

*quaderni dell'istituto di economia*

**n. 22**

**Flavio Casprini**

**L'efficienza  
del mercato dei cambi**

**Analisi teorica e verifica empirica**



*Facoltà di Scienze Economiche e Bancarie  
Università degli Studi di Siena*

*Pubblicazione dell'Istituto di Economia  
Facoltà di Scienze Economiche e Bancarie  
Università degli Studi di Siena*

**Flavio Casprini**

**L'efficienza  
del mercato dei cambi**

**Analisi teorica e verifica empirica**

*1984, Gennaio*

*Stamperia della Facoltà*

Il Professor Flavio Casprini  
insegna Economia Internazionale  
presso l'Istituto di Economia.  
della Facoltà di Scienze Economiche e Bancarie  
dell'Università di Siena

#### Introduzione \*

L'ipotesi che i mercati dei cambi si comportino in maniera efficiente (nel senso che verrà chiarito più avanti) ha ricevuto una attenzione crescente dall'inizio degli anni Settanta in parallelo con il progressivo abbandono del sistema dei pagamenti internazionali, basato su parità fisse, nato da Bretton Woods. La definizione di efficienza cui facciamo riferimento afferma, in generale, che un mercato gode di tale proprietà se i prezzi che si realizzano riflettono pienamente tutte le informazioni disponibili agli operatori che vi agiscono, ossia, se noto lo "stato del mondo" (1), quest'ultimi si comportano razionalmente nelle loro scelte impiegando tutte le informazioni in esso contenute.

La rilevanza di una tale ipotesi, qualora risultasse verificata, è evidente; se infatti tutti gli operatori che agiscono sui mercati dei cambi disponessero dello stesso vo-

\* L'autore desidera ringraziare i proff. Eugene M. Cleur e Giancarlo Gandolfo per le utili discussioni avute durante lo svolgimento della presente ricerca, ed il dr. Antonio Russo per la messa a punto di alcuni dei programmi di calcolo. Resta, more solito, dell'autore la responsabilità di ogni eventuale errore.

(1) Per "stato del mondo" si intende l'insieme di informazioni relative ai valori passati e correnti delle variabili rilevanti, alla relazione fra le stesse ed anche a tutto ciò che può essere predetto dallo stesso stato del mondo corrente intorno a quello futuro. Su questo punto e più in generale sulla teoria dei mercati efficienti si rimanda a Fama (1976) p.133 e seg. Sarà utile sottolineare che la teoria in questione trovò le sue prime applicazioni in relazione ai mercati azionari; una rassegna su tali studi oltre che nel lavoro appena richiamato può essere trovata in Fama (1970).

lume di informazioni e le utilizzassero efficientemente, nessuno di loro sarebbe in grado di realizzare dei profitti speculativi anormalmente alti (2). Tale risultato sarebbe per di più importante perché, essendo di fatto eliminato, o quanto meno ridotto, il rischio di cambio, verrebbe a cadere una delle principali critiche mosse ai sistemi dei pagamenti internazionali basati su parità fluttuanti liberamente (3). Inoltre se i mercati fossero efficienti, e quindi il tasso di cambio a termine fosse un buon predittore di quello a pronti futuro, sarebbe facile dimostrare dal punto di vista macro-economico, che la efficacia della politica monetaria, come strumento di stabilizzazione in regime di tassi di cambio flessibili, risulterebbe aumentata in maniera sensibile (4).

(2) Desideriamo fin da ora sottolineare questa affermazione; molto spesso infatti nella letteratura corrente si è teso ad identificare la condizione di assenza di profitti speculativi con quella di efficienza dei mercati, in connessione soprattutto alla valutazione relativa alla capacità del tasso di cambio a termine di essere un predittore non distorto del tasso di cambio a pronti. Si può tuttavia dimostrare che la presenza di una distorsione continua nei valori del tasso di cambio a pronti previsti dal tasso di cambio a termine deriva da un elemento sistematico di rischio che deve essere presente sul mercato per far sì che gli speculatori, supposti "risk averter", operino. Naturalmente l'esistenza di un premio per il rischio può essere negata qualora si ipotizzi che gli investitori sono "risk neutral", i costi di transazione ed i tassi di interesse sono nulli. Su questo punto si veda Grauer, Litzenberger e Stehle (1976), Cornell (1977) e Hansen e Hodrick (1980). Avremo tuttavia occasione di tornare su questo argomento nel prosieguo, anche se la presenza o meno di un premio sistematico per il rischio sul mercato dei cambi non è rilevante ai fini degli obiettivi perseguiti in questo lavoro.

(3) Intendiamo riferirci alla ben nota affermazione secondo la quale in regime in tassi di cambio flessibili la presenza del rischio di cambio tenderebbe a restringere il volume degli scambi internazionali.

(4) Su questo punto si veda Argy e Clements (1982) spec. p. 581-583.

In questo lavoro ci proponiamo di esaminare l'ipotesi di efficienza del mercato dei cambi sia da un punto di vista teorico che da un punto di vista empirico. Pertanto, dopo aver descritto in dettaglio nel primo paragrafo la teoria dei mercati efficienti, nel secondo passeremo rapidamente in rassegna i lavori che l'hanno verificata in relazione al mercato dei cambi.

Come vedremo tali lavori si sono limitati, ad avviso di chi scrive, a verificare condizioni che, pur essendo necessarie, non sono peculiari ai soli mercati efficienti. Pertanto nel quarto paragrafo verrà esposto un test che meglio coglie le caratteristiche essenziali di tali mercati e che aggira alcune difficoltà insite nelle procedure di verifica richiamate in precedenza, infine nel paragrafo successivo verrà svolta una verifica empirica della teoria in questione per il periodo Gennaio 1974 - Giugno 1982 con riferimento ai mercati del dollaro statunitense e di quello canadese.

#### 1. Un breve richiamo alla teoria dei mercati efficienti

E' chiaro che la definizione di mercato efficiente richiamata nella introduzione, risulta talmente vaga da abbisognare di qualche ulteriore qualificazione per apprezzarne a pieno il significato. Indichiamo pertanto con  $\Phi_{i,t}$  l'insieme di informazioni disponibili, al tempo  $t$ , che sono rilevanti al fine della formazione del prezzo dell'attività, o del bene,  $i$ -esimo; nella terminologia già impiegata nell'in-

troduzione l'insieme in questione rappresenta ciò che abbiamo definito lo "stato del mondo" al tempo  $t$ . Considerando che al tempo  $t$  il prezzo che si realizzerà al tempo  $t+1$  è una variabile casuale, si avrà che la conoscenza dell'insieme di informazioni  $\Phi_{i,t}$ , permette di determinare la sua funzione di distribuzione e quindi il suo valore atteso.

Supponiamo adesso che nella determinazione del prezzo corrente il mercato che stiamo considerando sfrutti solo l'insieme di informazioni  $\Phi_{i,t}^m \subset \Phi_{i,t}$ . Indicando con  $E$  l'operatore valore atteso e con la tilde le variabili casuali, il processo di formazione del prezzo corrente,  $p_{i,t}$ , può essere descritto nella maniera seguente. Sulla base della funzione di distribuzione derivata dall'insieme di informazioni contenute in  $\Phi_{i,t}^m$  si determina un certo prezzo atteso al tempo  $t+1$ ,  $E(\tilde{p}_{i,t+1} | \Phi_{i,t}^m)$ , il quale, dato un certo modello di equilibrio di mercato, verrà impiegato dagli operatori nella determinazione del prezzo corrente. Sarà utile precisare che quando parliamo di un modello di equilibrio di mercato intendiamo riferirci al modello di formazione dei rendimenti attesi da parte degli operatori; ad esempio qualora si supponga che gli investitori avversino il rischio e si comportino in maniera tale da massimizzare una funzione di utilità à la Von Neuman-Morgenstern, condizione necessaria perché assumano una posizione rischiosa in una singola attività, reale o finanziaria, è, come è noto, che il rendimento

atteso risulti positivo (5); pertanto in questo caso il prezzo corrente di equilibrio si dovrà stabilire ad un livello tale da garantire, dato il prezzo atteso, un tasso di rendimento atteso positivo.

In termini formali, quest'ultimo, indipendentemente dal modello di equilibrio ipotizzato, risulta dato, avendo indicato con  $\tilde{R}_{i,t+1}$  il tasso di rendimento al tempo  $t+1$ , da

$$E(\tilde{R}_{i,t+1} | \Phi_{i,t}^m) = \frac{E(\tilde{p}_{i,t+1} | \Phi_{i,t}^m) - p_{i,t}}{p_{i,t}} \quad (1)$$

Dato quindi il prezzo atteso al tempo  $t+1$ , il mercato fissa il prezzo corrente  $p_{i,t}$  in maniera tale che la condizione (1) risulti sempre soddisfatta.

Supponiamo adesso che il mercato sia efficiente. In termini formali ciò implica che

$$\Phi_{i,t}^m = \Phi_{i,t} \quad (2)$$

per cui la (1) diviene

$$E(\tilde{R}_{i,t+1} | \Phi_{i,t}) = \frac{E(\tilde{p}_{i,t+1} | \Phi_{i,t}) - p_{i,t}}{p_{i,t}} \quad (3)$$

A parole ciò significa che se il mercato è efficiente, il valore atteso di  $p_{i,t+1}$  stabilito dal mercato, è quello vero

(5) Tale ipotesi di comportamento sembrerebbe plausibile per i mercati azionari. Su questo punto si veda Fama (1970); tale assunzione sembra tuttavia soggetta a critiche; nel caso in cui ci si riferisca ai mercati valutari, si veda, ad esempio, Levich (1979) pp. 248-249 e quanto detto nel successivo paragrafo.

e che quando viene formato il prezzo corrente  $p_{i,t}$ , il rendimento atteso che ne deriva è il vero rendimento atteso. Segue allora che se l'ipotesi sulla formazione del tasso di rendimento atteso è corretta e tutti gli investitori dispongono di tutte le informazioni possibili, sul mercato in questione un singolo operatore non dovrebbe essere in grado di realizzare profitti speculativi anormalmente alti.

A questo punto si possono trarre due conclusioni di ordine generale in relazione alla logica interna della teoria dei mercati efficienti ed alla sua verifica empirica:

i) esiste un nesso di causalità nella formazione del prezzo corrente, nel senso che, dato il tasso di rendimento atteso, il prezzo corrente risulta determinato sulla base di quello atteso;

ii) ogni test relativo all'efficienza dei mercati basato sui rendimenti attesi, è un test simultaneo dell'efficienza del mercato e delle caratteristiche del mercato stesso.

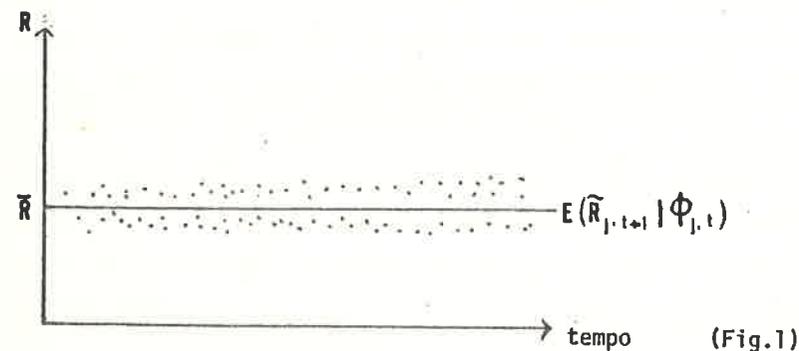
Sofferamoci per il momento su questo secondo punto rimandando al prosieguo l'approfondimento di quello precedente. Una conseguenza immediata di quanto affermato è che se in base ad un certo test sull'efficienza del mercato tale ipotesi non può essere respinta, allora ciò implica che non sono respinte nemmeno le assunzioni relative alle caratteristiche dell'equilibrio; se, al contrario, essa risulta respinta, si pone il problema di stabilire se tale risultato dipende dal non verificarsi dell'ipotesi di efficienza, o dall'erroneità, o insufficienza, dell'ipotesi relative alla

formazione dell'equilibrio di mercato (6).

Quanto appena affermato, può essere chiarito ricorrendo ad un esempio ripreso da Fama (1976). Il motivo per cui ci dilunghiamo su questo punto è che, come vedremo, le ipotesi sottostanti ad esso sono state assunte più o meno esplicitamente nella letteratura che si è interessata al problema dell'efficienza del mercato dei cambi; infatti un modo corrente di verificare l'efficienza di un mercato consiste nel verificare l'ipotesi che la variabile casuale

$$\tilde{z}_{i,t+1} = R_{i,t+1} - E(\tilde{r}_{i,t+1} | \Phi_{i,t}) \quad (4)$$

sia un "fair game" (7), applicando gli abituali test basati sui coefficienti di autocorrelazione. Ora se la successione degli  $\tilde{r}_{i,t}$  si distribuisce nel tempo come nel caso illustrato in fig. 1, dove per ogni t il valore atteso di  $\tilde{r}_{i,t}$  è co-



(6) In questo senso si veda nuovamente Fama (1976) pag. 137 ed anche Levich (1979) pp. 247-248.

(7) Si ricorda che una variabile casuale è un "fair game" se  $E(\tilde{z}_{i,t}) = 0$  per ogni t e se le  $\tilde{z}_{i,t}$  non sono correlate.

stante e pari ad  $\bar{R}$ , l'uso dei test in questione sarebbe corretto in quanto l'assenza di autocorrelazione assicurerebbe sempre l'efficienza dei mercati.

Avendo infatti implicitamente assunto un tasso di rendimento atteso costante, tale condizione garantirebbe sempre che

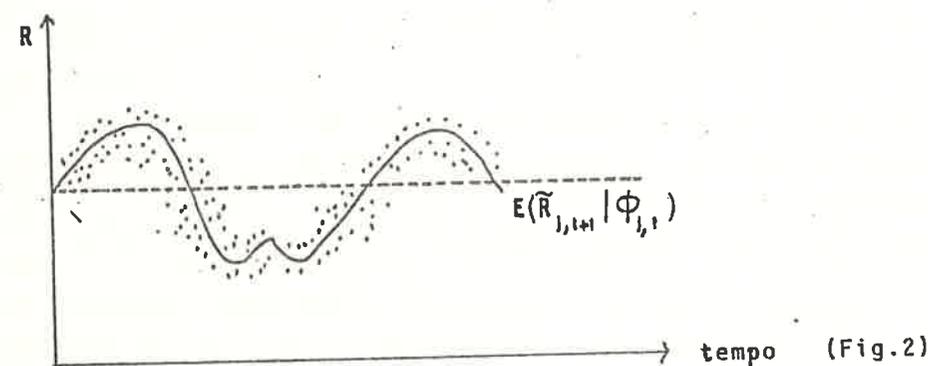
$$E(\tilde{R}_{j,t+1} | R_{j,t}, R_{j,t-1}, \dots) = \bar{R}$$

indipendentemente da  $t$ , ossia l'andamento dei rendimenti passati non risulterebbe mai una fonte di nuove informazioni per determinare i rendimenti futuri; o, in altri termini, le informazioni disponibili a tutti gli operatori che agiscono sul mercato al tempo  $t$ , se usate correttamente non sarebbero in grado di fornire un valore del rendimento atteso diverso da  $\bar{R}$  (8).

Si consideri invece il caso illustrato in fig. 2, dove il tasso di rendimento atteso non è più supposto costante, ma assume un andamento oscillatorio: come si vede, anche in questo caso il mercato è efficiente, nel senso che la variabile casuale  $\tilde{z}_{i,t}$  risulta un "fair game"; tuttavia ciò non implica l'assenza di autocorrelazione fra i valori assun-

(8) Si osservi che, nella terminologia di Fama (1970), il caso in esame corrisponde a quello di efficienza in forma debole, nel senso che i valori passati di una variabile non hanno alcun riflesso sulla previsione della variabile stessa; su questa definizione ritorneremo nei paragrafi successivi.

ti da  $R_{i,t}$  (9). Pertanto l'uso di un test basato sui coefficienti di autocorrelazione, che come abbiamo visto assume implicitamente l'ipotesi di tasso di rendimento atteso di equilibrio costante, avrebbe portato a respingere l'ipotesi di efficienza del mercato.



## 2. La teoria dei mercati efficienti ed i mercati valutari

Come accennato in precedenza (10) la teoria dei mercati efficienti e le sue verifiche empiriche hanno trovato la loro applicazione principale nell'analisi dei mercati mobi-

(9) Dovrebbe tuttavia essere chiaro che i tests sulla efficienza dei mercati potrebbero continuare ad essere affidabili qualora le oscillazioni del tasso di rendimento atteso intorno ad un eventuale trend costante risultassero di ampiezza trascurabile. Su questo punto si veda Fama (1976) pp. 150-151.

(10) Si veda quanto detto alla precedente nota (1).

liari. La loro trasposizione sul mercato dei cambi risulta abbastanza recente e il momento di maggior espansione coincide temporalmente con l'affermarsi di un sistema dei pagamenti internazionali non più basato su parità fisse, bensì su parità fluttuanti più o meno liberamente.

Tale trasposizione purtroppo è stata effettuata molto spesso in maniera meccanica senza tener conto delle differenze sia di tipo istituzionale che di tipo strettamente economico che esistono fra i mercati valutari e quelli azionari (11). In questi ultimi, infatti, nella maggioranza dei paesi ad economia di mercato, esistono delle organizzazioni pubbliche (quali ad esempio la SEC negli Stati Uniti) che hanno come loro compito istituzionale, oltre che quello di evitare, attraverso un adeguato apparato di controllo, che le quotazioni dei titoli subiscano delle oscillazioni troppo violente, quello di organizzare la produzione e la distribuzione delle informazioni. Un organismo analogo non esiste al contrario nel mercato dei cambi, dove le banche centrali intervengono invece in maniera più o meno diretta secondo "regole" variabili, dettate molto spesso da obiettivi generali di politica economica, comportandosi non necessariamente come "profit maximizer", ed alterando di conseguenza la formazione dei prezzi attesi. Inoltre il processo di formazione del prezzo atteso di equilibrio risulta più difficilmente

(11) Il lettore interessato ad una rassegna sulla applicazione della teoria dei mercati efficienti ai mercati valutari è rimandato ai due importanti lavori di Levich (1978), (1979) più volte richiamati.

formalizzabile sul mercato dei cambi, dove probabilmente intervengono più operatori il cui comportamento è conseguenza di un numero relativamente ampio di variabili, rispetto al processo di formazione del prezzo nei mercati azionari (12).

E' tuttavia sorprendente osservare che la letteratura che si è interessata allo studio dell'efficienza dei mercati valutari abbia trascurato sostanzialmente questo tipo di problemi.

L'efficienza del mercato dei cambi a pronti è stata principalmente studiata verificando l'ipotesi nulla che i tassi di variazione degli stessi non siano correlati serialmente o, alternativamente, verificando la profittabilità di strategie speculative basate su una qualche regola di filtraggio. Per quello che riguarda il primo approccio è facile vedere come esso sia una verifica della efficienza in forma debole dei mercati descritta nel paragrafo precedente. Tuttavia, come abbiamo visto, tali tests sono compatibili solo con un'ipotesi di tasso di rendimento atteso costante. Pertanto nell'ipotesi che le aspettative degli investitori si realizzino sempre, il test in questione sarebbe utilizzabile solo nel caso in cui i tassi di interesse nei due paesi differissero sempre a meno di una costante ed il tasso

(12) Tuttavia l'introduzione dell'operatore banca centrale non è di per sé condizione sufficiente per affermare che il mercato è inefficiente. Su questo e su quanto detto nel testo si veda Levich (1979) e Bilson (1979).

di cambio seguisse un trend lineare (13).

Per quello che riguarda il secondo approccio richiamato sopra la logica dei tests effettuati può essere schematizzata nella maniera seguente. Supponiamo che il tasso di rendimento atteso dagli investitori sia sempre positivo. In questo caso se il mercato fosse efficiente una strategia basata su una regola di filtraggio, che implicasse che in qualche periodo una valuta non viene detenuta (14), rappresenterebbe un nonsenso in quanto, in un dato arco di tempo, se il mercato usasse correttamente le informazioni disponibili nel fissare i prezzi correnti in maniera tale da realizzare dei rendimenti attesi positivi, allora la migliore strategia sarebbe quella di acquistare sempre. Si osservi tuttavia come anche in questo caso l'ipotesi relativa al rendimento atteso risulti cruciale alla logica del test; ciò può spiegare, insieme all'arbitrarietà insita nella scelta della regola di comportamento, l'ambiguità dei risultati ottenuti dagli studi che hanno seguito questo approccio (15).

(13) In particolare su questo punto e più in generale, per una rassegna dei risultati delle diverse analisi empiriche si veda Levich (1979) pp. 253-262.

(14) Una regola di filtraggio potrebbe essere schematizzata nella maniera seguente: si acquista valuta solo quando il tasso di cambio è superiore di una certa percentuale al valore massimo raggiunto in precedenza e la si vende quando il prezzo scende, della stessa percentuale, al di sotto del valore massimo raggiunto in precedenza. Su questo punto si veda Fama (1976) pp. 137-142.

(15) In effetti i risultati dei lavori empirici svolti su queste linee dipendono pesantemente sul tipo di filtro usato. A questo proposito si veda Levich (1979), pp. 254-255.

L'efficienza dei mercati valutari a termine è stata verificata ricorrendo a tre diversi tipi di test tutti basati sull'assunzione che, ove tale ipotesi risultasse verificata, non sarebbe possibile speculando sul termine realizzare dei profitti anormalmente alti (16). Il primo tipo di verifica consiste nel regredire il tasso di cambio a termine sul corrispondente tasso di cambio a pronti, o, alternativamente, il tasso di cambio a pronti sul premio o sullo sconto a termine del periodo corrispondente. In entrambi i casi l'efficienza del mercato a termine dovrebbe implicare un termine costante nella retta di regressione non significativamente diverso da zero ed un coefficiente angolare non significativamente diverso da uno. È facile capire come il secondo metodo sia sostanzialmente una variante del primo, adottata principalmente per migliorare le qualità statistiche delle stime.

Il secondo approccio consiste invece nel calcolare l'errore di previsione commesso avendo considerato il tasso di cambio a termine come predittore del corrispondente tasso di cambio a pronti e valutare quindi se l'errore medio di previsione è significativamente diverso da zero e se gli errori di previsione sono non correlati seriamente, o alter-

(16) Su questo punto si veda in particolare Levich (1978) pp. 65-66, Levich (1979) pp. 257-262 e Argy e Clement (1982) pp. 579-580. Un quarto tipo di test basato sulle regole di filtraggio non è riportato nel testo in quanto analogo, *mutatis mutandis*, a quello visto in precedenza a proposito della speculazione a pronti.

nativamente, valutare il numero di volte che gli errori cadono al di fuori di una data banda di neutralità.

Infine un terzo approccio, a cui grosso modo, almeno sul piano metodologico, si ricollega quello proposto in questo lavoro, paragona le capacità predittive del tasso di cambio a termine con quelle di altri modelli predittivi del tasso di cambio futuro. L'ipotesi nulla in questo caso consiste nell'osservare che il tasso di cambio a termine dovrebbe riflettere completamente le aspettative sui cambi e pertanto, se il mercato fosse efficiente, esso dovrebbe essere il predittore ottimale. E' chiaro che in questa sede non possiamo riportare i risultati degli studi in questione (il lettore interessato è rimandato ai lavori di Levich che abbiamo richiamato più volte) tuttavia per concludere ci preme sottolineare come, sia per quello che riguarda i mercati a pronti che quelli a termine, essi hanno in generale fornito dei risultati ambigui: l'ipotesi di efficienza dei mercati sembra in molti casi essere respinta, anche se questo risultato non appare del tutto convincente, soprattutto quando si tengano presenti le osservazioni fatte in precedenza in relazione alla inadeguatezza degli strumenti statistici impiegati.

#### 4. Ancora sull'efficienza del mercato dei cambi

Abbiamo visto nei paragrafi precedenti che le caratteristiche specifiche di un mercato efficiente sono che non è possibile realizzare dei profitti "anormalmente alti", in

quanto tutte le informazioni si distribuiscono in maniera uniforme fra tutti gli agenti, ed inoltre che il nesso di causalità fra prezzo atteso e prezzo corrente deve essere visto muoversi nella direzione dal primo al secondo. D'altra parte, i lavori che si sono interessati al problema dell'efficienza del mercato dei cambi hanno concentrato principalmente la loro attenzione sul primo aspetto trascurando sostanzialmente il secondo, talvolta a costo di assunzioni eroiche relative al processo di formazione del tasso di cambio atteso, che possono mettere in dubbio la bontà dei tests effettuati, o alternativamente, come nel caso in cui si è ricorsi ad analisi basate sull'uso della regressione semplice o multipla, limitandosi a fornire una spiegazione ex post di tipo puramente descrittivo. Sembra inoltre opportuno osservare che agendo sui mercati valutari non solo gli speculatori, ma anche gli arbitraggisti e gli operatori commerciali si può determinare una situazione in cui, pur non essendo il mercato efficiente, il tasso di rendimento atteso dagli speculatori può costantemente risultare "normale". (17)

Dovrebbe essere chiaro a questo punto che probabilmente il modo migliore per verificare l'efficienza di un mercato

(17) Si potrebbe infatti immaginare, riferendosi ad esempio al mercato a pronti, una situazione in cui gli speculatori nel fissare il tasso di cambio atteso non usino tutte le informazioni disponibili; in questo caso evidentemente il mercato non sarebbe efficiente. Tuttavia a causa della presenza sul mercato dei cambi degli operatori commerciali e degli arbitraggisti sui differenziali dei tassi di interesse, si potrebbe avere che il tasso di cambio a pronti corrente di equilibrio che si determina è tale da realizzare dei profitti attesi prossimi a zero, o comunque, non anormalmente alti.

sarebbe appunto quello di riferirsi ad un modello che tenesse conto delle specifiche funzioni di comportamento di tutti gli operatori che agiscono in esso. Le difficoltà insite in un tale approccio sono tuttavia evidenti per cui, in linea con la letteratura corrente, ci limiteremo all'analisi di un modello ridotto che tiene conto esclusivamente delle condizioni dell'equilibrio speculativo.

Introduciamo anzitutto l'ipotesi che gli speculatori godano dello stesso insieme di informazioni, indipendentemente dal fatto che operino sul mercato a pronti o su quello a termine; supponendo inoltre che i costi di transazione ed il differenziale dei tassi di interesse siano nulli se i mercati sono efficienti, il tasso di cambio a pronti atteso al tempo  $t+1$ ,  $E(\tilde{sr}_{j,t+1})$ , risulterà uguale al tasso di cambio a termine che si realizza al tempo  $t$  per consegna al tempo  $t+1$ ,  $fr_{j,t}$ . In altri termini si dovrà avere che il tasso di rendimento atteso dalla speculazione sul mercato a pronti (18)

$$E(\tilde{R}_{j,t+1}) = \frac{E(\tilde{sr}_{j,t+1}) - sr_{j,t}}{sr_{j,t}} = \frac{fr_{j,t} - sr_{j,t}}{sr_{j,t}} \quad (6)$$

(18) Si osservi che portando alle estreme conseguenze il ragionamento svolto nel testo, assumendo che le aspettative si realizzano sempre, si giungerebbe ad avere  $sr_{j,t} = sr_{j,t-1}$  per ogni  $t$ ; si tenga tuttavia presente che tale risultato, evidentemente paradossale, deriva dalla parzialità del modello sottostante, che si limita a considerare, come variabili esplicative, i soli tassi di cambio, trascurando tutti gli altri fattori che agiscono sui tassi di cambio stessi. Su questo punto torneremo comunque in maniera più dettagliata nel prossimo paragrafo.

dovrà assumere un valore nullo o, qualora si tenga conto dei tassi dell'interesse e dei costi di transazione, un valore positivo mai comunque anormalmente alto. Inoltre, cosa ancora più importante dal nostro punto di vista, il processo di formazione del tasso di cambio a pronti al tempo  $t$  risulterà "dominato" dal tasso di cambio a pronti atteso al tempo  $t+1$  che, nelle ipotesi fatte, coincide con il tasso di cambio a termine che si determina al tempo  $t$  per consegna al tempo  $t+1$ . Infatti, dato il valore di questa ultima grandezza, se il mercato è efficiente il tasso di cambio a pronti corrente  $sr_{j,t}$  si dovrebbe stabilire ad un livello compatibile con il tasso di rendimento atteso relativo al modello di equilibrio del mercato stesso. Nel caso in esame quindi esisterebbe un nesso di causalità che ci proponiamo di verificare.

Al fine di chiarire questo punto si consideri il seguente processo stocastico bivariato

$$\begin{bmatrix} sr_{j,t} \\ fr_{j,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{j,i}(L) & \beta_{j,i}(L) \\ \gamma_{j,i}(L) & \delta_{j,i}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{sr,t} \\ e_{fr,t} \end{bmatrix} \quad (7)$$

dove  $\alpha_{j,i}(L)$ ,  $\beta_{j,i}(L)$ ,  $\gamma_{j,i}(L)$ ,  $\delta_{j,i}(L)$  sono polinomi dell'operatore ritardo  $L$  del tipo

$$\alpha_{j,i}(L) = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_{j,i} L^i \quad \text{con} \quad L_i X_t = X_{t-i}$$

$X_t$  essendo un elemento di una serie temporale generica e  $\epsilon_{sr,t}$  e  $\epsilon_{fr,t}$  rappresentano invece due variabili casuali mutualmente incorrelate, ciascuna di tipo rumore bianco. Imponendo le condizioni di identità  $\alpha_{j,0} = \delta_{j,0} = 1$  e  $\beta_{j,0} = \gamma_{j,0} = 0$  il processo stocastico (7) può essere scritto, effettuate le opportune manipolazioni, nella maniera seguente

$$sr_{j,t} = d_{j,i}(L) sr_{j,t-1} + b_{j,i}(L) fr_{j,t-1} + \epsilon_{sr,t} \quad (8)$$

$$fr_{j,t} = a_{j,i}(L) fr_{j,t-1} + c_{j,i}(L) sr_{j,t-1} + \epsilon_{fr,t}$$

dove nuovamente  $a_j(L)$ ,  $b_j(L)$ ,  $c_j(L)$  e  $d_j(L)$  sono polinomi dell'operatore ritardo  $L$  e dove il valore del tasso di cambio a pronti corrente al tempo  $t$  viene a dipendere, così come quello del tasso di cambio a termine, dai valori assunti nel passato da sè stesso e dal tasso di cambio a termine (19). Il modello descritto dalle equazioni (7) e (8) gode di alcune proprietà che nel contesto in esame lo rendono particolarmente interessante. Infatti, come si vede dalla formulazione (8), nessun vincolo è posto al valore dei parametri e quindi sul possibile tipo di relazione esistente tra il tasso di cambio a pronti e quello a termine; è tuttavia possibile, sulla base delle caratteristiche derivanti dalle ipotesi di efficienza del mercato dei cambi viste in precedenza, inferire alcune restrizioni da sottoporre succes-

(19) Per economia di spazio non riportiamo in dettaglio il passaggio dalla rappresentazione (7) alla (8). Il lettore interessato è rimandato, ad esempio, a Caves e Feige (1980) pp. 123-124.

sivamente a verifica empirica. Verificando ad esempio l'ipotesi  $\beta_j(L) = 0$  risulta possibile valutare il nesso di causalità esistente fra  $sr_{j,t}$  e  $fr_{j,t}$ , che, come abbiamo chiarito in precedenza, in un mercato efficiente, implica sempre che il tasso di cambio a termine causa il tasso di cambio a pronti (20). Sarà tuttavia utile, prima di passare all'analisi empirica, descrivere brevemente il concetto di causalità, dovuto a Granger, che abbiamo appena richiamato. Precisiamo anzitutto che in questo contesto il concetto di causalità è un concetto puramente statistico, nel senso che il suo significato è più restrittivo di quello ad esso attribuito nel linguaggio comune, essendo inteso soltanto come la possibilità di migliorare la capacità predittiva del modello, introducendo nuove informazioni attraverso l'uso di una variabile aggiuntiva. Più precisamente alla base della causalità intesa in questo senso stanno le seguenti ipotesi:

- i) il futuro non può predire il passato;
- ii) è possibile parlare di causalità solo nel caso di più variabili; si può cioè affermare che una variabile  $x$  causa una variabile  $y$  se, tenendo conto dei valori passati di  $x$ , si è in grado, ceteris paribus, di effettuare predizioni migliori di  $y$ .

Si precisa inoltre che quando parleremo di predittori intenderemo riferirci a predittori non distorti, ottenuti

(20) Su questo punto si veda Granger (1969). per una importante messa a punto del concetto di causalità, si veda inoltre il recente lavoro di Aiemanno e Carlucci (1983).

con il metodo dei minimi quadrati la cui accuratezza viene misurata dalla varianza dell'errore di previsione anticipato di un periodo; in altri termini, perché  $x$  causi  $y$  si dovrà avere che l'introduzione di nuove informazioni deve comportare una riduzione della varianza delle previsioni (21). Nel nostro caso quindi potremo affermare che  $fr_{j,t}$  causerà  $sr_{j,t}$  se e solo se

$$\sigma^2(\hat{sr}_{j,t+1} | sr_{j,t}, sr_{j,t-1}, \dots; fr_{j,t}, fr_{j,t-1}, \dots) < \sigma^2(\hat{sr}_{j,t+1} | sr_{j,t}, sr_{j,t-1}, \dots) \quad (9)$$

dove il cappello indica il valore previsto delle variabili. Sfruttando quindi un ben noto risultato dovuto a Sims si prova che affinché una variabile possa essere rappresentata attraverso una funzione a ritardi distribuiti di un'altra variabile, con un residuo non correlato di quest'ultima passato o futuro, è che essa non causi la seconda variabile secondo la definizione di Granger (22).

(21) Oltre al lavoro di Granger richiamato nella nota precedente, si vedano al esempio Carlucci (1979) pp. 77-79 e Farvey (1981) pp. 300-303.

(22) Sims dimostra infatti il seguente teorema: "Data le due serie temporali  $x_t$  ed  $y_t$  rese congiuntamente stazionarie, se esse possiedono una rappresentazione autoregressiva del tipo

$$\begin{bmatrix} \pi_{11}(L) & \pi_{12}(L) \\ \pi_{21}(L) & \pi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \epsilon_{xt} \\ \epsilon_{yt} \end{bmatrix} \quad (a)$$

con  $\pi_{11} = 1 - \sum_{j=1}^{\infty} a_j L^j$ ,  $\pi_{12} = - \sum_{j=0}^{\infty} b_j L^j$ ,  $\pi_{21} = - \sum_{j=0}^{\infty} c_j L^j$ ,  $\pi_{22} = 1 - \sum_{j=1}^{\infty} d_j L^j$  ./...

Sulla base di quanto detto fino ad adesso è allora possibile verificare l'esistenza di un nesso di causalità fra le variabili del modello autoregressivo del tipo (7) ed (8); se infatti il tasso di cambio a termine non causa quello a pronti corrente, il sistema (7) diviene, per quanto visto in precedenza,

$$\begin{aligned} sr_{j,t} &= \alpha_{j,i}(L) \epsilon_{sr,t} \\ fr_{j,t} &= \theta_{j,i}(L) sr_{j,t} + \epsilon_{fr,t} \end{aligned} \quad (10)$$

dove si è posto  $\theta_{j,i}(L) = (\gamma_{j,i}(L)/\alpha_{j,i}(L))$  ed  $\epsilon_{fr,t} = \delta_{j,i}(L) \epsilon_{fr,t}$ . Perché ciò sia possibile allora si deve avere che nella equazione a ritardi distribuiti

$$fr_{j,t} = \sum_{i=-\infty}^{\infty} \theta_{j,i}(L) sr_{j,t-i} + \epsilon_{fr,t} \quad (11)$$

sia  $\theta_{j,i} = 0$  per ogni  $i < 0$ . Converrà tuttavia osservare che a fini pratici i termini infiniti della sommatoria dell'equazione (11) vengono sostituiti da due valori finiti, ed è questa naturalmente la strada che seguiremo nel prossimo paragrafo quando l'ipotesi di efficienza del mercato dei

... (22) e dove  $\epsilon_{xt}$  ed  $\epsilon_{yt}$  sono due processi stocastici di tipo rumore bianco, con condizione necessaria e sufficiente affinché  $y_t$  possa essere rappresentato attraverso una funzione a ritardi distribuiti della  $x_t$ , con un residuo non correlato con alcun valore di  $x_t$  passato e futuro, è che  $y_t$  non causi  $x_t$  secondo la definizione di Granger". Si osservi che il sistema (8) del testo può essere facilmente ricondotto ad uno del tipo (a), per cui il test di causalità in questione può essere applicato, come faremo nel prossimo paragrafo, al problema affrontato in questo lavoro. Su questo punto si veda in particolare Sims (1972).

cambi verrà sottoposta a verifica empirica.

Prima di concludere questo paragrafo ci preme tuttavia fare una osservazione generale in relazione al test proposto. Esso tende a verificare una forma di efficienza che, nella terminologia di Fama (1970), è definita di tipo semi-forte: più precisamente l'ipotesi che sottoponiamo a verifica è che l'insieme di informazioni rilevanti alla formazione del tasso di cambio a pronti corrente non è formato solamente dai suoi valori passati (nel qual caso, come si è visto, potremmo parlare di efficienza in forma debole) ma anche dai valori correnti e passati di altre variabili, nel caso in esame, il tasso di cambio a termine al tempo  $t$  per consegna al tempo  $t+1$ .

##### 5. Un tentativo di verifica empirica. Conclusioni

In questo paragrafo intendiamo sottoporre a verifica empirica il nesso di causalità descritto in quello precedente sia per i motivi connessi con la rilevanza delle ipotesi di efficienza dei mercati dei cambi, esposti brevemente nell'introduzione a questo lavoro, sia perché si ritiene che la procedura in esame aggiri in un certo modo il problema, sollevato nel secondo paragrafo, relativo alla possibilità di elaborare verifiche di tipo statico-econometrico che prescindano dalle caratteristiche del modello di equilibrio di mercato ipotizzato, basandosi tale procedura su un modello bivariato di tipo autoregressivo, come il (7) del precedente paragrafo, dove non è stato posto alcun vincolo a prio-

ri sui relativi parametri.

In questo lavoro tale verifica è stata effettuata per il periodo Gennaio 1974-Giugno 1982 in relazione al mercato del dollaro statunitense e del dollaro canadese. I dati impiegati sono i tassi di cambio a pronti ed a termine rilevati sul mercato di Londra a fine mese (23). Essi sono stati preventivamente detrendizzati e filtrati, seguendo una procedura che verrà descritta meglio nel prosieguo, poiché, come era da aspettarsi, da una analisi preliminare delle serie storiche considerate, condotta stimando la funzione di densità spettrale delle stesse, è stata evidenziata la presenza sia di una componente di trend che di una componente stagionale (24), e quindi non ricorrevano le condizioni richieste

(23) Dovendo infatti valutare una teoria che si basa sull'equilibrio speculativo ci è sembrato opportuno impiegare dati di fine mese piuttosto che medie mensili. I dati in questione sono tratti da Central Statistical Office, Financial Statistics, HMSO, varie annate. Si avverte che in tale pubblicazione i tassi di cambio vengono definiti come certo per incerto e che tale convenzione è stata mantenuta in questa parte del presente lavoro; pertanto d'ora innanzi quando si parlerà di tasso di cambio a pronti od a termine di una valuta  $i$ -esima si intenderanno le unità di tale valuta necessarie per ottenere una sterlina.

(24) La funzione di densità spettrale è stata stimata per tutte le serie considerate ricorrendo al metodo della finestra di Parzen, si veda al proposito Fishman (1969) spec. capitolo 3. Tutte le serie esaminate hanno mostrato una elevata analogia di comportamento per cui in tutte le stime della funzione di densità spettrale relative alle diverse serie dei dati grezzi è stato scelto un punto di troncamento corrispondente al 25% dei valori campionari. Per evidenti motivi di spazio non è possibile riportare completamente le elaborazioni connesse con questa fase del lavoro; i relativi output possono tuttavia essere ottenuti su richiesta dall'autore.

dal teorema richiamato alla fine del paragrafo precedente. Si osservi incidentemente, in relazione alla procedura impiegata ed a quanto detto alla nota (18), che la detrendizzazione ha evidentemente lo scopo di fornire dei dati che risultino "puliti" dagli effetti che altre variabili (quali reddito, moneta, tempo etc.) possono avere sui tassi di cambio stessi.

Il metodo prescelto per detrendizzare le serie impiegate è stato quello del polinomio interpolante ottimo; in tutti i casi, il polinomio prescelto si è rivelato di grado piuttosto elevato, comunque in nessun caso di un grado inferiore al decimo; anche il valore degli  $R^2$  è stato relativamente alto, essendo compreso fra 0.87 e 0.92 (25). Le serie ottenute sono state di nuovo sottoposte ad una analisi nel dominio frequenziale che ha ancora indicato la presenza di una componente stagionale; pertanto esse sono state filtrate ricorrendo ad un filtro a media mobile centrato su dodici periodi. Le funzioni di densità spettrale stimate

(25) In particolare le serie relative al tasso di cambio a pronti ed a termine del dollaro statunitense sono state interpolate rispettivamente con polinomi di grado dodicesimo e tredicesimo, e gli  $R^2$  relativi hanno assunto un valore pari a 0.92 e 0.91. Per quello che riguarda il dollaro canadese la serie del tasso di cambio a pronti è stata interpolata con un polinomio di grado tredicesimo e quella del tasso di cambio a termine con un polinomio di grado quattordicesimo; in entrambi i casi l' $R^2$  ha assunto un valore pari a 0.87. Per il processo di detrendizzazione si sono anche provati dei polinomi "ad hoc", tuttavia poiché i risultati non mutavano in maniera significativa si è preferito impiegare il metodo del polinomio interpolante ottimo.

delle serie così ottenute (26) si sono mostrate sufficientemente piatte anche se la presenza di alcuni picchi in relazione ad alcune frequenze ci ha portato a concludere che, pur essendo le serie così ottenute di tipo stazionario, i loro elementi di disturbo non potevano essere considerati di tipo "rumore bianco". Di conseguenza nelle stime della equazione (11) si è ritenuto opportuno ricorrere al metodo dei minimi quadrati generalizzati (27). A tal fine è stata seguita una procedura di stima di massima verosimiglianza, proposta recentemente da Beach e Mackinnon, che rispetto alle procedure tradizionali presenta due vantaggi: in primo luogo incorpora implicitamente l'ipotesi che i residui seguano uno schema autoregressivo del primo ordine ed inoltre è costruita in maniera tale da conservare l'informazione contenuta nella stima del primo residuo, a differenza di quello che avviene quando si impiegano procedure tradiziona-

(26) L'approccio seguito nel ricondurre le serie in condizioni di stazionarietà potrà sembrare troppo laborioso, tuttavia la procedura di filtraggio proposta da Sims (1972), basata su un filtro alle differenze del secondo ordine, è stata recentemente criticata da più parti. Belongia e Dickey (1982) hanno ad esempio mostrato, ricorrendo ad una analisi nel dominio frequenziale che alcune serie cui era stato applicato sic et simpliciter il filtro di Sims non risultavano di tipo stazionario. Si precisa che in questa fase il punto di troncamento è stato elevato al 33% dei valori campionari.

(27) E' chiaro infatti che, qualora si fosse stati certi che i termini di disturbo erano di tipo rumore bianco, sarebbe stato sufficiente adottare la procedura dei minimi quadrati ordinari. Su questo punto si veda ad esempio Fishman (1969) spec. pag. 150 e seg.

li, quali ad esempio quella di Cochrane-Orcutt (28).

Prima di passare alla descrizione dei risultati sarà utile fare un breve richiamo alle critiche cui è stato sottoposto il test di Sims, soprattutto per valutarne la rilevanza rispetto al contenuto di questo lavoro (29). In primo luogo si è osservato che impiegando per destagionalizzare una procedura a media mobile non si eliminano completamente le autocorrelazioni relative ai ritardi stagionali, dato che si applica lo stesso filtro a serie con strutture stagionali diverse. Tale critica non sembra tuttavia essere rilevante in relazione alle serie che abbiamo impiegato: la funzione di autocorrelazione incrociata stimata per le serie grezze corrispondenti,  $sr_{j,t}$  e  $fr_{j,t}$ , ha infatti mostrato che in tutti i casi il valore massimo viene raggiunto in corrispondenza del valore del ritardo pari a zero, per cui si può affermare con una certa tranquillità che non esistano discrepanze rilevanti fra le strutture stagionali delle serie impiegate. In secondo luogo si è osservato che essendo la struttura dei ritardi imposta in maniera arbitraria, essa può ingenerare autocorrelazione spuria nei residui, tuttavia, a nostro avviso, l'uso dei minimi quadrati generalizzati nella stima dei parametri della (11) ci permette di superare tale diffi-

(28) È noto infatti che gli stimatori ottenuti con il metodo dei minimi quadrati generalizzati perdono in efficienza qualora la trasformazione impiegata implichi la perdita della prima osservazione. Si veda al proposito Beach e Mackinnon (1979) p. 51 e la bibliografia ivi citata.

(29) Per una ampia disamina di questo tipo di critiche si veda ad esempio Carlucci (1979) p. 82-83, Battaglia e Carlucci (1982) e le bibliografie riportate.

coltà ferma restando l'obiezione relativa alla arbitrarietà nella scelta della struttura dei ritardi e degli anticipi (30).

Passiamo adesso a descrivere i risultati delle stime. Anche facendo riferimento ai lavori precedenti relativi alla causalità sul mercato dei cambi (31), le regressioni sono state effettuate considerando sei anticipi e sei ritardi; la tavola 1 riassume i risultati delle regressioni in questione; come si vede per entrambe le valute prese in esame sia quando si è considerato come variabile dipendente il tasso di cambio a pronti, sia quando si è considerato quello a termine, le stime ottenute sono sempre significative, assumendo la  $F$  valori sufficientemente alti; si noti anche che, per quello che riguarda gli  $R^2$ , mentre essi sono buoni nel caso del dollaro canadese, il loro valore risulta meno soddisfacente per quello che riguarda le regressioni relative al dollaro statunitense (32). Nella tavola 2 sono riporta

(30) Un'altra critica avanzata al test di Sims è che esso, in alcuni casi, non sarebbe in grado di cogliere fenomeni di retroazione fra due variabili. Su questo punto si veda nuovamente Carlucci (1979) p. 83, e la bibliografia lì riportata.

(31) Ci riferiamo al lavoro di Caves e Feige (1980) dove veniva esaminata dapprima l'ipotesi di efficienza in forma debole del mercato dei cambi a pronti e successivamente il nesso di causalità fra tasso di cambio e offerta di moneta.

(32) Questo risultato getta peraltro dei dubbi pesanti sulla bontà dei risultati dei test, descritti nel precedente par. 3, basati sull'uso della regressione semplice che di solito impiegano dati grezzi e procedure di stima tipo minimi quadrati ordinari. Tale approccio è ad esempio seguito da Frenkel (1976) p. 79-81 il quale, al fine di valutare le capacità predittive del tasso di cambio a termine, si limita a regredire quest'ultimo sul corrispondente tasso di cambio a pronti.

TAV. 1 - RISULTATI DELLE REGRESSIONI  
(minimi quadrati generalizzati)

DOLLARO CANADESE						
Variabile dipendente	Variabile indipendente	Anticipi	Ritardi	F	R <sup>2</sup> -corretto	Errore Standard della stima
SR <sub>t</sub>	FR <sub>t</sub>	6	6	66.61	0.91	0.0048
FR <sub>t</sub>	SR <sub>t</sub>	6	6	45.42	0.87	0.0259
DOLLARO USA						
SR <sub>t</sub>	FR <sub>t</sub>	6	6	3.78	0.30	0.041
FR <sub>6</sub>	SR <sub>t</sub>	6	6	9.62	0.56	0.0079

TAV. 2

Coefficients	DOLLARO CANADESE						DOLLARO USA					
	fr = f(sr)	fr = f(sr)	sr = g(fr)	sr = g(fr)	fr = f(sr)	fr = f(sr)	fr = f(sr)	fr = f(sr)	sr = g(fr)	sr = g(fr)	fr = f(sr)	fr = f(sr)
θ <sub>j,-6</sub>	0.1594 (0.2098)	-0.3016 (-0.4116)	-0.0001 (-0.0065)	-0.0301 (-1.1270)	0.0229 (1.2759)	0.0253 (1.0128)	0.3271 (0.2422)	0.0650 (0.0549)				
θ <sub>j,-5</sub>	-0.6655 (-0.3272)	0.7752 (0.3989)	0.0341 (-0.0065)	0.0174 (0.6290)	0.0300 (1.6470)	0.0333 (1.3179)	0.0489 (0.0161)	0.3048 (0.1203)				
θ <sub>j,-4</sub>	1.5390 (0.5309)	-1.0098 (-0.3786)	0.0503 (3.7393)	0.0625 (2.27084)	0.0515 (2.7103)	0.0550 (2.0820)	-1.6869 (-0.4424)	-2.2254 (-0.7390)				
θ <sub>j,-3</sub>	-2.6306 (-0.7722)	1.4895 (0.5195)	0.0622 (4.6320)	0.1004 (3.6620)	0.0739 (3.8945)	0.0703 (2.6682)	-2.8471 (0.6767)	3.3213 (1.0711)				
θ <sub>j,-2</sub>	3.7231 (0.9938)	2.2545 (-0.8384)	0.1234 (9.1186)	0.1740 (6.3388)	0.0948 (4.9873)	0.8566 (3.2516)	-2.1572 (-0.4821)	-2.5708 (-0.8574)				
θ <sub>j,-1</sub>	-5.4551 (-1.3820)	2.0775 (1.0642)	0.1884 (13.8006)	0.2279 (8.2608)	0.1140 (5.9949)	0.7489 (2.9716)	1.1665 (0.2491)	2.1867 (0.8666)				
θ <sub>j</sub>	7.916 (1.9708)	0.1513 (0.2074)	0.2157 (15.7674)	0.1888 (7.1681)	0.1368 (7.1892)	0.8443 (3.3949)	2.0275 (0.4242)	-0.2517 (-0.2139)				
θ <sub>j,+1</sub>	-7.0160 (-1.7812)		0.1913 (14.0371)		0.1431 (7.3863)		-2.2205 (-0.4752)					
θ <sub>j,+2</sub>	8.5191 (2.2820)		0.1412 (10.4500)		0.1283 (6.5026)		0.2661 (0.0598)					
θ <sub>j,+3</sub>	-10.2800 (-3.0262)		0.0941 (7.0230)		0.1033 (5.2421)		0.6383 (0.1535)					
θ <sub>j,+4</sub>	7.2673 (2.5094)		0.0539 (4.0145)		0.0653 (3.3121)		0.6028 (0.1593)					
θ <sub>j,+5</sub>	-2.3989 (-1.1882)		0.0257 (1.8851)		0.0365 (1.9402)		-2.1931 (-0.7258)					
θ <sub>j,+6</sub>	0.2488 (0.3339)		0.0150 (1.1540)		0.0128 (0.6818)		1.7406 (1.3015)					

ti i valori dei coefficienti stimati (in parentesi le loro statistiche  $t$ ) e nell'ultima riga le  $F$  calcolate per verificare l'ipotesi che i coefficienti della variabile indipendente anticipata siano tutti simultaneamente uguali a zero(33).

Come si vede da un primo esame delle statistiche  $F$  i risultati ottenuti per le due valute in esame sono sostanzialmente opposti. In relazione al mercato del dollaro canadese si può escludere, ad un livello di significatività della  $F$  del 10%, che il tasso di cambio a termine causi il tasso di cambio a pronti, mentre i risultati della regressione in cui quest'ultimo è la variabile dipendente sembrano suggerire l'esistenza di un nesso di causalità del tasso di cambio a pronti a quello a termine, contraddicendo in ciò quella che abbiamo visto essere una delle condizioni richieste dall'ipotesi di efficienza dei mercati. Esaminando in dettaglio i risultati di questa regressione, è importante inoltre rilevare la simmetria che si verifica nelle stime dei coefficienti relativi alla variabile indipendente (in questo caso il tasso di cambio a termine) anticipata e ritardata.

(33) L'ipotesi da sottoporre a verifica è quindi nel nostro caso la seguente

$$H_0: \theta_{j,+6} = \theta_{j,+5} = \dots = \theta_{j,+1} = 0$$

se il valore della statistica  $F$  calcolato, che nel nostro caso ha 6 e 90 gradi di libertà, eccede il relativo valore teorico l'ipotesi  $H_0$  viene respinta. Su questo punto si veda ad esempio Intriligator (1978) p. 134. Si ricorda che il valore critico della  $F$  è in questo caso pari a 3.00, ad un livello di significatività del 10%, e 2.20 ad un livello di significatività del 5%.

Anzitutto solo i coefficienti che si riferiscono ai primi quattro anticipi ed ai primi quattro ritardi risultano significativi ed il valore del coefficiente  $\theta_{i,j}$  della variabile indipendente anticipata di  $i$  periodi ( $i=1,2,3,4$ ) assume sempre un valore superiore rispetto a quello assunto dal coefficiente della stessa ritardata di un ugual numero di periodi, risultato questo che sembra ulteriormente confermare l'esistenza di un nesso di causalità dal tasso di cambio a pronti a quello a termine e quindi l'ipotesi di "inefficienza" del mercato in questione.

I risultati, come avevamo rilevato in precedenza, appaiono capovolti quando si esamina il mercato del dollaro statunitense. Il valore calcolato della  $F$  sembra suggerire in maniera netta la presenza di un nesso di causalità dal tasso di cambio a termine a quello a pronti, come suggerito dalla ipotesi di efficienza dei mercati. Si noti come anche in questo caso la presenza di tale nesso risulta evidenziata dai valori assunti dai coefficienti della regressione in cui si è considerato il tasso di cambio a termine come variabile indipendente. Nuovamente essi mostrano un andamento simmetrico, con il valore stimato dei coefficienti della variabile indipendente anticipata (in questo caso il tasso di cambio a pronti) sempre maggiori di quelli della stessa ritardata di un uguale numero di periodi.

Questi risultati, a prima vista contraddittori, possono tuttavia essere spiegati quando si tenga conto della grandezza relativa dei due mercati presi in considerazione: quello

che sembra naturale aspettarsi è infatti che l'informazione si diffonda più facilmente in mercati relativamente grandi, sia dal punto di vista della quantità e del volume delle operazioni sia da quello del numero degli agenti che vi operano, che in mercati relativamente piccoli, come probabilmente lo è quello del dollaro canadese rispetto al mercato del dollaro statunitense.

Per concludere desideriamo tuttavia sottolineare la cautela con cui vanno considerati i risultati appena presentati. Anzitutto anche il test cui si è fatto ricorso in questo lavoro è di tipo parziale, perché, mentre considera l'aspetto relativo ai nessi di causalità, considera solo implicitamente l'altra caratteristica propria dei mercati efficienti, ossia l'assenza di profitti speculativi anormalmente alti, laddove sarebbe invece interessante elaborare un test che verificasse esplicitamente ed in maniera congiunta le due ipotesi (34). Inoltre una seconda limitazione deriva dal periodo preso in esame; esso comprende infatti un sottoperiodo iniziale (il 1974) in cui probabilmente gli operatori non si erano ancora abituati a "convivere" con un sistema di tassi di cambio flessibile ed inoltre comprende anche i mesi susseguenti al secondo "oil shock" (1979). È chiaro che il non aver tenuto conto di fattori esogeni di questa portata può aver influito sui risultati ed una analisi per sotto-

(34) Si ricordi tuttavia quanto detto all'inizio del paragrafo (4), specialmente alla nota (17).

periodi, che avesse escluso quelli meno "tranquilli", sarebbe stata preferibile. Tuttavia la scarsa disponibilità di osservazioni ci ha indotto a non seguire questa via, che peraltro verrà seguita in un prossimo lavoro dove è previsto l'uso di dati giornalieri.

BIBLIOGRAFIA

ALEMANNO S.-CARLUCCI F.

- (1983) Analisi teoriche e definizioni operative della causalità in economia, Note economiche, n. 2, pp. 42-74.

ARGY V.-CLEMENS K.W.

- (1982) The Forward Rate as a Predictor of the Spot Rate. An Analysis of Four Major Currencies, *Economies et Sociétés*, vol. 16, n.4-5, pp. 569-596.

BATTAGLIA F.-CARLUCCI F.

- (1982) A Simulation Study of Causality Tests, in O.D. Anderson (ed), *Time Series Analysis: Theory and Practice 1*, North Holland Publishing Company, Amsterdam, pp. 655-669.

BEACH C.M.-MACKINNON J.G.

- (1978) A Maximum Likelihood Procedure for Regression with Autocorrelated Errors, *Econometrica*, vol. 46, n.1, pp. 51-58, gennaio.

BELONGIA M.-DICKEY D.A.

- (1982) Prefiltering and Causality Tests, *Agricultural Economics Review*, vol. 34, n.4, pp. 10-14.

BILSON J.F.O.

- (1978) Comment on Levich, in R. Dornbusch e J.A. Frenkel (eds), *International Economic Policy. Theory and Evidence*. John Hopkins Univ. Press, Baltimora.

CARLUCCI F.

- (1969) Analisi di causalità fra moneta, attività economica e prezzi, *Note economiche*, n.2-3.

CAVES D.W.-FEIGE E.F.

- (1980) Efficient Foreign Exchange Markets and the Monetary Approach to Exchange Rate Determination, *American Economic Review*, vol. 70, n.1, pp.120-134.

CORNELL B.

- (1976) Spot Rates, Forward Rates and Exchange Market Efficiency, *Journal of Financial Economics*, vol. 5, n.1, pp. 55-65.

FAMA E.F.

- (1970) Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, *Journal of Finance*, vol. 25, n.2, pp. 383-417.

FAMA E.F.

- (1976) *Foundations of Finance*, Basil Blackell, Oxford.

FISHMAN G.S.

- (1969) *Spectral Methods in Econometrics*, Harvard University Press.

FRENKEL J.A.

- (1976) A Monetary Approach to the Exchange Rate, *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 78, n.2, pp. 68-72.

- GRANGER C.W.J.  
(1969) Investigating Causal Relations by 'Econometric Model and Cross Spectral Methods, *Econometrica*, vol. 37,, n.3, pp. 424-438.
- GRAUER F.L.A.-LITZENBERGER R.H.-STEHLE R.E.  
(1976) Sharing Rules and Equilibrium in an International Capital Market under Uncertainty, *Journal of Financial Economics*, vol. 3, n.3, pp. 233-256.
- HANSEN L.P.-HODRICK R.J.  
(1980) Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis, *Journal of Political Economy*, vol. 88, n.5, pp. 829-853.
- HARVEY A.C.  
(1981) *The Econometric Analysis of Time Series*, Philip Alan, Oxford.
- INTRILIGATOR M.D.  
(1978) *Econometric Models, Techniques and Applications*, North Holland Publishing Company, Amsterdam.
- LEVICH R.L.  
(1978) Further Results on the Efficiency of Markets for Foreign Exchange, in *Managed Exchange Rates Flexibility: The Recent Experience*, Conference Series n. 20, Federal Reserve Bank of Boston, pp. 58-80.

- LEVICH R.L.  
(1979) On the Efficiency of Markets for Foreign Exchange, in R. Dornbusch e J.A. Frenkel (eds), *International Economic Policy. Theory and Evidence*, Johns Hopkins University Press, Baltimora.
- SIMS C.A.  
(1972) Money, Income and Causality, *American Economic Review*, vol. 62, n.4, pp. 540-552.

## ELENCO DEI QUADERNI PUBBLICATI

- N. 1. MASSIMO DI MATTEO  
Alcune considerazioni sui concetti di lavoro produttivo e improduttivo.
- N. 2. MARIA L. RUIZ  
Mercati oligopolistici e scambi internazionali di manufatti. Alcune ipotesi e un'applicazione all'Italia.
- N. 3. DOMENICO MARIO NUTI  
Le contraddizioni delle economie socialiste: una interpretazione marxista.
- N. 4. ALESSANDRO VERCELLI  
Equilibrio e dinamica del sistema economico-semanticamente dei linguaggi formalizzati e modello keynesiano.
- N. 5. A. RONCAGLIA-M. TONVERONACHI  
Monetaristi e neokeynesiani: due scuole o una?
- N. 6. NERI SALVADORI  
Mutamento dei metodi di produzione e produzione congiunta.
- N. 7. GIUSEPPE DELLA TORRE  
La struttura del sistema finanziario italiano: considerazioni in margine ad un'indagine sull'evoluzione quantitativa nel dopoguerra (1948-1978).

N. 8. AGOSTINO D'ERCOLE

Ruolo della moneta ed impostazione antiquantitativa in Marx: una nota.

N. 9. GIULIO CIFARELLI

The Natural Rate of Unemployment with Rational Expectations Hypothesis. Some Problems of Estimation.

N. 10. SILVANO VICARELLI

Note su ammortamenti, rimpiazzi e tasso di crescita.

N. 11. SANDRO GRONCHI

A Meaningful Sufficient Condition for the Uniqueness of the Internal Rate of Return.

N. 12. FABIO PETRI

Some Implications of Money Creation in a Growing Economy.

N. 13. RUGGERO PALADINI

Da Cournot all'oligopolio: aspetti dei processi concorrenziali.

N. 14. SANDRO GRONCHI

A Generalized Internal Rate of Return Depending on the Cost of Capital.

N. 15. FABIO PETRI

The Patinkin Controversy Revisited.

N. 16. MARINELLA TERRASI BALESTRIERI

La dinamica della localizzazione industriale: Aspetti teorici e analisi empirica.

N. 17. FABIO PETRI

The Connection between Say's Law and the Theory of the Rate of Interest in Ricardo.

N. 18. GIULIO CIFARELLI

Inflation and Output in Italy: a Rational Expectations Interpretation.

N. 19. MASSIMO DI MATTEO

Monetary Conditions in a Classical Growth Cycle

N. 20. MASSIMO DI MATTEO - MARIA L. RUIZ

Effetti dell'interdipendenza tra paesi produttori di petrolio e paesi industrializzati: un'analisi macrodinamica.

N. 21. ANTONIO CRISTOFARO

La base imponibile dell'IRPEF: un'analisi empirica.