

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**Un'analisi empirica della relazione tra tassi
del mercato interno e dell'euro lira**

di Giovanni Ferri e Andrea Generale



Numero 227 - Giugno 1994

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**Un'analisi empirica della relazione tra tassi
del mercato interno e dell'euro lira**

di Giovanni Ferri e Andrea Generale

Numero 227 - Giugno 1994

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).*

**UN'ANALISI EMPIRICA DELLA RELAZIONE TRA TASSI
DEL MERCATO INTERNO E DELL'EUROLIRA**

di Giovanni Ferri (*) e Andrea Generale (*)

Sommario

Questo lavoro approfondisce i fattori di fondo che hanno determinato un maggior legame tra tassi del mercato interbancario interno e tassi dell'eurolira. In particolare, mette in luce l'affermarsi di legami causali unidirezionali dai tassi del mercato interno a quelli dell'euromercato, a partire dalla fine del 1992. Il fatto che tali legami si concretizzino soltanto da questo periodo, e non già dalla liberalizzazione dei movimenti di capitale compiutasi nel 1990, viene ricondotto al persistere, fino all'autunno del 1992, di residue distorsioni dovute all'obbligo di riserva sulla raccolta interbancaria in lire da non residenti. I risultati dell'analisi del legame tra tassi a uno e a tre mesi del mercato dell'eurolira sono coerenti con l'acquisizione di una maggiore efficacia delle autorità monetarie nazionali nell'influenzare quei saggi d'interesse; infine, questi risultati mettono in luce l'importanza dei premi al rischio nella determinazione dei rendimenti su questo mercato.

Indice

1. Introduzione	p. 5
2. Il divario tra i tassi interni e quelli sull'eurolira	p. 8
3. Il collegamento tra il mercato interbancario interno e quello dell'eurolira	p. 19
4. La struttura a termine dei tassi d'interesse sull'euromercato	p. 31
5. Conclusioni	p. 40
Riferimenti bibliografici	p. 42

(*) Banca d'Italia, Servizio Studi.

1. Introduzione¹

Fino alla liberalizzazione dei movimenti di capitale e in un quadro di politica monetaria e del cambio che si basava su misure di controllo diretto delle quantità, lo sbarramento dei flussi di lire in uscita verso l'euromercato costituiva uno strumento mirante a impedire che le banche italiane vi finanziassero posizioni speculative contro la lira. Sussistevano pertanto segmentazioni tra i due mercati, sovente riflesse da tassi d'interesse non pienamente allineati. Dal maggio del 1990, col completamento della liberalizzazione valutaria, le banche italiane dispongono di piena autonomia nel prestare lire a non residenti. Si è così rafforzata la tendenza all'ampliamento del mercato dell'euro lira, il cui spessore stava aumentando anche per l'accresciuto volume di lire in circolazione all'estero e, in seguito, per lo sviluppo di strumenti finanziari che consentono la creazione di "lire sintetiche", mediante operazioni di swap su attività denominate in altre valute. Si sono così poste le basi per un miglior collegamento tra il mercato interno e quello dell'euro lira. Dal 1990, le autorità monetarie nazionali possono dunque esercitare il controllo della creazione di liquidità in lire sull'euromercato solo per il tramite di strumenti indiretti, la cui efficacia presuppone che i tassi d'interesse interni influenzino prontamente le condizioni che prevalgono sull'euro lira.

Difficoltà nel collegamento tra il mercato interno e quello dell'euro lira hanno tuttavia caratterizzato anche il

¹ Ringraziamo Giuseppe Parigi e un anonimo referee per gli utili commenti. Le opinioni espresse non coinvolgono l'Istituto di appartenenza.

periodo successivo al completamento della liberalizzazione valutaria. In particolare, l'evidenza di segmentazioni tra i due mercati è suggerita dal persistere di un significativo divario tra i tassi interbancari interni e quelli omologhi sull'eurolira, nonché dalla sensibilità che tale divario mostra al livello dei saggi d'interesse, con un valore crescente in caso di aumento dei tassi e calante in caso di diminuzione.

A partire dall'autunno del 1992 si è peraltro verificata una notevole contrazione dello spread. Da allora, l'entità di quest'ultimo è, per di più, apparsa meno sensibile alle variazioni nel livello dei tassi. La trasmissione degli impulsi tra i due mercati parrebbe dunque migliorata nel periodo successivo. Ciò induce a interrogarsi sui fattori di fondo che avrebbero determinato questi mutamenti nella relazione tra tassi interni e dell'eurolira e, in particolare, sul perché questo legame più stretto si sia manifestato soltanto a partire dall'autunno del 1992 e non già dalla liberalizzazione del maggio del 1990.

Questo lavoro intende approfondire i fattori di fondo che hanno determinato i mutamenti appena descritti, avvalendosi di analisi di tipo sia descrittivo sia quantitativo. In primo luogo (par. 2), si richiama il disallineamento tra il tasso interno e quello dell'eurolira fino alla liberalizzazione valutaria. Si mostra, inoltre, come tale disallineamento non sia scomparso interamente tra il maggio del 1990 e l'autunno del 1992, mentre, nel periodo successivo, il legame tra i due tassi si sarebbe rafforzato. Tra l'altro, ricorrendo a un event study, si evidenzia la

sensibilità del divario tra tassi interni e sull'euro lira nei casi di significative variazioni non accidentali del livello del tasso interbancario interno, sensibilità che si attenua nel periodo successivo all'autunno del 1992. Tra le possibili cause di questi andamenti si è valutato il ruolo giocato da alcuni fattori istituzionali. Fino al 1992 sono state presenti talune distorsioni di natura fiscale che condizionavano il collegamento tra i tassi interbancari interni e quelli sull'euro lira: la ritenuta d'acconto sugli interessi interbancari e la riserva obbligatoria sulla provvista in lire di banche residenti da intermediari all'estero. Ambedue le distorsioni sono state rimosse nel corso del 1992.

Nel paragrafo 2, con riferimento al periodo successivo al completamento della liberalizzazione valutaria, si è pertanto cercato di evidenziare se esistesse una relazione di causalità temporale tra i due tassi e se essa sia mutata in seguito alle cennate modifiche intervenute nel corso del 1992. I risultati mostrano, sulla base di dati giornalieri, che una relazione di causalità dai tassi interni a quelli sull'euro lira si è concretizzata solo dopo l'eliminazione, nel novembre del 1992, dell'obbligo di riserva sulla raccolta in lire da banche non residenti.

Questi risultati vengono poi confrontati con quelli (par. 3) derivanti dall'analisi del potere esplicativo dello spread tra tassi sull'euro lira a tre mesi e a un mese. Per l'Italia, il forte e significativo potere esplicativo di tale spread sull'euro mercato è stato infatti interpretato come evidenza indiretta di uno scarso legame tra tassi interni ed

eurotassi. Nel periodo più recente il potere esplicativo dello spread risulta ridotto; sembrerebbe inoltre emergere un aumento del premio al rischio legato al declassamento del debito italiano.

1. Il divario tra i tassi interni e quelli sull'euro lira

La gestione della politica monetaria, non più incentrata su controlli di tipo diretto, ma su strumenti indiretti, ha enfatizzato l'importanza dell'efficiente regolazione della liquidità del sistema e, in primo luogo, di quella bancaria; in tale contesto, le scelte delle autorità in termini di interventi sul mercato si riflettono sui tassi d'interesse interbancari. Non è dunque un caso che il tasso overnight svolga un ruolo centrale nella trasmissione degli impulsi di politica monetaria, così come si evince dai contributi che analizzano tale problematica².

L'introduzione della piena libertà di movimento dei capitali, che si traduce in una maggiore integrazione internazionale e in accresciute possibilità di arbitraggio, richiede che il controllo monetario influenzi prontamente, oltre ai tassi interni, anche quelli sul mercato dell'euro lira. Diviene perciò rilevante verificare se ciò avvenga; in caso contrario, se ne dovrebbero individuare le ragioni. Si proporrà pertanto una prima analisi descrittiva volta a mostrare come il collegamento tra il mercato interno e quello dell'euro lira sia stato debole sino all'autunno del

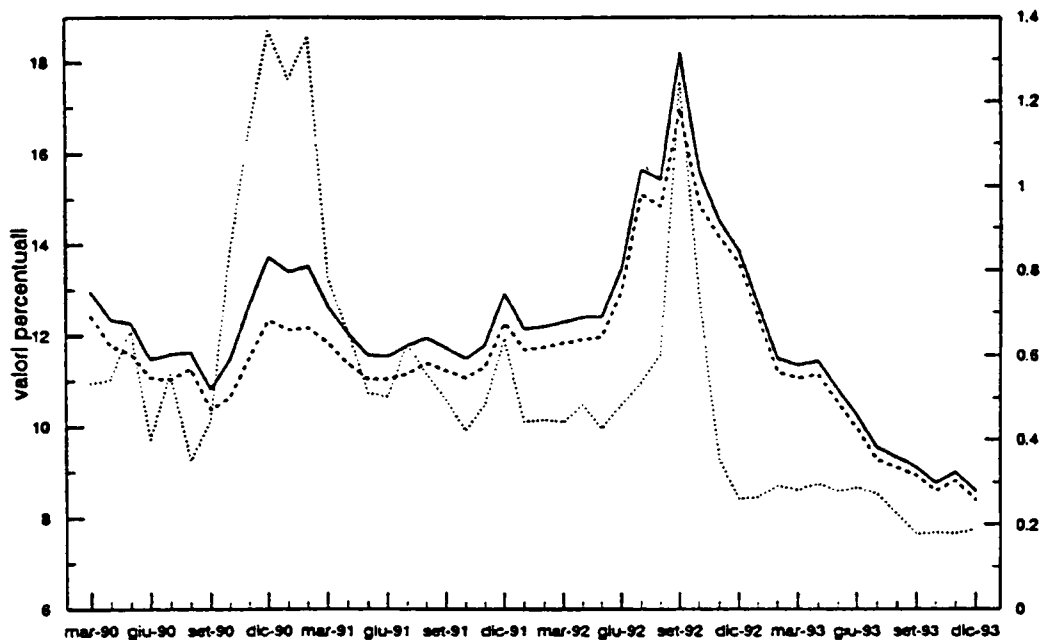
² Cfr. al proposito, ad esempio, Angeloni e Passacantando (1991), Angeloni e Prati (1993), Gaiotti (1992).

1992. In particolare, in presenza di una restrizione delle condizioni di liquidità all'interno, gli operatori nazionali si dovrebbero rivolgere all'eurolira, determinandovi una pressione al rialzo del tasso; il contrario si realizzerebbe nelle fasi espansive all'interno. Nel caso di imperfetta mobilità della liquidità da un mercato all'altro, dovuta a ostacoli all'uscita dei capitali, le fasi di riduzione dei tassi interni non hanno invece modo di dispiegare prontamente i loro effetti sull'euromercato. Viceversa, in caso di ostacoli all'entrata, rialzi dei tassi interni possono trasmettersi solo con difficoltà sull'eurolira.

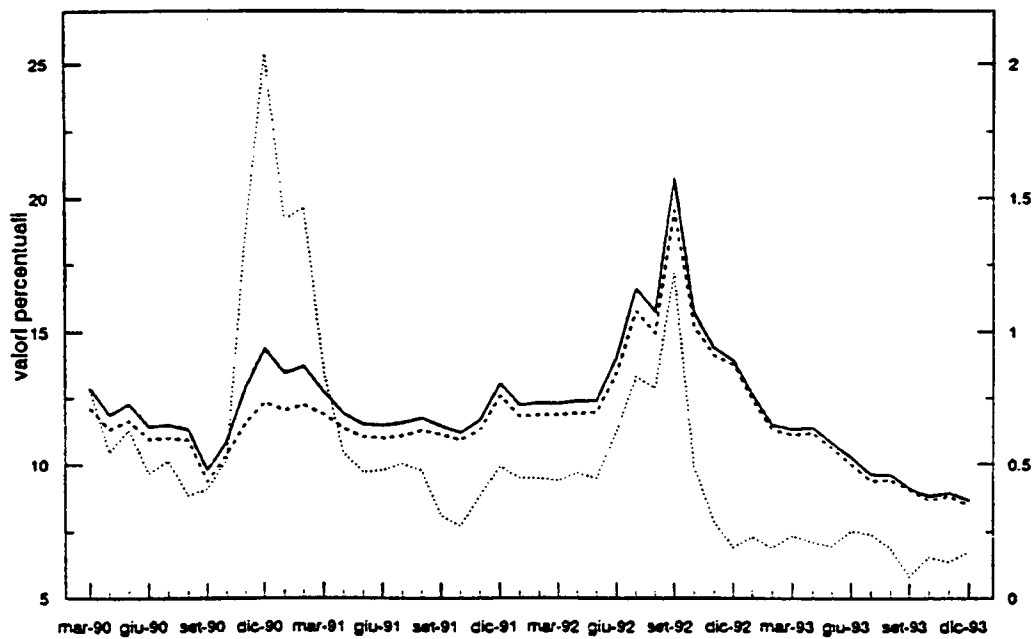
Un confronto significativo tra i tassi interni su depositi interbancari vincolati e quelli omologhi sull'eurolira è possibile solo a partire dal 1990, quando è entrato in funzione il Mercato telematico dei depositi interbancari (MID). Osservando la figura 1, che riporta i valori medi mensili dei tassi interni e dell'eurolira a uno e a tre mesi, nonché i relativi differenziali, si nota come lo spread si sia ridotto visibilmente nel corso del 1992. Tale fenomeno è da mettere in relazione con due importanti modifiche riguardanti l'eliminazione della ritenuta fiscale sugli interessi interbancari e l'abolizione della riserva obbligatoria sulla raccolta interbancaria in lire da non residenti.

La prima, rimossa nel febbraio del 1992, applicandosi solo sulle transazioni interne poteva favorire il ricorso all'eurolira da parte delle banche residenti, modificando le convenienze relative per l'arbitraggio (Ceriani e Ferri, 1991). La seconda, abolita nel novembre del 1992, introduceva

**TASSI D'INTERESSE INTERBANCARI INTERNI E TASSI
SULL'EUROLIRA
depositi a 3 mesi**



depositi a 1 mese



interno	eurolira	interno-eurolira (scala destra)
—	- - -

Il tasso interno è di fonte MID: media ponderata lettera denaro.

Il tasso sull'eurolira è di fonte BRI: tasso denaro.

un onere che ostacolava gli afflussi di lire dall'estero. Entrambe le misure producevano segmentazioni tra il mercato interno e quello dell'euro lira. In particolare, era la riserva obbligatoria che costituiva presumibilmente la distorsione più rilevante nell'influenzare le scelte di convenienza degli operatori tra i due mercati.

L'esistenza di segmentazioni può essere suggerita anche dalla dinamica del divario tra tassi interni e dell'euro lira. Se gli operatori del primo e del secondo mercato non fossero in tempestivo collegamento, questo divario si amplierebbe quando i tassi interni salgono e si restringerebbe quando i tassi interni scendono. Oltre a questo effetto di segmentazione "generica", ci si potrebbe anche aspettare che, a causa della riserva obbligatoria, l'ampiezza del differenziale aumenti nelle fasi di innalzamento dei tassi interni - laddove la riserva rende più oneroso l'afflusso di lire dall'estero - mentre rimanga pressoché immutata nelle fasi di riduzione - laddove non esistono oneri aggiuntivi all'uscita. In questo caso, tali fenomeni di sensibilità dello spread a cospicue variazioni dei tassi interni avrebbero dovuto attenuarsi dopo l'abolizione dell'obbligo di riserva su questa raccolta.

Al fine di verificare, sia pure sulla base di evidenza descrittiva, tale ipotesi, si è fatto ricorso a un event study. In particolare, nel periodo che va dal gennaio del 1991 all'ottobre del 1992, si sono individuati diciotto casi per il tasso a un mese e undici per la scadenza a tre mesi nei quali si è verificato un aumento non accidentale dei

tassi interni superiore a due decimi di punto³. Nello stesso periodo le riduzioni sono otto sia per il tasso a un mese sia per quello a tre mesi⁴. Nel periodo successivo, caratterizzato da tassi discendenti, sono stati individuati cinque casi di aumento superiore a due decimi di punto, sia per il tasso a un mese sia per quello a tre mesi, mentre le riduzioni sono dieci per la scadenza a un mese e cinque per quella a tre mesi.

Nella figura 2, relativamente al primo periodo, viene riportato l'andamento medio dello spread, rispettivamente per la scadenza a uno e a tre mesi, nei due giorni precedenti il rialzo, nel giorno del rialzo e nel giorno successivo⁵. Al

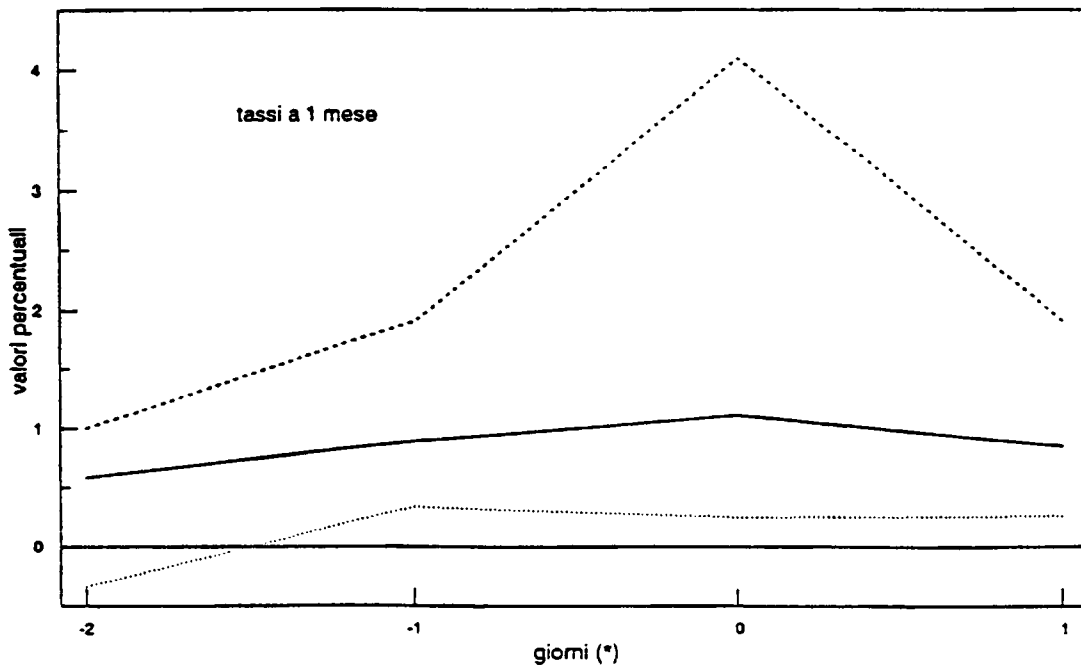
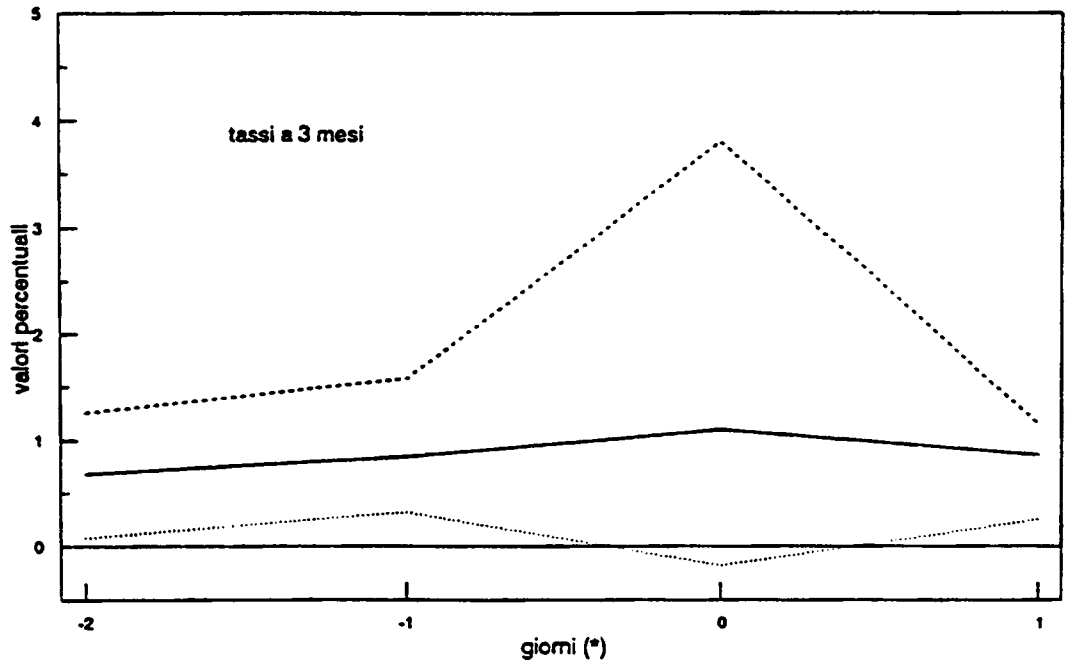
³ Per il tasso a un mese i giorni dell'aumento sono: nel 1991, in gennaio, il 14 e il 30; in novembre, il 19, il 25 e il 28; in dicembre, il 19; nel 1992, in giugno, il 4, il 9 e il 15; in luglio, il 1°, il 6 e il 15; in agosto, il 13 e il 21; in settembre, l'8 e il 21; in ottobre, il 5 e il 27, in novembre, il 19 e il 27; in dicembre, il 15; nel 1993, in marzo, il 30 e, in novembre, il 23. Per la scadenza a tre mesi: nel 1991, in gennaio, l'11; in novembre, il 23; nel 1992, in giugno, il 9; in luglio, il 3, il 15 e il 20; in agosto, l'11 e il 24; in settembre, il 21 e il 25; in ottobre, il 5; in novembre, il 23; in dicembre, il 17; nel 1993, in marzo, il 30. Per entrambe le scadenze sono stati esclusi i rialzi verificatisi al culmine della crisi valutaria del settembre del 1992.

⁴ Per il tasso a un mese i giorni della riduzione sono: nel 1991, in gennaio, il 7; in marzo, il 5, il 12 e il 21; in dicembre, l'11; nel 1992, in gennaio, il 21, in luglio, il 23 e il 31; in novembre, il 12; in dicembre, il 9 e il 21; nel 1993, in gennaio, il 7; in febbraio, il 3 e il 25; in aprile, il 23; in luglio, il 5; in settembre, il 10; in dicembre, il 6. Per la scadenza a tre mesi, nel 1991, in marzo, il 15; in maggio, il 13; nel 1992, in luglio, il 23; in agosto, il 4; in settembre, il 22 e il 28; in ottobre, il 1° e il 9; in novembre il 10 e il 26; in dicembre, il 10 e il 22; nel 1993, in febbraio, il 4.

⁵ Si fa ovviamente riferimento a giorni lavorativi contigui.

Fig. 2

**DIFFERENZIALI TRA TASSI INTERBANCARI INTERNI E
TASSI SULL'EUROLIRA NELLE FASI DI RIALZO
(gennaio 1991-ottobre 1992)**



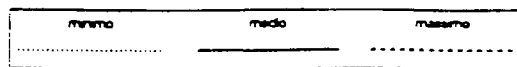
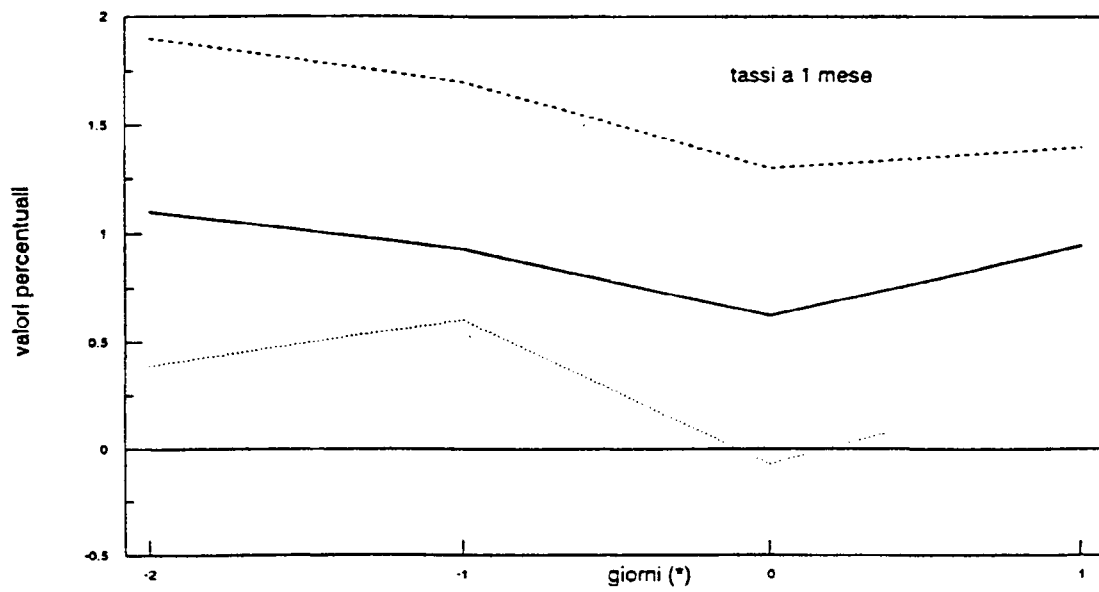
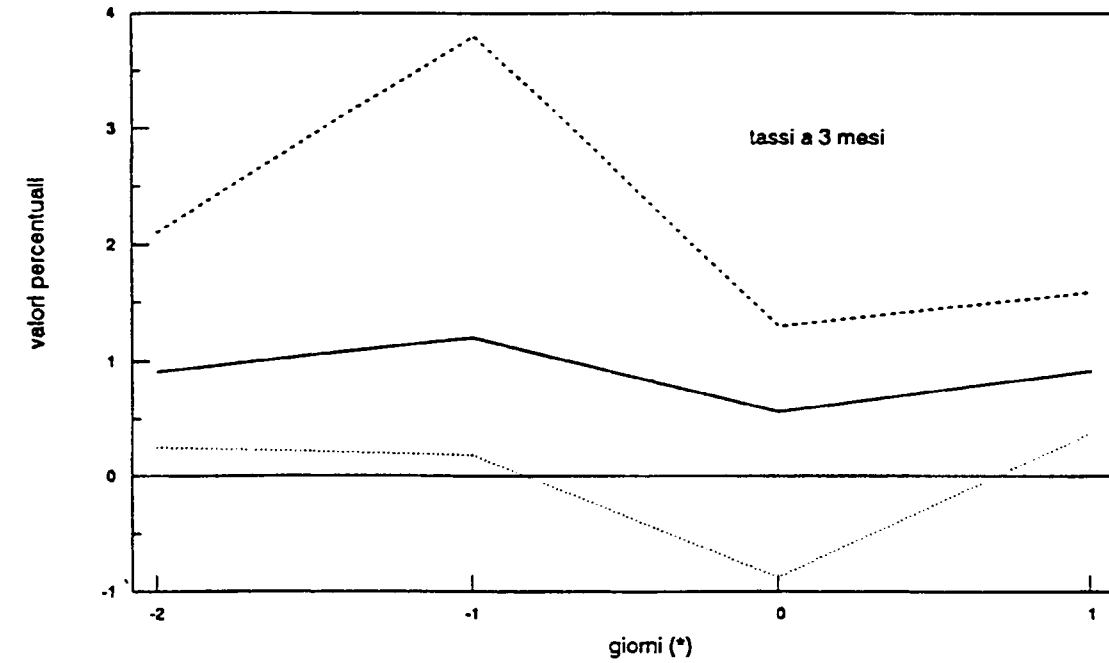
(*) Lo 0 indica il giorno del rialzo.

fine di mostrare che il fenomeno non è determinato esclusivamente dalla presenza di outliers, vengono inoltre riportati i profili della realizzazione minima e massima del differenziale. Mediamente lo spread si è ampliato di oltre la metà nel giorno del rialzo rispetto ai suoi valori precedenti sia per il deposito a un mese sia per quello a tre mesi: rispettivamente da 0,6 a 1,1 e da 0,7 a 1,1 punti. Tale ampliamento, pur attenuandosi, persiste anche nel giorno successivo al rialzo.

Nelle fasi di riduzione individuate (fig. 3) lo spread ha registrato una flessione di entità analoga: da 1,1 a 0,6 punti per entrambe le scadenze. Per il tasso a tre mesi l'effetto appare circoscritto al giorno della variazione del tasso interno. Nel periodo successivo alla rimozione della riserva obbligatoria sulla raccolta interbancaria in lire da non residenti i risultati (figg. 4 e 5) indicano che lo spread registra variazioni, positive e negative, molto più contenute, sia in termini relativi sia assoluti.

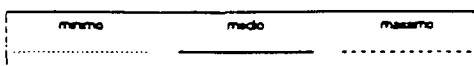
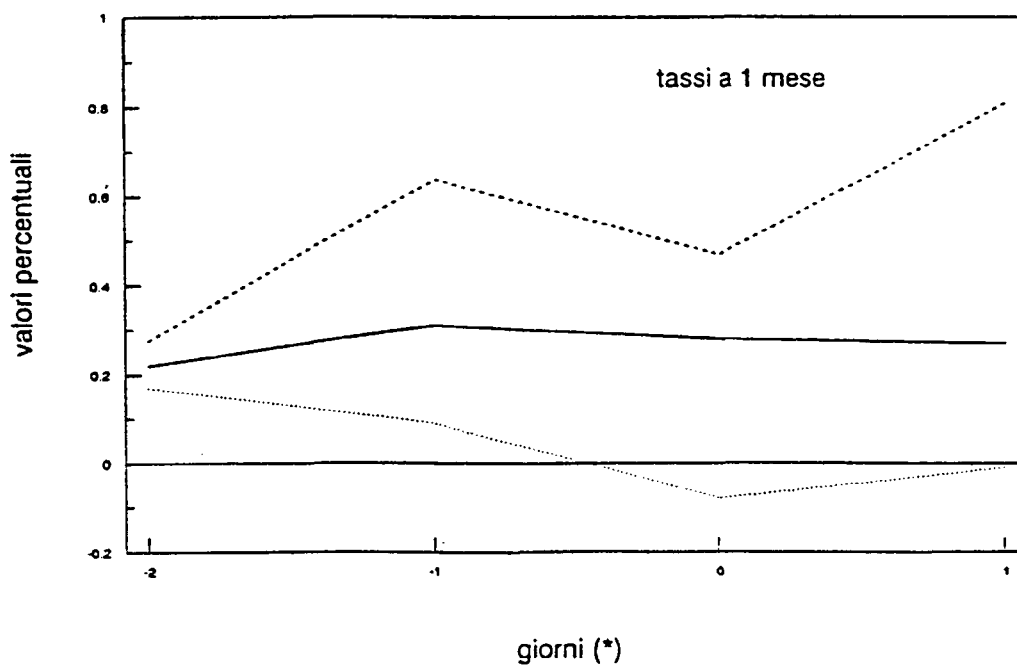
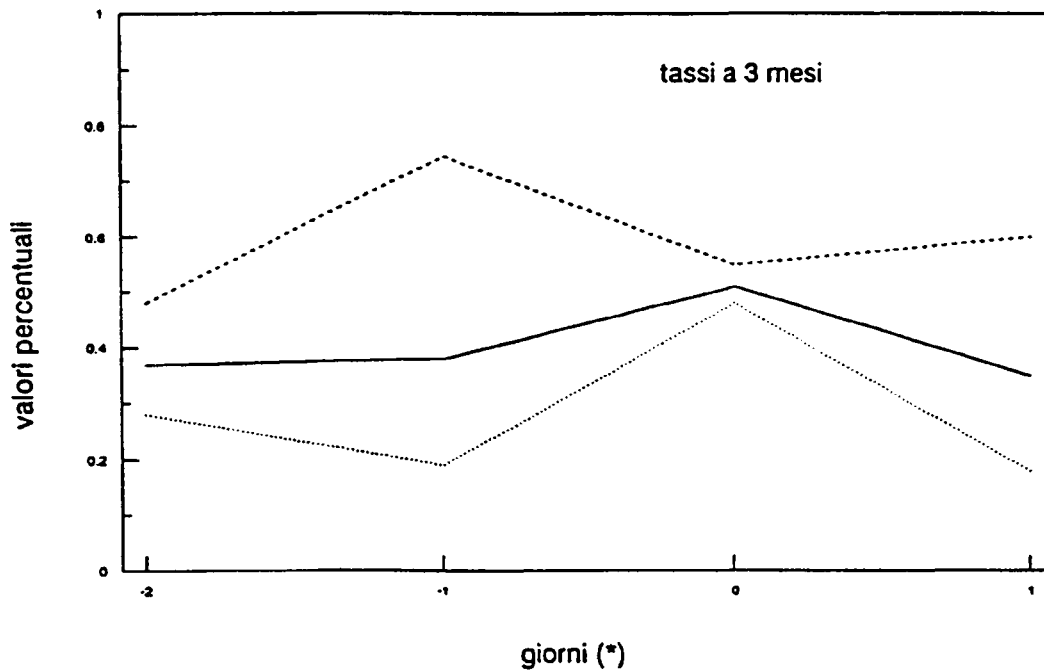
Nel complesso, dunque, i risultati di questo event study, permettono di formulare le seguenti ipotesi: nel secondo periodo la sensibilità del differenziale appare notevolmente ridotta (fig. 6); ciò consente di affermare che gli elementi di segmentazione non siano stati estranei all'esistenza della riserva obbligatoria sulla raccolta interbancaria in lire da non residenti. Inoltre, la variabilità dello spread si riduce in misura notevole nel secondo periodo, corroborando l'ipotesi della maggiore reattività tra i tassi interbancari interni e dell'euro lira.

**DIFFERENZIALI TRA TASSI INTERBANCARI INTERNI E
TASSI SULL'EUROLIRA NELLE FASI DI RIDUZIONE
(gennaio 1991-ottobre 1992)**



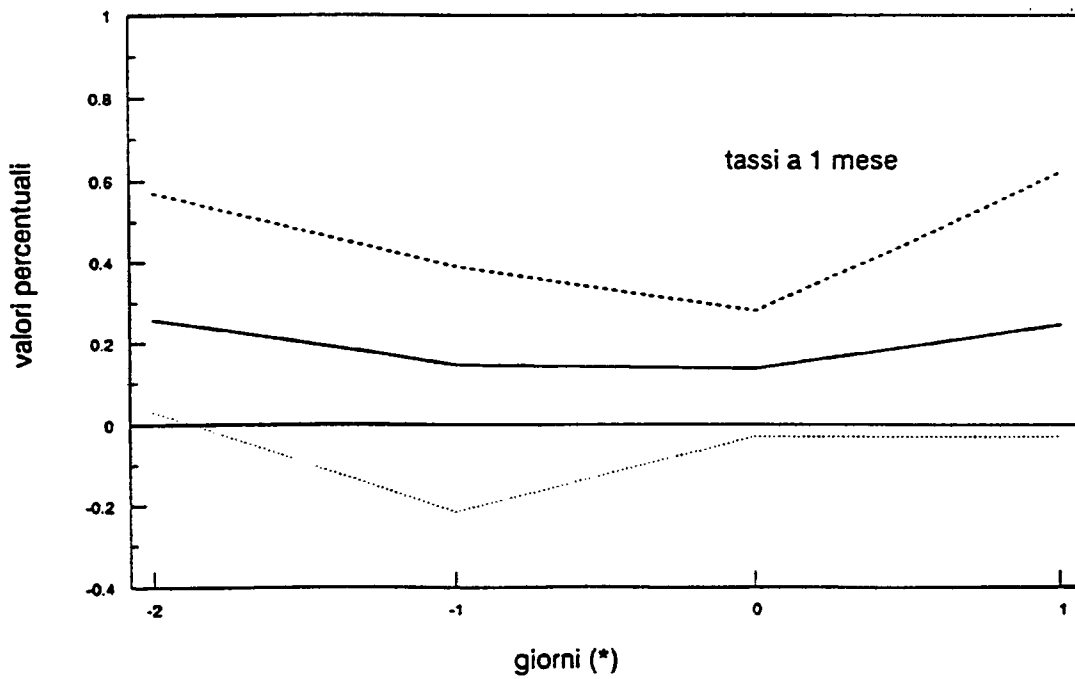
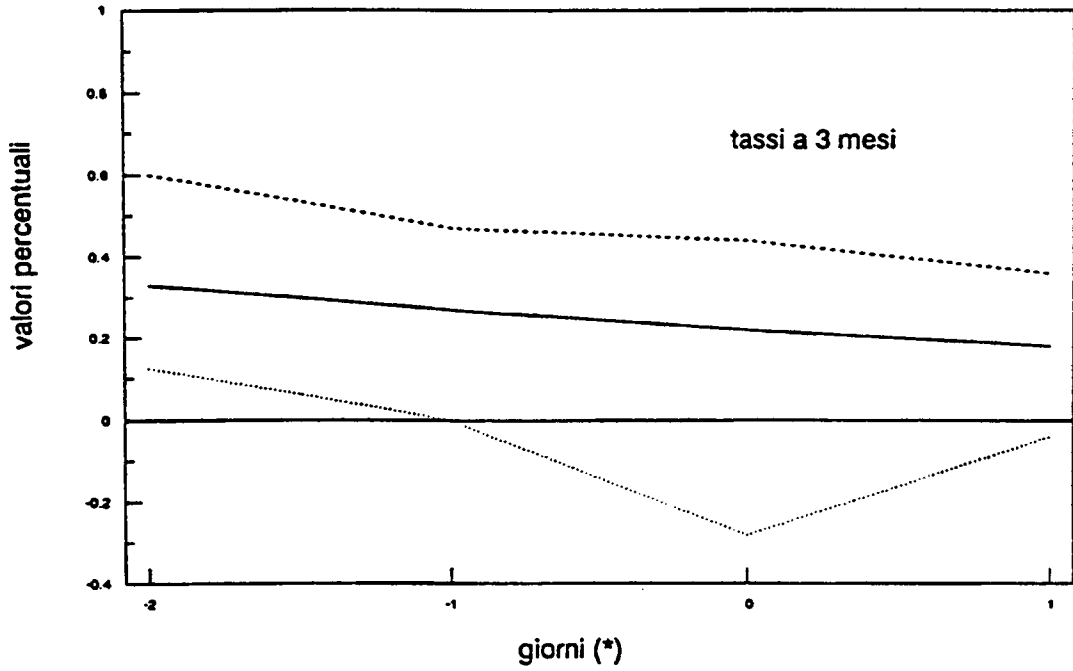
(*) Lo 0 indica il giorno della riduzione.

**DIFFERENZIALI TRA TASSI INTERBANCARI INTERNI E
TASSI SULL'EUROLIRA NELLE FASI DI RIALZO
(novembre 1992-aprile 1994)**



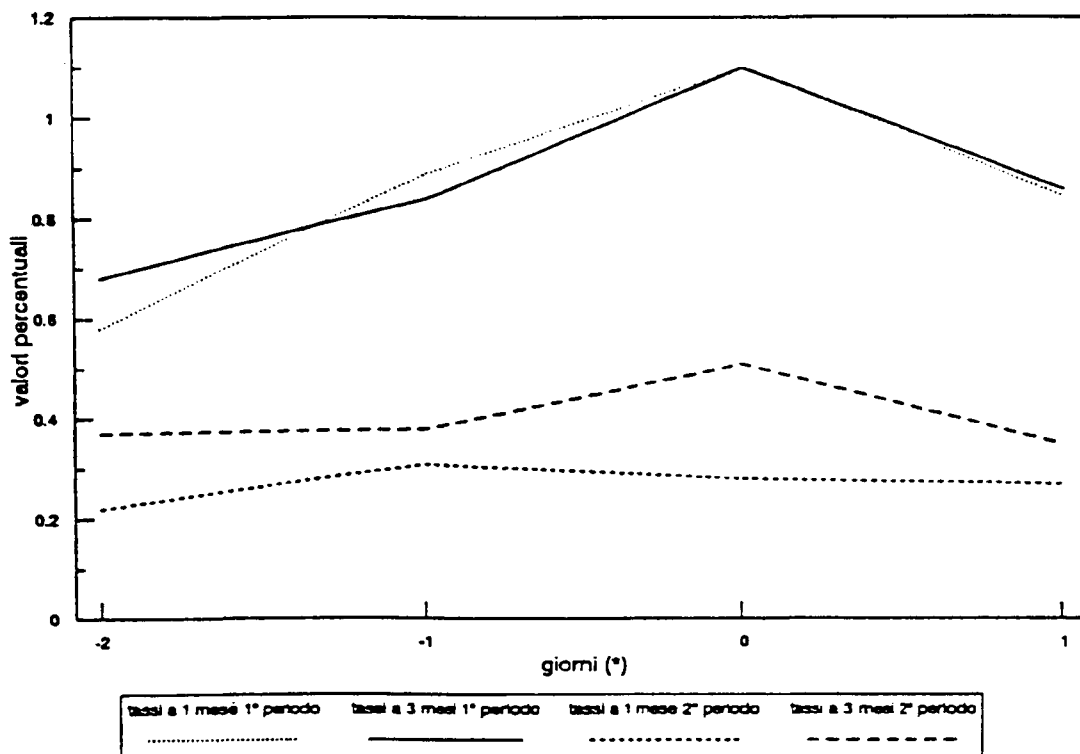
(*) Lo 0 indica il giorno del rialzo.

**DIFFERENZIALI TRA TASSI INTERBANCARI INTERNI E
TASSI SULL'EUROLIRA NELLE FASI DI RIDUZIONE
(novembre 1992-aprile 1994)**



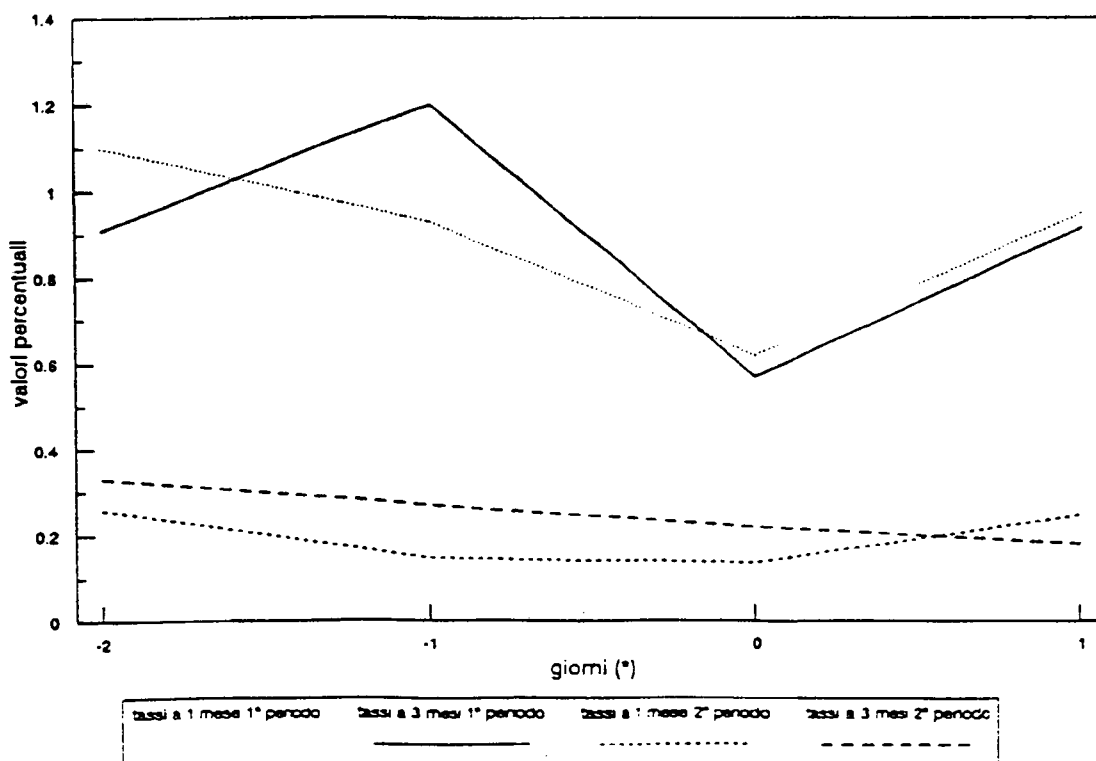
(*) Lo 0 indica il giorno della riduzione.

**DIFFERENZIALI TRA TASSI INTERBANCARI INTERNI E
TASSI SULL'EUROLIRA NELLE FASI DI RIALZO**



(*) Lo 0 si riferisce al giorno del rialzo.

**DIFFERENZIALI TRA TASSI INTERBANCARI INTERNI E
TASSI SULL'EUROLIRA NELLE FASI DI RIDUZIONE**



(*) Lo 0 si riferisce al giorno della riduzione.

2. Il collegamento tra il mercato interbancario interno e quello dell'eurolira

In questo paragrafo verrà affrontato il tema del paragrafo 1 con l'ausilio di tecniche quantitative, che permetteranno di analizzare più in dettaglio le fasi dell'integrazione tra il mercato monetario interno e quello dell'eurolira. Data la differenza nelle dimensioni relative dei due mercati sarà importante analizzare la possibilità di arbitraggio, sia in entrata sia in uscita rispetto al mercato preso come riferimento. Il maggior grado di collegamento tra i due mercati indicherà, per effetto dell'aumento degli arbitraggi, un rafforzamento della capacità della politica monetaria di esplicare i propri effetti anche sul mercato dell'eurolira⁶.

A tal fine si sono utilizzati test di causalità. Il primo è quello di Granger: una variabile è definita determinante dell'altra se, in una regressione dove la variabile ipotizzata effetto è spiegata soltanto dai propri ritardi, l'inserimento dei valori sfasati della variabile ipotizzata causa ne aumenta il potere esplicativo.

⁶ Per l'analisi delle relazioni che legano i tassi interni all'eurolira si è fatto ricorso al concetto di causalità in senso temporale. Alla base delle definizioni di causalità utilizzate in questo lavoro vi sono due principi (Harvey, 1990): il primo è che il futuro non può causare il passato. In secondo luogo, il principio che il concetto di causalità ha un senso soltanto per variabili stocastiche. Harvey nota infatti che: "This notion of causality is a purely statistical one, and it does not correspond to any acceptable definition of cause and effect in the philosophical sense. Instead it refers to the more limited concept of predictability" (p. 304).

In sostanza, nella notazione tradizionale di Granger, sia:

$$ETL_t = a + \sum_i b_i(ETL)_{t-i} \quad (1)$$

l'espressione dove il tasso sull'eurolira è regredito solo sui suoi ritardi, e

$$ETL_t = a + \sum_i b_i(ETL)_{t-i} + \sum_i c_i(ITL)_{t-i} \quad (2)$$

quella dove si ipotizza un potere esplicativo dell'andamento passato del tasso interno. ITL spiega - e quindi causa nella definizione di Granger - l'eurotasso se i suoi ritardi sono significativi. La specificazione opposta, dove è il tasso interno a comparire come variabile dipendente permette di effettuare un test di causalità nell'altra direzione.

Per confrontare la bontà della regressione ristretta con quella della regressione dove compaiono entrambe le variabili si è fatto ricorso al test di Wald, con distribuzione chi-quadrata, sotto l'ipotesi nulla di uguaglianza delle due varianze dei residui. Nel caso in cui non sia possibile accettare l'ipotesi nulla vi sarà evidenza di una relazione di causalità dal tasso interno a quello dell'euromercato, se nella regressione non ristretta sono i ritardi del tasso di mercato monetario interno a comparire tra i regressori.

Il secondo test utilizzato è quello di Sims, modificato con l'inclusione della dipendente ritardata; in

esso la specificazione ristretta è data dalla seguente relazione:

$$ITL_t = a + \sum_i b_i (ITL)_{t-i} + \sum_i c_i (ETL)_{t-i} \quad (3)$$

mentre quella non ristretta è:

$$ITL_t = a + \sum_i b_i (ITL)_{t-i} + \sum_i c_i (ETL)_{t-i} + \sum_j d_j (ETL)_{t+j} \quad (4)$$

Nella specificazione alla Sims, il tasso interno causa quello sull'euromercato se, aggiungendo i tassi futuri dell'euromercato, risulta incrementato il potere esplicativo dell'equazione; in tal caso vi sarà una relazione causale nel senso di Sims che va dal tasso interno all'eurolira.

Per l'analisi sono state usate osservazioni giornaliere, in modo da poter meglio specificare la struttura dei ritardi; un preventivo test di Chow sulla stabilità della specificazione più generale definita alla Granger è stato però condotto su dati mensili per l'intero arco temporale che verrà poi analizzato tramite dati giornalieri. Pur non risultando significativo il contributo del tasso interno alla determinazione di quello dell'euromercato (tav. 1), il test di Chow, indica un punto di rottura nel novembre del 1992.

Il mutamento delle relazioni tra tassi è confermato anche dall'analisi sui dati giornalieri effettuata per i depositi a uno e a tre mesi (tav. 2). Per entrambe le specificazioni vengono presentati tre diversi profili per il numero di variabili ritardate che sono state usate: le regressioni sono state infatti condotte con due, sei e undici

**TEST DI GRANGER SU DATI MENSILI PER I TASSI A 1 MESE E A 3 MESI
INTEGRATO DAL TEST DI CHOW**

Tav. 1

<p>1. Tasso euro = $c + b \sum_{i=1}^n I$ (tasso euro) - i</p> <p>2. Tasso euro = $c + b \sum_{i=1}^n I$ (tasso euro) - i + $c \sum_{j=1}^m I$ (tasso interno) - j</p>	
febbraio 1991-febbraio 1993 (2 lags)	
Causalità da tassi interni a tassi euro	Causalità da tassi euro a tassi interni
1 mese	1 mese
3 mesi	3 mesi
2,254	2,031
1,046	1,400
TEST DI CHOW SUL BREAK STRUTTURALE	
per l'equazione 2 sul 1992 II:	
1 mese	Valore di F
3 mesi	F-Prob %
4,345	1,086
3,177	3,570

	Granger		Sims ritardato	
	2(5)	6(13)	11(23)	2(7)
febbraio 1991-febbraio 1992				
Causalità da tassi interni a tassi euro 1 mese	46,2 X	67,4 X	78,3 X	110,4 X
3 mesi	22,3	47,9 X	52,9 X	69,2 X
Causalità da tassi euro a tassi interni 1 mese	3,1	19,7	21,3	39,3 X
3 mesi	10,7 XXX	13,5	23,9	48,4 X
marzo 1992-novembre 1992				
Causalità da tassi interni a tassi euro 1 mese	242,2 X	356,9 X	475,4 X	396,4 X
3 mesi	4,9	29,9 X	28,4	74,9 X
Causalità da tassi euro a tassi interni 1 mese	113,4 X	40,0 X	49,4 X	31,6 X
3 mesi	33,5 X	46,0 X	55,8 X	62,5 X
dicembre 1992-maggio 1993				
Causalità da tassi interni a tassi euro 1 mese	26,1 X	45,4 X	46,4 X	45,9 X
3 mesi	39,7 X	41,5 X	58,9 X	49,9 X
Causalità da tassi euro a tassi interni 1 mese	0,1	2,2	5,0	14,2 XX
3 mesi	0,8	3,4	9,9	8,8

Livello di significatività:

X=1% XX=5% XXX=10%

ritardi⁷. L'analisi è stata condotta su tre diversi sottoperiodi. Nel primo (febbraio 1991-febbraio 1992) si registrava un aumento delle transazioni sul mercato interbancario interno, soprattutto nel segmento fino a un mese; ciò rendeva più significativi i tassi a cui venivano regolate le transazioni. Al contempo, l'effetto della liberalizzazione dei movimenti di capitale si andava consolidando. Nel secondo (febbraio 1992-novembre 1992) veniva eliminata, a partire da febbraio, la ritenuta d'acconto sui depositi interbancari interni, che, come ricordato, contribuiva ad alterare le relazioni tra i due mercati. Infine, nel terzo periodo (da dicembre 1992) è già azzerata la riserva sulla raccolta intercreditizia in lire da non residenti.

I risultati empirici mostrano, fino al novembre del 1992, l'assenza di un nesso causale che vada in una sola direzione, essendo presenti effetti feedback dell'una variabile sull'altra, con l'unica eccezione del tasso interno a un mese che pare causare quello sull'eurolira nel primo

⁷ A priori la vera struttura dei ritardi non è nota, ma per l'analisi empirica è stato dimostrato (Geweke e altri, 1989) che, nel caso del test di Sims, i risultati non sembrano essere particolarmente sensibili alla scelta del numero di ritardi. In generale, resta comunque vero che, qualora venga impiegato un numero troppo esiguo di ritardi, vi sarà evidenza di correlazione seriale nel modello più generale; nell'altra circostanza, un numero troppo elevato di variabili sfasate diminuisce l'efficienza degli stimatori, rendendo difficoltoso distinguere tra i risultati della regressione ristretta e di quella più generale; per tale motivo la preferenza verrà data al profilo a sei ritardi, in quanto quest'ultimo è in grado di eliminare la correlazione seriale; risultati analoghi vengono ottenuti anche da Kaen e Hachey (1983).

periodo, anche se solo sulla base del test di Granger. Nel terzo periodo, invece, entrambi i test indicano un legame causale dal tasso interno all'eurotasso, per i tassi sui depositi a tre mesi; per quello a un mese l'evidenza del test di Granger è anch'essa univoca in favore della causalità dai tassi interni agli eurotassi, mentre il test di Sims la conferma pienamente solo per la struttura a sei ritardi⁸.

Gli effetti della liberalizzazione dei movimenti di capitale avrebbero dunque agito pienamente sulle possibilità di arbitraggio tra i due mercati solo dopo l'eliminazione delle restanti asimmetrie regolamentari descritte. L'evidenza fornita dai test di causalità sui livelli potrebbero tuttavia essere inficiati ove i residui delle regressioni non fossero stazionari. Il nuovo approccio all'analisi delle serie temporali ha evidenziato come, nel caso in cui le serie non siano stazionarie, la presenza di elevati livelli di significatività dei coefficienti e di R^2 elevati possa essere indice non di una relazione di equilibrio deterministico delle serie osservate ma di legami spuri dovuti alla caratteristica di non stazionarietà (Granger e Newbold, 1974). Sargan e Bhargava (1983) hanno inoltre mostrato che, se l'analisi basata sulle regressioni statiche⁹ produce residui stazionari, allora esiste un vettore di cointegrazione, che dà conto dell'equilibrio di lungo periodo tra i due regressori. Inoltre, se questo è il caso, viene

⁸ Questa struttura è peraltro quella che, come già accennato, meglio risolve il trade-off tra efficienza degli stimatori e eliminazione della variabilità non spiegata.

⁹ Cioè una regressione del tipo $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t$.

ammessa per il teorema di rappresentazione di Granger una specificazione del tipo a correzione dell'errore (ECM). L'ECM non risolve soltanto il problema della non stazionarietà delle serie: a questo si potrebbe ovviare con una specificazione sulle differenze prime che sono stazionarie. Questa strada è stata tentata (tav. 3): i risultati che emergono indicano un legame causale univoco dall'interno all'euromercato - nell'ultimo periodo - soltanto per il test di Granger.

Il problema della specificazione solo sui livelli, corretta perché i residui sono stazionari, o di quella sulla differenze prime, che è chiaramente stazionaria, non è dunque solo di ordine inferenziale, ma riguarda la presenza, non colta in nessuna di queste specificazioni, di un legame di equilibrio di lungo periodo tra le due serie, rappresentato dal termine di correzione dell'errore ($y_{t-1}-x_{t-1}$). Questa evidenza è rilevante anche per l'analisi di causalità; come mostrato da Lin e Swanson (1993) (LS), si procederà come segue:

1. si effettuerà un'analisi delle proprietà di stazionarietà delle serie dei tassi interni e dell'euro lira;
2. nel caso in cui le serie non siano stazionarie nei livelli, verranno stimate regressioni statiche; se i residui di queste regressioni sono stazionari, potrà essere utilizzata una rappresentazione a correzione dell'errore del tipo:

$$\Delta x_t = \beta_0 + \beta_1(x_{t-1} - y_{t-1}) + \sum_{i=1}^n \beta_2 \Delta x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_3 \Delta y_{t-j} + e_t \quad (5)$$

	Granger			Sims ritardato		
	2(5)	6(13)	11(23)	2(7)	6(19)	11(34)
febbraio 1991-febbraio 1992						
Causalità da tassi interni a tassi euro 1 mese	22,0 X	35,0 X	59,7 X	4,4	6,8	31,6
3 mesi	6,7	11,8	18,0	1,7	12,3	18,4
Causalità da tassi euro a tassi interni 1 mese	0,2	7,0	10,1	0,9	13,6	24,0
3 mesi	1,7	4,1	16,4	0,4	5,6	31,5
marzo 1992-novembre 1992						
Causalità da tassi interni a tassi euro 1 mese	195,0 X	267,7 X	524,1 X	175,9 X	332,9 X	441,3 X
3 mesi	5,1	21,6 XX	21,9	0,3	13,8	57,1 X
Causalità da tassi euro a tassi interni 1 mese	14,0 XX	44,9 X	64,4 X	4,9	23,8	23,9
3 mesi	19,7 X	29,7 X	33,0 XXX	1,2	18,0	17,9
dicembre 1992-maggio 1993						
Causalità da tassi interni a tassi euro 1 mese	22,3 X	23,1 XX	36,5 XX	2,4	15,2	19,8
3 mesi	38,9 X	60,2 X	78,8 X	10,8	39,7 X	54,7 XX
Causalità da tassi euro a tassi interni 1 mese	3,3	4,9	9,5	3,5	5,9	17,0
3 mesi	2,6	4,3	10,3	0,1	7,3	25,5

Livello di significatività:

X=1% XX=5% XXX=10%

ANALISI DI STAZIONARIETÀ E DI COINTEGRAZIONE

	t	DF	ADF	R1	R2	CRDW	ADF (1)
dt1ma	205	-1,4 x	-1,2 x	0,031	0,031	0,849 ⁻	-6,0 ⁻
dt1mb	179	-4,0 x	-1,5 x	0,209	0,276	2,100 ⁻	-7,4 ⁻
dt1mc	196	-2,4 x	-2,1 x	0,014	0,116	1,800 ⁻	-6,9 ⁻
eur1ma	205	-2,1 x	-1,1 x	0,126	0,118	0,808 ⁻	-4,5 ⁻
eur1mb	179	-2,6 x	-2,1 x	0,089	0,131	2,100 ⁻	-6,4 ⁻
eur1mc	196	-3,8 x	-2,0 x	0,034	0,266	1,800 ⁻	-8,0 ⁻
dt3ma	205	-3,1 x	-3,2 x	0,075	0,050	0,884 ⁻	-6,5 ⁻
dt3mb	179	-3,4 x	-1,5 x	0,130	0,190	1,700 ⁻	-5,6 ⁻
dt3mc	196	-2,0 x	-1,7 x	0,100	0,093	1,800 ⁻	-6,6 ⁻
eur3ma	205	-3,4 x	-2,9 x	0,152	0,130	0,890 ⁻	-4,3 ⁻
eur3mb	179	-1,8 x	-1,5 x	0,053	0,081	1,700 ⁻	-5,4 ⁻
eur3mc	196	-3,1 x	-2,1 x	0,020	0,190	1,800 ⁻	-8,7 ⁻

Legenda:

dt1m : tasso interbancario interno a 1 mese

dt3m : tasso interbancario interno a 3 mesi

eur1m: tasso interbancario eurolira a 1 mese

eur3m: tasso interbancario eurolira a 3 mesi

I suffissi a, b e c indicano i periodi:

a: febbraio 1991-febbraio 1992

b: marzo 1992-novembre 1992

c: dicembre 1992-dicembre 1993

(1) Sui residui della regressione statica.

x = la serie è non stazionaria all'1%.

- = esiste un vettore di cointegrazione data la significatività del CRDW secondo i valori tabulati da Sargan e Bhargava.

3. se questa specificazione, che contiene la variabile ritenuta causa (β_3) e il termine di correzione dell'errore, risulta dotata di maggior potere esplicativo rispetto alla specificazione alternativa:

$$\Delta x_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_2 \Delta x_{t-i} + e_t \quad (6),$$

si potrà concludere che la variabile y causa la x .

La maggiore generalità della specificazione della (5) rispetto a quella tradizionale alla Granger permette di individuare anche nel termine di correzione dell'errore una delle determinanti del processo di causazione. Infatti, come notano LS, si accetterà la causalità anche in presenza dei coefficienti di β_3 non significativi se risulta significativo il parametro relativo al termine di correzione dell'errore, che indica un movimento comune delle serie e individua nel regressore supposto causa una sorta di variabile di spinta per la determinazione dell'andamento di quella ritenuta effetto.

L'evidenza prodotta dal test di Dickey-Fuller aumentato per tenere conto dei ritardi (ADF) e dai test R1 e R2 di Sargan e Bhargava sui tre campioni temporali già utilizzati nell'analisi di causalità tradizionale indicano (tav. 4) la non stazionarietà di tutte le serie; l'unica eccezione sembra essere il tasso a tre mesi interno nel primo periodo¹⁰. I risultati delle regressioni statiche (CRDW)

¹⁰ Infatti, nonostante la significatività del test ADF, per questo tasso si evidenzia una presenza di trend significativo; in questo caso si deve fare riferimento

mostrano inoltre che esiste un vettore di cointegrazione tra le serie; ne è conferma il fatto che l'ADF sui residui delle regressioni statiche indica che essi sono tutti stazionari; quindi si può concludere per l'esistenza di una relazione di equilibrio di lungo periodo tra i due tassi.

Lo studio delle relazioni di causalità con il modello (5) pone due problemi (Lin e Swanson, 1993): il primo riguarda la presenza del termine contemporaneo relativo al regressore y_t . Come già notato, la definizione di causalità alla Granger è un concetto di precedenza temporale più che di causalità in senso stretto. L'introduzione del termine contemporaneo si giustifica soltanto quando siano presenti sfasature nella stessa giornata operativa dovute al diverso orario di chiusura dei due mercati. In questa analisi si escluderà quindi l'introduzione del termine contemporaneo per il regressore, in quanto il mercato interno e quello dell'euro lira non sembrano presentare questa caratteristica¹¹. Il secondo problema riguarda la scelta del numero dei ritardi per i regressori espressi in differenze prime. A questo proposito le vie da seguire possono essere due: la prima, seguita da LS, è l'applicazione del criterio

non ai valori critici dell'ADF, ma alle tavole della t di Student tradizionale: ciò porterebbe a escludere la non stazionarietà di questa serie, almeno nell'impostazione dell'ADF. Per una trattazione esauriente sui problemi della cointegrazione e dei passi da compiere nell'effettuare e nell'interpretare i test di stazionarietà si rimanda a Bodo, Parigi e Urga (1990).

¹¹ Come notato da LS, "If the paired markets closed at the same time a significant coefficient for the contemporaneous term would not imply any direction of causality but instead a contemporaneous relationship" (p. 618).

di Akaike, che determina il numero dei ritardi in base alla minimizzazione dell'errore di previsione. L'altro criterio, seguito in questa analisi, è in linea con la specificazione dei modelli alla Hendry: nella ricerca della migliore specificazione, il criterio dal generale al particolare suggerisce di partire con la specificazione di ritardi più ampia, escludendo di volta in volta quelli che non risultano significativi.

I risultati dell'analisi di causalità condotta con la specificazione a correzione dell'errore sembrano rafforzare le conclusioni raggiunte con l'analisi tradizionale già presentata. Infatti, anche in questo caso (tav. 5) emergono gli stessi risultati, in base al test di Wald che confronta il modello ristretto con quello più generale. Nei primi due periodi l'evidenza empirica porta a concludere in favore di una relazione di feedback tra i due mercati tale da non identificare legami di causalità. Nell'ultimo periodo, invece, la direzione di causalità va dal mercato interno a quello dell'euro lira per entrambe le scadenze esaminate, eliminando anche l'ambiguità dei risultati per la scadenza a un mese che emergevano dall'analisi precedente.

3. La struttura a termine dei tassi d'interesse sull'euro-mercato

L'analisi sulla struttura a termine dei tassi può essere condotta sotto l'ipotesi di aspettative razionali. In tal caso, si assume che gli operatori sfruttino tutte le informazioni disponibili: non sono possibili arbitraggi tra

STIMA DEL MODELLO A CORREZIONE DELL'ERRORE

1) Modello ECM: $\Delta x_t = a + b[x_{t-1} - dy_{t-1}] + \sum c_i \Delta x_{t-i} + \sum f_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$

2) Modello ristretto: $\Delta x_t = a + \sum c_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$

x	y	b	Σc	Σf	test di Wald (*) modello 1 contro il modello 2
eur3ma	dt3ma	-0,152 (-2,0)	-0,650 (-3,3)	0,629 (2,9)	25,7 x
eur3mb	dt3mb	0,008 (0,1)	-0,550 (-3,2)	0,148 (2,3)	8,4 [7]
eur3mc	dt3mc	-0,700 (-4,2)	0,580 (1,6)	-0,550 (-1,8)	136,9 x
eur1ma	dt1ma	-0,144 (-2,2)	-0,660 (-3,3)	1,000 (4,5)	36,7 x
eur1mb	dt1mb	-0,084 (-1,1)	-0,330 (-1,9)	0,790 (4,9)	306,1 x
eur1mc	dt1mc	-0,925 (-5,3)	-0,192 (-0,6)	0,157 (0,4)	133,7 x
dt3ma	eur3ma	-0,200 (-3,3)	0,090 (0,6)	-0,163 (-1,0)	20,7 x
dt3mb	eur3mb	-0,327 (-2,4)	-0,530 (-1,5)	0,294 (0,8)	19,7 x
dt3mc	eur3mc	-0,329 (-2,2)	0,780 (2,6)	-0,690 (-2,6)	8,1
dt1ma	eur1ma	-0,108 (-2,8)	0,136 (1,8)	-0,090 (-1,8)	9,1 [4]^-
dt1mb	eur1mb	-0,866 (-4,9)	0,647 (1,8)	-0,645 (-1,8)	33,3 x
dt1mc	eur1mc	0,043 (0,4)	0,248 (2,1)	-0,220 (1,9)	9,1 [5]

In parentesi sono riportati i valori della t di Student.

(*) I gradi di libertà per il test di Wald sono otto (tre ritardi per i termini in differenze prime, la costante e il termine ECM). Quando la struttura dei ritardi è diversa, i gradi di libertà sono evidenziati in parentesi quadra.

x = significativo all'1%.

xx = significativo al 5%.

- = significativo al 10%.

tassi (no arbitrage condition)¹². Ne consegue che il differenziale tra tassi a lungo e a breve termine è un buon previsore dei tassi a breve termine che si formeranno nel futuro. Il potere previsivo dello spread dipende però dalle caratteristiche istituzionali che influenzano l'andamento dei tassi a breve termine. Se le autorità monetarie seguono una politica di pegging dei tassi a breve termine, il potere previsivo degli spreads verrà ridimensionato.

Per tener conto dei breaks dovuti al mutamento nella funzione di comportamento delle autorità monetarie, Mankiw e Miron (1986) hanno analizzato questa relazione distinguendo i periodi in cui le autorità avevano seguito politiche di stabilizzazione dei tassi a breve termine dagli altri e hanno fornito evidenza a supporto dell'ipotesi di aspettative razionali per quei periodi in cui le autorità americane non seguivano politiche di stabilizzazione dei tassi a breve.

Più di recente Kugler (1990) e Kugler e Borutta (1993) (KB) hanno studiato tale relazione per i tassi dell'euromercato per diversi paesi. La loro analisi parte dall'ipotesi che il tasso di mercato di più lungo periodo influenzi le previsioni e, dunque, le realizzazioni dei tassi

¹² Campbell e Shiller (1989), analizzando le relazioni tra tassi a lungo e a breve termine, come verifica dell'ipotesi di aspettative razionali, trovano la seguente "regolarità": "when the yield spread between the longer term interest rate and the shorter term interest rate is relatively high, the yield on the longer term bond tends to fall over the life of the shorter term bond. This runs counter to the expectations theory. At the same time, shorter term rates tend to rise over the life of the longer term bond, in accordance with the expectations theory. In a nutshell, when the spread is high the long rate tends to fall and the short term tends to rise" (p. 496).

su eurodepositi con scadenze più ravvicinate. Il modello di formazione delle aspettative razionali viene invalidato in due casi:

1. nel caso in cui le autorità monetarie interne optino per una politica di controllo dei livelli dei tassi d'interesse interni (l'ipotesi di Mankiw e Miron estesa per tener conto del legame tra mercati interni ed euromercati); in questo caso, se non esistono barriere ai movimenti di capitale o altri impedimenti di carattere fiscale, l'azione di pegging sui tassi interni avrà un effetto anche su quelli vigenti sull'euromercato inficiando la relazione tra tassi a più lunga e a più breve scadenza sullo stesso mercato;
2. nel caso in cui l'ipotesi di aspettative razionali non tenga conto dell'esistenza di un premio al rischio di natura variabile. In questo caso, vi sarà una parte dell'errore di regressione non attribuibile a componenti casuali ma legata all'esistenza di premi al rischio variabili tra diversi paesi; se questo è il caso, la relazione descritta dall'ipotesi di aspettative razionali non sarà più legata alla curva dei rendimenti ma dipenderà anche dal diverso premio al rischio per le diverse tipologie di deposito.

KB partendo dall'equazione che descrive la struttura temporale dei tassi d'interesse, stimano un'equazione del tipo:

$$(\Delta r_{t+2} + 2\Delta r_{t+1}) = \beta_0 + \beta_1 (R_t - r_t) + \phi_{t+2} \quad (8)$$

TEST DEL POTERE PREVISIVO DELLO SPREAD FRA TASSI A TRE MESI E UN MESE PER LE VARIAZIONI FUTURE DEI TASSI DI INTERESSE A UN MESE

minimi quadrati-procedura di White

Specificazione: $(\Delta r_{t+2} + 2\Delta r_{t+1}) = \alpha_0 + \alpha_1 (R_t - r_t) + \mu_{t+2}$

periodo	α_0	α_1	dummy crisi	R ²	Errore standard
1982,10 1989,6(*)	-1,03 (-6,4)	2,68 (3,2)	--	0,23	3,28
1988,1 1993,6(˘)	-0,24 (-0,94)	2,48 (3,1)	--	0,27	1,79
1988,1 1993,6	0,15 (0,52)	1,75 (2,1)	-2,20 (-4,1)	0,39	1,60

Statistiche t in parentesi.

(*) Stime riportate in Kugler e Borutta (1993).

(˘) Test di Chow sul break a settembre 1992: 31,3 (2 gradi di libertà).

dove, se lo spread tra tassi a tre mesi (R) e tassi a un mese (r) influenza le realizzazioni future del tasso a un mese, si avrà β_0 pari a $-3\tau_t$, dove τ_t è il premio al rischio, e β_1 pari a 3. È inoltre possibile dimostrare che, nel caso in cui le autorità monetarie perseguano una politica di stabilizzazione dei tassi a breve, si avrà:

$$\Delta r_{t+2} = \Delta r_{t+1} = 0$$

e quindi il coefficiente di β_1 sarà pari a zero, in quanto il valore dello spread sarà sempre pari a quello della costante¹³. L'equazione proposta è stata da noi ristimata per l'Italia, per il periodo che va dal 1988 al giugno del 1993 (tav. 6). I risultati mostrano che:

1. il valore del coefficiente per lo spread diminuisce e la costante non risulta più significativa;
2. l'equazione ha un break da settembre 1992; l'aggiunta nella regressione di una costante con valore unitario dal settembre del 1992 - che intende cogliere gli effetti della svalutazione della lira e del declassamento del debito italiano operato dalle agenzie di rating - evidenzia la presenza di un premio al rischio

¹³ La (8) può essere stimata tramite minimi quadrati, in quanto, come detto, il termine d'errore non è correlato con i regressori. Bisogna però tener conto della presenza di eteroschedasticità dovuta alla struttura MA dell'innovazione. Il coefficiente β_0 fornirà una stima del premio al rischio ed è questa l'argomentazione per spiegare la coesistenza, in alcuni paesi, di una bassa performance esplicativa della regressione quando questa si unisce alla bassa correlazione tra tassi d'interesse interni ed eurotassi.

significativo, che riduce il valore del coefficiente dello spread a 1,75, valore molto distante da quello pari a 3 ipotizzato nella (8);

3. anche il precedente down-grading del luglio del 1991 sembra aver avuto effetti assimilabili a quelli descritti sopra.

Alla luce dei risultati presentati nel paragrafo 2, si possono tentare alcune ipotesi interpretative:

1. il legame tra tassi di mercato monetario interno e quelli sull'euro lira è aumentato solo in seguito all'abolizione della riserva sulla raccolta in lire da banche non residenti; l'analisi su dati mensili qui presentata non può quindi cogliere modificazioni avvenute solo di recente, ma evidenzia comunque una riduzione del coefficiente relativo allo spread per l'analisi condotta su dati più recenti;
2. il break strutturale dal settembre del 1992 indica possibili mutamenti nella funzione di reazione delle autorità monetarie nell'ultimo periodo di maggiore variabilità dei tassi a breve;
3. il potere esplicativo della dummy, che coglie l'aumento del premio al rischio, si accompagna a una riduzione del coefficiente per lo spread, testimoniando l'importanza

**ANALISI DI COINTEGRAZIONE FRA TASSO SULL'EUROLIRA A 1 E A 3 MESI
(1982,1 1993,8)**

	CRDW	ADF
1 MESE	1,781	-4,580
3 MESI	1,675	-3,957

**POTERE ESPLICATIVO DELLO SPREAD FRA TASSI SULL'EUROLIRA
A 3 E A 1 MESE - MODELLO A CORREZIONE DELL'ERRORE**

Specificazione:

$$\Delta\text{EUR1M}_t = a + b[\text{EUR3M}_{t-1} - \text{EUR1M}_{t-1}] + \sum c_i \Delta\text{EUR1M}_{t-i} + \sum f_j \text{EUR3M}_{t-j} + \varepsilon_t$$

1) periodo di stima: ottobre 1982-giugno 1989

b	Σc	Σf	4 ritardi
2,070	3,100	-3,700	69 gradi di
(3,5)	(1,6)	(-1,7)	libertà

2) periodo di stima: gennaio 1988-giugno 1993

b	Σc	Σf	2 ritardi
1,049	-0,900	1,830	56 gradi di
(2,7)	(-0,6)	(-1,0)	libertà

della presenza di premi al rischio variabili per la capacità esplicativa della struttura a termine dei tassi.

Una prova ulteriore della minore influenza dello spread nell'ultimo periodo è fornita dall'analisi di cointegrazione tra il tasso a un mese e quello a tre mesi e dai risultati derivanti dalla specificazione di un modello a correzione dell'errore. I risultati che si presenteranno vanno considerati preliminari, in quanto l'analisi viene svolta su dati mensili e, per i vincoli derivanti dai pochi gradi di libertà, non è possibile sottoporre a verifica la specificazione del modello a correzione dell'errore sul solo periodo per il quale si ha evidenza - sulla base di dati giornalieri - di un legame causale che va dai tassi interni ai tassi dell'euromercato.

Rifacendosi all'analisi di Kugler (1990), il legame univoco tra il tasso a più lungo e quello a più breve termine può essere individuato da una relazione di cointegrazione e quindi con una specificazione a correzione dell'errore (eq. 5, par. 2). Nel periodo considerato, che va dal gennaio del 1982 all'agosto del 1993, vi è evidenza che la regressione statica tra i due tassi produce residui stazionari (tav. 7). La minore intensità del legame tra il tasso dell'eurolira a tre mesi e quello a un mese viene confermata stimando questa equazione per ricomprendervi le ultime osservazioni: il motivo va ricercato nel legame causale che si va man mano instaurando tra i tassi interni e quelli sull'eurolira. Infatti, tale nesso rende più labile il potere esplicativo dello spread tra tassi sull'eurolira per diverse scadenze. Come già rilevato, questo risultato è parziale data la

difficoltà di effettuare l'analisi sullo spread nel periodo in cui è univoca la causazione dai tassi interni agli eurotassi. Sembrerebbe comunque che anche la specificazione a correzione dell'errore dia conto di una maggiore capacità, eliminati i vincoli normativi già citati, di influenzare le condizioni vigenti su un mercato rilevante quale quello dell'eurolira.

4. Conclusioni

L'analisi riguardo ai legami tra tassi interni e del mercato dell'eurolira è stata condotta in questo lavoro sulla base di un event study, della verifica - su dati giornalieri - delle relazioni di causalità e, infine, del legame tra tassi a uno e a tre mesi del mercato dell'eurolira.

Emergono i seguenti risultati:

- a) l'event study ha rivelato che, successivamente all'abolizione della riserva obbligatoria sulla raccolta in lire di banche italiane da enti creditizi non residenti (novembre 1992), si è significativamente ridotto il divario tra i tassi interni e quelli omologhi sull'eurolira; si è inoltre sensibilmente attenuata la tendenza ad ampliarsi (ridursi) di tale divario in contemporanea con rialzi (diminuzioni) non accidentali dei tassi interni;
- b) l'analisi di causalità - condotta sia sui livelli sia sulle variazioni - ha evidenziato l'affermarsi di una

relazione unidirezionale dai tassi interni a quelli omologhi dell'eurolira, solo dopo la cennata modifica della riserva obbligatoria;

- c) l'analisi della relazione tra il tasso dell'eurolira a tre mesi e le future realizzazioni del tasso dell'eurolira a un mese suggerisce che il potere previsivo del primo sulle seconde si è indebolito nel periodo più recente: ciò è coerente con il modificarsi dei legami causali tra tassi interni e tassi dell'eurolira e con il modificarsi del premio al rischio.

I risultati mettono in luce l'importanza delle residue distorsioni fiscali esistenti fino alla fine del 1992, che, nonostante il dispiegarsi degli effetti della liberalizzazione valutaria, impedivano la piena trasmissione degli impulsi di politica monetaria tra i due mercati, determinando una minore efficacia sul mercato dell'eurolira del controllo indiretto esercitato per il tramite dei tassi dalle autorità monetarie.

Riferimenti bibliografici

- Angeloni, I. e F. Passacantando (1991), Monetary Policy in Italy: Institutional and Economic Aspects, in BIS, The Orientation of Monetary Policy and the Monetary Policy Decision-Making Process, Basle.
- _____ e A. Prati (1993), Liquidity Effects and the Determinants of Short-Term Interest Rates in Italy, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 199.
- Bodo, G., G. Parigi e G. Urga (1990), Test di integrazione e analisi di cointegrazione: una rassegna della letteratura e un'applicazione, Banca d'Italia, Temi di discussione, n. 130.
- Campbell, J. T. e R. T. Shiller (1989), Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View, NBER Working Paper, n. 3153.
- Ceriani, V. e G. Ferri (1991), Effetti della ritenuta d'acconto sugli interessi interbancari", in "Politica Economica", n. 2, PP. 257-76.
- Gaiotti, E. (1992), L'evoluzione delle tecniche di controllo monetario e il modello mensile della Banca d'Italia, Roma, Banca d'Italia, dattiloscritto.
- Geweke, J., R. Meese e W. Dent (1979), Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems: Analytic Results and Experimental Evidence, Madison, University of Wisconsin, Social Systems Research Institute.
- Granger, C.W.J. e P. Newbold (1974), Spurious Regressions in Econometrics, in "Journal of Econometrics", n. 2, pp. 111-120.
- Harvey, A. (1990), The Econometric Analysis of Time Series, Deddington, Philip Allan.
- Kaen, F. e G. A. Hachey (1983), Eurocurrency and National Money Market Interest Rates, in "Journal of Money, Credit, and Banking", n. 3, pp. 327-38.
- Kugler, P. (1990), The Term Structure of Euro Interest Rates and Rational Expectations, in "Journal of International Money and Finance", n. 2, pp. 234-43.
- _____ e H. Borutta (1993), An Empirical Note on Euro Market Interest Rates, Domestic Interest Rates and

the Expectations Theory of the Term Structure, in "Empirical Economics", n. 18, pp. 95-101.

Lin, A. e P. Swanson (1993), Measuring Global Money Market Interrelationships: An Investigation of Five Major World Currencies, in "Journal of Banking and Finance", n. 17, pp. 609-28.

Mankiw, N. G. e J. A. Miron (1986), The Changing Behaviour of the Term Structure of Interest Rate, in "Quarterly Journal of Economics", n. 405, pp. 211-28.

Sargan, J. D. e A. Bhargava (1983), Testing Residuals from Least Squares Regressions for Being Generated by the Gaussian Random Walk, in "Econometrica", n. 1, pp. 153-74.

White, H. (1984), Asymptotic Theory for Econometricians, New York, Academic Press.

ELENCO DEI PIÙ RECENTI “TEMI DI DISCUSSIONE” (*)

- n. 204 — *Tutela dei creditori e riallocazione dell'impresa nella normativa fallimentare*, di G. BOCCUZZI e R. CERCONI (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).
- n. 213 — *Prezzi all'esportazione e tassi di cambio: una verifica empirica*, di P. CASELLI (dicembre 1993).
- n. 214 — *Monetary Coordination under an Exchange Rate Agreement and the Optimal Monetary Instrument*, di C. MONTICELLI (dicembre 1993).
- n. 215 — *Testing Stationarity of Economic Time Series: Further Monte Carlo Evidence*, di G. SCHLITZER (gennaio 1994).
- n. 216 — *Il mercato primario dei titoli di Stato a medio e a lungo termine*, di L. BUTTIGLIONE e F. DRUDI (gennaio 1994).
- n. 217 — *Un modello price-gap per l'economia italiana: specificazione e valutazioni critiche*, di M. CARUSO (gennaio 1994).
- n. 218 — *Actual and “Normal” Inventories of Finished Goods: Qualitative and Quantitative Evidence from the Italian Manufacturing Sector*, di P. SESTITO e I. VISCO (febbraio 1994).
- n. 219 — *An Econometric Analysis of Money Demand in Italy*, di P. ANGELINI, D. F. HENDRY e R. RINALDI (marzo 1994).
- n. 220 — *Recente evoluzione del sistema bancario americano: ci sono indicazioni per l'Italia?*, di D. FOCARELLI (marzo 1994).
- n. 221 — *Has the Post-War US Economy Deviated less from the Stable Growth Regime?*, di C. KIM e M. MANNA (aprile 1994).
- n. 222 — *La battaglia per le quote di mercato: concorrenza dinamica e spostamenti di clientela tra banche nei mercati dei crediti e dei depositi*, di R. CESARI (aprile 1994).
- n. 223 — *Measuring Money with a Divisia Index: An Application to Italy*, di E. GAIOTTI (aprile 1994).
- n. 224 — *Monetary Policy Transmission via Lending Rates in Italy: Any Lessons from Recent Experience?*, di L. BUTTIGLIONE e G. FERRI (maggio 1994).
- n. 225 — *Misure della capacità utilizzata nell'industria con i dati sull'energia elettrica*, di L.F. SIGNORINI (maggio 1994).
- n. 226 — *Confidence Costs and the Institutional Genesis of Central Banks*, di C. GIANNINI (maggio 1994).

(*) I “Temi” possono essere richiesti a:

Banca d'Italia – Servizio Studi – Divisione Biblioteca e pubblicazioni – Via Nazionale, 91 – 00184 Roma.

*Finito di stampare
nel mese di giugno 1994
presso il Centro Stampa
della Banca d'Italia in Roma.*

