,8 cuv - 0,13pml] ⁺ _{t-1} a2 [po - 0,8 cuv - 0,13pml] ⁻ _{t-1}	a1 = -0,06 (-1,03) a2 = -0,15 (-2,54)
ECMPO: interazione con variazioni inflazione attesa; 2 casi:		
valori negativi ECMPO e aumento inflazione attesa	a3 [po - 0,87 cuv - 0,13 pml] ⁻ _{t-1} ($\pi_{t,t-1}^e - \pi_{t-1}$) ⁺	a3 = -0,49 (-1,99)
valori positivi ECMPO e riduzione inflazione attesa	a4 [po - 0,87 cuv - 0,13pml] ⁺ _{t-1} ($\pi_{t,t-1}^e - \pi_{t-1}$) ⁻	a4 = 0,09 (2,56)
Costi unitari variabili	Δcuv_t	0,27 (5,05)
Costi unitari variabili	Δcuv_{t-1}	0,16 (3,34)
Costi variabili interazione con variazioni inflazione attesa; ^b 4 casi:		
riduzione costi e riduzione inflazione attesa	(Δp_{iti}) ⁻ ($\pi_{t,t-1}^e - \pi_{t-1}$) ⁻	-0,02 (-1,95)
riduzione costi e aumento inflazione attesa	(Δp_{iti}) ⁻ ($\pi_{t,t-1}^e - \pi_{t-1}$) ⁺	-0,04 (-3,29)
aumento costi e aumento inflazione attesa	(Δp_{iti}) ⁺ ($\pi_{t,t-1}^e - \pi_{t-1}$) ⁺	-0,003 (5,26)
aumento costi e riduzione inflazione attesa	(Δp_{iti}) ⁺ ($\pi_{t,t-1}^e - \pi_{t-1}$) ⁻	-0,0005 (-1,39)
Prezzi output sul mercato interno	$\Delta p_{o,t-1}$	0,13 (1,52)
Prezzi importazioni (in lire)/Clup	$\Delta p_{ml} - \Delta cl_t$	0,06 (3,04)
Ciclo (indicatore Wharton del grado di utilizzo)	μ_{gut}	0,07 (2,12)
	σ_{gut}	0,09 (1,33)
Tassi reali a lungo termine	$r_{l,t-1}$	0,23 (3,04)
Tassi reali a breve termine	$r_{b,t-1}$	-0,45 (-5,77)
Quota delle importazioni sul valore aggiunto (a prezzi costanti)	SMTI _t	0,06 (-7,39)
Diagnostica		
Periodo		1976.2-1995.3
S.E.E. (%)		0,44
R ²		0,93
DW		2,26

^a In parentesi tonde sono riportati i valori del test T di Student.
^b Inflazione attesa al tempo t-1 per il periodo t.

TRASFORMAZIONE INDUSTRIALE

(variabile dipendente: tasso di variazione dei valori medi unitari in lire delle importazioni Δpml)¹

Variabile	Simbolo	Stime con ECM imposto
ECMPM	$\alpha_2 [pml - 0,08 po - 0,92 pmceel]_{t-1}$	$\alpha_2 = -0,15$ (-5,15)
Prezzi in valuta delle importazioni negli altri paesi dell'UE	$\Delta pmceel_t$	0,33 (3,33)
Prezzi in valuta delle importazioni negli altri paesi dell'UE	$\Delta pmceel_{t-1}$	0,39 (3,87)
Tasso di cambio: deprezzamento	Δed_t	0,28 (3,00)
Tasso di cambio: apprezzamento	Δeu_t	-0,86 (-4,77)
Ciclo (indicatore Wharton del grado di utilizzo)	μ_{gut}	0,000 (2,12) 5
Ciclo relativo (paesi OCSE/Italia)	$ipcr$	-0,12 (-3,53)
Quota delle importazioni sul valore aggiunto (a prezzi costanti)	$SMTI_{t-1}$	0,04 (2,56)
Diagnostica		
Periodo		1976.2-1995.1
S.E.E. (%)		1,00
R ²		0,90
DW		2,07

¹ In parentesi tonde sono riportati i valori del test di Student.

3.1. L'adeguamento asimmetrico del prezzo dell'output sul mercato interno

I risultati delle stime confermano l'esistenza di una forte asimmetria nella velocità di aggiustamento dei prezzi dell'output sul mercato interno al loro valore di equilibrio. Il coefficiente del termine di correzione dell'errore (ECMPO) nel caso in cui il raggiungimento

TRASFORMAZIONE INDUSTRIALE

(variabile dipendente: tasso di variazione dei valori medi unitari in lire delle esportazioni Δpx)¹

Variabile	Simbolo	Stime con ECM imposto
ECMPX	$\alpha_3 [px - 0,23pxceel - 0,77cuv]_{t-1}$	$\alpha_3 = -0,12$ (-2,63)
Prezzi in valuta delle esportazioni negli altri paesi dell'UE	$\Delta pxceel_t$	0,63 (6,14)
Costi unitari variabili	Δcuv_t	0,40 (5,41)
Tasso di cambio: svalutazioni	Δed_t	0,38 (7,61)
Tasso di cambio: rivalutazioni	Δeu_t	0,10 (0,80)
Ciclo (indicatore Wharton del grado di utilizzo)	μ_{gut}	0,16 (4,66)
Quota delle esportazioni italiane nel commercio mondiale	$qexp_t$	0,03 (1,68)
Ciclo relativo (paesi OCSE/Italia)	$ipcr$	0,12 (-3,80)
Diagnostica		
Periodo		1976.2-1995.1
S.E.E. (%)		0,79
R ²		0,87
DW		1,93

¹ In parentesi tonde sono riportati i valori del test T di Student.

dell'equilibrio richieda un aumento dei prezzi (ovvero, con un valore di ECMPO negativo) è di oltre due volte superiore a quello stimato nel caso di diminuzione dei prezzi (ECMPO positivo). La discesa dei prezzi è molto più lenta dell'aumento: dopo un anno i prezzi hanno recuperato 4 dei 10 punti percentuali della deviazione nel caso di aumento ma solo 2 nel caso di diminuzione.

FIGURA 3

PREZZI DELL'OUTPUT SUL MERCATO INTERNO:
ERRORI DI PREVISIONE DEI TASSI DI VARIAZIONE SUL PERIODO PRECEDENTE

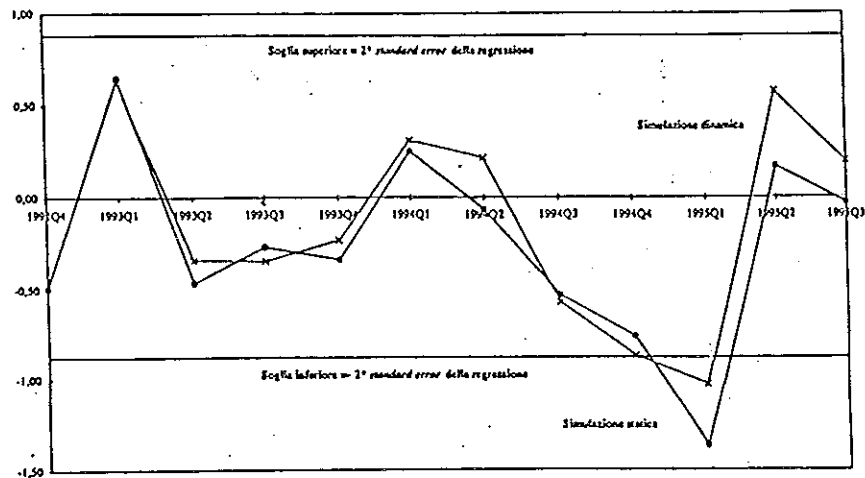


FIGURA 4

VALORI MEDI UNITARI DELLE IMPORTAZIONI MANIFATTURIERE DELL'ITALIA:
ERRORI DI PREVISIONE DEI TASSI DI VARIAZIONE SUL PERIODO PRECEDENTE

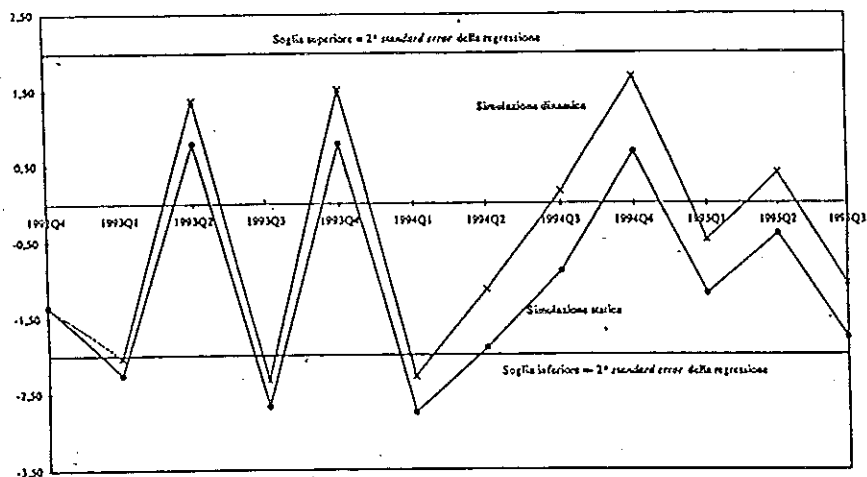
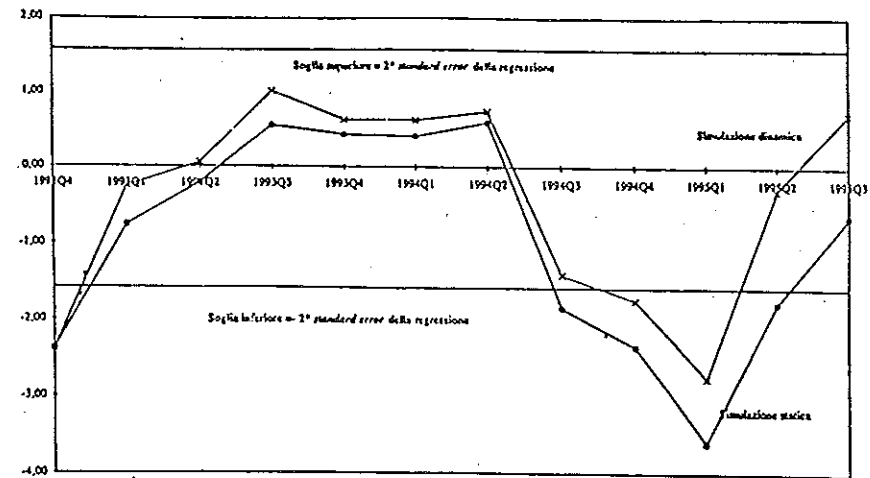


FIGURA 5

VALORI MEDI UNITARI DELLE ESPORTAZIONI MANIFATTURIERE DELL'ITALIA:
ERRORI DI PREVISIONE DEI TASSI DI VARIAZIONE SUL PERIODO PRECEDENTE



3.2. L'effetto delle aspettative d'inflazione sul prezzo dell'output manifatturiero

I segni attesi relativi ai casi illustrati nella tavola 1 sono confermati dalle stime, i cui risultati sono riportati nella tavola 5.

Con riferimento all'interazione tra il termine di correzione dell'errore (*ECMPO*) e le aspettative, trova conferma l'ipotesi che attese di variazione dell'inflazione velocizzino il raggiungimento dell'equilibrio, anche in questo caso con una forte asimmetria. L'effetto delle aspettative d'inflazione è molto più forte nel caso di adeguamento verso l'alto dei prezzi: l'accelerazione attesa dell'inflazione congiunta con un valore negativo di *ECMPO* (che, come detto in precedenza, implica un aumento dei prezzi per il raggiungimento del valore di equilibrio) ha un coefficiente (in valore assoluto) cinque volte superiore a quello stimato nel caso di miglioramento del clima delle aspettative ed *ECMPO* positivo (0,49 contro 0,09).

A questo effetto si somma la velocizzazione dell'adeguamento, nel breve periodo, dei prezzi ai costi dovuta all'inflazione attesa. A questo proposito i risultati della tavola 5 mostrano che:

TAVOLA 5

COEFFICIENTI STIMATI DEI TERMINI DI INTERAZIONE TRA ASPETTATIVE DI VARIAZIONE DELL'INFLAZIONE, VARIAZIONE DEI COSTI E TERMINE DI CORREZIONE DELL'ERRORE¹

	Aspettative di accelerazione dell'inflazione ($\pi^e_{t,t-1} - \pi_{t-1} > 0$)	Aspettative di decelerazione dell'inflazione ($\pi^e_{t,t-1} - \pi_{t-1} < 0$)
Aumento dei costi	0,003 (5,26)	-0,0005 (-1,39)
Riduzione dei costi	-0,04 (-3,29)	-0,02 (-1,95)
Livello dei prezzi superiore a quello di equilibrio (ECMPO > 0)	coefficiente non stimato	0,09 (2,56)
Livello dei prezzi inferiore a quello di equilibrio (ECMPO < 0)	-0,49 (-1,99)	coefficiente non stimato

¹ In parentesi tonde sono riportati i valori del test T di Student.

– con attese di accelerazione (decelerazione) dell'inflazione, la traslazione di aumenti (diminuzioni) dei costi sui prezzi avviene più rapidamente. La presenza di aspettative d'inflazione determina una traslazione pressoché istantanea dell'aumento dei costi; essa è invece più lenta nel caso di riduzioni dei costi accompagnate da attese di un calo dell'inflazione;

– negli altri casi i risultati sono meno chiari, anche se sembrerebbe dominare l'effetto delle aspettative d'inflazione. Nel caso di riduzione dei costi e aumento atteso dell'inflazione il coefficiente stimato (-0,04) implica un aumento dei prezzi; il caso opposto di aumento dei costi e miglioramento delle aspettative d'inflazione sembrerebbe ridimensionare il prevalere dell'effetto delle attese di inflazione sull'andamento dei prezzi, anche se occorre sottolineare come in tal caso il coefficiente stimato sia molto prossimo a zero.

3.3. Il cambio

Gli effetti d'impatto delle variazioni del cambio nell'equazione dei prezzi dei manufatti importati e di quelli esportati sono fortemente asimmetrici. Circa il 30% del deprezzamento del cambio viene

trasferito immediatamente sui prezzi delle importazioni, contro oltre l'80% nel caso di apprezzamento. La maggior parte degli effetti si esauriscono in pochi trimestri, anche se il ritorno all'equilibrio si completa dopo circa due anni. L'adeguamento dei prezzi delle importazioni non riflette pienamente le variazioni del cambio neanche nel lungo periodo.

Anche nel caso dei prezzi praticati dai produttori nazionali sui mercati esteri si riscontra una forte asimmetria. Una svalutazione del cambio provoca un adeguamento pressoché immediato al nuovo livello di equilibrio, in parte tramite il canale dei costi. Per contro, una rivalutazione ha un impatto nullo, ed esplica i propri effetti per il solo tramite della riduzione dei costi. Si osservi come ciò sia congruente con quanto avvenuto con la rivalutazione del cambio a partire dalla seconda metà del 1995 (Banca d'Italia 1996). Inoltre è interessante notare come il modello simuli comportamenti uniformi degli esportatori, siano essi produttori italiani che vendono all'estero o produttori esteri che vendono in Italia. In generale gli esportatori reagiscono molto più intensamente a una svalutazione della propria valuta che a una rivalutazione.

Come già osservato in precedenza, le variazioni del cambio si trasmettono sul prezzo dell'output interno tramite i costi degli input importati e la variazione della pressione concorrenziale sui produttori nazionali. Cumulando i due effetti, a regime (anche in questo caso all'incirca dopo due anni) una variazione del cambio del 10% determina un mutamento dei prezzi interni di circa il 3%. L'esercizio di simulazione condotto mantenendo esogeni i costi (cioè annullando gli effetti delle variazioni del cambio sui costi e le conseguenti retroazioni tra prezzi interni e prezzi all'importazione) mostra come a regime il solo effetto di variazione della pressione concorrenziale rappresenti circa un terzo di quello complessivo.²³ Infine, il segno negativo assunto dal coefficiente della quota delle importazioni sul valore aggiunto conferma l'importanza dell'apertura del mercato alla concorrenza internazionale come elemento strutturale di una stabile politica di controllo delle pressioni inflazionistiche.

²³ Si noti come, tenendo conto del solo canale dei costi, l'elasticità qui stimata dei prezzi dell'output interno a variazioni del cambio assuma lo stesso valore, pari a 0,2, desumibile dalla matrice input-output del 1988, l'ultima disponibile (Cipollone e Marchetti 1997).

3.4. Il ciclo

L'indicatore relativo allo stato della domanda in Italia entra con un segno positivo nelle tre equazioni considerate. L'effetto, pur se permane nel tempo, è di entità modesta.²⁴ Un aumento in un periodo di un punto percentuale del grado di utilizzo della capacità produttiva nel settore manifatturiero provoca nello stesso periodo un aumento di circa un decimo di punto percentuale per i prezzi interni, per quelli dei beni esportati e di quelli importati; il ritorno all'equilibrio è piuttosto graduale: dopo un anno i prezzi hanno compensato meno della metà dell'aggiustamento.

Inoltre, nel caso dei prezzi praticati dai produttori nazionali sul mercato interno viene confermata la significatività degli effetti delle strozzature settoriali.

4. Conclusioni

Il contributo di questo lavoro è duplice. In primo luogo è stato specificato un modello nel quale, anche nel lungo periodo, i prezzi delle importazioni e quelli dell'output praticati dai produttori nazionali sui mercati interno e estero vengono determinati simultaneamente. In secondo luogo, sulla base di questo schema di lungo periodo, si è modellata una dinamica di breve periodo più articolata, con una particolare attenzione all'individuazione di alcuni specifici fattori che condizionano le politiche di prezzo delle imprese.

Le principali conclusioni del lavoro possono essere riassunte come segue. Nel *lungo periodo* i produttori fissano i loro prezzi tenendo conto di quelli praticati dai loro concorrenti; il coefficiente relativo ai costi nelle scelte di prezzo delle imprese resta tuttavia preponderante (pari a circa 0,9 per i prezzi interni e delle importazioni, e a 0,8 per quelli delle esportazioni). Nel *breve periodo* i prezzi

²⁴ A livello teorico ed empirico non si è giunti a conclusioni univoche sul legame tra andamento della domanda e margine. Da un punto di vista empirico per l'Italia, come osservato in un precedente lavoro (Gavosto, Sabbatini e Sestito 1994), alla prociclicità del margine che si osserva per il complesso del settore manifatturiero fa riscontro una situazione molto differenziata a livello disaggregato (per un'analisi più recente, cfr. Marchetti 1997).

reagiscono in maniera asimmetrica a shock che implicano deviazioni dal loro livello di equilibrio: *i*) per quelli dell'output sul mercato interno l'adeguamento è più rapido nel caso in cui il riequilibrio ne richieda un aumento; inoltre il clima inflazionistico, misurato dalle aspettative d'inflazione al consumo, induce ad accelerare l'adeguamento verso l'alto dei prezzi; *ii*) gli esportatori, sia i produttori italiani che vendono all'estero sia i produttori esteri che vendono in Italia, reagiscono molto più prontamente a un deprezzamento della propria valuta che a una rivalutazione: nel primo caso l'adeguamento è pressoché immediato.

Infine, i risultati confermano per alcuni aspetti quelli di precedenti lavori; in merito alle condizioni cicliche le stime indicano che i prezzi crescono in corrispondenza di fasi espansive, sia per l'aumento del livello medio che per effetto della dispersione settoriale del livello di attività; si conferma l'effetto deflazionistico di un aumento dei tassi di interesse a breve, soprattutto se associato a una discesa di quelli a lungo termine, e l'importanza dell'apertura dei mercati come elemento di contenimento delle pressioni inflazionistiche.

APPENDICE 1

LE STIME DEL MODELLO

Come già osservato, il modello presentato nel testo è stato stimato in due fasi. La prima riguarda l'identificazione delle relazioni di lungo periodo tra le variabili; nella seconda fase si stimano i coefficienti di breve periodo. Questa soluzione è stata preferita a quella che consiste nello stimare congiuntamente la rappresentazione ECM senza imporre alcun parametro sui coefficienti delle relazioni di lungo periodo, per una fondamentale ragione. Nell'equazione del prezzo dell'output sul mercato interno è estremamente complesso stimare il vettore di cointegrazione e simultaneamente tenere conto delle asimmetrie nella velocità di aggiustamento dei prezzi al loro valore di equilibrio. Infatti, per separare i casi di ECM positivo e negativo (cioè per definire i valori della *dummy D* nell'espressione riportata nella nota 9), occorre conoscere preventivamente i valori dei parametri di lungo periodo, che in caso di stima simultanea sono invece oggetto della stima stessa.

La stima delle relazioni di lungo periodo può essere affrontata attraverso una rappresentazione mediante VAR generali, che per modelli in cui tutte le variabili sono integrate di ordine 1 è del tipo

$$\Delta X_t = \Gamma(L)\Delta X_t + \Pi X_{t-1} + d_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

dove X_t è il vettore delle variabili considerate (nell'ordine, i prezzi praticati dai produttori nazionali sul mercato interno, i prezzi delle importazioni in Italia, i prezzi delle esportazioni dell'Italia, i costi unitari variabili dei produttori nazionali, i prezzi delle importazioni e quelli delle esportazioni degli altri paesi dell'UE) e d_t rappresenta l'insieme delle componenti deterministiche del modello.

Il problema della determinazione dello spazio di cointegrazione e dell'identificazione di vettori di cointegrazione coerenti con il quadro di riferimento concettuale presentato nel primo paragrafo è stato affrontato seguendo la procedura proposta da Johansen (1988) e che, da un punto di vista operativo, è stata resa disponibile da Giannini e Mosconi nel pacchetto econometrico MALCOLM,¹ i cui punti salienti possono essere sintetizzati come segue.

In primo luogo si è individuato l'ordine di integrazione delle variabili considerate, mediante i test di Dickey e Fuller. Dai risultati riportati nella tavola A1 si evince come tutte le serie considerate siano rappresentabili mediante un processo I(1).

Nell'ambito della modellizzazione rappresentata dalla (1) si è quindi passati alla determinazione dello spazio di cointegrazione e all'identificazione dei vettori di cointegrazione. Nel primo caso, per completare la definizione del modello generale, è necessario individuare anche le componenti deterministiche; a tal fine, il modello che ha dato i risultati più soddisfacenti considera tra le variabili deterministiche le *dummies* stagionali e una costante.² I test per l'individuazione del rango di cointegrazione mostrano l'esistenza di tre vettori che, sulla base delle considerazioni teoriche esposte nel paragrafo precedente, dovrebbero essere tali da rappresentare le relazioni di lungo periodo (di equilibrio) sottostanti le equazioni di prezzo (1a), (2a) e (3a). È stato quindi condotto un test per verificare l'ipotesi che i parametri relativi ai tre vettori di cointegrazione soddisfino le relazioni attese a priori sulla base dell'analisi teorica, ovvero che i tre vettori di cointegrazione presentino rispettivamente la seguente struttura:

$$\beta_{11}po + \beta_{21}pml + \beta_{41}cuv = 0$$

$$\beta_{12}po + \beta_{22}pml + \beta_{32}pmceel = 0$$

$$\beta_{33}px + \beta_{43}cuv + \beta_{63}pxceel = 0$$

¹ Per un approfondimento delle metodologie sottostanti l'analisi qui sviluppata, cfr. in particolare Giannini e Mosconi (1989).

² Il numero dei ritardi considerati nel VAR è stato individuato sulla base degli usuali criteri informativi (Akaike, Hannan-Quinn, Schwartz). I test di Jarque e Bera consentono di verificare che l'ipotesi di normalità a livello di sistema non sia violata. Per migliorare i risultati, nella specificazione adoperata è stata introdotta una *dummy* per tener conto della forte svalutazione della lira nel quarto trimestre del 1992 che, in particolare per le serie relative ai prezzi delle importazioni e delle esportazioni, rappresenta un *outlier* (cioè è stato anche verificato formalmente attraverso l'analisi degli *outliers* condotta sulle singole serie storiche utilizzando il pacchetto TRAMO; si veda Gomez e Maravall 1996).

IDENTIFICAZIONE DELLE RELAZIONI DI LUNGO PERIODO

Analisi di integrazione (test di Dickey-Fuller) ^a				
Variabili (scala logaritmica)		Ritardi (variabili in livello)	H ₀ : esiste una radice unitaria Livelli Differenze prime	
po	prezzi dell'output sul mercato interno	1	-3,20	-2,80 ^b
cuv	costi unitari delle variabili	1	-1,95	-3,25
pml	prezzi in lire delle importazioni	1	-1,55	-2,34 ^b
pmceel	prezzi in lire delle importazioni negli altri paesi dell'UE	1	-1,78	-5,94
px	prezzi in lire delle esportazioni italiane	1	-1,63	-3,92
pxceel	prezzi in lire delle esportazioni negli altri paesi dell'UE	1	-1,77	-6,05
Analisi di Johansen A: Determinazione del rango di cointegrazione ^c				
Ritardi	Test di normalità ^d	Numero di vettori di cointegrazione	Statistica	Valore critico 95%
6	0,24 (P-value)	r = 0	173,53	102,14
		r = 1	112,60	76,07
		r = 2	61,94	53,12
		r = 3	28,75	34,91
		r = 4	13,27	19,96
		r = 5	2,49	9,24
B: Identificazione dei vettori di integrazione				
3	0,71 (P-value)	Test di restrizione sui parametri H ₀ : i 3 vettori di cointegrazione (normalizzati) hanno la seguente specificazione: po = (1 - φ ₁) cuv + φ ₁ pml pml = (1 - φ ₂) (pmcee + e) + φ ₂ po px = (1 - φ ₃) cuv + φ ₃ (pxcee + e)		
		0,06 (P-value)		

^a Il test effettuato considera la costante e il trend per i livelli, e la sola costante per le differenze prime. Il numero dei ritardi è stato individuato sulla base del criterio di Akaike (AIC).

^b Al 10%.

^c Modello generale con sei variabili, la costante e le *dummies* stagionali (cfr. equazioni 1-3 nel testo). Per la determinazione del rango è stato considerato il test basato sulla traccia. Il numero di ritardi è stato determinato sulla base dei criteri informativi di Akaike e di Hannan-Quinn.

^d Test di multinormalità di Jarque-Bera.

dove, oltre alle restrizioni sui parametri pari a zero, si impongono le restrizioni $\beta_{11} - (\beta_{21} + \beta_{41}) = 0$, $\beta_{22} - (\beta_{12} + \beta_{32}) = 0$, e $\beta_{33} - (\beta_{43} + \beta_{63}) = 0$.

Il risultato del test consente di accettare congiuntamente queste restrizioni.

I vettori di cointegrazione (normalizzati) sono stati imposti al modello costituito dalle equazioni (1a), (2a) e (3a). Le tre equazioni sono state quindi stimate simultaneamente con il metodo dei minimi quadrati a 3 stadi partendo da una specificazione generale dei ritardi delle variabili individuate nel paragrafo precedente, ed eliminando via via i termini non significativi.³ Nelle tavole A2 e A3 si riporta la diagnostica relativa al modello stimato.⁴

TAVOLA A2

DIAGNOSTICA DI SISTEMA

Test di autocorrelazione di sistema ² modello generale $YB + Z\Gamma = U$ test per il modello $U_t = U_{t-1}R_1 + E$; $E \sim iid(0, \Sigma)$		
H ₀ : $R_1 = 0$		
H ₁ : $R_1 \neq 0$	$\chi^2(9) = 10,81$	P-value = 0,17
test per il modello $U_t = U_{t-1}R_1 + U_{t-2}R_2 + E$; $E \sim iid(0, \Sigma)$		
H ₀ : $R_1 = R_2 = 0$		
H ₁ : $R_1 \neq 0, R_2 \neq 0$	$\chi^2(18) = 16,72$	P-value = 0,54
test per il modello $U_t = U_{t-1}R_1 + U_{t-2}R_2 + U_{t-3}R_3 + E$; $E \sim iid(0, \Sigma)$		
H ₀ : $R_1 = R_2 = R_3 = 0$		
H ₁ : $R_1 \neq 0, R_2 \neq 0, R_3 \neq 0$	$\chi^2(27) = 23,59$	P-value = 0,65
test per il modello $U_t = U_{t-1}R_1 + U_{t-2}R_2 + U_{t-3}R_3 + U_{t-4}R_4 + E$; $E \sim iid(0, \Sigma)$		
H ₀ : $R_1 = R_2 = R_3 = R_4 = 0$		
H ₁ : $R_1 \neq 0, R_2 \neq 0, R_3 \neq 0, R_4 \neq 0$	$\chi^2(36) = 47,43$	P-value = 0,10

² Test del moltiplicatore di Lagrange sulla somma dei residui ponderata con gli strumenti utilizzati nella stima (Godfrey 1988).

³ Gli strumenti utilizzati nelle stime dei minimi quadrati a tre stadi sono le variabili indipendenti del modello, ad eccezione dei *cuv*, che sono stati resi endogeni per tener conto delle retroazioni con i prezzi dei manufatti importati che in parte costituiscono input intermedi.

⁴ Lo shock al cambio del 1992 non sembra aver prodotto cambiamenti rilevanti nei comportamenti degli operatori. Questo è stato verificato effettuando delle stime ricorsive dei principali parametri del modello (disponibili presso gli autori). Dal primo trimestre 1992, periodo da cui partono le stime ricorsive, praticamente tutti i parametri importanti del modello restano all'interno dell'intervallo di confidenza calcolato sulla base della stima del modello per l'intero periodo 1976.2-1995.3. Questo risultato è, per esempio, coerente con quanto riscontrato da Siviero e Terlizzese (1995).

TAVOLA A3

DIAGNOSTICA SULLE SINGOLE EQUAZIONI¹

	equazione Δp_o	equazione Δp_m	equazione Δp_x
Breush-Godfrey LM Test			
1	1,43 [0,232]	0,12 [0,729]	0,01 [0,912]
2	1,71 [0,425]	1,60 [0,449]	0,08 [0,959]
3	2,24 [0,523]	1,68 [0,639]	0,32 [0,956]
4	4,57 [0,335]	3,56 [0,468]	0,18 [0,996]
5	5,02 [0,414]	7,29 [0,200]	4,05 [0,546]
6	7,19 [0,304]	7,23 [0,299]	6,12 [0,410]
7	7,09 [0,419]	8,68 [0,276]	5,76 [0,568]
8	7,75 [0,458]	8,86 [0,354]	11,11 [0,195]
Ljung-Box Q test			
1	1,49 [0,221]	0,13 [0,719]	0,01 [0,910]
2	2,42 [0,298]	1,80 [0,407]	0,04 [0,977]
3	3,82 [0,281]	2,17 [0,539]	0,07 [0,995]
4	5,48 [0,241]	4,48 [0,345]	0,09 [0,999]
5	6,28 [0,280]	9,40 [0,094]	3,83 [0,574]
6	10,1 [0,120]	9,48 [0,148]	4,41 [0,621]
7	10,2 [0,178]	9,78 [0,201]	4,46 [0,725]
8	10,2 [0,251]	10,7 [0,221]	9,35 [0,313]
Breush-Pagan test di eteroschedasticità			
	0,54 [0,462]	0,59 [0,443]	1,31 [0,252]
LR test di eteroschedasticità			
	2,31 [0,129]	2,18 [0,139]	-0,27 [1,00]
Cusum test			
	0,68 [0,283]	0,72 [0,217]	0,84 [0,109]
Cusumq test			
	0,14 [0,322]	0,18 [0,088]	0,13 [0,386]
Jarque-Bera test di normalità			
	1,08 [0,583]	2,97 [0,226]	1,85 [0,396]

¹ Test sui residui delle regressioni.

$U\hat{p}_o$ = costante 1; $U\hat{p}_m$ = costante 2; $U\hat{p}_x$ = costante 3; dove $U\hat{p}_o$, $U\hat{p}_m$, $U\hat{p}_x$ = sono i residui stimati con i minimi quadrati a 3 stadi per l'equazione di p_o , di p_m e di p_x , rispettivamente; in parentesi quadre sono riportati i P-value.

APPENDICE 2

I DATI UTILIZZATI

Prezzi dell'output e costi degli input (po ; $piti$). Fonte: Rubino (1991).

Costo del lavoro per unità di prodotto ($clup$). Definito rispetto a una media mobile della produttività (su un intervallo di due anni), per tener conto del fenomeno del *labour hoarding* (elaborazioni su dati Istat).

Costi unitari variabili (cuv). Questo indicatore è ottenuto come media ponderata dei costi degli input e del costo del lavoro per unità di prodotto nel settore della trasformazione industriale. Rispetto alla metodologia utilizzata per la costruzione dei prezzi input-output, basata sull'aggregazione di indicatori elementari con pesi parzialmente variabili (nel senso che i pesi sono fissi negli anni inframatrici, ma variano tra una matrice e l'altra), nella costruzione dei costi unitari variabili per questo lavoro si è fatto riferimento a pesi variabili periodo per periodo. La loro costruzione ha richiesto prima la determinazione di una serie annuale di pesi mediante interpolazione di quelli relativi agli anni di matrice, e successivamente la disaggregazione di tale serie in una trimestrale, effettuata con un trend quadratico e con le serie trimestrali del prezzo dell'output interno e dell'input totale (Rubino 1991).

Prezzi delle importazioni dell'Italia (pml). Valori medi unitari in lire delle importazioni di beni manufatti dell'Italia. Fonte: Dataset Trend (Eurostat). Per gli anni precedenti al 1979 i dati sono stati costruiti sulla base della dinamica dei valori medi unitari dell'Istat.

Prezzi delle esportazioni dell'Italia (px). Valori medi unitari in lire delle esportazioni di beni manufatti dell'Italia. Fonte: Dataset Trend (Eurostat). Per gli anni precedenti al 1979 i dati sono stati costruiti sulla base della dinamica dei valori medi unitari dell'Istat.

Prezzi delle importazioni della CEE ($pmcee$). Valori medi unitari, in ecu delle importazioni di beni manufatti dei paesi dell'UE-12, esclusa l'Italia. Per gli anni precedenti al 1979 i dati sono stati costruiti sulla base dei valori medi unitari delle importazioni di fonte OCSE.

Prezzi delle esportazioni della CEE ($pxcee$). Valori medi unitari, in ecu delle esportazioni di beni manufatti dei paesi dell'UE-12, esclusa l'Italia. Per gli anni precedenti al 1979 i dati sono stati costruiti sulla base dei valori medi unitari delle esportazioni di fonte OCSE.

Ciclo (μ_{gr}). Indice Wharton del grado di utilizzo della capacità produttiva nel settore manifatturiero.

Indicatore delle strozzature settoriali (σ_{gr}). Varianza settoriale (per le branche della trasformazione industriale) dell'indice Wharton del grado di utilizzo della capacità produttiva nel settore manifatturiero.

Ciclo relativo ($ipcr$). Indice del rapporto tra la produzione industriale dell'Italia e quella dei paesi OCSE.

Quota delle importazioni sul valore aggiunto ($SMTI$). Rapporto tra importazioni e valore aggiunto a prezzi costanti (dati destagionalizzati).

Quota delle esportazioni italiane nel commercio mondiale ($qexp$). Rapporto tra le esportazioni dell'Italia e le importazioni mondiali a prezzi costanti (elaborazioni su dati Istat e OCSE).

Tasso di cambio (e). Tasso di cambio effettivo nominale calcolato rispetto alle valute europee.

Tassi di interesse a lungo termine (rl). Rendimento medio dei BTP con vita residua superiore a un anno quotati alla borsa valori italiana, deflazionati con l'indice del costo della vita.

Tassi di interesse a breve termine (rb). Tasso sugli impieghi in lire, deflazionato con l'indice del costo della vita.

Aspettative ($dinf$). Differenza tra le aspettative Forum-ME sull'andamento dei prezzi al consumo formulate nel trimestre corrente per il successivo e l'inflazione realizzata nel trimestre corrente.

BIBLIOGRAFIA

- BANCA D'ITALIA (1996), *Bollettino Economico*, n. 27, Roma.
- BALDWIN, R. e P. KRUGMAN (1989), "Persistent trade effects of large exchange rate shocks", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 104, no. 4, pp. 635-54.
- CABALLERO, R.J. ed E. ENGLE (1992), "Beyond the partial-adjustment model", *American Economic Review - Papers and Proceedings*, vol. 82, no. 2, pp. 360-64.
- CIPOLLONE, P. e D. MARCHETTI (1997), "Strozzature settoriali, vincoli alla crescita e pressioni inflazionistiche", *Temi di discussione*, Banca d'Italia, in corso di pubblicazione.
- DIXIT, A. (1989a), "Entry and exit decisions under uncertainty", *Journal of Political Economy*, vol. 97, no. 3, pp. 620-38.
- DIXIT, A. (1989b), "Hysteresis, import penetration, and the exchange rate pass-through", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 104, no. 2, pp. 205-28.
- DIXIT, A. (1992), "Investment and hysteresis", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 6, no. 1, pp. 107-32.
- DORNBUSCH, R. (1987), "Exchange rate and prices", *American Economic Review*, vol. 77, no. 1, pp. 39-106.
- GAJOTTI, E., A. GAVOSTO e G. GRANDE (1996), "Politica monetaria e inflazione negli anni novanta: interpretazioni ed evidenza empirica", *Banca d'Italia*, dattiloscritto.
- GAVOSTO, A., R. SABBATINI e P. SESTITO (1994), "Inflazione e ciclo economico: alcuni elementi di analisi per interpretare i recenti avvenimenti in Italia", *Moneta e Credito*, no. 188, pp. 495-514.
- GIANNINI, C. e R. MOSCONI (1989), "Non stazionarietà, integrazione, cointegrazione: analisi di alcuni aspetti della letteratura recente", *Quaderni di ricerca del Dipartimento di Economia dell'Università di Ancona*, n. 14.
- GODFREY, L.G. (1988), "Misspecification test in econometrics", Cambridge University Press, Cambridge.
- GOLA, C. e F. TRIMARCHI (1996), "Svalutazione della lira e strategie di prezzo delle imprese esportatrici", Banca d'Italia, dattiloscritto.
- GOMEZ, V. e A. MARAVALL (1996), "Programs TRAMO and SEATS", Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo, n. 9628.
- GRANGER, C.W.J. e N. SWANSON (1996), "Further developments in the studies of cointegrated variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 58, no. 3, pp. 537-60.
- KNETTER, M.M. (1989), "Price discrimination by US and German exporters", *American Economic Review*, vol. 79, no. 1, pp. 198-210.
- KRUGMAN, P. (1986), "Pricing to market when the exchange rate changes", NBER, *Working Paper*, no. 1926, May.
- KRUGMAN, P. ed E. BALDWIN (1987), "The persistence of the US trade deficit", *Brookings Papers on Economic Activity*, no. 1, pp. 1-55.

- JOHANSEN, S. (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economics, Dynamics and Control*, vol. 12, no. 2, pp. 231-54.
- LIPSEY, R.E., L. MOLINARI e I.B. KRAVIS (1991), "Measurement of prices and price competitiveness in international trade in manufactured goods", in P. Hooper and J.D. Richardson, edited by, *International Economic Transactions: Issues in Measurement and Empirical Research*, University of Chicago Press, Chicago.
- LOCARNO, A. e S. ROSSI (1995), "Inflazione e conti con l'estero nell'economia italiana post-svalutazione: due luoghi comuni da sfatare", *Temi di discussione*, Banca d'Italia.
- MARCHETTI, D. (1997), "Prezzo e costo marginale, concorrenza imperfetta e ciclo economico nell'industria manifatturiera", Banca d'Italia, dattiloscritto.
- MENON, J. (1995), "Exchange rate pass-through", *Journal of Economic Surveys*, vol. 9, no. 2, pp. 197-231.
- NAUG, B. e R. NYOMEN (1996), "Pricing to market in small open economy", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 98, no. 3, pp. 329-50.
- NICOLETTI ALTIMARI, S. (1996), "Uno studio sulle aspettative d'inflazione in Italia: 1970-1995", Banca d'Italia, dattiloscritto.
- ROSSI, N. e I. VISCO (1994), "Private saving and the government deficit in Italy", in A. Ando, L. Guiso and I. Visco, edited by, *Savings and the Accumulation of Wealth*, Cambridge University Press, Cambridge.
- RUBINO, P. (1991), "Indicatori dei prezzi input-output", Banca d'Italia, *Supplemento al Bollettino Statistico*, no. 8, luglio.
- SIVIERO, S. e D. TERLIZZESE (1995), "Crisi di cambio e breaks strutturali: un'analisi con il modello econometrico della Banca d'Italia", presentato al convegno "Ricerche quantitative per la politica economica", Perugia, 2-4 novembre.
- SYLOS LABINI, P. (1971), "La theorie des prix en regime d'oligopole et la theorie du developpement", *Revue d'économie politique*, no. 2, pp. 244-72.
- SYLOS LABINI, P. (1979), "Prices and income distribution in manufacturing", *Journal of Post-Keynesian Economics*, no. 1, pp. 3-25.
- VESALA J. (1992), "Incomplete exchange rate pass-through and hysteresis in trade", *Bank of Finland Discussion Papers*, no. 29/92.
- VISCO, I. (1984), *Price Expectations in Rising Inflation*, North-Holland, Amsterdam.
- VISCO, I. (1987), "The use of Italian survey data in the analysis of inflation expectations", *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, vol. 46, n. 11, pp. 561-88.