

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

Aspettative di cambio nello SME

di Antonio Roma



Numero 192 - Aprile 1993

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

Aspettative di cambio nello SME

di Antonio Roma

Numero 192 - Aprile 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.

COMITATO DI REDAZIONE: *GIORGIO GOMEL, EUGENIO GAIOTTI, LUIGI GUIISO, DANIELE TERLIZZESE, SILIA MIGLIARUCCI (segretaria).*

ASPETTATIVE DI CAMBIO NELLO SME

di Antonio Roma (*)

Sommario

Il lavoro propone una metodologia per desumere, dal differenziale dei tassi d'interesse, la probabilità di un riallineamento nello SME. Il modello proposto consente di calcolare le combinazioni di ampiezza e probabilità di riallineamento compatibili con l'equilibrio del mercato. Questa probabilità viene calcolata assumendo che sia soddisfatta la condizione della "parità scoperta dei tassi d'interesse" e aggiustando il differenziale dei tassi in base a una previsione dell'andamento del cambio all'interno della banda. In particolare, vengono discussi e stimati alcuni modelli per l'andamento del cambio all'interno della banda.

Indice

| | |
|---|-------|
| 1. Introduzione | p. 5 |
| 2. Parità scoperta e probabilità di riallineamento .. | p. 5 |
| 3. Il processo del tasso di cambio nella banda SME .. | p. 10 |
| 4. Stima del processo stocastico | p. 12 |
| 5. Risultati empirici | p. 16 |
| 5.1 Stime fuori campione | p. 20 |
| Tavole | p. 22 |
| Figure | p. 24 |
| Riferimenti bibliografici | p. 43 |

(*) Banca d'Italia, Servizio Studi.

1. Introduzione

Il lavoro propone una metodologia per desumere, dal differenziale dei tassi d'interesse, la probabilità di un riallineamento delle parità fissate nell'ambito degli Accordi di cambio del Sistema monetario europeo. Questa probabilità viene calcolata assumendo che sia soddisfatta la condizione della "parità scoperta dei tassi d'interesse" e aggiustando il differenziale dei tassi in base a una previsione dell'andamento del cambio all'interno della banda. In particolare, il modello consente di calcolare le combinazioni di ampiezza e probabilità di riallineamento compatibili con l'equilibrio del mercato. Considerando il differenziale dei tassi d'interesse per diverse scadenze, la probabilità di riallineamento può essere riferita a diversi orizzonti temporali.

Il piano del lavoro è il seguente: nel paragrafo 2 viene introdotto il modello economico utilizzato. Nei paragrafi 3 e 4 viene presentata la metodologia adottata per effettuare previsioni dell'andamento del tasso di cambio nella banda SME; questo andamento non è di tipo random walk, e consente quindi esercizi di previsione. Nel paragrafo 5 vengono discussi i risultati empirici.

2. Parità scoperta e probabilità di riallineamento

Il meccanismo di cambio del Sistema monetario europeo prevede la possibilità di riallineamenti e, conseguentemente, di spostamenti della banda di oscillazione. Attraverso una descrizione stilizzata del meccanismo di cambio viene analizzata la relazione fra ampiezza e probabilità di riallineamento. Definiamo:

X = logaritmo del tasso di cambio;

P = logaritmo della parità centrale;

$I = X - P$ = scostamento del cambio dalla parità centrale;

λ_t = probabilità di un riallineamento nel periodo di ampiezza t .

Attualmente, la variabile I è soggetta al vincolo $-0,0225 \leq I \leq 0,0225$ (ovvero $-0,06 \leq I \leq 0,06$ nel caso della peseta e dello scudo portoghese). La variazione attesa del logaritmo del tasso di cambio nel periodo t (frazione di anno), approssimativamente pari alla variazione percentuale, può essere espressa (Roma, 1990, eq. (1); Svensson, 1991c, eq. (2.7)):

$$\begin{aligned}
 (1) \quad E[\Delta X] &= \lambda_t E[\Delta X | \text{riall.}] + (1 - \lambda_t) E[\Delta X | \text{no riall.}] \\
 &= \lambda_t E[\Delta X | \text{riall.}] + (1 - \lambda_t) E[\Delta I | \text{no riall.}] \\
 &= \lambda_t E[\Delta P | \text{riall.}] + \lambda_t E[\Delta I | \text{riall.}] \\
 &\quad + (1 - \lambda_t) E[\Delta I | \text{no riall.}].
 \end{aligned}$$

Questa espressione può essere riscritta:

$$\begin{aligned}
 (2) \quad E[\Delta X] &= E[\Delta P] + \lambda_t E[I_t | \text{riall.}] - I_0 \\
 &\quad + (1 - \lambda_t) E[I_t | \text{no riall.}],
 \end{aligned}$$

dove 0 è la data in cui si forma l'aspettativa del cambio.

Assumendo che la media di lungo periodo del tasso di cambio, in assenza di riallineamenti, sia la parità, il termine $E[I_t | \text{no riall.}]$ tende a zero al tendere di t a infinito. Lo stesso ragionamento (che porta a $E[I_t] = 0$ nel lungo periodo) può essere applicato anche al termine $E_t[I_t | \text{riall.}]$ (Svensson, 1991c) a condizione che si possa ipotizzare un sufficiente lasso di tempo fra il verificarsi dell'ultimo possibile riallineamento e la data t . Una ipotesi alternativa

(Roma, 1990) è che dopo un riallineamento la distribuzione statistica dei possibili valori che la variabile I può assumere nella banda sia la distribuzione di equilibrio (di lungo periodo). Con tali ipotesi, la relazione fra il valore atteso del riallineamento (variazione della parità) e la variazione attesa del tasso di cambio, data in generale da

$$(3) \quad E[\Delta X | \text{riall.}] = E[\Delta P | \text{riall.}] + E[\Delta I | \text{riall.}],$$

può essere semplificata in

$$(4) \quad E[\Delta X | \text{riall.}] = E[\Delta P | \text{riall.}] - I_0.$$

In generale, è ipotizzabile una relazione fra la variazione attesa del cambio e il differenziale dei tassi d'interesse per la medesima scadenza sulle due valute del tipo:

$$(5) \quad i_t^* - i_t = \frac{E[\Delta X]}{t} + \phi,$$

dove ϕ è un premio per il rischio e i_t^* è il tasso della valuta in termini della quale è espresso il cambio (nel nostro caso il tasso d'interesse tedesco).

Tuttavia, nella letteratura viene considerata appropriata (si veda in particolare Svensson, 1991a) l'applicazione ai tassi di cambio SME della condizione della parità scoperta dei tassi d'interesse:

$$(6) \quad i_t^* - i_t = \frac{E[\Delta X]}{t}.$$

Questa relazione permette l'analisi della probabilità e ampiezza del riallineamento compatibili con l'equilibrio del mercato. In particolare, la probabilità di riallineamento

nel periodo t e l'ampiezza del conseguente movimento del tasso di cambio saranno legati dalla relazione

$$(7) \quad \lambda_t = \frac{(i_t^* - i_t)t - E[\Delta I | \text{no riall.}]}{E[\Delta X | \text{riall.}] - E[\Delta I | \text{no riall.}]}$$

La (7) è la relazione fondamentale utilizzata in questo lavoro. Data una stima del termine $E[I_t | \text{no riall.}]$, essa ottiene le probabilità di un riallineamento per ogni valore assunto dalla variazione attesa del cambio in caso di riallineamento. Questa relazione è ottenuta aggiustando il differenziale dei tassi d'interesse per un'eventuale variazione attesa all'interno della banda. La (7) lega la probabilità di due possibili movimenti alternativi del tasso di cambio (due possibili "regimi") all'ampiezza del movimento atteso nel caso del passaggio a uno dei due regimi; $E[\Delta X | \text{riall.}]$ non è necessariamente un salto di ampiezza elevata. In particolare, la (7) è compatibile con una variazione della parità in cui il tasso di cambio non sia soggetto a discontinuità. Ciò che differenzia $E[\Delta X | \text{riall.}]$ da $E[\Delta X | \text{no riall.}]$ è il diverso valore medio di lungo periodo cui tende il cambio in seguito alla variazione della parità. Tuttavia, il valore di $E[\Delta X | \text{riall.}]$ non coincide con la variazione della parità in caso di riallineamento (vedi eq. (3)). Una probabilità di riallineamento in senso stretto, relativa cioè alla variazione della parità, può venire derivata solo sulla base di ulteriori assunzioni, ad esempio sostituendo la (4) al termine $E[\Delta X | \text{riall.}]$.

Una stima accurata del termine $E[I_t | \text{no riall.}]$ è comunque necessaria al fine di interpretare l'informazione contenuta nel differenziale dei tassi d'interesse. Una stima errata risulterà in una probabilità di riallineamento distorta. Ciò può non essere, tuttavia, fondamentale per le scadenze più lunghe in quanto (Svensson, 1991c)

$$(8) \quad \lim_{t \rightarrow \infty} i_t - i_t^* = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{E[\Delta X]}{t} = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{E[\Delta P]}{t}.$$

Ossia, il differenziale dei tassi d'interesse (su base annua) per le scadenze più lunghe misura approssimativamente la variazione attesa della parità, espressa come percentuale annua. È tuttavia difficile disporre di dati adeguati sul differenziale dei tassi d'interesse a lungo termine, poiché sono necessari tassi a lungo termine sui depositi o, in generale, strumenti finanziariamente analoghi a zero coupon bonds, aventi le medesime caratteristiche di rischio, trattamento fiscale, utilizzabilità da parte degli operatori in cambi. Queste caratteristiche sono proprie degli eurodepositi, ma per molte valute il mercato è assai sottile nel caso di scadenze superiori ai 12 mesi. Per ragioni analoghe, non è possibile approssimare questo differenziale mediante quello fra il rendimento a scadenza (yield to maturity) di obbligazioni, che, in aggiunta, dipende in modo cruciale dalla dimensione delle cedole (cfr. Schaefer, 1977).

L'assenza di dati appropriati sul differenziale dei tassi d'interesse a lungo termine rende necessario l'uso di dati a più breve termine. In questo caso, al fine di effettuare valutazioni sulla probabilità di riallineamento implicita nel differenziale dei tassi d'interesse, il movimento del cambio all'interno della banda in assenza di riallineamento non può essere considerato trascurabile. È necessario tenere esplicitamente conto del termine $E[I_t | \text{no riall.}]$ per correggere il differenziale dei tassi d'interesse.

Utilizzando il differenziale dei tassi d'interesse relativo a diverse scadenze e calcolando il termine $E[\Delta I | \text{no riall.}]$ per la scadenza, la (7) può essere utilizzata per calcolare la probabilità di una data variazione del cambio in

intervalli di tempo diversi e in relazione a valori diversi di $E[\Delta X | \text{riall.}]$. La coerenza logica del modello richiede che la probabilità di un movimento della medesima ampiezza non debba essere decrescente al crescere dell'intervallo di tempo considerato. Un'eventuale violazione di questa condizione può tuttavia essere dovuta alla omissione di un eventuale premio per il rischio dipendente della scadenza¹. La forma più generale per la (7) è infatti

$$\lambda_t = \frac{(i_t^* - i_t + \phi(t))t - E[\Delta I | \text{no riall.}]}{E[\Delta X | \text{riall.}] - E[\Delta I | \text{no riall.}]}$$

3. Il processo del tasso di cambio nella banda SME

Il termine $E[I_t | \text{no riall.}]$ può venire stimato ipotizzando uno specifico processo stocastico per la variabile X-P all'interno della banda SME. Questo processo stocastico deve tuttavia avere caratteristiche diverse dal modello random walk normalmente ipotizzato per i tassi di cambio liberamente fluttuanti. Nel modello random walk, successivi incrementi sono indipendenti, e quindi non prevedibili. Una diretta conseguenza di ciò è il fatto che la varianza della distribuzione del tasso di cambio a una data futura aumenta linearmente con il tempo. La presenza di limiti bilaterali, che limitano i possibili valori del tasso di cambio e, di conseguenza, la varianza, è chiaramente incompatibile con la non stazionarietà del modello random walk. Un modello per l'andamento del tasso di cambio in assenza di riallineamenti dovrebbe quindi tenere conto dell'esistenza di barriere al libero movimento del cambio. La presenza di barriere induce un movimento di "ritorno alla media" (mean reversion) del

1. Come già richiamato, Svensson (1991a) argomenta su basi teoriche che nel caso di un regime di cambio come lo SME questo premio può essere trascurabile.

tasso di cambio. Ciò darebbe agli incrementi del tasso di cambio un elemento di prevedibilità (Ball e Roma, 1992a). Una possibile spiegazione del fenomeno di mean reversion è costituita dalla politica di intervento delle autorità monetarie.

Di seguito illustreremo alcuni modelli per l'andamento del tasso di cambio all'interno della banda.

La presenza di barriere rende appropriato l'utilizzo di processi stocastici definiti nel continuo. Questi permettono infatti una descrizione del comportamento del tasso di cambio ai limiti bilaterali. L'imposizione di barriere a processi stocastici definiti nel continuo implica alcune complessità matematiche. Viene perciò esaminata la plausibilità di una specificazione semplificata.

In Roma (1989, 1990) viene proposta una semplice descrizione stilizzata dell'andamento del tasso di cambio all'interno della banda SME mediante il cosiddetto processo di Ornstein Uhlenbeck (O.U.), definito mediante l'equazione differenziale stocastica di Itô

$$(9) \quad dI = -\beta I dt + \sigma dz,$$

dove dz è l'incremento di un moto Browniano standardizzato.

Questo processo viene considerato senza l'esplicita imposizione di limiti bilaterali. In questo caso, la funzione di densità di probabilità della variabile I condizionata alla osservazione della variabile al tempo 0, denotata $f(I_t | I_0)$, è normale; di conseguenza, la variabile I può eccedere i limiti bilaterali. Questa rappresentazione risulta tuttavia preferibile a quella di un moto Browniano (il caso particolare $\beta=0$), in quanto al tendere di t a infinito il processo possiede una distribuzione stazionaria, che risulta normale con media 0 e varianza $\sigma^2/2\beta$. Ciò può approssimare il fatto che, qualora

non vi siano riallineamenti, la gamma dei possibili valori che la variabile I può assumere è costante.

In alternativa, è stata considerata l'imposizione di "barriere riflettenti" al processo (9). In questo caso, la distribuzione del processo è notevolmente complicata. Recentemente, Ricciardi e Sacerdote (1987) hanno proposto una rappresentazione di questa distribuzione che si presta ad applicazioni numeriche. Nel caso di una singola barriera riflettente al livello $-b$, la funzione di densità del processo riflesso, $f^r(I_t|I_0)$, e la funzione di densità del processo "libero", $f(I_t|I_0)$, soddisfano la relazione

$$(10) \quad f^r(I_t|I_0) = f(I_t|I_0) - \frac{\sigma^2}{2} \int_0^t \exp(-\beta(t-\tau)) f^r(-b, \tau|I_0) \frac{\partial}{\partial I} f(I_t|-b, \tau) d\tau.$$

Nel presente lavoro questa equazione è stata risolta per ottenere la funzione $f^r(I_t|I_0)$ mediante un algoritmo numerico descritto in Ball e Roma (1992a). Mediante la funzione di densità $f^r(I_t|I_0)$ è possibile calcolare con notevole precisione la distribuzione del cambio in presenza di margini di oscillazione.

4. Stima del processo stocastico

Al fine di ottenere una stima del termine $E[\Delta I | \text{no riall.}]$, si è proceduto alla stima del processo definito dalla (9) e dell'analogo processo in presenza di barriere.

Si è adottato il criterio della massima verosimiglianza. Trattandosi di processi markoviani, la funzione di verosimiglianza di una realizzazione del processo $\underline{I} = (I_0,$

I_1, I_2, \dots, I_n) osservata a intervalli di tempo discreti è data da (Lo, 1988, eq. (5)):

$$(11) \quad L(\beta, \sigma; \underline{I}) = \prod_{i=1}^n f(I_{i+1} | I_i)$$

e, di conseguenza,

$$\ln(L(\beta, \sigma; \underline{I})) = \sum_{i=1}^n \ln f(I_{i+1} | I_i).$$

La stima può essere altresì effettuata utilizzando osservazioni del processo I relative a diverse parità centrali, definendo appropriatamente la funzione di verosimiglianza (Roma, 1990).

Nel caso del processo (9) senza barriere, per la normalità della funzione $f(\cdot | \cdot)$, la stima mediante il criterio della massima verosimiglianza dei parametri $\{\beta, \sigma\}$ può essere ottenuto mediante una semplice regressione,

$$(12) \quad I_i = \rho I_{i-1} + \varepsilon_i,$$

dove $\rho = e^{-\beta}$ e $\{\varepsilon_i\}$ rappresenta una sequenza di variabili casuali indipendenti e identicamente normalmente distribuite (iind) con media 0 e varianza $\sigma_1^2 = \sigma^2/2\beta(1-\rho)$.

Questo modello contiene come caso limite, un random walk ($\rho=1$). In Ball e Roma (1992b) viene dimostrato che, qualora il processo sia effettivamente vincolato dalla presenza di barriere, questo caso non si può verificare in campioni sufficientemente numerosi: la presenza di barriere indurrà infatti mean reversion e il coefficiente ρ stimato sarà necessariamente inferiore all'unità e soggetto a un errore standardizzato inferiore a quello che si avrebbe in

assenza di barriere².

Il modello senza barriere, utilizzato nella sua versione discreta anche in Svensson (1991c), implica che

$$(13) \quad E [I_t | I_0, \text{no riall.}] = I_0 \rho^t$$

e, di conseguenza,

$$(14) \quad E [\Delta I | \text{no riall.}] = I_0 (\rho^t - 1).$$

Il valore atteso del tasso di cambio tende alla parità centrale in progressione geometrica con l'orizzonte della previsione, indipendentemente dalla posizione iniziale del tasso di cambio all'interno della banda. Ciò può non essere plausibile. In particolare, quando il tasso di cambio è sufficientemente distante dalle barriere, la mean reversion può non essere rilevante.

Il modello con barriere riflettenti tiene invece conto del diverso grado di mean reversion nei diversi punti della banda. In questo modello, la mean reversion è più forte in prossimità delle barriere ed è presente anche quando $\beta=0$; in questo caso il tasso di cambio è approssimativamente un random walk all'interno della banda, ma è soggetto a mean reversion, in assenza di riallineamento, in prossimità dei limiti bilaterali.

La stima di questo modello presenta notevole comples-

2. La (12) risulterà mispecificata in quanto, a causa dei limiti bilaterali, il termine di errore ε non può essere normalmente distribuito. Ipotizzando barriere riflettenti ai limiti bilaterali SME, Ball e Roma (1992b) dimostrano che il coefficiente ρ stimato è asintoticamente normalmente distribuito e che converge con probabilità 1 a un valore inferiore all'unità. Di conseguenza, non si pone il problema di una eventuale radice unitaria nella (12).

sità³. La conoscenza della funzione di densità $f^r(.|.)$, calcolata numericamente, permette l'applicazione del metodo della massima verosimiglianza. Notiamo che, sebbene la funzione $f^r(.|.)$ tenga conto di una sola barriera, la deviazione standard del tasso di cambio sugli intervalli di tempo (settimanali) utilizzati nella stima è circa 1/40 della larghezza della banda SME. Poiché la probabilità di un movimento da un estremo all'altro della banda è infinitesimale, l'effetto della seconda barriera è trascurabile e si può considerare, a ogni transizione del tasso di cambio, unicamente la barriera più vicina sostituendo la funzione $f^r(.|.)$ nella (11) con un valore della barriera che dipende di volta in volta dal valore della variabile I .

Il termine $E[\Delta I | I_0, \text{no riall.}]$ in questo modello non presenta una espressione in formula chiusa. Nell'analisi empirica, questo termine è stato calcolato mediante soluzione numerica dell'integrale

$$(15) \quad E[\Delta I | I_0, \text{no riall.}] = \int_{-b}^b I_t f^r(I_t | I_0) dI_t - I_0,$$

dove $b = 0,0225$ (ovvero $0,06$). È importante ricordare che se si tiene correttamente conto della presenza di barriere, il processo del tasso di cambio non avrà incrementi indipendenti

3. Lindberg e Söderlind (1992) stimano, per il tasso di cambio della corona svedese, un modello in cui le variabili fondamentali che determinano il tasso di cambio seguono un comportamento mean reverting con barriere. Non disponendo di un'espressione per la distribuzione del processo, e non potendo quindi applicare il metodo della massima verosimiglianza, utilizzano per le stime il metodo dei momenti simulati (Duffie e Singleton, 1989). Questo metodo, basato sui momenti non condizionati, è poco efficiente (He, 1990). La derivazione della distribuzione del processo di O.U. con due barriere fornite da Lindberg e Söderlind in appendice è quella stazionaria (una normale troncata), risultato già menzionato da Cox e Miller (1970).

(non sarà cioè un random walk), anche qualora si abbia $\beta=0$. In quest'ultimo caso la (15) può essere espressa

$$(15.1) \quad E[\Delta I | I_0, \text{ no riall.}] = \\ = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{-8b}{(2i+1)^2 \pi^2} \exp\left(\frac{-(2i+1)^2 \sigma^2 \pi^2 t}{8b^2}\right) \cos\left(\frac{(2i+1)\pi(I_0+b)}{2b}\right) - I_0.$$

Tenendo conto delle barriere, anche nel caso $\beta=0$ il valore atteso dell'incremento su di un arco di tempo t varia con la posizione del cambio nella banda ed è diverso da zero, tranne che nel caso in cui il tasso di cambio sia esattamente al centro della banda ($I_0=0$). L'incremento atteso aumenta in valore assoluto in maniera non lineare all'approssimarsi del cambio a un limite bilaterale⁴.

5. Risultati empirici

La tavola 1 descrive i risultati della stima dei due processi, con o senza barriere, per il periodo 1979-1991 (662 osservazioni settimanali). Nel caso della lira, a causa della variazione dell'ampiezza della banda, una stima del processo con barriere sull'intero periodo non può essere effettuata; ci si limita pertanto a riportare le stime senza barriere. Per gli altri tassi di cambio, si nota come il coefficiente di mean reversion, β , stimato senza l'imposizione di barriere sia notevolmente più elevato. Si noti che, nel caso della stima senza barriere, è sempre possibile (tranne che per la lira, per la quale a causa della maggiore ampiezza della banda nella maggior parte del periodo di osservazione, la mean reversion non è rilevante) rigettare l'ipotesi $\beta=0$, che

4. La (15.1) può essere derivata dall'espressione (2) in Ball e Roma (1992b). A fini empirici questa espressione può essere accuratamente utilizzata considerando un numero finito di termini.

cioè il tasso di cambio sia un random walk senza vincoli (si veda anche Roma, 1990).

Considerando le stime con barriere, invece, questa ipotesi può essere rigettata solo nel caso del franco belga (DM/FB) e fiorino olandese (DM/FO). Nel primo caso, il coefficiente β stimato è significativamente negativo, e indica una forte tendenza del cambio a raggiungere le barriere da cui è contenuto. Nel caso del fiorino olandese la mean reversion appare molto elevata e le stime non differiscono sensibilmente da quelle senza barriere.

La tavola 2 illustra i risultati delle stime per il periodo dall'ultimo riallineamento nel gennaio 1987 (gennaio 1990 per la lira) al novembre 1991 (251 osservazioni settimanali, 98 nel caso della lira). Si nota come i coefficienti stimati del modello con o senza barriere siano estremamente simili nei casi in cui (fiorino olandese, sterlina irlandese, franco francese) il tasso di cambio si è mantenuto, nel periodo, distante dalle barriere. I coefficienti differiscono invece qualora il tasso di cambio si sia ripetutamente situato in prossimità delle barriere. A causa del minor numero di osservazioni, la capacità di rifiutare l'ipotesi $\beta=0$ è minore. In particolare, nella stima senza barriere non è possibile rifiutare l'ipotesi di random walk per il franco belga. Nel caso della sterlina irlandese e fiorino olandese, tuttavia, è possibile rifiutare l'ipotesi $\beta=0$ in entrambe le stime.

Sulla base dei parametri stimati è stato calcolato, per ogni settimana, il valore di $E[\Delta I | \text{no riall.}]$ mediante le espressioni (14) e (15). Questi valori di $E[\Delta I | \text{no riall.}]$ sono valori previsti dal modello all'interno del campione. Questi valori sono stati calcolati per intervalli di tempo pari a 1 e 12 mesi; in particolare, si è preferito utilizzare la (15) (e i parametri stimati tenendo conto delle barriere)

per previsioni a 1 mese e la (14) (e i parametri stimati senza tenere conto delle barriere) per previsioni a 12 mesi.

Utilizzando i valori ottenuti e i corrispondenti differenziali dei tassi d'interesse sul periodo è stata calcolata, per ogni settimana, la probabilità λ_t (a 1 e 12 mesi) derivata dalla (7). Come precedentemente menzionato, la (7) descrive possibili combinazioni di λ_t e $E[\Delta X|\text{riall.}]$ compatibili con l'equilibrio. Alcune combinazioni, in cui λ_t non sarà compreso fra 0 e 1, non saranno coerenti con l'equilibrio. Questa procedura consente di calcolare, per ciascun intervallo previsivo (nel nostro caso 1 e 12 mesi), le serie storiche di λ_t relative a variazioni di diversa ampiezza del cambio di mercato in caso di riallineamento, ovvero una misura della "credibilità" dell'obiettivo di cambio. Ai fini dell'analisi generale dell'andamento nel tempo della misura di credibilità, è sufficiente considerare l'andamento di λ_t in relazione a una variazione in seguito a riallineamento di $E[\Delta X|\text{riall.}]$ di ampiezza tipica, ad esempio, del 3 o del 5 per cento. In alcuni periodi, tuttavia, una variazione di questo ammontare può non essere compatibile con l'equilibrio del mercato (e di conseguenza la probabilità associata non sarà compresa fra 0 e 1)⁵.

Le figure 1-7 descrivono la probabilità λ_t che nell'arco di un mese si verifichi un riallineamento in cui il cambio di mercato subisca una variazione del 3 per cento. Questa probabilità è derivata dalla (7), sulla base del differenziale dei tassi d'interesse a un mese, stimando il processo I dal 1979 (dal 1981 per la sterlina irlandese) al 1991 e calcolando $E[\Delta I|\text{no riall.}]$ mediante la (15). Si nota come, per tutti i tassi di cambio considerati, questa probabilità subisca una diminuzione nel corso della vita dello SME sino al 1991. Questo è da una parte l'effetto della diminuzione

5. La formula (7) richiede $|E[\Delta X|\text{riall.}]| \geq |(i^*_t - i_t)t|$.

del differenziale dei tassi d'interesse, dall'altra è l'effetto di una maggiore tendenza del cambio a collocarsi in prossimità del centro della banda. Dall'analisi comparata dell'andamento della misura di credibilità emerge che, mentre nel periodo 1979-1989 esistevano notevoli differenze nella misura di credibilità per le diverse valute, a partire dal 1990 la probabilità di riallineamento diminuisce con un andamento simile per tutte le valute considerate.

La figura 6, relativa al tasso di cambio marco/lira, mostra, in particolare, come la probabilità di una variazione del cambio di mercato in seguito al riallineamento abbia subito una diminuzione a partire dal 1990, in seguito all'ingresso della lira nella banda stretta. La figura 7 stima la stessa probabilità relativamente al solo periodo successivo all'ingresso della lira nella banda stretta. Da esso emerge come la probabilità di una variazione del cambio del 3 per cento in seguito a un riallineamento a un mese si sia mantenuta su livelli contenuti per tutto il periodo.

Le figure 8-13 descrivono la probabilità λ_t che nell'arco di dodici mesi si verifichi un riallineamento in cui il cambio subisca una variazione del 4,5 per cento. Le probabilità a dodici mesi si presentano più elevate⁶ di quelle a un mese e, in analogia a queste ultime, mostrano un andamento decrescente nel corso della vita dello SME fino alla fine del 1991.

Ci si attende che, in seguito alla conclusione dell'accordo di Basle-Nyborg del settembre 1987, la probabilità di una variazione del cambio del 4,5 per cento in seguito a

6. Nella prima fase dello SME, la variazione attesa del cambio in caso di riallineamento (4,5 per cento) risulta quasi sempre troppo esigua per essere compatibile con l'equilibrio, e di conseguenza $\lambda > 1$. Questa probabilità è stata troncata a 1.

un riallineamento delle parità nell'arco di dodici mesi debba drasticamente ridursi, collocandosi su valori prossimi allo zero⁷. Le figure 7-13 mostrano come questa probabilità subisca in effetti una forte diminuzione successivamente al 1987. Tuttavia, essa continua a collocarsi su valori ben lontani dallo zero. Ciò può essere dovuto al fatto che il mercato anticipa più di un riallineamento nel corso di dodici mesi, contrariamente alle ipotesi di questo modello, che considera l'eventualità di un solo riallineamento durante l'unità di tempo considerata.

5.1 Stime fuori dal campione

La stima della probabilità di riallineamento sopra descritta è stata estesa al periodo novembre 1991 - gennaio 1993 (settembre 1992 per la lira). Nel periodo precedente (gennaio 1987 - novembre 1991), in quattro casi su sei le stime empiriche non permettono di rifiutare l'ipotesi nulla $\beta=0$ nel caso del modello con barriere (tav. 2). Per effettuare un'analisi fuori campione del periodo successivo si sono pertanto utilizzate previsioni della variazione del tasso di cambio nella banda sotto l'ipotesi $\beta=0$, basate sulla (15.1). Nelle previsioni del tasso di cambio, è stata utilizzata la stima della volatilità (σ) nel periodo precedente riportata nella tavola 2 (stima con barriere).

La probabilità di un riallineamento del 3 per cento stimata sulla base dei tassi d'interesse a un mese è riportata nelle figure 14-19. Nel caso del fiorino olandese e franco belga la probabilità stimata è sempre prossima a zero (figg. 18-19). Per le altre quattro valute considerate, la

7. Dato che tale accordo vieta riallineamenti delle parità centrali tali da far necessariamente "saltare" i cambi, vengono escluse variazioni del cambio superiori al 4,5 per cento.

probabilità di riallineamento si mantiene a livelli molto contenuti fino a settembre 1992 (con l'eccezione di un picco in agosto per la corona danese), per poi aumentare successivamente. Nel caso del franco francese, l'aumento è comunque contenuto e la probabilità di riallineamento torna a essere prossima a zero in novembre (fig. 16). Anche la probabilità di riallineamento della corona danese, pur collocandosi su livelli superiori, rimane contenuta fino al 1993 (fig. 17). Nel caso della lira e della sterlina irlandese (figg. 14-15), si nota invece un sensibile aumento, che, nel caso della sterlina, prosegue fino al riallineamento del 1993.

Tav. 1

STIME EMPIRICHE
(dati settimanali)

Periodo 3.1979-11.1991
(662 osservazioni)

| | STIME OLS | | STIME CON BARRIERE | | DV |
|---------|-------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|---------|
| | β | $\sigma^2 \times 10^6$ | β | $\sigma^2 \times 10^6$ | |
| DM/FF | 0,03702* (0,005441) | 9,7474 | 0,012229 (0,01157) | 9,982082 (0,5770) | 0,31323 |
| DM/DK | 0,04645* (0,005855) | 12,881 | 0,007958 (0,01302) | 13,3288 (0,7711) | 0,12321 |
| DM/FB | 0,01033* (0,004108) | 6,7798 | -0,02816* (0,008773) | 6,85646 (0,3867) | 3,9517 |
| DM/£IRL | 0,038208* (0,004939) | 9,4797 | 0,03694* (0,01282) | 9,5286 (0,5426) | 0,03173 |
| DM/FO | 0,06918* (0,003538) | 5,1511 | 0,06669* (0,01570) | 5,1495 (0,2942) | 8,6581 |
| DM/LIT | 0,007325 (0,007688) | 14,875 | = | = | = |

* Significativo al 5%.

- Errori standardizzati dei coefficienti in parentesi. Nel caso delle stime OLS sono calcolati tenendo conto dell'effetto delle barriere secondo la metodologia asintotica in Ball e Roma (1992b). Per il cambio LIT/DM sono invece calcolati secondo la metodologia usuale dei minimi quadrati. Nel caso di stima con barriere sono calcolati dalle derivate seconde della funzione di verosimiglianza.

- DV è la differenza, nel caso di stime con barriere, fra il logaritmo del massimo della funzione di verosimiglianza, e il logaritmo del massimo ottenuto con la restrizione $\beta = 0$.

STIME EMPIRICHE
(dati settimanali)

Periodo 1.1987-11.1991
(251 osservazioni)

| | STIME OLS | | STIME CON BARRIERE | | DV |
|---------|--------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|---------|
| | β | $\sigma^2 \times 10^6$ | β | $\sigma^2 \times 10^6$ | |
| DM/FF | 0,015027* (0,0050186) | 4,9953 | 0,015005 (0,01306) | 5,011583 (0,4555) | 0,6677 |
| DM/DK | 0,01690* (0,0051025) | 5,5983 | 0,006323 (0,01331) | 5,79553 (0,5384) | 0,07398 |
| DM/FB | 0,0077772 (0,0045796) | 1,871493 | 0,0077772 (0,007792) | 1,871495 (0,1676) | 0,5007 |
| DM/£IRL | 0,070548* (0,004819) | 3,330782 | 0,070548* (0,02377) | 3,330782 (0,3072) | 4,6413 |
| DM/FO | 0,08589* (0,004219) | 0,462010 | 0,08589* (0,0273) | 0,46201 (0,04302) | 5,2850 |

Periodo 1.1990-11.1991
(98 osservazioni)

| | | | | | |
|--------|-------------------------|----------|-----------------------|----------------------|---------|
| DM/LIT | 0,02448* (0,0083172) | 6,484715 | 0,005651 (0,02618) | 6,68978 (0,99258) | 0,02327 |
|--------|-------------------------|----------|-----------------------|----------------------|---------|

* Significativo al 5%.

- Errori standardizzati dei coefficienti in parentesi. Nel caso delle stime OLS sono calcolati tenendo conto dell'effetto delle barriere secondo la metodologia asintotica in Ball e Roma (1992b). Nel caso di stima con barriere sono calcolati dalle derivate seconde della funzione di verosimiglianza.

- DV è la differenza, nel caso di stime con barriere, fra il logaritmo del massimo della funzione di verosimiglianza, e il logaritmo del massimo ottenuto con la restrizione $\beta = 0$.

Fig. 1

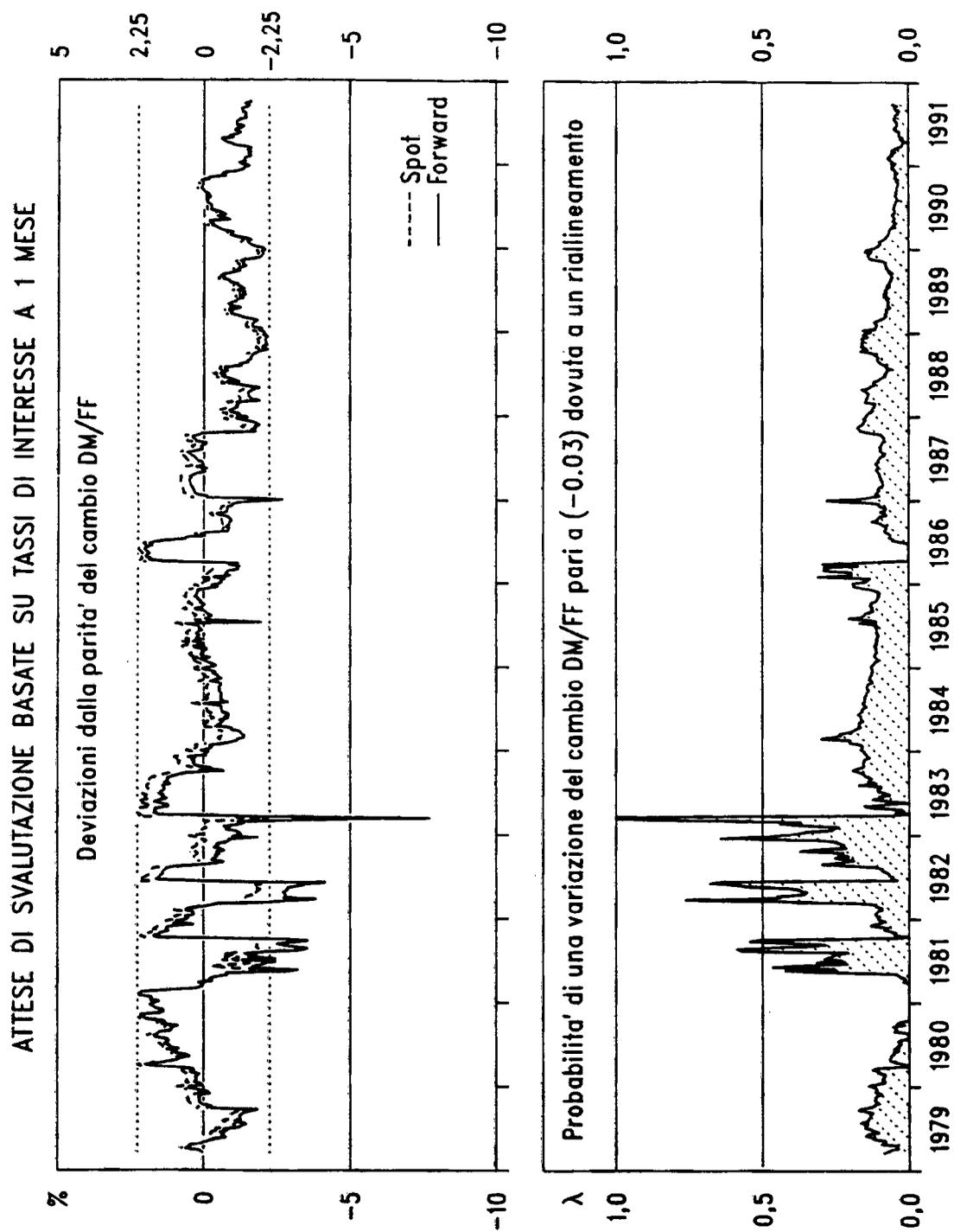


Fig. 2

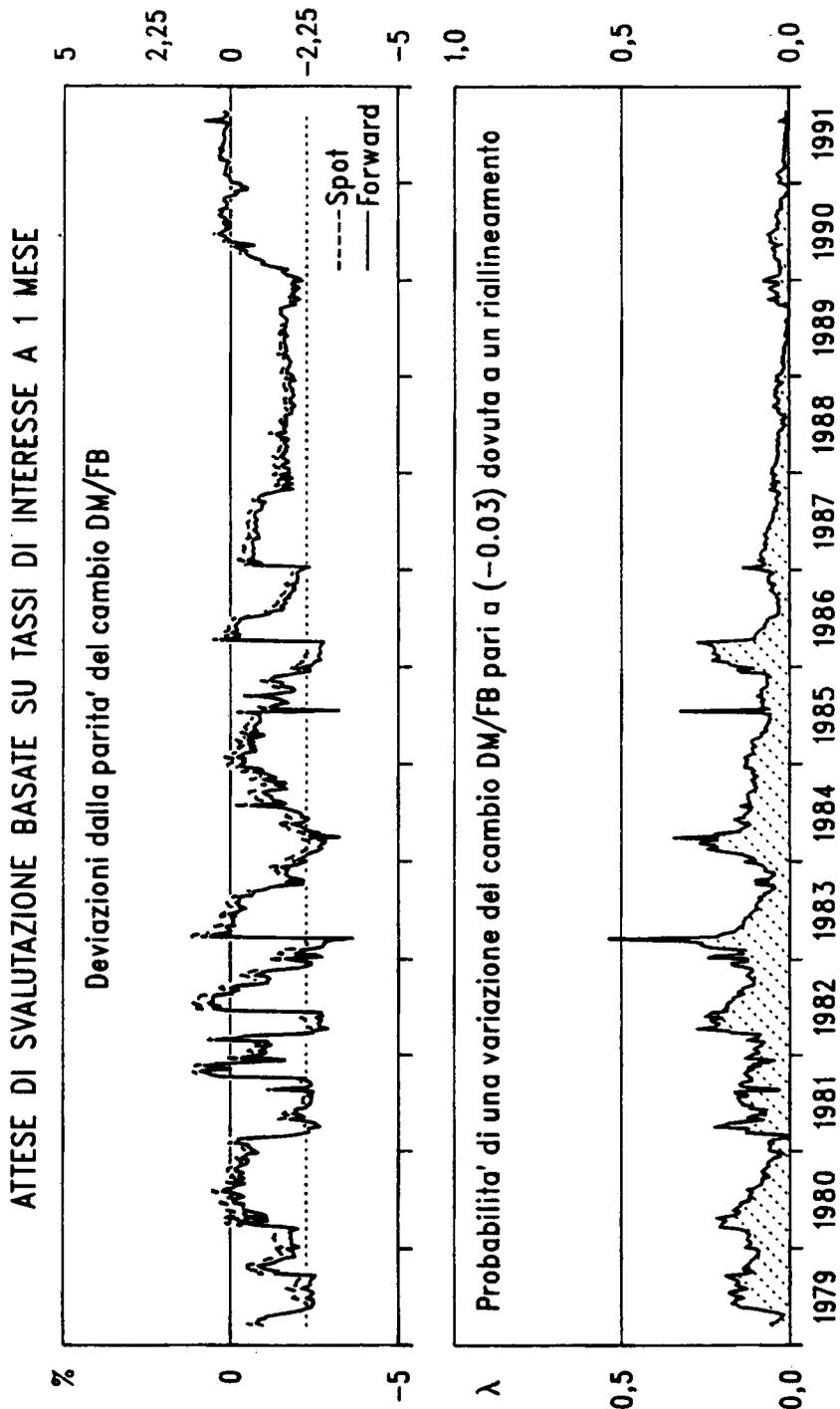


Fig. 3

ATTESE DI SVALUTAZIONE BASATE SU TASSI DI INTERESSE A 1 MESE

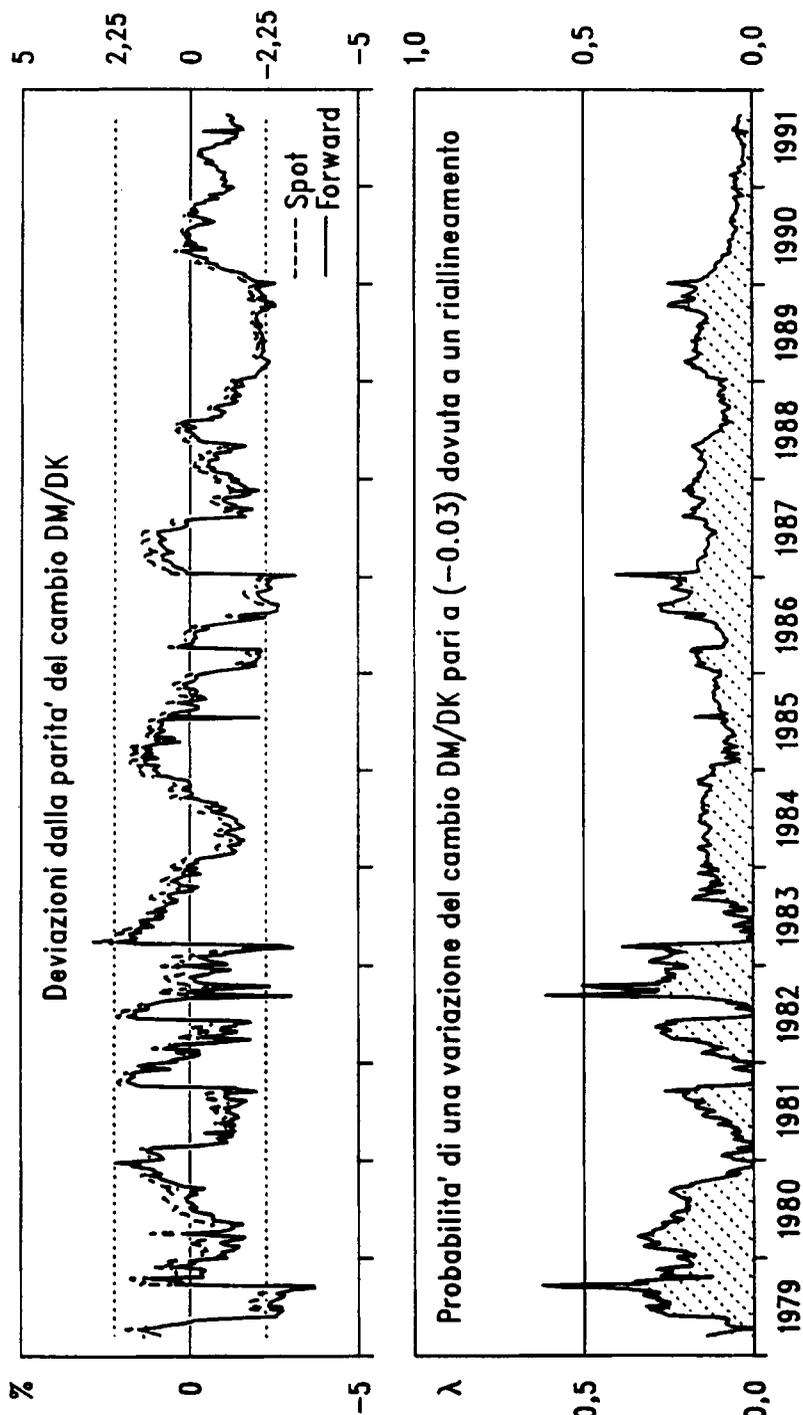


Fig. 4

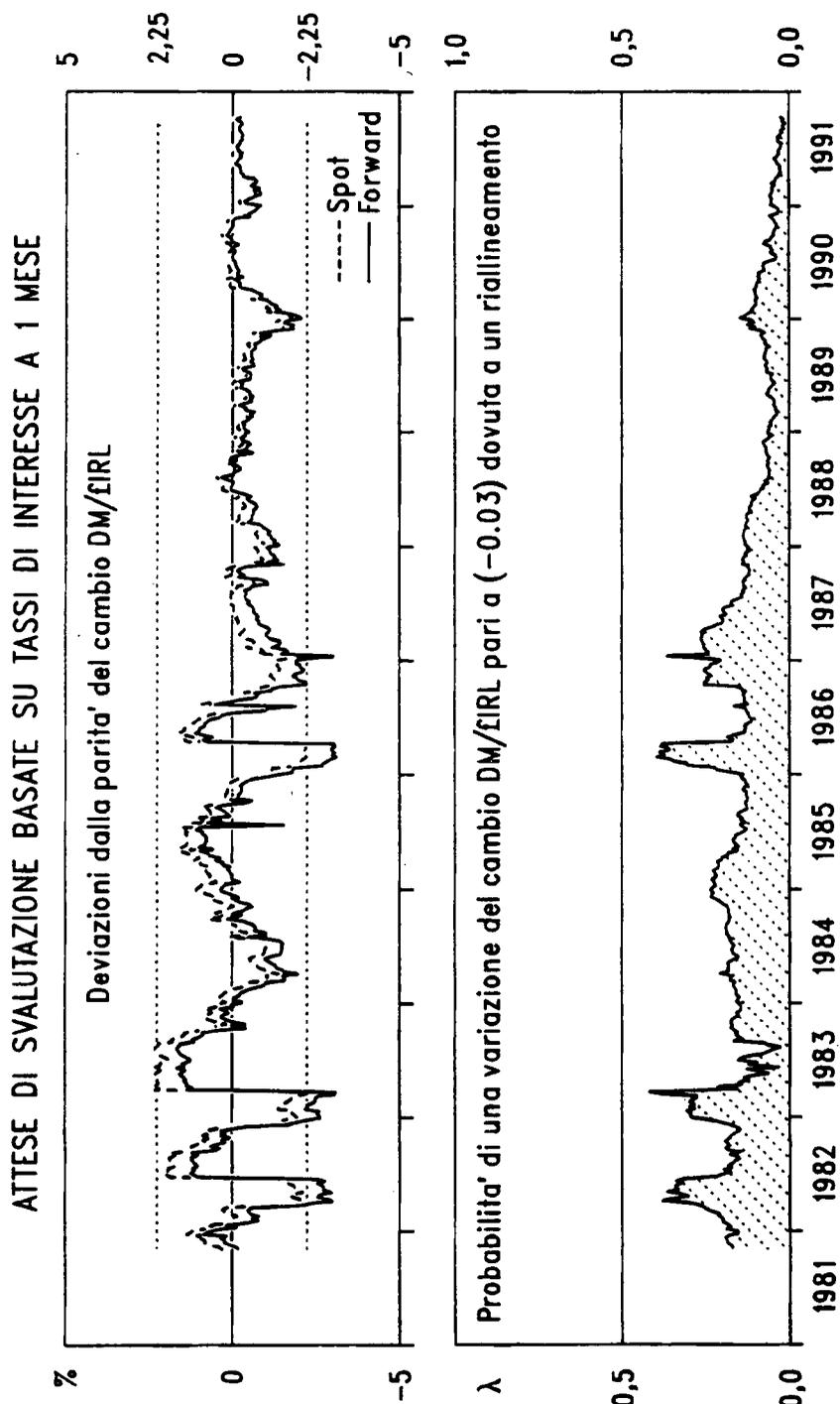


Fig. 5

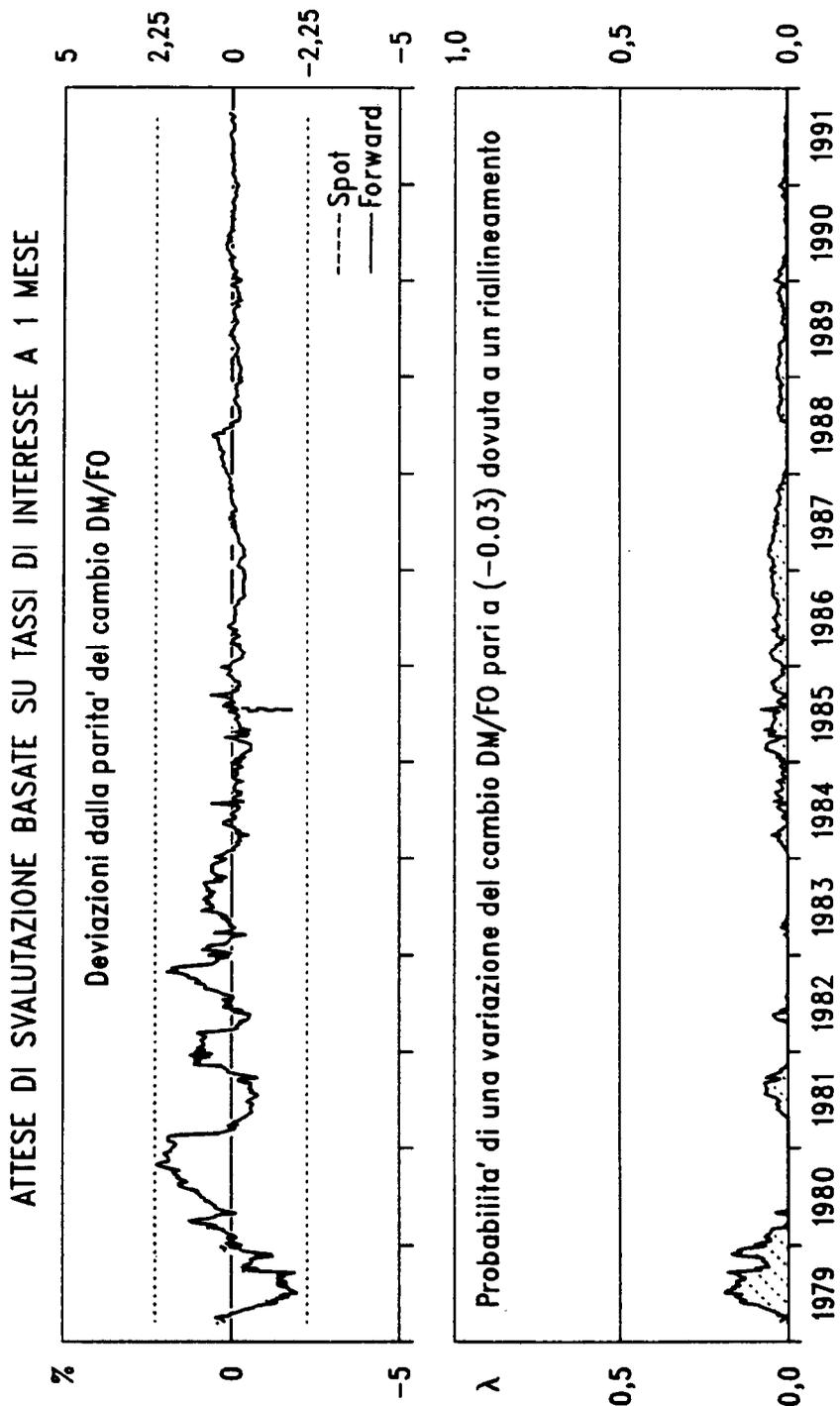


Fig. 6

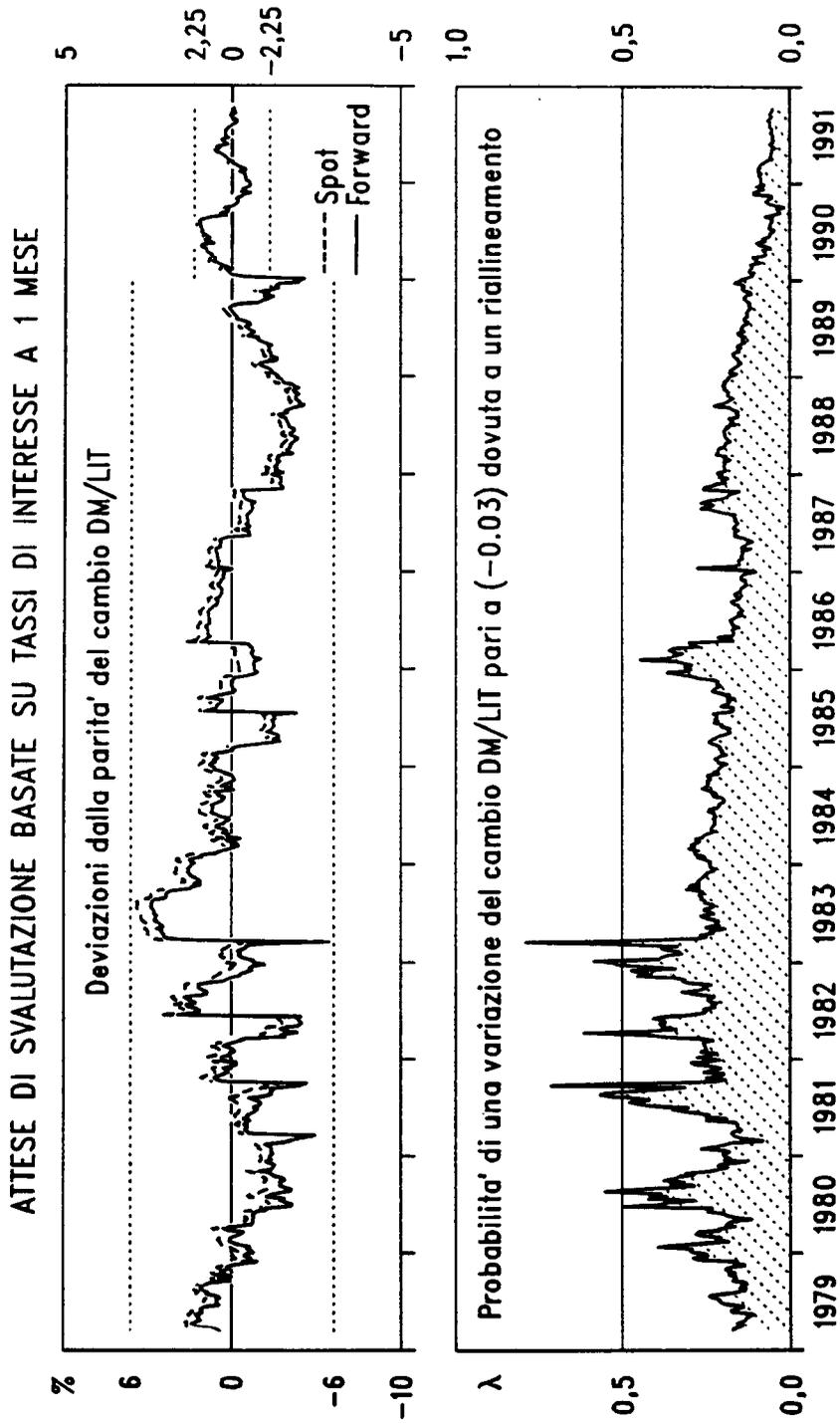


Fig. 7

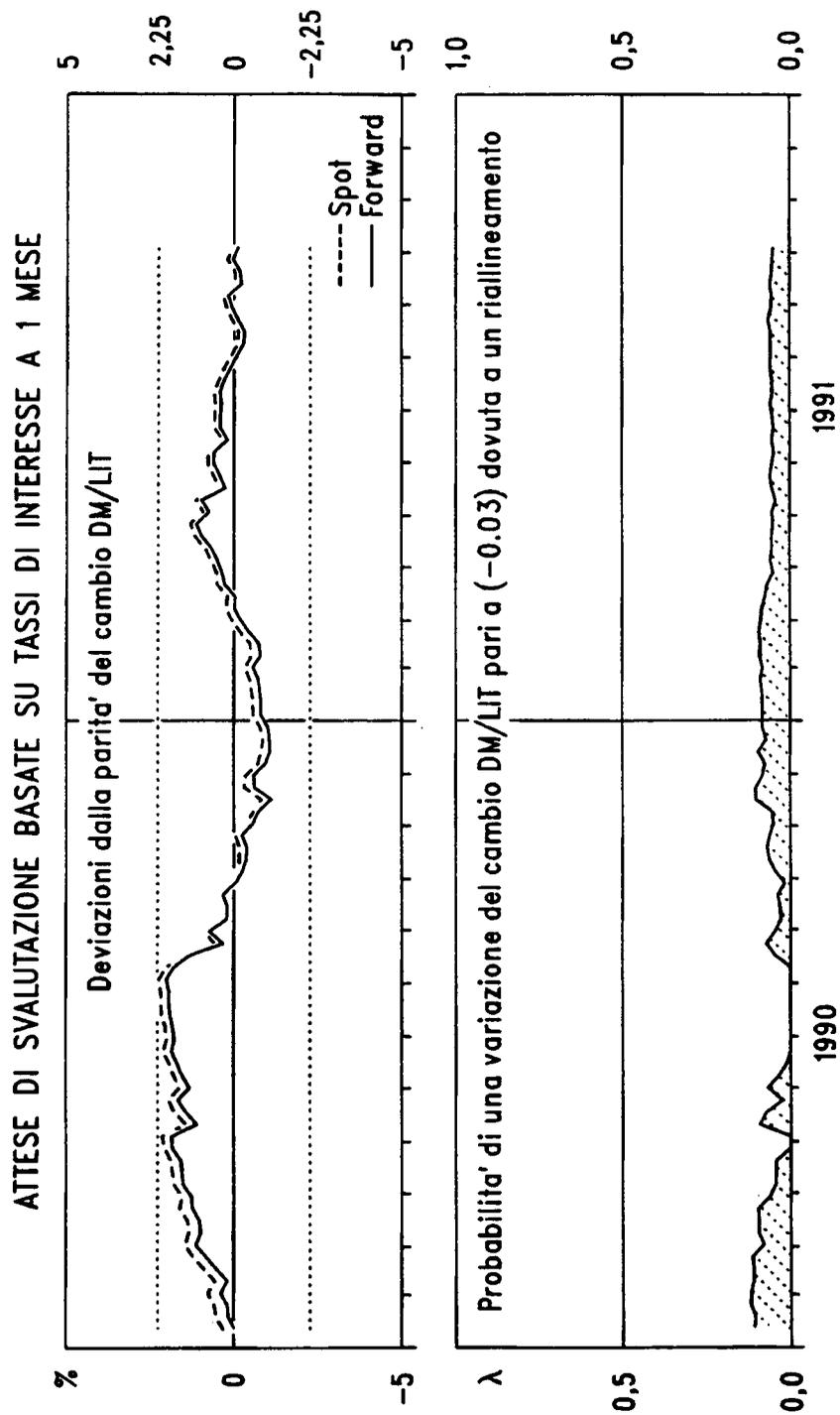


Fig. 8

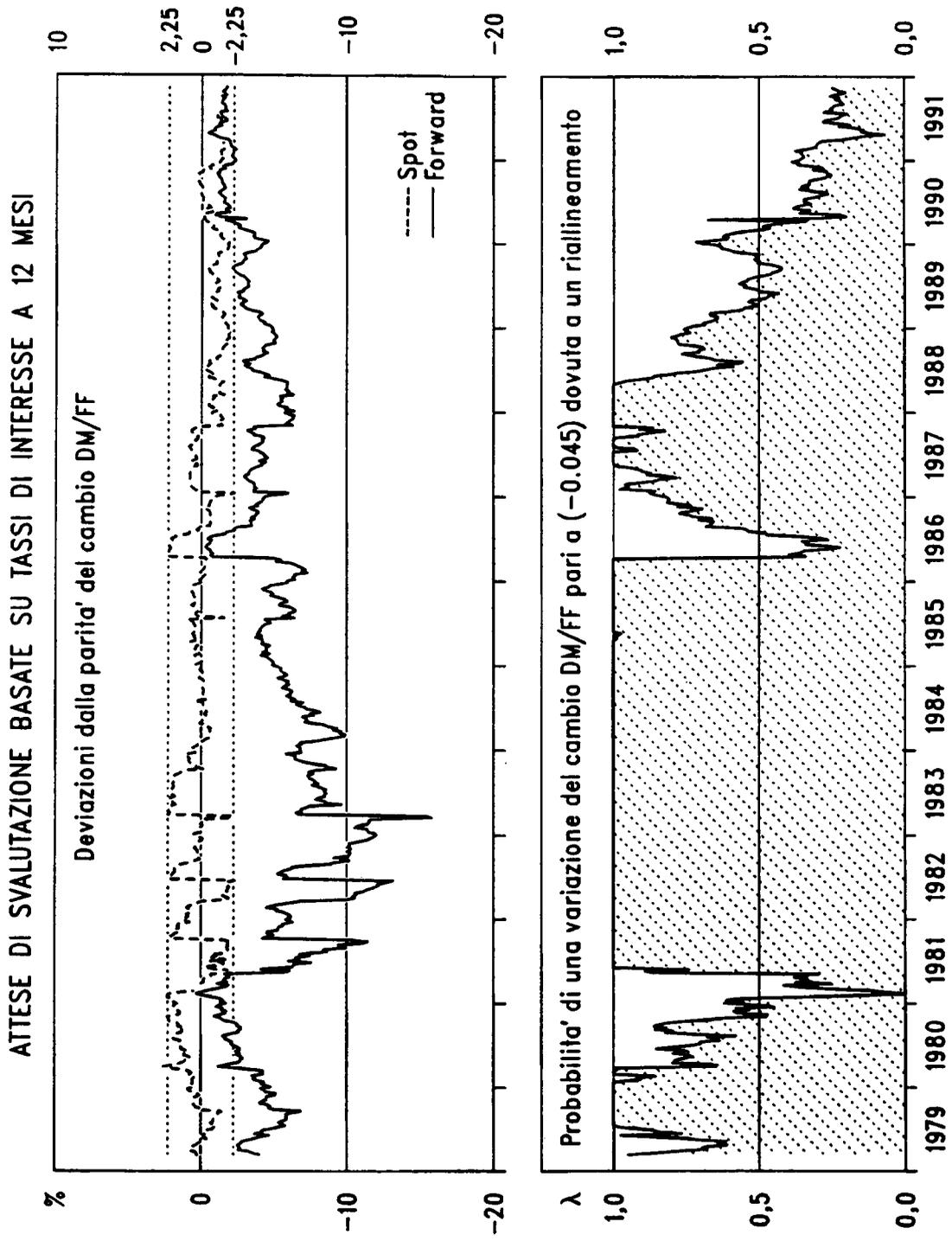


Fig. 9

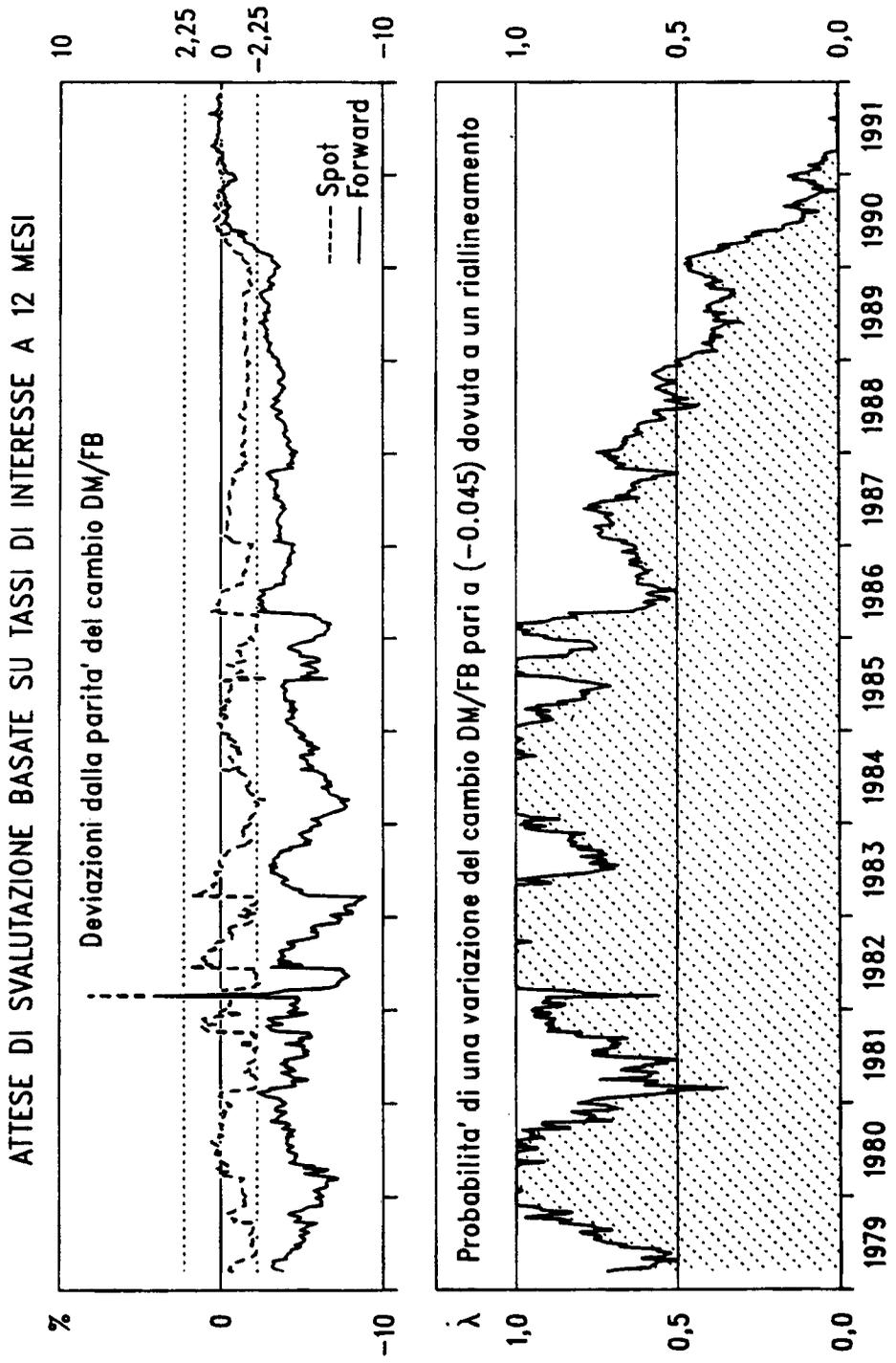


Fig. 10

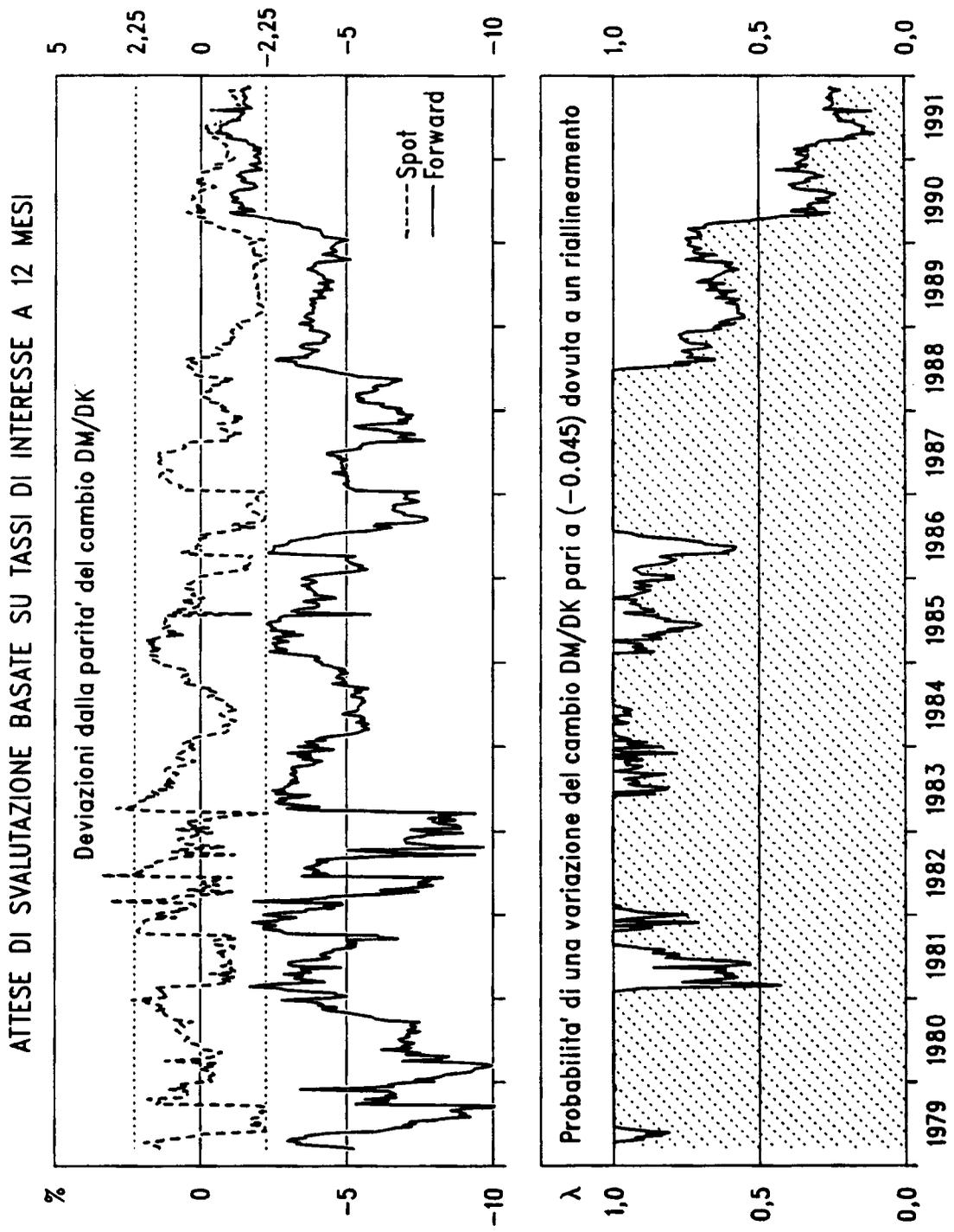


Fig. 11

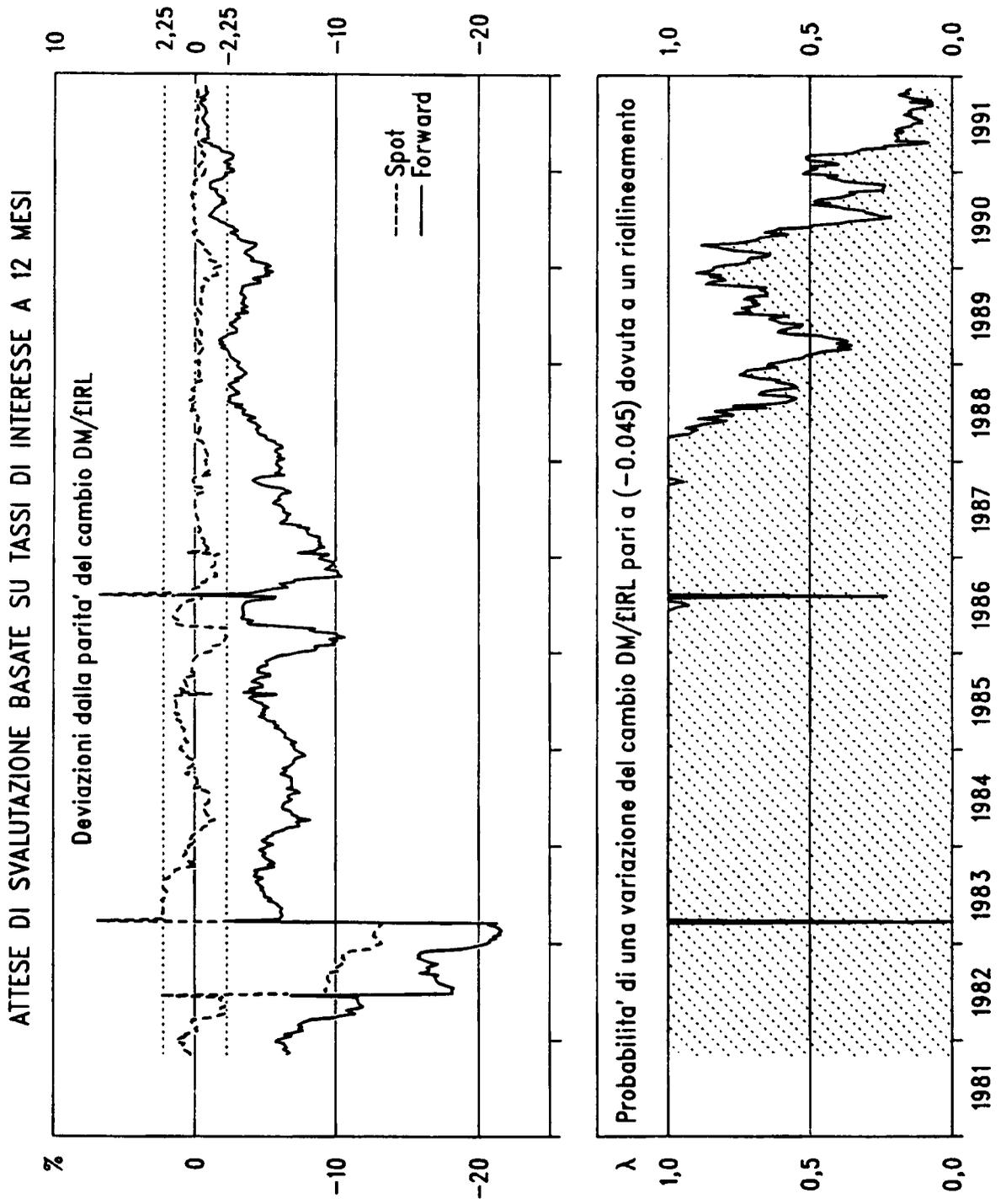


Fig. 12

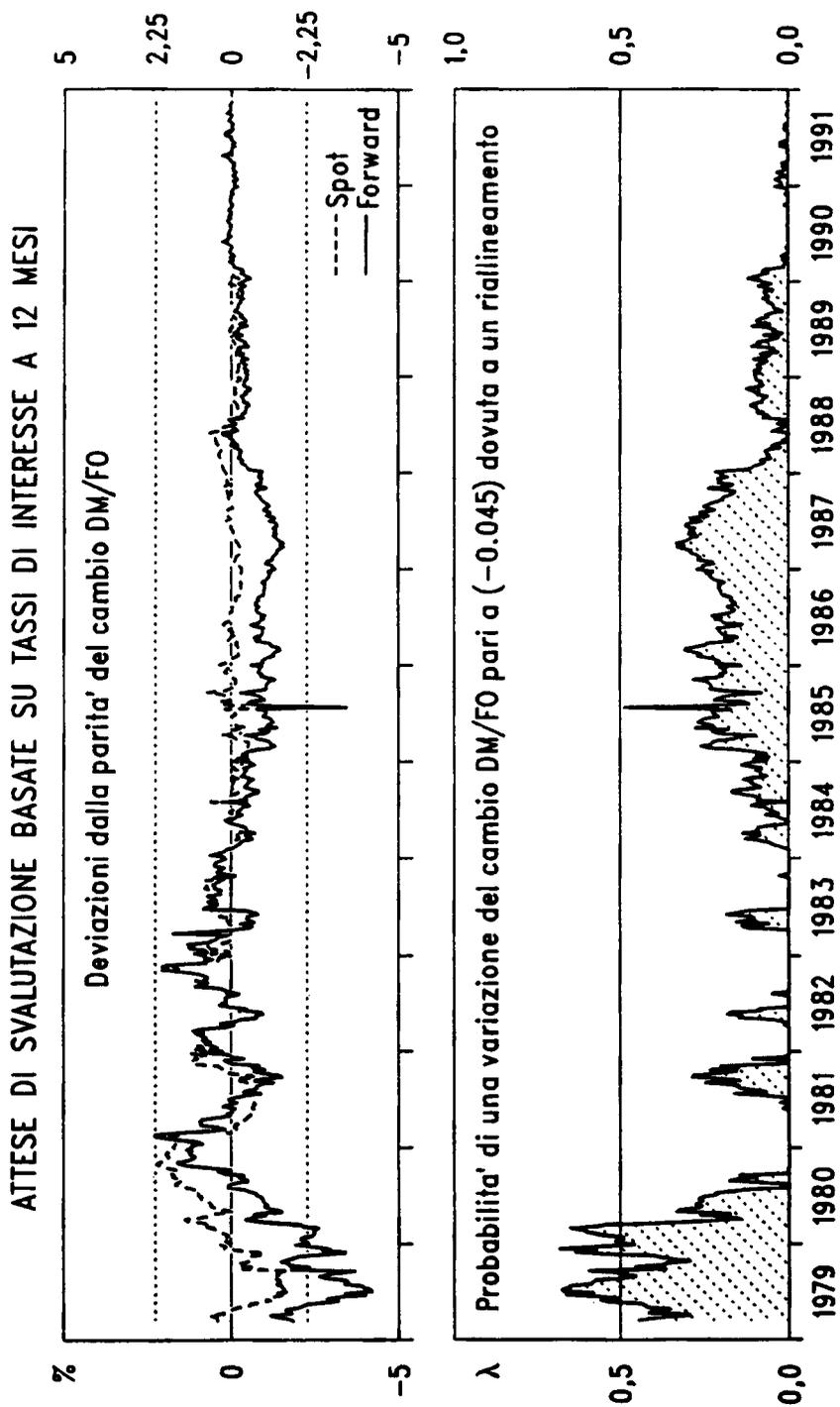


Fig. 13

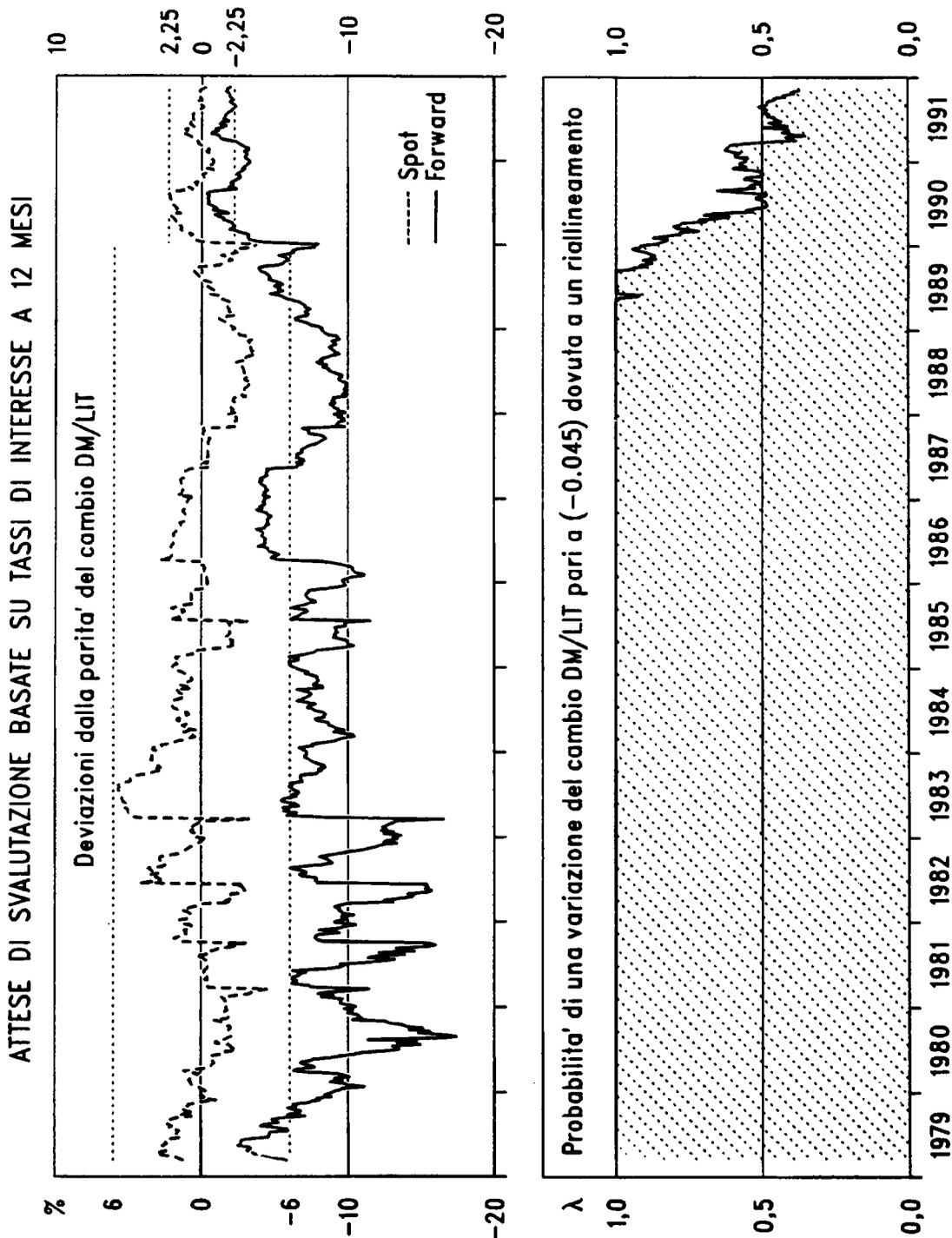


Fig. 14

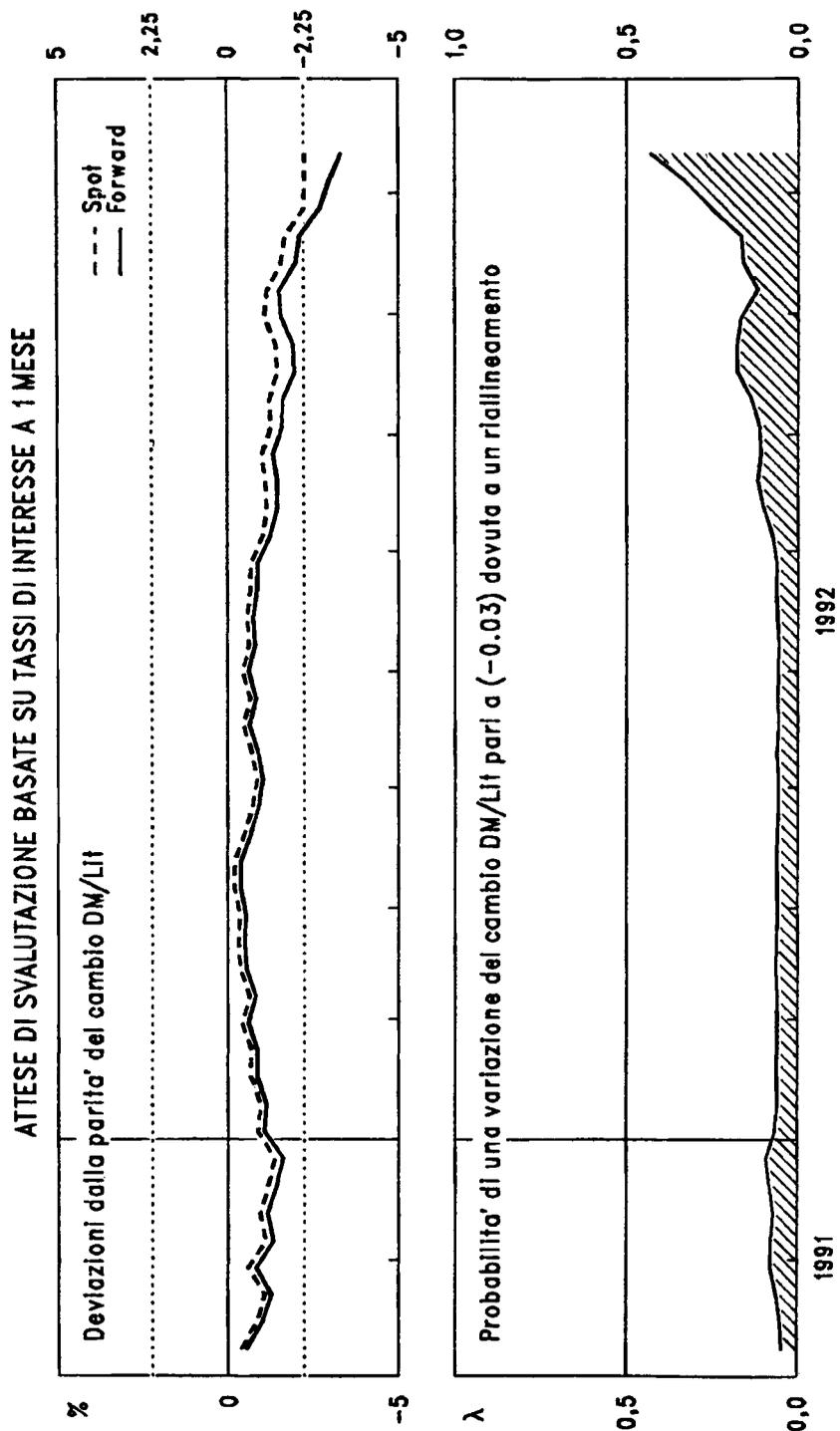


Fig. 15

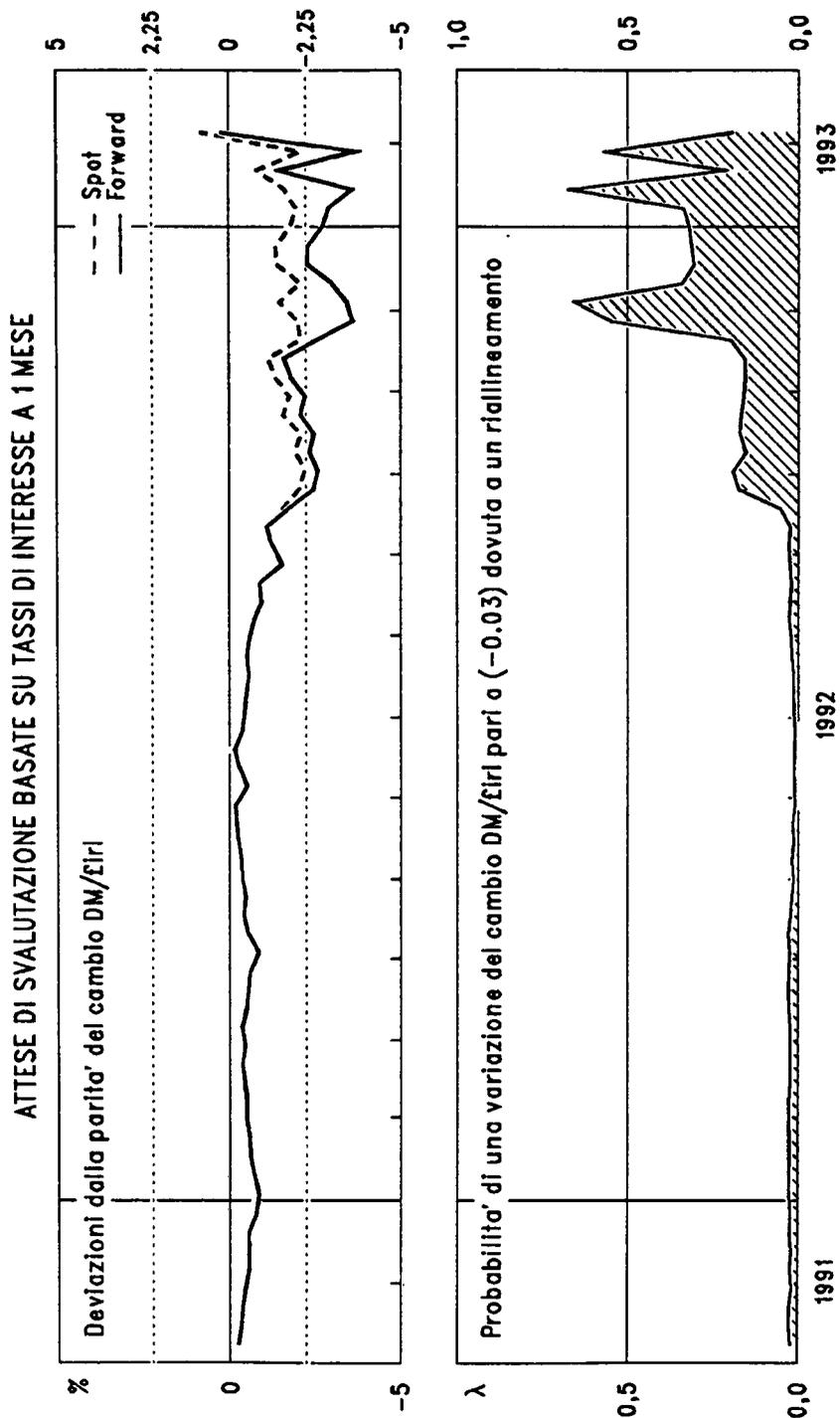


Fig. 16

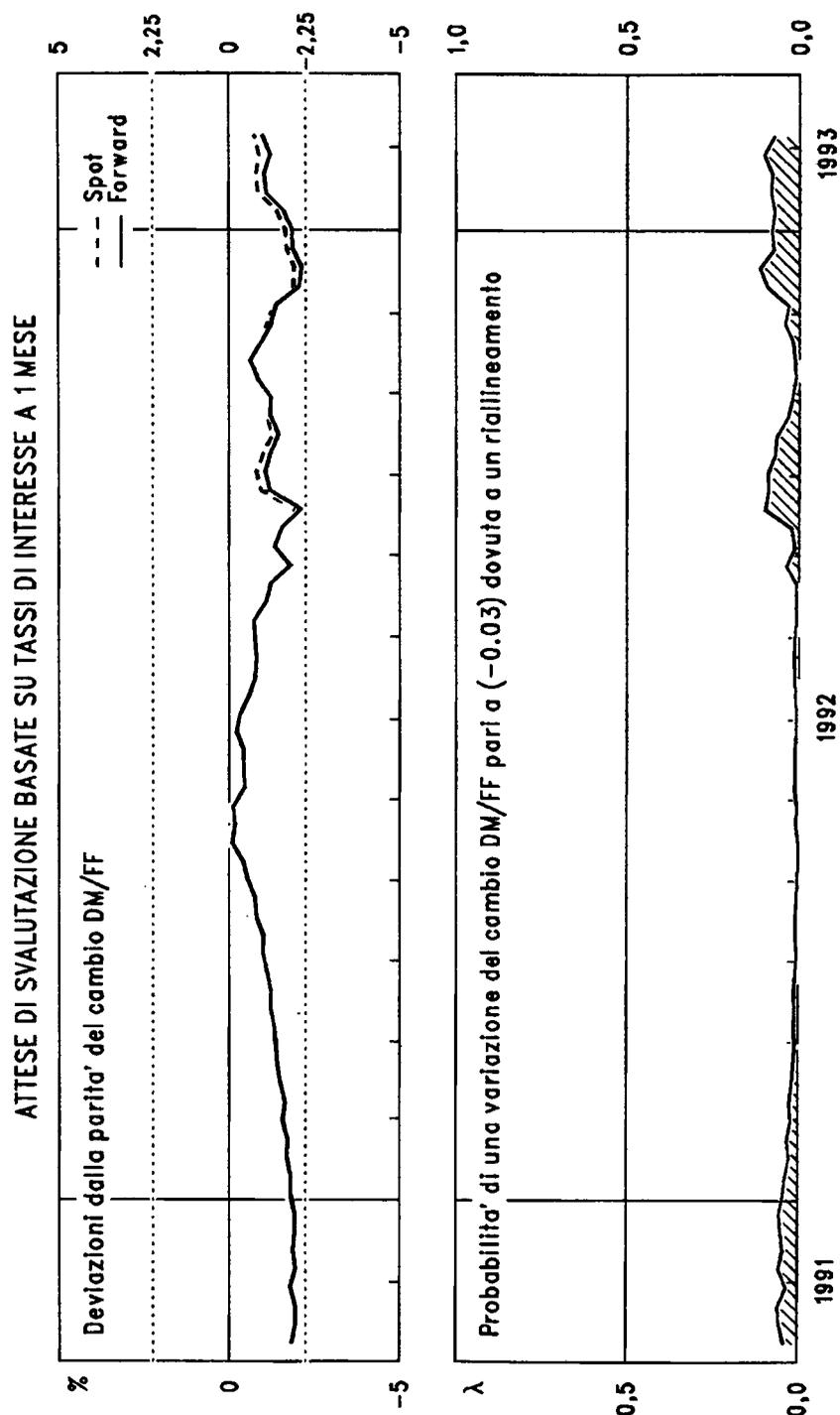


Fig. 17

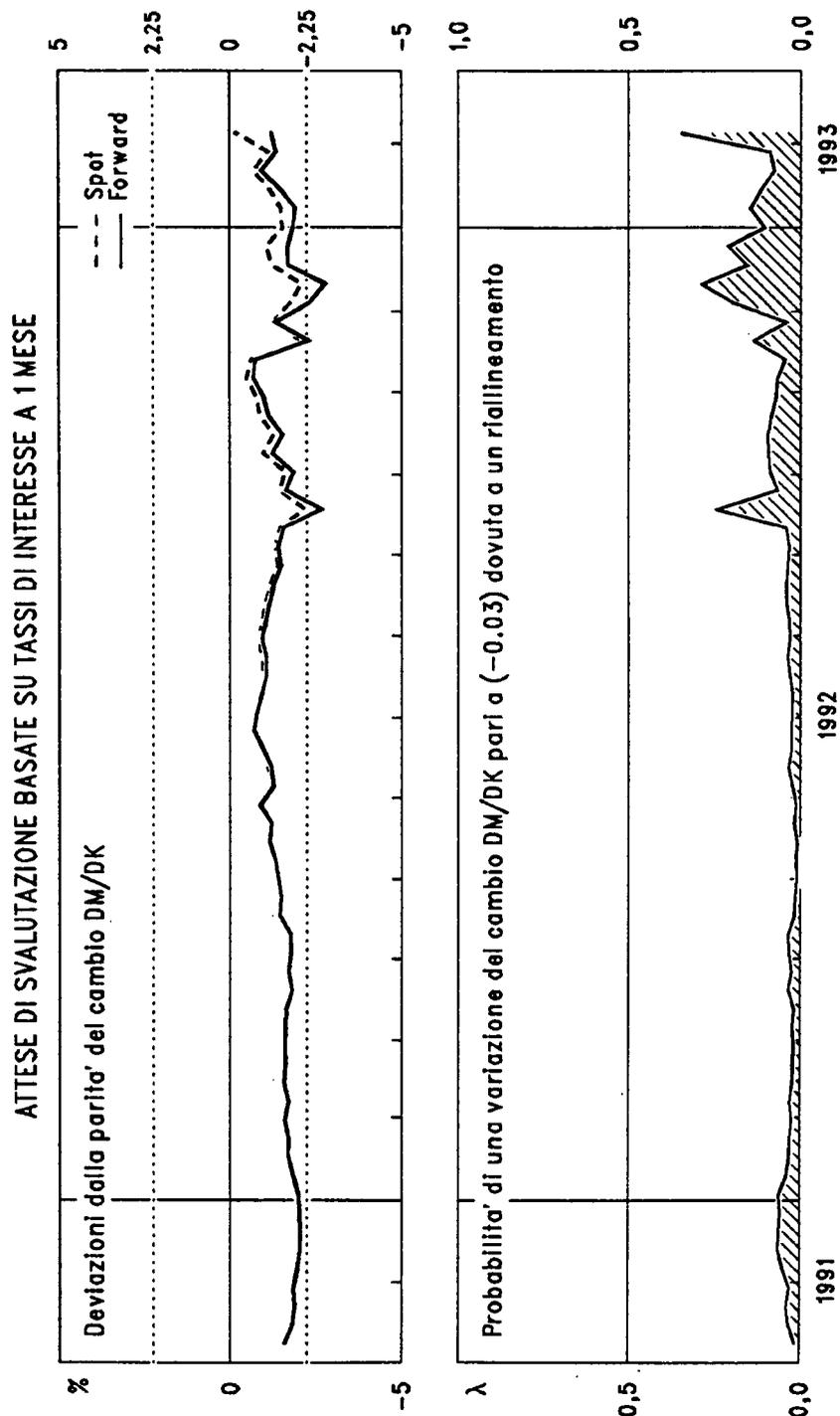


Fig. 18

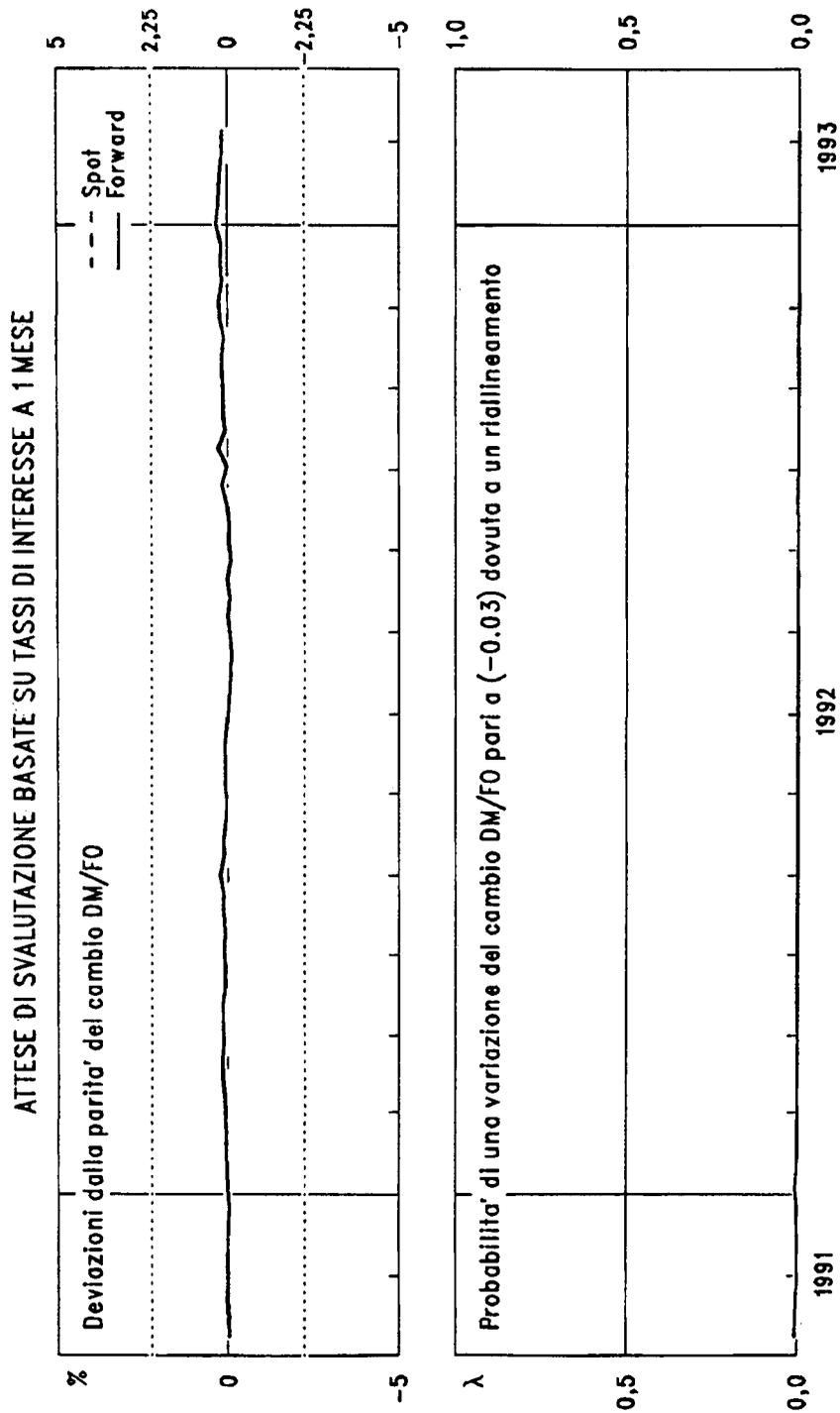
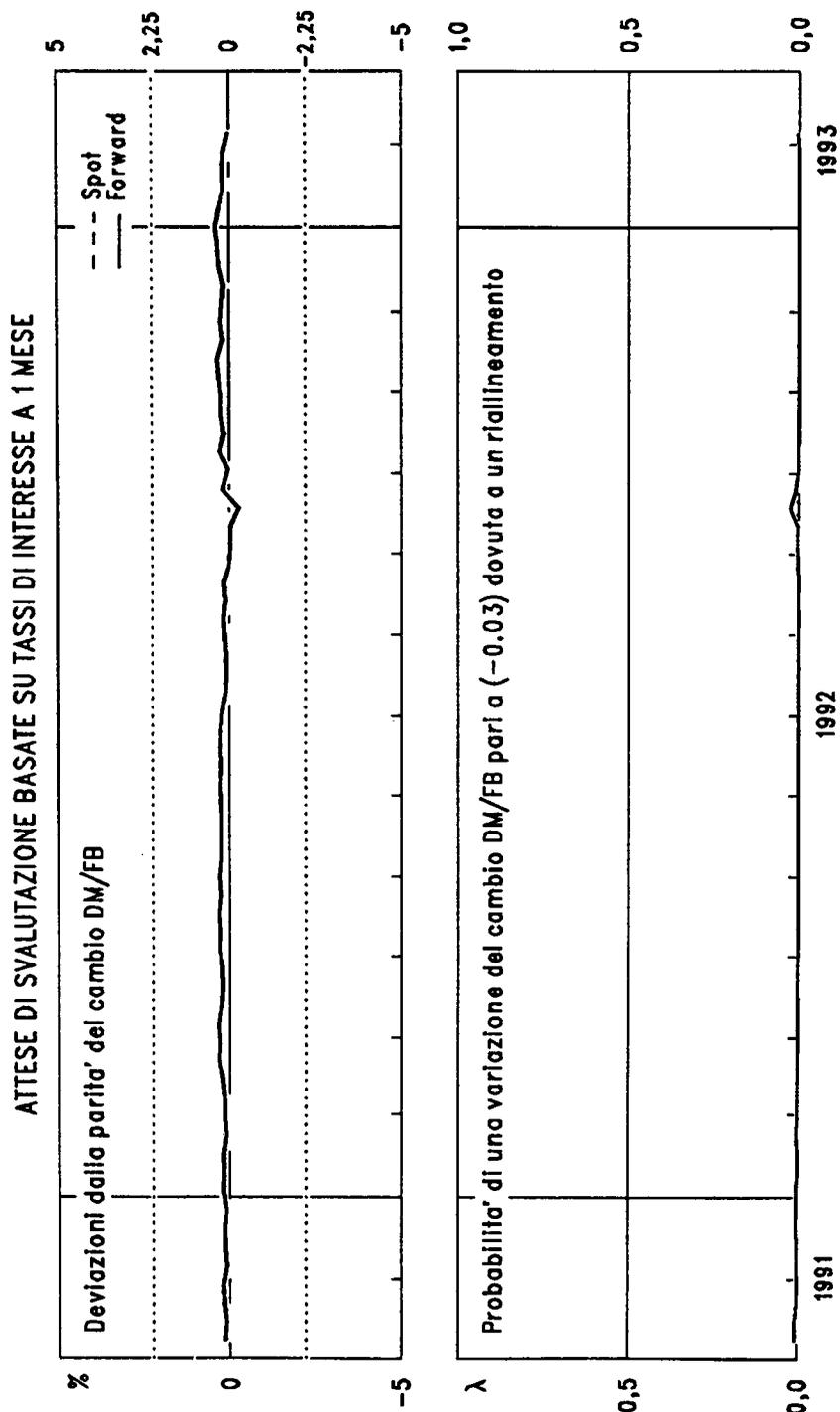


Fig. 19



Riferimenti bibliografici

- Ball, C. A., e A. Roma (1992a), Estimation of European monetary system exchange rates, Nashville (Tenn.), Vanderbilt University, dattiloscritto.
- Ball, C. A., e A. Roma (1992b), Mean reversion tests with reflecting barriers: An application to European monetary system exchange rates, in Banca d'Italia, "Temi di discussione", n. 181.
- Ball, C. A., e A. Roma (1992c), A jump-diffusion model for the European monetary system, Nashville (Tenn.), Vanderbilt University, in corso di pubblicazione sul "Journal of International Money and Finance".
- Bertola, G., e L. Svensson (1991), Stochastic devaluation risk and the empirical fit of target zone models, CEPR Discussion Paper n. 513.
- Billingsley, P. (1961), Statistical Inference for Markov Processes, Chicago, University of Chicago Press.
- Cox, D. R., e H. D. Miller (1970), The Theory of Stochastic Processes, London, Methuen.
- Duffie, D., e K. J. Singleton (1989), Simulated moments estimation of Markov models of asset prices, Stanford University, Graduate School of Business, dattiloscritto.
- He, H. (1990), Moment approximation and estimation of diffusion models of asset prices, Berkeley, University of California, Finance Working Paper n. 193.
- Lindberg, H., e P. Söderlind (1992), Target zone models and the intervention policy: The Swedish case, Stockholm University, Institute for International Economic Studies, Seminar Paper n. 496.
- Lo, A. W. (1988), Maximum likelihood estimation of generalized ITO processes with discretely sampled data, in "Econometric Theory", n. 4, pp. 231-47.
- Ricciardi, L. M., e L. Sacerdote (1987), On the probability densities of an Ornstein-Uhlenbeck process with a reflecting boundary, in "Journal of Applied Probability", n. 24, pp. 355-69.
- Roma, A. (1989), Contingent claims pricing and stochastic processes for EMS exchange rates, University of London, Ph. D. Thesis.

- Roma, A. (1990), A model for contingent claims pricing on EMS exchange rates, in Banca d'Italia, "Temi di discussione", n. 135.
- Schaefer, S. (1977), The problems with redemption yields, in "Financial Analysts Journal", n. 33, pp. 56-67.
- Svensson, L. (1991a), The foreign exchange risk premium in a target zone with devaluation risk, CEPR Discussion Paper n. 494.
- Svensson, L. (1991b), The term structure of interest rate differentials in a target zone, in "Journal of Monetary Economics", n. 28, pp. 87-116.
- Svensson, L. (1991c), Assessing target zone credibility: Mean reversion and devaluation expectations in the EMS, IMF Working Paper WP/91/96.

ELENCO DEI PIÙ RECENTI TEMI DI DISCUSSIONE (*)

- n. 168 — *Waiting for EMU: Living with Monetary Policy Asymmetries in the EMS*, di L. BINI SMAGHI (aprile 1992).
- n. 169 — *Income and Saving in Italy: A Reconstruction*, di G. MAROTTA, P. PAGLIANO e N. ROSSI (giugno 1992).
- n. 170 — *Finance and Development: The Case of Southern Italy*, di R. FAINI, G. GALLI e C. GIANNINI (giugno 1992).
- n. 171 — *Generational Accounting: The Case of Italy*, di D. FRANCO, J. GOKHALE, L. GUISO, L. J. KOTLIKOFF e N. SARTOR (giugno 1992).
- n. 172 — *Mancate interviste e distorsione degli stimatori*, di L. CANNARI e G. D'ALESSIO (giugno 1992).
- n. 173 — *Inflazione attesa, tassi reali e la struttura per scadenza dei tassi d'interesse*, di R. CESARI (luglio 1992).
- n. 174 — *Economie di scala e di diversificazione nell'industria bancaria: il ruolo dell'eterogeneità tra imprese*, di G. PARIGI, P. SESTITO e U. VIVIANI (luglio 1992).
- n. 175 — *L'economia italiana nella prospettiva europea: terziario protetto e dinamica dei redditi nominali*, di F. BARCA e I. VISCO (luglio 1992).
- n. 176 — *Struttura finanziaria e riforme nei paesi dell'Europa centrale e orientale*, di P. CATTE e C. MASTROPASQUA (settembre 1992).
- n. 177 — *Creazione e distruzione di posti di lavoro in Italia*, di B. CONTINI, A. GAVOSTO, R. REVELLI e P. SESTITO (settembre 1992).
- n. 178 — *Private Saving and Government Deficit in Italy (1951-1990)*, di N. ROSSI e I. VISCO (ottobre 1992).
- n. 179 — *Implementing Stochastic Optimal Control of Nonlinear Models: A Comparison with Alternative Solution Methods*, di A. CIVIDINI e S. SIVIERO (ottobre 1992).
- n. 180 — *Rischio di tasso d'interesse e coefficienti patrimoniali: un'analisi dei regolamenti SIM*, di F. DRUDI e F. PANETTA (novembre 1992).
- n. 181 — *Mean Reversion Tests with Reflecting Barriers: An Application to European Monetary System Exchange Rates*, di C. A. BALL e A. ROMA (novembre 1992).
- n. 182 — *Concorrenza e discriminazione di prezzo nel mercato del credito in Italia*, di G. FERRI e G. GOBBI (novembre 1992).
- n. 183 — *Inflazione e dispersione dei prezzi relativi*, di M. CARUSO (dicembre 1992).
- 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. GUISO 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 GIUSEPPE SCHLITZER (marzo 1993).

(*) I «Temi» possono essere richiesti a:

*Finito di stampare
nel mese di maggio 1993
presso il Centro Stampa
della Banca d'Italia in Roma.*

