

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**Variabilità dei tassi d'interesse
e contenuto informativo delle opzioni**

di Fabio Fornari e Carlo Monticelli



Numero 300 - Marzo 1997

Temi di discussione

del Servizio Studi

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

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

Comitato di redazione:

MASSIMO ROCCAS, DANIELA MONACELLI, ROBERTO RINALDI, DANIELE TERLIZZESE, SANDRO TRENTO, ORESTE TRISTANI; SILIA MIGLIARUCCI (*segretaria*).

**Variabilità dei tassi d'interesse
e contenuto informativo delle opzioni**

di Fabio Fornari e Carlo Monticelli

Numero 300 - Marzo 1997

VARIABILITÀ DEI TASSI D'INTERESSE E CONTENUTO INFORMATIVO DELLE OPZIONI

di Fabio Fornari e Carlo Monticelli (*)

Sommario

Nel lavoro viene svolta un'analisi empirica dei prezzi delle opzioni per i *futures* su tassi d'interesse trattate al LIFFE. Contrariamente ai risultati ottenuti per la grande maggioranza dei mercati finanziari, le variazioni dei prezzi delle opzioni risultano prevedibili. Tale evidenza è però riconducibile alla forte autocorrelazione della varianza dei rendimenti delle attività finanziarie, determinante fondamentale del prezzo delle opzioni, giacché le altre variabili non risultano in grado di fornire un contributo previsivo statisticamente significativo. L'autocorrelazione dei prezzi delle opzioni, comunque, non permette il conseguimento di profitti privi di rischio.

Il confronto tra la misura di variabilità attesa desunta dai prezzi delle opzioni e quella ottenuta dalla stima di modelli GARCH mostra che, in ogni dato istante, tali misure possono differire notevolmente sia tra di loro sia rispetto alla variabilità campionaria. Nel medio periodo le differenze tendono ad annullarsi. Nel breve periodo nessuna delle misure domina le altre per capacità previsiva: la varianza implicita non è una statistica sufficiente della varianza attesa, ma allo stesso tempo aggiunge informazione rispetto alle previsioni ottenute da modelli GARCH che non ne tengono conto. Inoltre, anche il volume di opzioni scambiate fornisce informazioni sull'evolvere della variabilità del prezzo dell'attività sottostante.

Indice

1. Introduzione	p. 7
2. La relazione tra varianza e prezzo delle opzioni	p. 10
2.1 Lo schema di riferimento classico	p. 10
2.2 Il prezzo delle opzioni quando la varianza è stocastica	p. 12
2.3 Prezzo delle opzioni e varianza condizionale	p. 17
2.4 Prezzo delle opzioni e incertezza sulla variabilità futura	p. 20
3. Le opzioni sui tassi d'interesse scambiate al LIFFE	p. 22
4. L'efficienza del mercato delle opzioni e il ruolo dei <i>non-price factors</i>	p. 27
5. Il contenuto informativo della varianza implicita ...	p. 36
6. Conclusioni	p. 46
Riferimenti bibliografici	p. 48

(*) Banca d'Italia, Servizio Studi.

1. Introduzione¹

Il *trade-off* tra rischio e rendimento è l'elemento chiave delle decisioni di investimento in attività finanziarie. Il rischio atteso su una determinata attività è legato, in primo luogo, alla percezione da parte degli operatori della variabilità del rendimento nell'arco temporale a cui è riferito l'investimento. La variabilità attesa esercita dunque un'influenza cruciale sulla domanda di attività finanziarie e diventa perciò un elemento fondamentale nella determinazione dei tassi d'interesse.

L'estrazione di informazioni sulle aspettative degli operatori comporta, è noto, seri problemi. Le difficoltà si accrescono in riferimento alle attese in merito alla variabilità del rendimento di un'attività finanziaria per due ordini di motivi. In primo luogo, a differenza di quanto avviene per il *livello*, il valore realizzato della *variabilità* è difficile da confrontare, anche per il singolo operatore, con le previsioni, giacché anche un notevole cambiamento del *livello* può essere coerente con la costanza nel tempo del momento secondo, nel caso si realizzi un evento *a priori* improbabile. Secondariamente, la *rischiosità* percepita – che è poi l'incertezza rilevante per le decisioni economiche – non è direttamente confrontabile con le misure di *variabilità* campionaria: a differenza di queste ultime, la *rischiosità* percepita è legata alla *variabilità* condizionale, cioè alla *variabilità* residua dopo l'uso delle informazioni disponibili per prevedere l'andamento della variabile in questione.

¹ Gli autori desiderano ringraziare due referees, i partecipanti a un seminario tenuto presso la Banca d'Italia e al convegno "Dynamique des marchés financiers" tenuto presso l'Università d'Évry, senza coinvolgerli nella responsabilità di eventuali errori. Le opinioni espresse nel lavoro sono personali e non rappresentano la posizione della Banca d'Italia.

L'analisi dei prezzi delle opzioni costituisce una via efficace per affrontare tale problema: questi prezzi dipendono infatti in modo *diretto* dalla varianza attesa da parte degli operatori e dunque rivelano le loro aspettative in merito alla rischiosità dell'attività finanziaria su cui è scritta l'opzione. Come dimostra un corpo di evidenza empirica ormai molto solido, la variabilità dei rendimenti delle attività finanziarie va incontro a ragguardevoli cambiamenti nel corso del tempo. Ciò, da una parte, rende ancor più rilevante l'esame dei prezzi delle opzioni, dall'altra lo complica notevolmente, dal momento che la teoria finanziaria tradizionale è sviluppata accettando l'ipotesi di stabilità nel tempo della varianza. La parte iniziale di questo lavoro è quindi dedicata alla discussione della letteratura sulla determinazione dei prezzi delle opzioni nel caso di varianza stocastica.

Sulla base di questi modelli teorici di riferimento, il lavoro passa poi a un'analisi empirica svolta - con dati giornalieri per il periodo dal settembre 1990 all'ottobre 1995 - sui prezzi delle opzioni trattate al LIFFE per i *futures* sui titoli decennali del Tesoro italiano, tedesco e statunitense e sugli eurodepositi a tre mesi denominati in dollari e in marchi.

L'analisi empirica impiega, per ciascuna delle cinque attività finanziarie prese in esame, l'informazione riferita a tre tipologie di opzioni:

- quelle più vicine a essere *at-the-money*², che godono di desiderabili proprietà analitiche nel caso di varianza stocastica;

² Si indicano con questa terminologia quelle opzioni per cui il prezzo corrente è prossimo al valore attuale del prezzo di esercizio.

- quelle più liquide, che meglio dovrebbero riflettere l'informazione prevalente sul mercato;
- quelle con la più breve vita residua, riducendo così - rispetto ai casi precedenti - il numero dei cambiamenti dell'opzione di riferimento nella costruzione della serie di prezzo.

Due sono gli obiettivi principali: la valutazione dell'efficienza del mercato delle opzioni, intesa - seguendo la tradizione di Fama (1970) - quale condizione che l'informazione disponibile sia coerentemente e prontamente riflessa sui prezzi, assicurandone così l'affidabilità come indicatori. Il secondo obiettivo è l'analisi delle proprietà della varianza implicita nei prezzi delle opzioni, confrontando il suo andamento con quello della varianza campionaria e di altre due misure di varianza attesa derivate dalla stima di un modello GARCH (*generalized autoregressive conditional heteroskedasticity*): una costituita dai valori stimati sull'intero campione; l'altra dalle previsioni fuori dal campione calcolate in modo da rendere omogeneo, rispetto alla varianza implicita nei prezzi delle opzioni, sia l'insieme di informazioni disponibili, sia l'orizzonte temporale di riferimento.

Il lavoro è così organizzato: nel prossimo paragrafo si discutono i fondamenti teorici della relazione tra varianza e prezzo delle opzioni, partendo dallo schema classico di Black e Scholes per poi giungere agli approcci basati sull'ipotesi di varianza stocastica. Nel paragrafo 3 si illustrano le caratteristiche salienti dei dati impiegati nell'analisi empirica. Nel paragrafo 4 si valuta l'efficienza del mercato delle opzioni, considerando il contenuto informativo sia di tassi di cambio e d'interesse sia di alcune delle variabili non di prezzo sulle quali ha posto l'accento la recente

letteratura sulla microstruttura dei mercati finanziari. Nel paragrafo 5 si esamina la capacità previsiva della varianza implicita nel prezzo delle opzioni, confrontandone le proprietà statistiche con quelle della varianza campionaria e delle stime ottenute da modelli GARCH. Il paragrafo 6 conclude.

2. La relazione tra varianza e prezzo delle opzioni

2.1. Lo schema di riferimento classico

Nella teoria finanziaria tradizionale le opzioni vengono considerate attività finanziarie ridondanti, in quanto esattamente riproducibili dalla combinazione di altre attività già esistenti. Questa premessa è alla base dei risultati di Merton (1973) e di Black e Scholes (1973), che permettono di ottenere una soluzione analitica del valore dell'opzione in funzione di variabili osservabili, nonostante quest'ultimo dipenda dall'evoluzione futura del prezzo dell'attività sottostante.

L'ipotesi che le opzioni sono attività finanziarie ridondanti consente di determinarne il valore confrontandolo, in ogni istante, con quello di una combinazione dell'attività finanziaria dal rendimento certo e dell'attività finanziaria sulla quale è scritta l'opzione, che abbia le medesime caratteristiche di rischio e rendimento. Per applicare questo metodo di valutazione occorre inoltre ipotizzare che gli scambi avvengano in tempo continuo in mercati perfettamente concorrenziali, che il tasso di interesse dell'attività priva di rischio sia costante nel tempo, che non siano pagati dividendi nel corso di vita dell'opzione (τ) e che il prezzo dell'attività sottostante (S) segua un processo stocastico

(moto Browniano geometrico) rappresentabile nella seguente espressione:

$$dS_t = \alpha S_t dt + \sigma S_t dz_t .$$

Accettando tali assunti, si dimostra che il prezzo dell'opzione $C(S, \sigma^2, \tau)$ è la soluzione dell'equazione differenziale stocastica:

$$0.5\sigma^2 S^2 C_{11} + rSC_1 - rC + C_\tau = 0 ,$$

dove i sottoscritti indicano le derivate parziali rispetto agli argomenti di $C(S, \sigma^2, \tau)$ e r denota il tasso d'interesse privo di rischio.

Imponendo le condizioni $C(0, \tau) = 0$ e $C(S, 0) = \max[0, S_T - K]^3$, il valore di un'opzione *call*, con vita residua τ e prezzo di esercizio K è dato da:

$$C(S, \sigma^2, \tau | K, r) = SN(d_1) - Ke^{-r\tau} N(d_2) ,$$

dove il simbolo " $|$ " indica il condizionamento ai valori dei parametri specificati di seguito, σ^2 è la varianza delle variazioni percentuali del prezzo dell'attività sottostante, $N(\cdot)$ la funzione cumulata Normale, d_1 e d_2 due costanti pari rispettivamente a:

³ Le condizioni richiedono, rispettivamente, che il valore dell'opzione su un'attività di valore nullo sia nullo e che, alla scadenza, il valore dell'opzione sia pari alla differenza, se positiva, tra il valore dell'attività sottostante e il prezzo di esercizio, altrimenti sia nullo.

$$d_1 = \frac{\left(\log\left(\frac{S}{K}\right) + (r + 0.5\sigma^2)\tau \right)}{(\sigma\tau^{0.5})},$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\tau^{0.5}.$$

Il grande potere euristico di questo risultato discende dal fatto che esso è ottenuto senza fare ricorso a ipotesi sulle preferenze degli agenti economici e sulla distribuzione delle risorse nell'economia. La più significativa debolezza risiede invece nell'ipotesi di costanza nel tempo della varianza del prezzo dell'attività sulla quale è scritta l'opzione.

2.2 Il prezzo delle opzioni quando la varianza è stocastica

Marcate divergenze tra i prezzi di mercato e i prezzi teorici delle opzioni, soprattutto per quelle *in the money* e per quelle *out of the money*⁴, erano già emerse dalle prime verifiche empiriche del modello di Black e Scholes (1972). Veniva inoltre messa in luce una forte variabilità nel tempo delle varianze ottenute invertendo la formula del prezzo dell'opzione, cioè identificando quel valore di σ^2 per il quale risultasse minimo il divario tra il prezzo teorico e quello di mercato (Latané e Rendleman, 1976).

Un ulteriore elemento che evidenzia la violazione dell'ipotesi di varianza costante dell'approccio di Black e Scholes è il cosiddetto *volatility smile*, la curva che rappresenta le variabilità implicite estratte da opzioni con differente prezzo di esercizio. Tale fenomeno può essere

⁴ Si indicano in tale modo le opzioni per le quali il prezzo corrente dell'attività sottostante è molto lontano dal valore attuale del prezzo di esercizio.

riconducibile al fatto che la variabilità nel tempo del momento secondo accresce, rispetto al caso di una distribuzione normale e costante, la probabilità che si realizzino gli eventi rappresentati nelle code della distribuzione; ipotesi questa che trova riscontro nell'analisi, empirica e teorica, basata sull'approccio GARCH di Engle (1982) e Bollerslev (1986).

Da un punto di vista concettuale, l'estensione dello schema teorico di Black e Scholes al caso di un'attività finanziaria il cui prezzo ha varianza stocastica è immediata, giacché la logica di arbitraggio che sottende il confronto con un portafoglio equivalente all'opzione rimane immutata. La variabilità del momento secondo rende però molto più difficile ricavare soluzioni analitiche esplicite come quella di Black e Scholes, comportando il ricorso ad approssimazioni algebriche oppure a simulazioni numeriche di complesse equazioni differenziali. Tra i contributi più importanti in questo ambito vanno ricordati soprattutto quelli di Hull e White (1987) e di Heston (1993a), con riferimento alle soluzioni analitiche – pur basate su ipotesi estremamente restrittive – e quelli di Scott (1987) e di Johnson e Shanno (1987), per quelle basate su metodi numerici.

Questi ultimi autori non giungono alla derivazione di una forma chiusa per il prezzo dell'opzione, ma definiscono l'equazione differenziale che questo deve soddisfare, che viene poi risolta con l'impiego di metodi di simulazione Monte Carlo. L'approccio seguito può essere illustrato dal modello di Scott, che è fondato sull'ipotesi che il prezzo dell'attività sottostante e la sua deviazione standard seguano un processo stocastico bivariato del tipo

$$dS_t = \alpha S_t dt + S_t \sigma_t dZ_{1,t}$$

$$d\sigma_t = \beta(-\sigma_t + \bar{\sigma})dt + \lambda Z_{2,t}.$$

Applicando il lemma di Ito, si può dimostrare che il prezzo di un'opzione call deve soddisfare la seguente equazione (gli ovvi sottoscritti che indicano il tempo sono omessi per alleggerire la notazione):

$$dC = [C_1 \alpha S + C_2 \beta(\bar{\sigma} - \sigma) - C_3 + 0.5C_{11}\sigma^2 S^2 + C_{12}\rho\lambda\sigma S + 0.5C_{22}\lambda^2]dt + C_1 \sigma S dZ_1 + C_2 \lambda \rho dZ_2$$

dove i sottoscritti indicano derivate parziali rispetto agli argomenti di $C(S, \sigma_t^2, \tau)$ e ρ è il coefficiente di correlazione istantaneo tra i processi stocastici che definiscono le due fonti di incertezza.

Poiché non è disponibile un'attività finanziaria perfettamente correlata con la variabile di stato *variabilità*, il tradizionale argomento basato sulla creazione di un portafoglio che replica, istante per istante, il valore dell'opzione deve essere modificato. Una possibilità è quella di utilizzare due opzioni call con differente vita residua quali attività finanziarie dal rendimento rischioso che riflettono le due diverse fonti di incertezza del modello. Tale ipotesi permette di ricondurre l'equazione differenziale stocastica che definisce il prezzo dell'opzione alla seguente equazione differenziale parziale:

$$-C_3 + 0.5C_{11}\sigma^2 S^2 + C_{12}\lambda\sigma S + 0.5C_{22}\lambda^2 - Cr + C_1 Sr + C_2 [\beta(\bar{\sigma} - \sigma) - \lambda^*] = 0$$

dove λ^* è il premio collegato al rischio di movimenti della varianza del prezzo dell'attività sottostante.

Accettando l'ipotesi che tanto tale premio per il rischio quanto il coefficiente di correlazione tra i due

processi stocastici siano nulli, il prezzo alla scadenza dell'attività sottostante può essere scritto come:

$$S_T = S_0 \exp \left[\int_0^T (r - 0.5\sigma^2(s))ds + \int_0^T \sigma(s)dZ_{1,s} \right],$$

cosicché la distribuzione condizionale di $(S_t|S, \sigma_0)$ è lognormale, con le seguenti caratteristiche:

$$E[S_t|S_0, \sigma_s] = S_0 e^{-rt}$$

$$\ln \frac{S_T}{S_0} \approx N(rt - 0.5v, v) \text{ con } v = \int_0^T \sigma^2(s)ds.$$

Utilizzando questi risultati e quelli in Cox e altri (1985), il prezzo dell'opzione può essere calcolato come:

$$\int_0^\infty [S_0 N(d_1) - Ke^{-rt} N(d_2)] dF(v),$$

un'espressione che non trova esplicita soluzione analitica, ma richiede il ricorso a metodi di integrazione numerica o di simulazione stocastica.

Pur ottenendo risultati in forma analitica, l'approccio di Hull e White (1987) alla determinazione del prezzo di un'opzione nel caso di varianza stocastica non si discosta eccessivamente dalla situazione precedente, basandosi sull'ipotesi che il prezzo dell'attività finanziaria e la sua varianza⁵ - invece della deviazione standard, come assunto nel

⁵ Questa ipotesi è particolarmente importante qualora si intenda simulare il prezzo delle opzioni mediante schemi GARCH. Nelson e Foster (1994) hanno infatti dimostrato che i modelli GARCH forniscono stime consistenti della varianza nel caso in cui, in tempo continuo,

modello che si è appena illustrato – seguano un processo stocastico bivariato del tipo:

$$\begin{aligned} dS_t &= \phi S_t dt + S_t \sigma_t dZ_{1,t} \\ d\sigma_t^2 &= \mu \sigma_t^2 dt + \zeta \sigma_t^2 dZ_{2,t} . \end{aligned}$$

Facendo ricorso alla soluzione di Garman (1976) per il prezzo di un'attività finanziaria dipendente da due variabili di stato e nell'ipotesi che il premio per il rischio derivante dai movimenti della varianza sia nullo e che i due fattori di incertezza non siano correlati⁶, si può dimostrare che il prezzo dell'opzione call è pari a:

$$C(S_t, \sigma_t^2, \tau) = \int BS(\sigma_t^{2*}) h(\sigma_t^{2*} | I_t) d\sigma_t^{2*} ,$$

dove BS è l'espressione analitica della formula di Black e Scholes, $h(\cdot)$ la densità della distribuzione della varianza e σ_t^{2*} , la varianza attesa nel periodo di vita residua dell'opzione, è pari a $\sigma_t^{2*} = \frac{1}{\tau} \int_t^T \sigma^2(s) ds$.

Nel caso di varianza stocastica, il prezzo dell'opzione coincide col valore atteso del prezzo calcolato nell'ipotesi di varianza costante, scontato al valore medio della varianza attesa nel periodo di vita residua dell'opzione. Come nel modello di Scott, la distribuzione di σ^{2*} non può essere definita analiticamente; è però possibile conoscerne i momenti

il momento secondo della varianza sia lineare in σ^4 , condizione questa che è verificata in conseguenza di tale ipotesi.

⁶ Tale assunto, che consente di ottenere una soluzione analitica per il prezzo di un'opzione, pone però gli autori in condizioni di incompletezza dei mercati, cosicché il prezzo da essi ricavato è solamente uno tra l'insieme, infinito, di prezzi.

e fare quindi ricorso ad approssimazioni analitiche per ottenere una soluzione, la quale risulta coerente con l'osservazione empirica che il prezzo delle opzioni ottenuto dalla formula a varianza costante eccede il valore di mercato delle opzioni *at-the-money*, mentre risulta inferiore nel caso di opzioni *in-the-money* e *out-of-the-money*.

Il prezzo della formula di Hull e White è infatti pari al valore atteso del prezzo calcolato nel caso di varianza costante, valutato al livello medio della varianza del prezzo dell'attività su cui è scritta l'opzione. Quando l'incertezza in merito alla varianza è relativamente contenuta, la formula a varianza costante dà luogo a un prezzo inferiore (superiore) a quello ottenuto nell'ipotesi di momento secondo variabile per bassi (alti) valori della varianza media. Va tuttavia rilevato che le formule di valutazione delle opzioni con volatilità stocastica non riescono a dare pieno conto del fenomeno del *volatility smile*, prima descritto: gli scostamenti rispetto al modello teorico sono comunque molto inferiori a quelli che discendono dall'applicazione della formula di Black e Scholes, confermando il maggiore potere euristico dei modelli a variabilità stocastica.

2.3 Prezzo delle opzioni e varianza condizionale

I modelli a varianza condizionale hanno recentemente incontrato ampio favore in virtù della loro capacità di dar conto dell'andamento nel tempo di numerose variabili macroeconomiche (per una rassegna si rimanda al noto contributo di Bollerslev e altri, 1994). In riferimento alle opzioni, l'ipotesi che la varianza sia dipendente dai valori da essa assunti nel passato è inoltre corroborata da due evidenze empiriche, da tempo note (Chiras e Manaster, 1978):

la varianza *ex post* spiega l'evolversi dei prezzi delle opzioni meglio di quanto faccia la varianza registrata al momento della sottoscrizione dell'opzione; la varianza implicita nel prezzo delle opzioni è un previsore della varianza migliore dei valori ritardati della varianza campionaria. Non sorprende quindi che siano state studiate le implicazioni per il prezzo delle opzioni nell'ipotesi che la varianza del prezzo dell'attività sottostante segua un processo autoregressivo di tipo GARCH.

Il più semplice dei processi della classe a varianza condizionale autoregressiva, il GARCH(1,1), converge a un'equazione differenziale stocastica all'aumentare della frequenza di campionamento dei dati (Nelson, 1990); esso pertanto può essere impiegato per approssimare alcuni modelli sviluppati in tempo continuo, rendendo possibili stime econometriche di specificazioni fondate nell'analisi teorica. In particolare il modello di Hull e White – prima discusso – viene approssimato in tempo discreto proprio da un semplice schema GARCH(1,1).

Più in generale, se si ipotizza che la funzione di utilità dell'agente economico rappresentativo appartenga alla classe *constant relative risk aversion* (CRRA) e si suppone che l'incertezza cui è soggetta la produzione aggregata sia rappresentabile da uno schema GARCH(p,q), si può dimostrare (Duan, 1995) che il prezzo di equilibrio di un'attività dal rendimento incerto e la sua varianza seguono il seguente processo stocastico⁷, dove Φ_t denota l'insieme delle informazioni disponibili:

⁷ Il processo stocastico è definito in termini di probabilità *risk-neutral*, cioè utilizzando un cambiamento della misura di probabilità che, pur lasciando invariato l'ordine di probabilità degli eventi elementari, permette di caratterizzare l'evoluzione dei prezzi di equilibrio come una martingala.

$$\log \frac{S_t}{S_{t-1}} = r - 0.5\sigma_t^2 + \xi_t$$

$$\xi_t | \Phi_{t-1} \approx N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \alpha_j \xi_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2.$$

Da ciò segue che, alla data di scadenza dell'opzione, il prezzo dell'attività sottostante sarà pari a

$$S_T = S_0 \exp \left[r - 0.5 \sum_{s=t+1}^T \sigma_s^2 + \sum_{s=t+1}^T \xi_s \right],$$

e quindi il prezzo dell'opzione al tempo t è dato da

$$C_t = e^{-r\tau} E^Q \left[\max[(S_T - K), 0] | \Phi_t \right]$$

dove Q denota una trasformazione della misura di probabilità originaria.

Anche in questo caso, analogamente ai modelli discussi nella sezione precedente, la distribuzione di probabilità della varianza non è derivabile esplicitamente, e la soluzione per il prezzo delle opzioni può essere ottenuta solo ricorrendo a metodi numerici. A differenza di altri modelli, l'approccio basato su schemi GARCH ha il vantaggio di dare luogo a distribuzioni dei rendimenti che sono caratterizzate da un elevato grado di leptocurtosi, coerentemente con quanto osservato per la grande maggioranza delle attività finanziarie (Nelson, 1990).

Da un punto di vista analitico, il ricorso a schemi GARCH permette di quantificare l'impatto di differenti ipotesi in merito alla distribuzione del prezzo dell'attività

sottostante sul prezzo delle opzioni, una volta ammesso che la varianza sia stocastica. Ad esempio, recenti contributi (Nelson, 1990; Fornari e Mele, 1997) suggeriscono che le variazioni logaritmiche dei prezzi delle attività finanziarie sono ben approssimate dalla distribuzione *general error*, una distribuzione della famiglia Gamma che contiene la Normale e la Laplace come casi particolari; la valutazione dei prezzi delle opzioni nel caso in cui la varianza stocastica segue questa distribuzione è possibile solo ricorrendo all'approssimazione fornita dai modelli GARCH.

2.4 Prezzo delle opzioni e incertezza sulla variabilità futura

L'analisi dei paragrafi precedenti ha messo in luce le difficoltà connesse alla determinazione del prezzo delle opzioni in condizioni di incertezza in merito alla variabilità del prezzo dell'attività finanziaria sottostante nell'arco di tempo definito dalla vita residua dell'opzione. Quando il momento secondo evolve nel tempo senza che sia noto il processo che ne determina il cambiamento, i prezzi delle opzioni sono dipendenti dai rischi connessi a inattesi mutamenti della variabilità. Tali rischi non sono infatti eliminabili, se non nell'ipotesi semplificatrice di alcune analisi teoriche, poiché non esistono attività finanziarie il cui rendimento sia perfettamente correlato con i movimenti della variabilità del prezzo di un'altro strumento.

In condizioni di incertezza sul processo che genera il momento secondo dei rendimenti, il prezzo delle opzioni - contrariamente a quanto postula l'analisi teorica fondata sul principio di arbitraggio - tenderà a riflettere anche la ripartizione dei rischi connessi all'impossibilità di valutare la probabilità di variazioni di notevole ampiezza del prezzo

dell'attività sottostante. Nell'operatività dei mercati finanziari, tuttavia, la formula di Black e Scholes rimane il basilare strumento di determinazione del prezzo delle opzioni; essa viene però integrata, per i motivi appena ricordati, da ulteriori valutazioni soggettive in merito sia all'evolvere nel tempo della variabilità, sia alle caratteristiche "della domanda e dell'offerta di variabilità" nel particolare segmento di mercato in questione.

Tali fattori rendono fondamentalmente diverso il processo di determinazione del prezzo delle opzioni da quello di altre attività finanziarie, con importanti riflessi per il concetto di efficienza informativa del mercato delle opzioni. In particolare, il prezzo di questi strumenti finanziari rifletterà sia le proprietà statistiche del momento secondo del rendimento delle attività sottostanti, sia il processo di adeguamento della variabilità stimata verso i valori via via osservati, anche in riferimento al possibile emergere di talune variabili guida.

All'analisi di efficienza del mercato secondo la metodologia ormai consolidata a partire dal contributo di Fama (1970), è quindi utile affiancare un esame di varie misure di variabilità (campionaria, implicita oppure ottenuta da altri metodi, come suggerito da Hull e White, 1987), allo scopo di evidenziarne sia le differenze, anche in riferimento a diversi orizzonti temporali, sia le proprietà come indicatori della rischiosità del mercato dell'attività finanziaria sottostante. I due esercizi sono l'oggetto dei paragrafi 4 e 5.

3. Le opzioni sui tassi d'interesse scambiate al LIFFE

L'analisi empirica di questo lavoro si basa sui prezzi di opzioni trattate al LIFFE (London International Financial Futures Exchange) di Londra, il maggiore centro di contrattazione di futures finanziari in Europa. Lo studio si concentra su tassi d'interesse perché le opzioni a questi riferite sono più liquide di quelle su altre variabili finanziarie (ad esempio i tassi di cambio), rendendo l'informazione più affidabile. Inoltre, per le opzioni trattate al LIFFE sono disponibili numerose informazioni aggiuntive che ampliano le possibilità di analisi, quali il prezzo di apertura, il prezzo massimo e minimo nell'arco della giornata, nonché la vita residua, il prezzo di esercizio, il volume scambiato e il prezzo dell'attività sottostante osservato alla chiusura del mercato, coerentemente con la rilevazione del prezzo delle opzioni⁸.

Per l'analisi empirica sono state selezionate cinque tipologie di opzioni relative ai futures sugli eurodepositi a tre mesi in dollari e in marchi⁹ e sui titoli decennali tedesco (Bund), statunitense (T-Bond) e italiano (BTP). Il campione analizzato è composto da osservazioni giornaliere comprese tra il settembre del 1990 e l'ottobre del 1995, con l'eccezione dell'opzione sul futures sul titolo decennale statunitense, che dal settembre del 1993 non è più trattata sulla piazza di Londra. Per ciascuna valuta di denominazione e tipologia di titolo considerato vengono trattate numerose

⁸ Più precisamente viene considerata una media, ponderata con le quantità scambiate, dei prezzi registrati negli ultimi trenta secondi di contrattazione.

⁹ L'opzione sui depositi a tre mesi in eurolire è stata introdotta troppo recentemente per poter essere utilmente considerata nell'analisi econometrica.

opzioni con differenti prezzi di esercizio, superiori e inferiori al prezzo corrente dell'attività sottostante.

Nella tavola 1 sono riportate, ad esempio, alcune informazioni associate alle opzioni, trattate in una specifica giornata (il 9 settembre 1992), sui *futures* con scadenza dicembre sul BTP decennale. I prezzi di esercizio delle opzioni disponibili sono compresi tra 88,0 e 101,5, con un ampio intervallo attorno al prezzo a pronti dell'attività sottostante, pari a 92,43; la maggior parte sia degli scambi sia delle consistenze in essere riguardano però opzioni il cui prezzo d'esercizio è vicino al prezzo dell'attività sottostante. In assenza di scambi non sono rilevate le quotazioni massima e minima; vengono però definiti prezzi indicativi di chiusura attraverso un sondaggio giornaliero con i principali *market makers* del LIFFE¹⁰.

La variabilità desunta dai prezzi delle opzioni abbraccia un ampio campo di variazione in riferimento ai diversi prezzi d'esercizio: dall'8,98 per cento ricavato dalle opzioni più *in-the-money* al 13,64 di quelle più *out-of-the-money*. Va comunque notato che la variabilità implicita nell'opzione più liquida, molto vicina a essere *at-the-money*, è pari all'11,41 per cento, un valore prossimo a quello ottenuto come media ponderata dei valori impliciti in opzioni parimenti *in-* e *out-of-the-money*, l'11,28 per cento.

¹⁰ Nel caso di scambi effettivi, i prezzi registrati in chiusura possono anche essere al di fuori dell'intervallo tra prezzo minimo e massimo, poiché questi ultimi sono riferiti alle contrattazioni (*outcry trading*) svolte fino alle 16, mentre il prezzo di chiusura è rilevato negli ultimi 30 secondi della contrattazione telematica (*automated pit trading*) che avviene dopo quell'ora.

OPZIONI CALL SUL FUTURES SUL BTP DECENNALE
(trattate il 9 settembre 1992) (*)

Prezzo di esercizio	Volume scambiato	Opzioni in essere	Prezzo dell'opzione			Variabilità implicita
			Massimo	Minimo	Chiusura	
88,00	-	-	-	-	5,11	13,64
88,50	-	-	-	-	4,69	13,34
89,00	-	-	-	-	4,28	13,04
89,50	-	-	-	-	3,89	12,80
90,00	-	-	-	-	3,51	12,54
90,50	-	-	-	-	3,13	12,19
91,00	120	130	2,50	1,96	2,77	11,87
91,50	200	230	1,85	1,70	2,44	11,64
92,00	150	340	1,78	1,20	2,14	11,46
92,50	295	824	1,80	1,40	1,85	11,25
93,00	840	1166	1,58	1,35	1,65	11,41
93,50	357	643	1,20	0,65	1,40	11,20
94,00	-	729	-	-	1,18	11,02
94,50	250	742	0,70	0,68	1,00	10,88
95,00	105	1766	0,73	0,73	0,82	10,74
95,50	390	1259	0,65	0,35	0,68	10,67
96,00	105	1338	0,55	0,29	0,55	10,55
96,50	150	893	0,40	0,39	0,46	10,55
97,00	635	1805	0,28	0,19	0,37	10,52
97,50	25	385	0,26	0,26	0,27	10,18
98,00	-	180	-	-	0,20	9,98
98,50	-	-	-	-	0,15	9,86
99,00	-	135	-	-	0,10	9,54
99,50	-	-	-	-	0,06	9,13
100,00	-	1100	-	-	0,04	8,98
100,50	-	-	-	-	0,03	8,98
101,00	-	-	-	-	0,02	8,98
101,50	-	-	-	-	0,01	8,98

(*) La quotazione di chiusura del future, con scadenza dicembre 1992, è stata di 92,43. La deviazione standard implicita in opzioni parimenti in- e out- of-the-money era pari all'11,28.

La figura 1 riporta le variabilità implicite desunte dai prezzi delle opzioni per ciascuna delle attività finanziarie sottostanti considerate; la figura 2 riporta invece i volumi scambiati per le opzioni più vicine a essere *at-the-money*. In tutti i casi è riscontrabile il marcato aumento della variabilità a partire dalla metà del 1992, preludio alle tensioni dello SME, e nel corso del 1994, in concomitanza con la turbolenza sui mercati finanziari internazionali che fece seguito alla manovra restrittiva della Riserva federale. Assieme all'aumento della varianza implicita si nota un marcato aumento dei volumi scambiati, rivelando comportamenti di gestione del rischio basati sul massiccio impiego di contratti derivati.

Fig. 1

DEVAZIONE STANDARD IMPLICITA

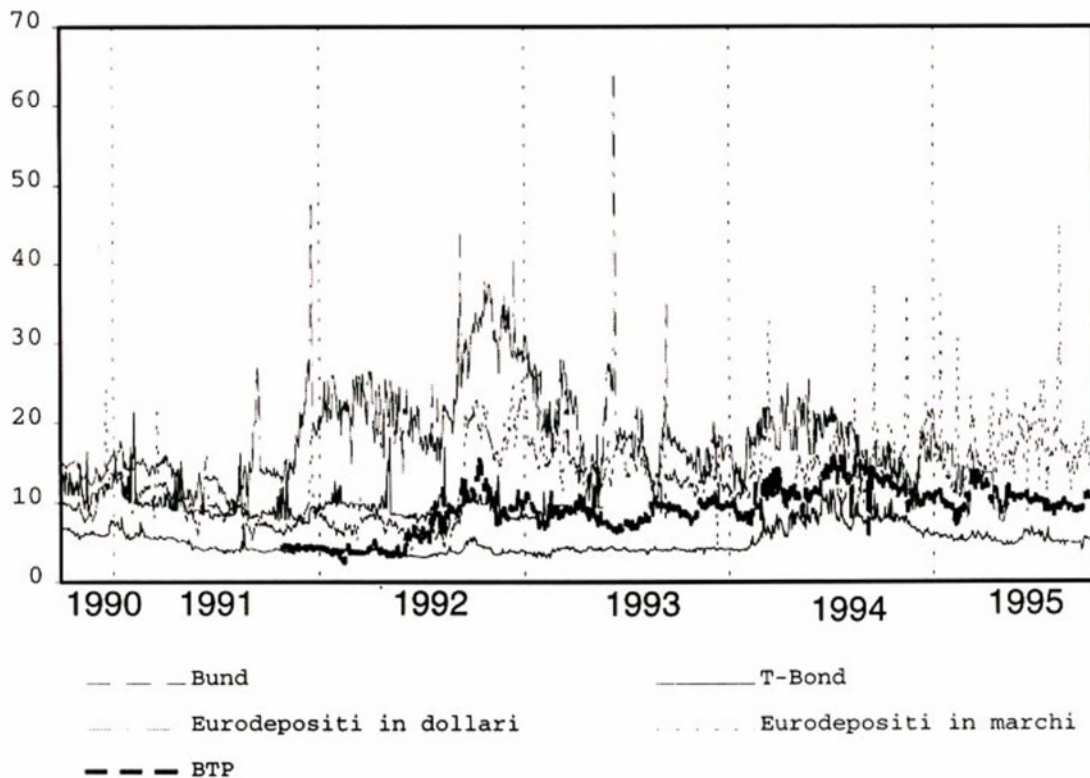
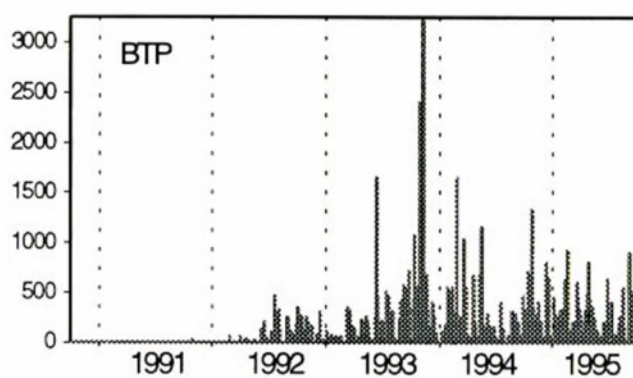
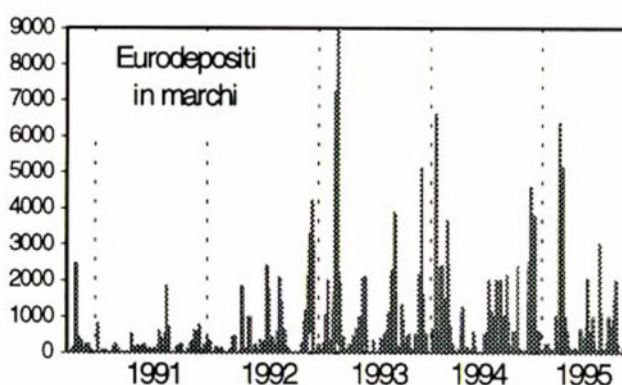
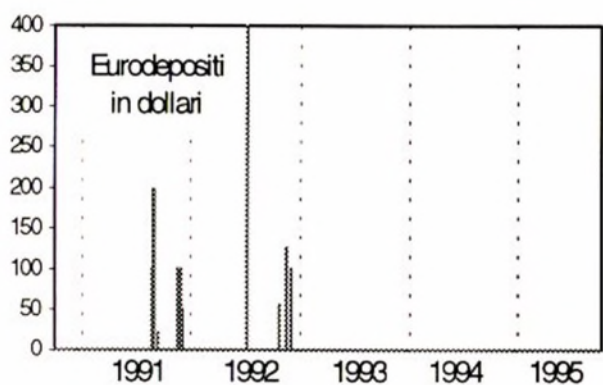
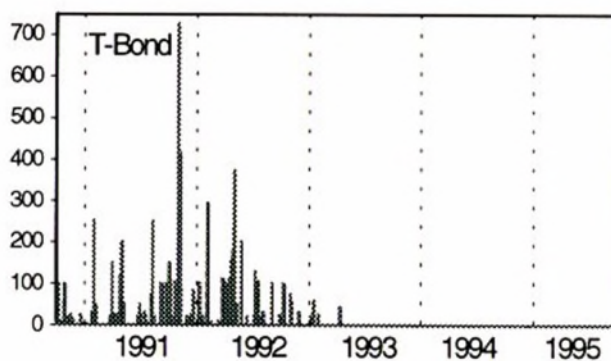
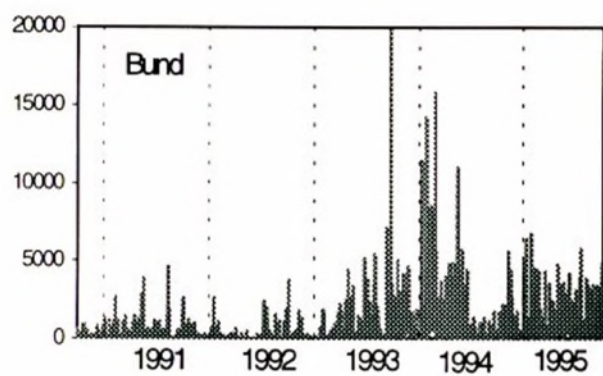


Fig. 2

SCAMBI DI OPZIONI SU TASSI D'INTERESSE AL LIFFE
(numero giornaliero di contratti)



Nel corso dell'analisi di efficienza del mercato, cui è dedicato il prossimo paragrafo, vengono considerati, per ciascuno dei cinque tassi di interesse, i prezzi di tre categorie di opzioni: quella che risulta più vicina all'essere *at-the-money*; quella per la quale si è registrato il maggiore numero di scambi; quella con la più breve vita residua. Nel paragrafo successivo, nel quale si confronta la varianza implicita nel prezzo delle opzioni con le stime ottenute da modelli GARCH e con i valori effettivamente realizzati, si considera invece la misura di varianza implicita ottenuta dalle opzioni maggiormente *at-the-money*. A tale misura sono associati minori errori derivanti dall'ipotesi che la varianza del prezzo sottostante sia costante: la formula di Black e Scholes presenta infatti il minor grado di non linearità rispetto alla varianza per questa categoria di opzioni, cosicché il calcolo della varianza implicita risulterà meno influenzato da elementi spuri derivanti da termini di approssimazione del secondo ordine.

4. L'efficienza del mercato delle opzioni e il ruolo dei non-price factors

Come per qualsiasi altra attività finanziaria, anche alle opzioni possono essere applicati i criteri definiti da Fama (1970) per valutare l'efficienza informativa del mercato — cioè la capacità dei prezzi di riflettere prontamente l'informazione disponibile, una condizione necessaria affinché essi possano essere impiegati come indicatori delle aspettative sull'evoluzione della variabilità attesa dei tassi d'interesse. Più precisamente, Fama fa riferimento a tre forme di efficienza, che corrispondono a tre diversi tipi di informazione in possesso degli agenti economici: l'efficienza debole, definita come l'impossibilità di ottenere profitti certi mediante una strategia operativa dedotta dai valori

passati dei prezzi dell'attività finanziaria in questione; l'efficienza semiforte, che estende le condizioni della definizione precedente alla totalità di informazioni di dominio pubblico; l'efficienza forte, che si riferisce a un insieme ancor più vasto di informazioni, comprendente anche quelle private.

Prima di sottoporre a verifica empirica l'ipotesi di efficienza del mercato delle opzioni, è opportuno ricordare che la condizione di efficienza è meno restrittiva di quella di perfezione di un mercato, che richiede anche l'esistenza di condizioni concorrenziali tali da determinare un comportamento *price-taking* per tutti gli operatori, nonché l'assenza di costi di transazione. In particolare, anche in presenza di imperfezioni di altra natura, il mercato delle opzioni potrebbe risultare efficiente - nel senso che i prezzi riflettono pienamente l'informazione disponibile e sono coerenti con le aspettative degli operatori. L'efficienza informativa è inoltre compatibile con un apprezzabile potere di monopolio da parte di coloro che emettono opzioni; se così fosse, i prezzi delle opzioni non rifletterebbero solamente le aspettative degli operatori, ma anche l'eventuale avversione al rischio dei sottoscrittori di opzioni: come si evince dalle argomentazioni della sezione precedente, quando non è valida l'ipotesi di stabilità nel tempo della varianza del prezzo dell'attività sottostante, il valore dell'opzione non può più essere considerato indipendente dall'avversione al rischio degli operatori e, quindi, dalla distribuzione delle risorse nell'economia. .

In termini operativi, la condizione di efficienza richiede che le variazioni dei prezzi delle opzioni tra due successivi istanti non siano prevedibili, sulla base delle informazioni disponibili, in modo che sia preclusa la

possibilità di profitti senza rischio. Ciò si traduce nel sottoporre a verifica l'ipotesi che le differenze prime dei prezzi delle opzioni non siano prevedibili sulla base di un insieme di informazioni composto dai valori ritardati delle differenze prime dei prezzi delle opzioni (efficienza debole) e di talune attività finanziarie selezionate, quali i tassi di cambio e d'interesse (efficienza semiforte).

Tale verifica dovrebbe essere effettuata su serie di prezzi che non presentano alcuna soluzione di continuità nella rilevazione, al fine di evitare il rischio che salti nella serie del prezzo, riconducibili solamente al cambiamento dell'opzione di riferimento, diano luogo a risultati che vengono erroneamente interpretati come effetto dell'inefficienza del mercato. La vita media delle opzioni non è però sufficiente a generare abbastanza osservazioni giornaliere da permettere di fondare l'analisi econometrica sul prezzo di un singolo contratto. Al fine di ridurre i cambiamenti dell'opzione di riferimento all'interno del campione, per l'analisi di efficienza del mercato condotta in questa sezione si è dunque fatto anche ricorso al criterio della più breve vita residua¹¹.

Accanto ai valori ritardati dei prezzi delle opzioni e dei tassi di cambio e d'interesse a breve termine, nelle regressioni volte a valutare l'efficienza del mercato delle opzioni sono state inserite anche variabili non di prezzo, quali i volumi scambiati, il numero di contratti in essere, il

¹¹ Al LIFFE, fino alla prima metà del 1995, i contratti avevano quattro scadenze nell'anno (marzo, giugno, settembre, dicembre), originando discontinuità nella serie del prezzo dell'opzione di riferimento intorno alla seconda decade del mese di riferimento. Dall'estate di quell'anno, per alcuni tassi, la scadenza dei contratti è divenuta mensile, dando luogo a dodici discontinuità nel corso dell'anno; anche in tali condizioni, la percentuale di osservazioni influenzate da cambiamenti dell'opzione di riferimento è comunque inferiore al 5 per cento del totale.

differenziale tra le quotazioni massima e minima. Queste variabili hanno lo scopo di fornire indicazioni sul grado di imperfezione del mercato, giacché il loro ruolo nella determinazione del prezzo viene proposto nella modellistica di microstruttura dei mercati valutari (Lyons, 1994; O'Hara, 1994) che propone nuove ipotesi di comportamento per l'attività di *trading* quando i mercati non sono concorrenziali, vuoi per il ridotto numero degli operatori, vuoi per il temporaneo potere di monopolio generato dall'eterogeneità dell'informazione disponibile nel contesto di analisi con osservazioni ad alta frequenza.

La regressione sottoposta a verifica empirica è contraddistinta dalla seguente specificazione¹²:

$$\begin{aligned} \Delta C_t^s = & \mu + \sum_{j=1}^5 a_j \Delta C_{t-j}^L + \sum_{j=1}^5 b_j \Delta C_{t-j}^{ATM} + \sum_{j=1}^5 c_j \Delta C_{t-j}^{CL} + \sum_{j=1}^5 d_j \Delta DMUSA_{t-j} + \sum_{j=1}^5 e_j \Delta YENUSA_{t-j} \\ & + \sum_{j=1}^5 f_j \Delta FFDM_{t-j} + \sum_{j=1}^5 g_j \Delta r_{t-j} + \sum_{j=1}^5 h_j CVAR_{t-j} + \sum_{j=1}^5 m_j \Delta Vol_{t-j}^{ATM} \\ & + \sum_{j=1}^5 n_j \Delta Vol_{t-j}^L + \sum_{j=1}^5 p_j \Delta Vol_{t-j}^{CL} + \sum_{j=1}^5 q_j OI_{t-j} + \sum_{j=1}^5 t_j REV_{t-j} + \varepsilon_t^s \end{aligned}$$

dove il soprascritto *s* indica le tre tipologie di opzioni prese in considerazione - cioè L (maggiore liquidità), CL (massima vicinanza alla scadenza), ATM (massima vicinanza al punto *at-the-money*) - e

DMUSA tasso di cambio dollaro/marco;

YENUSA tasso di cambio dollaro/yen;

FFDM tasso di cambio franco francese/marco;

¹² Il numero dei ritardi, pari a cinque, è stato determinato analizzando, con un test Q, la funzione di autocorrelazione delle differenze prime dei prezzi delle opzioni.

r	tasso d'interesse a breve termine sulla valuta in esame;
CVAR	campo di variazione del prezzo nell'arco della giornata;
Vol^{ATM}	volume scambiato per l'opzione più <i>at-the-money</i> ;
Vol^L	volume scambiato per l'opzione più liquida;
Vol^{CL}	volume scambiato per l'opzione più prossima alla scadenza;
OI	numero delle opzioni in essere;
REV	revisione di prezzo che ha luogo a mercati chiusi;
ε_t^s	errore di media nulla e varianza costante, privo di autocorrelazione.

La stima ha riguardato i contratti per gli eurodepositi a tre mesi denominati in marchi, per i Bund e i BTP, per cui sono disponibili informazioni sufficienti. Per ciascuna delle attività sottostanti, l'analisi è stata replicata per il prezzo dei tre tipi di opzioni di riferimento ($s = L, ATM, CL$).

Le tavole 2a-2c riportano i risultati delle stime, evidenziando per brevità i soli coefficienti significativamente diversi da zero. Una ragguardevole proporzione delle variazioni dei prezzi delle opzioni viene spiegata da variabili ritardate, come mostrano i coefficienti di determinazione delle regressioni, che variano tra il 15 per cento per il *future* sul Bund, nel caso dell'opzione *closest-to-maturity* (CL), e il 45 per cento per il *future* sul BTP, nel caso dell'opzione più liquida (L). Fanno eccezione le equazioni per gli eurodepositi in marchi e i BTP nel caso dell'opzione più vicina alla scadenza, i cui coefficienti di determinazione risultano pari all'1 e all'8 per cento, rispettivamente.

TEST DI EFFICIENZA - BUND

Equazione stimata

$$\Delta C_t^s = \mu + \sum_{j=1}^5 a_j \Delta C_{t-j}^L + \sum_{j=1}^5 b_j \Delta C_{t-j}^{ATM} + \sum_{j=1}^5 c_j \Delta C_{t-j}^{CL} + \sum_{j=1}^5 d_j \Delta DMUSA_{t-j} + \sum_{j=1}^5 e_j \Delta YENUSA_{t-j} + \sum_{j=1}^5 f_j \Delta FFDM_{t-j} + \sum_{j=1}^5 g_j \Delta r_{t-j} + \sum_{j=1}^5 h_j CVAR_{t-j} + \sum_{j=1}^5 m_j \Delta Vol_{t-j}^{ATM} + \sum_{j=1}^5 n_j \Delta Vol_{t-j}^L + \sum_{j=1}^5 p_j \Delta Vol_{t-j}^{CL} + \sum_{j=1}^5 q_j OI_{t-j} + \sum_{j=1}^5 t_j REV_{t-j} + \varepsilon_t^s$$

Opzione più liquida (C^L) - $R^2=0,36$

DW=2,03

parametri significativi

$a_1=-0,746$ (-26,20)	$b_1=0,283$ (2,52)	$c_1=-0,026$ (-2,25)	$d_1=2,181$ (2,10)		$g_1=0,361$ (1,97)		$p_1=-0,002$ (-2,35)	$t_1=0,408$ (2,47)
$a_2=-0,651$ (-18,65)	$b_2=0,373$ (2,76)	$c_2=-0,024$ (-2,00)						
$a_3=-0,447$ (-11,88)	$b_3=0,358$ (2,53)							
$a_4=-0,253$ (-7,25)								
$a_5=-0,134$ (-4,71)								

Opzione più at-the-money (C^{ATM}) - $R^2=0,37$

DW=2,02

parametri significativi

$a_1=0,014$ (1,82)	$b_1=-0,709$ (-23,75)					$m_1=4,8E-6$ (1,93)		
$a_2=0,027$ (2,89)	$b_2=-0,509$ (-14,16)				$h_2=0,136$ (4,39)			
	$b_3=-0,307$ (-8,18)					$m_3=6,9E-6$ (2,73)		
	$b_4=-0,222$ (-6,30)				$h_4=-0,139$ (-4,56)			
	$b_5=-0,112$ (-3,94)							

Opzione closest-to-maturity (C^{CL}) - $R^2=0,15$

DW=2,01

parametri significativi

	$c_1=-0,320$ (-10,59)	$e_1=-0,090$ (-2,20)			$p_1=0,015$ (6,24)	$t_1=1,885$ (4,29)
	$c_2=-0,079$ (-2,49)	$e_2=0,079$ (1,92)		$h_2=0,692$ (2,23)	$p_2=0,008$ (3,13)	$t_2=0,852$ (1,93)
				$h_3=-0,725$ (-2,32)		$t_3=-1,020$ (-2,29)
				$h_5=0,632$ (2,04)		

TEST DI EFFICIENZA - EURODEPOSITI IN MARCHI

Equazione stimata

$$\Delta C_t^s = \mu + \sum_{j=1}^5 a_j \Delta C_{t-j}^L + \sum_{j=1}^5 b_j \Delta C_{t-j}^{ATM} + \sum_{j=1}^5 c_j \Delta C_{t-j}^{CL} + \sum_{j=1}^5 d_j \Delta DMUSA_{t-j} + \sum_{j=1}^5 e_j \Delta YENUSA_{t-j} + \sum_{j=1}^5 f_j \Delta FFDM_{t-j} + \sum_{j=1}^5 g_j \Delta r_{t-j} + \sum_{j=1}^5 h_j CVAR_{t-j} + \sum_{j=1}^5 m_j \Delta Vol_{t-j}^{ATM} + \sum_{j=1}^5 n_j \Delta Vol_{t-j}^L + \sum_{j=1}^5 p_j \Delta Vol_{t-j}^{CL} + \sum_{j=1}^5 q_j OI_{t-j} + \sum_{j=1}^5 t_j REV_{t-j} + \varepsilon_t^s$$

Opzione più liquida (C^L) - $R^2=0,41$
parametri significativi

DW=2,05

$a_1=-0,782$ (-27,79)		$c_1=0,190$ (2,36)			$g_1=0,338$ (3,90)					
$a_2=-0,430$ (-12,29)										
$a_3=-0,315$ (-8,76)										
$a_4=-0,299$ (-8,58)	$b_4=-0,623$ (-2,40)		$e_4=0,014$ (2,07)							
$a_5=-0,215$ (-7,68)					$g_5=0,176$ (2,14)					

Opzione più at-the-money (C^{ATM}) - $R^2=0,38$
parametri significativi

DW=2,02

	$b_1=-0,766$ (-26,77)									
$a_2=0,030$ (2,60)	$b_2=-0,526$ (-14,85)									$t_2=-1,9E-2$ (-3,33)
	$b_3=-0,361$ (-9,71)									
	$b_4=-0,262$ (-7,38)					$m_4=2,5E-6$ (2,57)				
	$b_5=-0,122$ (-4,24)					$m_5=-2,1E-6$ (-2,17)				

Opzione closest-to-maturity (C^{CL}) - $R^2=0,01$
parametri significativi

DW=2,00

	$b_1=-0,170$ (-2,21)			$f_1=0,475$ (1,92)						
$a_2=-5,9E-2$ (-1,86)										
$a_3=-5,8E-2$ (-1,83)								$p_3=9,8E-4$ (3,21)		
					$g_5=6,7E-2$ (2,21)					

TEST DI EFFICIENZA - BTP

Equazione stimata

$$\Delta C_t^S = \mu + \sum_{j=1}^5 a_j \Delta C_{t-j}^L + \sum_{j=1}^5 b_j \Delta C_{t-j}^{ATM} + \sum_{j=1}^5 c_j \Delta C_{t-j}^{CL} + \sum_{j=1}^5 d_j \Delta DMUSA_{t-j} + \sum_{j=1}^5 e_j \Delta YENUSA_{t-j} + \sum_{j=1}^5 f_j \Delta FFDM_{t-j} + \sum_{j=1}^5 g_j \Delta r_{t-j} + \sum_{j=1}^5 h_j CVAR_{t-j} + \sum_{j=1}^5 m_j \Delta Vol_{t-j}^{ATM} + \sum_{j=1}^5 n_j \Delta Vol_{t-j}^L + \sum_{j=1}^5 p_j \Delta Vol_{t-j}^{CL} + \sum_{j=1}^5 q_j OI_{t-j} + \sum_{j=1}^5 t_j REV_{t-j} + \varepsilon_t^S$$

Opzione più liquida (C^L) - $R^2=0,45$
parametri significativi

DW=2,02

$a_1 = -0,911$ (-27,40)													
$a_2 = -0,768$ (-17,19)	$b_2 = -0,397$ (-2,06)												
$a_3 = -0,512$ (-9,98)													
$a_4 = -0,320$ (-5,99)													
$a_5 = -0,133$ (-2,98)		$c_5 = 0,086$ (2,25)					$h_5 = 0,406$ (2,20)						$t_1 = 0,145$ (2,36)

Opzione più *at-the-money* (C^{ATM}) - $R^2=0,28$
parametri significativi

DW=2,00

$a_1 = 0,017$ (2,36)	$b_1 = -0,606$ (-17,21)	$c_1 = -0,025$ (-3,05)							$p_1 = 7,7E-3$ (2,70)			
	$b_2 = -0,461$ (-11,16)						$m_2 = 7,8E-5$ (2,33)					
	$b_3 = -0,321$ (-7,64)	$c_3 = -0,021$ (-2,58)				$h_3 = -0,094$ (-2,35)						
	$b_4 = -0,144$ (-3,63)											
			$e_5 = -1,507$ (-2,05)	$f_5 = -1,988$ (-2,10)						$q_5 = 7,3E-6$ (2,14)	$t_5 = -0,024$ (-2,54)	

Opzione *closest-to-maturity* (C^{CL}) - $R^2=0,08$
parametri significativi

DW=2,00

			$e_1 = -0,117$ (-2,61)		$g_1 = 0,238$ (1,92)	$h_1 = 0,314$ (1,90)					$t_1 = 0,117$ (2,14)	
				$f_2 = 8,278$ (2,09)								
									$p_3 = 0,031$ (2,52)			
									$p_4 = 0,029$ (2,33)			

La capacità esplicativa delle equazioni è però attribuibile solamente alle variabili dipendenti ritardate: l'ipotesi che tutti i coefficienti delle variabili indipendenti siano nulli non può essere respinta ai livelli di significatività convenzionale¹³. I prezzi delle opzioni sono dunque efficienti rispetto a tali variabili, contenendone l'informazione rilevante. La forte autocorrelazione delle differenze prime dei prezzi delle opzioni si configurerebbe comunque come condizione necessaria per rifiutare recisamente l'ipotesi di efficienza del mercato, in manifesto contrasto con la dimensione e la liquidità del LIFFE, nel quale si concentra la maggior parte degli scambi di strumenti derivati su tassi d'interesse dei principali paesi europei.

La riconciliazione del potere esplicativo della variabile dipendente sfasata con l'efficienza del mercato va ricercata nella teoria di determinazione del prezzo delle opzioni in presenza di volatilità stocastica. Come si è visto, il prezzo di un'opzione è una funzione crescente della varianza del prezzo dell'attività sottostante, coerentemente con l'intuizione che la copertura del rischio di variazione di un prezzo che può oscillare in un intervallo molto ampio è più costosa di una simile copertura riferita a un prezzo meno variabile. Se la varianza del prezzo dell'attività sottostante è generata da un processo stocastico stazionario ma autocorrelato, anche i prezzi delle opzioni, che dipendono da tale varianza, mostreranno analoga correlazione, seppur di intensità differente, giacché la relazione tra il prezzo dell'opzione e la varianza dell'attività sottostante non è lineare.

¹³ Nei nove casi esaminati (tre tipi di opzioni per ciascuno dei tre strumenti sottostanti), il test dell'ipotesi che i coefficienti delle variabili indipendenti, differenti dall'endogena ritardata, siano pari a zero ha un valore compreso tra 1,11 e 2,47, non consentendo in alcun caso di respingere l'ipotesi.

Come dimostrano le stime presentate nel paragrafo successivo, la varianza è fortemente autocorrelata e ciò si traduce in una correlazione statisticamente significativa delle variazioni dei prezzi delle opzioni ¹⁴. Da tale relazione, tuttavia, non è possibile derivare profitti di arbitraggio senza sopportare rischio. Quando l'autocorrelazione dei prezzi delle opzioni riflette quella della varianza dei prezzi dell'attività sottostante, gli acquisti (o le vendite) di opzioni volte a sfruttare le previsioni desumibili dalla medesima autocorrelazione implicano, come sempre avviene¹⁵, l'assunzione (al tempo t) di una posizione nell'attività sottostante; il rischio implicito in questa posizione può essere coperto solo da strategie di investimento, il cui costo impedisce la profittabilità dell'operazione poiché è commisurato alla varianza prevalente al tempo t , non a quella prevista per il periodo successivo, dalla quale dipende l'esito dell'operazione di arbitraggio. La prevedibilità del prezzo dell'opzione dovuta alla correlazione seriale della varianza non indica dunque l'esistenza di frizioni nel mercato che impediscono lo svolgimento di operazioni di arbitraggio senza rischio.

5. Il contenuto informativo della varianza implicita

In questa sezione si analizza il contenuto informativo della varianza implicita - la misura di rischiosità desunta dai prezzi delle opzioni - confrontandola con i valori

¹⁴ In particolare, i primi cinque ritardi della variabile dipendente tendono a essere altamente significativi con coefficienti negativi, indicando che gli operatori si attendono un riassorbimento graduale della varianza che fa seguito al verificarsi di uno shock, coerentemente con la stazionarietà di tale variabile.

¹⁵ L'acquisto o la vendita di un'opzione è necessariamente equivalente a un investimento nell'attività sottostante, le cui caratteristiche di rischio e rendimento dipendono sia dal tipo di opzione sia dal fatto che si tratti di un acquisto o di una vendita.

ottenuti dalla stima di un modello GARCH e con la variabilità campionaria, definita come media del quadrato della differenza logaritmica dei prezzi dell'attività sottostante nel periodo di vita residua dell'opzione. Un primo confronto tra queste misure di variabilità viene effettuato, seguendo Day e Lewis (1992) e Lamoureux e Lastrapes (1993), attraverso la verifica dell'ipotesi che la varianza implicita non fornisca indicazioni aggiuntive rispetto a quelle ricavabili da previsioni statistiche ottenute unicamente sulla base dei valori passati del prezzo dell'attività sottostante.

In termini formali, questo test viene specificato facendo riferimento a uno schema GARCH(1,1), dove si ipotizza che il disturbo stazionario (ε_t) di una semplice rappresentazione autoregressiva della variazione del prezzo dell'attività sottostante (indicato con H_t nel modello riportato nella tav.3) abbia una varianza σ_t^2 che evolve nel tempo seguendo un processo stocastico del tipo:

$$\sigma_t^2 = b_1 + b_2 \varepsilon_{t-1}^2 + b_3 \sigma_{t-1}^2,$$

con $b_1 > 0$ e $b_2, b_3 \geq 0$ per evitare che la varianza possa assumere valori negativi.

Se la varianza implicita, $[\sigma^{imp}]^2$, fosse una statistica sufficiente per la varianza del prezzo dell'attività finanziaria sottostante, la sua aggiunta come variabile esogena nello schema GARCH di cui sopra dovrebbe rendere nulli i coefficienti, mentre il coefficiente di questo nuovo regressore dovrebbe essere pari a uno, cioè:

$$\sigma_t^2 = b_1 + b_2 \varepsilon_{t-1}^2 + b_3 \sigma_{t-1}^2 + b_4 [\sigma_{t-1}^{imp}]^2 \mid (b_2 = 0; b_3 = 0; b_4 = 1) \Rightarrow \sigma_t^2 = [\sigma_{t-1}^{imp}]^2.$$

La verifica empirica di queste restrizioni viene condotta all'interno di un modello generale in cui si ammette che anche il volume di opzioni scambiate può avere potere informativo sulla varianza dell'attività sottostante, in coerenza con il modello teorico presentato - in un contesto che non contempla l'esistenza di prodotti derivati - da Tauchen e Pitts (1983).

La tav. 3 riporta, per le cinque attività considerate, i risultati delle stime di questo modello, partendo dalla formulazione ristretta, in cui sono omessi sia il volume scambiato sia la variabilità, per poi aggiungere ciascuna delle variabili separatamente, fino alla stima della specificazione completa che comprende entrambi i regressori¹⁶. I parametri dell'equazione GARCH risultano significativi in tutti i casi, con una persistenza (misurata dalla somma dei coefficienti $b_2 + b_3$) sempre inferiore all'unità, compresa tra 0,67 per gli eurodepositi in dollari e 0,89 per il future sui titoli tedeschi decennali. Le varianze sono dunque variabili stazionarie, che dopo il manifestarsi di uno shock tendono a tornare al livello di lungo periodo, pur con differente rapidità.

La varianza implicita è un regressore significativo in tutti e cinque i casi e ha dunque un precipuo potere informativo: il valore della funzione di verosimiglianza dei

¹⁶ Un referee ha osservato che l'equazione per la media del modello riportato nella tav. 3 si basa sull'ipotesi di lognormalità dei prezzi dei contratti futures, ipotesi che è precisamente corretta solo se i tassi d'interesse seguono una distribuzione gaussiana. Parte della recente letteratura sulla struttura per scadenza dei tassi d'interesse ha invece sviluppato modelli in cui i parametri di media e varianza sono stocastici.

CONTENUTO INFORMATIVO DELLA VARIANZA IMPLICITA

Modello stimato

$$H_t = a_1 + a_2 H_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$\sigma_\varepsilon^2 = b_1 + b_2 \varepsilon_{t-1}^2 + b_3 \sigma_{t-1}^2 + b_4 [\sigma_{t-1}^{imp}]^2 + b_5 V_{t-1}$$

dove H indica la variazione logaritmica del prezzo dell'attività sottostante, σ^{imp} indica la varianza implicita, V il volume scambiato.

	a ₁	a ₂	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄	b ₅	log of likelihood
BTP								
- modello base ($b_4 = b_5 = 0$)	6,96E-4	-0,045	3,37E-4	0,595	0,639			3542,82
- varianza implicita ($b_5 = 0$)	1,25E-4*	-0,010*	6,13E-4	0,327	0,908	0,092		4578,77
- volume scambiato ($b_4 = 0$)	3,67E-5*	-0,034*	2,69E-4	0,273	0,949		4,16E-5	4529,25
- modello completo	1,20E-4*	-0,137*	4,16E-4	0,322	0,905	0,096	1,44E-5*	4581,64
Bund								
- modello base ($b_4 = b_5 = 0$)	9,52E-4	0,155	3,13E-4	0,734	0,594			5210,08
- varianza implicita ($b_5 = 0$)	2,31E-4	-0,193	3,29E-4	0,245	0,958	0,025		6494,56
- volume scambiato ($b_4 = 0$)	2,46E-4	-0,194	3,10E-4	0,273	0,959		2,53E-6	6410,15
- modello completo	1,87E-4	-0,189	1,64E-6*	0,274	0,924	0,112	1,97E-6*	6507,09
T-Bond								
- modello base ($b_4 = b_5 = 0$)	1,77E-3	0,107	3,40E-4	0,505	0,727			2007,26
- varianza implicita ($b_5 = 0$)	3,83E-4	-0,015*	1,99E-4*	0,141*	0,188*	0,765		3232,40
- volume scambiato ($b_4 = 0$)	3-27E-4*	-0,021*	5,70E-3	0,278	0,016*		-4,86E-5	3218,56
- modello completo	3,78E-4*	-0,013*	1,78E-3*	0,208	4,82E-3*	0,733	-3,53E-5	3235,22
Eurodepositi in marchi								
- modello base ($b_4 = b_5 = 0$)	-1,86E-4	-0,225	1,39E-3	0,274	0,892			3522,02
- varianza implicita ($b_5 = 0$)	4,58E-5	-0,052	1,51E-3	0,273	0,702	0,374		5297,94
- volume scambiato ($b_4 = 0$)	1,40E-5	-0,034	1,81E-3	0,302	0,897		1,72E-4	5127,83
- modello completo	-1,24E-4	-0,053	-2,27E-4	0,308	0,545	0,725	4,81E-4	5387,18
Eurodepositi in dollari								
- modello base ($b_4 = b_5 = 0$)	3,16E-4	-0,075	0,0072	0,448	0,683			2119,57
- varianza implicita ($b_5 = 0$)	4,99E-4	-0,158	6,46E-3	0,457	0,692	0,187		2595,05
- volume scambiato ($b_4 = 0$)	1,42E-4*	-0,090	7,00E-3	0,412	0,708		0,049	2147,51
- modello completo	3,67E-4	-0,171	6,28E-3	0,427	0,714	0,176	4,91E-3	2605,10

Tutti i parametri sono statisticamente significativi al di sopra del 5 per cento con l'eccezione di quelli contrassegnati da un asterisco (gli errori standard delle stime vengono omissi per brevità).

modelli con questa variabile esplicativa è superiore rispetto ai modelli che la escludono. Tuttavia, le restrizioni corrispondenti all'ipotesi che la varianza implicita sia una statistica sufficiente della varianza campionaria (cioè $b_2 = b_3 = 0$ e $b_4 = 1$) vengono chiaramente rifiutate in tutti i casi¹⁷. La varianza implicita non incorpora dunque tutte le informazioni sulla varianza futura che sono deducibili dalla serie storica dei prezzi dell'attività sottostante.

Anche il volume scambiato risulta in tutti i casi un regressore significativo eccetto che nel modello completo per i titoli decennali tedesco e italiano. Esso ha dunque un caratteristico contenuto informativo che tuttavia non si sovrappone né a quello del ritardo della varianza campionaria né a quello della varianza implicita: i coefficienti di questi regressori rimangono infatti statisticamente significativi nonostante l'aggiunta del volume scambiato nel modello.

Passando al confronto tra gli andamenti delle differenti misure di varianza, che sono illustrate nelle figure 3a-3b, occorre rilevare che la varianza implicita e quella desunta da uno schema GARCH esprimono due concetti di rischio diversi: la prima si riferisce alle oscillazioni del prezzo dell'attività sottostante durante l'intera vita residua dell'opzione; la seconda è invece riferita solamente all'istante di valutazione. Inoltre, i valori stimati dal modello GARCH si basano su un insieme informativo rappresentato dall'intero campione e quindi tengono conto di informazioni non ancora note nel momento in cui viene calcolata la varianza implicita. Al fine di non inficiare la validità del confronto tra le varie misure, occorre pertanto correggere sia per la differenza degli orizzonti temporali di

¹⁷ I valori dei test sono omessi dalla tav. 4 per brevità.

Fig. 3a

MISURE DI VARIABILITÀ

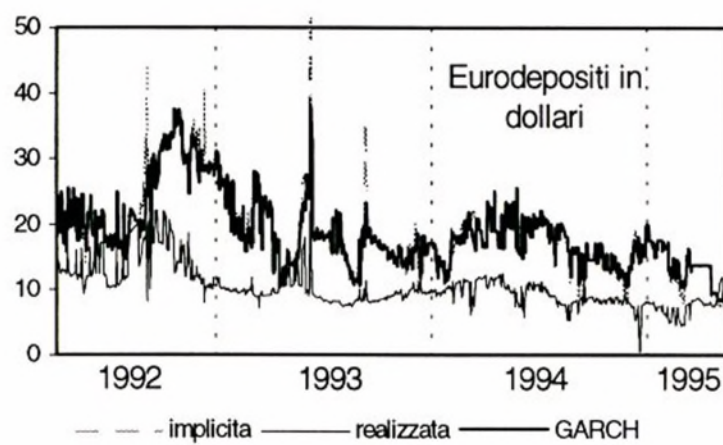
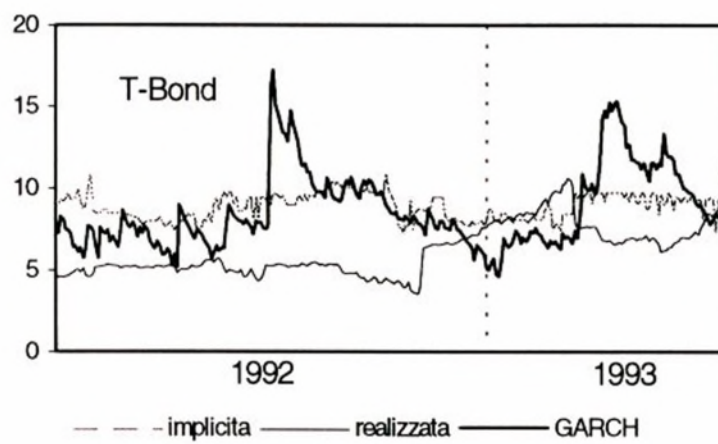
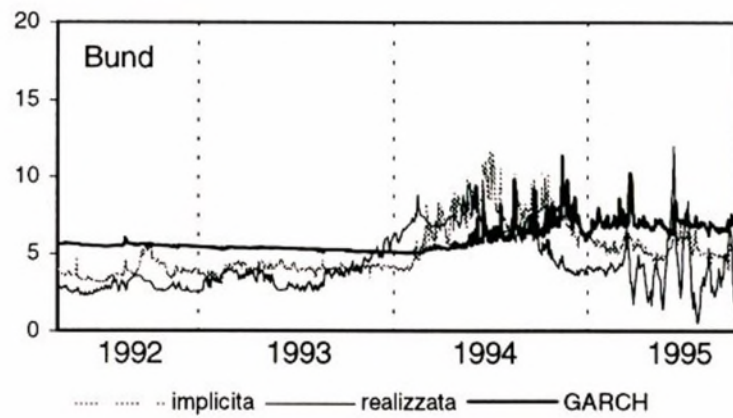
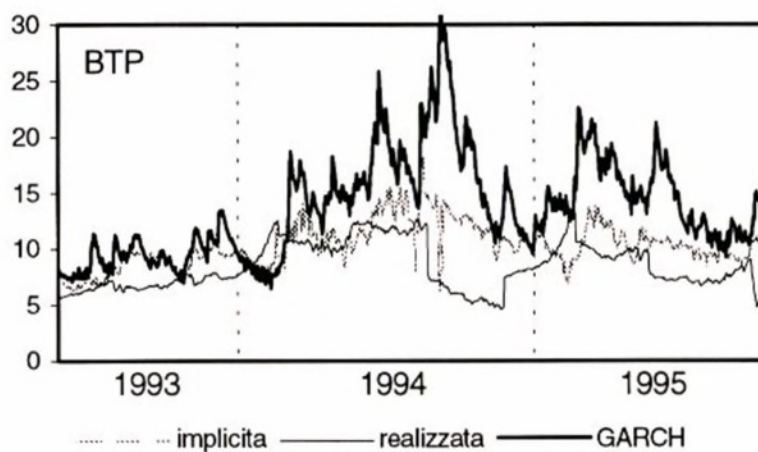
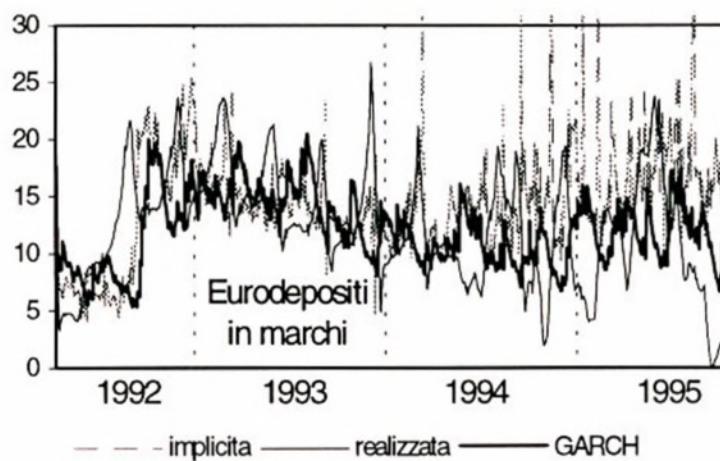


Fig. 3b

MISURE DI VARIABILITÀ



riferimento sia per l'eterogeneità dell'informazione sottostante le due misure. Seguendo il suggerimento di Lamoureux e Lastrapes (1993) la varianza implicita viene confrontata con i valori desunti dal modello GARCH ma riferiti, in ciascun istante, a previsioni recursive e r -step-ahead della varianza, dove r è la vita residua dell'opzione. Questo accorgimento rende uniformi le due misure di varianza attesa sia per l'insieme delle informazioni di riferimento (aspetto recursive della stima) sia per l'orizzonte temporale (aspetto r -step-ahead)¹⁸.

La valutazione statistica delle differenze tra le varie misure procede quindi sulla base di indici che quantificano lo scostamento della varianza implicita (σ^{imp}) da quella GARCH ($\sigma_{t+k}|t$) e lo scostamento di queste due misure dalla varianza campionaria ($\hat{\sigma}_t$), misurata dalla media semplice dei quadrati delle variazioni logaritmiche del prezzo dell'attività sottostante nel periodo di vita residua dell'opzione, cioè da

$$\hat{\sigma}_t = \left[\frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \varepsilon_{t+k}^2 \right].$$

Per ciascuno degli indici, ottenuti come

$$\varepsilon_1 = \sigma_t^{imp} - \sigma_{t+k}|t,$$

$$\varepsilon_2 = \sigma_t^{imp} - \hat{\sigma}_t,$$

$$\varepsilon_3 = \sigma_{t+k}|t - \hat{\sigma}_t$$

¹⁸ Anche Day e Lewis (1992) effettuano un esercizio simile, confrontando però la varianza implicita con la previsione della varianza *one-step-ahead*, ottenuta da stime recursive del modello GARCH; le due misure, sebbene riferite a orizzonti temporali differenti, condividono comunque l'insieme di informazioni sulle quali esse sono basate.

è stato calcolato il valore medio e la sua deviazione standard, che vengono riportati nella tavola 4¹⁹.

Le figure 3a-3b evidenziano notevoli divergenze tra varianza implicita e GARCH, che tendono però a divenire meno sistematiche nel periodo più recente, come mostra la maggiore dispersione delle osservazioni. Andamento simile manifestano gli scostamenti di varianza implicita e GARCH con la varianza campionaria, che sono assai elevati, ma non sistematici. Gli indici riportati nella tavola 4 mostrano che per nessuno dei cinque contratti considerati gli scostamenti sono, in generale, significativamente diversi da zero: il confronto tra varianza implicita e GARCH non mette in luce la superiorità sistematica di nessuna delle due misure nel prevedere la varianza campionaria.

Con l'eccezione del contratto sul BTP, la deviazione standard GARCH riferita alla vita residua dell'opzione è la misura per cui è minimo lo scostamento dalla varianza implicita. Questo risultato rivela che la natura stocastica della varianza è valutata dagli operatori in riferimento all'intera vita residua dell'opzione, anche se, in ciascun momento, la differenza tra le due misure può essere significativa.

La possibilità che le misure di varianza attesa siano tra loro molto diverse, senza che nessuna risulti un previsore statisticamente superiore, da un lato afferma l'esigenza di ricorrere a diversi indicatori nella valutazione delle aspettative di variabilità; dall'altro, sollecita l'analisi a individuare modelli più generali, che meglio colgano le caratteristiche della distribuzione campionaria dei prezzi

¹⁹ Altre misure di errore, quali l'errore medio o l'errore quadratico medio, hanno fornito le medesime indicazioni e vengono qui omesse per brevità.

delle attività finanziarie. Heynen e altri(1994), ad esempio, hanno rilevato che le variazioni logaritmiche dei prezzi delle attività finanziarie presentano distribuzioni con un numero di osservazioni nella parte centrale e nelle code superiore a quello previsto dalla distribuzione normale, suggerendo il ricorso a schemi d'analisi basati su distribuzioni statistiche più generali, quali la *general error*. In secondo luogo, la funzione di autocorrelazione delle variazioni delle variabili finanziarie assolute viene massimizzata quando queste sono elevate a una potenza che è generalmente diversa da due, smentendo così che la varianza sia l'indicatore di variabilità più facilmente prevedibile (Fornari e Mele, 1997).

Tav.4

DIFFERENZA ASSOLUTA MEDIA TRA LE MISURE DI VARIABILITÀ
(in parentesi: errore standard)

Confronto tra varianza:	Bund	T-Bond	BTP	Eurodeposit i in marchi	Eurodeposit i in dollari
Implicita e GARCH (ε_1)	1,54 (1,20)	1,19 (0,63)	2,38 (2,30)	4,46 (3,42)	3,18 (2,56)
Implicita e campionaria (ε_2)	1,38 (1,03)	2,96 (1,51)	2,48 (1,45)	4,71 (3,76)	8,69* (4,76)
GARCH e campionaria (ε_3)	2,52 (1,63)	3,22 (2,25)	4,77 (3,95)	4,39 (3,42)	5,59* (2,92)

* Valore significativamente diverso da zero al 5 per cento.

6. Conclusioni

Il lavoro ha analizzato il contenuto informativo delle opzioni sui tassi d'interesse prendendo in esame i contratti scambiati al LIFFE di Londra per i *futures* sui titoli decennali del Tesoro italiano, tedesco e statunitense e sugli eurodepositi a tre mesi denominati in dollari e marchi.

L'analisi si è dapprima concentrata sulla valutazione dell'efficienza informativa del mercato. Contrariamente alle evidenze prevalenti per la grande maggioranza dei mercati finanziari, le variazioni dei prezzi delle opzioni risultano prevedibili sulla base dei valori propri passati. Questo risultato sembra riconducibile alla forte autocorrelazione della varianza dei rendimenti delle attività finanziarie – la determinante fondamentale dei prezzi delle opzioni – piuttosto che all'inefficiente sfruttamento delle informazioni da parte degli operatori. Nel caso di varianza autocorrelata, la prevedibilità dei prezzi delle opzioni che da essa discende non può essere sfruttata per ottenere profitti di arbitraggio senza rischio: le operazioni in opzioni volte a tal fine sono equivalenti all'assunzione di posizioni nell'attività sottostante, il cui rischio può essere immunizzato solo con strategie di investimento che comportano un costo, connesso al valore contemporaneo della varianza, tale da annullare il guadagno dell'operazione.

Il confronto tra diverse misure di variabilità, effettiva e attesa, rivela che, in ogni dato istante, esse possono differire in maniera davvero significativa. Questa evidenza, in primo luogo, implica che la varianza campionaria può essere una misura fuorviante della variabilità attesa e, quindi, della rischiosità percepita da parte degli operatori economici – rischiosità che sottende la determinazione non

solo del prezzo delle opzioni, ma anche di quello delle altre attività finanziarie e del tasso di cambio.

La differenza tra varianza implicita nei prezzi delle opzioni e varianza campionaria - e tra queste e le misure ottenute da stime econometriche - tende però ad annullarsi nel medio periodo, confermando la coerenza, sia delle aspettative degli operatori sia dei modelli econometrici di tipo GARCH, con l'evoluzione osservata delle variabili. Nel breve periodo, nessuna delle misure domina le altre per capacità di previsione: la varianza implicita non è una statistica sufficiente della varianza attesa, ma allo stesso tempo aggiunge informazione rispetto alle previsioni ottenute da un modello GARCH che non ne tiene conto. Inoltre, anche il volume di opzioni scambiate fornisce informazioni sul futuro evolvere della variabilità del prezzo dell'attività sottostante, in coerenza con l'analisi teorica di Tauchen e Pitts (1983).

I risultati di questo lavoro confermano che dalle opzioni si possono ricavare importanti informazioni sulla variabilità dei rendimenti delle attività finanziarie percepita dagli agenti economici, che sottende i loro comportamenti, soprattutto di investimento finanziario. Queste informazioni - che possono essere più rilevanti di quelle fornite dalla variabilità direttamente osservata - vanno comunque interpretate con l'ausilio di altri indicatori, per esempio il volume di opzioni scambiate e la stima di modelli GARCH, giacché la varianza implicita nel prezzo delle opzioni non esaurisce l'informazione in merito all'evolvere nel tempo della varianza dei prezzi delle attività finanziarie.

Riferimenti bibliografici

- Back, K. (1993), *Asymmetric Information and Options*, in "Review of Financial Studies", vol. 6, pp. 435-72.
- Black, F. e M. Scholes (1972), *The Valuation of Option Contracts and a Test of Market Efficiency*, in "Journal of Finance", vol. 27, pp. 399-417.
- _____, (1973), *The Pricing of Options and Corporate Liabilities*, in "Journal of Political Economy", vol. 81, pp. 637-54.
- Bollerslev, T. (1986), *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*, in "Journal of Econometrics", vol. 31, pp. 307-27.
- _____, R. F. Engle e D. B. Nelson (1994), *ARCH Models*, in R. F. Engle e D. L. McFadden (a cura di), *Handbook of Econometrics, Volume IV*, Amsterdam, North-Holland.
- Boyle, P. (1977), *Options: A Monte Carlo Approach*, in "Journal of Financial Economics", vol. 4, pp. 328-38.
- Campa, J. M. e K. Chang (1995), *Testing the Expectations Hypothesis on the Term Structure of Volatilities in Foreign Exchange Options*, in "Journal of Finance", vol. 50, pp. 529-47.
- Chiras, D. e S. Manaster (1978), *The Information Content of Option Prices and a Test of Market Efficiency*, in "Journal of Financial Economics", vol. 6, pp. 213-34.
- Christie, A. (1982) *The Stochastic Behaviour of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects*, in "Journal of Financial Economics", vol. 10, pp. 1107-32.
- Clark, P. (1973), *A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices*, in "Econometrica", vol. 41, pp. 135-55.
- Cox, J., J. Ingersoll e S. Ross (1981), *A Re-examination of the Traditional Hypotheses about the Term Structure of Interest Rates*, in "Journal of Finance", vol. 36, pp. 769-99.
- _____, (1985), *A Theory of the Term Structure of Interest Rates*, in "Econometrica", vol. 53, pp. 385-407.
- Day, T. e C. Lewis (1992), *Stock Market Volatility and the Information Content of Stock Index Options*, in "Journal of Econometrics", vol. 52, pp. 267-87.

- Ding, Z., R. F. Engle e C. Granger (1993), *A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model*, in "Journal of Empirical Finance", vol. 1, pp. 83-106.
- Diz, F. e T. J. Finucane (1991), *The Time Series Properties of Implied Volatility of S&P100 Index Options*, Syracuse University, dattiloscritto.
- Duan, J. C. (1995), *The GARCH Option Pricing Model*, in "Mathematical Finance", vol. 5, pp. 13-32.
- Easley, D., M. O'Hara e P. S. Srinivas (1994), *Option Volume and Stock Prices: Evidence on Where Informed Traders Trade*, CEPR Working Paper, n. 50.
- Engle, R. F. (1982), *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation*, in "Econometrica", vol. 50, pp. 987-1007.
-
- _____ e C. Mustafa (1992), *Implied ARCH Models from Options Prices*, in "Journal of Econometrics", vol. 52, pp. 289-311.
-
- _____ e J. Rosenberg (1994), *Hedging Options in a GARCH Environment: Testing the Term Structure of Stochastic Volatility Models*, NBER Working Paper, n. 4958.
-
- _____ (1995), *GARCH Gamma*, in "Journal of Derivatives", vol. 2, pp. 47-59.
- Fama, E. F. (1970), *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*, in "Journal of Finance", vol. 25, pp. 383-417.
- Fornari, F. e A. Mele (1997), *Weak Converge Results for a General Class of Nonlinear ARCH Models*, in "Econometric Reviews", in corso di pubblicazione.
- Garman, M. (1976), *A General Theory of Asset Valuation under Diffusion State Processes*, University of California at Berkeley, Working Paper, n. 50.
- Heston, S. (1993a), *A Closed Form Solution for Options with Stochastic Volatility with Applications to Bond and Currency Options*, in "Review of Financial Studies", vol. 6, pp. 327-43.
-
- _____ (1993b), *Invisible Parameters in Option Prices*, in "Journal of Finance", vol. 48, pp. 933-47.
- Heynen, D., A. Kemna e T. Vorst (1994), *Analysis of the Term Structure of Implied Volatilities*, in "Journal of Financial and Quantitative Analysis", vol. 29, pp. 31-56.
- Hull, J. e A. White (1987), *The Pricing of Options on Assets with Stochastic Volatilities*, in "Journal of Finance", vol. 42, pp. 281-300.

- Johnson, H. e D. Shanno (1987), *Option Pricing When the Variance Is Changing*, in "Journal of Financial and Quantitative Analysis", vol. 22, pp. 143-51.
- Lamoureux, C. e W. Lastrapes (1993), *Forecasting Stock-Return Variance: Towards an Understanding of Stochastic Implied Volatilities*, in "Review of Financial Studies", vol. 6, pp. 293-326.
- Latané, H. e R. Rendleman (1976), *Standard Deviations of Stock Price Ratios Implied in Option Prices*, in "Journal of Finance", vol. 31, pp. 369-81.
- Lyons, R. (1994), "Foreign Exchange Volume: Sound and Fury Signifying Nothing?" in J. Frankel, G. Galli e A. Giovannini (a cura di), *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*, Chicago-London, University of Chicago Press.
- Merton, R. C. (1973), *The Theory of Rational Option Pricing*, in "Bell Journal of Economics and Management Science", vol. 4, pp. 141-83.
- Nelson, D. B. (1990), *ARCH Models as Diffusion Approximations*, in "Journal of Econometrics", vol. 45, pp. 7-38.
- _____ (1991), *Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach*, in "Econometrica", vol. 59, pp. 347-70.
- _____ e D. F. Foster (1994), *Asymptotic Filtering Theory for Univariate ARCH Models*, in "Econometrica", vol. 62, pp. 1-41.
- Noh, J., R. F. Engle e A. Kane (1994), *Forecasting Volatility and Option Prices of the S&P500 Index*, in "Journal of Derivatives", vol. 2, pp. 17-30.
- O'Hara, M. (1994), *Market Microstructure Theory*, London, Blackwell.
- Pantula, S. (1986), *Modeling the Persistence of Conditional Variances: A Comment*, in "Econometric Reviews", vol. 5, pp. 71-4.
- Scott, L. (1987), *Option Pricing When the Variance Changes Randomly*, in "Journal of Financial and Quantitative Analysis", vol. 22, pp. 419-38.
- Stein, E. e J. Stein (1991), *Stock Price Distributions with Stochastic Volatility: An Analytic Approach*, in "Review of Financial Studies", vol. 4, pp. 727-52.
- Tauchen, G. E. e M. Pitts (1983), *The Price Variability Volume Relationship on Speculative Markets*, in "Econometrica", vol. 51, pp. 485-505.

- Wiggins, J. (1987), *Option Values under Stochastic Volatility: Theory and Empirical Estimates*, in "Journal of Financial Economics", vol. 19, pp. 351-72.
- Xu, X. e S. Taylor (1994), *The Term Structure of Volatility Implied by Foreign Exchange Options*, in "Journal of Financial and Quantitative Analysis", vol. 29, pp. 57-74.

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

- n. 276 — *Monetary Policy Transmission, the Exchange Rate and Long-Term Yields under Different Hypotheses on Expectations*, di E. GAIOTTI e S. NICOLETTI-ALTIMARI (agosto 1996).
- n. 277 — *Il fabbisogno finanziario pubblico*, di F. BALASSONE e D. FRANCO (settembre 1996).
- n. 278 — *Real Interest Rates, Sovereign Risk and Optimal Debt Management*, di F. DRUDI e R. GIORDANO (settembre 1996).
- n. 279 — *La riscoperta del debito e delle banche: progressi e questioni irrisolte*, di R. DE BONIS (ottobre 1996).
- n. 280 — *Why Banks Have a Future: An Economic Rationale*, di R. G. RAJAN (ottobre 1996).
- n. 281 — *Coordination and Correlation in Markov Rational Belief Equilibria*, di M. KURZ e M. SCHNEIDER (ottobre 1996).
- n. 282 — *The Equity Premium Is No Puzzle*, di M. KURZ e A. BELTRATTI (ottobre 1996).
- n. 283 — *Relazioni fra prezzi a pronti e futures sui BTP decennali: un'analisi su dati infragiornalieri*, di I. ANGELONI, F. DRUDI e G. MAJNONI (ottobre 1996).
- n. 284 — *Background Uncertainty and the Demand for Insurance against Insurable Risks*, di L. GUIO e T. JAPPELLI (ottobre 1996).
- n. 285 — *Micro Enterprise and Macro Policy*, di R. TOWNSEND (ottobre 1996).
- n. 286 — *L'utilizzo di microdati d'impresa per l'analisi economica: alcune indicazioni metodologiche alla luce delle esperienze in Banca d'Italia*, di L. CANNARI, G. PELLEGRINI e P. SESTITO (novembre 1996).
- n. 287 — *Il comportamento strategico degli specialisti in titoli di Stato*, di M. ORDINE e A. SCALIA (novembre 1996).
- n. 288 — *Intermediazione finanziaria, condivisione dell'informazione e incentivi al monitoring*, di P. E. MISTRULLI (novembre 1996).
- n. 289 — *Investment and Demand Uncertainty*, di L. GUIO e G. PARIGI (novembre 1996).
- n. 290 — *Where Do Migrants Go? Risk-Aversion, Mobility Costs and the Locational Choice of Migrants*, di F. DAVERI e R. FAINI (dicembre 1996).
- n. 291 — *Gli effetti del bilancio pubblico sull'attività economica nel breve periodo: una valutazione con il modello econometrico trimestrale della Banca d'Italia*, di S. MOMIGLIANO e S. SIVIERO (dicembre 1996).
- n. 292 — *Wage Indexation Bargaining and Inflation*, di F. DRUDI e R. GIORDANO (dicembre 1996).
- n. 293 — *Le determinanti del tasso di interesse sui crediti alle imprese*, di C. D'AURIA e A. FOGLIA (gennaio 1997).
- n. 294 — *La povertà tra i minorenni in Italia: dimensioni, caratteristiche, politiche*, di L. CANNARI e D. FRANCO (febbraio 1997).
- n. 295 — *Misurazione e previsione degli investimenti con il "metodo della disponibilità": analisi ed evidenze*, di F. NUCCI (febbraio 1997).
- n. 296 — *Gli effetti della liberalizzazione valutaria sulle transazioni finanziarie dell'Italia con l'estero*, di A. F. POZZOLO (febbraio 1997).
- n. 297 — *The Italian Recession of 1993: Aggregate Implications of Microeconomic Evidence*, di R. MINIACI e G. WEBER (febbraio 1997).
- n. 298 — *More Equal but Less Mobile? Education Financing and Intergenerational Mobility in Italy and in the US*, di A. RUSTICHINI, A. ICHINO e D. CHECCHI (febbraio 1997).
- n. 299 — *Excessive Activism or Passivism of Monetary Policy?*, di W. LETTERIE e F. LIPPI (marzo 1997).

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

Banca d'Italia - Servizio Studi - Divisione Biblioteca e pubblicazioni - Via Nazionale, 91 - 00184 Roma (fax 06 47922059).