

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**Relazioni fra prezzi a pronti e *futures* sui BTP decennali:
un'analisi su dati infragiornalieri**

di I. Angeloni, F. Drudi e G. Majnoni



Numero 283 - Ottobre 1996

Temi di discussione

del Servizio Studi

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:

MASSIMO ROCCAS, EUGENIO GAIOTTI, DANIELA MONACELLI, DANIELE TERLIZZESE, ORESTE TRISTANI, SILIA MIGLIARUCCI (segretaria).

**Relazioni fra prezzi a pronti e *futures* sui BTP decennali:
un'analisi su dati infragiornalieri**

di I. Angeloni, F. Drudi e G. Majnoni

Numero 283 - Ottobre 1996

**RELAZIONI FRA PREZZI A PRONTI E FUTURES SUI BTP DECENNALI:
UN'ANALISI SU DATI INFRAGIORNALIERI**

di I. Angeloni (*), F. Drudi (*) e G. Majnoni (**)

Sommario

Il lavoro presenta stime empiriche sulla relazione tra prezzi *futures* e a pronti dei BTP decennali nel periodo febbraio 1992-febbraio 1994. Viene utilizzato un campione di dati originale, a frequenza infragiornaliera, costruito calcolando prezzi medi di contrattazione, in intervalli di 5 minuti, sul mercato telematico a pronti (MTS) e sui mercati *futures* di Londra (LIFFE) e italiano (MIF). I risultati confermano la tesi, già comprovata dall'esperienza internazionale, che i mercati *futures* si muovono con anticipo rispetto a quelli a pronti. Con riferimento al LIFFE, l'anticipo è significativo e stabile; per il MIF, esso tende a ridursi nel tempo. Il mercato londinese si muove in anticipo anche rispetto al *futures* italiano.

Indice

1. Introduzione	p. 7
2. I mercati a pronti e <i>futures</i> dei BTP	p. 9
3. Relazioni fra prezzi a pronti e <i>futures</i> dei titoli azionari e obbligazionari: l'esperienza internazionale	p. 13
4. Analisi del mercato dei BTP decennali	p. 20
4.1 I dati	p. 20
4.2 La metodologia econometrica	p. 23
4.3 I risultati	p. 27
5. Conclusioni	p. 30
Tavole e grafici	p. 31
Riferimenti bibliografici	p. 41

(*) Banca d'Italia, Servizio Studi.

(**) Banca d'Italia, Servizio Normativa e affari generali di
Vigilanza.

1. Introduzione¹

Dopo il loro rapidissimo sviluppo avvenuto negli ultimi anni, i mercati derivati sono oggi al centro dell'attenzione non solo da parte degli economisti finanziari, ma anche fra i responsabili della politica economica. L'interesse delle autorità monetarie e di vigilanza si concentra in particolare sul ruolo dei derivati nel favorire l'efficienza dei mercati e nel redistribuire - secondo alcuni anche nell'alimentare - i rischi nel sistema finanziario; crescente attenzione ricevono anche le implicazioni macroeconomiche e monetarie². Numerose ricerche hanno fornito a queste riflessioni elementi importanti, soprattutto su due punti. In primo luogo, a causa della loro superiore efficienza, i mercati derivati possono contribuire a guidare la formazione dei prezzi degli strumenti sottostanti, accelerando la diffusione dell'informazione e favorendo così l'efficienza complessiva del sistema finanziario. Questa funzione di *price leadership* può avere anche riflessi macroeconomici, ad esempio accelerando la trasmissione della politica monetaria³. Per contro, mercati derivati altamente reattivi e soggetti a "bolle" speculative possono trasmettere volatilità ai prezzi a pronti, ostacolando la ricerca di equilibri coerenti con i valori fondamentali dell'economia e accrescendo i rischi di instabilità sistemica. Entrambi i fenomeni (*price leadership* e "trasmissione di volatilità") sono teoricamente plausibili, una volta che si abbandoni l'ipotesi

¹ Si ringraziano Fabrizio Bini, Maria Pia Mingarini e Maurizio Romeo per l'accurato lavoro di assistenza.

² Una sintesi dei "profili di pubblico interesse" insiti nei mercati derivati è offerta da Padoa-Schioppa (1995).

³ Cfr. BRI (1994).

di mercati finanziari pienamente efficienti; la loro rilevanza tuttavia dipende dalle caratteristiche strutturali di ciascun mercato e può essere verificata solo empiricamente.

In questo lavoro vengono presentate nuove evidenze empiriche sulla trasmissione dei prezzi fra mercati a pronti e *futures*, con riferimento ai titoli di Stato italiani a tasso fisso (BTP) decennali. L'analisi si affianca a quella parte della letteratura, sviluppatasi di recente con riferimento soprattutto al mercato azionario americano, mirante a verificare l'esistenza di relazioni di "causalità"⁴ fra indici azionari e relativi contratti *futures* (cfr. il par. 3 per una breve rassegna di questa letteratura). Sotto questo profilo, il mercato dei titoli di Stato italiani riveste particolare interesse, sia per la sua dimensione, cresciuta fortemente negli ultimi anni anche con un contributo significativo degli investitori internazionali, sia per l'importanza che tale mercato riveste sotto il profilo macroeconomico, a causa dell'elevata dimensione del debito pubblico italiano. L'analisi si basa su un campione statistico originale, comprendente dati infragiornalieri ad alta frequenza sui prezzi di contrattazione dei BTP decennali più largamente trattati sul mercato a pronti (MTS) e dei relativi contratti *futures* trattati sul London International Financial Futures Exchange (LIFFE) e sul Mercato italiano dei futures (MIF); il periodo analizzato è il biennio febbraio 1992-febbraio 1994.

⁴ Il termine è inteso qui nel senso di "anticipo temporale" ovvero di "prevedibilità secondo un modello"; cfr. Geweke (1983).

In sintesi, dai risultati emerge l'esistenza di un sistematico anticipo delle variazioni dei prezzi *futures* rispetto a quelli a pronti; nel periodo esaminato tale effetto è cresciuto, in linea con lo sviluppo dimensionale del mercato. La *price leadership* dal *futures* al pronti è marcata con riferimento al mercato inglese (cioè dal LIFFE all'MTS); quella dal MIF all'MTS invece, oltre a essere statisticamente meno significativa, si è andata riducendo nel tempo. Ciò conferma la perdita di competitività verificatasi progressivamente nel mercato italiano. L'intensità della relazione causale fra i due mercati dipende in parte, come mostrato da un'analisi di regressione in cui l'intensità delle relazioni causali viene messa in relazione con alcune possibili determinanti, dall'intensità degli scambi sui mercati stessi e, in qualche misura, anche dalla volatilità dei titoli sottostanti e dai segnali di politica monetaria trasmessi dalla banca centrale.

Il lavoro si apre con una breve descrizione dei recenti sviluppi nel mercato dei BTP (par. 2). Il paragrafo 3 riassume l'esperienza internazionale nei rapporti di causalità tra *futures* e pronti e discute i collegamenti con la letteratura rilevante. Nel paragrafo 4 si descrive in dettaglio la natura dei dati utilizzati e la metodologia statistica, per passare poi alla descrizione dei risultati. Il paragrafo 5 riassume le principali conclusioni.

2. I mercati a pronti e *futures* dei BTP

Lo sviluppo del mercato dei BTP negli anni più recenti può essere misurato da una pluralità di indicatori: il volume

dei titoli in circolazione, l'ammontare degli scambi sul mercato secondario, la gamma di titoli derivati negoziati sui mercati a termine. A esso ha contribuito l'impulso congiunto di fattori di domanda e di offerta, oltre che la intensa attività di riforma del mercato primario e secondario dei BTP.

Dal lato dell'offerta, il progressivo spostamento della politica di emissione del debito pubblico verso i titoli a tasso fisso, attuato dalla seconda metà degli anni ottanta, ha ampliato nell'ultimo decennio la quota dei BTP; essa è cresciuta dal 7 al 31 per cento della consistenza complessiva di titoli di Stato, mentre l'ammontare dei titoli in circolazione è passato da 36.000 a 538.000 miliardi (tav. 1). Lo sforzo di allungamento della vita media del debito si è tradotto in una forte espansione delle emissioni di titoli decennali; dopo il primo collocamento, avvenuto nel 1991, le emissioni di questi titoli sono cresciute fino a raggiungere il 23 per cento delle emissioni nette di titoli di Stato nel biennio 1993-94.

Alla maggiore offerta di titoli è corrisposto un miglioramento delle condizioni di liquidità del mercato secondario, grazie all'avvio del Mercato telematico dei titoli di Stato (MTS), sul quale sono presenti operatori specializzati con funzioni di *market makers* e che dal 1988 ha affiancato il tradizionale mercato di borsa. Lo sviluppo delle contrattazioni sull'MTS è stato particolarmente intenso e si è concentrato sui BTP che, nel 1994, hanno raggiunto il 90 per cento degli scambi complessivi. Dal 1991 i titoli decennali hanno costituito la componente preponderante delle negoziazioni in BTP. In particolare, gli scambi sui BTP consegnabili a fronte di contratti *futures*, approssimati dai BTP con vita residua com-

presa tra otto e dieci anni, hanno rappresentato oltre il 50 per cento degli scambi complessivi sull'MTS. La liquidità dei titoli decennali è testimoniata anche da valori dei differenziali lettera-denaro sul mercato telematico, mantenutisi costantemente su livelli più bassi e meno variabili di quelli degli altri BTP quotati (fig. 1).

L'avvio di contratti *futures* sulla scadenza decennale ha favorito lo sviluppo di questo segmento del mercato. Fin dal settembre 1991 il LIFFE di Londra ha lanciato un contratto su un BTP decennale nozionale⁵, le cui negoziazioni hanno rapidamente raggiunto e superato in controvalore gli scambi del mercato a pronti (fig. 2). A novembre del 1992 è divenuto operativo anche il mercato italiano dei *futures* (MIF), sul quale viene scambiato un contratto *futures* sul titolo decennale non dissimile da quello del LIFFE⁶.

Il contratto scambiato al MIF non ha tuttavia sperimentato una crescita delle contrattazioni analoga a quella del LIFFE (fig. 2), in parte per le maggiori economie di scopo offerte sul mercato londinese, determinate soprattutto dalla presenza di un maggior numero di strumenti derivati e quindi dalla disponibilità di una più ampia gamma di strategie di

⁵ Il BTP nozionale cui si riferisce il contratto *futures* scambiato al LIFFE è costituito da un titolo con cedola del 12 per cento; i titoli consegnabili a fronte di tale contratto sono quelli con vita residua compresa tra dieci anni e mezzo e otto anni e il cui importo in circolazione supera i 4.000 miliardi di lire. Il valore del contratto è pari a 200 milioni di lire.

⁶ Il contratto scambiato al MIF si differenzia da quello del LIFFE per il più elevato valore unitario del contratto (250 milioni di lire) e per il più contenuto importo in circolazione richiesto per la consegnabilità dei titoli (3.500 miliardi).

controllo e di gestione del rischio. A differenza del LIFFE, dove le contrattazioni sono effettuate alle grida, il MIF è basato su un meccanismo di negoziazione telematico; inoltre, pur consentendo l'utilizzo dello stesso supporto tecnico per i circuiti di negoziazione dei contratti a pronti e a termine dei titoli di Stato⁷, il MIF non offre, a differenza dei maggiori mercati esteri, prodotti relativi a più strumenti e a più valute.

Sul mercato telematico si è inoltre osservato, negli anni più recenti, un rapido incremento delle negoziazioni di importo unitario più elevato, in concomitanza con la crescita della presenza degli investitori esteri sul mercato dei titoli di Stato italiani. Dal 1993 a ciò si è accompagnata una forte crescita del mercato *over the counter* (OTC), in particolare sulla piazza di Londra, che ha saputo offrire condizioni di maggiore liquidità sulle negoziazioni di importo unitario elevato rispetto all'MTS. Al fine di correggere queste tendenze, la riforma varata nell'aprile del 1994 ha mirato a promuovere la presenza dei maggiori operatori esteri sull'MTS e a incentivare l'attività di *market making* attraverso il riconoscimento di specifici obblighi e prerogative per alcuni operatori, gli "specialisti in titoli di Stato", in grado di svolgere un attivo sostegno della liquidità del mercato.

L'intervallo temporale analizzato, il biennio febbraio 1992-febbraio 1994, abbraccia un periodo di sostenuta crescita del mercato, sia nel comparto a pronti sia in quello *futures*,

⁷ Attualmente sul MIF sono trattati i contratti *futures* sulla scadenza decennale e quinquennale dei BTP e le opzioni sui contratti *futures* decennali.

nel quale tuttavia si è manifestata con crescente chiarezza l'intensità della concorrenza esercitata dalla piazza di Londra con il mercato OTC e con il LIFFE. Gli effetti della riforma del 1994 sul mercato dei BTP si sono manifestati dopo il periodo considerato e potranno essere oggetto di successive indagini.

3. Relazioni fra prezzi a pronti e futures dei titoli azionari e obbligazionari: l'esperienza internazionale

In mercati perfetti, l'arbitraggio assicura che i prezzi a pronti e *futures* relativi a beni o attività finanziarie trattati su entrambi i mercati rispettino la seguente relazione⁸:

$$(1) \quad F_{t,t+z} = C_t(1+r_z) + d_z$$

dove $F_{t,t+z}$ è il prezzo *futures* contrattato al tempo t per consegna in $t+z$, C_t è il prezzo sul mercato a pronti, r_z è il tasso di interesse di mercato monetario rilevante per l'orizzonte temporale z , d_z è il flusso di dividendi (o di cedole) ricavabile dalla detenzione dell'attività sottostante nello stesso periodo. Perfezione dei mercati significa, in questo contesto, assenza di costi di transazione e di informazione e possibilità per gli operatori che effettuano l'arbitraggio di impiegare e ricevere fondi liberamente al

⁸ Per semplicità, si è considerata la relazione di arbitraggio per prezzi *forward*, trascurando l'effetto determinato dal versamento dei margini di garanzia e dall'accreditamento giornaliero delle variazioni di prezzo.

tasso r_z . Sotto queste ipotesi, quale che sia la fonte del disturbo che determina un movimento dei prezzi in uno dei due mercati, esso viene incorporato senza ritardo nell'altro.

Se esistono imperfezioni nei mercati, la relazione di arbitraggio cessa di essere un'identità valida in ogni istante. Violazioni dell'ipotesi di perfezione dei mercati possono derivare da diversi fattori: l'esistenza di costi di informazione e di transazione, che annullano i profitti da arbitraggio se le deviazioni dalla relazione (1) sono di entità contenuta o temporanee; vincoli legali, quali il divieto di vendere titoli allo scoperto sul mercato a pronti; imperfezioni nel mercato monetario, che impediscono agli operatori di ricevere o impiegare fondi al tasso r_z . Anche in questa circostanza, violazioni durature o significative della condizione di parità (1) tendono comunque a generare arbitraggi; la relazione stessa si trasforma pertanto in una equazione dinamica, la cui natura dipende dall'intensità delle forze di mercato che legano i due prezzi.

Assumendo l'esistenza di mercati imperfetti, Garbade e Silber (1981) (GS) hanno proposto un modello in cui l'interazione dinamica fra i due prezzi è messa esplicitamente in relazione alla struttura dei mercati (numero di operatori presenti e loro modalità di comportamento) e in particolare all'offerta di servizi di arbitraggio (ossia, la propensione degli operatori a impegnarsi in operazioni di arbitraggio quando sorgono deviazioni dalla (1)). Se tale offerta non è infinita, e nell'ipotesi che ognuno dei due mercati sia sotto-

posto a disturbi casuali, GS mostrano che la relazione fra i due prezzi può essere rappresentata dal sistema dinamico:

$$(2) \quad \begin{bmatrix} C_t \\ F'_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1-a & a \\ b & 1-b \end{bmatrix} \begin{bmatrix} C_{t-1} \\ F'_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{c,t} \\ u_{f,t} \end{bmatrix}$$

dove F'_t è il prezzo *futures* "teorico" (ossia, costruito usando il lato destro dell'equazione (1)). I parametri a e b dipendono dall'elasticità dell'offerta di arbitraggio e dalla dimensione relativa dei mercati a pronti e *futures*. Se l'elasticità dell'offerta di arbitraggio rispetto a deviazioni nella (1) è infinita, GS mostrano che $a+b=1$, i due disturbi sono identici e i due prezzi coincidono; si ricade dunque nel caso di mercati perfetti. Diversamente, (2) si configura come un sistema dinamico fra due variabili cointegrate, omogeneo di primo grado (variazioni permanenti in ognuno dei due prezzi comportano, in equilibrio, variazioni equiproportionali nell'altro); in ogni periodo, la variazione di C e F' dipende dalla discrepanza fra i due prezzi nel periodo precedente, con coefficiente a e b , rispettivamente. La dimensione relativa di a e b esprime la misura in cui le discrepanze vengono corrette tramite variazioni rispettivamente di C e F' , ovvero il grado di *price leadership* fra i due mercati; ad esempio $0=b<a$ significa che il prezzo a pronti assume per intero l'onere dell'aggiustamento, mentre quello *futures* è esogeno. Asimmetrie nel grado di esogeneità delle variabili possono dipendere, nello schema di GS, dalla dimensione relativa dei due mercati, oppure dalla maggiore efficienza di uno di essi (*leader*) nel recepire l'informazione disponibile sul mercato e tradurla

in movimento dei prezzi; il mercato meno efficiente (*follower*) incorpora l'informazione indirettamente attraverso il meccanismo dell'arbitraggio.

La ricerca empirica sulle relazioni e sui ritardi di aggiustamento fra mercati dei titoli a pronti e *futures* si è fortemente sviluppata negli ultimi anni, traendo spunto dalla crescita dei mercati derivati e dalla percezione che essi svolgano un ruolo crescente nell'influenzare gli equilibri finanziari. La caduta dei corsi borsistici americani nell'ottobre del 1987 ha stimolato numerose analisi empiriche, volte a verificare se i mercati *futures* abbiano contribuito a determinare la crisi o ad amplificarne le conseguenze. Modelli analoghi a quello sviluppato da GS sono stati utilizzati per stimare la relazione fra quotazioni a pronti e *futures* su diversi mercati. Le analisi si sono concentrate in particolare su due quesiti:

- 1) esistenza di una leadership nella formazione del prezzo. Questa si verifica se uno dei due mercati svolge una funzione di guida nell'aggiustamento dei prezzi verso l'equilibrio, anticipando l'altro; ciò può verificarsi a causa di un vantaggio relativo nel selezionare l'informazione rilevante (asimmetria informativa) oppure a causa della maggiore efficienza nel trasferire l'informazione ai prezzi;
- 2) trasmissione della volatilità da un mercato all'altro. Se questa avviene, l'interazione fra i due mercati, anziché favorire la ricerca dell'equilibrio, accresce l'incertezza complessiva e può essere fattore di instabilità.

La tavola 2 sintetizza e mette a confronto i principali lavori appartenenti al primo filone, più direttamente rilevanti nel nostro contesto⁹. Tutti i lavori considerati analizzano, con diverse tecniche econometriche e campioni di dati, relazioni dinamiche fra indici di prezzi a pronti e *futures*, prevalentemente riferiti a indici di titoli azionari americani. L'uso di indici, anziché di prezzi di singoli titoli, è suggerito di solito dal fatto che l'identificazione dei ritardi di aggiustamento richiede l'uso di serie temporali infragiornaliere a frequenza elevata; se le contrattazioni sui singoli titoli all'interno di ogni periodo di osservazione sono scarse o mancanti, l'uso di indici medi aiuta a ovviare a questo problema. L'aggregazione tuttavia introduce una distorsione nella stima delle relazioni dinamiche fra i due mercati, dovuta al fatto che, se le contrattazioni sono poco frequenti, l'effetto degli impulsi sui prezzi viene osservato solo con ritardo (cd. *infrequent trading bias*¹⁰). Qualora la frequenza di transazione sulle singole componenti dell'indice a pronti sia inferiore a quella osservata sull'indice *futures*, l'asincronia delle transazioni favorisce, nella stima, l'ipotesi di anticipo da parte di quest'ultimo mercato¹¹. Seguendo un suggerimento di Stoll e Whaley (1990), per eliminare la distorsione alcuni autori hanno evitato di effettuare le stime con dati grezzi relativi a indici di prezzi o rendimen-

⁹ Fra i lavori dedicati alla trasmissione della volatilità fra i mercati a pronti e *futures*, cfr. Chan et. al. (1991,1993). L'evidenza empirica indica normalmente che i due segmenti tendono a trasmettersi volatilità reciprocamente.

¹⁰ Cfr. Lo e McKinlay (1990).

¹¹ È possibile inoltre mostrare (Stoll e Whaley, 1990) che la scarsa frequenza delle transazioni tende a generare autocorrelazione spuria nelle serie storiche degli indici dei prezzi.

ti, utilizzando invece deviazioni dal trend ricavato da un modello ARMA¹².

La tavola 2 mostra che secondo quasi tutti i lavori, i prezzi *futures* tendono ad anticipare i movimenti di quelli a pronti; l'anticipo emerge con maggiore chiarezza utilizzando dati a frequenza elevata, in particolare infragiornalieri. La robustezza di questo risultato, che emerge indipendentemente dall'inclusione o esclusione dai dati della componente di trend, suggerisce che esso non sia determinato in modo spurio dall'asincronia delle transazioni. Sono spesso riscontrabili anche effetti causali in direzione opposta (dal pronti al *futures*), ma essi sono deboli di intensità e scarsamente significativi. La maggior parte degli autori attribuisce questi risultati alla maggiore efficienza dei mercati derivati (minore costi di transazione, minor impiego di capitale, assenza di vincoli), osservando anche in alcuni casi (Stoll e Whaley, 1990; Schwartz e Laatsch, 1991) che l'anticipo evolve nel tempo seguendo lo sviluppo delle contrattazioni sul *futures*. Un'interpretazione diversa viene data da Grünbichler e altri (1994), che analizzano dati sul mercato azionario tedesco: la maggiore velocità di aggiustamento del *futures* sarebbe dovuta all'uso solo su questo mercato della contrattazione telematica.

¹² La deviazione dal trend rimuove anche una ulteriore componente spuria nella variazione dei prezzi, quella determinata dalla tendenza dei prezzi di contrattazione a oscillare fra le quotazioni di domanda e quella di offerta. Si vedano, anche su questo, Stoll e Whaley (1990).

Con riferimento al mercato dei titoli di Stato italiani, Scalia (1994) ha stimato regressioni dinamiche su dati infragiornalieri sui prezzi a pronti sul BTP decennale rilevati sul mercato telematico (MTS) e le contemporanee quotazioni *futures* rilevate al LIFFE nel periodo 1991-93. Per superare il problema della scarsa frequenza di contrattazione che contraddistingue il mercato a pronti relativamente al *futures*, vengono utilizzati intervalli temporali di lunghezza variabile, definita in funzione della cadenza delle contrattazioni a pronti. I dati vengono definiti come deviazioni dal trend, ricavate da un modello autoregressivo, per correggere le distorsioni a cui si è fatto riferimento in precedenza. Questi risultati appaiono in sorprendente contrasto con la letteratura: significativi effetti di anticipo si osservano sia da parte del *futures* sul pronti, sia nella direzione inversa. La correlazione fra i due mercati, e in particolare gli effetti di anticipo nei due sensi, tendono a crescere nel tempo; anche questo risultato appare sorprendente, considerato che nel periodo storico oggetto dell'analisi il mercato *futures* è stato contrassegnato da un costante aumento dei volumi rispetto a quello telematico a pronti¹³.

Questi risultati destano interesse non solo perché contrastano con la letteratura precedente, ma anche perché essi confermerebbero, assieme a quelli descritti da Grünbichler e altri (1994), la superiore efficienza della contrattazione telematica. Diversi elementi suggeriscono, tuttavia, cautela

¹³ Il fenomeno è stato particolarmente rilevante nel 1993, anno in cui il mercato italiano a pronti ha subito, come ricordato nel paragrafo 2, un intenso processo di migrazione degli scambi verso il segmento OTC sulla piazza di Londra.

nella loro interpretazione. Anzitutto, l'utilizzo di intervalli temporali di dimensione variabile può, qualora il tempo cronologico sia l'unità corretta su cui misurare i ritardi di aggiustamento, introdurre distorsioni nelle stime¹⁴. In secondo luogo, la procedura a due stadi seguita per escludere dai dati la componente di trend può comportare perdite di efficienza, non necessarie se le distorsioni che essa intende rimuovere non sono rilevanti. Infine, il periodo storico utilizzato, che termina a metà del 1993, consente di cogliere solo parzialmente lo sviluppo dei segmenti derivati verificatosi nei tempi più recenti. Un diverso trattamento dei dati e una diversa metodologia econometrica conducono, come si mostra nel paragrafo che segue, a risultati sostanzialmente diversi, più in linea con quelli ricavati dall'esperienza internazionale.

4. Analisi del mercato dei BTP decennali

4.1 I dati

Nel misurare relazioni causali su dati ad alta frequenza, la scelta dell'intervallo temporale di riferimento è un aspetto particolarmente importante: una frequenza troppo bassa rischia infatti di nascondere effetti dinamici caratterizzati da ritardi di aggiustamento più brevi rispetto al periodo di riferimento adottato, mentre una frequenza elevata può ridurre

¹⁴ In particolare, l'utilizzo di intervalli temporali variabili per la costruzione della variabile dipendente e intervalli fissi per i regressori potrebbe portare a distorsioni nella stima dei coefficienti. Inoltre, l'utilizzo di un unico modello di regressione con parametri fissi su un lungo periodo di stima potrebbe indurre distorsioni nel caso in cui, come verificato nelle stime presentate in questo lavoro, l'intensità della relazione causale si modificasse nel tempo.

eccessivamente il numero di osservazioni, cioè di transazioni realizzate sul mercato all'interno di ciascun intervallo. Un intervallo temporale fisso di 5 minuti, analogo a quello utilizzato nella maggior parte della letteratura, si è rivelato in questo lavoro un compromesso efficace fra le due opposte esigenze. I dati sui prezzi sono stati pertanto costruiti, per i mercati presi in considerazione (MTS a pronti e, per il *futures*, LIFFE e MIF) come medie semplici di tutti i prezzi praticati su transazioni effettive, effettuate in ciascun intervallo di 5 minuti durante ogni giornata operativa estesa dalle 9,15 alle 16,45 (ora italiana)¹⁵. Il campione comprende tutte le giornate operative "valide" (nel senso definito più avanti) del periodo compreso fra il 24 febbraio 1992 e il 14 febbraio 1994. La tavola 3 riporta informazioni descrittive sul grado di copertura del campione e sulla frequenza di dati mancanti.

I dati tratti dall'MTS sono riferiti al titolo decennale più intensamente scambiato all'interno di ciascun giorno. Tale scelta minimizza il problema delle osservazioni mancanti ma al tempo stesso probabilmente sovrastima, in media, l'efficienza del mercato e la propensione a realizzare operazioni di arbitraggio con il mercato *futures*¹⁶. Nella fascia

¹⁵ Prima del dicembre 1992 mancano anche le osservazioni dalle 12,55 alle 14,05, intervallo in cui il mercato osservava una pausa di metà giornata.

¹⁶ Il titolo più scambiato è stato scelto anche in quei giorni in cui esso non era ancora consegnabile nel contratto *futures*; questa circostanza può verificarsi per titoli decennali di nuova emissione. La scelta di tale titolo è stata preferita a quella del più scambiato e consegnabile, in quanto l'attenzione del lavoro è concentrata sulla relazione fra il mercato *futures* e i segmenti più liquidi di quello a pronti. Si ricorda che il titolo più scambiato risulta essere quello di più recente emissione o quello immediatamente precedente, nel caso che l'ammontare in circolazione del titolo in emissione sia ancora

oraria sopraindicata, che comprende 90 intervalli di 5 minuti (78 qualora si escluda l'intervallo di metà giornata), sono stati calcolati per ogni giorno due vettori di prezzi a pronti: uno sulle transazioni effettive, uno sulle quotazioni in lettera. Le stime econometriche sono state eseguite sui prezzi effettivi; le quotazioni lettera sono state utilizzate come variabili di riferimento per interpolare i prezzi effettivi, nei giorni in cui il vettore di questi ultimi aveva più di 10 e non più di 20 osservazioni mancanti. Nelle giornate con un numero di osservazioni mancanti inferiore a 10 l'interpolazione è stata effettuata mediante regressioni su trend temporali. Quando le osservazioni mancanti erano più di 20, la giornata operativa non è stata considerata "valida".

I dati sui prezzi *futures* sono tratti dal LIFFE e, dopo il settembre 1992, anche dal MIF. Come per i prezzi a pronti, anche quelli *futures* sono stati calcolati come medie semplici di prezzi di contrattazione su intervalli di 5 minuti; i prezzi sono riferiti al contratto più scambiato nel corso della giornata. Come mostrato dai dati della tavola 3, la maggiore frequenza delle contrattazioni *futures* limita molto la necessità di ricorrere a interpolazioni o a stime per integrare i dati mancanti. L'utilizzo, per il mercato a pronti, di prezzi riferiti a singoli titoli, anziché di numeri indice riferiti a panieri di titoli, riduce drasticamente il rischio che le stime risultino affette da *infrequent trading bias*. Questa congettura è confermata dal modesto grado di autocorrelazione dei dati ad alta frequenza riscontrati sui dati tratti dall'MTS¹⁷.

modesto. La durata finanziaria del titolo più scambiato è pertanto poco variabile nel tempo.

Nel complesso, su tutti e tre i mercati l'ipotesi di *random walk* risulta confermata nella larga maggioranza delle giornate operative "valide".

4.2 La metodologia econometrica

Misure della relazione causale fra i prezzi a pronti e *futures* sono state calcolate seguendo la metodologia proposta da Geweke (1983) e applicata da Kawaller e altri (1993) al mercato azionario americano. La relazione dinamica fra C_t e F_t (espressi in logaritmi: c_t e f_t) è espressa dal modello VAR:

$$(3) \quad c_t = \sum_{k=1}^{M1} \alpha_k c_{t-k} + \sum_{k=1}^{M2} \beta_k f_{t-k} + u_{c,t}$$

$$f_t = \sum_{k=1}^{M2} \gamma_k c_{t-k} + \sum_{k=1}^{M1} \delta_k f_{t-k} + u_{f,t}$$

Il modello è stato stimato separatamente per ogni giornata, con i metodi SUR e OLS. Dalle stime sono stati calcolati i seguenti indicatori sintetici.

¹⁷ Il fenomeno dell'*infrequent trading* induce autocorrelazione delle serie qualora ci si riferisca a panieri di titoli. Nel caso di singoli titoli, può verificarsi autocorrelazione qualora i dati mancanti siano interpolati mediante trascinarsi. L'interpolazione dei prezzi dei titoli scambiati con la quotazione lettera può indurre un errore nel caso in cui i prezzi lettera subiscano sistematiche variazioni in occasione di assenza di *trading*; il pattern di causalità individuato nel par. 4.3 non sembra tuttavia influenzato da questi fattori. La stessa evidenza sembrerebbe escludere che i dati siano distorti dall'esistenza di quotazioni di domanda e di offerta, come riscontrato in una parte della letteratura (cfr. la nota 12).

- a) *Correlazione contemporanea*. Il test è dato da $\log [\sigma_c^2 \sigma_f^2 / \det. \text{Cov}(u_c, u_f)]$, dove σ_c^2 e σ_f^2 sono le varianze dei residui stimate con OLS. Nell'ipotesi di assenza di correlazione, la statistica si distribuisce asintoticamente come una χ^2 con un grado di libertà.
- b) *Causalità da futures a pronti*. La statistica $\log [\sigma_c^2 / \text{Var}(u_c)]$ - dove σ_c^2 è la varianza dei residui OLS della prima equazione stimata ponendo $\beta_k = 0$ e $\text{Var}(u_c)$ è la stima SUR del primo elemento diagonale della matrice di covarianze del sistema - si distribuisce asintoticamente come χ^2 con M2 gradi di libertà.
- c) *Causalità da pronti a futures*. La statistica è calcolata analogamente a b).

Circa la lunghezza dei ritardi distribuiti, è stato suggerito da Kawaller e altri (1993) che essa dovrebbe essere sufficiente a eliminare l'autocorrelazione dei residui, ma non così elevata da limitare la potenza dei test. Abbiamo effettuato a tale riguardo alcuni test standard per l'individuazione del numero di ritardi, quale quello di Akaike e Hannan-Quinn. Il criterio di Akaike, nella media delle giornate, suggerisce un numero di ritardi pari a 5 nel caso si considerino congiuntamente il mercato a pronti e il LIFFE. Per le coppie di mercati MTS-MIF e LIFFE-MIF il criterio di Akaike suggerisce 2 e 4 ritardi rispettivamente. Il criterio di Hannan-Quinn indica un numero di ritardi, in tutti i casi, inferiore o pari a quelli indicati da Akaike. Per evitare sottoparametrizzazioni, si è utilizzato il numero di ritardi suggerito dal criterio di Akaike, verificando comunque che i risul-

tati fossero poco sensibili a variazioni del numero dei ritardi. A tale proposito, i test di causalità sono stati effettuati per le diverse specificazioni del VAR, considerando da 2 a 5 ritardi¹⁸. Inoltre ritenendo, sulla base delle evidenze già ricordate, che i dati non siano affetti da distorsioni legate alla scarsa frequenza degli scambi, si è scelto di stimare le relazioni dinamiche sulle variazioni semplici degli indici dei prezzi, anziché sui residui di modelli ARMA.

Come osservato da Kawaller e altri (1993), le statistiche sopra descritte possono essere utilizzate, oltreché per verificare ipotesi di causalità, anche come misure del grado di dipendenza fra i due mercati. È pertanto naturale tentare di "spiegare" l'evoluzione nel tempo di tale dipendenza, in funzione di variabili "esplicative" scelte fra quelle che possono verosimilmente influenzare tale dipendenza. Nell'analisi empirica si sono prese in considerazione le seguenti variabili per spiegare le variazioni nel tempo dell'evoluzione dell'intensità delle relazioni tra i due mercati.

- 1) *Trend temporali*, che approssimano il grado di sviluppo dei mercati.
- 2) *Volatilità implicita* nelle quotazioni, ricavate dai contratti di opzione. A priori, una maggiore incertezza delle quotazioni può indebolire l'effetto segnaletico delle variazioni dei prezzi e dovrebbe pertanto attenuare la trasmissione degli impulsi da un mercato all'altro.

¹⁸ Si veda la nota 19 in cui vengono confrontati i risultati dei test di causalità con diverso numero di ritardi.

- 3) *Operazioni di mercato aperto temporanee della Banca d'Italia* (quantità offerta alle aste pronti contro termine). In quanto trasmettono informazioni ai mercati sugli orientamenti della politica monetaria, queste operazioni possono accentuare i movimenti simultanei dei prezzi, o anche gli effetti ritardati, qualora l'informazione venga recepita più rapidamente in uno dei due segmenti del mercato dei titoli.
- 4) *Operazioni di mercato aperto definitive della Banca d'Italia*. Esse possono influenzare la relazione pronti-futures in modo analogo alle operazioni temporanee, perché trasmettono informazioni sulla politica di intervento della banca centrale.
- 5) *Volumi scambiati*. A parità di altri fattori, volumi più elevati accrescono l'efficienza del mercato e l'integrazione fra i vari comparti.
- 6) *Esito delle aste di emissione di titoli del Tesoro*. La nuova informazione fornita dai risultati d'asta può tradursi in una maggiore correlazione fra i prezzi a pronti e futures, oppure indurre effetti causali ritardati se essa è incorporata con maggiore rapidità da uno dei due segmenti.
- 7) *Presenza di condizioni di arbitraggio*. Un indicatore della frequenza con cui si manifestano, nel corso della giornata, condizioni favorevoli all'arbitraggio, è stato costruito sulla base della differenza fra il prezzo futures effettivo e quello teorico, ricavato mediante la formula (1). A parità di altre condizioni, quanto più frequente è l'opportunità di arbitraggio tanto più forte dovrebbe essere l'influenza reciproca fra i due mercati.

4.3 I risultati

Nelle figure 3, 4 e 5 sono riportati i valori dei test di causalità descritti nel paragrafo precedente, calcolati con riferimento alle seguenti "coppie" di mercati: MTS e LIFFE; MTS e MIF; MIF e LIFFE. I test calcolati sulle prime due coppie (figg. 3 e 4) rispondono direttamente ai quesiti riguardanti la relazione fra il mercato a pronti e i due mercati *futures*. I test calcolati sui due mercati *futures* (fig. 5), pur esulando dal tema centrale di questo lavoro, sono comunque interessanti perché danno indicazioni sulle interazioni esistenti fra due mercati, il LIFFE e il MIF, fisicamente distanti, aventi tecniche di negoziazione diverse e gradi di sviluppo ed evoluzione degli scambi molto differenziati. In ciascuno dei tre grafici, i test (a), (b) e (c) descritti nel paragrafo precedente sono mostrati nei tre pannelli, dall'alto in basso, in uno spazio che ha sull'asse delle ascisse il tempo e su quello delle ordinate il valore del χ^2 . Ogni punto corrisponde a una giornata operativa "valida". Le linee orizzontali punteggiate indicano i valori critici del test con livelli di significatività 1 e 5 per cento. Si è infine tracciato il trend lineare, quando il relativo coefficiente era statisticamente significativo.

Dalla figura 3 emerge il grado elevato e crescente di correlazione simultanea fra MTS e LIFFE e la frequenza con cui i prezzi sul LIFFE tendono ad anticipare quelli sull'MTS. L'effetto inverso (MTS anticipa LIFFE) è molto più raro, e la sua frequenza tende a ridursi nel corso del periodo. Questi

risultati sono coerenti con l'ipotesi che il mercato *futures* inglese eserciti un effetto di leadership nei confronti di quello a pronti e che tale effetto si sia rafforzato nel tempo. Dal confronto tra la figura 3 e la figura 4 emerge che la *price leadership* si manifesta in modo diverso nei due mercati *futures*; mentre l'anticipo esercitato dal LIFFE sull'MTS si mantiene costante nel tempo, quello del MIF tende a ridursi nel biennio considerato, pur rimanendo significativo in un numero elevato di casi. La frequenza relativa delle giornate operative in cui il MIF anticipa l'MTS nell'intero campione è del 69,1 per cento, ma si riduce al 65,4 per cento dopo la metà del 1993 (tav. 4)¹⁹. Questi risultati mettono in risalto, anche sotto il profilo dell'efficienza nella formazione dei prezzi, la perdita di concorrenzialità verificatasi nel mercato derivato italiano, confermando le indicazioni tratte dai dati sui volumi scambiati riportati nel paragrafo 2. La maggiore efficienza del LIFFE suggerisce che la contrattazione telematica non comporti necessariamente, almeno nel caso dei mercati in questione, un vantaggio in termini di rapidità nella formazione dei prezzi.

Indicazioni coerenti si ricavano dalla figura 5, in cui si confrontano LIFFE e MIF. La correlazione simultanea è elevatissima e crescente. I test sugli effetti di anticipo rafforzano la conclusione a favore dell'efficienza del LIFFE; il mercato inglese "guida" con frequenza crescente quello italiano, mentre quest'ultimo si mostra sempre meno capace di anti-

¹⁹ Risultati analoghi si ottengono utilizzando un numero diverso di ritardi del VAR. Per esempio, utilizzando 2 ritardi il LIFFE "causava" l'MTS nel 74,9 per cento dei casi (75,9 con 5 ritardi), l'MTS il LIFFE nel 14 (17,4), il MIF "causava" l'MTS nel 75,2 per cento di casi (72,1), l'MTS il MIF nel 18,3 (17,9).

icipare il LIFFE. Nell'intero periodo campionario, il LIFFE anticipa il MIF nel 46,8 per cento dei casi contro il 33,3 per cento nel caso inverso; dopo la metà del 1993, le percentuali diventano, rispettivamente, del 55,1 e 15,2 per cento.

Nella tavola 5, le misure di causalità appena descritte sono espresse in funzione delle possibili determinanti, discusse nel paragrafo precedente. Il tentativo di "spiegare" l'evoluzione temporale delle misure stesse attraverso le regressioni è solo in parte fruttuoso; la percentuale di varianza spiegata dalle regressioni è molto limitata (un risultato analogo è ottenuto da Kawaller e altri, 1993). Il segno dei coefficienti significativi appare in linea con le attese: i trend influenzano positivamente le correlazioni contemporanee e segnalano una riduzione nel tempo della capacità di anticipo del MIF; il volume di contrattazione tende ad accrescere la correlazione contemporanea e la capacità di anticipo dei mercati *futures*. Le operazioni di mercato aperto temporanee della Banca d'Italia tendono, sia pure debolmente, ad accentuare le correlazioni; le operazioni in via definitiva appaiono invece ininfluenti. Infine, la volatilità implicita del BTP sembrerebbe accrescere la capacità di leadership del LIFFE sull'MTS, mentre quella del Bund sembrerebbe ridurla.

5. Conclusioni

L'evidenza presentata in questo lavoro conferma che, analogamente a quanto riscontrato in altri mercati, anche per i titoli di Stato italiani a reddito fisso (BTP) decennali i prezzi *futures* si muovono con anticipo rispetto a quelli a pronti. Con riferimento al LIFFE, l'anticipo è forte, significativo e stabile nel tempo; per il MIF, esso tende invece a ridursi nel periodo considerato (febbraio 1992-febbraio 1994).

Il mercato londinese si muove in anticipo anche rispetto a quello *futures* italiano; ciò indica una minore efficienza di quest'ultimo nella formazione dei prezzi. Tenendo conto anche della già nota difficoltà di competere sotto il profilo dei volumi operativi, i nostri risultati confermano l'opportunità di interventi che, come quelli attualmente allo studio da parte degli operatori, siano volti a rafforzare la concorrenzialità del MIF. Infine, l'analisi indica, sia pure non in modo netto, che la relazione fra prezzi a pronti e *futures* tende a rafforzarsi al crescere dei volumi operativi e a risentire del grado di volatilità del mercato dei titoli e dei segnali di politica monetaria impartiti dalla Banca d'Italia.

BTP: CONSISTENZE, EMISSIONI NETTE, SCAMBI

Anni	Consistenze		Emissioni nette		Scambi	
	miliardi di lire	quota dei titoli di Stato	miliardi di lire	quota dei titoli di Stato	migliaia di miliardi	quota degli scambi MTS
BTP totali						
1985	36.307	7,2	3.973	3,7	-	-
1986	71.833	11,9	35.025	35,9	-	-
1987	85.584	12,4	13.538	15,9	-	-
1988	146.180	18,4	59.781	57,1	11	27,2
1989	174.044	19,2	27.006	24,4	28	39,4
1990	162.788	15,9	-13.347	-11,6	126	29,5
1991	250.952	21,7	85.784	67,1	695	56,8
1992	287.072	22,0	33.576	24,5	1.198	72,4
1993	426.003	28,8	138.485	84,0	1.584	77,9
1994	538.054	31,4	104.458	46,1	3.437	88,1
BTP con vita residua compresa tra 8 e 10 anni						
1992	58.506	4,5	31.506	23,0	579	53,1
1993	105.506	7,2	48.000	29,1	1.047	51,5
1994	151.456	8,8	44.950	19,9	2.019	51,7

Tav. 2

	DATI			METODOLOGIA	CONCLUSIONI
	Fonte	Periodo/Frequenza	Correzioni		
KAWALLER e altri (1987)	SP500 e CME	1984-95 Freq. 1 minuto	-	Modello simultaneo (3SLS)	Prezzi <i>futures</i> anticipano quelli a pronti, più che l'inverso.
HARRIS (1989)	SP500 e CME	12-23 ottobre 1987 Freq.: 5 minuti	Asincronia transazioni (m.q. ponder.)	Autocorrelazioni e correlazioni incrociate	Prezzi <i>futures</i> anticipano quelli a pronti; il mercato a pronti non è efficiente.
STOLL e WHALEY (1990)	SP500 e MMI	1982-87 Freq.: 5 minuti	Asincronia transazioni <i>bid-ask</i> (ARMA)	Regressioni dinamiche	Prezzi <i>futures</i> anticipano quelli a pronti, più che l'inverso. L'anticipo cresce con la dimensione del mercato.
SCHWARZ e LAATSCH (1991)	MMI (20 titoli azionari) pronti e <i>futures</i>	1985-88 Freq.: settimanale, giornaliera, 5 e 1 min.	Dividendi	Stima simultanea modello GS	L'anticipo dei prezzi <i>futures</i> cresce nel tempo, con la dimensione del mercato. E' più forte su dati infragiornalieri. Conferma modello GS.
CHAN (1992)	MMI (20 titoli azionari) pronti e <i>futures</i>	1984-87 Freq.: 5 minuti	Asincronia transazioni (ARMA)	Regressioni dinamiche	Flussi <i>futures</i> anticipano quelli a pronti, più che l'inverso.
KAWALLER e altri (1993)	SP500 pronti e <i>futures</i>	1984-86 Freq.: 1 minuto	-	Modello VAR	Prezzi <i>futures</i> anticipano quelli a pronti, più che l'inverso.
GIRÜNBIHLER e altri (1994)	DAX (30 titoli azionari) pronti e <i>futures</i>	1990-91 Freq.: 5 minuti	Asincronia transazioni (ARMA)	Regressioni dinamiche	Prezzi <i>futures</i> anticipano quelli a pronti; Interpretazione: la quotazione telematica rende il mercato <i>futures</i> più efficiente.
SCALIA (1994)	MTS e LIFFE (titoli di Stato)	1991-93 Freq.: variabile	<i>Bid-ask</i> (AR)	Regressioni dinamiche	Effetti causali in entrambi i sensi, significativi e persistenti; la correlazione fra i due mercati cresce nel tempo. Interpretazione: la contrattazione telematica favorisce l'efficienza del MTS

CARATTERISTICHE DEL CAMPIONE

	MTS	LIFFE	MIF
Periodo campionario	24 feb. 1992- 14 feb. 1994	24 feb. 1992- 14 feb. 1994	11 set. 1992- 14 feb. 1994
Numero giornate "valide"	395	299	262
Numero medio di osservazioni mancanti al giorno ¹ :			
1992	13,5	3,8	4,7
1993	10,4	3,0	2,7
1994	5,5	0,4	1,6
Numero medio di transazioni realizzate in ogni intervallo di 5 minuti ² :			
1992	4,5	8,9	7,4
1993	5,0	11,5	12,3
1994	6,4	17,4	15,8
Frequenza percentuale delle giornate "valide" in cui i prezzi posseggono le seguenti proprietà ³ :			
Autocorrelazione del 1° ordine ⁴	23	19	15
Autocorrelazione del 2° ordine ⁴	12	13	9
Non stazionarietà ⁵	85	92	93
Random walk ⁶	69	75	82
Cointegrazione pronti-futures ⁷	-	74	73

1 Numero medio giornaliero di intervalli di 5 minuti nei quali non si è verificata alcuna transazione. Il numero totale di intervalli per ogni giornata è 90; 78 prima del dicembre 1992, in cui il mercato a pronti osservava una pausa a metà giornata.

2 Calcolato escludendo gli intervalli nei quali non si è verificata alcuna transazione.

3 Al livello di significatività del 95 per cento.

4 Il test di significatività è calcolato rapportando il coefficiente di autocorrelazione delle variazioni dei prezzi a $1/\sqrt{T}$ dove T è il numero di osservazioni.

5 Test Dickey-Fuller modificato.

6 Test F dell'ipotesi: $\beta_1 = 0$ nell'equazione: $\Delta P = \beta_0 + \sum \beta_i P_i$.

7 Test Dickey-Fuller modificato, calcolato sui residui dell'equazione statica.

TEST DI CAUSALITÀ FRA I PREZZI A PRONTI E *FUTURES* (1)

Mercati:	a = MTS b = LIFFE	a = MTS b = MIF	a = LIFFE b = MIF
----------	----------------------	--------------------	----------------------

Periodo: febbraio 1992 - febbraio 1994

Numero di osservazioni	299	262	216
Correlazione simultanea	96,0	97,3	99,5
Causalità: a → b	17,4	17,9	46,8
Causalità: b → a	75,9	72,1	33,3

Periodo: luglio 1993 - febbraio 1994

Numero di osservazioni	92	131	89
Correlazione simultanea	100,0	100,0	98,9
Causalità: a → b	9,8	16,0	55,1
Causalità: b → a	79,3	68,7	15,2

Per memoria: numero di ritardi nel modello VAR	5	4	2
--	---	---	---

(1) Nella tavola sono indicate le percentuali di giorni nei quali i test di correlazione simultanea e di causalità risultano significativi al livello del 5 per cento. Il numero totale di osservazioni corrisponde al numero di giornate "valide", su cui sono state calcolate le percentuali.

REGRESSIONI FRA I TEST DI CAUSALITÀ E ALCUNE VARIABILI ESPLICATIVE
(t statistici dei coefficienti stimati)

Mercati:	a = MTS b = LIFFE			a = MTS b = MIF			a = LIFFE b = MIF		
	Correlazione simultanea	Causalità b → a	Causalità a → b	Correlazione simultanea	Causalità b → a	Causalità a → b	Correlazione simultanea	Causalità b → a	Causalità a → b
Test:									
Variabili esplicative:									
Trend	6,9	-1,4	-2	4,2	-3	0,8	0	-3,4	2,2
Volatilità BTP	0,9	3,2	-1,2	0,6	-0,8	0,2	-0,7	0,2	1,8
Volatilità BUND	-1,5	-3,4	0,2	-2,9	-0,9	-0,8	-1	1,2	-1,3
Operazioni BI (pct)	1,4	0,8	1	0,3	1,7	-0,7	1,1	0,9	-0,5
Operazioni BI (definitive)	0,9	0,1	0,2	0,7	1,2	0,2	-0,1	0,4	1,5
Volumi scambiati	1,2	4,4	0,6	2,5	2,6	-1,4	3,6	0,3	-0,1
Risultati d'asta	-0,2	1,4	-0,9	-0,4	1,4	0,1	-0,9	1	1,5
Margini arbitraggio	-1,3	0,1	0,3	-1,6	-0,8	-0,1	2,2	1,1	2,2
R ²	26,5	10,3	4,3	38,8	7,6	1,7	19,4	15,5	10,6
DW	1,7	1,8	2	1,7	1,8	2	1,7	1,9	1,6

La tavola riporta i valori dei t statistici di regressioni effettuate ponendo come variabile dipendente i test di correlazione o causalità. Le variabili esplicative sono calcolate, come segue. Trend : trend lineare. Volatilità BTP: volatilità implicita nei contratti di opzione sul LIFFE. Volatilità BUND: volatilità implicita nei contratti di opzione sul LIFFE relativi ai titoli pubblici tedeschi a lungo termine. Operazioni BI (pct): quantità offerte nelle operazioni pronti contro termine della Banca d'Italia. Operazioni BI (definitive): interventi netti complessivi in via definitiva sul mercato aperto. Volumi scambiati: contrattazioni complessive su MTS, MIF e LIFFE. Risultati d'asta: differenza fra i rendimenti d'asta e quelli di mercato nella stessa giornata (solo nel caso di riapertura). Margini di arbitraggio: discrepanza fra prezzo *futures* teorico ed effettivo, calcolato come indicato nel paragrafo 4.

Fig. 1

BTP quotati sul MTS: differenziale lettera-denaro
(punti percentuali - valori medi trimestrali)

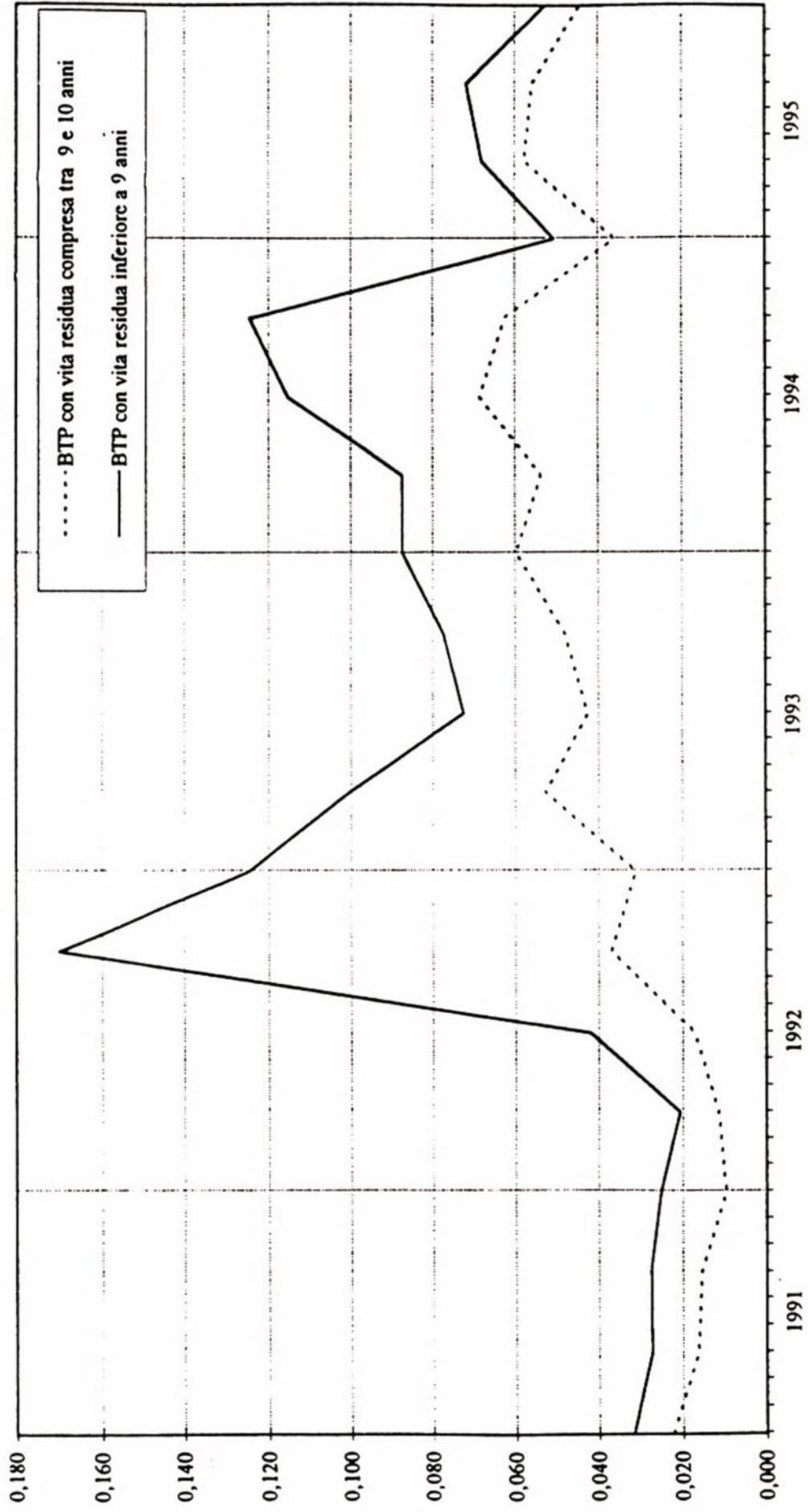
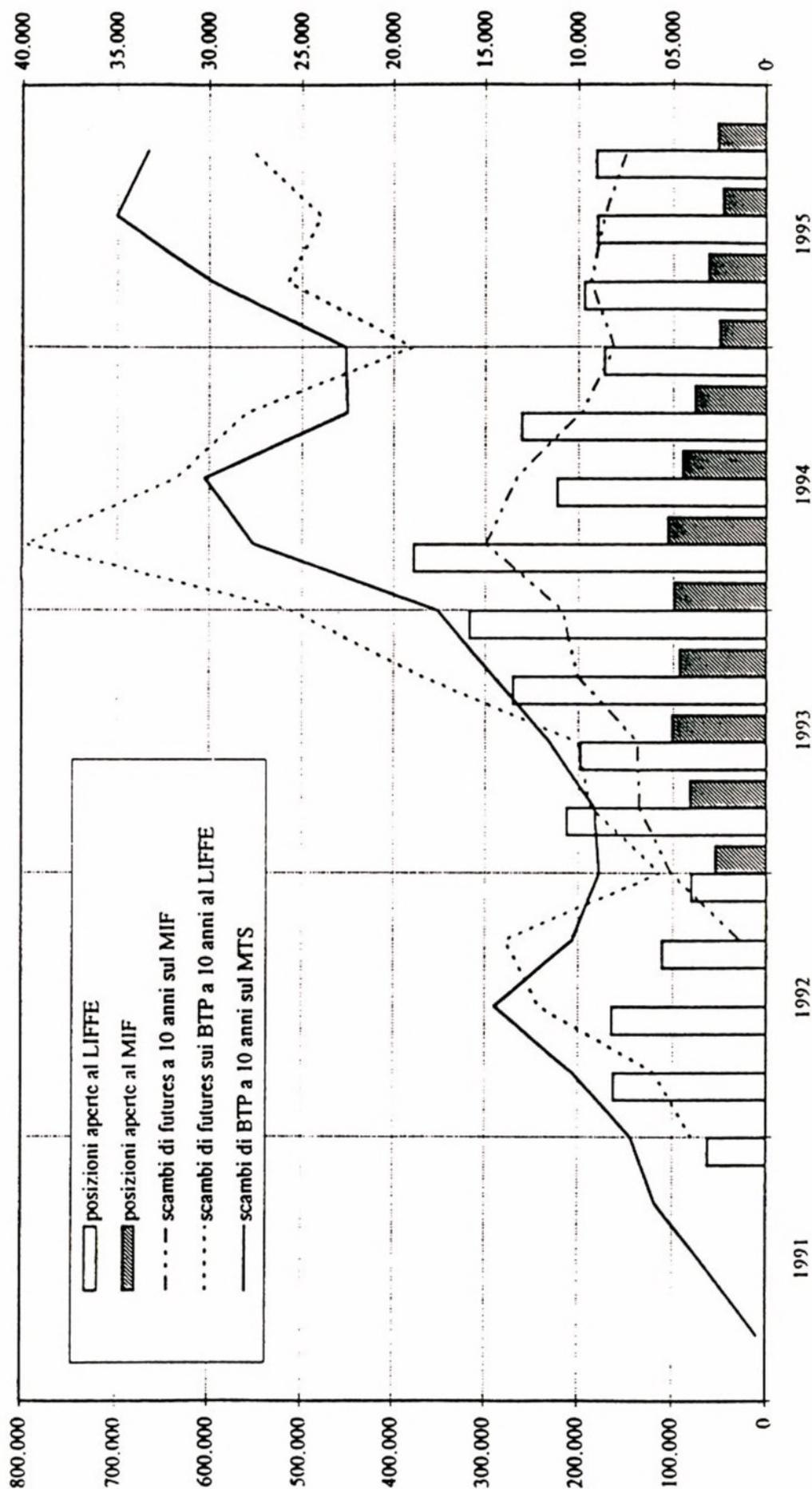


Fig. 2

**BTP decennali: scambi sui mercati
a pronti e a termine e posizioni aperte (1)**
(miliardi di lire)

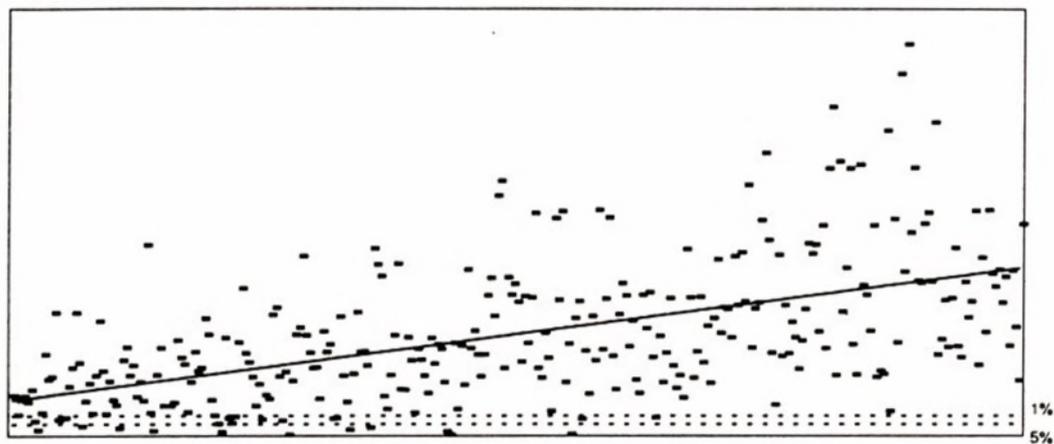


(1) Scala di destra: posizioni aperte (valori di fine trimestre). Scala di sinistra: scambi complessivi nel periodo.

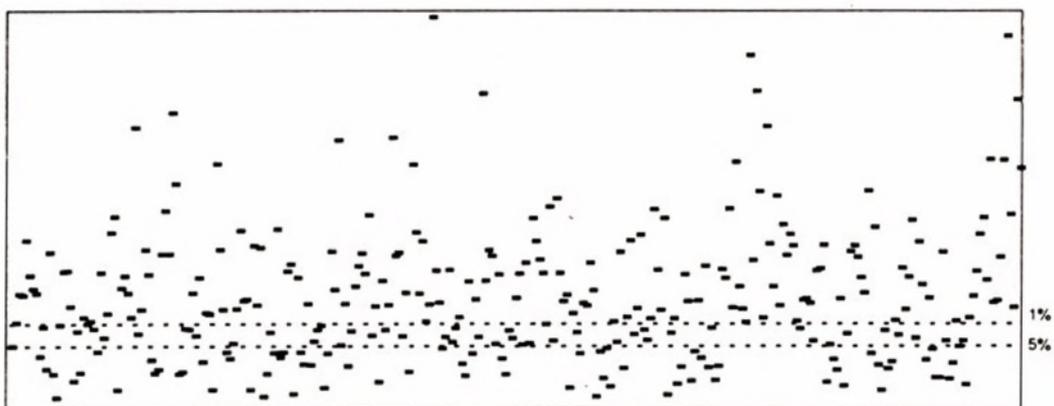
TEST DI CAUSALITA' (MTS vs. LIFFE)

Fig. 3

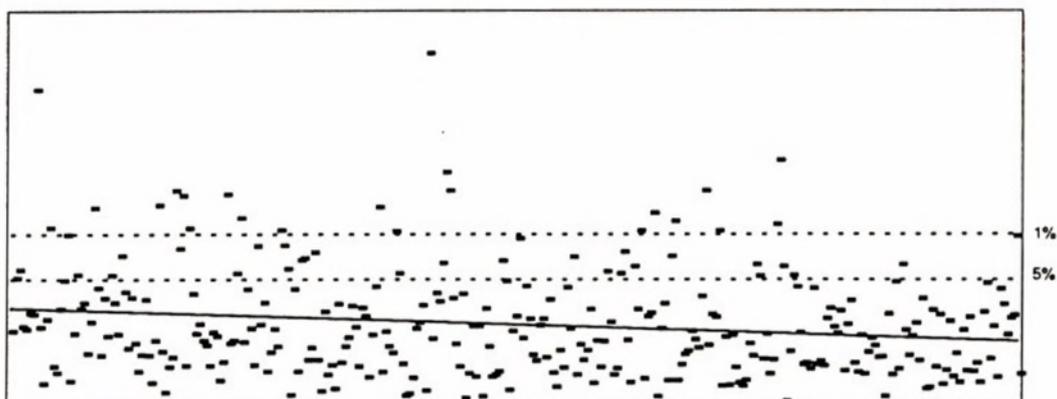
a) correlazione simultanea



b) causalità da LIFFE a MTS



c) causalità da MTS a LIFFE

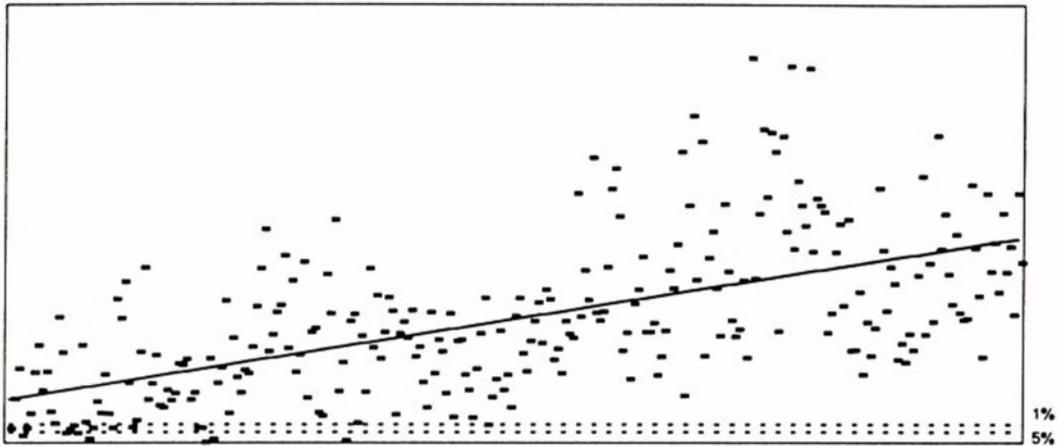


I trend sono evidenziati solo se significativi al livello dell'1 per cento. Le linee orizzontali evidenziano i livelli di significatività dell'1 e del 5 per cento.

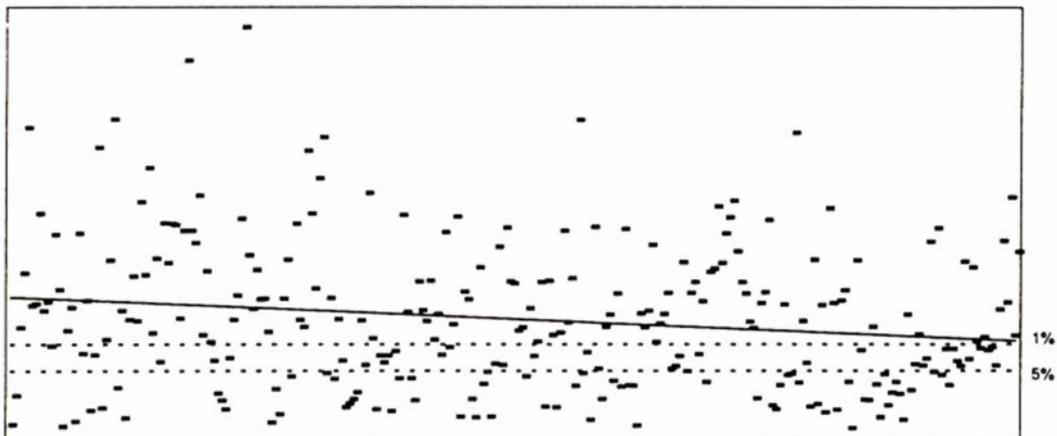
TEST DI CAUSALITA' (MTS vs. MIF)

Fig. 4

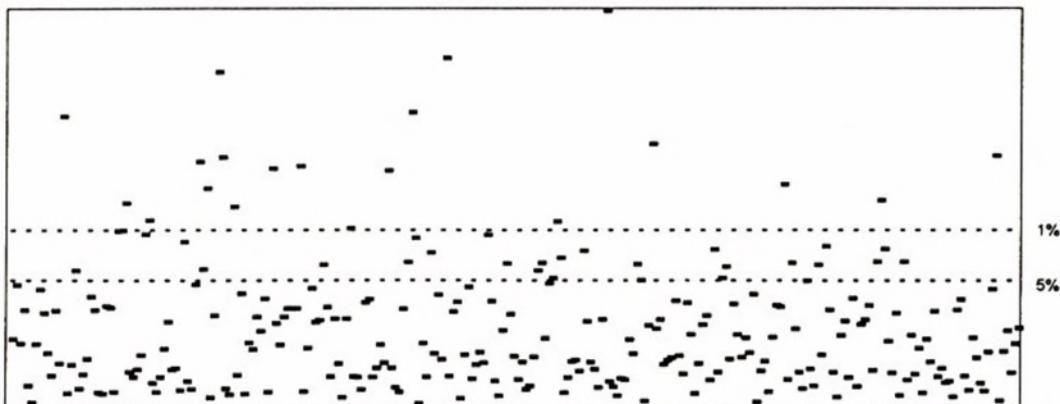
a) correlazione simultanea



b) causalità da MIF a MTS



c) causalità da MTS a MIF

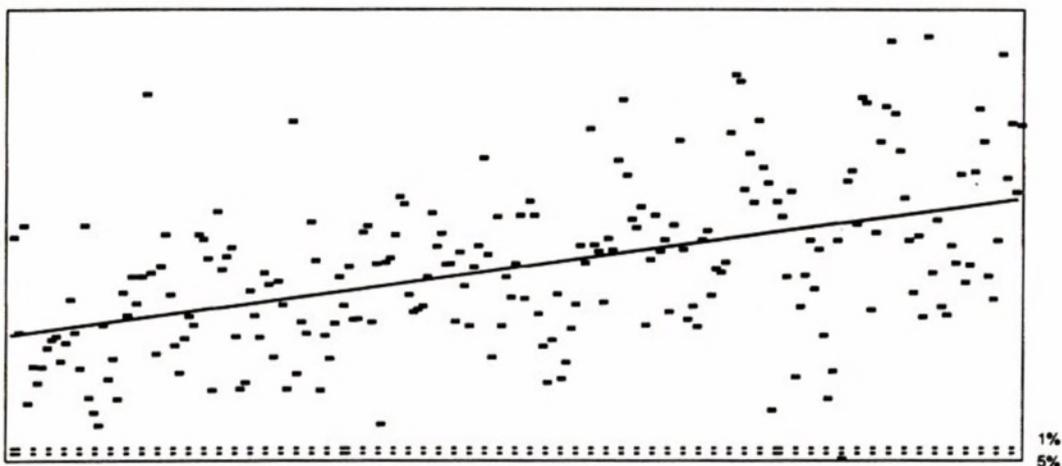


I trend sono evidenziati solo se significativi al livello dell'1 per cento. Le linee orizzontali evidenziano i livelli di significatività dell'1 e del 5 per cento.

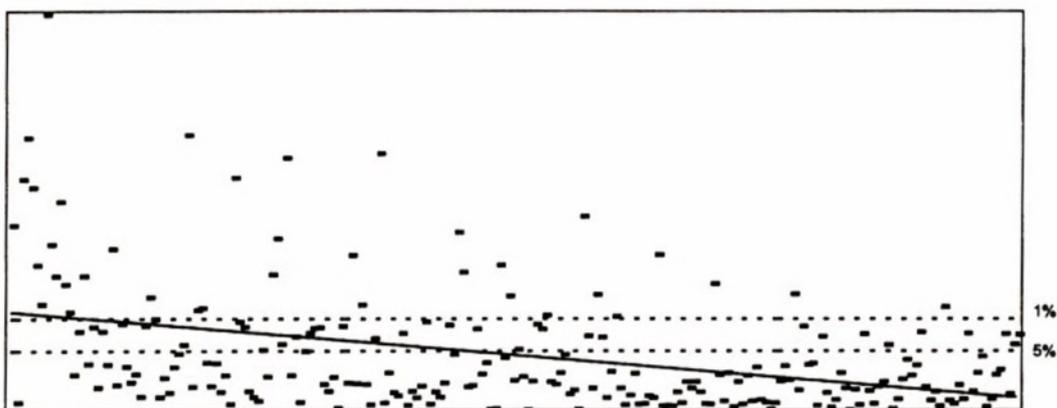
**TEST DI CAUSALITA'
(LIFFE vs. MIF)**

Fig. 5

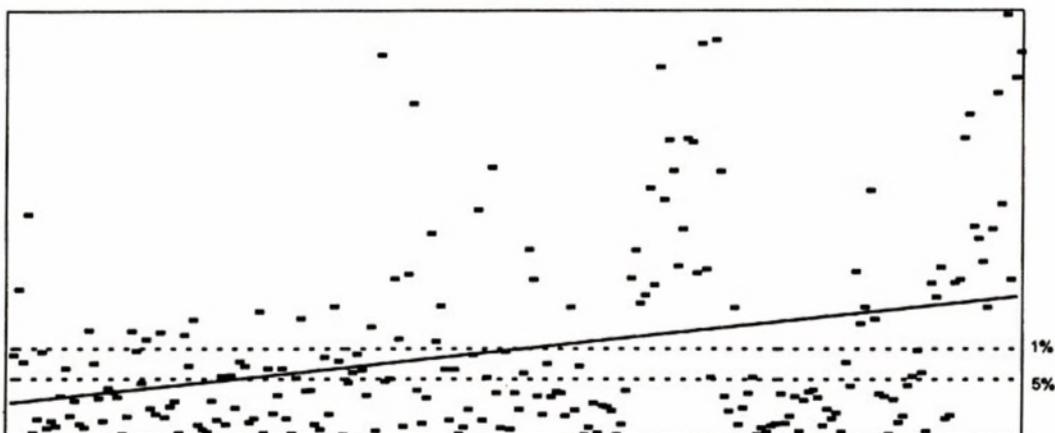
a) correlazione simultanea



b) causalità da MIF a LIFFE



c) causalità da LIFFE a MIF



I trend sono evidenziati solo se significativi al livello dell'1 per cento. Le linee orizzontali evidenziano i livelli di significatività dell'1 e del 5 per cento.

Riferimenti bibliografici

BRI (1994), *Macroeconomic and Monetary Policy Issues Raised by the Growth of Derivative Markets*, Basle.

Chan, K. (1992), *A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market*, in "Review of Financial Studies", vol. 5, n. 1, pp. 123-52.

_____, K. C. Chan e A. Karolyi (1991), *Intraday Volatility in the Stock Index and Stock Index Futures Markets*, in "Review of Financial Studies", vol. 4, n. 4, pp. 657-84.

_____, e Y. P. Chung (1993), *Intraday Relationships among Index Arbitrage, Spot and Futures Price Volatility, and Spot Market Volume: A Transactions Data Test*, in "Journal of Banking and Finance", vol. 17, n. 4, pp. 663-87.

Esposito, M. e C. Giraldi (1994), *Preliminary Evidence on a New Market: The Futures on the Italian Treasury Bonds*, in "Journal of Futures Markets", vol. 14, n. 2, pp. 121-46.

Garbade, K. D. e W. L. Silber (1982), *Price Movements and Price Discovery in Futures and Cash Markets*, in "Review of Economics and Statistics", vol. 65, n. 2, pp. 289-97.

Geweke, J. (1983), *Inference and Causality in Economic Time Series Models*, in "Handbooks in Economics", vol. 2, pp. 1101-44.

Grünbichler, A., F. A. Longstaff e E. S. Schwartz (1994), *Electronic Screen Trading and the Transmission of Information: An Empirical Examination*, in "Journal of Financial Intermediation", vol. 3, n. 2, pp. 166-87.

Harris, L. (1989), *The October 1987 S&P 500 Stock-Futures Basis*, in "Journal of Finance", vol. 44, n. 1, pp. 77-99.

- Kawaller, I. G., P. D. Koch e T. W. Koch (1987), *The Temporal Price Relationship between S&P 500 Futures and the S&P 500 Index*, in "Journal of Finance", vol. 42, n. 5, pp. 1309-28.
-
- (1993), *Intraday Market Behavior and the Extent of Feedback between S&P 500 Futures Prices and the S&P 500 Index*, in "Journal of Financial Research", vol. 16, n. 2, pp. 105-20.
- Lo, A. W. e A. C. MacKinlay (1990), *An Econometric Analysis of Nonsynchronous Trading*, in "Journal of Econometrics", vol. 45, n. 1-2, pp. 181-211.
- Padoa-Schioppa, T. (1995), *I prodotti derivati: profili di pubblico interesse*, Lezione Emilio Moar, Milano, Università Cattolica, Banca d'Italia, Documenti, n. 505.
- Scalia, A. (1994), *New Evidence on Electronic Screen Trading and the Transmission of Information: An Analysis of Causality and Efficiency in the Italian Government Bond Market*, Banca d'Italia, dattiloscritto.
- Schwarz, T. V., F. E. Laatsch (1991), *Dynamic Efficiency and Price Leadership in Stock Index Cash and Futures Markets*, in "Journal of Futures Markets", vol. 11, n. 6, pp. 669-83.
- Stoll, H. R. e R. E. Whaley (1990), *The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns*, in "Journal of Financial and Quantitative Analysis", vol. 25, n. 4, pp. 441-67.

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

- n. 259 — *La redditività degli sportelli bancari dopo la liberalizzazione*, di F. CASTELLI, M. MARTINY e P. MARULLO REEDTZ (novembre 1995).
- n. 260 — *Quanto è grande il mercato dell'usura?*, di L. GUISO (dicembre 1995).
- n. 261 — *Debt Restructuring with Multiple Creditors and the Role of Exchange Offers*, di E. DETRAGIACHE e P. G. GARELLA (dicembre 1995).
- n. 262 — *National Saving and Social Security in Italy (1954-1993)*, di N. ROSSI e I. VISCO (dicembre 1995).
- n. 263 — *Share Prices and Trading Volume: Indications of Stock Exchange Efficiency*, di G. MAJNONI e M. MASSA (gennaio 1996).
- n. 264 — *Stock Prices and Money Velocity: A Multi-Country Analysis*, di M. CARUSO (febbraio 1996).
- n. 265 — *Il recupero dei crediti: costi, tempi e comportamenti delle banche*, di A. GENERALE e G. GOBBI (marzo 1996).
- n. 266 — *Are Banks Risk-Averse? A Note on the Timing of Operations in the Interbank Market*, di P. ANGELINI (marzo 1996).
- n. 267 — *Money Demand in Italy: A System Approach*, di R. RINALDI e R. TEDESCHI (maggio 1996).
- n. 268 — *Asset Pricing Lessons for Modeling Business Cycles*, di M. BOLDRIN, L. J. CHRISTIANO e J. D. M. FISHER (maggio 1996).
- n. 269 — *Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?*, di G. D. RUDEBUSCH (maggio 1996).
- n. 270 — *Maximization and the Act of Choice*, di A. SEN (maggio 1996).
- n. 271 — *Una stima dell'incidenza dell'imposizione diretta sulle imprese negli anni ottanta*, di A. STADERINI (giugno 1996).
- n. 272 — *Institutions and Labor Reallocation*, di G. BERTOLA e R. ROGERSON (luglio 1996).
- n. 273 — *Monitoring, Liquidation, and Security Design*, di R. REPULLO e J. SUAREZ (luglio 1996).
- n. 274 — *Localismo, spirito cooperativo ed efficienza: elementi per un'analisi economica delle banche di credito cooperativo*, di L. CANNARI e L.F. SIGNORINI (luglio 1996).
- n. 275 — *Intergenerational Transfers, Borrowing Constraints and the Timing of Home Ownership*, di L. GUISO e T. JAPPELLI (luglio 1996).
- n. 276 — *Monetary Policy Transmission, the Exchange Rate and Long-Term Yields under Different Hypotheses on Expectations*, di E. GAIOTTI e S. NICOLETTI-ALTIMARI (agosto 1996).
- n. 277 — *Il fabbisogno finanziario pubblico*, di F. BALASSONE e D. FRANCO (settembre 1996).
- n. 278 — *Real Interest Rates, Sovereign Risk and Optimal Debt Management*, di F. DRUDI e R. GIORDANO (settembre 1996).
- n. 279 — *La riscoperta del debito e delle banche: progressi e questioni irrisolte*, di R. DE BONIS (ottobre 1996).
- n. 280 — *Why Banks Have a Future: An Economic Rationale*, di R. G. RAJAN (ottobre 1996).
- n. 281 — *Coordination and Correlation in Markov Rational Belief Equilibria*, di M. KURZ e M. SCHNEIDER (ottobre 1996).
- n. 282 — *The Equity Premium Is No Puzzle*, di M. KURZ e A. BELTRATTI (ottobre 1996).

(*) I "Temi" possono essere richiesti a:
Banca d'Italia - Servizio Studi - Divisione Biblioteca e pubblicazioni - Via Nazionale, 91 - 00184 Roma
(fax 06 47922059).