

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**Prezzi all'esportazione e tassi di cambio:
una verifica empirica**

di Paola Caselli



Numero 213 - Dicembre 1993

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**Prezzi all'esportazione e tassi di cambio:
una verifica empirica**

di Paola Caselli

Numero 213 - Dicembre 1993

La serie "Temi di discussione" intende promuovere la circolazione, in versione provvisoria, di lavori prodotti all'interno della Banca d'Italia o presentati da economisti esterni nel corso di seminari presso l'Istituto, al fine di suscitare commenti critici e suggerimenti.

I lavori pubblicati nella serie riflettono esclusivamente le opinioni degli autori e non impegnano la responsabilità dell'Istituto.

COMITATO DI REDAZIONE: *GIORGIO GOMEL, EUGENIO GAIOTTI, CURZIO GIANNINI, LUIGI GUISO;
SILIA MIGLIARUCCI (segretaria).*

**PREZZI ALL'ESPORTAZIONE E TASSI DI CAMBIO:
UNA VERIFICA EMPIRICA**

di Paola Caselli (*)

Sommario

Il lavoro presenta una verifica empirica del fenomeno del pass-through, cioè della misura in cui variazioni dei cambi nominali si ripercuotono sui prezzi. L'analisi è condotta a livello disaggregato sui prezzi all'esportazione dei principali produttori europei, utilizzando le informazioni statistiche di commercio con l'estero organizzate secondo la classificazione SITC a cinque cifre.

Nella prima parte del lavoro si mostra che i prezzi praticati da un medesimo produttore per beni pressoché simili differiscono significativamente per aree di sbocco, confermando l'ipotesi di separatezza dei mercati e di discriminazione di prezzo che è alla base dell'analisi del pass-through.

Successivamente si propone un modello di concorrenza monopolistica da cui deriva un'equazione di prezzo che consente di individuare l'entità dell'impatto di variazioni del tasso di cambio sui margini di profitto dell'esportatore. I risultati delle stime effettuate su dati che coprono il periodo 1978-1991 mostrano che il fenomeno del pass-through è più frequente e di maggiore entità per i prodotti meno differenziabili, per i quali è plausibile supporre che i mercati siano più concorrenziali. Inoltre, fra i paesi esportatori considerati, il Regno Unito e i Paesi Bassi sono quelli per i quali le variazioni dei prezzi sono più ampie, il che indicherebbe un minore potere di mercato rispetto a quello della Germania, della Francia e dell'Italia.

Indice

1. Introduzione	p. 5
2. Discriminazione dei prezzi all'esportazione: alcune evidenze empiriche	p. 7
3. Il <u>pass-through</u> in un modello di concorrenza monopolistica con costi di aggiustamento	p. 12
4. I risultati delle stime	p. 29
5. Conclusioni	p. 33
Appendice A	p. 51
Appendice B	p. 54
Riferimenti bibliografici	p. 67

(*) Banca d'Italia, Servizio Studi.

1. Introduzione¹

Dalla metà degli anni ottanta il fenomeno del pass-through, cioè il grado in cui variazioni dei cambi nominali si riflettono sul livello dei prezzi, è stato oggetto di rinnovato interesse, teorico ed empirico. Esso è stato stimolato soprattutto dalla necessità di fornire una soddisfacente spiegazione del mancato riequilibrio del disavanzo commerciale statunitense dopo il forte deprezzamento del dollaro, a cui non è seguito un aumento di pari entità dei prezzi dei beni importati, in competizione con quelli americani. A questo riguardo Krugman (1987) e Krugman e Baldwin (1987) hanno offerto un primo tentativo interpretativo del fenomeno, analizzando le complesse interrelazioni fra deprezzamento del dollaro, prezzi all'importazione sul mercato statunitense e flussi commerciali. Successivamente, i numerosi contributi teorici si sono soffermati sui vari fattori che condizionano le politiche di prezzo delle imprese che operano in un contesto internazionale; in particolare hanno posto l'enfasi sul ruolo svolto dalla struttura dei mercati, dal grado di sostituibilità fra prodotti, dai costi di aggiustamento dei prezzi e/o delle quantità, dalle attese circa la futura evoluzione dei cambi². Finora l'indagine empirica, più limitata di quella teorica anche a causa della insufficiente disponibilità di informazioni statistiche adeguate, si è concentrata sulla verifica del comportamento degli esportatori sul mercato statunitense (cfr. Bryant, Holtham e Hooper, 1988, Feenstra, 1989, Mastropasqua e Vona, 1989, Kasa, 1992) e di quello dei

-
1. Questo lavoro è dedicato a mia figlia Anna. Desidero ringraziare Giampaolo Galli, Massimo Roccas, Giuseppe Schlitzer e un anonimo referee per i preziosi suggerimenti. Un particolare ringraziamento va a Laura Painelli per l'assistenza editoriale. Rimango la sola responsabile di eventuali errori e imprecisioni.
 2. Per una sintesi aggiornata della letteratura sul pass-through si rimanda a Sundaram e Mishra (1992).

produttori giapponesi sul mercato interno ed estero (cfr. Yamawaki, 1986, Marston, 1990, Khosla, 1991, Branson e Marston, 1992). Scarsa, invece, è stata l'attenzione dedicata al comportamento dei produttori e degli esportatori sui mercati europei³.

Il lavoro si propone di colmare in parte tale lacuna fornendo un contributo empirico e teorico a vari livelli. Innanzitutto, verranno presentate alcune evidenze riguardo ai prezzi praticati su diversi mercati europei, relativamente a prodotti sufficientemente omogenei, nell'ultimo quindicennio; esse confermano che, nonostante la stretta integrazione commerciale, i mercati europei sono, in qualche modo, separati fra loro, per cui è possibile per un esportatore fissare prezzi diversi su ciascuno di essi anche per prodotti scarsamente differenziabili. Successivamente, si analizzerà la relazione fra discriminazione dei prezzi all'esportazione e tassi di cambio, sottoponendo a verifica empirica un modello di concorrenza monopolistica con costi di aggiustamento.

Per rendere massima la comparabilità dei risultati, si è deciso di utilizzare come base di riferimento le informazioni statistiche di commercio estero dell'OCSE, organizzate secondo la classificazione SITC a cinque cifre (cfr. Appendice A). Ciò ha consentito di ricostruire serie di valore medio unitario all'esportazione per area di sbocco e per prodotti sufficientemente omogenei. L'indagine è stata estesa a sette paesi esportatori (sei europei e il Giappone) su sei diversi mercati (cinque europei e gli Stati Uniti) per cinque prodotti che presentano caratteristiche profondamente diverse fra loro.

3. Una eccezione è costituita dai lavori di Knetter (1989, 1992 e 1993) che analizzano la relazione fra tassi di cambio e prezzi praticati da esportatori anche europei su diverse aree di sbocco.

Il lavoro è organizzato come segue: nel paragrafo 2 si presentano alcune evidenze empiriche sulla discriminazione dei prezzi all'esportazione sui vari mercati; nel paragrafo 3, dopo alcuni brevi richiami alla letteratura più recente, si propone un modello di concorrenza monopolistica da cui deriva una equazione di prezzo all'esportazione che consente di individuare direttamente il coefficiente di pass-through; nel paragrafo 4 si presentano i risultati delle stime della suddetta equazione e se ne illustrano le principali proprietà; seguono le conclusioni.

2. Discriminazione dei prezzi all'esportazione: alcune evidenze empiriche

Qualsiasi analisi empirica sulla relazione fra prezzi all'esportazione e tassi di cambio richiede la verifica preliminare dell'ipotesi di "separatezza dei mercati". Essa ha due implicazioni di rilievo: a) la "legge del prezzo unico" non risulta generalmente soddisfatta; b) un produttore che esporta contemporaneamente su più aree di sbocco può attuare strategie di prezzo fra loro indipendenti (price-discrimination), tenendo conto delle caratteristiche specifiche dei singoli mercati, una delle quali è, appunto, costituita dall'andamento del tasso di cambio.

I motivi che possono determinare tale "separatezza" sono molteplici; ricordiamo: l'esistenza di informazione imperfetta che non consente ai consumatori di conoscere simultaneamente tutti i prezzi praticati per lo stesso prodotto; l'esistenza di barriere all'arbitraggio oppure di standard tecnici specifici nei vari mercati che creano una sottile differenziazione fra prodotti⁴.

4. Per un approfondimento si rimanda, fra gli altri, a Kasa (1992) e a Yamawaki (1986).

Per verificare tale ipotesi è necessario disporre di dati sui prezzi all'esportazione praticati dai singoli produttori su diverse aree di sbocco; per garantire la robustezza dei risultati, essi dovrebbero riguardare prodotti specifici e non aggregati, più o meno ampi, che includono beni eterogenei. Come noto, tali esigenze si scontrano con una oggettiva carenza di informazioni statistiche adeguate; in primo luogo, dati sui prezzi all'esportazione, specie a livello disaggregato, sono disponibili solo per pochi paesi e per un limitato intervallo temporale; in secondo luogo, ancora più scarsa è la disponibilità di prezzi praticati su aree di sbocco specifiche; infine, ulteriori problemi sorgono dal fatto che i singoli paesi organizzano le rispettive informazioni statistiche sulla base di classificazioni non strettamente comparabili.

Tali limitazioni hanno consigliato di non ricorrere alle fonti nazionali, ma di fare riferimento alle statistiche di commercio internazionale dell'OCSE da cui possono essere ricavate serie storiche, sufficientemente lunghe, dei valori medi unitari all'esportazione dei paesi industriali relativi a numerose aree di sbocco per tutti i gruppi merceologici della classificazione SITC a cinque cifre (Standard International Trade Classification)⁵. Il vantaggio di questa base dati è quello di poter disporre di informazioni fra loro perfettamente comparabili per un elevato numero di paesi; la sua principale limitazione è, invece, costituita dal dover utilizzare valori medi unitari anziché prezzi propriamente detti⁶.

5. Questi gruppi, pari a circa 2.000 nella Revisione 2 della SITC, sono saliti a 2.700 nella Revisione 3, introdotta nel 1988. Cfr. UNO (1986).

6. Sui problemi che da ciò scaturiscono per quanto riguarda la verifica empirica si rimanda a Kasa (1992); come è noto essi discendono soprattutto dal fatto che le variazioni dei valori medi unitari incorporano anche

L'analisi empirica è stata effettuata su un orizzonte temporale di 14 anni (1978-1991) e si è concentrata su cinque prodotti: la birra, i pneumatici per automobili e quelli per autocarri, i laminati di alluminio e gli autoveicoli per il trasporto di persone (cfr. Appendice A). La scelta è stata determinata in larga parte dalla necessità di identificare gruppi merceologici il cui contenuto non sia stato influenzato dalla revisione della classificazione SITC introdotta nel 1988⁷; si è anche fatto riferimento ai pochi lavori empirici a livello disaggregato (cfr. Kasa, 1992, e, soprattutto, Knetter, 1989, 1992 e 1993). Per questi cinque prodotti sono stati analizzati i valori medi unitari all'esportazione di sette paesi: Germania, Francia, Italia, Regno Unito, Paesi Bassi, Belgio e Giappone su sei diversi mercati: Stati Uniti, Germania, Francia, Italia, Regno Unito e Spagna. Essi sono stati scelti con l'obiettivo di privilegiare l'analisi del comportamento dei produttori europei su mercati prevalentemente europei, ma dalle caratteristiche diverse per quanto riguarda la politica del cambio che è stata perseguita nel

(Continuazione nota 6 dalla pagina precedente)

quelle derivanti dalle modifiche di composizione all'interno del gruppo merceologico considerato e dalle modifiche delle caratteristiche qualitative dei prodotti, oltre a quelle riconducibili a veri e propri comportamenti di price-discrimination da parte delle imprese.

7. Gli autoveicoli per il trasporto di persone, che includono le autovetture di ogni cilindrata, pongono alcuni problemi poiché costituiscono un aggregato assai più ampio ed eterogeneo degli altri qui considerati. I risultati vanno quindi interpretati con particolare cautela, in quanto le variazioni dei valori medi unitari potrebbero riflettere principalmente modifiche nella composizione dell'aggregato, piuttosto che nelle strategie di prezzo perseguite dalle imprese.

periodo considerato⁸. Il mercato statunitense, caratterizzato da ampie fluttuazioni del cambio dalla fine degli anni settanta, è stato preso in esame soprattutto come termine di raffronto.

Nelle tavole 1-7 sono riportate quattro statistiche sintetiche che permettono di cogliere alcuni aspetti di rilievo⁹. In primo luogo, le ipotesi di "separatezza dei mercati" e di price-discrimination trovano conferma nelle differenze che si riscontrano sia nei prezzi medi sui diversi mercati sia nella loro variabilità. A questo riguardo è interessante notare che, per tutti i prodotti, quest'ultima tende a essere generalmente più bassa sul mercato statunitense che non su quelli europei¹⁰. Tale risultato può sembrare a prima vista controintuitivo; infatti, se la variabilità dei prezzi riflette, almeno in parte, quella dei tassi di cambio, sembrerebbe lecito attendersi esattamente il contrario, in quanto il dollaro è stato soggetto a fortissime fluttuazioni nel periodo considerato. Tuttavia, in un modello di concorrenza monopolista il cambio rilevante non è quello bilaterale, bensì il suo rapporto con quello effettivo (dell'area di sbocco considerata). Sotto questo profilo nel paragrafo 4 si mostra che il mercato statunitense non è stato soggetto a variabilità maggiore di quella riscontrata sui principali mercati europei.

8. Come noto, la Francia e la Germania fanno parte dei paesi aderenti alla banda stretta di fluttuazione dall'inizio dello SME (marzo 1979); l'Italia soltanto dal gennaio del 1990; infine la peseta e la sterlina hanno aderito agli accordi europei di cambio solo di recente, rispettivamente nel giugno del 1989 e nell'ottobre del 1990.

9. Le statistiche presentate si riferiscono a tre prodotti, ma indicazioni del tutto simili si hanno anche per i restanti due.

10. Costituiscono un'eccezione i prezzi delle automobili dell'Italia e dei Paesi Bassi.

La correlazione con i prezzi dei concorrenti¹¹ risulta particolarmente elevata, generalmente più elevata di quella che si riscontra fra prezzi praticati da uno stesso produttore sulle diverse aree di sbocco. Si noti che, per tutti i paesi esportatori considerati, la correlazione è particolarmente bassa con riferimento ai pneumatici per autocarri; i prezzi di questi prodotti sembrerebbero reagire più degli altri a variazioni dei tassi di cambio. All'estremo opposto si collocano le automobili, i cui produttori sarebbero meno inclini a modificare i propri prezzi sui vari mercati. Inoltre, l'elevata correlazione con i prezzi dei concorrenti, comune a tutti i prodotti considerati, suggerisce che le strategie dei competitori su un dato mercato costituiscono un fattore assai importante nell'analisi del pass-through; conseguentemente uno schema di concorrenza monopolistica, dove più produttori vendono beni simili, ma non identici, sembra più appropriato allo studio del fenomeno che non quello di monopolio con discriminazione dei prezzi, assai più frequente in letteratura.

L'analisi preliminare conferma che la "legge del prezzo unico" risulta generalmente non soddisfatta anche per prodotti scarsamente differenziabili, come i pneumatici per autocarri; nei paragrafi successivi si approfondirà a livello teorico ed empirico la relazione fra politiche di discriminazione dei prezzi e fluttuazioni dei cambi nominali, fenomeno noto in letteratura come pass-through.

11. Oltre ai sette paesi esportatori considerati, i concorrenti includono anche gli Stati Uniti e la Danimarca (cfr. Appendice A); essi non includono, invece, i produttori nazionali. Le correlazioni sono state calcolate dopo aver espresso tutti i prezzi nella stessa valuta.

3. Il pass-through in un modello di concorrenza monopolistica con costi di aggiustamento

Per pass-through si intende il grado con cui variazioni dei tassi di cambio nominali influenzano i prezzi all'esportazione o all'importazione del paese la cui valuta si è apprezzata (o deprezzata). Nel presente lavoro adotteremo il punto di vista di un esportatore rappresentativo che vende i propri prodotti su un generico mercato estero e che massimizza i profitti espressi nella propria valuta; in questo contesto, il pass-through si configurerà come la misura in cui i prezzi all'esportazione in valuta nazionale si accrescono (diminuiscono) in conseguenza di un deprezzamento (apprezzamento) della stessa. Si consideri il caso di un esportatore tedesco (j) che vende i propri prodotti sul mercato italiano (i) e che fissa i prezzi in marchi (P_{ji}^*); sia E_{ij} il tasso di cambio lira/marco (numero di lire necessarie per acquistare un marco) e si supponga che il marco tedesco si apprezzi nei confronti di tutte le valute¹². Definiamo la seguente elasticità:

$$\varepsilon_{P_{ji}^*, E_{ij}} = (dP_{ji}^*/P_{ji}^*) / (dE_{ij}/E_{ij}).$$

Se, a fronte dell'apprezzamento del marco, il produttore tedesco mantiene costanti i prezzi in marchi, il valore di tale elasticità sarà zero (e, quindi, il pass-through sarà nullo)¹³; al contrario, qualora egli decida di assorbire gli

12. Ciò implica un deprezzamento del cambio lira/marco; conseguentemente $dE_{ij} > 0$.

13. Si noti che, in questo caso, la variazione del cambio sarà pienamente riflessa dai prezzi in lire

($P_{ji} = P_{ji}^* \cdot E_{ji}$), che aumenteranno, proporzionalmente, dello stesso ammontare del deprezzamento della lira verso il marco.

effetti dell'apprezzamento in minori margini di profitto, l'elasticità sarà negativa e il suo valore assoluto dipenderà dalle scelte specifiche del produttore¹⁴.

Questa definizione, che è analoga a quella di pricing-to-market (Krugman, 1987) e di local currency price stability (Knetter, 1993), permette di individuare immediatamente quali siano, a parità di costi di produzione, gli effetti di fluttuazioni del cambio nominale sui margini di profitto dell'esportatore¹⁵. Ovviamente le implicazioni sono diverse a seconda che si prenda in esame un deprezzamento oppure un apprezzamento del cambio. Supponiamo, ad esempio, che il pass-through sia nullo; ciò implica che un deprezzamento della valuta del paese esportatore si tradurrà in un guadagno equiproportionale di competitività di prezzo e, quindi, in un probabile aumento di quote di mercato. Un apprezzamento, al contrario, si tradurrà in una perdita di competitività e di quote di mercato.

Nonostante la sua semplicità concettuale, l'analisi di questo fenomeno presenta aspetti di notevole complessità dal punto di vista teorico. Ciò discende dal fatto che le strategie di prezzo di imprese che operano in un contesto internazionale sono influenzate da numerosi fattori che è arduo sintetizzare in modelli analiticamente trattabili. Nella letteratura più recente sull'argomento, una particolare enfasi è stata accordata alla struttura dei mercati, alle caratteristiche di sostituibilità o di complementarità fra prodotti, alla natura permanente o transitoria delle fluttua-

14. Se l'elasticità è uguale a -1 il pass-through si dirà completo e i prezzi in lire resteranno invariati.

15. Si noti che, in letteratura, la definizione di pass-through non è univoca. Sundaram e Mishra (1992), ad esempio, analizzano il fenomeno secondo l'ottica del paese importatore e propongono una definizione esattamente opposta a quella qui presentata.

zioni dei cambi, ai processi con cui vengono formulate le aspettative, ai costi di aggiustamento dei prezzi e delle quantità. I risultati tendono, comunque, a essere via via meno definitivi tanto maggiore è il grado di raffinatezza dei modelli teorici proposti; conclusioni nette possono essere tratte soltanto in alcuni semplici casi limite.

Ad esempio, in un contesto di concorrenza perfetta, se il paese importatore rappresenta un mercato sufficientemente vasto, gli esportatori dovranno assorbire sui margini di profitto ogni fluttuazione del cambio (pass-through completo). Un'altra struttura di mercato facile da analizzare è quella in cui l'esportatore è un monopolista; in questo caso il pass-through è nullo se: a) i costi marginali sono costanti; b) la curva di domanda presenta un'elasticità di sostituzione costante rispetto ai prezzi relativi¹⁶. Questo modello può essere facilmente generalizzato, ipotizzando che il monopolista esporti contemporaneamente su più mercati; se esistono barriere naturali o istituzionali all'arbitraggio, cioè se i mercati sono separati, il prezzo praticato su ognuno di essi può essere diverso e sarà derivato dalla soluzione delle condizioni di primo ordine di massimizzazione dei profitti¹⁷; il valore del pass-through dipenderà anche in questo caso dalle caratteristiche delle funzioni di domanda e di costo

16. Nello stesso contesto, si può dimostrare che il valore assoluto del pass-through dipende dalla convessità della curva di domanda, rispetto a quella di una funzione di domanda log-lineare. Nel caso di funzioni di domanda lineari esso sarà superiore a zero (cfr. Dornbusch, 1987a, Marston, 1990, Knetter, 1993, Sundaram e Mishra, 1992).

17. Essa implica l'uguaglianza dei prezzi ai costi marginali aumentati di un mark-up che è funzione dell'elasticità della curva di domanda su ciascun mercato (cfr. Knetter, 1989).

ipotizzate¹⁸.

Alcuni modelli, prendendo in esame strutture di mercato più complesse (concorrenza monopolistica e, soprattutto, oligopolio), mettono in evidenza l'interazione strategica fra concorrenti e il suo ruolo nella determinazione delle politiche di prezzo delle imprese¹⁹; in questi casi, tuttavia, l'effetto finale di variazioni dei cambi non è facilmente determinabile analiticamente. Problemi analoghi sorgono anche nei modelli che tengono esplicitamente conto dell'impatto delle variazioni dei cambi sui costi di produzione²⁰.

Nonostante i vari contributi teorici implicino talvolta risultati ambigui, la letteratura disponibile permette di trarre le seguenti conclusioni. Valori del pass-through nulli, o comunque molto bassi, sono associati a: a) strutture di mercato di tipo monopolistico o scarsamente concorrenziali; b) bassa sostituibilità fra prodotti fra loro in competizione; c) costi marginali decrescenti e, quindi, possibile presenza di "economie di scala"; d) fluttuazioni dei cambi ritenute permanenti dagli operatori. Valori elevati sono, invece, associati alle caratteristiche opposte, oppure alla presenza di elevati costi di aggiustamento dei prezzi e/o delle quantità.

Queste indicazioni generali vanno, comunque, sottoposte a verifica empirica, attraverso la stima di funzioni di prezzo che permettano di individuare il coefficiente di pass-through e i fattori da cui esso è influenzato. A tal

18. In particolare, esso sarà nullo, come nel caso precedente, con costi marginali ed elasticità di sostituzione costanti.

19. Cfr. Dornbusch (1987a), Fisher (1989) e Caselli (1991).

20. Cfr. Feenstra (1989), Colombo (1988 e 1989), Caselli (1991).

fine si propone di seguito un modello di determinazione dei prezzi all'esportazione che mette in evidenza i seguenti aspetti: a) i costi di aggiustamento che un produttore sostiene per modificare, fra un periodo e l'altro, le quantità vendute sui mercati esteri; b) il processo con cui egli formula le aspettative sull'evoluzione futura dei tassi di cambio; c) la competizione con numerosi esportatori su un medesimo mercato. Il modello è una estensione a un contesto di concorrenza monopolistica di quello illustrato da Kasa (1992) nel caso di un monopolista discriminatore. Esso si basa sul comportamento di un produttore rappresentativo che esporta contemporaneamente su più mercati esteri distinti dove affronta la concorrenza di un numero elevato di competitori. Un'assunzione fondamentale, che accomuna il modello a tutti quelli appartenenti a questo filone di letteratura, è che i mercati esteri siano fra loro separati e che i produttori siano quindi in grado di praticare, su ciascuno di essi, un prezzo diverso per prodotti pressoché simili²¹.

Per rendere più chiara l'esposizione, in un primo momento si illustrerà il problema del produttore nel caso in cui le quantità vendute siano modificabili da un periodo all'altro senza incorrere in alcun costo aggiuntivo, oltre a quelli di produzione. Successivamente, tale assunzione sarà abbandonata e si considererà un contesto in cui esistono costi variabili nel modificare le quantità offerte fra un periodo e l'altro.

Si supponga che esistano m produttori, identici fra loro e ciascuno di un paese diverso, che esportano i propri prodotti simultaneamente su n mercati. Ad ogni periodo t , il profitto totale del generico produttore j , espresso nella propria valuta, derivante dalle esportazioni sugli n mercati

21. Tale ipotesi di base è, peraltro, ampiamente suffragata dall'evidenza empirica presentata nel paragrafo 2.

è dato da²²:

$$(1) \quad \Pi_j = \sum_{i=1}^n Q_{ji} P_{ji}^* (Q_{ji}) - c(Q_j) \quad i \neq j$$

dove:

Q_{ji} : quantità esportata sul mercato estero i

P_{ji}^* : prezzo praticato da j sul mercato i , espresso nella valuta di j

$Q_j = \sum_i Q_{ji}$: quantità totale prodotta da j

$c(Q_j)$: costi totali di produzione

Sul mercato i la domanda per i prodotti di j è espressa dalla seguente funzione²³:

$$(2) \quad Q_{ji} = (P_{ji}^* E_{ij} / P_i)^{-\beta_i} Z_i \quad \beta_i > 1$$

dove:

E_{ij} : tasso di cambio espresso come numero di unità della valuta i necessaria per l'acquisto di una unità di valuta j

22. Per semplicità il sottoscritto t è stato omissis. Il modello può essere facilmente esteso al caso, più generale, in cui ogni produttore venda anche sul mercato nazionale. Tale possibilità non viene qui contemplata in quanto i dati utilizzati si riferiscono soltanto a valori medi unitari all'esportazione (cfr. paragrafo 2 e Appendice A).

23. Per la derivazione della (2) si rimanda a Dixit e Stiglitz (1977) e a Aizenman (1989).

P_i : indice di prezzo aggregato, espresso nella valuta i , che include i prezzi di tutti i concorrenti sul mercato i ²⁴

Z_i : domanda complessiva, in termini reali, sul mercato i ²⁵.

Si noti che la (2) esprime la quota del produttore j sul mercato i in funzione dei prezzi relativi, con un'elasticità di sostituzione costante (β_i). Il produttore j determina le quantità da vendere sugli n mercati in modo da massimizzare, ad ogni periodo t , il flusso dei profitti sotto il vincolo della (2), assumendo date le quantità prodotte dai concorrenti²⁶.

Per mantenere una struttura analitica facilmente trattabile, si assume che i costi marginali di produzione siano costanti e, per semplicità, vengono normalizzati a uno²⁷. Ciò implica che i costi marginali non solo non dipendono dalla scala di produzione, ma neanche dal tasso di cambio.

$$24. \quad P_i = \left(\prod_{k=1}^m P_{ki}^{1/m} \right) \quad P_{ki} = P_{ki}^* E_{ik} \quad \forall k$$

dove m rappresenta il numero complessivo dei concorrenti sul mercato i .

25. Z_i può essere interpretato come l'indice di quantità associato a P_i e può essere scritto come $Z_i = A_i / P_i$, dove A_i è la spesa complessiva in termini nominali sul mercato i .

26. Il modello non contempla, quindi, nessuna forma di interazione strategica. L'assunzione è plausibile in un contesto di concorrenza monopolistica in cui i produttori sono numerosi e ciascuno soddisfa una quota di mercato relativamente piccola (cfr. Helpman e Krugman, 1985).

27. Questo permette di sottolineare il ruolo svolto dal tasso di cambio nominale come unica fonte di variazione dei prezzi relativi. Su questo punto si rimanda a Fitoussi e Le Cacheux (1988).

In questo contesto il produttore può risolvere il problema di ottimizzazione su ciascuno degli n mercati separatamente, in quanto le quantità ottime (\tilde{Q}_{ji}) non dipendono da quanto viene prodotto complessivamente (\tilde{Q}_j). In assenza di costi di aggiustamento e nell'ipotesi di informazione completa da parte di tutti i produttori, il problema si riduce alla determinazione delle quantità Q_{ji} che massimizzano la (1) sotto il vincolo della (2). Si mostra facilmente che²⁸:

$$(3) \quad \tilde{Q}_{ji} = K \frac{-\beta_i}{E_{ij}} \frac{-\beta_i}{Z_i} \frac{1-\beta_i}{A_i} \beta_i$$

dove $K = [\beta_i / (\beta_i - 1)]$.

Poiché in equilibrio le quantità fissate da tutti gli m esportatori sul mercato i debbono essere fra loro consistenti, la (3) può essere riscritta come²⁹:

$$(3') \quad \tilde{Q}_{ji} = K^{-1} \frac{-\beta_i E_{ij}}{m \frac{-\beta_i}{m} \prod_{k=1}^m E_{ik}} A_i.$$

Le esportazioni di j sul mercato i dipendono: a) dalla spesa complessiva su quel mercato (A_i); b) dal livello del tasso di cambio bilaterale rispetto a quello del cambio

28. Nella derivazione della (3) si è assunto che variazioni di Q_{ji} siano troppo piccole da influenzare Z_i . Su questo punto^{ji} si vedano Dixit e Stiglitz (1977)ⁱ, Helpman e Krugman (1985), Dornbusch (1987a).

29. Nella derivazione della (3') ci si è valsi dell'identità $Z_i = A_i / P_i$.

effettivo della valuta i ³⁰; c) dall'elasticità ai prezzi relativi sul mercato i . Poiché l'informazione è completa, \tilde{Q}_{ji} è perfettamente determinato una volta noti A_i , tutti i tassi di cambio bilaterali e il parametro β_i .

In questo contesto, il pass-through è nullo e i prezzi, nella valuta del paese esportatore, vengono fissati soltanto sulla base dei costi unitari (che, per ipotesi, non dipendono dal cambio) e dell'elasticità della domanda ai prezzi relativi. Variazioni dei tassi di cambio si trasmettono pertanto interamente ai prezzi espressi nella valuta del paese importatore. Nel caso sia la valuta del paese j che si apprezza (deprezza) nei confronti di tutte le altre, ciò comporta una modifica permanente del tasso di cambio reale, cioè della competitività di prezzo. Le implicazioni sono, quindi, analoghe a quelle di un modello di monopolio (cfr. Kasa, 1992). L'unica fondamentale differenza attiene al livello del mark-up, che in questo caso dipende dall'elasticità della domanda rispetto ai prezzi di prodotti simili, piuttosto che da quella rispetto al livello medio dei prezzi.

Consideriamo ora il comportamento del produttore in presenza di costi di aggiustamento delle quantità. Assumiamo che, al tempo t , tali costi siano dati da:

$$(4) \quad AC_{jt} = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n h_i \left(\frac{Q_{ji,t}}{Q_{ji,t-1}} - 1 \right)^2 \quad h_i > 0.$$

La (4) indica che i costi di aggiustamento totali sono dati dalla somma di quelli sostenuti per modificare le

30. Ad esempio, per un produttore tedesco che esporta in Italia, sarà rilevante il livello del tasso di cambio lira/marco rispetto a quello del cambio effettivo della lira.

quantità vendute su ciascun mercato, che ha costi di aggiustamento specifici, sintetizzati dal parametro h_i . Di conseguenza, eventuali variazioni delle quantità vendute su un mercato non hanno alcun effetto sui costi che debbono essere sostenuti per modificare le quantità sugli altri $(n-1)$ mercati³¹. Tali costi indicano la capacità dell'esportatore di imporre, su un dato mercato, modifiche del prezzo dei propri prodotti (espressi nella valuta dell'importatore)³²; pertanto, costi elevati saranno associati a un basso potere di mercato e viceversa³³.

In questo contesto il produttore determina le quantità in modo da massimizzare, sotto il vincolo della (2), la seguente funzione obiettivo:

$$(5) \quad \text{MAX}_{\{Q_{ji,t}\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t (\Pi_{jt} - AC_{jt})$$

-
31. Si può pensare, ad esempio, che tali costi riflettano essenzialmente spese pubblicitarie oppure spese associate alla commercializzazione del prodotto su un particolare mercato. Un limite di tale interpretazione è che esse sono sostenute nella valuta dell'esportatore e, quindi, non dipendono dal tasso di cambio (cfr. Kasa, 1992).
32. Infatti, nel caso di costi di aggiustamento nulli, i prezzi nella valuta dell'importatore si devono modificare esattamente dello stesso ammontare della variazione del cambio.
33. Tale precisazione è utile soprattutto per interpretare i risultati della successiva analisi empirica. Si noti che la specificazione quadratica implica che i costi di aggiustamento sono simmetrici; questo significa che non esiste differenza nella natura dei costi che devono essere sostenuti per aumentare oppure per diminuire le quantità vendute. L'assenza di costi di aggiustamento fissi semplifica il problema del produttore che non deve determinare la durata ottima dell'intervallo durante il quale le quantità rimangono invariate. Un modello con costi di aggiustamento fissi è proposto da Colombo (1989).

dove E_0 significa "valore atteso al tempo 0" e δ rappresenta il fattore di sconto, che si assume esogeno e costante. Il problema dato dalla (5) sotto il vincolo della (2) risulta estremamente complesso in quanto non lineare. Tuttavia, esso può essere notevolmente semplificato, senza perdere le caratteristiche essenziali, prendendo in esame una linearizzazione della (5) attorno al punto di equilibrio, sotto l'ipotesi che i costi di aggiustamento siano nulli³⁴. In questo modo il problema può essere riformulato nei seguenti termini:

$$(6) \quad \min_{\{q_{ji}\}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\frac{1}{2}) \delta^t \left[\sum_{i=1}^n w_i (q_{ji,t} - \tilde{q}_{ji,t})^2 + (q_{ji,t} - q_{ji,t-1})^2 \right]$$

dove $q_{ji,t} = \log(Q_{ji,t})$ e il parametro w_i rappresenta i costi che derivano dal deviare dalle quantità di equilibrio \tilde{q}_{ji} rispetto a quelle che si sostengono per variare le quantità offerte sui diversi mercati.

La (6) è una funzione di perdita quadratica che esprime il trade-off fra i costi che il produttore sostiene quando opera al di fuori dell'equilibrio e quelli che è necessario sostenere per modificare, fra un periodo e l'altro, le quantità effettive verso quelle di equilibrio. Questa formulazione permette di ricondurre il modello a uno standard di aggiustamento parziale le cui condizioni del primo ordine sono date da³⁵:

$$(7) \quad w_i (q_{ji,t} - \tilde{q}_{ji,t}) + (q_{ji,t} - q_{ji,t-1}) - \delta E_t (q_{ji,t+1} - q_{ji,t}) = 0$$

34. Formalmente si tratta di approssimare la (5) attorno alle quantità \tilde{Q}_{ji} espresse dalla (3').

35. Si noti che l'ipotesi di separatezza dei mercati e quella della specificità dei costi di aggiustamento permette di derivare n condizioni del primo ordine, fra loro indipendenti.

La (7) può essere risolta per la quantità effettivamente venduta sul mercato i , al tempo t :

$$(8) \quad q_{ji,t} = \lambda_i q_{ji,t-1} + (1-\lambda_i)(1-\lambda_i \delta) \sum_{s=0}^{\infty} (\lambda_i \delta)^s E_t \tilde{q}_{ji,t+s}$$

dove λ_i rappresenta la soluzione stabile ($\lambda_i < 1$) dell'equazione caratteristica associata alla (7)³⁶.

La (8) indica che le quantità che minimizzano i costi attesi (dati dalla (6)) dipendono da quelle effettivamente vendute nel periodo precedente e dalle aspettative sulle quantità ottime \tilde{q}_{ji} . Per potere esplicitare la (8) in termini dei valori presenti e passati delle variabili esogene è quindi necessario ritornare alla (3'), che in logaritmi può essere riscritta come:

$$(3'') \quad \tilde{q}_{ji,t} = -k - \beta_i \hat{e}_{ij,t} + a_{i,t}$$

dove:

$$\hat{e}_{ij,t} = e_{ij,t} - \bar{e}_{i,t}$$

e $e_{ij,t}$ e $\bar{e}_{i,t}$ sono, rispettivamente, il logaritmo del tasso di cambio nominale bilaterale fra i e j e quello del tasso di cambio nominale effettivo della valuta i ³⁷. Al tempo t il

36. Per una analoga derivazione si vedano anche Fitoussi e Le Cacheux (1988). Si noti che il valore di λ_i dipende negativamente da quello di w_i ; di conseguenza alti valori di λ_i sono associati a costi di aggiustamento delle quantità relativamente elevati.

37. Più precisamente:

$$\bar{e}_i = \log \left(\prod_{k=1}^m E_{ik}^{1/m} \right)$$

produttore effettua previsioni sull'andamento di \tilde{q}_{ji} nei periodi successivi sulla base dei valori noti, al tempo t , di a_i ed \hat{e}_{ij} e dei loro valori attesi che dipenderanno dal tipo di processo stocastico seguito da queste stesse variabili.

Per semplicità, si è ipotizzato che la variabile a_{it} (cioè la domanda totale in termini nominali) segua un processo stocastico di tipo random walk con un drift e che sia indipendente dal tasso di cambio³⁸. La somma attesa, scontata al presente, è quindi proporzionale al valore osservato al periodo t , aumentato di una costante³⁹.

Per quanto riguarda la variabile \hat{e}_{ij} si rinvia alla Appendice B, dove sono riportati i risultati dell'analisi di stazionarietà delle serie in esame e quelli delle stime dei modelli autoregressivi a cui esse possono essere ricondotte. Nella maggioranza dei casi l'andamento delle serie \hat{e}_{ij} può essere riconducibile a un modello AR(1) sulle differenze prime. Di conseguenza le variazioni osservate nei cambi vengono ritenute persistenti dagli operatori, in quanto modificano il valore atteso di lungo periodo; ciò discende dal fatto che le serie hanno una radice unitaria. La componente autoregressiva, tuttavia, implica che il nuovo livello viene raggiunto solo asintoticamente. Come si vedrà successivamente ciò è rilevante nel determinare la velocità con cui i prezzi ritornano al valore di equilibrio dopo uno shock alla variabile $\hat{e}_{ij,t}$.

38. Si assume anche che le variabili di domanda sui diversi mercati non siano correlate fra loro; cioè $\text{cov}(a_{i,t}, a_{k,t}) = 0 \quad \forall t \quad \forall k \neq i$.

39. Infatti assumendo che $a_{it} = v_i + a_{it-1} + \varepsilon_{it}$

dove $\varepsilon_{it} \sim \text{NID}(0, \sigma_i^2)$ si mostra che:

$$\sum_{s=0}^{\infty} (\lambda_i \delta)^s E_t(a_{it+s}) = a_{it} / (1 - \lambda_i \delta) + v_i \lambda_i \delta / (1 - \lambda_i \delta)^2$$

$$\text{Se } \Delta \hat{e}_{ij,t} = \rho_{ji} \Delta \hat{e}_{ij,t-1} + u_t$$

dove $u_t \sim \text{NID}(0, \sigma_u^2)$ e $|\rho_{ji}| < 1$, è possibile mostrare che⁴⁰:

$$(9) \quad \sum_{s=0}^{\infty} (\lambda_i \delta)^s E(\hat{e}_{ij,t+s}) = \frac{\Delta \hat{e}_{ij,t}}{(1-\lambda_i \delta)(1-\lambda_i \delta \rho_{ji})} + \frac{\hat{e}_{ij,t-1}}{(1-\lambda_i \delta)}.$$

Sostituendo nella (8) le espressioni relative ai valori attesi di a_i e di \hat{e}_{ij} si ottiene:

$$(10) \quad q_{ji,t} = \lambda_i q_{ji,t-1} + (1-\lambda_i) a_{it} - \frac{\beta_i (1-\lambda_i) \Delta \hat{e}_{ij,t}}{(1-\lambda_i \delta \rho_{ji})} - \beta_i (1-\lambda_i) \hat{e}_{ij,t-1} + \phi_i$$

dove $\phi_i = (1-\lambda_i)(\lambda_i \delta v_i / (1-\lambda_i \delta) - k)$ è una costante.

Usando la (10) e la (2), dopo alcune semplici sostituzioni, si ottiene la seguente espressione per la variabile $v_{ji}^* = p_{ji}^* - p_i^*$ ⁴¹:

$$(11) \quad v_{ji,t}^* = a_0 + a_1 p_{i,t} + a_2 v_{ji,t-1}^* + a_3 p_{i,t-1}$$

40. La (9) può essere facilmente derivata utilizzando la formula di Hansen e Sargent (1980), oppure calcolando recursivamente i valori attesi ricordando che $E(u_{t+s}) = 0 \quad \forall s, s > 0$.

41. La variabile v_{ji}^* rappresenta il rapporto fra i prezzi praticati sul mercato dall'esportatore e dai suoi concorrenti, tutti espressi nelle rispettive valute nazionali. Infatti: $p_i^* = p_i - \bar{e}_i$.

$$+ a_4 \hat{e}_{ij,t} + a_5 \hat{e}_{ij,t-1} + \zeta_{it}$$

dove:

$$a_0 = -\phi_i/\beta_i \quad 0$$

$$a_1 = -1/\beta_i < 0$$

$$a_2 = \lambda_i > 0$$

$$a_3 = \lambda_i/\beta_i > 0$$

$$a_4 = -a_5 = -\lambda_i(1-\delta\rho_{ji})/(1-\lambda_i\delta\rho_{ji}) < 0$$

e ζ_{it} è un disturbo non autocorrelato⁴².

La (11) permette di identificare facilmente l'effetto di fluttuazioni dei cambi nominali sul prezzo all'esportazione in valuta nazionale (p_{ji}^*)⁴³. Il coefficiente a_4 individua direttamente il grado in cui, al tempo t , variazioni del cambio nominale bilaterale (rispetto a quello effettivo) influenzano il prezzo espresso nella valuta del paese esportatore⁴⁴; il valore assoluto di impatto del pass-through può variare fra un minimo di 0 (quando i costi di aggiustamento

42. In particolare ζ_{it} è una combinazione lineare del disturbo ε_{it} della variabile di domanda a_{it} .

43. Poiché l'informazione è completa, in quanto i cambi al tempo t sono conosciuti perfettamente da tutti i produttori, il modello non si presta a distinguere fra variazioni attese e inattese.

44. Ovviamente ciò è vero solo nel caso in cui i prezzi dei competitori non vengano modificati. Tale punto è approfondito più avanti.

sono nulli) e un massimo di 1⁴⁵.

Nei periodi successivi l'aggiustamento dei prezzi dipenderà sia dall'entità dei costi di aggiustamento sia dal processo di formazione delle aspettative sul cambio (in particolare, dal valore del parametro ρ_{ji}). La durata dell'adequamento dei prezzi, dopo lo shock iniziale, dipende, infatti, positivamente da ρ_{ji} . Se ρ_{ji} è nullo, il modello di formazione delle aspettative si riduce a un random-walk e ogni variazione del cambio modifica in modo istantaneo e permanente il livello atteso di equilibrio; in questo contesto esiste un incentivo a modificare le quantità il più velocemente possibile (per dati costi di aggiustamento). Viceversa, elevati valori di ρ_{ji} indicano attese di un lento adeguamento del cambio nominale al nuovo valore di equilibrio; l'incentivo è, quindi, quello di modificare lentamente le quantità (e quindi i prezzi)⁴⁶.

Il principale vantaggio dell'equazione (11) rispetto a una derivata da un modello di monopolio con discriminazione dei prezzi è che essa consente di analizzare separatamente le risposte dei prezzi praticati sui singoli mercati, piuttosto che quelle del loro differenziale. Inoltre essa permette di tenere conto, in fase di stima, della concorrenza esercitata dai prezzi di prodotti simili, praticati su un dato mercato da altri produttori; tale contesto sembra assai più realistico di quello sottostante l'ipotesi di monopolio. La presenza

45. Valori assoluti del pass-through superiori all'unità sono possibili nel caso di costi marginali crescenti. Cfr. Sundaram e Mishra (1992). Nelle stime presentate nel paragrafo 4, questa possibilità si verifica in un numero non trascurabile di casi.

46. Si noti che, se il termine autoregressivo è negativo, ne derivano andamenti oscillatori dei cambi attesi e, quindi, anche dei prezzi. Tale circostanza, comunque, non si presenta mai nei casi qui analizzati (cfr. Appendice B).

di competitori ha importanti ripercussioni anche sul tasso di cambio che rileva al fine della determinazione del pass-through; nel modello qui proposto si tratta del rapporto del cambio bilaterale fra paese esportatore e area di sbocco, mentre in una situazione di monopolio i prezzi sono influenzati soltanto dall'andamento dei cambi bilaterali fra i mercati considerati.

A titolo esemplificativo, nelle figure 1-5 sono illustrati gli andamenti di alcuni cambi bilaterali e del loro rapporto con il cambio effettivo⁴⁷. Con riferimento al mercato statunitense, si noti come le forti oscillazioni dei cross-rates con il dollaro si attenuano quando essi vengono rapportati al cambio effettivo della moneta americana. In particolare, negli ultimi quindici anni, la Germania avrebbe sofferto di un continuo, seppur lieve, apprezzamento nominale sul mercato statunitense; al contrario, per la Francia e l'Italia si sarebbe verificato un sensibile deprezzamento. Per quanto riguarda il mercato tedesco, gli andamenti dei cambi bilaterali della Francia, dell'Italia e del Regno Unito sono, invece, del tutto simili a quelli rapportati al cambio effettivo del marco. Infine, la svalutazione della lira nell'ultimo trimestre del 1992 ha comportato per l'Italia un netto potenziale guadagno di competitività su tutti i mercati, compreso quello del Regno Unito verso il quale il cambio bilaterale è rimasto pressoché stabile⁴⁸.

47. Un aumento indica un apprezzamento della valuta del paese esportatore rispetto a quella del mercato considerato. In analogia ai prezzi dei concorrenti, i tassi di cambio effettivi includono anche i cross-rates verso il dollaro e la corona danese (cfr. Appendice A).

48. Ciò discende dal fatto che il cambio effettivo della sterlina si è nettamente deprezzato dopo l'uscita dagli Accordi europei di cambio della valuta inglese.

4. I risultati delle stime

L'equazione (11) è stata stimata con i minimi quadrati ordinari su dati trimestrali che coprono il periodo 1978.II-1991.IV per i sette paesi esportatori considerati, con riferimento ai cinque prodotti e ai sei mercati prescelti⁴⁹. Il metodo OLS pone alcuni problemi circa la consistenza dei coefficienti stimati, data la probabile simultaneità fra il prezzo del singolo esportatore e quelli dei concorrenti. Si noti, peraltro, che la simultaneità non deriva dal modello teorico, che non incorpora alcuna funzione di reazione⁵⁰, ma dal fatto che una data variazione della variabile \hat{e}_{ij} può indurre anche i concorrenti a modificare i propri prezzi. Ciò si verifica, in particolare, quando la valuta dell'importatore si deprezza (oppure si apprezza) nei confronti delle altre in misura differenziata, dato che, in questo caso, tutti gli esportatori su quel mercato saranno indotti a modificare i rispettivi prezzi; al contrario, il problema della simultaneità non sorge quando la valuta dell'importatore (oppure quella dell'esportatore) si deprezza (oppure si apprezza)

49. Si tratta, complessivamente, di 190 stime. La cattiva qualità dei dati dei valori medi unitari degli Stati Uniti e della Danimarca ha consigliato di non estendere la verifica empirica anche a questi due paesi. Al fine di evitare distorsioni nella stima dei coefficienti derivanti da andamenti differenziati dei costi, i prezzi di tutti i paesi sono stati rapportati ai rispettivi costi unitari del lavoro del settore manifatturiero (cfr. Appendice A). In tal modo la variabile dipendente dovrebbe riflettere abbastanza accuratamente l'andamento dei margini di profitto unitari.

50. Infatti la curva di offerta di lungo periodo è determinata unicamente dai costi marginali e dall'elasticità della funzione di domanda e quella di breve periodo dall'entità dei costi di aggiustamento e dalle attese sull'evoluzione del tasso di cambio.

nella stessa misura nei confronti di tutte le altre⁵¹. Si noti, inoltre, che il forte livello di disaggregazione dell'analisi rende lecito assumere che non esista simultaneità fra prezzi all'esportazione e tassi di cambio. Tale problema sarebbe, invece, rilevante qualora le stime fossero riferite al totale dei beni⁵².

Nelle tavole 8-14 sono riportati i coefficienti stimati dei pass-through d'impatto (cioè i parametri a_4 dell'equazione (11))⁵³, assieme ai relativi t-statistici. Essi risultano significativi e negativi in 114 casi (60 per cento), di cui oltre un terzo con un valore assoluto superiore all'unità⁵⁴; 7 coefficienti sono positivi e significativi e 69 non sono significativamente diversi da zero (36 per cento dei casi).

Tra i paesi esportatori, il Regno Unito e il Giappone presentano le percentuali più elevate di valori negativi e significativi (84 e 70 per cento, rispettivamente); seguono i Paesi Bassi (63 per cento), la Germania (60 per cento), il Belgio (50 per cento), la Francia (48 per cento) e l'Italia

51. Si noti che, qualora fosse la valuta del paese importatore a deprezzarsi (o ad apprezzarsi) proporzionalmente nei confronti di tutte le altre, la variabile \hat{e}_{ij} resterebbe invariata.

52. Infatti, in questo caso, l'ottica di equilibrio parziale diventerebbe difficilmente giustificabile.

53. L'equazione (11) è stata stimata con il vincolo che i due coefficienti a_4 e a_5 fossero uguali in valore assoluto, ma di segno contrario. La restrizione è stata accettata dai dati in 161 casi su 190 (circa l'85 per cento dei casi).

54. In dodici casi tale valore eccede 1,5. Un solo coefficiente, quello relativo ai prezzi all'esportazione dei Paesi Bassi sul mercato statunitense, per i laminati di alluminio, presenta un valore assoluto (5,46) chiaramente implausibile.

(44 per cento)⁵⁵. Si noti che i coefficienti stimati per il Regno Unito sono tutti particolarmente elevati; essi sono quasi sempre superiori a 0,7, e, in circa il 40 per cento dei casi⁵⁶, all'unità. Numerosi coefficienti superiori all'unità si riscontrano anche per i Paesi Bassi e il Giappone; tale evidenza indicherebbe un minore potere di fissazione dei prezzi sui mercati esteri di questi tre paesi⁵⁷. Nessun caso si verifica, invece, per la Francia e l'Italia e soltanto uno per la Germania.

Per quanto riguarda i prodotti, i pneumatici per automobili presentano il maggior numero di coefficienti negativi significativi (circa 82 per cento), seguiti dai pneumatici per autocarri (68 per cento), dai laminati di alluminio (58 per cento), dalla birra (55 per cento) e, infine, dalle automobili (37 per cento). Come suggerito dall'analisi empirica presentata nel paragrafo 2, il fenomeno del pass-through si verificherebbe con maggiore frequenza per i prodotti meno differenziabili, per i quali i mercati sono più concorrenziali e, quindi, minore è il potere di mercato che può essere esercitato dai singoli produttori.

I risultati relativi alle automobili, che pure debbono essere valutati con particolare cautela a causa dell'alta eterogeneità di questo aggregato, sono particolarmente interessanti. Per la Germania e l'Italia il pass-through è significativo soltanto in un caso, per la Francia in due casi; per il Regno Unito e i Paesi Bassi esso è, invece,

55. Per Germania, Giappone e Regno Unito i risultati sono coerenti con quelli presentati da Knetter (1993).

56. I valori assoluti più elevati si riscontrano sul mercato statunitense e su quello spagnolo.

57. Per il Giappone il problema del pass-through eccessivo è circoscritto ai laminati di alluminio, mentre per i Paesi Bassi esso riguarda, per tutti i prodotti, il mercato americano e quello spagnolo.

significativo per la maggioranza dei mercati considerati e di valore assoluto elevato, in particolare su quelli statunitensi e tedesco⁵⁸. Qualora si escludessero il Regno Unito e i Paesi Bassi, la percentuale di coefficienti positivi per le automobili scenderebbe al 18 per cento, meno di un terzo di quella riscontrata per gli altri quattro prodotti.

Tra i mercati considerati il pass-through è particolarmente rilevante con riferimento a quello tedesco (83 per cento di valori negativi significativi) e a quello francese (67 per cento), seguiti da quello statunitense e italiano (63 per cento) e, infine, da quello spagnolo e inglese. La tendenza a limitare le fluttuazioni dei prezzi (nella valuta del paese importatore) è, quindi, massima sul mercato tedesco⁵⁹; ciò potrebbe essere associato a: a) un maggiore potere di mercato dei consumatori tedeschi che costringerebbe gli esportatori ad assorbire nei margini di profitto eventuali fluttuazioni dei cambi nominali; b) un maggior grado di concorrenzialità rispetto agli altri mercati, che renderebbe più difficile per le imprese estere perseguire politiche di prezzo aggressive nel tentativo di aumentare le quote di mercato.

I costi di aggiustamento stimati, sintetizzabili dal coefficiente della variabile dipendente sfasata, sono positivi e significativi in tutti i casi; il loro valore risulta generalmente abbastanza elevato (mediamente superiore a 0,65). Ciò implica un adeguamento relativamente lento dei prezzi nella valuta dell'esportatore per un dato shock iniziale del tasso di cambio. Come è stato sottolineato nel paragrafo 3, la durata dell'aggiustamento dipende anche dal

58. Per quanto riguarda il Giappone, i risultati riferiti ai mercati europei sono assai probabilmente distorti dal regime di contingentamento che caratterizza le importazioni di automobili giapponesi della Comunità europea.

59. Si noti, però, che i valori assoluti mediamente più elevati si riscontrano sul mercato statunitense.

modello utilizzato nella formazione delle aspettative; se quest'ultimo è un random-walk, l'adeguamento tenderà a essere relativamente più veloce, a parità di costi di aggiustamento.

Nelle figure 6-7 sono illustrate a titolo esemplificativo alcune delle elasticità stimate dei prezzi all'esportazione, calcolate con riferimento a un apprezzamento nominale della valuta del paese esportatore verso tutte le altre⁶⁰. Le equazioni di prezzo sono state simulate assieme a due equazioni che descrivono l'andamento del cambio come un processo random-walk e un AR(1) sulle differenze prime. Come atteso, il random-walk comporta un adeguamento dei prezzi leggermente più veloce; la differenza con l'AR(1) non è, tuttavia, particolarmente marcata, in quanto i valori dei termini autoregressivi stimati sono relativamente bassi (cfr. Appendice B). Si noti che il modello AR(1) implica un aumento del pass-through nel periodo successivo a quello iniziale.

Le simulazioni confermano la lentezza dell'adeguamento dei prezzi. In media occorrono non meno di due anni prima che i prezzi, nella valuta dell'esportatore, ritornino al loro valore iniziale; tempi simili sono stati stimati anche da Kasa (1992) con riferimento ai prezzi all'esportazione tedeschi sul mercato statunitense e su quello canadese.

5. Conclusioni

Nel lavoro è stata analizzata la relazione esistente fra prezzi all'esportazione e tasso di cambio nominale, adottando l'ottica di un esportatore che vende i propri prodotti su più mercati, fra loro separati, e che massimizza i profit-

60. In questo caso è, infatti, lecito assumere che i prezzi dei concorrenti rimangano invariati.

ti attesi espressi nella propria valuta. In questo contesto, il pass-through è stato definito come l'elasticità dei prezzi (espressi nella moneta del paese esportatore), rispetto a una variazione del cambio nominale.

In uno schema di concorrenza perfetta, in cui l'esportatore è price-taker sui mercati esteri, variazioni del cambio nominale sono pienamente riflesse nei margini di profitto e i prezzi, nella valuta del paese esportatore, aumentano (diminuiscono) proporzionalmente all'ammontare del deprezzamento (apprezzamento) del cambio, cioè il pass-through è completo. In altri contesti, il suo valore assoluto tende a essere correlato inversamente al potere di mercato del produttore; il caso estremo è quello di un monopolista per il quale, sotto le ipotesi standard di costi marginali costanti e di funzione di domanda a elasticità costante, il pass-through è nullo.

Il modello utilizzato in questo lavoro utilizza uno schema di concorrenza monopolistica in cui l'informazione è completa e i produttori formano aspettative sulla futura evoluzione dei cambi nominali sulla base dell'andamento presente e passato degli stessi. Se i produttori possono modificare le quantità offerte sui vari mercati fra un periodo e l'altro senza incorrere in ulteriori costi, oltre a quelli di produzione, le conclusioni non si discostano da quelle di una situazione di monopolio: le variazioni dei cambi saranno pienamente riflesse nei prezzi del paese importatore e i margini di profitto dell'esportatore resteranno invariati. Tuttavia, se nel breve periodo esistono costi aggiuntivi nel modificare le quantità offerte, il valore assoluto del pass-through sarà positivo e dipenderà direttamente da tali costi. Questi ultimi, assieme al processo di formazione delle aspettative sul tasso di cambio, influenzeranno anche la velocità con cui i prezzi ritorneranno al loro valore iniziale dopo uno shock. Il modello permette, quindi, di mettere in

relazione l'entità del pass-through al potere di mercato dell'esportatore. Un limite è, invece, costituito dal non tenere conto dell'influenza di variazioni dei cambi sui costi di produzione.

La verifica empirica è stata effettuata prendendo in esame le serie dei valori medi unitari all'esportazione, desunte dalle statistiche di commercio con l'estero dell'OCSE, di cinque diversi prodotti, relativi a sette diversi paesi (di cui sei europei) e a sei aree di sbocco (di cui cinque europee). L'analisi preliminare ha mostrato che i prezzi di un dato paese esportatore differiscono significativamente a seconda del mercato considerato, confermando l'ipotesi di base di separatezza dei mercati e, quindi, di price-discrimination. Tale fenomeno è particolarmente rilevante per i pneumatici per autocarri, il che suggerisce che i prezzi di questi beni sarebbero maggiormente influenzati da variazioni dei tassi di cambio.

I risultati delle stime econometriche delle funzioni di prezzo derivate dal modello teorico confermano che il fenomeno del pass-through è nettamente più frequente per i prodotti meno differenziabili, per i quali è plausibile supporre che i mercati siano più concorrenziali. Al contrario, per le automobili, si riscontra generalmente un numero basso di coefficienti significativi, ad eccezione del Regno Unito e dei Paesi Bassi. Questi risultati indicherebbero che i produttori di questi due paesi hanno un minore potere nella fissazione dei prezzi rispetto agli altri principali concorrenti europei.

Su 190 equazioni stimate complessivamente, il pass-through è significativo nel 60 per cento dei casi. Tutti i maggiori paesi europei presentano percentuali elevate di valori significativi; tra essi spicca, in particolare, il Regno Unito con oltre l'80 per cento di coefficienti signifi-

cativi, in maggioranza di valore assoluto prossimo all'unità. Ciò indicherebbe un minore potere di mercato di questo paese rispetto alla Germania, alla Francia e all'Italia.

Il mercato tedesco è quello su cui è generalmente più difficile, per tutti gli esportatori, modificare i prezzi in valuta locale; tuttavia, anche su quello francese, italiano e statunitense il fenomeno del pass-through è rilevante. In particolare, sono elevati i coefficienti stimati per il mercato statunitense; ciò conferma le conclusioni raggiunte da precedenti analisi empiriche.

I risultati sembrano coerenti con i comportamenti recentemente seguiti dagli esportatori europei su quei mercati le cui valute si sono fortemente deprezzate dall'autunno del 1992. Secondo le stime effettuate, infatti, i produttori esteri accetterebbero, soprattutto sul mercato italiano, una compressione dei margini di profitto mediamente non inferiore al 50 per cento della potenziale perdita di competitività; ciò spiegherebbe l'aumento relativamente contenuto dei prezzi all'importazione dei beni manufatti finora riscontrato in Italia. L'analisi empirica indicherebbe anche che tale fenomeno potrebbe protrarsi ancora per diversi trimestri.

ANALISI DEI PREZZI ALL'ESPORTAZIONE DELLA GERMANIA (1)
(indici 1980=1)

Mercati di sbocco	Birra				Pneumatici per autocarri				Automobili			
	media	coeff. var.	corr. (2)	corr. (3)	media	coeff. var.	corr. (2)	corr. (3)	media	coeff. var.	corr. (2)	corr. (3)
Stati Uniti	1,05	0,13	1,00	0,98	0,95	0,07	1,00	0,79	1,43	0,35	1,00	0,97
Francia	1,07	0,25	0,99	0,96	0,90	0,18	0,76	0,69	1,22	0,36	0,93	0,99
Italia	0,97	0,23	0,94	0,92	0,94	0,21	0,71	0,83	1,22	0,34	0,95	0,98
Regno Unito	1,09	0,28	0,93	0,90	0,91	0,18	0,64	0,90	1,25	0,38	0,93	0,99
Spagna	0,96	0,22	0,91	0,95	0,93	0,26	0,67	0,42	1,04	0,28	0,65	0,87

(1) Periodo di riferimento: 1978-1991.

(2) Correlazione contemporanea rispetto al prezzo sul mercato americano.

(3) Correlazione contemporanea rispetto al prezzo dei concorrenti.

ANALISI DEI PREZZI ALL'ESPORTAZIONE DELLA FRANCIA (1)
(indici 1980=1)

Mercati di sbocco	Birra				Pneumatici per autocarri				Automobili			
	media	coeff. var.	corr. (2)	corr. (3)	media	coeff. var.	corr. (2)	corr. (3)	media	coeff. var.	corr. (2)	corr. (3)
Stati Uniti	0,94	0,18	1,00	-0,31	0,92	0,08	1,00	0,53	1,30	0,32	1,00	0,92
Germania	1,31	0,36	-0,21	0,80	0,94	0,22	-0,06	0,85	1,12	0,32	0,82	0,97
Italia	1,05	0,29	-0,24	0,93	0,98	0,22	-0,06	0,89	1,05	0,29	0,86	0,95
Regno Unito	0,88	0,15	0,04	0,74	0,97	0,23	-0,04	0,91	1,09	0,31	0,86	0,98
Spagna	0,82	0,23	0,37	0,64	0,92	0,28	-0,09	0,47	0,80	0,42	0,72	0,81

(1) Periodo di riferimento: 1978-1991.

(2) Correlazione contemporanea rispetto al prezzo sul mercato americano.

(3) Correlazione contemporanea rispetto al prezzo dei concorrenti.

ANALISI DEI PREZZI ALL'ESPORTAZIONE DELL'ITALIA (1)
(indici 1980=1)

Mercati di sbocco	Birra				Pneumatici per autocarri				Automobili			
	media	coeff. var.	corr. (2)	corr. (3)	media	coeff. var.	corr. (2)	corr. (3)	media	coeff. var.	corr. (2)	corr. (3)
Stati Uniti	1,01	0,18	1,00	0,93	0,95	0,09	1,00	0,62	2,22	0,68	1,00	0,87
Germania	0,95	0,32	0,89	0,93	0,94	0,25	0,17	0,93	1,12	0,31	0,86	0,98
Francia	1,18	0,29	0,36	0,43	1,03	0,19	0,11	0,67	1,03	0,28	0,83	0,97
Regno Unito	0,88	0,29	0,64	0,78	1,02	0,28	0,07	0,91	0,98	0,34	0,87	0,91
Spagna	1,45	0,46	0,96	0,93	1,08	0,29	-0,05	0,45	0,93	0,31	0,74	0,91

(1) Periodo di riferimento: 1978-1991.

(2) Correlazione contemporanea rispetto al prezzo sul mercato americano.

(3) Correlazione contemporanea rispetto al prezzo dei concorrenti.

ANALISI DEI PREZZI ALL'ESPORTAZIONE DEL REGNO UNITO (1)
(indici 1980=1)

Mercati di sbocco	Birra				Pneumatici per autocarri				Automobili			
	media	coeff. var.	corr. (2)	corr. (3)	media	coeff. var.	corr. (2)	corr. (3)	media	coeff. var.	corr. (2)	corr. (3)
Stati Uniti	0,93	0,09	1,00	0,80	0,87	0,11	1,00	0,77	1,58	0,31	1,00	0,91
Germania	0,95	0,22	0,90	0,93	0,89	0,20	0,61	0,91	1,13	0,31	0,80	0,97
Francia	0,91	0,15	0,84	0,86	0,91	0,21	0,61	0,71	0,92	0,32	0,68	0,95
Italia	0,77	0,23	0,53	0,55	0,89	0,20	0,60	0,85	1,15	0,35	0,77	0,96
Spagna	0,83	0,18	0,80	0,70	1,34	0,29	0,29	0,59	0,77	0,31	0,60	0,90

(1) Periodo di riferimento: 1978-1991.

(2) Correlazione contemporanea rispetto al prezzo sul mercato americano.

(3) Correlazione contemporanea rispetto al prezzo dei concorrenti.

ANALISI DEI PREZZI ALL'ESPORTAZIONE DEI PAESI BASSI (1)
(indici 1980=1)

Mercati di sbocco	Birra				Pneumatici per autocarri				Automobili			
	media	coeff. var.	corr. (2)	corr. (3)	media	coeff. var.	corr. (2)	corr. (3)	media	coeff. var.	corr. (2)	corr. (3)
Stati Uniti	1,05	0,24	1,00	0,94	0,94	0,15	1,00	0,31	0,98	0,50	1,00	0,81
Germania	0,98	0,13	0,78	0,86	1,01	0,25	-0,04	0,91	1,12	0,34	0,75	0,92
Francia	0,60	0,30	0,43	0,38	0,98	0,23	-0,04	0,70	1,30	0,47	0,70	0,98
Italia	0,87	0,20	0,83	0,72	0,90	0,25	-0,01	0,87	1,27	0,42	0,76	0,98
Regno Unito	1,00	0,18	0,38	0,41	0,89	0,19	0,08	0,91	1,18	0,42	0,68	0,97
Spagna	0,93	0,25	0,90	0,92	1,03	0,28	-0,13	0,40	1,07	0,38	0,58	0,97

(1) Periodo di riferimento: 1978-1991.

(2) Correlazione contemporanea rispetto al prezzo sul mercato americano.

(3) Correlazione contemporanea rispetto al prezzo dei concorrenti.

ANALISI DEI PREZZI ALL'ESPORTAZIONE DEL BELGIO (1)
(indici 1980=1)

Mercati di sbocco	Birra				Pneumatici per autocarri				Automobili			
	media	coeff. var.	corr. (2)	corr. (3)	media	coeff. var.	corr. (2)	corr. (3)	media	coeff. var.	corr. (2)	corr. (3)
Stati Uniti	1,50	0,45	1,00	0,89	0,88	0,13	1,00	0,18	1,51	0,35	1,00	0,94
Germania	1,11	0,27	0,94	0,88	0,87	0,24	0,77	0,75	1,21	0,36	0,96	0,99
Francia	1,04	0,29	0,94	0,93	0,89	0,16	0,86	0,59	1,15	0,34	0,96	0,99
Italia	1,06	0,29	0,84	0,93	1,04	0,25	0,87	0,88	1,19	0,34	0,96	0,98
Regno Unito	0,53	0,54	0,23	0,56	0,87	0,16	0,88	0,85	1,30	0,34	0,98	0,99
Spagna	0,87	0,19	0,34	0,42	0,82	0,19	0,87	0,33	1,37	0,36	0,95	0,97

(1) Periodo di riferimento: 1978-1991.

(2) Correlazione contemporanea rispetto al prezzo sul mercato americano.

(3) Correlazione contemporanea rispetto al prezzo dei concorrenti.

ANALISI DEI PREZZI ALL'ESPORTAZIONE DEL GIAPPONE (1)
(indici 1980=1)

Mercati di sbocco	Birra				Pneumatici per autocarri				Automobili			
	media	coeff. var.	corr. (2)	corr. (3)	media	coeff. var.	corr. (2)	corr. (3)	media	coeff. var.	corr. (2)	corr. (3)
Stati Uniti	1,17	0,14	1,00	0,75	1,01	0,09	1,00	0,60	1,65	0,38	1,00	0,99
Germania	1,12	0,22	0,63	0,95	0,87	0,20	0,20	0,80	1,50	0,44	0,95	0,99
Francia	1,41	0,38	0,65	0,90	0,91	0,21	0,64	0,57	1,51	0,45	0,97	0,98
Italia	1,33	0,30	0,82	0,87	1,35	0,27	0,19	0,06	1,66	0,42	0,87	0,88
Regno Unito	1,15	0,35	0,75	0,92	0,82	0,17	0,17	0,81	1,59	0,43	0,97	0,95
Spagna	1,21	0,31	0,56	0,91	0,96	0,17	0,21	0,42	1,62	0,46	0,97	0,92

(1) Periodo di riferimento: 1978-1991.

(2) Correlazione contemporanea rispetto al prezzo sul mercato americano.

(3) Correlazione contemporanea rispetto al prezzo dei concorrenti.

RISULTATI DELLA STIMA DELL'EQUAZIONE (11) PER I PREZZI ALL'ESPORTAZIONE DELLA GERMANIA (*)
(coefficienti di pass-through stimati e relativi t-statistici)

prodotti	Stati Uniti	Francia	Italia	Regno Unito	Spagna
Birra	-0,73 (3,26)	-0,41 (1,64)	-0,57 (3,20)	-0,31 (1,01)	0,41 (2,10)
Pneumatici per auto	-1,11 (3,50)	-0,77 (2,77)	-1,06 (3,73)	-0,53 (1,88)	-0,15 (0,50)
Pneumatici per autocarri	-0,90 (3,86)	-0,95 (3,99)	-0,75 (3,50)	-0,56 (2,02)	-0,61 (2,30)
Laminati di alluminio	-0,98 (1,76)	-1,15 (4,90)	-1,19 (5,59)	-0,68 (2,17)	-0,64 (1,72)
Automobili	0,56 (1,08)	0,18 (0,62)	-0,52 (2,67)	-0,30 (1,29)	0,09 (0,24)

(*) Periodo di stima: 1978.II - 1991.IV.

**RISULTATI DELLA STIMA DELL'EQUAZIONE (11) PER I PREZZI
ALL'ESPORTAZIONE DELLA FRANCIA (*)**
(coefficienti di pass-through stimati e relativi t-statistici)

mercati prodotti	Stati Uniti	Germania	Italia	Regno Unito	Spagna
Birra	-1,11 (2,49)	-0,51 (0,71)	-0,70 (1,87)	-0,72 (1,77)	-0,28 (0,76)
Pneumatici per auto	-0,83 (2,62)	-0,73 (3,62)	-0,98 (4,19)	-0,23 (1,23)	-0,56 (2,00)
Pneumatici per autocarri	-0,58 (1,92)	-0,67 (3,32)	-0,68 (2,79)	-0,44 (1,28)	-0,34 (1,13)
Laminati di alluminio	0,67 (0,54)	-0,71 (2,92)	-0,14 (0,35)	0,07 (0,18)	-0,28 (1,06)
Automobili	0,98 (1,30)	-0,43 (2,31)	-0,58 (2,65)	-0,16 (0,50)	0,46 (1,43)

(*) Periodo di stima: 1978.II - 1991.IV.

**RISULTATI DELLA STIMA DELL'EQUAZIONE (11) PER I PREZZI
ALL'ESPORTAZIONE DELL'ITALIA (*)**
(coefficienti di pass-through stimati e relativi t-statistici)

mercati prodotti	Stati Uniti	Germania	Francia	Regno Unito	Spagna
Birra	-0,56 (1,84)	0,10 (0,22)	-2,01 (1,47)	-1,97 (2,16)	0,47 (1,13)
Pneumatici per auto	-0,87 (2,69)	-0,87 (3,03)	-0,73 (2,75)	-0,46 (1,46)	0,36 (0,46)
Pneumatici per autocarri	-1,01 (3,17)	-0,68 (1,92)	-0,60 (2,09)	-0,85 (1,88)	-0,20 (0,58)
Laminati di alluminio	0,15 (0,16)	-0,85 (1,86)	-0,48 (1,51)	-0,99 (1,23)	-0,55 (0,62)
Automobili	-0,91 (1,24)	-0,56 (2,16)	-0,44 (1,64)	-0,49 (1,10)	-0,47 (1,72)

(*) Periodo di stima: 1978.II - 1991.IV.

**RISULTATI DELLA STIMA DELL'EQUAZIONE (11) PER I PREZZI
ALL'ESPORTAZIONE DEL REGNO UNITO (*)**
(coefficienti di pass-through stimati e relativi t-statistici)

prodotti	mercati Stati Uniti	Germania	Francia	Italia	Spagna
Birra	-1,05 (7,35)	-0,77 (2,57)	-0,71 (3,99)	-0,74 (2,27)	-1,12 (5,39)
Pneumatici per auto	-1,34 (5,41)	-0,42 (1,43)	-0,90 (5,95)	-0,79 (1,80)	-1,46 (2,87)
Pneumatici per autocarri	-0,88 (5,10)	-0,44 (1,61)	-0,77 (4,83)	-0,74 (1,75)	-1,64 (4,07)
Laminati di alluminio	-1,48 (2,62)	-0,67 (2,05)	-0,85 (4,59)	-0,52 (2,20)	-1,47 (4,40)
Automobili	-1,20 (6,04)	-0,93 (3,63)	-0,55 (1,91)	-0,74 (1,43)	-0,80 (1,94)

(*) Periodo di stima: 1978.II - 1991.IV.

**RISULTATI DELLA STIMA DELL'EQUAZIONE (11) PER I PREZZI
ALL'ESPORTAZIONE DEI PAESI BASSI (*)**
(coefficienti di pass-through stimati e relativi t-statistici)

prodotti	mercati Stati Uniti	Germania	Francia	Italia	Regno Unito	Spagna
Birra	0,06 (0,20)	-1,81 (8,97)	-1,54 (1,30)	-0,52 (1,97)	-0,30 (0,96)	-0,51 (2,40)
Pneumatici per auto	-1,78 (3,25)	-1,27 (5,01)	-1,23 (3,86)	-1,70 (2,27)	0,10 (0,39)	-1,23 (3,15)
Pneumatici per autocarri	-1,11 (1,87)	-0,83 (2,22)	-0,44 (1,09)	-0,64 (1,49)	-0,33 (0,99)	-1,61 (4,70)
Laminati di alluminio	-5,46 (2,54)	-0,97 (2,64)	-1,95 (6,00)	0,79 (1,04)	-1,84 (4,88)	-1,59 (5,65)
Automobili	-0,23 (0,07)	-1,32 (2,02)	-0,60 (1,29)	-1,07 (2,31)	-0,08 (0,23)	-0,83 (2,47)

(*) Periodo di stima: 1978.II - 1991.IV.

**RISULTATI DELLA STIMA DELL'EQUAZIONE (11) PER I PREZZI
ALL'ESPORTAZIONE DEL BELGIO (*)**
(coefficienti di pass-through stimati e relativi t-statistici)

prodotti	mercati Stati Uniti	Germania	Francia	Italia	Regno Unito	Spagna
Birra	-0,01 (0,01)	-0,99 (4,50)	-0,69 (3,36)	0,04 (0,09)	1,28 (1,15)	-0,76 (1,28)
Pneumatici per auto	1,18 (1,39)	-0,67 (3,44)	-0,55 (3,09)	-0,47 (1,93)	-0,44 (2,00)	-0,78 (1,84)
Pneumatici per autocarri	0,69 (1,85)	-0,97 (2,60)	-1,40 (5,90)	0,14 (0,43)	-0,91 (2,83)	-0,44 (1,16)
Laminati di alluminio	2,13 (2,07)	-1,27 (5,38)	-1,52 (6,04)	-1,32 (6,12)	-0,27 (0,72)	-0,24 (0,45)
Automobili	0,62 (0,92)	-0,55 (2,27)	0,05 (0,26)	-0,45 (1,78)	-0,07 (0,25)	-0,89 (2,24)

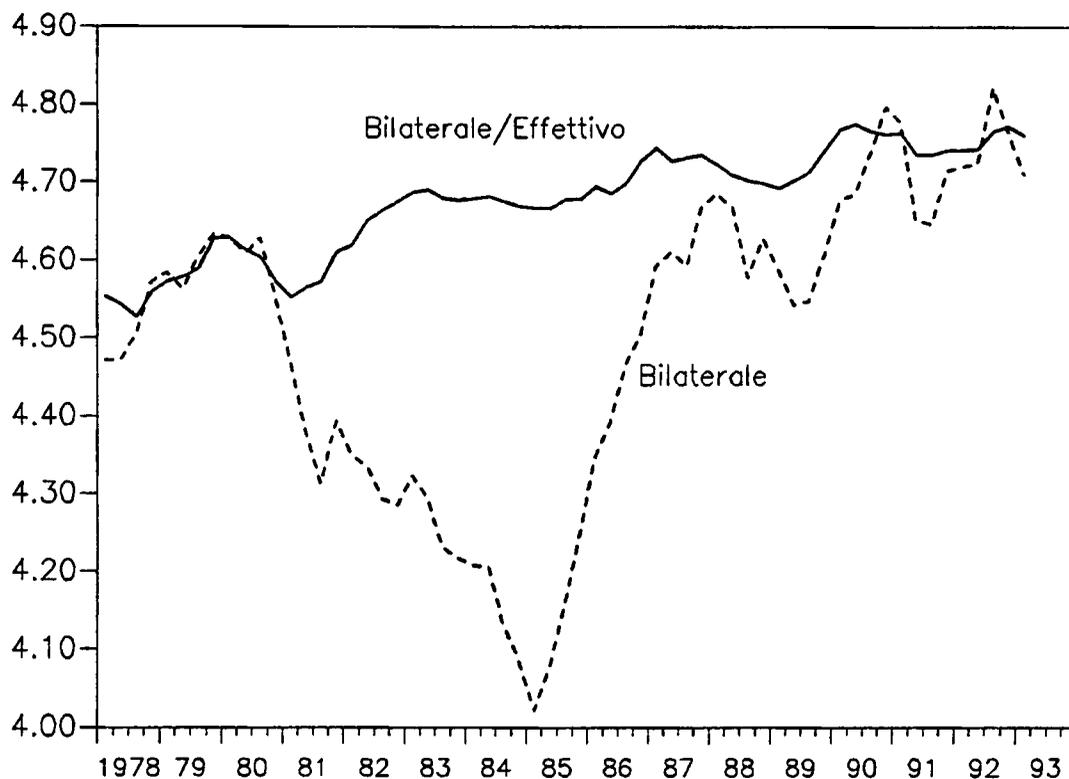
(*) Periodo di stima: 1978.II - 1991.IV.

**RISULTATI DELLA STIMA DELL'EQUAZIONE (11) PER I PREZZI
ALL'ESPORTAZIONE DEL GIAPPONE (*)**
(coefficienti di pass-through stimati e relativi t-statistici)

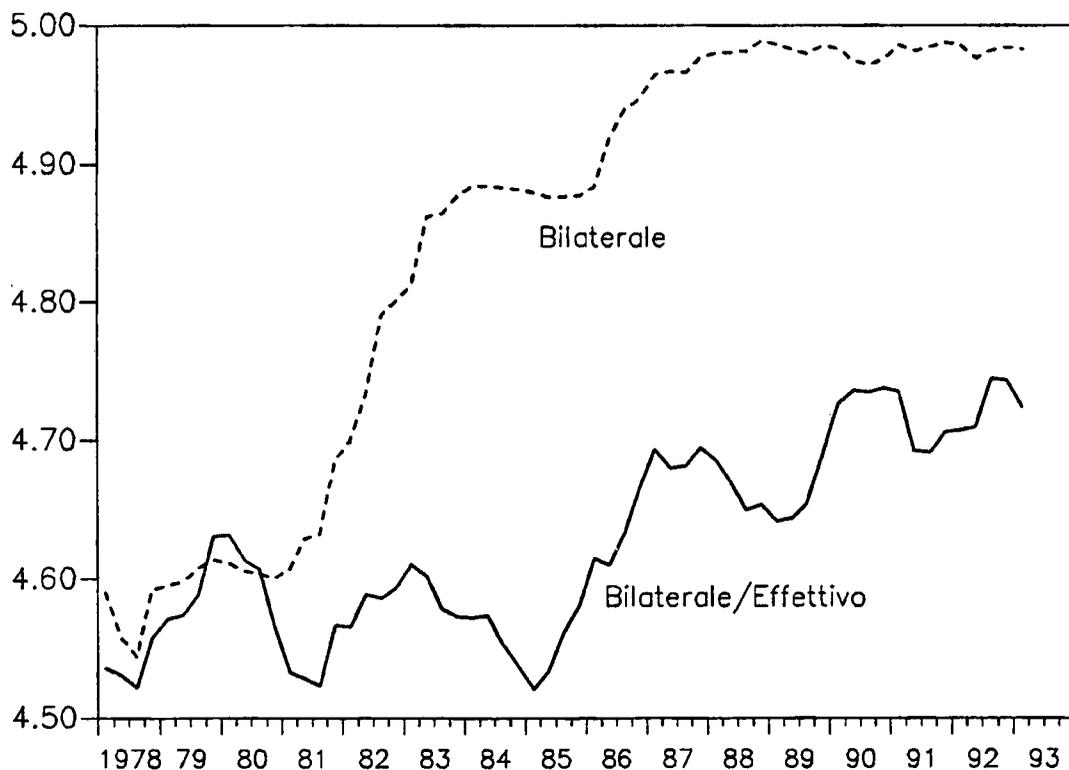
prodotti	mercati Stati Uniti	Germania	Francia	Italia	Regno Unito	Spagna
Birra	-0,72 (7,62)	-0,44 (3,49)	-0,28 (2,23)	-0,33 (3,09)	-0,48 (3,25)	0,27 (1,55)
Pneumatici per auto	-0,73 (6,64)	-0,44 (2,87)	-1,17 (5,98)	-0,80 (3,72)	-0,84 (6,31)	-0,43 (2,48)
Pneumatici per autocarri	-0,87 (9,95)	-0,73 (4,48)	-0,99 (6,23)	0,58 (2,04)	-0,55 (4,84)	-0,88 (4,61)
Laminati di alluminio	-0,46 (2,64)	-1,27 (2,18)	-1,49 (2,34)	-1,66 (1,75)	1,13 (1,40)	-2,14 (2,22)
Automobili	-0,52 (3,33)	0,13 (1,07)	0,20 (2,34)	0,61 (2,85)	0,16 (1,17)	0,63 (4,31)

(*) Periodo di stima: 1978.II - 1991.IV.

TASSI DI CAMBIO NOMINALI GERMANIA-STATI UNITI
(dati medi trimestrali; indici 1980=100; scala logaritmica)

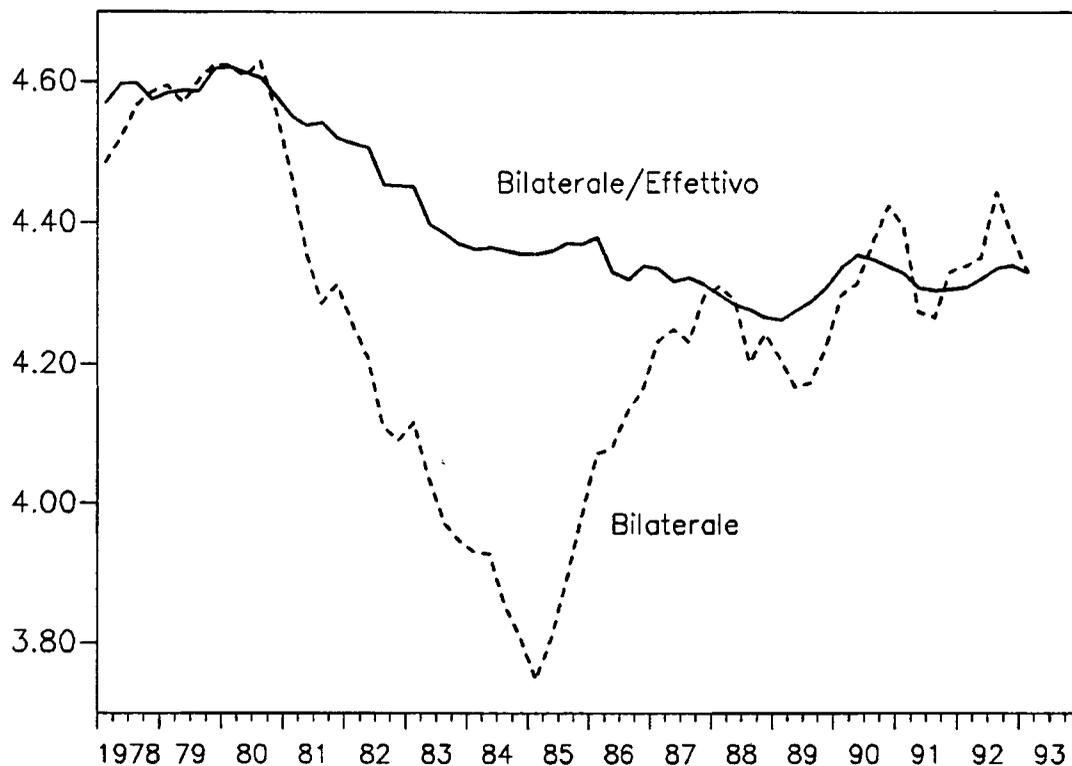


TASSI DI CAMBIO NOMINALI GERMANIA-FRANCIA
(dati medi trimestrali; indici 1980=100; scala logaritmica)

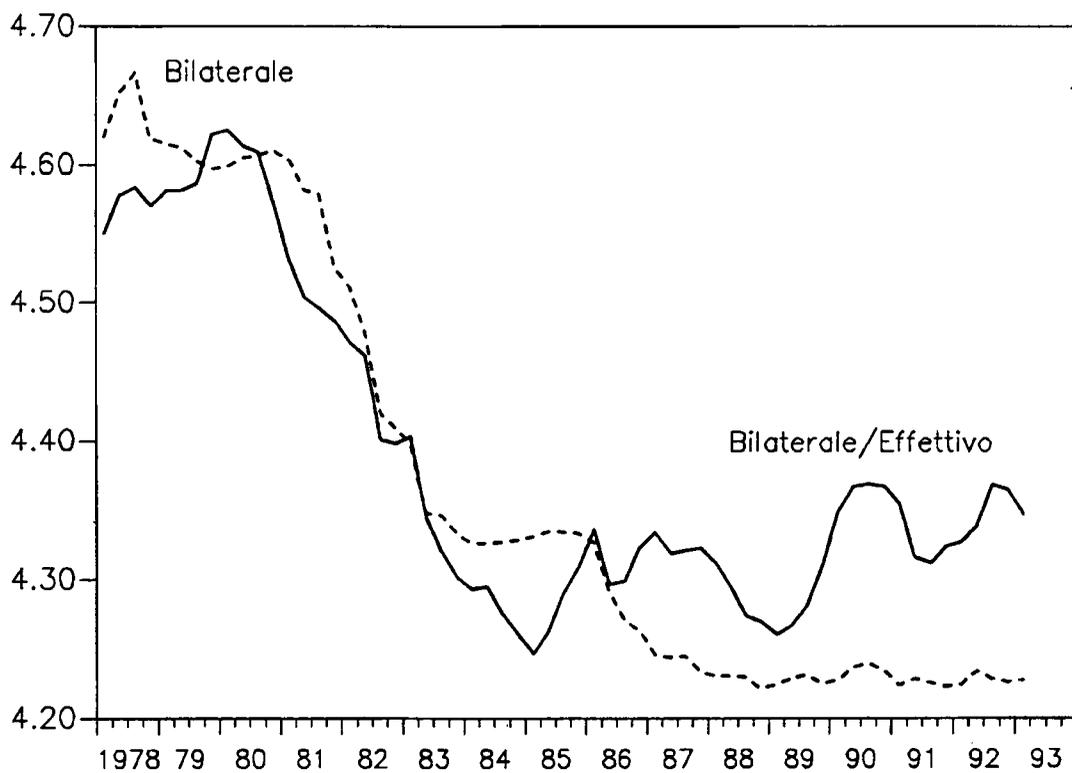


Fonte: Elaborazioni su dati IMF, International Financial Statistics.

TASSI DI CAMBIO NOMINALI FRANCIA-STATI UNITI
(dati medi trimestrali; indici 1980=100; scala logaritmica)

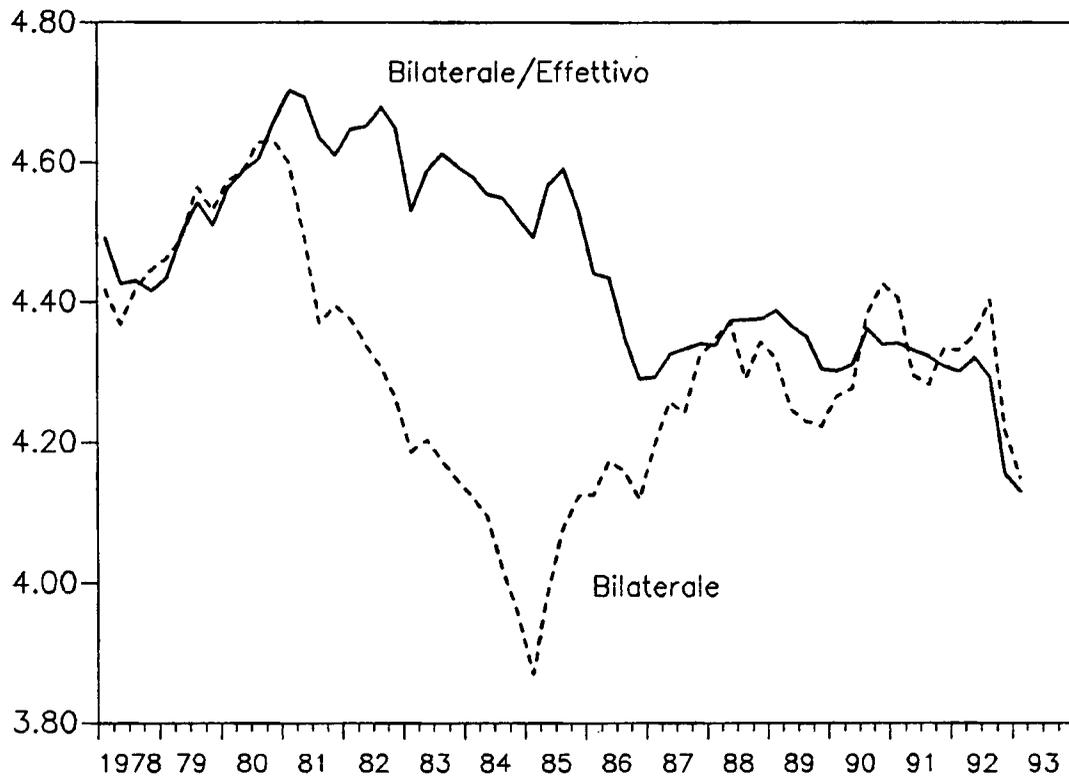


TASSI DI CAMBIO NOMINALI FRANCIA-GERMANIA
(dati medi trimestrali; indici 1980=100; scala logaritmica)

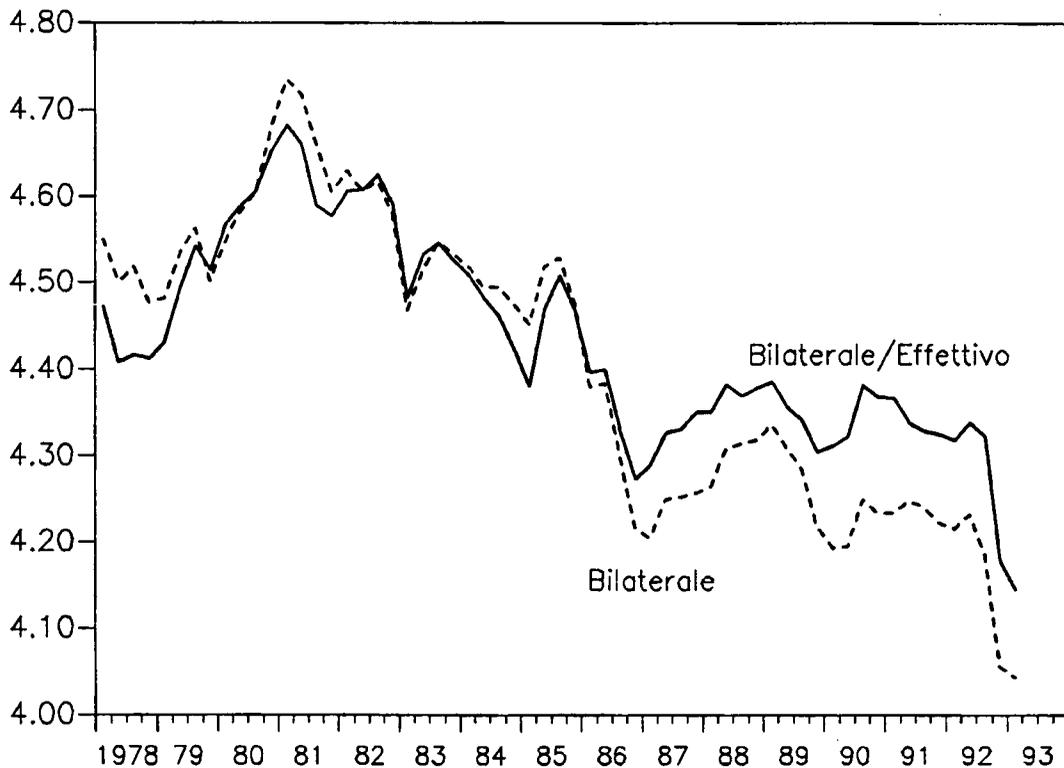


Fonte: Elaborazioni su dati IMF, International Financial Statistics.

TASSI DI CAMBIO NOMINALI REGNO UNITO-STATI UNITI
(dati medi trimestrali; indici 1980=100; scala logaritmica)

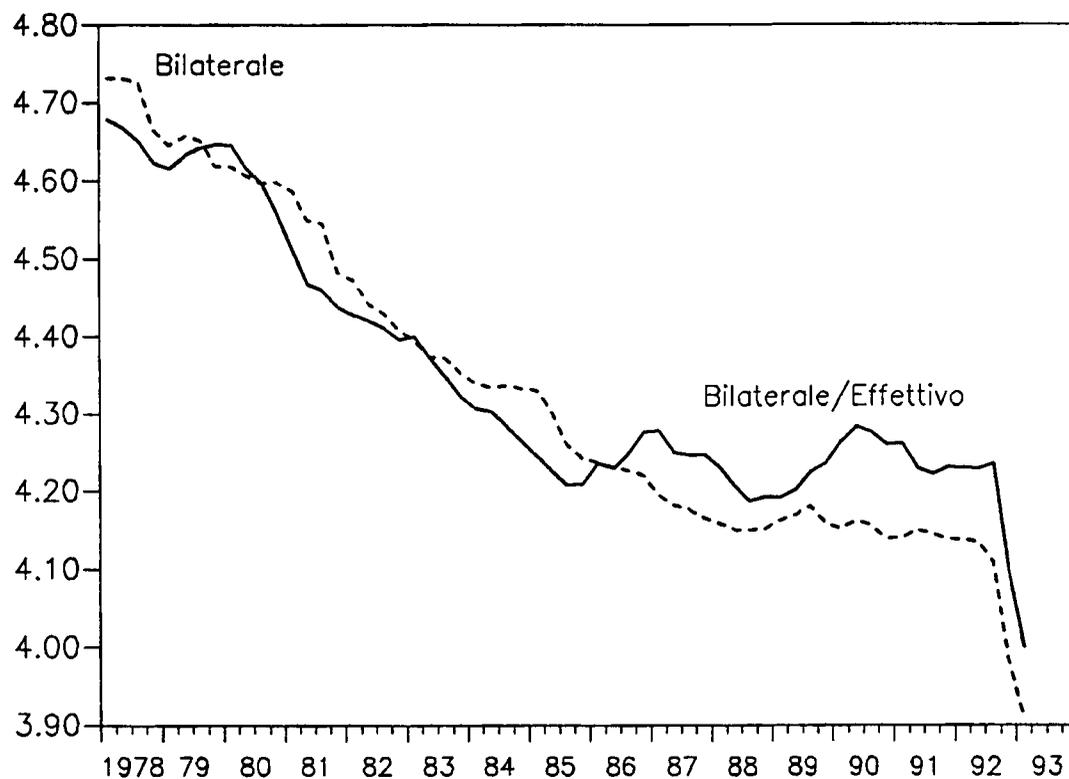


TASSI DI CAMBIO NOMINALI REGNO UNITO-GERMANIA
(dati medi trimestrali; indici 1980=100; scala logaritmica)

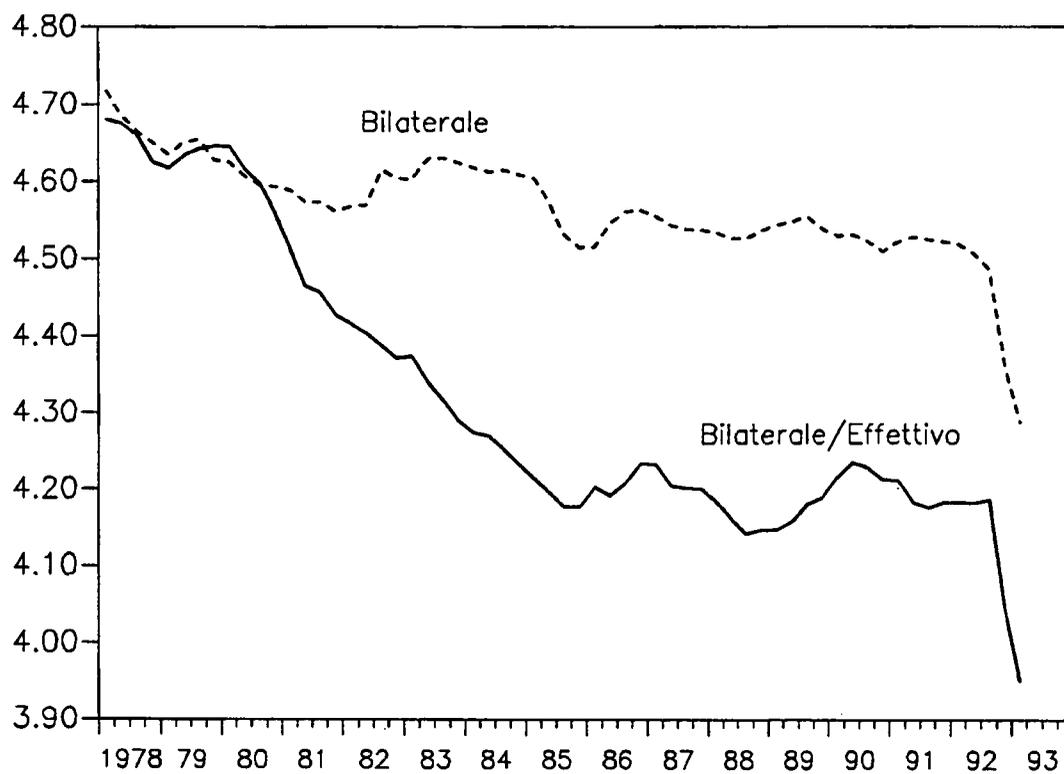


Fonte: Elaborazioni su dati IMF, International Financial Statistics.

TASSI DI CAMBIO NOMINALI ITALIA-GERMANIA
(dati medi trimestrali; indici 1980=100; scala logaritmica)

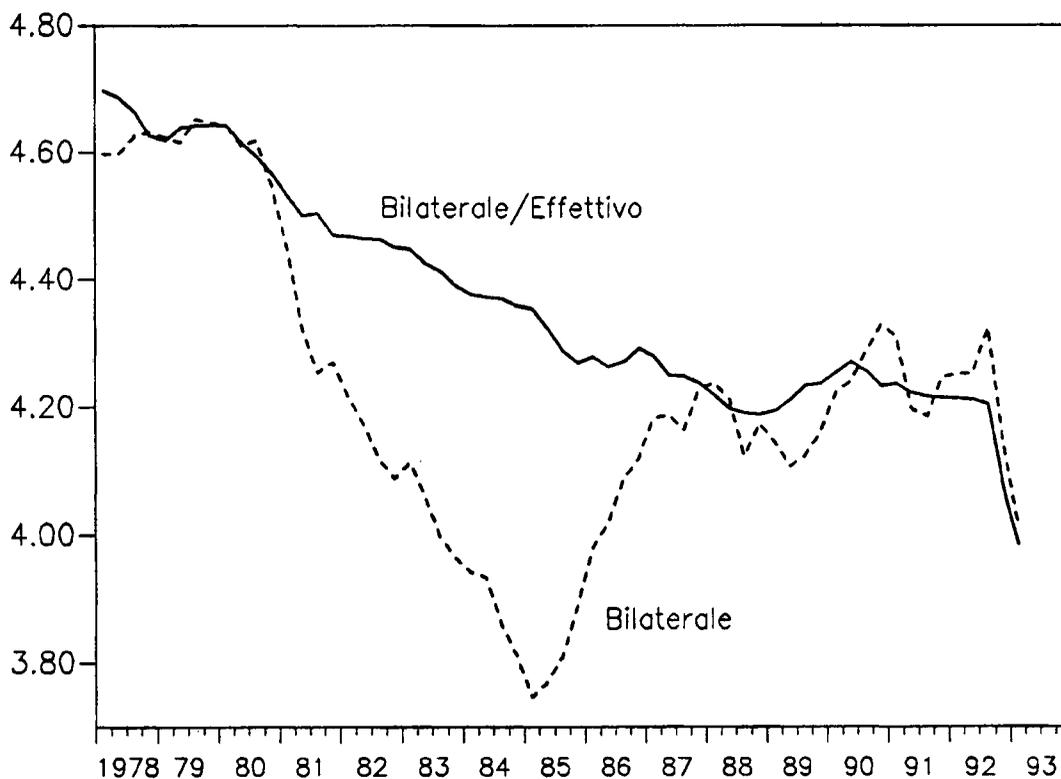


TASSI DI CAMBIO NOMINALI ITALIA-FRANCIA
(dati medi trimestrali; indici 1980=100; scala logaritmica)

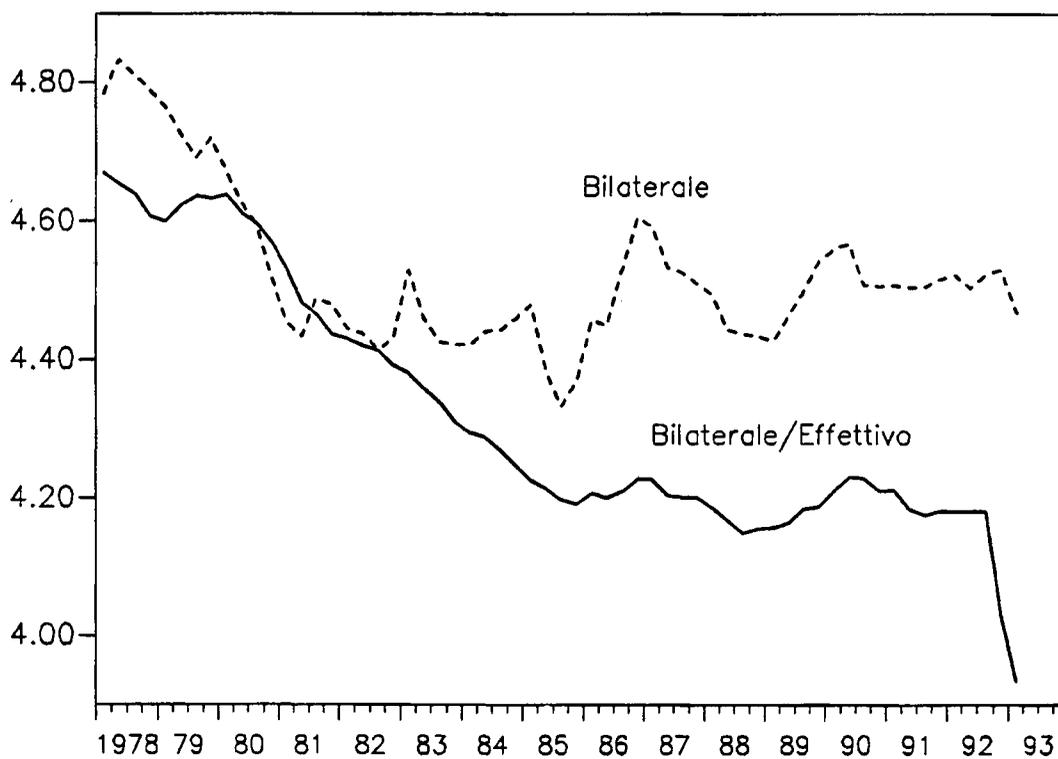


Fonte: Elaborazioni su dati IMF, International Financial Statistics.

TASSI DI CAMBIO NOMINALI ITALIA-STATI UNITI
(dati medi trimestrali; indici 1980=100; scala logaritmica)

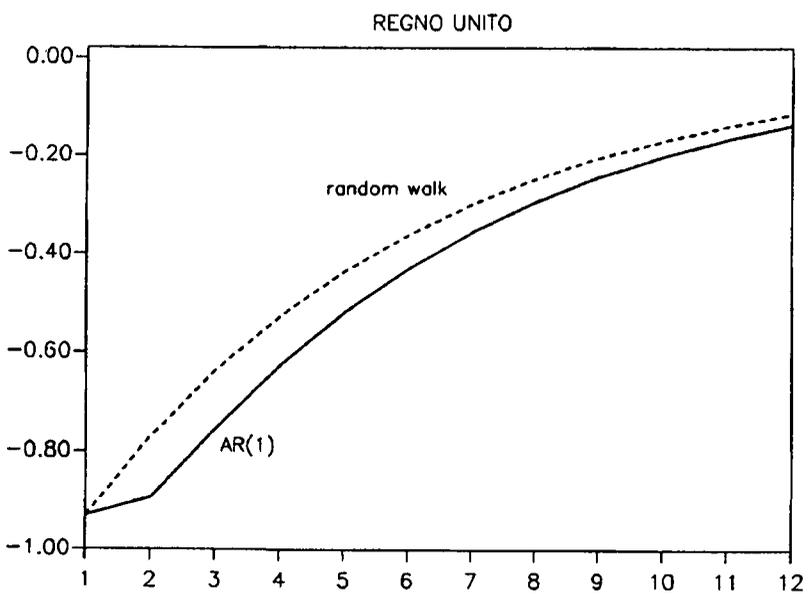
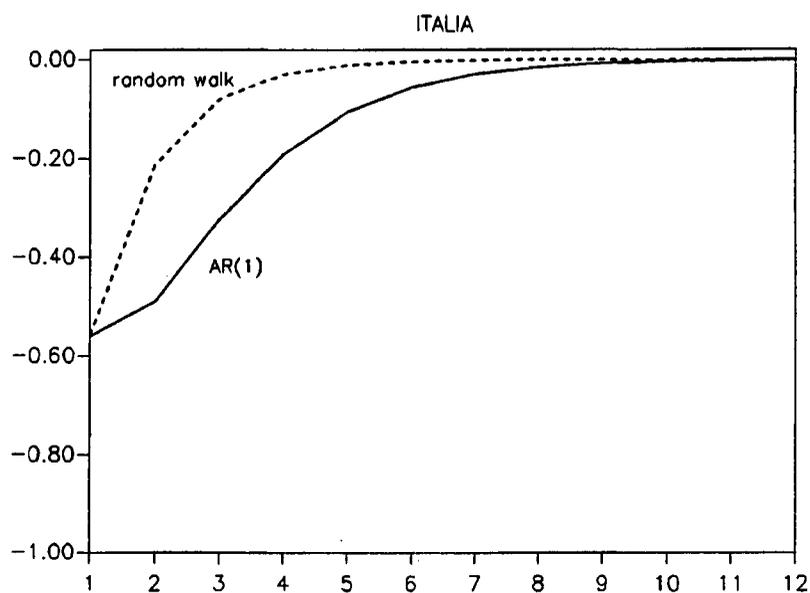
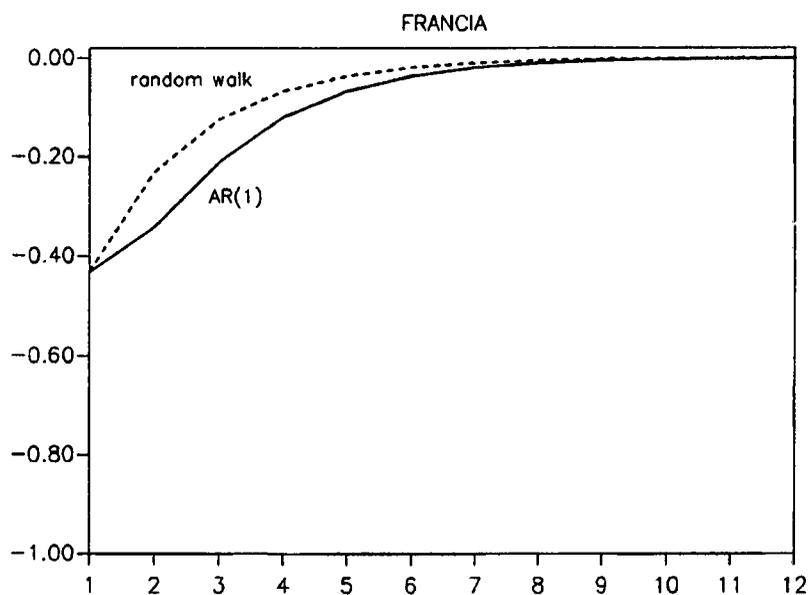


TASSI DI CAMBIO NOMINALI ITALIA-REGNO UNITO
(dati medi trimestrali; indici 1980=100; scala logaritmica)

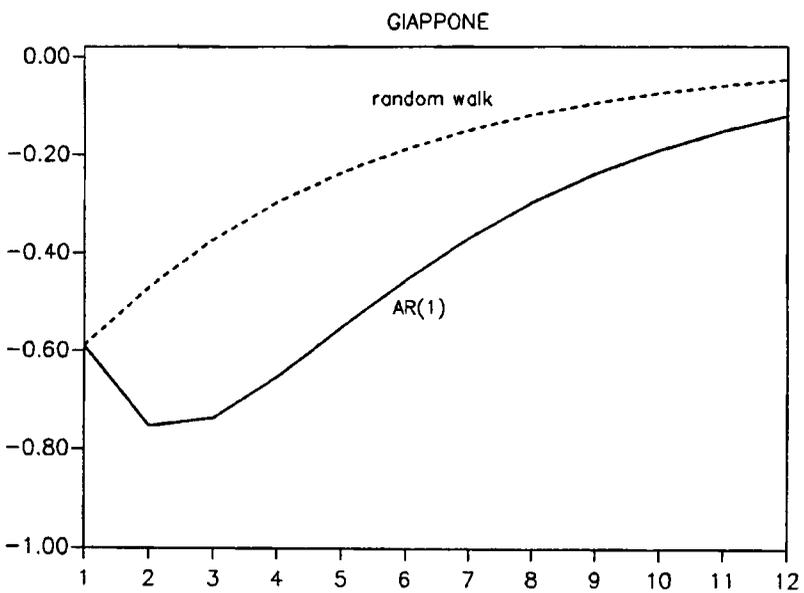
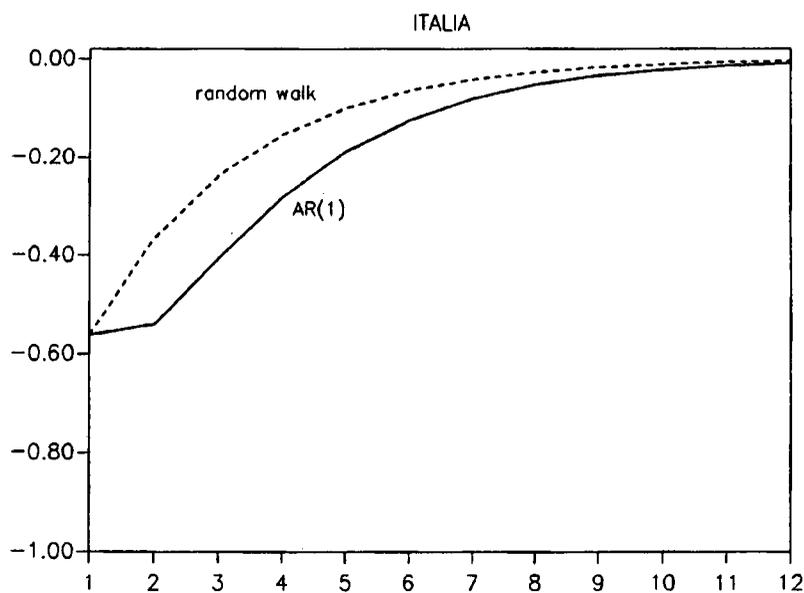
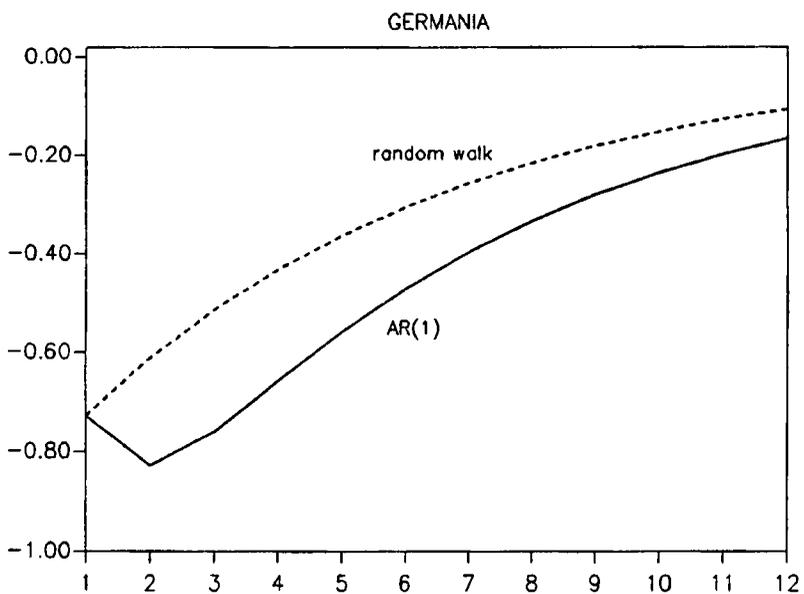


Fonte: Elaborazioni su dati IMF, International Financial Statistics.

ELASTICITA' SIMULATA DEI PREZZI ALL'ESPORTAZIONE
DI AUTOMOBILI SUL MERCATO TEDESCO



ELASTICITA' SIMULATA DEI PREZZI ALL'ESPORTAZIONE
 DELLA BIRRA SUL MERCATO STATUNITENSE



Appendice A

I dati

Le serie dei valori medi unitari all'esportazione dei cinque prodotti esaminati sono stati costruite per tutti i nove paesi considerati, a partire dalle statistiche annuali dell'OCSE (Foreign Trade by Commodities, Serie C), dividendo i flussi di esportazioni verso le singole aree di sbocco (espresse in migliaia di dollari correnti) per le rispettive quantità (espresse in unità di misura diverse, a seconda dei prodotti).

Per il periodo che va dal 1978 al 1987 i dati sono classificati secondo la Revisione 2 della SITC (Standard International Trade Classification); dal 1988 al 1991 essi seguono la Revisione 3. Soltanto per gli Stati Uniti la Revisione 3 parte dal 1989⁶¹.

I codici di riferimento sono i seguenti⁶²:

	SITC2	SITC3
1) Birra	11230	11230
2) Pneumatici per automobili	62510	62510
3) Pneumatici per autocarri	62520	62520
4) Laminati di alluminio	68423	68424
5) Automobili	78100	78120

61. Cfr. UNO (1986).

62. Per tutti i codici qui considerati il passaggio dalla Revisione 2 alla 3 non ha comportato variazioni nel contenuto merceologico degli stessi.

Per ogni paese esportatore le serie annuali dei valori medi unitari sono state trimestralizzate con il metodo dei minimi quadrati generalizzati proposto da Chow-Lin utilizzando i seguenti indicatori, precedentemente depurati della stagionalità: a) le esportazioni di beni (in valore) verso le diverse aree di sbocco, rapportate a quelle verso l'aggregato dei paesi OCSE; b) i valori medi unitari all'esportazione dei manufatti (espressi in dollari). Le serie così ottenute sono state trasformate in indici con base 1980.

I prezzi dei concorrenti sono stati costruiti come media geometrica semplice di quelli dei singoli paesi; per evitare problemi di simultaneità è stato, di volta in volta, escluso il prezzo del paese esaminato; si noti, inoltre, che quando l'area di sbocco coincide con uno dei paesi esportatori, anche il prezzo di quest'ultimo non è incluso. Ciò comporta, ad esempio, che il prezzo dei concorrenti dell'Italia sul mercato statunitense non include né quello dell'Italia, né quello degli Stati Uniti⁶³.

I dati dei costi del lavoro per unità di prodotto del settore manifatturiero sono stati desunti dalle statistiche annuali del Bureau of Labor Statistics per tutti i paesi, eccetto l'Italia, per la quale è stata utilizzata la serie trimestrale (di fonte Istat) relativa ai costi unitari del lavoro nella trasformazione industriale. Le serie annuali sono state trimestralizzate utilizzando, come indicatore di riferimento, le retribuzioni orarie del settore manifatturiero (di fonte OCSE) e trasformate in indici con base 1980.

63. Nella costruzione del prezzo dei concorrenti sul mercato statunitense per i pneumatici per autocarri è stato escluso quello della Danimarca, in quanto la serie presentava alcuni valori implausibili attorno alla metà degli anni ottanta.

I dati trimestrali dei tassi di cambio verso il dollaro sono stati desunti dalle statistiche del Fondo Monetario Internazionale (International financial statistics); da essi sono stati ottenuti tutti i cross-rates. Le serie sono state successivamente trasformate in indici con base 1980. Per ogni area di sbocco, i tassi di cambio effettivi sono stati costruiti come media geometrica semplice di quelli verso tutti i competitori su quel mercato, in analogia con i prezzi dei concorrenti.

Appendice B

Analisi delle serie dei tassi di cambio

Il modello proposto implica che l'aggiustamento dei prezzi su un particolare mercato è influenzato dalle attese sull'evoluzione futura del tasso di cambio della valuta dell'esportatore verso il mercato in esame, rapportato al tasso di cambio effettivo di quest'ultimo. Se le aspettative vengono formulate osservando l'andamento passato e presente, esse rifletteranno le caratteristiche dei processi stocastici seguiti dalle variabili rilevanti. Per ogni paese esportatore e per ogni mercato di sbocco, sono state analizzate quindi le principali proprietà delle serie \hat{e}_{ij} (cfr. equazione (3'')).

In primo luogo è stato calcolato il test di Dickey-Fuller aumentato, allo scopo di individuarne l'ordine di integrazione⁶⁴. I risultati, riportati nelle tavole B1-B14 indicano che tutte le serie (in livello) non sono stazionarie⁶⁵; lo stesso test calcolato sulle differenze prime dà, invece, indicazioni di stazionarietà. Ciò implica che esse sono integrate di ordine 1.

Supponendo, per semplicità, che gli operatori formino le proprie aspettative in modo indipendente su ciascun mercato, sono stati successivamente stimati sulle differenze prime di ogni serie tre tipi di modelli ARIMA : a) autoregressivo

64. Il numero dei termini autoregressivi è stato scelto in modo da minimizzare i valori dei test sull'autocorrelazione dei residui (Modified Lagrange Multipliers).

65. Alcuni dubbi sorgono solo per le serie relative all'Italia, per le quali i risultati sono ambigui. Tuttavia, i risultati dello stesso test sulle differenze prime indicano chiaramente che queste ultime sono stazionarie.

di primo ordine con costante; b) autoregressivo di primo ordine con costante e termine di media mobile di primo ordine; c) autoregressivo di secondo ordine con costante. Per tutte le serie in esame il primo modello è nettamente il migliore.

I risultati sono presentati nelle tavole B15-B21. La performance appare buona nella generalità dei casi in termini di R^2 . La costante risulta significativa solo in un numero limitato di casi; il valore del parametro autoregressivo è sempre positivo e non supera mai il valore di 0,5; esso risulta non significativamente diverso da zero soltanto nel caso del Regno Unito. L'analisi dei residui dei modelli stimati mostra che, nella maggioranza dei casi, essi soddisfano le condizioni di bianchezza e di normalità⁶⁶. Ciò ha indotto a ritenere che il modello autoregressivo del primo ordine, sulle differenze prime, potesse fornire una descrizione sufficientemente generale e soddisfacente dei processi stocastici seguiti dalle variabili $\hat{\epsilon}_{ij}$ ed è stato scelto nella derivazione della equazione (11).

66. Alcuni problemi emergono per i residui dei modelli stimati per l'Italia, che superano di stretta misura il test di normalità di Kolmogorov-Smirnov. Inoltre, quelli relativi alla Germania, ai Paesi Bassi e al Giappone presentano valori del test di Ljung-Box abbastanza elevati.

GERMANIA : ANALISI DI STAZIONARIETÀ DELLE SERIE DEI TASSI DI CAMBIO (*)
(risultati del test di Dickey-Fuller aumentato)

Mercato	τ_{τ}	ϕ_3	τ_{μ}	ϕ_1	τ	Cost	Trend
Stati Uniti	- 2,62	3,81	- 1,59	3,42	- 0,76	2,01	- 0,85
Francia	- 3,01	4,68	- 1,42	2,82	- 1,42	1,89	- 0,49
Regno Unito	- 2,85	4,37	- 1,51	2,83	- 1,41	1,83	- 0,74
Italia	- 3,55	6,36	- 1,38	2,07	- 1,41	1,48	- 0,35
Spagna	- 3,03	4,76	- 1,38	2,84	- 1,07	1,94	- 0,56

(*) Periodo: 1973.I-1992.IV.

Legenda:

τ_{τ} : test dell'ipotesi $\rho = 1$ nel modello $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \beta(t - T/2) + e_t$ (MODELLO 1)

τ_{τ} : test dell'ipotesi $\rho = 1$ nel modello $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + e_t$ (MODELLO 2)

τ_{μ} : test dell'ipotesi $\rho = 1$ nel modello $y_t = \rho y_{t-1} + e_t$ (MODELLO 3)

ϕ_3 : test dell'ipotesi congiunta $\beta = 0$ e $\rho = 1$ nel MODELLO 1

ϕ_1 : test dell'ipotesi congiunta $\alpha = 0$ e $\rho = 1$ nel MODELLO 2

Trend : test t del coefficiente β nel MODELLO 1 con $\rho = 1$

Cost : test t del coefficiente α nel MODELLO 2 con $\rho = 1$

GERMANIA : ANALISI DI STAZIONARIETÀ DELLE SERIE DEI TASSI DI CAMBIO (*)
(test di Dickey-Fuller aumentato: autocorrelazione dei residui nei modelli stimati)

Mercato	Lag	Modello 1		Modello 2		Modello 3	
		MLM (1)	MLM (4)	MLM (1)	MLM (4)	MLM (1)	MLM (4)
Stati Uniti	3	0,260	0,009	1,264	0,303	0,996	0,001
Francia	3	0,414	0,410	0,021	0,001	0,005	0,190
Regno Unito	3	0,077	0,105	1,007	0,205	0,718	0,001
Italia	3	0,055	0,538	0,539	0,040	0,489	0,006
Spagna	3	0,039	0,288	0,447	0,027	0,255	0,080

(*) Periodo: 1973.I-1992.IV.

Legenda: Per i modelli stimati si veda la tavola precedente.

I test sono Modified Lagrange Multipliers, distribuiti come una F. Il valore critico, al 5 per cento di significatività, è uguale a 4.

FRANCIA : ANALISI DI STAZIONARIETÀ DELLE SERIE DEI TASSI DI CAMBIO (*)
(risultati del test di Dickey-Fuller aumentato)

Mercato	τ_{τ}	ϕ_1	τ_{μ}	ϕ_1	τ	Cost	Trend
Stati Uniti	- 1,55	1,26	- 0,84	0,90	0,05	- 1,05	0,35
Germania	- 1,42	1,07	- 0,94	0,58	- 0,24	- 0,52	0,30
Regno Unito	- 1,31	0,92	- 0,80	1,09	0,32	- 1,23	0,33
Italia	- 1,02	0,69	- 0,93	1,28	0,17	- 1,30	0,58
Spagna	- 1,26	0,87	- 0,89	0,73	- 0,05	- 0,82	0,39

(*) Periodo: 1973.I-1992.IV

Legenda: τ_{τ} : test dell'ipotesi $\rho = 1$ nel modello $Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \beta(t - T/2) + e_t$ (MODELLO 1) τ_{τ}^* : test dell'ipotesi $\rho = 1$ nel modello $Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + e_t$ (MODELLO 2) τ_{μ} : test dell'ipotesi $\rho = 1$ nel modello $Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t$ (MODELLO 3) ϕ_3 : test dell'ipotesi congiunta $\beta = 0$ e $\rho = 1$ nel MODELLO 1 ϕ_1 : test dell'ipotesi congiunta $\alpha = 0$ e $\rho = 1$ nel MODELLO 2Trend : test t del coefficiente β nel MODELLO 1 con $\rho = 1$ Cost : test t del coefficiente α nel MODELLO 2 con $\rho = 1$

FRANCIA : ANALISI DI STAZIONARIETÀ DELLE SERIE DEI TASSI DI CAMBIO (*)
(test di Dickey-Fuller aumentato: autocorrelazione dei residui nei modelli stimati)

Mercato	Lag	Modello 1		Modello 2		Modello 3	
		MLM (1)	MLM (4)	MLM (1)	MLM (4)	MLM (1)	MLM (4)
Stati Uniti	4	0,399	1,362	0,162	1,055	0,281	1,345
Germania	4	0,000	0,089	0,071	0,043	0,015	0,099
Regno Unito	4	1,360	0,142	1,762	0,231	1,360	0,142
Italia	4	0,038	0,061	0,052	0,053	0,007	0,085
Spagna	4	0,083	0,117	0,206	0,081	0,090	0,146

(*) Periodo: 1973.I-1992.IV.

Legenda: Per i modelli stimati si veda la tavola precedente.

I test sono Modified Lagrange Multipliers, distribuiti come una F. Il valore critico, al 5 per cento di significatività, è uguale a 4.

ITALIA : ANALISI DI STAZIONARIETÀ DELLE SERIE DEI TASSI DI CAMBIO (1)
(risultati del test di Dickey-Fuller aumentato)

Mercato	τ_{τ}	ϕ_3	τ_{μ}	ϕ_1	τ	Cost	Trend
Stati Uniti	- 2,15	3,36	- 2,13	6,29 (2)	- 0,33	- 2,77 (2)	1,42
Germania	- 1,89	2,89	- 2,14	5,77 (2)	- 0,19	- 2,57 (2)	1,46
Francia	- 1,73	2,69	- 2,11	5,81 (2)	- 0,08	- 2,61 (2)	1,52
Regno Unito	- 2,11	3,17	- 2,11	5,62 (2)	0,00	- 2,55 (2)	1,34
Spagna	- 1,88	3,02	- 2,22	6,06 (2)	- 0,15	- 2,61 (2)	1,55

(1) Periodo: 1973.I-1992.IV.

(2) Valori significativi al 5 per cento.

Legenda: τ_{τ} : test dell'ipotesi $\rho = 1$ nel modello $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \beta(t - T/2) + e_t$ (MODELLO 1) τ_{τ} : test dell'ipotesi $\rho = 1$ nel modello $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + e_t$ (MODELLO 2) τ_{μ} : test dell'ipotesi $\rho = 1$ nel modello $y_t = \rho y_{t-1} + e_t$ (MODELLO 3) ϕ_3 : test dell'ipotesi congiunta $\beta = 0$ e $\rho = 1$ nel MODELLO 1 ϕ_1 : test dell'ipotesi congiunta $\alpha = 0$ e $\rho = 1$ nel MODELLO 2Trend : test t del coefficiente β nel MODELLO 1 con $\rho = 1$ Cost : test t del coefficiente α nel MODELLO 2 con $\rho = 1$

ITALIA : ANALISI DI STAZIONARIETÀ DELLE SERIE DEI TASSI DI CAMBIO (*)
(test di Dickey-Fuller aumentato: autocorrelazione dei residui nei modelli stimati)

Mercato	Lag	Modello 1		Modello 2		Modello 3	
		MLM (1)	MLM (4)	MLM (1)	MLM (4)	MLM (1)	MLM (4)
Stati Uniti	3	0,049	0,577	0,297	1,130	0,080	0,250
Germania	4	0,206	0,004	0,515	0,006	0,091	0,746
Francia	4	0,290	0,000	0,628	0,000	0,305	1,250
Regno Unito	4	0,013	0,003	0,178	0,032	0,533	1,363
Spagna	4	0,175	0,001	0,458	0,001	0,324	1,181

(*) Periodo: 1973.I-1992.IV.

Legenda: Per i modelli stimati si veda la tavola precedente.

I test sono Modified Lagrange Multipliers, distribuiti come una F. Il valore critico, al 5 per cento di significatività, è uguale a 4.

REGNO UNITO : ANALISI DI STAZIONARIETÀ DELLE SERIE DEI TASSI DI CAMBIO (*)
(risultati del test di Dickey-Fuller aumentato)

Mercato	τ_{τ}	ϕ_3	τ_{μ}	ϕ_1	τ	Cost	Trend
Stati Uniti	- 2,05	2,12	- 1,21	1,75	- 0,27	- 1,42	- 0,21
Germania	- 2,19	2,41	- 1,39	1,88	- 0,08	- 1,34	- 0,15
Francia	- 2,35	2,76	- 1,25	1,95	0,09	- 1,52	- 0,05
Italia	- 2,44	2,98	- 1,28	2,23	0,04	- 1,67	0,03
Spagna	- 2,27	2,58	- 1,33	1,94	- 0,08	- 1,44	- 0,09

(*) Periodo: 1973.I-1992.IV.

Legenda:

τ_{τ} : test dell'ipotesi $\rho = 1$ nel modello $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \beta(t - T/2) + e_t$ (MODELLO 1)

τ_{μ} : test dell'ipotesi $\rho = 1$ nel modello $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + e_t$ (MODELLO 2)

τ^{μ} : test dell'ipotesi $\rho = 1$ nel modello $y_t = \rho y_{t-1} + e_t$ (MODELLO 3)

ϕ_3 : test dell'ipotesi congiunta $\beta = 0$ e $\rho = 1$ nel MODELLO 1

ϕ_1 : test dell'ipotesi congiunta $\alpha = 0$ e $\rho = 1$ nel MODELLO 2

Trend : test t del coefficiente β nel MODELLO 1 con $\rho = 1$

Cost : test t del coefficiente α nel MODELLO 2 con $\rho = 1$

REGNO UNITO : ANALISI DI STAZIONARIETÀ DELLE SERIE DEI TASSI DI CAMBIO (*)
(test di Dickey-Fuller aumentato: autocorrelazione dei residui nei modelli stimati)

Mercato	Lag	Modello 1		Modello 2		Modello 3	
		MLM (1)	MLM (4)	MLM (1)	MLM (4)	MLM (1)	MLM (4)
Stati Uniti	4	0,107	0,088	0,064	0,858	0,023	0,421
Germania	4	0,236	0,009	0,350	0,716	0,000	0,661
Francia	4	0,144	0,004	0,173	1,122	0,046	0,569
Italia	4	0,392	0,033	0,241	0,900	0,013	0,148
Spagna	4	0,220	0,020	0,260	0,951	0,009	0,542

(*) Periodo: 1973.I-1992.IV.

Legenda: Per i modelli stimati si veda la tavola precedente.

I test sono Modified Lagrange Multipliers, distribuiti come una F. Il valore critico, al 5 per cento di significatività, è uguale a 4.

PAESI BASSI : ANALISI DI STAZIONARIETÀ DELLE SERIE DEI TASSI DI CAMBIO (*)
(risultati del test di Dickey-Fuller aumentato)

Mercato	τ_{τ}	ϕ_1	τ_{μ}	ϕ_1	τ	Cost	Trend
Stati Uniti	- 3,36	5,94	- 1,63	3,30	- 0,83	1,51	- 0,69
Germania	- 3,35	5,74	- 1,39	2,66	- 1,21	1,23	- 0,43
Francia	- 3,08	4,80	- 1,41	2,40	- 1,59	1,01	- 0,27
Regno Unito	- 3,55	6,49 (*)	- 1,56	2,60	- 1,66	1,26	- 0,55
Italia	- 3,04	4,69	- 1,53	2,33	- 1,74	0,99	- 0,32
Spagna	- 3,38	5,79	- 1,39	2,60	- 1,23	1,19	- 0,40

(*) Periodo: 1973.I-1992.IV.

Legenda:

 τ_{τ} : test dell'ipotesi $\rho = 1$ nel modello $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \beta(t - T/2) + e_t$ (MODELLO 1) τ_{μ} : test dell'ipotesi $\rho = 1$ nel modello $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + e_t$ (MODELLO 2) τ_3 : test dell'ipotesi $\rho = 1$ nel modello $y_t = \rho y_{t-1} + e_t$ (MODELLO 3) $\hat{\alpha}_3$: test dell'ipotesi congiunta $\beta = 0$ e $\rho = 1$ nel MODELLO 1 $\hat{\alpha}_1$: test dell'ipotesi congiunta $\alpha = 0$ e $\rho = 1$ nel MODELLO 2Trend : test t del coefficiente β nel MODELLO 1 con $\rho = 1$ Cost : test t del coefficiente α nel MODELLO 2 con $\rho = 1$

PAESI BASSI : ANALISI DI STAZIONARIETÀ DELLE SERIE DEI TASSI DI CAMBIO (*)
(test di Dickey-Fuller aumentato: autocorrelazione dei residui nei modelli stimati)

Mercato	Lag	Modello 1		Modello 2		Modello 3	
		MLM (1)	MLM (4)	MLM (1)	MLM (4)	MLM (1)	MLM (4)
Stati Uniti	3	0,002	0,003	1,410	0,507	0,208	0,018
Germania	3	0,420	0,044	0,341	0,198	0,090	0,002
Francia	3	0,064	0,020	0,105	0,135	0,016	0,006
Regno Unito	3	0,030	0,000	1,408	0,731	0,678	0,255
Italia	3	0,031	0,055	0,127	0,124	0,066	0,001
Spagna	3	0,282	0,019	0,643	0,264	0,166	0,016

(*) Periodo: 1973.I-1992.IV.

Legenda: Per i modelli stimati si veda la tavola precedente.

I test sono Modified Lagrange Multipliers, distribuiti come una F. Il valore critico, al 5 per cento di significatività, è uguale a 4.

BELGIO : ANALISI DI STAZIONARIETÀ DELLE SERIE DEI TASSI DI CAMBIO (*)
(risultati del test di Dickey-Fuller aumentato)

Mercato	τ_{τ}	ϕ_3	τ_{μ}	ϕ_1	τ	Cost	Trend
Stati Uniti	- 2,23	2,56	- 2,14	2,63	- 1,71	0,68	- 0,36
Germania	- 2,09	2,20	- 2,11	2,56	- 1,74	0,49	- 0,13
Francia	- 1,89	1,79	- 1,80	1,75	- 1,29	0,21	0,02
Regno Unito	- 1,93	1,88	- 1,88	1,78	- 0,91	- 0,14	0,22
Italia	- 1,91	1,83	- 1,65	1,37	- 0,96	0,03	0,05
Spagna	- 2,01	2,03	- 1,99	2,19	- 1,50	0,37	- 0,08

(*) Periodo: 1973.I-1992.IV.

Legenda:

τ : test dell'ipotesi $\rho = 1$ nel modello $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \beta(t - T/2) + e_t$ (MODELLO 1)

τ_{τ} : test dell'ipotesi $\rho = 1$ nel modello $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + e_t$ (MODELLO 2)

τ_{μ} : test dell'ipotesi $\rho = 1$ nel modello $y_t = \rho y_{t-1} + e_t$ (MODELLO 3)

ϕ_3 : test dell'ipotesi congiunta $\beta = 0$ e $\rho = 1$ nel MODELLO 1

ϕ_1 : test dell'ipotesi congiunta $\alpha = 0$ e $\rho = 1$ nel MODELLO 2

Trend : test t del coefficiente β nel MODELLO 1 con $\rho = 1$

Cost : test t del coefficiente α nel MODELLO 2 con $\rho = 1$

BELGIO : ANALISI DI STAZIONARIETÀ DELLE SERIE DEI TASSI DI CAMBIO (*)
(test di Dickey-Fuller aumentato: autocorrelazione dei residui nei modelli stimati)

Mercato	Lag	Modello 1		Modello 2		Modello 3	
		MLM (1)	MLM (4)	MLM (1)	MLM (4)	MLM (1)	MLM (4)
Stati Uniti	3	0,024	0,559	0,068	0,526	0,318	0,600
Germania	3	0,023	0,501	0,025	0,507	0,028	0,528
Francia	3	0,355	0,234	0,242	0,239	0,070	0,224
Regno Unito	5	0,061	0,597	0,026	0,503	0,100	0,125
Italia	3	0,001	0,712	0,061	0,742	0,148	0,732
Spagna	3	0,041	0,633	0,024	0,637	0,018	0,634

(*) Periodo: 1973.I-1992.IV.

Legenda: Per i modelli stimati si veda la tavola precedente.

I test sono Modified Lagrange Multipliers, distribuiti come una F. Il valore critico, al 5 per cento di significatività, è uguale a 4.

GIAPPONE : ANALISI DI STAZIONARIETÀ DELLE SERIE DEI TASSI DI CAMBIO (*)
(risultati del test di Dickey-Fuller aumentato)

Mercato	τ_{τ}	ϕ_3	τ_{μ}	ϕ_1	τ	Cost	Trend
Stati Uniti	- 1,83	1,67	- 0,54	2,48	1,09	2,17	- 0,03
Germania	- 2,00	2,00	- 0,47	3,00	1,19	2,42	0,01
Francia	- 2,13	2,26	- 0,44	2,71	1,18	2,30	0,09
Regno Unito	- 1,99	2,51	- 0,45	2,45	1,11	2,18	0,08
Italia	- 2,23	1,99	- 0,39	2,13	1,12	2,04	0,21
Spagna	- 2,05	2,09	- 0,44	2,69	1,18	2,29	0,08

(*) Periodo: 1973.I-1992.IV.

Legenda:

τ_{τ} : test dell'ipotesi $\rho = 1$ nel modello $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \beta(t - T/2) + e_t$ (MODELLO 1)

τ_{μ} : test dell'ipotesi $\rho = 1$ nel modello $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + e_t$ (MODELLO 2)

τ_{μ} : test dell'ipotesi $\rho = 1$ nel modello $y_t = \rho y_{t-1} + e_t$ (MODELLO 3)

ϕ_3 : test dell'ipotesi congiunta $\beta = 0$ e $\rho = 1$ nel MODELLO 1

ϕ_1 : test dell'ipotesi congiunta $\alpha = 0$ e $\rho = 1$ nel MODELLO 2

Trend : test t del coefficiente β nel MODELLO 1 con $\rho = 1$

Cost : test t del coefficiente α nel MODELLO 2 con $\rho = 1$

GIAPPONE : ANALISI DI STAZIONARIETÀ DELLE SERIE DEI TASSI DI CAMBIO (*)
(test di Dickey-Fuller aumentato: autocorrelazione dei residui nei modelli stimati)

Mercato	Lag	Modello 1		Modello 2		Modello 3	
		MLM (1)	MLM (4)	MLM (1)	MLM (4)	MLM (1)	MLM (4)
Stati Uniti	5	0,497	1,302	0,010	0,227	0,285	1,170
Germania	5	0,752	1,580	0,013	0,288	0,431	1,553
Francia	5	0,265	1,598	0,165	0,225	0,040	1,319
Regno Unito	5	0,767	1,747	0,000	0,246	0,310	1,219
Italia	5	0,394	1,332	0,168	0,086	0,006	0,682
Spagna	5	0,767	1,747	0,000	0,246	0,310	1,219

(*) Periodo: 1973.I-1992.IV.

Legenda: Per i modelli stimati si veda la tavola precedente.

I test sono Modified Lagrange Multipliers, distribuiti come una F. Il valore critico, al 5 per cento di significatività, è uguale a 4.

**GERMANIA: MODELLI AUTOREGRESSIVI STIMATI SULLE DIFFERENZE
PRIME DEI TASSI DI CAMBIO
(periodo di stima: 1978.I-1992.IV)**

Mercato	Cost	ρ	R^2	QM(8)	DW	KS
Stati Uniti	0,004 (1,86)	0,34 (2,62)	0,997	12,8	1,96	0,383
Francia	0,004 (1,40)	0,32 (2,56)	0,995	12,7	1,97	0,939
Italia	0,003 (1,09)	0,33 (2,66)	0,994	13,9	1,97	0,902
Regno Unito	0,004 (1,47)	0,30 (2,34)	0,996	11,9	1,98	0,386
Spagna	0,005 (1,61)	0,31 (2,45)	0,996	13,6	1,98	0,804

**FRANCIA: MODELLI AUTOREGRESSIVI STIMATI SULLE DIFFERENZE
PRIME DEI TASSI DI CAMBIO
(periodo di stima: 1978.I-1992.IV)**

Mercato	Cost	ρ	R^2	QM(8)	DW	KS
Stati Uniti	-0,002 (1,04)	0,20 (1,44)	0,991	13,9	1,91	0,096
Germania	-0,002 (0,48)	0,35 (2,74)	0,985	6,3	1,96	0,513
Italia	-0,004 (1,04)	0,34 (2,64)	0,993	8,7	1,97	0,565
Regno Unito	-0,003 (0,88)	0,43 (3,53)	0,994	8,6	1,99	0,444
Spagna	-0,002 (0,69)	0,35 (2,67)	0,990	8,4	1,96	0,448

Legenda:

cost e ρ : valore della costante e del parametro AR(1); fra parentesi valore della statistica t.

R^2 : coefficiente di determinazione corretto per i gradi di libertà.

QM(8): valori del test di Ljung-Box sui primi otto termini autoregressivi.

DW: valore della statistica Durbin-Watson.

KS: probabilità che i residui presentino una distribuzione normale (test di Kolmogorov-Smirnov).

**ITALIA: MODELLI AUTOREGRESSIVI STIMATI SULLE DIFFERENZE
PRIME DEI TASSI DI CAMBIO**
(periodo di stima: 1978.I-1992.IV)

Mercato	Cost	ρ	R^2	QM(8)	DW	KS
Stati Uniti	-0,011 (2,69)	0,35 (1,97)	0,998	4,9	1,46	0,493
Germania	-0,010 (2,20)	0,41 (2,35)	0,998	3,9	1,43	0,257
Francia	-0,010 (2,44)	0,38 (2,19)	0,998	4,1	1,47	0,336
Regno Unito	-0,010 (2,41)	0,41 (1,98)	0,998	3,5	1,33	0,051
Spagna	-0,010 (2,41)	0,39 (2,17)	0,998	3,9	1,42	0,224

Tav. B18

**REGNO UNITO: MODELLI AUTOREGRESSIVI STIMATI SULLE DIFFERENZE
PRIME DEI TASSI DI CAMBIO**
(periodo di stima: 1978.I-1992.IV)

Mercato	Cost	ρ	R^2	QM(8)	DW	KS
Stati Uniti	-0,006 (0,82)	0,22 (1,50)	0,974	3,2	1,77	0,805
Germania	-0,005 (0,75)	0,18 (1,21)	0,966	3,7	1,75	0,925
Francia	-0,006 (0,89)	0,20 (1,34)	0,977	3,6	1,75	0,956
Italia	-0,007 (1,01)	0,18 (1,20)	0,981	3,2	1,72	0,853
Spagna	-0,005 (0,82)	0,18 (1,25)	0,973	3,5	1,75	0,953

Legenda:

cost e ρ : valore della costante e del parametro AR(1); fra parentesi valore della statistica t.

R^2 : coefficiente di determinazione corretto per i gradi di libertà.

QM(8): valori del test di Ljung-Box sui primi otto termini autoregressivi.

DW: valore della statistica Durbin-Watson.

KS: probabilità che i residui presentino una distribuzione normale (test di Kolmogorov-Smirnov).

**PAESI BASSI: MODELLI AUTOREGRESSIVI STIMATI SULLE DIFFERENZE
PRIME DEI TASSI DI CAMBIO
(periodo di stima: 1978.I-1992.IV)**

Mercato	Cost	ρ	R^2	QM(8)	DW	KS
Stati Uniti	0,004 (1,46)	0,31 (2,40)	0,995	13,0	1,90	0,732
Germania	0,004 (1,29)	0,30 (2,38)	0,994	12,9	1,95	0,976
Francia	0,004 (1,06)	0,31 (2,49)	0,991	12,2	1,94	0,979
Italia	0,003 (0,77)	0,32 (2,56)	0,986	12,9	1,95	0,994
Regno Unito	0,003 (1,08)	0,28 (2,21)	0,992	11,0	1,94	0,908
Spagna	0,004 (1,25)	0,30 (2,35)	0,993	12,9	1,94	0,980

Tav. B20

**BELGIO: MODELLI AUTOREGRESSIVI STIMATI SULLE DIFFERENZE
PRIME DEI TASSI DI CAMBIO
(periodo di stima: 1978.I-1992.IV)**

Mercato	Cost	ρ	R^2	QM(8)	DW	KS
Stati Uniti	-0,001 (0,20)	0,37 (2,92)	0,975	6,1	1,78	0,519
Germania	0,000 (0,00)	0,39 (3,19)	0,979	4,9	1,87	0,904
Francia	-0,000 (0,20)	0,46 (3,84)	0,974	5,4	1,85	0,953
Italia	-0,002 (0,50)	0,43 (3,62)	0,970	4,7	1,87	0,867
Regno Unito	-0,001 (0,41)	0,42 (3,45)	0,970	5,7	1,89	0,663
Spagna	-0,001 (0,16)	0,42 (3,42)	0,975	5,6	1,85	0,736

Legenda:

cost e ρ : valore della costante e del parametro AR(1); fra parentesi valore della statistica t.

R^2 : coefficiente di determinazione corretto per i gradi di libertà.

QM(8): valori del test di Ljung-Box sui primi otto termini autoregressivi.

DW: valore della statistica Durbin-Watson.

KS: probabilità che i residui presentino una distribuzione normale (test di Kolmogorov-Smirnov).

**GIAPPONE: MODELLI AUTOREGRESSIVI STIMATI SULLE DIFFERENZE
PRIME DEI TASSI DI CAMBIO
(periodo di stima: 1978.I-1992.IV)**

Mercato	Cost	ρ	R^2	QM(8)	DW	KS
Stati Uniti	0,014 (1,33)	0,46 (3,72)	0,990	12,1	1,72	0,481
Germania	0,014 (1,47)	0,46 (3,70)	0,992	12,8	1,72	0,471
Francia	0,014 (1,38)	0,45 (3,58)	0,990	12,7	1,72	0,575
Italia	0,013 (1,28)	0,45 (3,67)	0,988	13,2	1,75	0,769
Regno Unito	0,013 (1,32)	0,45 (3,64)	0,990	14,2	1,76	0,321
Spagna	0,014 (1,38)	0,46 (3,68)	0,991	13,1	1,73	0,532

Legenda:

cost e ρ : valore della costante e del parametro AR(1); fra parentesi valore della statistica t.

R^2 : coefficiente di determinazione corretto per i gradi di libertà.

QM(8): valori del test di Ljung-Box sui primi otto termini autoregressivi.

DW: valore della statistica Durbin-Watson.

KS: probabilità che i residui presentino una distribuzione normale (test di Kolmogorov-Smirnov).

Riferimenti bibliografici

- Aizenman, J. (1989), Monopolistic Competition, Relative Prices and Output Adjustment in the Open Economy, in "Journal of International Money and Finance", n. 1, pp. 5-28.
- Branson, W. H. (1972), The Trade Effects of the 1971 Currency Realignment, in "Brookings Papers on Economic Activity", n. 1, pp. 15-58.
- _____ e R. C. Marston (1992), Price and Output Adjustment in Japanese Manufacturing, in B. G. Hickman (a cura di), International Productivity and Competitiveness, New York, Oxford University Press.
- Bryant, R., G. Holtham e P. Hooper (1988), External Deficits and the Dollar: The Pit and the Pendulum, Washington DC, Brookings Institution.
- Caselli, P. (1991), Exchange Rate and Pricing Strategies in a Model of International Duopoly, in "Giornale degli Economisti e Annali di Economia", n. 3, pp. 103-23.
- Colombo, C. (1988), Exchange Rate and Prices: Firms' Behaviour in the Open Economy, in "Giornale degli Economisti e Annali di Economia", n. 3-4, pp. 149-74.
- _____ (1989), Rigidità dei prezzi e cambi flessibili, in "Politica Economica", n. 2, pp. 273-300.
- Dixit, A. K. (1979), A Model of Duopoly Suggesting a Theory of Entry Barriers, in "Bell Journal of Economics", n. 1, pp. 20-32.
- _____ (1986), Comparative Statics for Oligopoly, in "International Economic Review", n. 1, pp. 107-22.
- _____ e J. E. Stiglitz (1977), Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity, in "American Economic Review", n. 3, pp. 297-308.
- Dornbusch, R. (1987a), Exchange Rate and Prices, in "American Economic Review", n. 1, pp. 93-107.
- _____ (1987b), Exchange Rate Economics: 1986, in "Economic Journal", marzo, pp. 1-18.
- Feenstra, R. C. (1989), Symmetric Pass-Through of Tariffs and Exchange Rates under Imperfect Competition: An Empirical Test, in "Journal of International

- Economics", n. 27, pp. 25-45.
- Fisher, E. (1989), A Model of Exchange Rate Pass-Through, in "Journal of International Economics", n. 26, pp. 119-37.
- Fitoussi, J. P. e J. Le Cacheux (1988), On Macroeconomic Implications of Price Setting in the Open Economy, in "American Economic Review", n. 2, pp. 335-40.
- Hansen, L. P. e T. J. Sargent (1980), Formulating and Estimating Dynamic Linear Rational Expectations Models, in "Journal of Economic Dynamics and Control", n. 2, pp. 7-46.
- Helpman, E. e P. Krugman (1985), Market Structure and Foreign Trade, Cambridge MA, MIT Press.
- Kasa, K. (1992), Adjustment Cost and Pricing-to-Market. Theory and Evidence, in "Journal of International Economics", n. 32, pp. 1-30.
- Khosla, A. (1991), Exchange Rate Pass-Through and Export Pricing Evidence from the Japanese Economy, in "Journal of the Japanese and International Economies", n. 5, pp. 41-59.
- Knetter, M. M. (1989), Price Discrimination by U.S. and German Exporters, in "American Economic Review", n. 1, pp. 198-210.
- _____ (1992), Is Price Adjustment Asymmetric?: Evaluating the Market Share and Marketing Bottlenecks Hypotheses, in NBER Working Paper Series, n. 4170.
- _____ (1993), International Comparison of Pricing-to-Market Behavior, in "American Economic Review", n. 3, pp. 473-86.
- Krugman, P. (1987), Pricing to Market When Exchange Rate Changes, in S. W. Arndt e J. D. Richardson (a cura di), Real-Financial Linkages among Open Economies, Cambridge MA, MIT Press.
- _____ (1989), Exchange Rate Instability, Cambridge MA, MIT Press.
- _____ e R. E. Baldwin (1987), The Persistence of the U.S. Trade Deficit, in "Brookings Papers on Economic Activity", n. 1, pp. 1-43.
- Magee, S. (1974), U.S. Import Prices in the Currency Contract Period, in "Brookings Papers on Economic Activity", n. 1, pp. 117-64.

- Marston, R. C. (1990), Pricing to Market in Japanese Manufacturing, in "Journal of International Economics", n. 29, pp. 217-36.
- Mastropasqua, C. e S. Vona (1989), The US Current Account Imbalance and the Dollar: The Issue of the Exchange Rate Pass-Through, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 120.
- Sundaram, A. K. e V. Mishra (1992), Exchange Rate, Pass-Through and Economic Exposure: A Review, in "Journal of Foreign Exchange and International Finance", n. 1, pp. 38-52.
- UNO (1986), Standard International Trade Classification. Revision 3, Statistical Papers, Series M, n. 34/Rev. 3.
- Yamawaki, H. (1986), Exports, Foreign Markets Structure and Profitability in Japanese and U.S. Manufacturing, in "Review of Economics and Statistics", n. 68, pp. 618-27.

ELENCO DEI PIÙ RECENTI "TEMI DI DISCUSSIONE" (*)

- n. 188 — *Industrial Countries' Protectionism with Respect to Eastern Europe: The Impact of the Association Agreement Concluded with the EC on the Exports of Poland, Czechoslovakia and Hungary*, di C. MASTROPASQUA e V. ROLLI (gennaio 1993).
- n. 189 — *Il ruolo della concorrenza nell'evoluzione delle politiche di raccolta delle banche italiane*, di D. FOCARELLI e R. TEDESCHI (gennaio 1993).
- n. 190 — *Finanza pubblica e indebitamento tra le due guerre mondiali: il finanziamento del settore statale*, di G. SALVEMINI e V. ZAMAGNI (febbraio 1993).
- n. 191 — *Metodi per la stima in tempo reale della produzione industriale: una riconsiderazione e un confronto*, di G. SCHLITZER (marzo 1993).
- n. 192 — *Aspettative di cambio nello SME*, di A. ROMA (aprile 1993).
- n. 193 — *On the Economics of Interbank Payment Systems*, di P. ANGELINI e C. GIANNINI (maggio 1993).
- n. 194 — *Allocazione e riallocazione della proprietà e del controllo delle imprese: ostacoli, intermediari, regole*, di F. BARCA (maggio 1993).
- n. 195 — *Il controllo nella public company*, di M. BIANCO (maggio 1993).
- n. 196 — *Il gruppo di imprese come modello di controllo nei paesi ritardatari*, di S. TRENTO (maggio 1993).
- n. 197 — *Mercato e istituzioni della riallocazione proprietaria in Germania, Regno Unito e Francia*, di D. CARDILLI, L. PINZANI e P. E. SIGNORINI (maggio 1993).
- n. 198 — *Privatizzare: come? Spunti da una ricognizione comparata dei casi inglese e francese*, di S. CHIRI e F. PANETTA (maggio 1993).
- n. 199 — *Liquidity Effects and the Determinants of Short-Term Interest Rates in Italy*, di I. ANGELONI e A. PRATI (giugno 1993).
- n. 200 — *Nuovi strumenti per la valutazione e la previsione del ciclo economico in Italia*, di G. SCHLITZER (giugno 1993).
- n. 201 — *Controllo e gruppo: natura economica e tutela giuridica*, di F. BARCA, P. CASAVOLA e M. PERASSI (luglio 1993).
- n. 202 — *Forma giuridica, quotazione e struttura proprietaria delle imprese italiane: prime evidenze comparate*, di L. CANNARI, G. MARCHESE e M. PAGNINI (luglio 1993).
- n. 203 — *Crescita, finanziamento e riallocazione del controllo: teoria e prime evidenze empiriche per l'Italia*, di F. BARCA e G. FERRI (luglio 1993).
- n. 204 — *Tutela dei creditori e riallocazione dell'impresa nella normativa fallimentare*, di G. BOCCUZZI e R. CERCONE (luglio 1993).
- n. 205 — *Il trasferimento intergenerazionale delle imprese*, di B. MANZONE e S. TRENTO (luglio 1993).
- n. 206 — *Aspetti economici e normativi dell'attività degli enti creditizi rilevante per la riallocazione della proprietà*, di N. PESARESI (luglio 1993).
- n. 207 — *An Assessment of Systemic Risk in the Italian Clearing System*, di P. ANGELINI, G. MARESCA e D. RUSSO (luglio 1993).
- n. 208 — *La microstruttura del mercato dei titoli di Stato*, di A. SCALIA (agosto 1993).
- n. 209 — *Debt Stabilization under Fiscal Regime Uncertainty*, di F. DRUDI e A. PRATI (settembre 1993).
- n. 210 — *Sulla crescita delle piccole imprese nell'industria manifatturiera italiana*, di L. F. SIGNORINI (settembre 1993).
- n. 211 — *Business Cycles in Italy: A Retrospective Investigation*, di G. SCHLITZER (novembre 1993).
- n. 212 — *La produttività nei servizi destinabili alla vendita: nuove evidenze per un vecchio problema*, di G. PELLEGRINI (novembre 1993).

(*) I "Temi" possono essere richiesti a:

*Finito di stampare
nel mese di dicembre 1993
presso il Centro Stampa
della Banca d'Italia in Roma.*

