

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**La microstruttura del mercato
dei titoli di Stato**

di Antonio Scalia



Numero 208 - Agosto 1993

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**La microstruttura del mercato
dei titoli di Stato**

di Antonio Scalia

Numero 208 - Agosto 1993

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

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

LA MICROSTRUTTURA DEL MERCATO DEI TITOLI DI STATO

di Antonio Scalia (*)

Sommario

Il lavoro esamina l'andamento degli scambi dei BTP decennali sul mercato telematico dei titoli di Stato all'interno della giornata di contrattazione, allo scopo di valutare empiricamente il grado di efficienza e l'elasticità del mercato. All'inizio della giornata si osserva una concentrazione degli scambi e una riduzione della volatilità dei prezzi. Gli effetti del mercato *futures* sugli scambi a pronti sono chiaramente positivi: nei giorni del 1992 in cui non è stato possibile effettuare scambi a termine si sono osservati un declino dei volumi e un netto aumento del differenziale lettera-denaro e della volatilità. In base all'esame delle regolarità dei rendimenti periodali, si mostra che non è possibile mettere in atto strategie di *trading* profittevoli basate sulla conoscenza della serie storica dei prezzi passati. Infine, nei due periodi del 1992 in cui si è avuta la massima tensione sul prezzo dei BTP decennali, si sono stimate variazioni contenute dei parametri della microstruttura del mercato, rispetto alla situazione "normale" dei giorni precedenti. Tale evidenza indica che la capacità dei prezzi di riflettere in maniera corretta le informazioni sull'andamento degli scambi rimane elevata in ogni circostanza.

Indice

1. Introduzione	p. 5
2. La microstruttura	
2.1 Rassegna della letteratura	p. 7
2.2 I volumi	p. 10
2.3 Lo <i>spread</i>	p. 15
2.4 La volatilità	p. 19
2.5 Conclusioni sulla microstruttura	p. 21
3. Le regolarità dei rendimenti	
3.1 Rassegna della letteratura	p. 22
3.2 I rendimenti periodali	p. 24
3.3 Conclusioni sulle regolarità dei rendimenti	p. 26
4. La relazione tra prezzi e volumi	
4.1 Il modello empirico di HLM	p. 27
4.2 I dati	p. 30
4.3 Le stime	p. 32
5. Conclusioni	p. 35
Tavole e figure	p. 37
Riferimenti bibliografici	p. 55

(*) Banca d'Italia, Servizio Mercati monetario e finanziario.

1. Introduzione¹

Nel corso del 1992 il mercato telematico secondario dei titoli di Stato italiani (MTS) ha raggiunto il suo massimo sviluppo: rispetto al 1988, anno di inizio dell'attività, il numero degli operatori è passato da 95 a 319, di cui 30 operatori principali; i titoli quotati sono cresciuti da 20 a 94; il volume medio giornaliero degli scambi è passato da 260 a 6.500 miliardi (tavola 1). L'aumento delle contrattazioni è stato maggiormente avvertito per i Buoni poliennali del Tesoro; in particolare, i BTP decennali rappresentano di gran lunga la specie più liquida del mercato, con una quota sul totale degli scambi medi giornalieri pari al 53 per cento. A distanza di pochi anni dall'avvio dell'MTS, si può pertanto affermare che esso ha raggiunto un elevato grado di liquidità ed efficienza (cfr. Bianchi, 1992). Nel caso dei BTP decennali, tali proprietà sembrano essere state accentuate in seguito all'introduzione dei contratti futures al LIFFE, nel settembre del 1991, e sul MIF, un anno dopo (cfr. Cervone, 1992).

Negli anni recenti si è sviluppata una vasta letteratura sulla cosiddetta "microstruttura dei mercati", cioè sulla relazione sequenziale che lega gli scambi e i prezzi dei titoli; i modelli di *market microstructure* hanno derivato precise implicazioni per la dinamica dei volumi, dei differenziali lettera-denaro e della volatilità durante la giornata di contrattazione. I lavori empirici che sono seguiti a questa letteratura hanno fornito utili indicazioni per le varie categorie di operatori interessati a una conoscenza approfondita

1. Questo lavoro ha beneficiato delle numerose osservazioni ricevute e dei chiarimenti da parte dei colleghi che curano il monitoraggio del mercato dei titoli di Stato italiani. Desidero ringraziare in particolare il prof. Stephen Schaefer, Bruno Bianchi, Giuseppe Bruno, Enrico Cervone, Enrico Levrini, Pietro Maggio, Gaetano Marseglia, Fabio Panetta, Giulio Teodori e un anonimo referee. Rimango responsabile degli eventuali errori.

e al buon funzionamento dei mercati stessi: *dealers*, investitori, autorità di controllo.

La prima finalità del presente lavoro è di sottoporre a verifica le teorie sulla microstruttura nel caso degli scambi di BTP decennali sull'MTS. Nel paragrafo 2 viene pertanto descritta l'evoluzione intragiornaliera dei volumi, dello *spread* lettera-denaro e della volatilità, e si effettua un confronto con le ipotesi delle due principali teorie sulla microstruttura, quella basata sulle asimmetrie informative e quella incentrata sulla gestione ottimale del portafoglio e il ciclo del mercato. Dopo un esame della presenza di regolarità infrasettimanali sulle variabili descritte, si svolge un test sugli effetti che la temporanea chiusura del mercato *futures* provoca nel mercato a pronti. Inoltre, si effettua un esame delle regolarità di calendario dei rendimenti dei BTP quotati (paragrafo 3).

A fronte dello sviluppo dimensionale dell'MTS, nel corso dell'anno i prezzi dei titoli quotati hanno risentito negativamente di due importanti *shocks*: nei giorni successivi all'esito sfavorevole del *referendum* danese sull'unione economica e monetaria europea, il 3 e il 4 giugno, le vendite di titoli da parte di investitori esteri e italiani hanno provocato una flessione dell'indice del corso secco dei BTP quotati di 1,15 punti percentuali; in seguito al riallineamento nello SME del 13 settembre, la continuata pressione speculativa sulla lira ha provocato forti tensioni sui corsi dei BTP, e in particolare il 15 e il 16 di quel mese l'indice si è ridotto del 2,94 per cento, mostrando nei due giorni successivi una parziale ripresa (tavola 2). Le vicende descritte hanno fatto sorgere interrogativi sulla capacità dell'MTS di assorbire sbalzi di offerta (o domanda) con oscillazioni di prezzo contenute, cioè sullo spessore e l'elasticità del mercato.

Uno studio recente (Hausman, Lo e MacKinlay, 1992) ha sviluppato un metodo di stima puntuale sulla reazione dei prezzi all'arrivo di ordini di acquisto e vendita, che consente di misurare accuratamente l'elasticità di un mercato. La seconda finalità del presente lavoro è di stimare il modello empirico di Hausman, Lo e MacKinlay nel caso dei BTP decennali. A tal fine si impiega il metodo *Conditional Heteroskedasticity Maximum Likelihood*, e si analizza in particolare l'evoluzione dei prezzi dei titoli nei due periodi critici dell'estate (paragrafo 4). Le conclusioni del lavoro sono contenute nel paragrafo 5.

2. La microstruttura

2.1 Rassegna della letteratura

La microstruttura temporale dei mercati finanziari è definibile come l'interrelazione sequenziale degli scambi e dei prezzi². Le teorie della microstruttura elaborate per i *dealership markets*, cioè i mercati del tipo dell'MTS, ove i *market makers* si impegnano a fornire quotazioni impegnative in acquisto e in vendita, si distinguono tra (a) quelle basate sul ruolo dell'informazione e (b) quelle incentrate sul ciclo giornaliero del mercato.

I modelli del primo gruppo³ caratterizzano il *dealership market* in base alla diversa qualità degli operatori che intervengono in contropartita ai *market makers*: essi distinguono infatti i *liquidity traders*, che acquistano e vendono titoli alle quotazioni del mercato e hanno vincoli temporali nell'esecuzione

2. Cfr. Garman (1976).

3. Cfr. Kyle (1984, 1985), Glosten e Milgrom (1985), Admati e Pfleiderer (1988).

degli ordini, dagli *informed traders*, che acquisiscono informazioni privilegiate sull'evoluzione dei prezzi e possono scegliere il momento migliore per effettuare gli scambi con i *market makers*. L'evoluzione intragiornaliera delle quotazioni è allora determinata dalla reazione dei *market makers* all'arrivo degli ordini di vario tipo e grandezza; essi devono infatti mantenere differenziali lettera-denaro contenuti se non vogliono rimanere fuori dal mercato, ma allo stesso tempo, non conoscendo la natura della controparte, devono ampliarli quando sospettano l'arrivo di ordini da parte degli *informed traders* che potrebbero provocare una perdita. La dinamica intragiornaliera degli scambi è influenzata dal fatto che sia i *liquidity traders*, sia gli *informed traders* preferiscono concentrare i propri ordini nei momenti della giornata in cui il mercato è più spesso: i primi affinché gli ordini abbiano un impatto minore sui prezzi, i secondi per "nascondere" la propria qualità.

Le due principali implicazioni di questi modelli sono pertanto riassumibili come segue: esiste in equilibrio una tendenza alla concentrazione degli scambi in uno o più periodi (arbitrari) della giornata; in tali periodi lo *spread* lettera-denaro si riduce e la volatilità dei prezzi aumenta. Da un punto di vista empirico, tali modelli giustificano la più volte osservata concentrazione dei volumi all'apertura e prima della chiusura giornaliera dei mercati finanziari con la maggior presenza in quei periodi di *liquidity traders* dotati di vincoli temporali sull'esecuzione degli scambi.

Nella teoria sulla gestione ottima del portafoglio e il ciclo giornaliero del mercato, si esclude l'esistenza di asimmetrie informative tra gli operatori e si incentra l'analisi sull'aggiustamento delle posizioni di ognuno di essi in relazione alla dinamica del prezzo di ciascun titolo, che segue un processo probabilistico log-normale continuo durante le

ventiquattr'ore del giorno⁴. L'evoluzione degli scambi è legata all'orario delle contrattazioni. All'apertura del mercato, l'accumulo di nuove informazioni e l'evoluzione notturna del valore del titolo sono tali da generare una domanda di scambi superiore e meno elastica di quella consueta durante l'orario di attività del mercato. Analogamente, nel periodo precedente alla chiusura, si svolgerà una quantità più elevata di scambi per aggiustare i portafogli in previsione dell'interruzione del mercato; in particolare, numerosi operatori di breve periodo vorranno chiudere le proprie posizioni per evitarne il regolamento e per non sostenerne il rischio nel passaggio da un giorno al successivo.

Le implicazioni empiriche di questa teoria sono così riassumibili: esiste una tendenza alla concentrazione degli scambi all'apertura e prima della chiusura dei mercati; in questi periodi i differenziali lettera-denaro sono maggiori a causa dell'inelasticità della domanda e dell'offerta. La dinamica dei volumi e degli *spreads* all'interno della giornata sarà a forma di U. Secondo gli autori, il pregio principale di tale teoria risiede nel fatto che le ipotesi di partenza hanno un elevato potere euristico, e sono sostenute dall'esperienza degli operatori e dalla letteratura empirica.

Le ricerche sull'argomento sono state condotte sui titoli azionari quotati al New York Stock Exchange (NYSE). I risultati di tali studi sembrano convalidare il modello del secondo tipo. Essi indicano infatti che sia il volume degli scambi⁵ sia il differenziale lettera-denaro⁶ presentano una

-
4. Cfr. Merton (1971), Brock e Kleidon (1992).
 5. Cfr. Wood, McInish e Ord (1985), Jain e Joh (1988), Foster e Viswanathan (1989).
 6. Cfr. McInish e Wood (1988), Brock e Kleidon (1992).

forma a U, con valori elevati all'apertura e prima della chiusura del mercato. Inoltre, un lavoro recente sugli scambi di azioni italiane nel mercato telematico ad asta continua ha posto in evidenza che i volumi tendono a concentrarsi all'inizio della giornata, e che la variabilità dei prezzi risulta maggiore in concomitanza con la crescita degli scambi⁷.

2.2 I volumi

Allo scopo di analizzare la dinamica intragiornaliera degli scambi sull'MTS, si sono considerati tutti i dati relativi alle transazioni di BTP decennali nel periodo dal 2 gennaio al 31 dicembre 1992. Il campione include 247 giornate di contrattazione e 155.661 transazioni in totale⁸.

I titoli scambiati nel periodo, la cui quotazione sull'MTS ha seguito di pochi giorni l'emissione, sono 6: BTP 1/3/2001 12,50%, 1/6/2001 12%, 1/9/2001 12%, 1/1/2002 12%, 1/5/2002 12%, 1/9/2002 12%. Secondo una tendenza ampiamente riscontrata nel mercato, i titoli maggiormente scambiati in ciascuna giornata sono quelli di più recente emissione⁹. I volumi complessivi sono risultati massimi il 3 giugno, con un controvalore di 8.710 miliardi, in seguito all'esito del referendum danese sull'integrazione europea, e hanno toccato il valore minimo il 19 ottobre (775 miliardi).

7. Cfr. Impenna, Maggio e Panetta (1993).

8. Il campione non comprende i giorni 27 febbraio, 2 marzo, 13 aprile, 12 agosto, 20 ottobre, 3 e 31 dicembre, per i quali non sono disponibili gli scambi intragiornalieri.

9. Cfr. Cherubini, Govino e Hamai (1992).

I dati sono stati organizzati come segue. Gli scambi e le quotazioni sono stati ripartiti in intervalli di 15 minuti ciascuno durante l'orario di contrattazione. Il primo intervallo inizia alle 9,30 e termina alle 9,45; il secondo inizia alle 9,45 e 1 secondo e termina alle 10,00, e così via fino alle 13,30, quando il mercato chiude ufficialmente per un'ora; la ripartizione prosegue dalle 14,30 alle 16,30, ora in cui il mercato chiude.

La tavola 3 e la figura 1 descrivono l'andamento intragiornaliero medio degli scambi di BTP decennali nel corso del 1992. Gli istogrammi nella figura 1 rappresentano la media semplice dei volumi all'interno di ciascun intervallo di 15 minuti nel campione. La figura mostra che, dopo un periodo di 15 minuti caratterizzato da scambi medi pari a oltre 100 miliardi, le contrattazioni toccano il valore massimo della giornata tra le 9,45 e le 10,00, con un volume pari a circa 230 miliardi¹⁰. I volumi rimangono superiori a 150 miliardi fino alle 11,15. Durante il seguito della mattina, essi mostrano un declino costante, toccando i 90 miliardi nell'intervallo tra le 13,15 e le 13,30. Nei primi 15 minuti successivi alle 14,30 si osserva un fenomeno analogo a quello dell'apertura, cioè una partenza lenta degli scambi, in seguito alla quale essi si portano su un livello pressoché costante per il resto del pomeriggio, con un volume medio di circa 130-140 miliardi per intervallo. L'ultimo fenomeno di rilievo della giornata riguarda il picco dei volumi che si osserva alla chiusura ufficiale del mercato: gli scambi medi tra le 16,15 e le 16,30 risalgono infatti a oltre 150 miliardi.

L'analisi dell'evoluzione intragiornaliera è stata

10. Il quantitativo minimo di contrattazione sull'MTS è pari a 5 miliardi di lire. La quasi totalità degli scambi si svolge per tale importo minimo (cfr. par. 4.2).

inoltre specializzata, allo scopo di distinguere eventuali regolarità negli scambi legate al giorno della settimana (*day-of-the-week effect*). Nel caso degli scambi sull'MTS, si è adottato il metodo dell'analisi di regressione con le variabili *dummy* legate al giorno della settimana, ampiamente consolidato nella letteratura¹¹. In particolare, si sono esaminati gli scambi all'interno degli intervalli intragiornalieri di 15 minuti durante l'orario ufficiale del mercato. Si sono quindi svolte le seguenti regressioni:

$$V_{t,n} = a_n + b_{1,n}D_{1,t} + b_{2,n}D_{2,t} + b_{3,n}D_{3,t} + b_{4,n}D_{4,t} + u_{t,n} \quad (1)$$

in cui $V_{t,n}$ rappresenta il volume degli scambi di BTP decennali nel giorno t -esimo, dove t va dal 2 gennaio al 31 dicembre 1992, nell'intervallo n -esimo, dove n va dall'intervallo 9,30-9,45 a quello 13,15-13,30 e da quello 14,30-14,45 a quello 16,15-16,30; a_n rappresenta il termine costante proprio di ciascun intervallo; $D_{g,t}$ indica una variabile *dummy* relativa a ciascun giorno della settimana, dove $g=(1,2,3,4)$ va dal lunedì al giovedì, e pari a 1 se il giorno t -esimo del campione coincide con il giorno g -esimo all'interno della settimana e a 0 altrimenti; $u_{t,n}$ rappresenta la componente del volume di ciascun intervallo che non viene spiegata dal giorno della settimana; $b_{g,n}$ indica il valore medio degli scambi dell'intervallo n -esimo che nel giorno g -esimo risultano in eccesso (difetto) rispetto al giorno assunto come base, il venerdì, il cui valore è dato a sua volta dal termine a_n . In complesso, il numero di intervalli N è pari a 24, di cui 16 nella prima parte della giornata.

Nell'ipotesi che il termine $u_{t,n}$ abbia una distribuzione

11. Cfr. Smirlock e Starks (1986), Harris (1986), Johnston, Kracaw e McConnell (1991).

normale i.i.d., il valore della statistica t di Student della stima di $b_{g,n}$ indica se la differenza di volume riscontrata nel giorno g -esimo è significativa o meno. Inoltre, il test F della regressione mostra la presenza di differenze significative tra il comportamento del venerdì e quello degli altri giorni della settimana presi congiuntamente. Allo scopo di verificare l'assenza di autocorrelazione ed eteroschedasticità dei residui, che invaliderebbero i test t ed F , sono stati condotti rispettivamente i test di Durbin-Watson, relativo al primo ordine dei residui, e di Goldfeld-Quandt, basato anch'esso sulla distribuzione F . Quest'ultimo è stato svolto tramite la procedura suggerita da Kmenta (1986)¹². Tutti i test sono stati condotti al livello di significatività del 5 per cento.

I risultati delle stime della (1) e dei rispettivi test sono contenuti nella tavola 4. Dalla seconda colonna si osserva che il profilo temporale degli scambi del venerdì non si discosta da quello medio della settimana, descritto sopra. In particolare, il volume massimo di 223 miliardi viene raggiunto tra le 9,45 e le 10,00; il minimo viene raggiunto subito dopo la pausa, tra le 14,30 e le 14,45, con un valore di 76,4 miliardi; infine, nel resto del pomeriggio gli scambi si riportano su un livello di 120-130 miliardi. Le variazioni maggiori rispetto al venerdì si riscontrano nella mattina di lunedì, martedì e giovedì. In particolare, all'apertura del lunedì gli scambi risultano in media inferiori di 30 miliardi rispetto al venerdì, e nel seguito della mattina i volumi rimangono più contenuti; inoltre, il martedì e il giovedì si osserva una tendenza all'aumento degli scambi rispetto al venerdì.

12. In particolare, le osservazioni sono state ordinate in base all'ordine crescente del quadrato dei residui, e si sono scartate le osservazioni mediane pari in numero a un sesto del totale. Cfr. Kmenta (1986, p. 293).

Nel complesso, la statistica F mostra la presenza di un effetto infrasettimanale sugli scambi, indicata dalla sottolineatura, in 3 intervalli su 24. Tuttavia, in tali casi non sono verificate entrambe le condizioni per la corretta inferenza statistica, cioè la non-autocorrelazione e l'omoschedasticità dei residui.

La chiusura del LIFFE nei tre lunedì di *bank holidays* inglesi nel corso dell'anno¹³ consente inoltre di effettuare un test sull'effetto che la momentanea assenza di contrattazioni sui contratti *futures* ha sugli scambi a pronti¹⁴. Si sono pertanto svolte le seguenti regressioni:

$$V_{t,n} = c_n + d_n L_t + w_{t,n} \quad (2)$$

in cui $V_{t,n}$ rappresenta il volume degli scambi di BTP decennali nel lunedì t -esimo, dove il numero complessivo di lunedì lavorativi nel campione è pari a 48, nell'intervallo n -esimo, come definito per la (1); c_n rappresenta la media degli scambi di BTP decennali nell'intervallo n -esimo all'interno del campione; L_t indica una *dummy* pari a 1 nei tre giorni in cui il LIFFE è rimasto chiuso e a 0 altrove; $w_{t,n}$ rappresenta la componente del volume di ciascun intervallo che non viene spiegata dalla chiusura del mercato *futures*; d_n è il valore degli scambi dell'intervallo n -esimo in eccesso (difetto) rispetto a quelli

13. Si tratta del 4 e del 25 maggio e del 31 agosto.

14. Il metodo è lo stesso impiegato da Pagano e Roell (1990), che analizzano gli effetti della chiusura della borsa valori di Milano sul *market touch* delle azioni italiane trattate al SEAQ International di Londra.

medi quando il LIFFE è chiuso¹⁵.

Le stime effettuate sono riportate nella tavola 5. Esse mostrano la presenza di due importanti regolarità orarie legate alla chiusura del LIFFE: in primo luogo, nella seconda ora di contrattazioni si osserva una caduta degli scambi, che culmina nei due intervalli con inizio rispettivamente alle 11,15 e alle 11,30, quando l'assenza delle contrattazioni a termine ha l'effetto di ridurre gli scambi a pronti da circa 140 a circa 10 miliardi; il medesimo fenomeno, con intensità minore, si registra anche prima della chiusura del mercato. In tali intervalli non vengono rigettate le ipotesi sull'indipendenza e l'omoschedasticità dei residui.

2.3 Lo spread

Gli approcci sviluppati nella letteratura sulle determinanti e la misurazione dello *spread* sono tre: (a) il modello di *order processing cost*¹⁶, il modello di informazione avversa¹⁷ e il modello di *inventory holding cost*¹⁸. Una rassegna di tali teorie va oltre gli scopi del presente lavoro, e per essa si rinvia a Stoll (1989). In questa sede è tuttavia utile esaminarne alcune implicazioni empiriche.

Poiché raramente sono disponibili dati sui prezzi lettera

-
15. Le regressioni sono state svolte sui soli lunedì, anziché su tutte le giornate dell'anno, al fine di depurare le stime dalla presenza degli effetti infrasettimanali.
16. Cfr. Roll (1984).
17. Cfr. Copeland e Galai (1983).
18. Cfr. Ho e Stoll (1981).

e denaro praticati dai *market makers*, che forniscono una misura dello *spread* "quotato", l'analisi empirica impiega generalmente lo *spread* "realizzato" in base alla sequenza degli scambi, cioè il valore assoluto della differenza tra due prezzi successivi relativi a ordini opposti (*price reversal*). Ciascuno dei tre modelli sopra indicati ha implicazioni diverse per la relazione tra lo *spread* quotato e quello realizzato¹⁹. In particolare, secondo l'approccio di *order processing cost*, sotto l'ipotesi "neutra" che gli ordini di acquisto e di vendita abbiano la stessa probabilità di arrivo, il valore quotato e quello realizzato dello *spread* sono identici; secondo gli altri due approcci, che fanno assunzioni più complesse sull'aggiustamento dinamico dei prezzi, il valore osservato è pari alla metà di quello quotato.

La presente analisi non ha lo scopo di effettuare un test delle teorie sullo *spread*, ma quello di scegliere una misura dello *spread* per svolgere un test sui modelli della microstruttura nel caso dei BTP decennali sull'MTS. A tal fine, si sono impiegati due criteri: in primo luogo, occorre sfruttare in maniera efficiente la vasta quantità di informazioni intragiornaliere disponibili; in secondo luogo, occorre adottare una misura dello *spread* non distorta a favore di alcuna ipotesi della microstruttura. Pertanto, in assenza di dati completi sulle quotazioni lettera e denaro nel corso della giornata, si è stimato lo *spread* in base al suo valore realizzato, cioè tramite i *price reversals*.

Analogamente al caso dei volumi, ciascuna giornata è

19. La stima delle componenti dello *spread* realizzato è effettuata da Stoll (1989) e da Glosten e Harris (1988).

stata suddivisa in intervalli di 15 minuti²⁰. Per ogni scambio $i=1, \dots, I_{t,n,j}$ registrato nell'intervallo n del giorno t e relativo al titolo decennale j quotato nel giorno ($j=1, \dots, J_t$), si definiscono le seguenti variabili: $p_{j,i}$, pari al prezzo di scambio del titolo; $z_{j,i}$, pari a 1 in caso di acquisto (alla quotazione lettera) e a -1 in caso di vendita (alla quotazione denaro); $\tau_{j,i}$, pari al numero progressivo di secondi intercorsi dall'inizio della giornata allo scambio i . Lo *spread* medio $S_{t,n}$ di ciascun intervallo n del giorno t è calcolato come segue:

$$S_{t,n} = \left(\sum_{j=1}^{J_t} I_{t,n,j} \right)^{-1} \sum_{j=1}^{J_t} \sum_{i=1}^{I_{t,n,j}} S_{t,n,j,i} \quad (3)$$

in cui il valore $s_{t,n,j,i}$ è dato dalla seguente espressione (si omettono per semplicità i suffissi t,n dalle variabili):

$$s_{j,i} = \begin{cases} |p_{j,i} - p_{j,i-1}| & \text{se } (z_{j,i} + z_{j,i-1}) = 0 \\ \min_k \left[|p_{j,i-k} - p_{j,i-k-1}| \mid (z_{j,i-k} + z_{j,i-k-1}) = 0 \right] & \text{se } (z_{j,i} + z_{j,i-1}) \neq 0 \end{cases} \quad (4)$$

In breve, lo *spread* $S_{t,n}$ è dato dalla media semplice di tutti i valori $s_{j,i}$, ciascuno dei quali è pari al differenziale lettera-denaro osservato sulla base della sequenza degli ultimi due scambi oppure, se questi sono dello stesso tipo (acquisto-acquisto o vendita-vendita), all'ultimo differenziale osservato

20. Il campione non include i primi quattro giorni lavorativi del 1992, per i quali non è disponibile l'informazione relativa al tipo dello scambio, se in acquisto o in vendita rispetto all'operatore principale.

nell'intervallo. Inoltre, il valore medio S'_n dello *spread* nell'intervallo n all'interno dell'intero campione è posto pari alla media ponderata dei valori giornalieri:

$$S'_n = \left(\sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^{J_t} I_{t,n,j} \right)^{-1} \sum_{t=1}^T S_{t,n} \left(\sum_{j=1}^{J_t} I_{t,n,j} \right) \quad (5)$$

L'evoluzione dello *spread* medio intragiornaliero S'_n è descritta nella tavola 3 e nella figura 2. Il principale fenomeno che si osserva è rappresentato dal ridotto valore dello *spread* durante gran parte della mattina, e in particolare all'apertura del mercato, quando esso è pari a 0,024 lire. Nell'intervallo successivo alla pausa pomeridiana, lo *spread* raggiunge il valore massimo della giornata, pari a 0,044 lire.

Il test sulla presenza di un effetto infrasettimanale sul differenziale lettera-denaro è stato effettuato in maniera analoga al caso dei volumi, tramite regressioni corrispondenti a quelle nella (1). I risultati sono riportati nella tavola 6. Le regressioni mostrano che le variazioni maggiori rispetto al venerdì si verificano nel primo giorno della settimana, in aumento. Il test F appare significativo in un solo intervallo su 24, quello dalle 15,00 alle 15,15, per il quale tuttavia non è verificata l'ipotesi di omoschedasticità dei residui.

Si è quindi proceduto alla stime dell'effetto sul differenziale lettera-denaro della chiusura del LIFFE. I risultati del test sono contenuti nella tavola 7. Essa mostra la presenza di un significativo aumento dello *spread*, rappresentato dal valore positivo del coefficiente di L_t , nei lunedì in cui il LIFFE è rimasto chiuso rispetto a quelli in cui era aperto, in ben 12 intervalli su 24. In particolare, in questi casi il livello del differenziale raggiunge un valore compreso tra 15 e

83 centesimi. In tali intervalli sono pressoché sempre rispettate le ipotesi del modello di regressione classico.

2.4 La volatilità

Il metodo di stima della volatilità intragiornaliera dei BTP decennali è stato mutuato dalla letteratura sulla valutazione delle opzioni, per cui il calcolo della volatilità costituisce il principale fattore nell'applicazione empirica²¹.

La volatilità è stata pertanto calcolata in base alla deviazione standard del rendimento dei titoli osservato in ciascun intervallo intragiornaliero t, n ($n=1, \dots, 24$), come definito nei due paragrafi precedenti. Il rendimento è stato calcolato in regime di capitalizzazione continua, come differenza logaritmica dei prezzi osservati nella sequenza degli scambi dell'intervallo, cioè si è posto $r_{t,n,j,i} = (\ln p_{t,n,j,i} - \ln p_{t,n,j,i-1})$. Si è tenuto conto del passaggio del tempo tra uno scambio e il successivo con una ponderazione nel calcolo del quadrato della deviazione dei rendimenti dalla media, $q_{t,n,j,i}$ ²². Questo è stato definito come:

$$q_{t,n,j,i} = \frac{[r_{t,n,j,i} - (\tau_{t,n,j,i} - \tau_{t,n,j,i-1}) r'_{t,n,j}]^2}{(\tau_{t,n,j,i} - \tau_{t,n,j,i-1})} \quad (6)$$

in cui $r'_{t,n,j}$ è pari alla media dei rendimenti $r_{t,n,j,i}$. La deviazione standard $\sigma_{t,n}$ all'interno di ciascun intervallo è stata quindi calcolata come segue:

21. Cfr. ad esempio Figlewski (1990).

22. Cfr. Brown (1990).

$$\sigma_{t,n} = \sqrt{T_n \left(\sum_{j=1}^{J_t} I_{t,n,j} \right)^{-1} \sum_{j=1}^{J_t} \sum_{i=1}^{I_{t,n,j}} \alpha_{t,n,j,i}} \quad (7)$$

in cui T_n rappresenta la somma dei secondi intercorsi tra gli scambi di ciascun titolo nell'intervallo n . Infine, la volatilità media σ'_n relativa all'intervallo n per l'intero campione è posta pari alla media ponderata dei valori giornalieri:

$$\sigma'_n = \left(\sqrt{\sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^{J_t} I_{t,n,j}} \right)^{-1} \sum_{t=1}^T \sigma_{t,n} \sqrt{\sum_{j=1}^{J_t} I_{t,n,j}} \quad (8)$$

La tavola 3 e la figura 3 mostrano l'andamento intragiornaliero della volatilità dei BTP decennali così calcolata. Esse evidenziano due fenomeni di rilievo: in primo luogo, la volatilità risulta contenuta all'apertura del mercato, intorno allo 0,18 per cento, quando i volumi sono massimi; inoltre, durante le ore pomeridiane la volatilità è più elevata di quella osservata durante la mattina, e tocca un massimo intorno allo 0,33 per cento dopo l'apertura pomeridiana e subito prima della chiusura del mercato.

Le stime sull'andamento infrasettimanale della volatilità hanno fornito i seguenti risultati (cfr. tav. 8): prendendo come base il comportamento medio $\sigma_{t,n}$ del venerdì, misurato dal valore della costante, la volatilità risulta maggiore in particolare il lunedì e il giovedì; il momento di massima variabilità della settimana è la prima ora degli scambi del lunedì, quando l'incremento della volatilità rispetto al venerdì è positivo e statisticamente significativo in 3 casi su 4.

Infine, si è svolto il test sull'effetto della chiusura del LIFFE per la volatilità intragiornaliera. Le regressioni hanno fornito i risultati descritti nella tavola 9: essi mostrano un sensibile aumento della volatilità per effetto della chiusura del LIFFE; in particolare, in 15 intervalli intragiornalieri su 22 la volatilità del mercato a pronti è risultata maggiore in concomitanza alla chiusura del mercato a termine. Per 4 di tali intervalli la significatività dell'effetto del LIFFE è avvalorata dai test sull'autocorrelazione e l'eteroschedasticità dei residui.

2.5 Conclusioni sulla microstruttura

L'analisi svolta nei paragrafi precedenti fornisce numerosi elementi utili per le decisioni degli operatori sul mercato. Inoltre, da un punto di vista teorico, tali elementi consentono di effettuare una verifica delle ipotesi sulla microstruttura descritte nel paragrafo 2.1.

In primo luogo, la forma a U dei volumi intragiornalieri sembra conforme alla teoria sulla gestione del portafoglio e il ciclo del mercato, che esclude la presenza di asimmetrie informative. Tuttavia, la seconda implicazione di questa teoria, cioè la forma a U dello *spread*, non è verificata, poiché questo risulta minimo proprio all'inizio della giornata; ciò mostra una convenienza relativa a svolgere le transazioni nel momento di maggiore affollamento del mercato.

Dall'altro lato, la concentrazione del volume e lo *spread* ridotto all'inizio della giornata sono compatibili con la teoria delle asimmetrie informative. In questo caso, se si ammette l'esistenza di due classi di operatori del mercato, distinte in base al grado di informazione sull'evoluzione dei prezzi e degli

scambi, l'evidenza presentata dovrebbe allora indurre i *liquidity traders* a eseguire gli ordini di preferenza nelle prime ore del mattino (con l'eccezione del lunedì).

Vi è un'implicazione di questa teoria che non sembra verificata: la volatilità dei prezzi non risulta accresciuta nel periodo in cui si concentrano gli scambi (cfr. tav. 3). Tuttavia, i risultati ottenuti nei giorni di chiusura del LIFFE indicano l'esistenza di un importante flusso di ordini e di informazioni proveniente da quel mercato. Pertanto, poiché alcuni operatori dell'MTS possono avere un migliore accesso alle informazioni del mercato inglese nei giorni in cui questo è aperto, principalmente a motivo della loro presenza sul posto, sembra di poter concludere che il modello della microstruttura più appropriato nel caso dell'MTS sia quello che tiene conto delle asimmetrie informative nell'evoluzione degli scambi.

3. Le regolarità dei rendimenti

3.1 Rassegna della letteratura

Numerosi studi hanno esaminato le regolarità orarie e settimanali dei rendimenti periodali. Tali studi trovano un presupposto nella teoria sull'efficienza informativa dei mercati, secondo cui la cosiddetta *weak form efficiency* implica la non prevedibilità del prezzo (o del rendimento) di un'attività finanziaria, e quindi l'assenza di profitti certi *ex ante*, in base alla semplice conoscenza della serie storica dei suoi valori passati²³. Tuttavia, la motivazione fondamentale delle ricerche sull'argomento è sempre stata di tipo operativo: evidenziare le opportunità di profitto di breve periodo derivanti da una

23. Cfr. Fama (1970).

conoscenza superiore del mercato e delle sue regolarità.

I principali risultati empirici su questo argomento sono così riassumibili: nel caso delle azioni e dei contratti *futures* sui titoli di Stato americani, è stata riscontrata l'esistenza di rendimenti negativi dei titoli nella mattina del lunedì (*week-end effect*)²⁴; i rendimenti intragiornalieri sono autocorrelati negativamente, indicando la tendenza dei prezzi a fluttuare intorno a un valore di equilibrio; le regolarità osservate forniscono utili indicazioni agli investitori, anche se non consentono di attuare strategie di *trading* profittevoli e mostrano, da questo punto di vista, una sostanziale efficienza in forma debole dei mercati.

Nel caso del mercato azionario italiano, è stata riscontrata la presenza di numerosi effetti di calendario, legati in particolare al ciclo borsistico, che sembrano in contrasto con l'ipotesi di efficienza informativa²⁵. Più recentemente è stato osservato che le anomalie di calendario sono tali da un punto di vista statistico, ma non sarebbero economicamente rilevanti a causa dei costi di transazione e della variabilità del fenomeno²⁶. Nel caso dei titoli di Stato italiani, si è osservato un fenomeno di *underpricing* dei BTP in emissione che potrebbe dar luogo a qualche opportunità di profitto, tramite la rivendita dei titoli sul mercato secondario, ma tale fenomeno pare scarsamente apprezzabile per i titoli decennali²⁷, oggetto

24. Cfr. French (1980), Rogalski (1984), Harris (1986), Jain e Joh (1988) e, per i *futures* sui titoli di Stato, Johnston, Kracaw e McConnell (1991).

25. Cfr. Cristini (1978), Barone (1990), Corielli e Rindi (1992).

26. Cfr. Ratti e Sironi (1993).

27. Cfr. Cherubini, Govino e Hamoui (1992).

del presente lavoro. Nel mercato secondario, è stata osservata la presenza di un modesto effetto *week-end*²⁸.

3.2 I rendimenti periodali

Allo scopo di esaminare la presenza di anomalie di calendario nei prezzi dei BTP decennali sull'MTS, si è valutato il rendimento periodale del titolo di più recente emissione in ciascun giorno nel campione, cioè quello più "rappresentativo". I rendimenti sono stati calcolati per diversi periodi di detenzione: l'intervallo tra la chiusura del giorno precedente e l'apertura del giorno corrente (*overnight*), ciascun intervallo di 15 minuti durante l'orario di contrattazione, l'intervallo di chiusura pomeridiana del mercato tra le 13,30 e le 14,30.

Per ciascun intervallo (t, n) si è considerato il primo prezzo di scambio registrato. Questo è stato "depurato" sottraendo o aggiungendo la metà dello *spread* $s_{t,n,j,i}$ (cfr. par. 2.3), nel caso che lo scambio fosse avvenuto rispettivamente in acquisto o in vendita nei confronti dell'operatore principale²⁹. Il rendimento è stato quindi calcolato nel continuo come differenza logaritmica dei prezzi tra l'intervallo successivo e

28. Cfr. De Felice ed Esposito (1991). La loro analisi è condotta per un periodo temporale, il 1990, e con dati di base, rappresentati dall'indice del corso secco dei BTP quotati sul telematico, diversi da quelli qui impiegati.

29. Questa correzione fa proprio implicitamente il modello dello *spread* legato all'*order processing cost* (cfr. par. 2.3).

il corrente, ed espresso in termini percentuali³⁰.

Su tali rendimenti periodali sono state calcolate la media aritmetica e la deviazione standard, illustrate nella tavola 10 e nella figura 4. Da esse si nota che i rendimenti medi intragiornalieri sono, come atteso, molto contenuti; il più variabile tra essi è l'*overnight*, con una deviazione standard pari allo 0,47 per cento; i valori minimo e massimo della giornata si riscontrano rispettivamente nel terzultimo e nel penultimo intervallo (-0,019 e 0,03 per cento).

Le statistiche descrittive sui rendimenti medi cumulati dall'inizio della giornata sono contenuti nella tavola 10 e nella figura 5. Il dato negativo di fine giornata (-0,011 per cento) è legato al fatto che nella media del 1992 i prezzi dei titoli si sono ridotti. La variabilità del rendimento dall'inizio della giornata cresce al passare del tempo.

Infine, all'interno di ciascuna giornata sono stati calcolati i coefficienti di autocorrelazione dei rendimenti periodali, contenuti nella tavola 11. Il valore ridotto e negativo dei coefficienti indica una lieve tendenza del prezzo dei BTP a ritornare sui livelli precedenti di periodo in periodo.

I test sulla presenza degli effetti infrasettimanale e di chiusura del LIFFE per i rendimenti periodali hanno fornito risultati negativi, e si è omesso di accludere le stime per semplicità.

30. Nel caso dell'intervallo *overnight* il prezzo di partenza è l'ultimo osservato il giorno precedente. Nel caso della pausa pomeridiana, il prezzo di partenza è l'ultimo osservato prima dell'interruzione. Per l'ultimo intervallo della giornata, il prezzo finale è l'ultimo prezzo del giorno.

3.3 Conclusioni sulle regolarità dei rendimenti

Nel complesso, i riscontri empirici mostrano la sostanziale assenza di opportunità di profitto basate sulla sola conoscenza della serie storica dei prezzi. Infatti, non vi sono significative regolarità nei rendimenti legate al giorno della settimana.

All'interno della giornata, considerando i valori estremi dei rendimenti medi periodali osservati prima della chiusura del mercato, si potrebbe ipotizzare la seguente operazione: (a) acquisto del titolo decennale alle 16,00, momento in cui il suo valore è mediamente il più basso del giorno (cfr. fig. 5); (b) rivendita del titolo alle 16,15, quando esso guadagna *in media* lo 0,03 per cento (tavola 10). Tuttavia, due fatti impediscono di ottenere profitti da una simile strategia: in primo luogo, la variabilità dei guadagni periodali è elevata, rendendo aleatorio il risultato dell'operazione; inoltre, chi attua strategie di acquisto-vendita a distanza di 15 minuti deve comunque pagare lo *spread* che, nell'intervallo considerato, è pari in media a 0,027 lire (cfr. tav. 3). Sottraendo il valore dello *spread* da quello del rendimento rimane un guadagno del tutto irrilevante, oltre che aleatorio.

I risultati ottenuti appaiono in linea con l'ipotesi di efficienza in forma debole degli scambi di BTP decennali, secondo la nota definizione di Fama. Infine, l'evidenza presentata indica che la varianza del processo di evoluzione del prezzo dei titoli è direttamente influenzata dal passare del tempo.

4. La relazione tra prezzi e volumi

4.1 Il modello empirico di HLM

L'analisi della dinamica dei prezzi nei mercati mobiliari ha sempre costituito uno dei principali campi di indagine dell'economia finanziaria. Negli anni recenti, la disponibilità di dati completi sulle transazioni svolte all'interno della giornata ha consentito di studiare la dinamica dei prezzi in maniera più approfondita rispetto a quella tradizionale, basata tipicamente sull'esame delle sole quotazioni di chiusura dei mercati. Sono pertanto stati elaborati nuovi modelli empirici sull'evoluzione dei prezzi che tengono conto delle informazioni generalmente disponibili nei *data set* sugli scambi intragiornalieri.

Lo studio più recente su questo argomento è stato effettuato da Hausman, Lo e MacKinlay (1992; d'ora in avanti HLM). Essi sviluppano un modello delle *variazioni del prezzo* dei titoli azionari che coglie alcuni importanti aspetti empirici del mercato. Mentre l'analisi usuale della variazione dei prezzi, o dei rendimenti, studia la loro distribuzione di probabilità *incondizionata*, HLM propongono un esame della distribuzione *condizionata* della variazione dei prezzi rispetto ai volumi, al tempo e alla sequenza dei prezzi passati. Pertanto, il modello che ne deriva consente di misurare precisamente la reazione dei prezzi a un determinato flusso temporale di ordini in acquisto e in vendita. Analogamente, considerate le numerose evidenze empiriche sul carattere non costante della volatilità dei titoli, è possibile modellare la distribuzione condizionata della *volatilità* delle variazioni di prezzo rispetto alle variabili impiegate. Poiché le variazioni di prezzo dei titoli quotati sui mercati azionari degli Stati Uniti sono espresse in ottavi di dollaro, al fine di tener conto del carattere discreto della

variabile endogena HLM adottano un modello statistico di tipo *ordered probit*. Le stime, svolte con il metodo di massima verosimiglianza, si riferiscono a 11 tra i principali titoli azionari quotati durante il 1988.

L'analisi degli scambi di BTP decennali nell'MTS è stata condotta con il medesimo modello empirico di HLM. Tuttavia, poiché le variazioni di prezzo dei titoli sono espresse in centesimi di lira, si è adottata una specificazione continua per la variabile endogena del modello. Le stime, svolte con il metodo usuale della massima verosimiglianza, sono del tipo *conditional heteroskedasticity*, poiché viene modellata anche la varianza del termine di errore.

Il modello empirico adottato è il seguente:

$$\begin{aligned} \Delta p_{j,i} = & \alpha_1 \Delta \tau_{j,i} + \alpha_2 \Delta p_{j,i-1} + \alpha_3 \Delta p_{j,i-2} + \alpha_4 \Delta p_{j,i-3} \\ & + \alpha_5 [B(v_{j,i-1}) \cdot z_{j,i-1}] + \alpha_6 [B(v_{j,i-2}) \cdot z_{j,i-2}] \\ & + \alpha_7 [B(v_{j,i-3}) \cdot z_{j,i-3}] + \epsilon_{j,i} \end{aligned} \quad (9)$$

$$\sigma^2_{j,i} = .01 + \beta_1^2 \Delta \tau_{j,i} + \beta_2^2 s_{j,i-1} \quad (10)$$

in cui:

$\Delta p_{j,i}$ rappresenta la i -esima variazione del prezzo del BTP decennale j -esimo, cioè $p_{j,i} - p_{j,i-1}$;

$\Delta p_{j,i-1}$, $\Delta p_{j,i-2}$, $\Delta p_{j,i-3}$ sono i primi tre ritardi della variabile endogena;

$\Delta \tau_{j,i}$ rappresenta il tempo intercorso tra lo scambio (j,i) e il precedente, in secondi;

$B(v_{j,i-1})$, $B(v_{j,i-2})$, $B(v_{j,i-3})$ rappresentano una trasformazione non lineare dei tre ritardi del volume degli scambi, in miliardi di lire; in particolare, la trasformazione

adottata è di tipo Box-Cox, cioè: $B(v) = (v^\lambda - 1) / \lambda^{31}$;

$z_{j,i-1}$, $z_{j,i-2}$, $z_{j,i-3}$ sono i ritardi della variabile "segno dell'operazione", pari a 1 se lo scambio è in acquisto rispetto alla quotazione (lettera) del *primary dealer* e a -1 se è in vendita (cfr. par. 2.3);

$\sigma_{j,i}^2$ è la varianza del termine di errore $\epsilon_{j,i}$, cioè si assume $\epsilon_{j,i} \sim N(0, \sigma_{j,i}^2)$;

$s_{j,i-1}$ è lo *spread* dello scambio precedente, come definito nel paragrafo 2.3;

$\alpha_1 - \alpha_7$, λ , β_1 e β_2 sono i 10 parametri da stimare con la procedura di massima verosimiglianza.

L'interpretazione della (9) è la seguente. Il coefficiente α_1 misura la presenza eventuale di un effetto sui prezzi legato al passaggio del tempo dall'ultimo scambio. I parametri α_2 , α_3 , α_4 misurano la tendenza dei prezzi a muoversi nella stessa direzione, se positivi, o nella direzione opposta, se negativi, degli ultimi tre scambi; tenuto conto della correlazione negativa dei rendimenti periodali riscontrata nel paragrafo 3.2, ci si può attendere che la stima di questi coefficienti abbia segno negativo. I parametri α_5 , α_6 , α_7 misurano la variazione del prezzo generata dal volume degli ultimi ordini eseguiti. La funzione esponenziale Box-Cox è stata adottata per tener conto della possibilità che la relazione che lega i volumi ai prezzi sia non lineare, e contiene come caso particolare anche l'ipotesi di linearità ($\lambda=1$). Poiché i volumi compaiono col proprio "segno", il segno atteso delle stime è positivo. Ad esempio, se l'ultimo scambio è stato pari a 5 miliardi in vendita (alla quotazione denaro) e si fa l'ipotesi $\lambda=1$, l'effetto atteso sarà in media di far scendere il prezzo dello scambio successivo di un importo pari a $\alpha_5 \cdot (4) \cdot (-1)$ lire, con $\alpha_5 > 0$.

31. Cfr. ad esempio Kmenta (1986).

Per quanto riguarda la (10), la forma funzionale della volatilità di prezzo di ciascuno scambio è stata modellata per tener conto dei seguenti fattori: in primo luogo, si pone pari a .01 il termine noto della (10) per motivi di identificazione della procedura di massima verosimiglianza³²; in secondo luogo, si assume che la varianza dipenda dal passaggio del tempo dall'ultima transazione, con una relazione positiva; infine, la varianza dipende dall'ampiezza dell'ultimo *spread* in funzione diretta, a motivo del *bid-ask bounce*, cioè della possibilità che la sequenza dei prezzi sia alterna (lettera-denaro o denaro-lettera).

4.2 I dati

I dati impiegati nella stima della (9)-(10) sono basati sul *data set* delle contrattazioni intragiornaliere di BTP decennali nel 1992. In particolare, allo scopo di esaminare l'evoluzione degli scambi in seguito al referendum danese dell'inizio di giugno e al riallineamento dello SME della metà di settembre, a confronto con la situazione "normale" dei giorni precedenti i due eventi, si sono considerati 4 campioni di dati: i 5 giorni lavorativi precedenti all'esito del referendum danese, dal 27 maggio al 2 giugno; i giorni 3 e 4 giugno, successivi ai risultati della consultazione; la settimana precedente alla svalutazione della lira, dal 7 all'11 settembre; i giorni successivi in cui sono state massime le oscillazioni di prezzo dei BTP decennali, dal 15 al 18 settembre. Si sono così ricavate in totale 12.495 osservazioni per ciascuna delle variabili presenti nel modello, relative a 16 giorni.

In particolare, per ciascuna giornata *t*-esima è stata

32. Cfr. HLM, p. 343.

distinta la sequenza delle transazioni di ogni BTP decennale (j -esimo) scambiato nel giorno stesso. Per ciascuno scambio i -esimo si sono quindi costruite tutte le variabili contemporanee presenti nel modello e tutte le ritardate. All'interno di ciascuna giornata, si è effettuato un *pool* di tutti i J_t blocchi di osservazioni relativi ai singoli titoli. All'interno di ciascun campione, si è infine effettuato un *pool* di tutte le giornate.

La tavola 12 contiene le statistiche descrittive della variazione del prezzo Δp , del volume v , dell'intervallo di tempo Δt e dello *spread* s osservati nei 4 campioni così costruiti. Nel periodo preriferendum, Δp è pari in media a -0,0007 lire, con una deviazione standard pari a 0,0130 lire; il volume medio per scambio è pari a circa 5,5 miliardi, con una deviazione standard pari a 2,6 miliardi, mentre gli scambi si verificano in media a intervalli di quasi 3 minuti; lo *spread* appare molto contenuto, e pari a 0,016 lire. L'andamento delle contrattazioni nei due giorni postreferendum appare mutato: si osserva una tendenza a effettuare gli scambi per importi più prossimi al minimo (gli scambi per 5 miliardi passano dal 93 al 95 per cento del totale), legata alla maggiore prudenza dei *primary dealers* nel fissare i volumi di impegno per ciascuna quotazione da essi proposta; le contrattazioni si svolgono a intervalli più brevi, pari in media a circa 1 minuto e 20 secondi; le oscillazioni di prezzo appaiono più variabili e, infine, lo *spread* aumenta a 0,05 lire.

Considerando il campione preriallineamento, si osserva nuovamente una concentrazione dei volumi in prossimità del minimo del mercato (98 per cento del totale); gli scambi si susseguono in media a intervalli di oltre 2 minuti, mentre la deviazione standard delle variazioni di prezzo è pari a 0,05 lire; lo *spread* ha un valore "normale" di 0,037 lire. Nei giorni postriallineamento si osserva quanto segue: l'escursione delle

variazioni di prezzo è massima (0,08 lire per scambio); i volumi appaiono "schiacciati" sul minimo di 5 miliardi (oltre 99 per cento); la frequenza degli scambi non appare mutata rispetto alla settimana precedente; infine, lo *spread* cresce nuovamente a oltre 0,05 lire.

4.3 Le stime

In primo luogo, è stato svolto un test sul valore del coefficiente λ contenuto nella relazione tra volumi e prezzi. L'ipotesi sottoposta a verifica è $H_0: \lambda=0$, rispetto all'alternativa $H_1: 0 < \lambda \leq 1$. Il caso in cui λ è pari a 0 implica una relazione logaritmica tra volumi e prezzi, cioè una reazione dei prezzi ai volumi meno che proporzionale rispetto alla crescita dei secondi³³. Il test *likelihood-ratio* sull'ipotesi nulla nei 4 campioni non comporta il rifiuto dell'ipotesi stessa³⁴. Pertanto, la specificazione della (9)-(10) impiegata nelle stime è la seguente³⁵ (si omettono i suffissi per semplicità):

-
33. In questo caso, un acquisto da 10 miliardi, ad esempio, provoca un aumento del prezzo inferiore al doppio di quello di un acquisto da 5 miliardi.
34. In particolare, il valore del test nei campioni è non superiore a .21, ben al di sotto del valore critico $\chi^2_{1,.05}=3.841$.
35. La presente specificazione del modello è il risultato di un'accurata analisi diagnostica, relativa alle variabili esogene impiegate e al numero più appropriato dei ritardi. La selezione è stata svolta in base alle proprietà di convergenza delle stime e al valore della *log-likelihood*. I risultati intermedi non vengono riportati per ragioni di spazio.

$$\begin{aligned} \Delta p = & \alpha_1 \Delta \tau + \alpha_2 \Delta p_{-1} + \alpha_3 \Delta p_{-2} + \alpha_4 \Delta p_{-3} \\ & + \alpha_5 \log(v_{-1}) \cdot z_{-1} + \alpha_6 \log(v_{-2}) \cdot z_{-2} \\ & + \alpha_7 \log(v_{-3}) \cdot z_{-3} + \epsilon \end{aligned} \quad (11)$$

$$\sigma^2 = .01 + \beta_1^2 \Delta \tau + \beta_2^2 s_{-1} \quad (12)$$

I risultati della stima della (11)-(12) nei 4 periodi considerati sono contenuti nella tavola 13. Nel periodo prereferendum si osserva quanto segue. Il passaggio del tempo tra uno scambio e il successivo ha un effetto negativo sul prezzo, anche se molto contenuto. Le variazioni di prezzo sono significativamente autocorrelate in maniera negativa, come atteso: in particolare, l'ultima variazione si riflette col segno inverso su quella attuale in una misura pari al 48 per cento circa. L'elasticità del prezzo agli ordini di acquisto e vendita è positiva come atteso e significativa: in particolare, se gli ultimi ordini sono stati tre acquisti, ciascuno per 5 miliardi, l'effetto sul prezzo dello scambio successivo è di una crescita pari in media a 0,003 lire, cioè tre decimi di *tick*. Inoltre, la volatilità del prezzo non è accresciuta dal passaggio del tempo, mentre è legata in misura significativa all'ampiezza dello *spread*.

Nei due giorni postreferendum, si osservano i seguenti mutamenti. L'autocorrelazione negativa del prezzo è accentuata, mentre la risposta agli ordini in acquisto e in vendita appare rallentata, poiché solo il terzultimo scambio mostra un effetto significativo sul prezzo corrente, anche se tale effetto è quasi pari alla somma degli effetti dei tre ordini precedenti osservati nel campione preconsultazione. Nei giorni considerati, inoltre, la volatilità del prezzo è significativamente influenzata sia dal passaggio del tempo tra uno scambio e il successivo, sia dall'ampiezza dello *spread*, e in misura superiore alla precedente.

Nel periodo preriallineamento dello SME, si osservano i seguenti fenomeni. L'autocorrelazione negativa delle variazioni di prezzo rimane elevata e significativa. L'elasticità del prezzo agli ordini è superiore e più rapida rispetto a quella indicata sopra: considerando infatti che solo gli ultimi due ordini hanno un effetto significativo sul prezzo, l'effetto cumulato, ad esempio, di due acquisti per 5 miliardi è di far crescere il prezzo di un importo pari a 0,005 lire.

Infine, nei giorni successivi al riallineamento, si osserva quanto segue. L'autocorrelazione delle variazioni di prezzo col primo ritardo si attenua³⁶. L'elasticità del prezzo ai volumi risulta elevata e significativa con due ritardi. Nel caso del primo ritardo si osserva stranamente che il segno dell'elasticità è negativo. L'effetto congiunto degli ultimi due scambi, comunque, non varia rispetto a quello stimato nella settimana precedente. Infine, l'impatto del tempo trascorso e dello *spread* sulla volatilità del prezzo risulta accentuato.

In conclusione, sembra lecito affermare che nei due periodi del 1992 in cui sono state massime le oscillazioni del prezzo dei BTP decennali, si sono osservate variazioni contenute dei parametri della microstruttura del mercato, rispetto alla situazione "normale" dei giorni precedenti. Tali variazioni, seppure confermano una situazione di oggettiva tensione, indicano che la capacità dei prezzi di riflettere in maniera "corretta" le informazioni sull'andamento degli scambi rimane elevata in

36. Dato che nel campione in esame la posizione dei *primary dealers* è di effettuare pressoché unicamente scambi per l'importo minimo, quest'ultimo fenomeno si può probabilmente mettere in relazione con il fatto che gli operatori del mercato hanno dovuto "lavorare" tutti gli ordini superiori a 5 miliardi, spezzandoli in più contrattazioni, e generando un numero maggiore di scambi successivi dello stesso segno.

ogni circostanza.

5. Conclusioni

Le principali conclusioni del lavoro sono così riassumibili.

Si sono riscontrati elementi in favore della teoria della microstruttura incentrata sulle asimmetrie informative. In particolare, vi è un intervallo della giornata, successivo all'apertura, in cui gli scambi sembrano concentrarsi e, contemporaneamente, lo *spread* e la volatilità risultano contenuti. Pertanto, un *liquidity trader* che sia privo di informazioni privilegiate sull'evoluzione del mercato dovrebbe trovare la massima convenienza, a parità di altre circostanze, nell'eseguire uno scambio all'inizio della giornata; a ciò fa eccezione il lunedì, quando il fenomeno di *price-discovery* dopo la chiusura del fine settimana risulta più laborioso e accresce la variabilità dei prezzi.

Durante la riapertura pomeridiana del mercato lo *spread* e la volatilità risultano accentuati, mentre i volumi sono inferiori a quelli del mattino. Negli ultimi 15 minuti di contrattazione gli scambi subiscono un'accelerazione, probabilmente per la presenza di operatori di brevissimo periodo che intendono chiudere posizioni aperte nella stessa giornata.

Gli effetti del mercato *futures* appaiono univoci e chiaramente interpretabili: nei giorni del 1992 in cui non è stato possibile effettuare scambi a termine si è osservato un declino dei volumi, un netto aumento del differenziale lettera-denaro e una sensibile crescita della volatilità. Tali fenomeni confermano l'ipotesi circa gli effetti positivi provocati

dall'esistenza del mercato a termine sulle contrattazioni a pronti. Essi paiono imputabili alla presenza di un importante flusso di informazioni e di ordini proveniente dal mercato di Londra, in assenza del quale aumenta l'incertezza sull'evoluzione dei prezzi nel mercato a pronti.

Il rendimento *overnight* dei BTP decennali risulta sensibilmente più variabile di quelli registrati all'interno della giornata a intervalli regolari. Questi mostrano una lieve autocorrelazione negativa, in analogia a quanto si osserva nei mercati esteri. Nel complesso, l'assenza di regolarità economicamente rilevanti nei rendimenti periodali è un elemento a favore dell'ipotesi di efficienza "in forma debole" degli scambi di BTP decennali.

Le variazioni del prezzo dei titoli decennali sono autocorrelate negativamente e riflettono la sequenza degli ordini precedenti. In particolare, l'esecuzione di tre ordini di acquisto per un importo di 5 miliardi ciascuno si riflette in una crescita del prezzo dello scambio successivo pari a 0,003-0,005 lire. La volatilità del prezzo è collegata in maniera diretta al passaggio del tempo tra uno scambio e il seguente e all'ampiezza dello *spread*.

Nei due periodi del 1992 in cui è stata massima la tensione sul prezzo dei BTP decennali (postreferendum danese e postriallineamento SME), si sono osservate variazioni contenute dei parametri della microstruttura del mercato, rispetto alla situazione "normale" dei giorni precedenti. Tali variazioni indicano che la capacità dei prezzi di riflettere in maniera corretta le informazioni sull'andamento degli scambi rimane elevata in ogni circostanza.

Elenco delle tavole

- Tavola 1 Scambi medi giornalieri sull'MTS: 1988-1992
- Tavola 2 Scambi di BTP sull'MTS: evoluzione giornaliera nel 1992
- Tavola 3 Evoluzione intragiornaliera degli scambi di BTP decennali sull'MTS - Statistiche descrittive (1992)
- Tavola 4 Scambi di BTP decennali sull'MTS - Stime dell'effetto infrasettimanale
- Tavola 5 Scambi di BTP decennali sull'MTS - Stime dell'effetto della chiusura del LIFFE
- Tavola 6 *Spread* dei BTP decennali sull'MTS - Stime dell'effetto infrasettimanale
- Tavola 7 *Spread* dei BTP decennali sull'MTS - Stime dell'effetto della chiusura del LIFFE
- Tavola 8 Volatilità dei BTP decennali sull'MTS - Stime dell'effetto infrasettimanale
- Tavola 9 Volatilità dei BTP decennali sull'MTS - Stime dell'effetto della chiusura del LIFFE
- Tavola 10 Rendimento medio intragiornaliero dei BTP decennali sull'MTS - Statistiche descrittive
- Tavola 11 Rendimento intragiornaliero dei BTP decennali sull'MTS - Autocorrelazione all'interno della giornata
- Tavola 12 Variabili impiegate nelle stime - Statistiche descrittive
- Tavola 13 Stima delle equazioni (11) e (12)

Elenco delle figure

- Figura 1 Scambi medi intragiornalieri di BTP decennali sull'MTS per intervalli di 15 minuti
- Figura 2 *Spread* medio intragiornaliero dei BTP decennali sull'MTS per intervalli di 15 minuti
- Figura 3 Volatilità media intragiornaliera dei BTP decennali sull'MTS per intervalli di 15 minuti
- Figura 4 Rendimento medio intragiornaliero dei BTP decennali sull'MTS per intervalli di 15 minuti
- Figura 5 Rendimento medio cumulato intragiornaliero dei BTP decennali sull'MTS per intervalli di 15 minuti.

SCAMBI MEDI GIORNALIERI SULL'MTS: 1988-1992

(miliardi di lire)

Anno	BTP decennali (a)	Totale BTP (b)	Totale tit. quotati (c)	(a/c)	(b/c)
1988	0	72	263	0	,27
1989	0	113	286	0	,39
1990	0	500	1696	0	,29
1991	2642	2773	4878	,54	,57
1992	3449	4701	6489	,53	,72

**SCAMBI DI BTP SULL'MTS:
EVOLUZIONE GIORNALIERA NEL 1992**

	Volumi (mld.)	Ind.secco (b.100 al 31/12/90)	Variaz. indice	Rend.lordo BTP oltre 9 anni	Variaz. rendim.		Volumi (mld.)	Ind.secco (b.100 al 31/12/90)	Variaz. indice	Rend.lordo BTP oltre 9 anni	Variaz. rendim.
Gen. 2	3944	104,11		12,96		Apr. 1	6391	104,32	,07	12,81	-,04
3	2691	104,13	,02	12,95	-,01	2	6205	104,23	-,09	12,84	,03
7	4084	104,29	,16	12,90	-,05	3	8220	104,34	,11	12,80	-,05
8	2907	104,28	-,01	12,91	,01	6	8675	104,44	,10	12,74	-,06
9	1080	104,38	,10	12,89	-,03	7	8025	104,13	-,31	12,87	,13
10	1935	104,62	,24	12,80	-,09	8	5875	104,23	,10	12,83	-,04
13	3655	104,56	-,06	12,81	,01	9	6440	104,19	-,04	12,85	,02
14	3515	104,57	,01	12,80	-,01	10	5705	104,29	,10	12,79	-,06
15	3560	104,76	,19	12,74	-,07	13	8245	104,38	,09	12,75	-,04
16	2280	104,71	-,05	12,75	,01	14	7570	104,41	,03	12,73	-,01
17	3230	104,74	,03	12,75	-,00	15	7810	104,50	,09	12,68	-,06
20	2190	104,62	-,12	12,74	-,01	16	5300	104,39	-,11	12,72	,05
21	5850	104,76	,14	12,69	-,05	17	5000	104,42	,03	12,72	-,01
22	2840	104,81	,05	12,67	-,01	21	3300	104,43	,01	12,71	-,01
23	5205	104,86	,05	12,68	,00	22	4030	104,41	-,02	12,72	,01
24	5630	104,99	,13	12,65	-,03	23	5135	104,36	-,05	12,75	,03
27	5375	104,82	-,17	12,68	,03	24	7880	104,32	-,04	12,78	,03
28	4665	104,76	-,06	12,72	,04	27	5895	104,32	0	12,78	0
29	3530	104,85	,09	12,68	-,05	28	7430	104,38	,06	12,76	-,03
30	5425	104,88	,03	12,67	-,00	29	4900	104,42	,04	12,74	-,02
31	4720	104,88	0	12,68	,01	30	4450	104,40	-,02	12,75	,01
Feb. 3	6090	104,79	-,09	12,70	,02	Mag. 4	3880	104,42	,02	12,73	-,02
4	4570	104,73	-,06	12,73	,02	5	6535	104,41	-,01	12,74	,01
5	3617	104,72	-,01	12,73	,00	6	10235	104,48	,07	12,71	-,04
6	5505	104,66	-,06	12,75	,02	7	11300	104,55	,07	12,67	-,04
7	3430	104,72	,06	12,73	-,02	8	10130	104,63	,08	12,63	-,04
10	3400	104,70	-,02	12,74	,01	11	5985	104,61	-,02	12,63	0
11	3850	104,76	,06	12,72	-,01	12	6285	104,55	-,06	12,66	,03
12	1595	104,76	0	12,73	,01	13	7145	104,60	,05	12,64	-,02
13	2505	104,73	-,03	12,74	,01	14	5740	104,61	,01	12,64	-,01
14	4175	104,64	-,09	12,77	,02	15	3330	104,58	-,03	12,65	,01
17	2995	104,57	-,07	12,79	,02	18	5600	104,63	,05	12,63	-,02
18	4195	104,63	,06	12,77	-,02	19	5095	104,62	-,01	12,63	,00
19	3435	104,62	-,01	12,78	,01	20	8220	104,65	,03	12,60	-,03
20	5406	104,73	,11	12,74	-,03	21	4925	104,62	-,03	12,61	,01
21	3088	104,73	0	12,74	-,00	22	6655	104,63	,01	12,61	-,00
24	6985	104,83	,10	12,70	-,04	25	6535	104,56	-,07	12,64	,03
25	6045	104,89	,06	12,67	-,03	26	7830	104,50	-,06	12,66	,02
26	8745	105,05	,16	12,53	-,14	27	7405	104,41	-,09	12,71	,04
27	8604	105,13	,08	12,50	-,04	28	5175	104,41	0	12,70	-,00
28	5390	105,01	-,12	12,53	,04	29	6245	104,34	-,07	12,74	,03
Mar. 2	5545	104,99	-,02	12,54	,01	Giù. 1	4025	104,32	-,02	12,74	0
3	4700	105,02	,03	12,53	-,01	2	5391	104,21	-,11	12,76	,02
4	6016	105,09	,07	12,50	-,02	3	10890	103,60	-,61	12,95	,19
5	5985	105,01	-,08	12,53	,02	4	10401	103,06	-,54	13,13	,18
6	5776	104,95	-,06	12,54	,01	5	8115	103,07	,01	13,09	-,04
9	5595	105,01	,06	12,52	-,02	8	4740	102,58	-,49	13,23	,14
10	4385	105,06	,05	12,50	-,02	9	6120	102,02	-,56	13,37	,13
11	5020	105,05	-,01	12,51	,01	10	7575	102,63	,61	13,20	-,17
12	8445	104,99	-,06	12,53	,02	11	5700	102,40	-,23	13,27	,07
13	4436	105,01	,02	12,52	-,01	12	3195	102,33	-,07	13,29	,03
16	5675	104,93	-,08	12,54	,02	15	4805	101,89	-,47	13,41	,12
17	6940	104,78	-,15	12,56	,02	16	5260	101,83	-,06	13,42	,01
18	8660	104,68	-,10	12,59	,03	17	6690	102,04	,21	13,32	-,10
19	8230	104,57	-,11	12,63	,04	18	5712	101,78	-,26	13,39	,07
20	6410	104,53	-,04	12,67	,03	19	7442	102,06	,28	13,30	-,08
23	7110	104,35	-,18	12,74	,07	22	5922	102,16	,10	13,25	-,05
24	8181	104,30	-,05	12,78	,04	23	5970	102,25	,09	13,21	-,04
25	6135	104,35	,05	12,76	-,02	24	3924	101,93	-,32	13,32	,10
26	4185	104,36	,01	12,77	,01	25	4205	101,94	,01	13,31	-,01
27	5745	104,25	-,11	12,81	,04	26	5145	102,16	,22	13,18	-,13
30	6720	104,13	-,12	12,88	,07	29	2905	102,15	-,01	13,19	,01
31	7525	104,25	,12	12,84	-,04	30	4035	102,11	-,04	13,20	,02

SCAMBI DI BTP SULL'INT:
EVOLUZIONE GIORNALIERA NEL 1992

	Volumi (mld.)	Ind.secco (b.100 al 31/12/90)	Variatz. indice	Rend.lordo BTP oltre 9 anni	Variatz. rendim.		Volumi (mld.)	Ind.secco (b.100 al 31/12/90)	Variatz. indice	Rend.lordo BTP oltre 9 anni	Variatz. rendim.
Lug. 1	5935	101,74	-,37	13,35	,14	Ott. 1	4885	98,88	,52	14,09	-,26
2	6185	101,32	-,42	13,54	,19	2	5085	98,25	-,63	14,24	,15
3	6465	101,43	,11	13,47	-,07	5	4650	97,02	-1,23	14,64	,40
6	3990	101,39	-,04	13,49	,02	6	4190	96,25	-,77	14,86	,21
7	6655	101,66	,27	13,39	-,10	7	2665	95,11	-1,14	15,30	,44
8	4692	101,59	-,07	13,38	-,01	8	2785	95,79	,68	15,03	-,27
9	4425	101,71	,12	13,32	-,06	9	3945	96,45	,66	14,93	-,10
10	3650	101,64	-,07	13,36	,04	12	3865	96,80	,35	14,71	-,22
13	2630	101,37	-,27	13,42	,06	13	3400	96,69	-,11	14,82	,11
14	2815	101,30	-,07	13,45	,03	14	3450	96,59	-,10	14,86	,04
15	4420	101,13	-,17	13,48	,03	15	3620	96,70	,11	14,84	-,02
16	4127	101,10	-,03	13,52	,04	16	5363	97,14	,44	14,68	-,16
17	3494	100,41	-,69	13,69	,17	19	875	97,42	,28	14,57	-,11
20	3835	99,34	-1,07	13,69	0	20	5835	98,27	,85	14,34	-,23
21	5440	98,86	-,48	14,03	,34	21	4810	98,30	,03	14,41	,07
22	5590	98,97	,11	14,01	-,02	22	5915	98,93	,63	14,28	-,13
23	5830	98,98	,01	13,86	-,15	23	4510	99,93	1	14,02	-,26
24	4825	98,59	-,39	14,01	,14	26	4770	100,13	,20	14,05	,03
27	5005	98,60	,01	13,98	-,03	27	4725	100,11	-,02	14,10	,05
28	3725	98,67	,07	13,95	-,02	28	5235	100,53	,42	13,91	-,19
29	3156	98,61	-,06	14,01	,06	29	4825	100,98	,45	13,72	-,19
30	3865	97,99	-,62	14,22	,21	30	4535	101,03	,05	13,68	-,04
31	3265	98,39	,40	14,20	-,02						
Ago. 3	4380	99,53	,14	13,89	-,31	Nov. 2	3965	101,15	,12	13,60	-,08
4	4805	100,68	1,15	13,55	-,33	3	4745	100,71	-,44	13,80	,19
5	4095	100,52	-,16	13,64	,08	4	4705	100,90	,19	13,71	-,09
6	3405	100,76	,24	13,54	-,10	5	5045	100,81	-,09	13,75	,04
7	3485	100,79	,03	13,53	-,01	6	4420	101,05	,24	13,65	-,10
10	1130	100,73	-,06	13,55	,02	9	3895	101,27	,22	13,60	-,05
11	2820	100,53	-,20	13,62	,07	10	4296	101,20	-,07	13,64	,04
12	3310	100,20	-,33	13,69	,06	11	4730	101,72	,52	13,49	-,15
13	1850	99,82	-,38	13,87	,18	12	5315	102,26	,54	13,39	-,10
14	1375	99,55	-,27	13,93	,06	13	4165	102,36	,10	13,37	-,02
17	3310	100,18	,63	13,69	-,24	16	4855	102,28	-,08	13,44	,07
18	2075	100,19	,01	13,71	,03	17	4030	102,22	-,06	13,43	-,01
19	2990	100,06	-,13	13,79	,08	18	2499	102,15	-,07	13,45	,02
20	3185	100,01	-,05	13,77	-,02	19	4155	102,26	,11	13,43	-,02
21	2145	99,89	-,12	13,78	,02	20	4430	101,88	-,38	13,54	,11
24	2950	99,53	-,36	13,91	,13	23	3665	101,84	-,04	13,56	,02
25	2540	99,35	-,18	13,93	,02	24	4485	101,51	-,33	13,65	,10
26	3080	99,17	-,18	13,97	,04	25	3915	101,69	,18	13,56	-,10
27	3735	99,34	,17	13,92	-,06	26	4425	101,73	,04	13,56	-,00
28	2945	99,09	-,25	14,03	,11	27	3255	101,71	-,02	13,56	,00
31	1090	99,22	,13	14,02	-,01	30	2980	101,57	-,14	13,58	,02
Set. 1	2590	98,97	-,25	14,11	,09	Dic. 1	4390	101,12	-,45	13,68	,10
2	3200	98,81	-,16	14,17	,06	2	4030	100,48	-,64	13,81	,13
3	3165	98,84	,03	14,10	-,06	3	5225	100,43	-,05	13,85	,04
4	3875	98,48	-,36	14,15	,04	4	3925	100,39	-,04	13,85	-,00
7	3240	98,46	-,02	14,15	0	7	2400	100,11	-,28	13,96	,11
8	3355	97,67	-,79	14,30	,14	9	5175	100,37	,26	13,96	0
9	4235	97,54	-,13	14,42	,12	10	4805	100,72	,35	13,91	-,05
10	4015	97,86	,32	14,31	-,10	11	4220	101,05	,33	13,76	-,15
11	3590	97,46	-,40	14,44	,12	14	3925	101,39	,34	13,68	-,08
14	3870	99,49	,03	13,72	,28	15	3860	100,93	-,46	13,77	,09
15	4655	97,96	-1,53	14,17	,45	16	4075	100,43	-,50	14,02	,25
16	3940	96,55	-1,41	14,49	,31	17	2720	100,46	,03	13,98	-,04
17	3775	97,58	1,03	14,20	-,29	18	2485	100,60	,14	13,97	-,01
18	3280	98,67	1,09	14,00	-,20	21	2600	100,99	,39	13,81	-,16
21	4035	98,32	-,35	14,17	,17	22	3855	101,36	,37	13,71	-,10
22	4385	98,44	,12	14,15	-,01	23	2750	101,77	,41	13,59	-,12
23	3465	98,57	,13	14,07	-,08	28	1876	101,80	,03	13,59	0
24	3360	98,18	-,39	14,18	,11	29	2565	101,78	-,02	13,59	,00
25	3050	98,98	-,18	14,27	,09	30	1595	101,87	,09	13,59	-,00
28	3645	97,75	-,25	14,39	,12	31	220	101,85	-,02	13,62	,03
29	4165	97,92	,17	14,44	,05						
30	4505	98,36	,44	14,35	-,09						

**EVOLUZIONE INTRAGIORNALIERA DEGLI SCAMBI
DI BTP DECENNALI SULL'MTS
STATISTICHE DESCRITTIVE
GENNAIO-DICEMBRE 1992**

Intervallo	Volume (mld. di lire)		<u>Spread</u> (lire)		Volatilità (valori perc.)	
	media	dev.std.	media	dev.std.	media	dev.std.
9,30- 9,45	110,49	80,20	,024	,013	,166	,184
9,45-10,00	230,45	106,82	,024	,023	,182	,383
10,00-10,15	218,39	104,08	,024	,032	,184	,361
10,15-10,30	191,16	96,41	,027	,074	,223	1,195
10,30-10,45	176,10	98,82	,026	,042	,145	,262
10,45-11,00	157,28	92,74	,025	,019	,134	,183
11,00-11,15	158,73	94,59	,025	,031	,135	,179
11,15-11,30	148	87,84	,025	,024	,157	,355
11,30-11,45	149,17	96,63	,025	,021	,149	,206
11,45-12,00	148,86	98,95	,025	,020	,227	,816
12,00-12,15	143,13	93,61	,024	,018	,162	,231
12,15-12,30	127,56	78,55	,030	,037	,177	,420
12,30-12,45	124,19	89,84	,023	,018	,170	,385
12,45-13,00	109,39	85,19	,029	,035	,147	,379
13,00-13,15	107,91	82,64	,032	,083	,162	,248
13,15-13,30	92,34	75,52	,026	,066	,139	,246
14,30-14,45	70,26	52,85	,044	,139	,333	,504
14,45-15,00	136,95	84,16	,028	,042	,177	,325
15,00-15,15	138,39	82,28	,025	,018	,177	,548
15,15-15,30	135,29	84,29	,025	,021	,152	,233
15,30-15,45	133,41	86,04	,023	,014	,156	,259
15,45-16,00	136,71	89,00	,028	,027	,179	,290
16,00-16,15	130,69	79,26	,027	,020	,148	,283
16,15-16,30	163,17	88,64	,036	,111	,336	1,572

**SCAMBI DI BTP DECENNALI SULL'MTS
STIME DELL'EFFETTO INFRASETTIMANALE
GENNAIO-DICEMBRE 1992**

$$V_n = a_n + b_{1n} D_1 + b_{2n} D_2 + b_{3n} D_3 + b_{4n} D_4 + u_n$$

Intervallo n	a_n	b_{1n}	b_{2n}	b_{3n}	b_{4n}	R^2	DW	GQ	F
9,30-9,45	<u>108,2</u>	<u>-30,0</u>	24,7	16,1	-,4	,054	1,64	1,77	<u>4,61</u>
9,45-10,00	<u>223,2</u>	<u>-13,1</u>	8,1	31,4	8,6	,019	<u>1,72</u>	<u>1,31</u>	1,54
10,00-10,15	<u>198,0</u>	13,0	<u>38,3</u>	32,2	18,1	,017	1,23	1,54	1,43
10,15-10,30	<u>188,6</u>	-2,0	21,6	3,6	-10,4	,012	1,40	1,44	,98
10,30-10,45	<u>178,8</u>	<u>-23,2</u>	-7,0	12,3	3,5	,015	1,40	1,83	1,19
10,45-11,00	<u>160,6</u>	<u>-34,2</u>	,1	6,7	9,6	,029	1,70	1,57	2,37
11,00-11,15	<u>144,2</u>	<u>-3,2</u>	19,2	18,7	<u>37,6</u>	,024	1,65	1,63	2,02
11,15-11,30	<u>139,6</u>	<u>-5,4</u>	17,0	-8,8	<u>39,6</u>	,042	1,63	<u>1,34</u>	<u>3,53</u>
11,30-11,45	<u>147,3</u>	<u>-18,5</u>	6,6	-2,5	23,3	,019	1,57	1,45	1,60
11,45-12,00	<u>161,8</u>	<u>-44,6</u>	8,1	-6,3	22,9	,035	<u>1,85</u>	1,74	<u>2,97</u>
12,00-12,15	<u>139,1</u>	<u>-13,1</u>	22,3	5,1	5,7	,014	1,65	1,50	1,20
12,15-12,30	<u>126,6</u>	<u>-19,9</u>	15,8	11,4	-3,6	,025	<u>1,75</u>	1,60	2,09
12,30-12,45	<u>126,5</u>	<u>-23,3</u>	12,1	6,0	-7,3	,018	1,65	1,71	1,51
12,45-13,00	115,2	<u>-13,2</u>	-8,5	-9,2	1,8	,005	<u>1,73</u>	1,85	,37
13,00-13,15	<u>119,5</u>	<u>-25,7</u>	11,5	-19,9	-,7	,015	1,51	1,72	1,25
13,15-13,30	<u>134,3</u>	<u>-31,0</u>	-15,7	-2,1	8,6	,021	1,34	2,27	2,02
14,30-14,45	<u>76,4</u>	<u>-17,6</u>	-12,6	-7,7	6,8	,027	1,52	2,24	2,24
14,45-15,00	<u>131,3</u>	<u>-2,1</u>	-2,4	6,1	26,3	,016	1,41	1,44	1,35
15,00-15,15	<u>129,5</u>	5,7	,8	17,8	19,8	,010	1,29	1,41	,86
15,15-15,30	<u>137,5</u>	<u>-10,1</u>	-14,7	8,3	4,6	,011	1,57	1,57	,88
15,30-15,45	<u>120,3</u>	19,9	15,4	20,2	9,9	,008	1,54	1,68	,63
15,45-16,00	<u>135,4</u>	-,1	4,6	,0	2,0	,000	1,32	1,68	,03
16,00-16,15	<u>116,7</u>	4,0	19,3	25,1	20,7	,016	1,32	1,49	1,29
16,15-16,30	<u>151,0</u>	16,6	13,5	20,1	10,3	,006	1,09	<u>1,31</u>	,49

Note

V_n : scambi di BTP decennali nell'intervallo n (mld. di lire).

D_1 : variabile dummy pari a 1 nei lunedì e a 0 altrove.

D_2 : " " " " " martedì " " "

D_3 : " " " " " mercoledì " " "

D_4 : " " " " " giovedì " " "

Il numero delle osservazioni è pari a 246.

La sottolineatura delle stime dei coefficienti indica che esse sono significativamente diverse da 0 secondo il test t.

La sottolineatura della statistica DW indica che l'ipotesi di assenza di autocorrelazione del primo ordine dei residui non è rigettata.

La sottolineatura della statistica GQ (Goldfeld-Quandt) indica che l'ipotesi di omoschedasticità dei residui non è rigettata.

La sottolineatura della statistica F indica il rigetto dell'ipotesi nulla $H_0: b_1=b_2=b_3=b_4=0$.

Tutti i test sono condotti al livello di significatività del 5%.

SCAMBI DI BTP DECENNALI SULL'INTS
STIME DELL'EFFETTO DELLA CHIUSURA DEL LIFFE
GENNAIO-DICEMBRE 1992

$$V_n = c_n + d_n L + v_n$$

Intervallo n	c_n	d_n	R^2	DW	GQ	numero oss.ni	chiusure incluse
						48	3
9,30- 9,45	<u>77,0</u>	18,0	,004	1,12	2,78		
9,45-10,00	<u>208,2</u>	30,1	,005	1,01	<u>1,37</u>		
10,00-10,15	<u>209,9</u>	16,8	,001	1,06	<u>1,58</u>		
10,15-10,30	<u>185,2</u>	21,4	,003	1,23	<u>1,32</u>		
10,30-10,45	<u>155,6</u>	1,1	,000	1,44	2,46		
10,45-11,00	<u>128,8</u>	-37,1	,015	<u>1,70</u>	<u>1,20</u>		
11,00-11,15	<u>146,2</u>	-84,6	,050	<u>1,95</u>	<u>1,70</u>		
11,15-11,30	<u>141,9</u>	<u>-123,6</u>	,157	<u>1,93</u>	<u>,83</u>		
11,30-11,45	<u>136,9</u>	<u>-128,6</u>	,162	<u>1,97</u>	<u>,93</u>		
11,45-12,00	<u>117,3</u>	-2,3	,000	2,66	<u>1,76</u>		
12,00-12,15	<u>124,2</u>	27,4	,006	<u>2,25</u>	<u>1,41</u>		
12,15-12,30	<u>104,9</u>	30,1	,011	<u>2,28</u>	<u>1,41</u>		
12,30-12,45	<u>103,1</u>	1,9	,000	<u>1,57</u>	<u>1,51</u>		
12,45-13,00	<u>102,6</u>	9,2	,000	<u>1,89</u>	<u>1,97</u>		
13,00-13,15	<u>95,9</u>	-34,2	,012	<u>1,56</u>	2,34		
13,15-13,30	<u>71,1</u>	28,9	,012	<u>1,60</u>	2,77		
14,30-14,45	<u>57,7</u>	19,0	,008	<u>1,86</u>	<u>1,98</u>		
14,45-15,00	<u>126,1</u>	50,6	,020	1,10	<u>1,72</u>		
15,00-15,15	<u>133,2</u>	31,8	,009	<u>1,72</u>	<u>1,32</u>		
15,15-15,30	<u>128,8</u>	-20,4	,003	<u>1,82</u>	<u>1,83</u>		
15,30-15,45	<u>139,2</u>	15,8	,002	1,37	<u>1,42</u>		
15,45-16,00	<u>141,3</u>	<u>-96,3</u>	,071	<u>1,72</u>	<u>1,34</u>		
16,00-16,15	<u>125,3</u>	<u>-73,7</u>	,078	<u>1,85</u>	<u>1,30</u>		
16,15-16,30	<u>167,3</u>	4,3	,000	1,17	<u>1,35</u>		

Note

V_n : scambi di BTP decennali nell'intervallo n dei lunedì inclusi nel campione (mld. di lire).

L: variabile dummy pari a 1 nei lunedì in cui il LIFFE era chiuso.

La sottolineatura delle stime dei coefficienti indica che esse sono significativamente diverse da 0 secondo il test t.

La sottolineatura della statistica DW indica che l'ipotesi di assenza di autocorrelazione del primo ordine dei residui non è rigettata.

La sottolineatura della statistica GQ (Goldfeld-Quandt) indica che l'ipotesi di omoschedasticità dei residui non è rigettata.

Tutti i test sono condotti al livello di significatività del 5%.

**SPREAD DEI BTP DECENNALI SULL'MTS
STIME DELL'EFFETTO INFRASETTIMALE
GENNAIO-DICEMBRE 1992**

$$S_n = a_n + b_{1n} D_1 + b_{2n} D_2 + b_{3n} D_3 + b_{4n} D_4 + u_n$$

Intervallo n	<u>a_n</u>	b _{1n}	b _{2n}	b _{3n}	b _{4n}	R ²	DW	GQ	F
9,30- 9,45	<u>,024</u>	-,001	-,001	,000	,000	,003	1,17	3,49	,24
9,45-10,00	<u>,023</u>	,006	-,002	,002	,003	,011	1,57	9,75	,84
10,00-10,15	<u>,022</u>	,009	,000	-,001	,001	,011	<u>1,86</u>	14,70	,90
10,15-10,30	,022	,046	,000	-,001	,002	,018	<u>2</u>	34,35	1,44
10,30-10,45	,024	,050	-,004	,000	-,002	,017	<u>2,01</u>	38,47	1,25
10,45-11,00	<u>,022</u>	,000	,000	,001	,001	,001	1,41	5,23	,08
11,00-11,15	<u>,020</u>	,021	,005	,001	,004	,016	2	22,05	1,08
11,15-11,30	<u>,023</u>	,002	,000	-,002	,000	,005	1,58	6,53	,31
11,30-11,45	<u>,027</u>	,000	,000	-,004	-,006	,012	1,59	6,29	,69
11,45-12,00	<u>,023</u>	,006	,000	,000	-,003	,013	<u>1,94</u>	7,28	,78
12,00-12,15	<u>,022</u>	,002	,002	,000	,002	,006	1,41	4,20	,33
12,15-12,30	<u>,023</u>	,005	,000	,005	-,001	,010	1,56	9,02	,42
12,30-12,45	<u>,025</u>	,000	,001	,000	-,003	,005	<u>1,64</u>	6,88	,21
12,45-13,00	<u>,023</u>	,014	,001	,002	,002	,026	<u>1,90</u>	8,69	,89
13,00-13,15	,022	,044	,000	,000	,007	,035	<u>2,09</u>	17,32	1,31
13,15-13,30	,021	,040	,004	-,002	,001	,030	<u>2,11</u>	18,28	1,04
14,30-14,45	,022	,059	-,003	,001	,000	,050	<u>2,02</u>	13,23	1,26
14,45-15,00	<u>,020</u>	,014	,000	,000	,008	,030	<u>2,22</u>	9,19	,99
15,00-15,15	<u>,033</u>	-,008	<u>-,013</u>	<u>-,015</u>	<u>-,013</u>	,081	<u>1,80</u>	4	<u>2,90</u>
15,15-15,30	<u>,025</u>	,003	,002	-,007	-,004	,036	<u>1,63</u>	4,76	1,17
15,30-15,45	<u>,025</u>	,000	-,002	<u>-,008</u>	-,001	,041	1,49	2,75	1,21
15,45-16,00	<u>,031</u>	-,010	-,009	,004	,000	,033	<u>1,98</u>	6,30	,90
16,00-16,15	<u>,032</u>	-,003	-,010	-,007	-,004	,020	<u>1,62</u>	4,63	,60
16,15-16,30	,019	,056	,004	,005	,013	,033	<u>2,02</u>	17,25	1,04

Note

S_n: spread medio dei BTP decennali nell'intervallo n (lire).

D₁: variabile dummy pari a 1 nei lunedì e a 0 altrove.

D₂: " " " " " martedì " " "

D₃: " " " " " mercoledì " " "

D₄: " " " " " giovedì " " "

Il numero delle osservazioni varia tra 76 e 240.

La sottolineatura delle stime dei coefficienti indica che esse sono significativamente diverse da 0 secondo il test t.

La sottolineatura della statistica DW indica che l'ipotesi di assenza di autocorrelazione del primo ordine dei residui non è rigettata.

La sottolineatura della statistica GQ (Goldfeld-Quandt) indica che l'ipotesi di omoschedasticità dei residui non è rigettata.

La sottolineatura della statistica F indica il rigetto dell'ipotesi nulla H₀: b₁=b₂=b₃=b₄=0.

Tutti i test sono condotti al livello di significatività del 5%.

SPREAD DEI BTP DECENNALI SULL'INTS
STIME DELL'EFFETTO DELLA CHIUSURA DEL LIFFE
GENNAIO-DICEMBRE 1992

$$S_n = c_n + d_n L + v_n$$

Intervallo n	c_n	d_n	R^2	DW	GQ	numero oss.ni	chiusure incluse
9,30- 9,45	<u>,023</u>	-,003	,002	<u>1,96</u>	4,86	43	3
9,45-10,00	<u>,023</u>	<u>,133</u>	,412	<u>1,80</u>	<u>1,28</u>	47	2
10,00-10,15	<u>,020</u>	<u>,149</u>	,287	<u>1,99</u>	<u>1,96</u>	46	3
10,15-10,30	<u>,024</u>	<u>,676</u>	,313	<u>2,01</u>	<u>1,90</u>	46	3
10,30-10,45	<u>,022</u>	<u>,812</u>	,315	<u>2</u>	<u>2,01</u>	47	3
10,45-11,00	<u>,021</u>	-,001	,000	<u>1,99</u>	5,95	41	2
11,00-11,15	<u>,021</u>	<u>,404</u>	,476	<u>2,04</u>	<u>,99</u>	41	2
11,15-11,30	<u>,025</u>	-,002	,000	<u>2,01</u>	14,88	37	1
11,30-11,45	<u>,026</u>	-,012	,007	<u>1,85</u>	6,97	35	1
11,45-12,00	<u>,022</u>	,113	,407	<u>1,96</u>	<u>1,09</u>	28	2
12,00-12,15	<u>,021</u>	-,005	,014	<u>1,75</u>	5,57	28	3
12,15-12,30	<u>,021</u>	<u>,089</u>	,405	<u>2,08</u>	<u>1,05</u>	23	2
12,30-12,45	<u>,025</u>	-,012	,020	<u>1,47</u>	4,29	24	1
12,45-13,00	<u>,026</u>	<u>,087</u>	,210	<u>1,96</u>	<u>2,81</u>	24	3
13,00-13,15	<u>,026</u>	<u>,477</u>	,457	<u>2</u>	<u>1,03</u>	24	2
13,15-13,30	<u>,018</u>	<u>,314</u>	,300	<u>2,70</u>	<u>1,75</u>	22	3
14,30-14,45	<u>,023</u>	<u>,466</u>	,450	2,99	<u>1,01</u>	16	2
14,45-15,00	<u>,020</u>	<u>,098</u>	,269	<u>2,68</u>	<u>1,79</u>	20	3
15,00-15,15	<u>,024</u>	,014	,088	<u>1,72</u>	<u>2,33</u>	22	3
15,15-15,30	<u>,027</u>	-,002	,000	<u>2,21</u>	5,82	23	1
15,30-15,45	<u>,026</u>	-,014	,085	<u>1,90</u>	<u>2,32</u>	20	2
15,45-16,00	<u>,022</u>	-,012	,054	<u>2,19</u>	<u>3,99</u>	19	2
16,00-16,15	<u>,030</u>	-,014	,013	<u>1,68</u>	<u>3,97</u>	20	1
16,15-16,30	<u>,019</u>	<u>,560</u>	,465	<u>1,53</u>	<u>,86</u>	20	2

Note

S_n : spread medio dei BTP decennali nell'intervallo n dei lunedì inclusi nel campione (lire).

L: variabile dummy pari a 1 nei lunedì in cui il LIFFE era chiuso.

La sottolineatura delle stime dei coefficienti indica che esse sono significativamente diverse da 0 secondo il test t.

La sottolineatura della statistica DW indica che l'ipotesi di assenza di autocorrelazione del primo ordine dei residui non è rigettata.

La sottolineatura della statistica GQ (Goldfeld-Quandt) indica che l'ipotesi di omoschedasticità dei residui non è rigettata.

Tutti i test sono condotti al livello di significatività del 5%.

**VOLATILITA' DEI BTP DECENNALI SULL'INTERS
STIME DELL'EFFETTO INFRASETTIMANALE
GENNAIO-DICEMBRE 1992**

$$\sigma_n = a_n + b_{1n} D_1 + b_{2n} D_2 + b_{3n} D_3 + b_{4n} D_4 + u_n$$

Intervallo n	<u>a_n</u>	<u>b_{1n}</u>	<u>b_{2n}</u>	<u>b_{3n}</u>	<u>b_{4n}</u>	R ²	DW	GQ	F
9,30-9,45	<u>,14</u>	,07	,01	,02	,03	,010	1,69	8,15	,78
9,45-10,00	<u>,12</u>	<u>,14</u>	,04	,05	,04	,017	<u>1,97</u>	14,53	1,38
10,00-10,15	<u>,12</u>	<u>,18</u>	,02	,04	,03	,028	<u>1,90</u>	12,24	2,28
10,15-10,30	<u>,10</u>	<u>,50</u>	,06	,02	,03	,023	<u>2,01</u>	30,51	1,79
10,30-10,45	<u>,11</u>	,08	-,01	-,01	,03	,012	<u>1,98</u>	17,63	,91
10,45-11,00	<u>,10</u>	-,02	,01	,01	,03	,014	1,46	6,37	1,09
11,00-11,15	<u>,13</u>	-,02	-,03	-,02	,00	,005	1,61	6,79	,37
11,15-11,30	<u>,08</u>	,00	,02	,04	<u>,09</u>	,017	1,65	12,25	1,26
11,30-11,45	<u>,12</u>	,00	-,02	,02	-,01	,008	1,66	6,58	,55
11,45-12,00	,12	,17	,02	,01	,00	,010	<u>2,03</u>	26,77	,71
12,00-12,15	<u>,12</u>	,06	,00	,01	-,01	,013	<u>1,95</u>	9,09	,94
12,15-12,30	<u>,11</u>	,01	,09	,00	-,01	,013	<u>1,91</u>	17,91	,94
12,30-12,45	<u>,14</u>	,00	,04	-,05	-,02	,007	<u>1,98</u>	18,44	,49
12,45-13,00	<u>,12</u>	,10	-,03	-,02	,00	,013	<u>1,97</u>	22	,85
13,00-13,15	<u>,13</u>	-,05	-,02	-,01	,00	,008	1,70	8,90	,53
13,15-13,30	<u>,08</u>	,00	,03	-,02	,05	,021	<u>1,93</u>	8,12	1,42
14,30-14,45	<u>,22</u>	-,03	,02	-,01	<u>,15</u>	,025	1,45	6,49	1,73
14,45-15,00	<u>,11</u>	<u>,11</u>	,02	,05	,07	,016	<u>2,04</u>	10,97	1,12
15,00-15,15	,15	<u>,26</u>	-,06	-,02	-,04	,035	<u>2</u>	17,01	<u>2,71</u>
15,15-15,30	<u>,13</u>	,05	-,02	,00	-,03	,016	1,69	9,13	1,19
15,30-15,45	<u>,15</u>	,03	-,06	-,05	-,03	,018	<u>1,86</u>	9,19	1,35
15,45-16,00	<u>,15</u>	-,01	,00	,01	-,02	,001	<u>1,93</u>	8,96	,09
16,00-16,15	<u>,10</u>	<u>,16</u>	,06	,02	,02	,030	<u>1,86</u>	10,58	2,27
16,15-16,30	,21	,28	,46	-,03	-,05	,016	<u>1,87</u>	28,62	1,24

Note

σ_n : dev. stand. del rendimento dei BTP decennali scambiati nell'intervallo n (valori percentuali).

D_1 : variabile dummy pari a 1 nei lunedì e a 0 altrove.

D_2 : " " " " " martedì " " "

D_3 : " " " " " mercoledì " " "

D_4 : " " " " " giovedì " " "

Il numero delle osservazioni varia tra 200 e 238.

La sottolineatura delle stime dei coefficienti indica che esse sono significativamente diverse da 0 secondo il test t.

La sottolineatura della statistica DW indica che l'ipotesi di assenza di autocorrelazione del primo ordine dei residui non è rigettata.

La sottolineatura della statistica GQ (Goldfeld-Quandt) indica che l'ipotesi di omoschedasticità dei residui non è rigettata.

La sottolineatura della statistica F indica il rigetto dell'ipotesi nulla $H_0: b_1=b_2=b_3=b_4=0$.

Tutti i test sono condotti al livello di significatività del 5%.

**VOLATILITA' DEI BTP DECENNALI SULL'INT
STIME DELL'EFFETTO DELLA CHIUSURA DEL LIFFE
GENNAIO-DICEMBRE 1992**

$$\sigma_n = c_n + d_n L + v_n$$

Intervallo n	c_n	d_n	R^2	DW	GQ	numero oss.ni	chiusure incluse
9,30- 9,45	<u>,22</u>	-,12	,006	<u>2,19</u>	9,52	46	3
9,45-10,00	<u>,17</u>	<u>1,58</u>	,278	<u>1,93</u>	<u>2,03</u>	47	3
10,00-10,15	<u>,21</u>	<u>1,46</u>	,205	<u>1,98</u>	3	47	3
10,15-10,30	<u>,54</u>	,83	,005	<u>2,05</u>	46,05	47	3
10,30-10,45	<u>,10</u>	<u>1,48</u>	,301	<u>2,09</u>	<u>1,90</u>	44	3
10,45-11,00	<u>,08</u>	-,04	,022	<u>1,91</u>	2,70	45	3
11,00-11,15	<u>,10</u>	,16	,042	<u>1,94</u>	4,35	42	1
11,15-11,30	-	-	-	-	-	-	0
11,30-11,45	-	-	-	-	-	-	0
11,45-12,00	<u>,08</u>	<u>4,47</u>	,477	<u>2,01</u>	<u>,95</u>	42	2
12,00-12,15	<u>,12</u>	<u>,96</u>	,245	<u>2,20</u>	2,49	42	3
12,15-12,30	<u>,10</u>	<u>,29</u>	,110	<u>2,09</u>	3,97	40	3
12,30-12,45	<u>,14</u>	-,10	,002	<u>2,01</u>	31,07	42	2
12,45-13,00	<u>,23</u>	-,20	,001	<u>2,02</u>	44,20	38	1
13,00-13,15	<u>,09</u>	-,08	,017	<u>1,88</u>	9,34	40	2
13,15-13,30	<u>,07</u>	<u>,27</u>	,210	<u>2,11</u>	2,80	38	3
14,30-14,45	<u>,19</u>	,06	,004	<u>2,10</u>	4,87	33	2
14,45-15,00	<u>,13</u>	<u>1,32</u>	,328	<u>2,02</u>	<u>2,03</u>	45	3
15,00-15,15	<u>,29</u>	<u>1,78</u>	,112	<u>2</u>	6,26	44	3
15,15-15,30	<u>,18</u>	-,13	,008	<u>2,16</u>	13,47	44	3
15,30-15,45	<u>,14</u>	<u>,54</u>	,152	<u>1,97</u>	3,19	43	3
15,45-16,00	<u>,15</u>	-,14	,034	<u>1,77</u>	4,73	44	3
16,00-16,15	<u>,22</u>	<u>,79</u>	,082	<u>2,15</u>	6,70	47	3
16,15-16,30	<u>,47</u>	<u>,45</u>	,007	<u>2,12</u>	15,10	47	3

Note

σ_n : dev. stand. del rendimento dei BTP decennali scambiati
nell'intervallo n dei lunedì inclusi nel campione (%).

L: variabile dummy pari a 1 nei lunedì in cui il LIFFE
era chiuso.

La sottolineatura delle stime dei coefficienti indica che esse sono
significativamente diverse da 0 secondo il test t.

La sottolineatura della statistica DW indica che l'ipotesi di assenza
di autocorrelazione del primo ordine dei residui non è rigettata.

La sottolineatura della statistica GQ (Goldfeld-Quandt) indica che
l'ipotesi di omoschedasticità dei residui non è rigettata.

Tutti i test sono condotti al livello di significatività del 5%.

**RENDIMENTO MEDIO INTRAGIORNALIERO
DEI BTP DECENNALI SULL'MTS
STATISTICHE DESCRITTIVE
GENNAIO-DICEMBRE 1992**

Intervallo	rendimento periodale (%)		rendimento cumulato da inizio giornata (%)	
	media	dev.stand.	media	dev.stand.
Overnight	-,004	,474		
9,30-9,45	0	,058	0	,058
9,45-10,00	,009	,108	,009	,130
10,00-10,15	-,009	,088	0	,123
10,15-10,30	0	,054	-,001	,142
10,30-10,45	0	,049	-,001	,164
10,45-11,00	,012	,152	,010	,230
11,00-11,15	-,004	,049	,006	,237
11,15-11,30	,006	,081	,012	,265
11,30-11,45	-,007	,071	,005	,273
11,45-12,00	-,005	,047	0	,285
12,00-12,15	-,001	,051	-,001	,284
12,15-12,30	-,001	,058	-,002	,301
12,30-12,45	-,005	,054	-,007	,319
12,45-13,00	,002	,044	-,005	,313
13,00-13,15	-,002	,050	-,007	,329
13,15-13,30	,002	,062	-,005	,317
13,30-14,30	,008	,079	,003	,320
14,30-14,45	-,006	,058	-,003	,335
14,45-15,00	-,012	,067	-,016	,327
15,00-15,15	-,010	,100	-,026	,328
15,15-15,30	,004	,137	-,022	,352
15,30-15,45	,008	,074	-,015	,361
15,45-16,00	-,019	,177	-,033	,342
16,00-16,15	,030	,209	-,003	,376
16,15-16,30	-,008	,130	-,011	,377

Nota

I rendimenti sono calcolati nel continuo sul BTP decennale di più recente emissione.

**RENDIMENTO INTRAGIORNALIERO DEI BTP DECENNALI SULL'MTS
AUTOCORRELAZIONE ALL'INTERNO DELLA GIORNATA
GENNAIO-DICEMBRE 1992**

	media	dev.stand.
rho ₁	-,0369	,0117
rho ₂	-,0093	,0116
rho ₃	-,0073	,0094
rho ₄	-,0108	,0085
rho ₅	-,0011	,0085
rho ₆	-,0157	,0080

Nota

I rendimenti sono calcolati nel continuo per intervalli di 15 minuti sul BTP decennale di più recente emissione.

**VARIABILI IMPIEGATE NELLE STIME
STATISTICHE DESCRITTIVE**

	27/5-2/6/92	3-4/6/92	7-11/9/92	15-18/9/92
Variaz.del prezzo (lire)				
media	-,0007	-,0005	-,0003	,0002
dev.stand.	,0130	,0731	,0515	,0825
coeff.simmetria	,32	-,45	-,69	,85
coeff.curtosi	53,75	55,01	46,07	63,12
Volume (mld.)				
media	5,48	5,29	5,17	5,05
dev.stand.	2,61	1,82	1,88	,71
coeff.simmetria	12,75	14,34	18,91	18,89
coeff.curtosi	219,73	300,20	420,72	419,57
perc. di scambi pari a 5 mld.	92,84	95,37	98,11	99,36
Tempo intercorso (secondi)				
media	169,08	81,15	137,21	131,25
dev.stand.	473,40	254,04	434,68	391,28
coeff.simmetria	8,59	14,98	10,81	9,35
coeff.curtosi	92,64	255,81	151,98	102,54
Spread (lire)				
media	,016	,054	,037	,055
dev.stand.	,012	,080	,043	,079
coeff.simmetria	5,23	4,96	6,79	7,69
coeff.curtosi	48,53	33	68,18	84,87

STIME DELLE EQUAZIONI (11)-(12)

	Periodo			
	27/5-2/6/92	3-4/6/92	7-11/9/92	15-18/9/92
α_1	-,000001 (-3.5649)	-,000017 (-1.16768)	,000000 (.050199)	,000003 (.136996)
α_2	-,4749 (-75.9632)	-,5681 (-81.6778)	-,5052 (-110.683)	-,2923 (-63.6089)
α_3	-,2115 (-28.6731)	-,2780 (-29.6880)	-,1566 (-14.5093)	-,3692 (-75.1115)
α_4	-,1315 (-15.8937)	-,1344 (-11.9356)	-,0276 (-2.74349)	-,0351 (-6.68737)
α_5	,00055 (4.19482)	,00056 (.969298)	,00180 (4.36391)	-,00140 (-1.80445)
α_6	,00057 (4.20536)	,00067 (1.11665)	,00110 (2.75940)	,00470 (5.42428)
α_7	,00068 (4.95664)	,00160 (2.90503)	,00028 (.691635)	,00029 (.358348)
β_1	,00000 (.000065)	,00410 (34.8319)	,00240 (49.4913)	,00630 (75.2178)
β_2	,04767 (54.8855)	,25494 (93.6661)	,17261 (64.2609)	,21460 (42.9325)
Numero oss.ni	3600	3058	3224	2613
<u>Log-likelihood</u>	11053,90	4305,07	5902,54	3276,32

Nota

Statistiche t tra parentesi.

Fig. 1

SCAMBI MEDI INTRAGIORNALIERI DI BTP DECENNALI SULL' MTS
PER INTERVALLI DI 15 MINUTI
Gen.-Dic. 1992

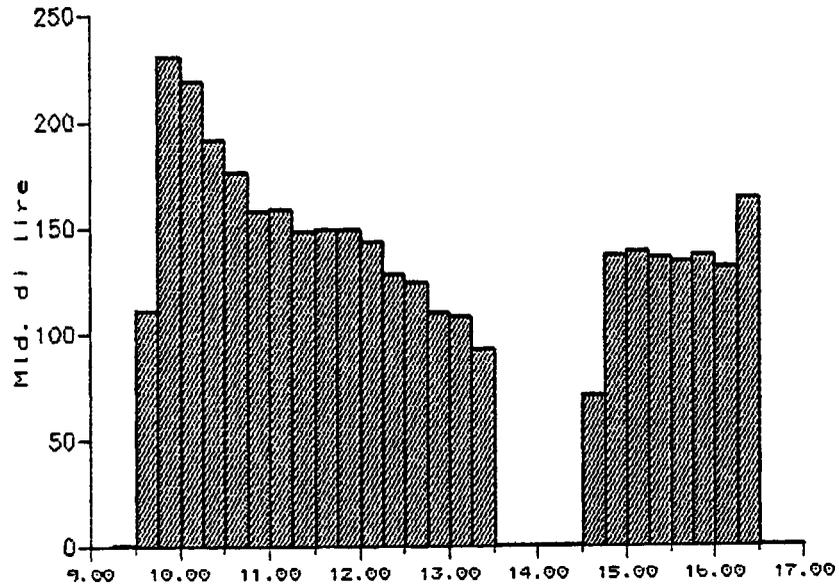


Fig. 2

SPREAD MEDIO INTRAGIORNALIERO DEI BTP DECENNALI SULL' MTS
PER INTERVALLI DI 15 MINUTI
Gen.-Dic. 1992

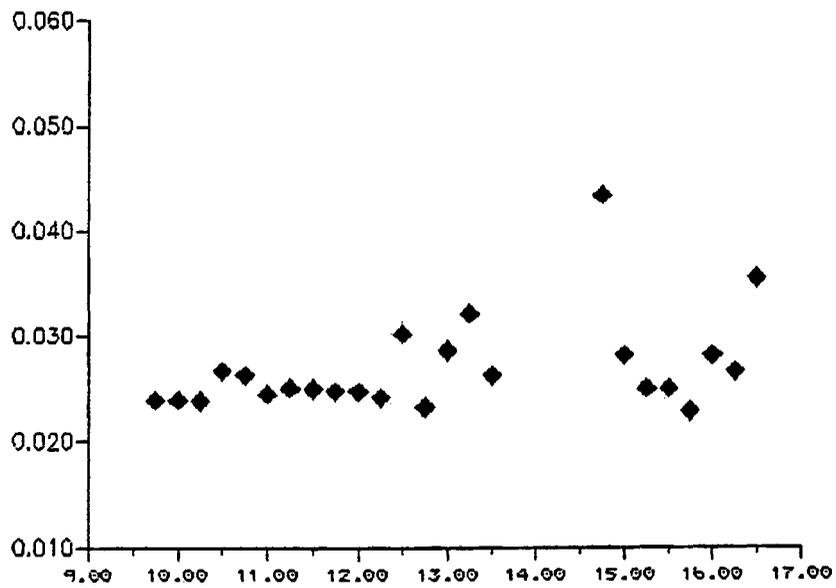


Fig. 3

VOLATILITA' MEDIA INTRAGIORNALIERA DEI BTP DECENNALI
SULL' MTS PER INTERVALLI DI 15 MINUTI
Gen.-Dic. 1992

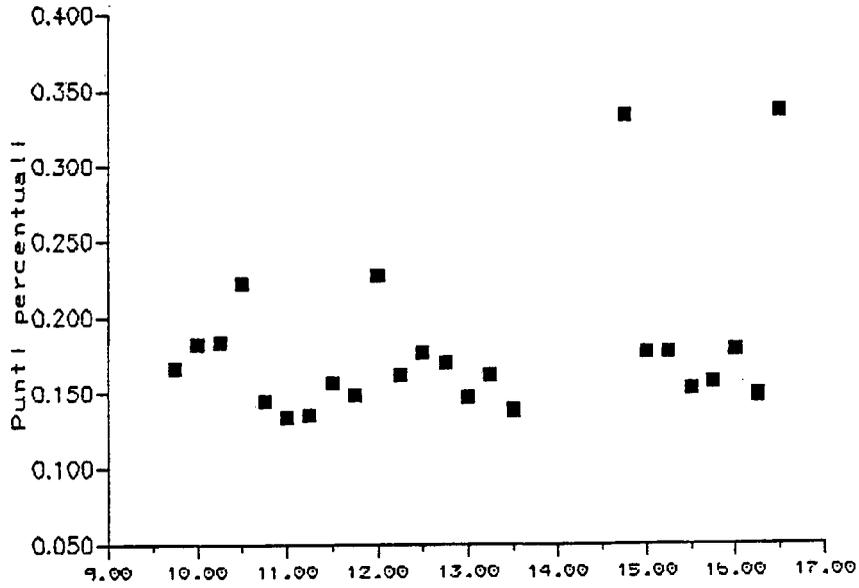


Fig. 4

RENDIMENTO MEDIO INTRAGIORNALIERO
DEI BTP DECENNALI SULL' MTS PER INTERVALLI DI 15 MINUTI
Gen.-Dic. 1992

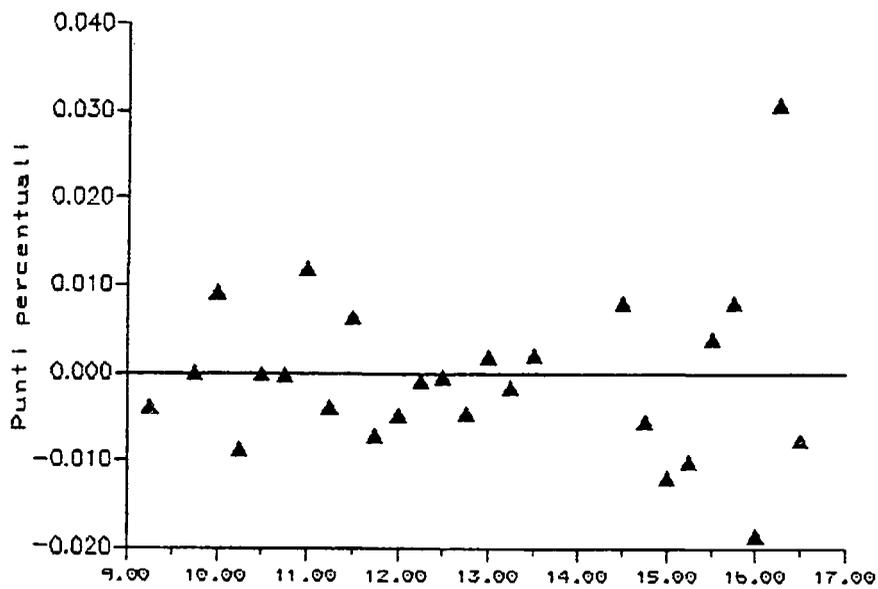
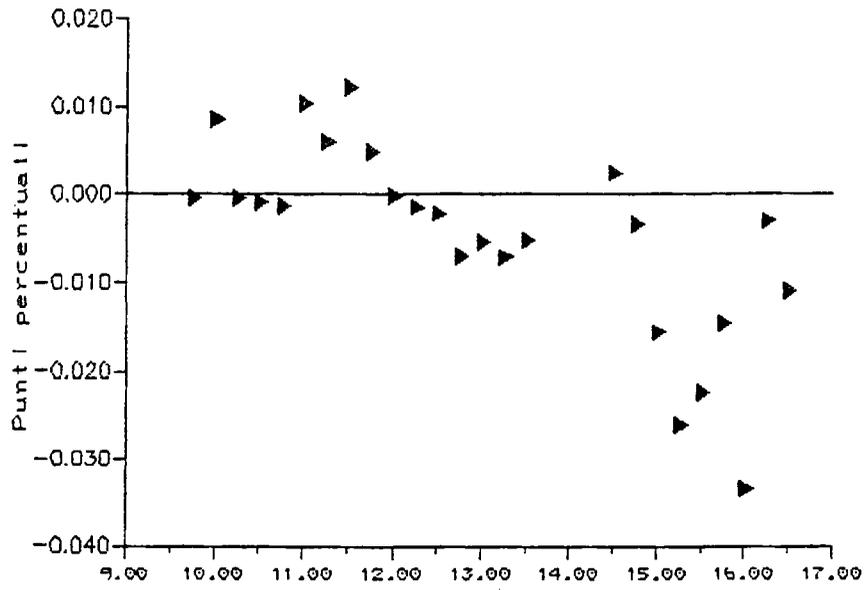


Fig. 5

RENDIMENTO MEDIO CUMULATO INTRAGIORNALIERO
DEI BTP DECENNALI SULL' MTS PER INTERVALLI DI 15 MINUTI
Gen.-Dic. 1992



Riferimenti bibliografici

- Admati, A. e P. Pfleiderer (1988), A Theory of Intraday Patterns: Volume and Price Variability, in "Review of Financial Studies", vol. 1, pp. 3-40.
- Barone, E. (1990), Il mercato azionario italiano: efficienza e anomalie di calendario, in "Finanza, Imprese e Mercati", vol. 2, n. 2, pp. 181-210.
- Bianchi, B. (1992), Prospettive e problematiche dell'istituendo mercato italiano dei futures, Intervento al Convegno su "La struttura dei mercati futures", Assobat-Oppenheimer & C., Milano, 29 aprile 1992.
- Brock, W. e A. Kleidon (1992), Periodic Market Closure and Trading Volume, in "Journal of Economic Dynamics and Control", vol. 16, pp. 451-89.
- Brown, S. (1990), Estimating Volatility, in S. Figlewski, W. Silber e M. Subrahmanyam (a cura di), Financial Options: From Theory to Practice, Homewood (Ill.), Business One Irwin, pp. 516-37.
- Cervone, E. (1992), Mif: regole, controlli e valutazioni delle prima esperienze, Intervento al Convegno su "Il mercato italiano dei futures: efficienza e sviluppo dei mercati finanziari", SIGE, Milano, 20 ottobre 1992.
- Cherubini, U., C. Govino e R. Hamoui (1992), Liquidità ed efficienza informativa sul mercato dei BTP, Banca Commerciale Italiana, Collana Ricerche, n. 5.
- Copeland, T. E. e D. Galai (1983), Information Effects on the Bid-Ask Spread, in "Journal of Finance", vol. 38, pp. 1457-69.
- Corielli, F. e B. Rindi (1992), Le regolarità di calendario dei rendimenti azionari: il caso italiano, in "Ricerche Economiche", vol. 46, n. 3-4, pp. 303-26.

- Cristini, G. (1978), I rendimenti delle azioni e l'efficienza della borsa, in Banca d'Italia, "Contributi alla ricerca economica", n. 8, pp. 113-74.
- De Felice, G. e M. Esposito (1991), L'effetto week-end e il mercato telematico dei titoli di Stato, in "Finanza, Imprese e Mercati", vol. 3, n. 3, pp. 347-60.
- Fama, E. (1970), Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, in "Journal of Finance", vol. 25, pp. 383-417.
- Figlewski, S. (1990), Theoretical Valuation Models, in S. Figlewski, W. Silber e M. Subrahmanyam (a cura di), Financial Options: From Theory to Practice, Homewood (Ill.), Business One Irwin, pp. 77-134.
- Foster, D. e S. Viswanathan (1989), A Theory of the Interday Variations in Volume, Variance, and Trading Costs in Securities Markets, in "Review of Financial Studies", vol. 3, pp. 593-624.
- French, K. (1980), Stock Returns and the Weekend Effect, in "Journal of Financial Economics", vol. 8, pp. 55-69.
- Garman, M. (1976), Market Microstructure, in "Journal of Financial Economics", vol. 3, pp. 257-75.
- Glosten, L. e L. Harris (1988), Estimating the Components of the Bid/Ask Spread, in "Journal of Financial Economics", vol. 19, pp. 123-42.
- _____ e P. Milgrom (1985), Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders, in "Journal of Financial Economics", vol. 14, pp. 71-100.
- Harris, L. (1986), A Transaction Data Study of Weekly and Intradaily Patterns in Stock Returns, in "Journal of Financial Economics", vol. 16, pp. 99-117.

- Hausman, J., A. Lo e A. MacKinlay (1992), An Ordered Probit Analysis of Transaction Stock Prices, in "Journal of Financial Economics", vol. 31, pp. 319-79.
- Ho, T. e H. R. Stoll (1981), Optimal Dealer Pricing under Transactions and Return Uncertainty, in "Journal of Financial Economics", vol. 9, pp. 47-73.
- Impenna, C., P. Maggio e F. Panetta (1993), Contrattazione continua e concorrenza tra la Borsa di Milano e il SEAQ International, in Rapporto IRS sul mercato azionario 1993, Milano, Il Sole 24 Ore Libri.
- Jain, P. e G. Joh (1988), The Dependence between Hourly Prices and Trading Volume, in "Journal of Financial and Quantitative Analysis", vol. 23, n. 3, pp. 269-82.
- Johnston, E., W. Kracaw e J. McConnell (1991), Day-of-the-Week Effects in Financial Futures: An Analysis of GNMA, T-Bond, T-Note, and T-Bill Contracts, in "Journal of Financial and Quantitative Analysis", vol. 26, n. 1, pp. 23-44.
- Kmenta, J. (1986), Elements of Econometrics, New York, Macmillan.
- Kyle, A. (1984), Market Structure, Information, Futures Markets, and Price Formation, in G. Storey, A. Schmitz e A. Sarris (a cura di), International Agricultural Trade: Advanced Readings in Price Formation, Market Structure, and Price Instability, London, Westview Press, pp. 45-64.
- _____ (1985), Continuous Auctions and Insider Trading, in "Econometrica", vol. 53, n. 6, pp. 1315-35.
- McInish, T. e R. Wood (1992), An Analysis of Intraday Patterns in Bid/Ask Spreads for NYSE Stocks, in "Journal of Finance", vol. 47, n. 2, 753-64.
- Merton, R. (1971), Optimum Consumption and Portfolio Rules in a

Continuous-Time Model, in "Journal of Economic Theory", vol. 3, pp. 373-413.

- Pagano, M. e A. Roell (1990), Il mercato delle azioni italiane a Londra, in A. Penati (a cura di), Il rischio azionario e la borsa, Milano, Università Bocconi, Centro di economia monetaria e finanziaria P. Baffi, pp. 55-86.
- Ratti, M. e A. Sironi (1993), Lettera di Marte e denaro di Venere: il mito delle anomalie di calendario alla Borsa di Milano, Banca Commerciale Italiana, Collana Ricerche, n. 3.
- Rogalski, R. (1984), New Findings Regarding Day of the Week Returns over Trading and Non-Trading Periods, in "Journal of Finance", vol. 39, pp. 1603-14.
- Roll, R. (1984), A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market, in "Journal of Finance", vol. 39, pp. 1127-39.
- Smirlock, M. e L. Starks (1986), Day-of-the-Week and Intraday Effects in Stock Returns, in "Journal of Financial Economics", vol. 17, pp. 197-210.
- Stoll, H. R. (1989), Inferring the Components of the Bid-Ask Spread: Theory and Empirical Tests, in "Journal of Finance", vol. 44, n. 1, pp. 115-34.
- Wood, R., T. McInish e J. Ord (1985), An Investigation of Transactions Data for NYSE Stock, in "Journal of Finance", vol. 40, pp. 723-39.

ELENCO DEI PIÙ RECENTI TEMI DI DISCUSSIONE (*)

- n. 184 — *Durables and Nondurables Consumption: Evidence from Italian Household Data*, di A. BRUGIAVINI e G. WEBER (dicembre 1992).
- n. 185 — *Risk Sharing and Precautionary Saving*, di L. GUIISO e T. JAPPELLI (dicembre 1992).
- n. 186 — *Convergence of Inflation, Prerequisite for EMU*, di L. BINI SMAGHI e P. DEL GIOVANE (dicembre 1992).
- n. 187 — *Rating the EC as an Optimal Currency Area*, di L. BINI SMAGHI e S. VORI (gennaio 1993).
- n. 188 — *Industrial Countries' Protectionism with Respect to Eastern Europe: The Impact of the Association Agreement Concluded with the EC on the Exports of Poland, Czechoslovakia and Hungary*, di C. MASTROPASQUA e V. ROLLI (gennaio 1993).
- n. 189 — *Il ruolo della concorrenza nell'evoluzione delle politiche di raccolta delle banche italiane*, di D. FOCARELLI e R. TEDESCHI (gennaio 1993).
- n. 190 — *Finanza pubblica e indebitamento tra le due guerre mondiali: il finanziamento del settore statale*, di G. SALVEMINI e V. ZAMAGNI (febbraio 1993).
- n. 191 — *Metodi per la stima in tempo reale della produzione industriale: una riconsiderazione e un confronto*, di G. SCHLITZER (marzo 1993).
- n. 192 — *Aspettative di cambio nello SME*, di ANTONIO ROMA (aprile 1993).
- n. 193 — *On the Economics of Interbank Payment Systems*, di P. ANGELINI e C. GIANNINI (maggio 1993).
- n. 194 — *Allocazione e riallocazione della proprietà e del controllo delle imprese: ostacoli, intermediari, regole*, di F. BARCA (maggio 1993).
- n. 195 — *Il controllo nella public company*, di M. BIANCO (maggio 1993).
- n. 196 — *Il gruppo di imprese come modello di controllo nei paesi ritardatari*, di S. TRENTO (maggio 1993).
- n. 197 — *Mercato e istituzioni della riallocazione proprietaria in Germania, Regno Unito e Francia*, di D. CARDILLI, L. PINZANI e P. E. SIGNORINI (maggio 1993).
- n. 198 — *Privatizzare: come? Spunti da una ricognizione comparata dei casi inglese e francese*, di S. CHIRI e F. PANETTA (maggio 1993).
- n. 199 — *Liquidity Effects and the Determinants of Short-Term Interest Rates in Italy*, di I. ANGELONI e A. PRATI (giugno 1993).
- n. 200 — *Nuovi strumenti per la valutazione e la previsione del ciclo economico in Italia*, di G. SCHLITZER (giugno 1993).
- n. 201 — *Controllo e gruppo: natura economica e tutela giuridica*, di F. BARCA, P. CASAVOLA e M. PERASSI (luglio 1993).
- n. 202 — *Forma giuridica, quotazione e struttura proprietaria delle imprese italiane: prime evidenze comparate*, di L. CANNARI, G. MARCHESI e M. PAGNINI (luglio 1993).
- n. 203 — *Crescita, finanziamento e riallocazione del controllo: teoria e prime evidenze empiriche per l'Italia*, di F. BARCA e G. FERRI (luglio 1993).
- n. 204 — *Tutela dei creditori e riallocazione dell'impresa nella normativa fallimentare*, di G. BOCCUZZI e R. CERCONE (luglio 1993).
- n. 205 — *Il trasferimento intergenerazionale delle imprese*, di B. MANZONE e S. TRENTO (luglio 1993).
- n. 206 — *Aspetti economici e normativi dell'attività degli enti creditizi rilevante per la riallocazione della proprietà*, di N. PESARESI (luglio 1993).
- n. 207 — *An Assessment of Systemic Risk in the Italian Clearing System*, di P. ANGELINI, G. MARESCA e D. RUSSO (luglio 1993).

(*) 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 agosto 1993
presso il Centro Stampa
della Banca d'Italia in Roma.*

