

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**La curva dei rendimenti dei BOT
come misura dei tassi futuri attesi**

di Giuseppe Grande



Numero 232 - Settembre 1994

BANCA D'ITALIA

Temi di discussione

del Servizio Studi

**La curva dei rendimenti dei BOT
come misura dei tassi futuri attesi**

di Giuseppe Grande

Numero 232 - Settembre 1994

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

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

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

**LA CURVA DEI RENDIMENTI DEI BOT
COME MISURA DEI TASSI FUTURI ATTESI**

di Giuseppe Grande (*)

Sommario

L'abolizione del prezzo base alle aste dei BOT, estesa nel marzo 1989 a tutte le scadenze, ha reso più flessibili i tassi d'aggiudicazione dei buoni, realizzando un prerequisito affinché essi possano riflettere le aspettative del mercato. Questo studio intende verificare se la struttura a termine dei tassi d'interesse del mercato primario dei BOT, a partire da quella data, sia stata caratterizzata da premi per scadenza stabili nel tempo (expectations theory). A tal fine viene utilizzata un'analisi di regressione basata sul modello lineare di Shiller della struttura per scadenza dei tassi d'interesse. Nell'insieme, i risultati non forniscono evidenza univoca circa la validità della teoria delle aspettative. La crisi valutaria del 1992 e la politica di allungamento della vita media dei buoni in circolazione, attuata dall'estate del 1993, sembrano aver mutato significativamente i premi per scadenza: in questi periodi le implicazioni della teoria non trovano riscontro empirico. Peraltro, nel periodo antecedente la crisi valutaria, caratterizzato da condizioni monetarie e valutarie stabili, la curva dei rendimenti dei BOT è stata in grado di segnalare le variazioni future dei tassi dei BOT a tre e a sei mesi.

Indice

Introduzione	p.	5
1. La teoria della struttura a termine basata sui tassi d'interesse futuri attesi	p.	6
2. Analisi econometrica della struttura a termine	p.	15
2.1 Il mercato primario dei BOT	p.	15
2.2 Confronto con altri studi	p.	29
3. Conclusioni	p.	33
Appendice	p.	35
Riferimenti bibliografici	p.	37

(*) Banca d'Italia, Servizio Studi.

Introduzione¹

In questo lavoro si valuta l'adeguatezza della teoria delle aspettative (expectations theory) nello spiegare la struttura a termine dei tassi d'aggiudicazione in asta dei BOT.

In particolare, si sottopongono a verifica empirica le relazioni che legano il differenziale di rendimento di due buoni con diversa scadenza con le variazioni effettive dei loro rendimenti. Se la teoria delle aspettative è valida, un'inclinazione positiva della curva dei rendimenti di due titoli che differiscono solo per la durata indica che:

- il tasso a termine implicito nel differenziale di rendimento corrente è più alto del tasso a breve e pertanto si prevede che quest'ultimo aumenti;
- anche il tasso a lunga si prevede che aumenti, al fine di infliggere al detentore del titolo una perdita in conto capitale che compensi il maggior rendimento percepito rispetto a quello dell'attività a breve.

Il primo paragrafo presenta le due versioni principali della teoria dei tassi futuri attesi. Il secondo paragrafo riporta l'evidenza empirica sulla teoria delle aspettative relativa al mercato dei BOT, sotto l'assunto di razionalità delle aspettative, e la raffronta con quella contenuta in al-

1. L'autore ringrazia Ignazio Angeloni, Francesco Drudi, Eugenio Gaiotti, Roberto Rinaldi, Antonio Roma e Antonio Scalia per i commenti espressi su una versione precedente del lavoro. È peraltro solo sua la responsabilità delle tesi esposte e di eventuali errori. L'autore ringrazia anche Anna Paola Caprari e Miria Rocchelli per l'assistenza nel lavoro redazionale e nell'analisi grafica.

tri lavori in Italia e all'estero. Il terzo paragrafo traccia alcune osservazioni conclusive.

1. La teoria della struttura a termine basata sui tassi d'interesse futuri attesi

La teoria della struttura a termine basata sui tassi d'interesse futuri attesi, nei suoi termini più generali, afferma che il rendimento di un titolo a lunga scadenza riflette la successione dei tassi a breve attesi fino alla scadenza. Da un punto di vista formale, l'ipotesi comune alle varie versioni della teoria è che il "premio per scadenza" su di un titolo a lunga, definito come il maggior rendimento rispetto a quello che corrisponde all'evoluzione attesa dei tassi a breve, sia costante nel tempo. L'ipotesi, più forte, che esso sia nullo è indicata nella letteratura come la pure expectations hypothesis.

Prima di esaminare le principali versioni della expectations theory conviene richiamare brevemente le altre due teorie tradizionali della struttura a termine dei tassi d'interesse².

La teoria del premio per la liquidità, nei suoi termini originari, parte dalla considerazione che movimenti verticali della curva dei rendimenti comportano guadagni o perdite in conto capitale in relazione diretta con la durata del titolo. Pertanto, il risparmiatore che investe in un'attività finanziaria a lungo termine chiede un premio rispetto al profilo atteso dei rendimenti a breve, che lo ricompensi del maggior rischio in conto capitale. Ne risulta che i premi per

2. Recenti rassegne della letteratura sulla term structure dei tassi d'interesse si trovano in Ingersoll (1987) e in Shiller (1990). Per i contributi fondamentali sull'argomento si veda Masera (1972).

scadenza sono positivi³.

La teoria della segmentazione dei mercati interpreta la curva dei rendimenti in base all'eccesso di domanda o di offerta sulle varie scadenze: una curva inclinata negativamente, ad esempio, indica che sul comparto a breve la domanda è scarsa in proporzione all'offerta, mentre quello dei titoli a lunga è caratterizzato da una domanda sostenuta. Secondo questa teoria, la curva per scadenza può assumere qualunque forma. La teoria dell'habitat preferito rientra in questo approccio: gli operatori differiscono nelle preferenze per l'arco temporale di investimento e sono disposti ad allontanarsi dal proprio comparto ottimale solo se ottengono dei rendimenti maggiori. Ciò determina gli eccessi di domanda sulle varie scadenze e i corrispondenti rendimenti d'equilibrio (Modigliani e Sutch, 1966).

La struttura a termine può essere influenzata da questi diversi fattori, in funzione dello sviluppo dei mercati, del grado di sofisticazione degli operatori, delle diverse tipologie di titoli. Si possono determinare segmentazioni tra i diversi mercati per la forte polarizzazione della domanda e dell'offerta su certe scadenze. Gli stessi squilibri macroeconomici e il ciclo possono mutare i premi di liquidità. Pertanto in alcuni casi l'operare delle aspettative può non manifestarsi con chiarezza, pur essendo presente.

Negli ultimi quindici anni gli studi teorici sulla

3. Il primo argomento a favore dell'ipotesi di premi per scadenza positivi, denominato normal backwardation, è dovuto a Hicks (1946). Se i titoli a lunga non fruttassero un rendimento in eccesso su quello atteso sui titoli a breve, gli investitori preferirebbero acquistare le attività a più breve termine, perché conserverebbero il vantaggio della liquidità. I prenditori di fondi a lungo termine sono così costretti a offrire rendimenti più alti, al fine di attrarre la domanda verso le passività da loro emesse.

struttura a termine dei tassi d'interesse hanno avuto una profonda evoluzione, in seguito all'affermarsi di modelli di equilibrio generale intertemporale in condizioni di incertezza, con variabili di stato che seguono processi diffusivi. Siffatti modelli hanno consentito anche di reinterpretare in un quadro analitico più rigoroso le teorie tradizionali della struttura a termine menzionate sopra⁴.

Per poter analizzare le due versioni principali della expectations theory è necessario introdurre alcune definizioni. Sia $R_t^{(m)}$ il tasso d'interesse su base annua osservato al tempo t di un titolo a cedola nulla a m anni (rendimento a scadenza del titolo)⁵. Se nello stesso periodo esistono due titoli senza cedola con diversa scadenza (uno a m e l'altro a n anni; $m < n$), i loro rendimenti a scadenza definiscono impli-

-
4. Nei modelli di equilibrio generale intertemporale, i prezzi delle attività finanziarie vengono ricavati dalle condizioni di ottimizzazione del programma di massimizzazione dinamica dell'utilità del consumatore rappresentativo. Il segno del premio per la scadenza viene determinato dalla covarianza tra i saggi marginali di sostituzione intertemporale del consumo. Restrizioni più forti sul premio per scadenza si derivano assumendo che i prezzi delle attività finanziarie siano una funzione deterministica di variabili di stato che seguono determinati processi stocastici (cfr. la nota 2).
5. Nel prosieguo i rendimenti alla scadenza (e di aggiudicazione in asta) verranno sempre riportati secondo la notazione $R_t^{(n)}$, in cui il pedice indica l'istante in cui il tasso d'interesse viene osservato e l'apice (tra parentesi) la sua durata. L'apice dei tassi a termine, $F_t^{(n-m, m)}$, e dei rendimenti di detenzione, $H_t^{(m, n)}$, sarà invece composto da due numeri: il primo indicherà la durata del rendimento, il secondo, rispettivamente, il periodo di decorrenza e la durata del titolo su cui è misurato. I simboli R , F e H indicano tassi per periodo, e non percentuali; ove non diversamente specificato, l'unità temporale di riferimento degli indici coincide con la base di calcolo dei rendimenti, che si suppone essere pari all'anno.

citamente un tasso a termine, indicato con $F_t^{(n-m,m)}$, a $n-m$ anni, che decorre dopo m anni:

$$(1) \quad F_t^{(n-m,m)} = \{ [1+R_t^{(n)}]^n / [1+R_t^{(m)}]^m \}^{1/(n-m)} - 1.$$

Il rendimento di un titolo a n anni dopo m anni di detenzione ($m < n$), indicato con $H_{t+m}^{(m,n)}$, viene chiamato rendimento di detenzione (o effettivo) e tiene conto sia degli interessi percepiti sia del guadagno o della perdita in conto capitale. Per titoli senza cedola, il rendimento effettivo dopo m anni su di un titolo a n anni è pari a:

$$(2) \quad H_{t+m}^{(m,n)} = \{ P_{t+m}^{(n-m)} / P_t^{(n)} \}^{1/m} - 1,$$

dove $P_t^{(n)}$ è il prezzo al tempo t di un titolo a n anni.

Nell'unbiased expectations hypothesis, il tasso a termine è un previsore non distorto del corrispondente tasso futuro; formalmente, ciò può essere espresso nel seguente modo:

$$F_t^{(n-m,m)} = R_{t+m}^{(n-m)} + \varepsilon_t,$$

dove $\varepsilon_t \sim v.c.(0, \sigma_\varepsilon^2)$ e non autocorrelata.

Considerando il valore atteso di ambo i membri si ha:

$$(3) \quad F_t^{(n-m,m)} = E_t[R_{t+m}^{(n-m)}].$$

La local expectations hypothesis si basa invece su una condizione di uguaglianza dei rendimenti effettivi di titoli con diversa scadenza detenuti per un medesimo periodo di tempo m ; formalmente:

$$H_{t+m}^{(m,n)} = R_t^{(m)} + v_t,$$

dove $v_t \sim v.c.(0, \sigma_v^2)$ e non autocorrelata.

Prendendo il valore atteso di ambo i membri si ottiene:

$$(4) \quad E_t[H_{t+m}^{(m,n)}] = R_t^{(m)}.$$

Si osservi che le condizioni (3) e (4) sono entrambe in accordo con la pure expectations theory, poiché non vi compaiono premi per scadenza. Se invece si consente che il tasso a lunga possa contenere un tal premio, le due condizioni si riscrivono come segue:

$$(3') \quad F_t^{(n-m,m)} = \alpha^{(m,n)} + E_t[R_{t+m}^{(n-m)}]$$

$$(4') \quad E_t[H_{t+m}^{(m,n)}] = \beta^{(m,n)} + R_t^{(m)},$$

dove $\alpha^{(m,n)}$ e $\beta^{(m,n)}$ sono costanti.

Dal punto di vista teorico le equazioni (3) e (4) non sono equivalenti. Cox, Ingersoll e Ross (1981) - in un modello in cui i prezzi delle attività finanziarie seguono processi diffusivi di Itô e le variabili di stato sono inferiori alle classi per scadenza dei titoli - mostrano che i due approcci sono inconciliabili⁶; essi inoltre dimostrano che solo la local expectations hypothesis può trovare fondamento in un modello di equilibrio generale con aspettative razionali.

6. La non equivalenza deriva dalla cosiddetta "disuguaglianza di Jensen": $E[f(x)] \neq f[E(x)]$. L'uguaglianza viene soddisfatta solo qualora $f(x)$ sia una funzione lineare.

Campbell (1986) dimostra tuttavia che tali proposizioni sono valide solo nel caso della pure expectations hypothesis; non lo sono necessariamente qualora i premi per scadenza siano non nulli, ancorché costanti. Egli argomenta inoltre che le differenze tra i vari approcci sono di secondo ordine e non emergono in modelli linearizzati⁷.

Un approccio lineare alla struttura a termine dei tassi d'interesse era stato originariamente proposto da Shiller (1979) e poi perfezionato da Shiller, Campbell e Schoenholtz (1983). Esso deriva dalla linearizzazione della local expectations hypothesis e definisce il tasso "a lunga" $R_t^{(n)}$ come una media ponderata dei tassi a breve futuri attesi. Nel caso di titoli senza cedola, come i BOT, la formula è la seguente:

$$(5) \quad R_t^{(n)} = (m/n)[R_t^{(m)} + E_t R_{t+m}^{(m)} + \dots + E_t R_{t+(n-m)}^{(m)}] + c,$$

dove c è una costante, $m < n$, n/m è un numero intero e la somma dei coefficienti dei tassi a breve è pari a uno⁸. La (5) può anche essere scritta nella forma:

$$(5') \quad R_t^{(n)} = (m/n) R_t^{(m)} + [(n-m)/n] E_t R_{t+m}^{(n-m)} + c.$$

La rilevanza della (5) dal punto di vista empirico è che essa rappresenta una linearizzazione di tutte le specificazioni della expectations theory, con errori di approssima-

7. Altre indagini sulla relazione tra le due diverse versioni della expectations theory sono state compiute da Brooks e Livingston (1992a, 1992b).

8. Linearizzando la (4) in un intorno del punto $R_t^{(n)} = R_{t+m}^{(n-m)} = 0$ (ovvero in corrispondenza del valore della cedola in caso di titoli fruttiferi), si ottiene un'equazione alle differenze finite la cui soluzione è data dalla (5).

zione di secondo ordine. Essa consente inoltre di ottenere espressioni approssimate dei tassi a termine e dei rendimenti di detenzione:

$$(6) \quad F_t^{(n-m, m)} \approx (nR_t^{(n)} - mR_t^{(m)}) / (n-m)$$

$$(7) \quad H_{t+m}^{(m, n)} \approx (nR_t^{(n)} - (n-m)R_{t+m}^{(n-m)}) / m.$$

L'errore di approssimazione di queste formule è in genere basso e può assumere un certo rilievo solo in periodi di forte volatilità dei tassi d'interesse⁹. Si osservi che esse sono funzioni lineari dei rendimenti alla scadenza.

Campbell e Shiller (1991) ottengono dalla (5) due equazioni, sottoponibili a stima, che associano al differenziale di rendimento di due titoli con diversa scadenza le variazioni previste dei loro rendimenti. Il differenziale tra il rendimento di un titolo a lungo termine e quello di uno a breve fornisce informazioni su due variazioni future di tassi d'interesse:

- quella media del tasso a breve nell'arco di vita del titolo a lunga;
- quella del tasso a lunga nell'arco di vita del titolo a breve.

Ad esempio, la differenza tra il rendimento d'aggiudicazione dei BOT a dodici mesi e quello dei BOT a tre mesi in una determinata asta contiene informazioni sulla variazio-

9. Cfr. Shiller, Campbell e Schoenholtz (1983). In questo studio, che prende in esame titoli senza cedola e di durata non superiore ai dodici mesi, le discrepanze tra le equazioni (6) e (7) e, rispettivamente, la (1) e la (2) sono quasi sempre inferiori a un centesimo di punto; superano più volte tale soglia solo nel periodo della crisi valutaria del 1992.

ne media attesa del tasso a tre mesi nei quattro trimestri di vita del BOT annuale e sulla variazione attesa del rendimento del titolo a dodici mesi tre mesi dopo l'asta.

Sottraendo da ambo i membri della (5) il tasso "a breve" $R_t^{(m)}$ si ottiene l'equazione seguente:

$$(8) \quad E_t \left\{ \left(1 - \frac{1}{k}\right) \Delta^m R_{t+m}^{(m)} + \left(1 - \frac{2}{k}\right) \Delta^m R_{t+2m}^{(m)} + \dots + \right. \\ \left. + \left[1 - \left(\frac{k-1}{k}\right)\right] \Delta^m R_{t+(k-1)m}^{(m)} \right\} = (R_t^{(n)} - R_t^{(m)}) - c$$

dove $\Delta^m R_{t+im}^{(m)} = R_{t+im}^{(m)} - R_{t+(i-1)m}^{(m)}$, ($i=1, 2, \dots, k-1$), e $k = n/m$.

L'espressione al membro di sinistra è una somma ponderata delle variazioni del tasso a breve negli n periodi successivi al tempo t , calcolate ogni m periodi. Secondo tale equazione, il differenziale di rendimento tra il titolo a lunga e quello a breve (al membro di destra) è un previsore non distorto della variazione media del tasso a breve nell'arco di vita del titolo a lunga (membro di sinistra): se, ad esempio, il differenziale d'interesse nel periodo corrente è positivo ($R_t^{(n)} > R_t^{(m)}$), il tasso a termine è più alto di quello a breve e dunque si prevede che quest'ultimo aumenti.

Esplicitando la relazione (5') rispetto a $E_t R_{t+m}^{(n-m)}$, e sottraendo da ambo i membri dell'equazione così ottenuta il tasso "a lunga" $R_t^{(n)}$, si ricava la relazione seguente:

$$(9) \quad E_t R_{t+m}^{(n-m)} - R_t^{(n)} = \left(\frac{m}{n-m}\right) (R_t^{(n)} - R_t^{(m)}) - \frac{c}{n-m}.$$

Secondo tale equazione, il differenziale di rendimento tra il titolo a lunga e quello a breve (al membro di destra) è un previsore non distorto della variazione del tasso

a lunga nel periodo di durata di quello a breve (membro di sinistra)¹⁰: se, ad esempio, il differenziale d'interesse nel periodo corrente è positivo ($R_t^{(n)} > R_t^{(m)}$), il tasso a lunga dovrebbe aumentare negli m periodi successivi, al fine di determinare al detentore del titolo a lunga delle perdite in conto capitale che eguagliano il rendimento realizzato a quello dell'attività a breve¹¹.

Nel paragrafo successivo si presentano i risultati della stima delle equazioni (8) e (9) sui dati del mercato primario dei BOT.

Si noti che nel caso in cui l'attività finanziaria a lunga ha una durata doppia di quella dell'attività a breve ($n=2m$) le equazioni (8) e (9) sono l'una una trasformazione lineare dell'altra. Nel caso del mercato primario dei BOT ciò vale per i tassi a tre e a sei mesi, posti a confronto, rispettivamente, con quelli a sei e a dodici mesi. Pertanto, solo per il differenziale di rendimento tra il buono a dodici mesi e quello a tre mesi verranno riportati i risultati di ambedue le regressioni.

10. Si noti che un titolo a n periodi al tempo t diventa, al tempo $t+m$, un titolo a $n-m$ periodi.

11. Entrambe le equazioni utilizzano solo i rendimenti alla scadenza (quelli osservati), ma sono basate sui tassi a termine e sui rendimenti di detenzione linearizzati delle formule (6) e (7). Fama (1984) specifica dei test analoghi basati sui tassi a termine e sui rendimenti realizzati delle formule (1) e (2) e ottiene:

$$(8') \quad E_t[R_{t+m}^{(m)}] - R_t^{(m)} = F_t^{(m,m)} - R_t^{(m)}$$

$$(9') \quad E_t[H_{t+m}^{(m,n)}] - R_t^{(m)} = F_t^{(m,n-m)} - R_t^{(m)}.$$

2. Analisi econometrica della struttura a termine

2.1 Il mercato primario dei BOT

I tre tassi a termine definiti sul mercato primario dei BOT¹² e i corrispondenti tassi realizzati sono mostrati nella figura 1.

La stima empirica delle relazioni (8) e (9) richiede la specificazione dell'aspettativa dei tassi futuri. Come è usuale nella letteratura, si adotterà l'ipotesi di aspettative razionali, secondo cui il valore atteso della variabile è pari a quello realizzato più un disturbo white noise. Pertanto i test che seguono verificano l'ipotesi congiunta di aspettative razionali e di validità della teoria in esame¹³.

Per l'esposizione dei risultati econometrici conviene inizialmente fare riferimento all'equazione (8), concentrando così l'attenzione sul potere previsivo della curva per scadenza riguardo all'evoluzione dei tassi a breve.

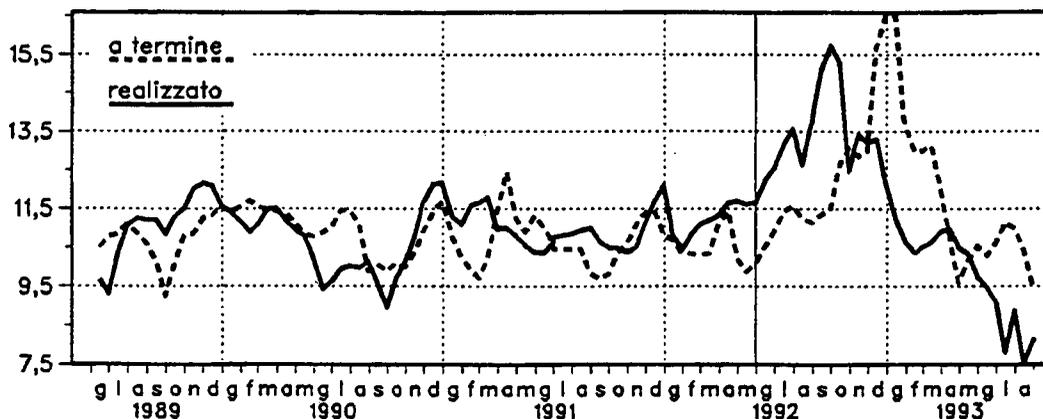
Sulla base delle tre coppie di scadenza dei buoni

-
12. Date le modalità di emissione dei BOT (frequenza delle aste e durata dei titoli), i tassi d'interesse di aggiudicazione dei buoni sulle tre scadenze definiscono implicitamente, con cadenza bimensile, tre tassi a termine:
- due di essi sono determinati dal confronto dei tassi semestrale e annuale con quello trimestrale e coprono un arco temporale che inizia tre mesi dopo l'asta e dura, rispettivamente, tre e nove mesi;
 - il terzo, definito dal tasso annuale e da quello semestrale, decorre dal semestre successivo all'asta e si estingue dopo sei mesi.
13. Una verifica della expectations theory secondo lo stesso approccio, ma con tassi attesi ricavati da indagini di mercato è stata svolta da Froot (1989).

TASSI D'INTERESSE A TERMINE E REALIZZATI

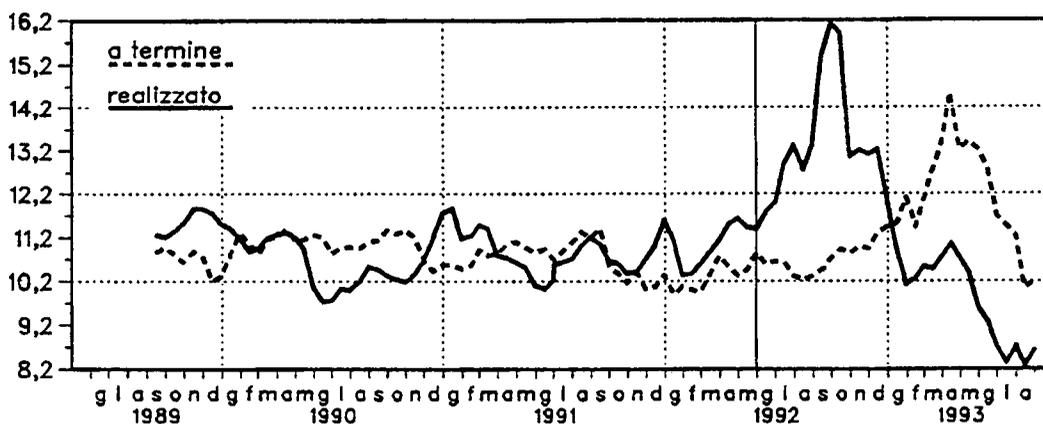
(valori percentuali; tassi netti composti)

a tre mesi



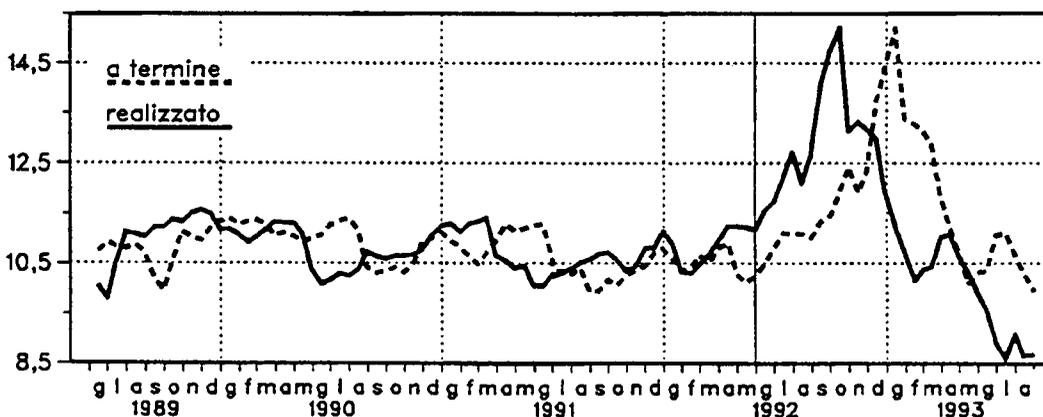
Il tasso a termine a tre mesi è determinato implicitamente dai tassi di aggiudicazione dei BOT a tre e a sei mesi, alle aste effettuate tre mesi prima della data indicata. La barra verticale nel giugno 1992 indica l'inizio della crisi valutaria.

a sei mesi



Il tasso a termine a sei mesi è determinato implicitamente dai tassi di aggiudicazione dei BOT a sei mesi e a dodici mesi, alle aste effettuate sei mesi prima della data indicata. La barra verticale nel giugno 1992 indica l'inizio della crisi valutaria.

a nove mesi



Il tasso a termine a nove mesi è determinato implicitamente dai tassi di aggiudicazione dei BOT a tre e a dodici mesi, alle aste effettuate tre mesi prima della data indicata. Il tasso di aggiudicazione dei BOT riportato nel grafico è quello a dodici mesi alla data indicata, usato come proxy del rendimento di un ipotetico BOT a nove mesi. La barra verticale nel giugno 1992 indica l'inizio della crisi valutaria.

(tre-sei, sei-dodici e tre-dodici), la relazione (8) consente di definire le seguenti equazioni di regressione¹⁴:

$$(I) \quad R_{t+3}^{(3)} - R_t^{(3)} = a + b [2(R_t^{(6)} - R_t^{(3)})] + u_t$$

$$(II) \quad R_{t+6}^{(6)} - R_t^{(6)} = a + b [2(R_t^{(12)} - R_t^{(6)})] + u_t$$

$$(III) \quad [3(R_{t+3}^{(3)} - R_t^{(3)}) + 2(R_{t+6}^{(3)} - R_{t+3}^{(3)}) + (R_{t+9}^{(3)} - R_{t+6}^{(3)})] = \\ = a + b[4(R_t^{(12)} - R_t^{(3)})] + u_t,$$

dove u_t sono i residui.

Tali regressioni costituiscono, nell'ordine, una modellizzazione della:

- variazione del tasso a tre mesi dopo tre mesi;
- variazione del rendimento a sei mesi dopo sei mesi;
- variazione ponderata del tasso a tre mesi nei quattro tri-successivi all'asta.

Se la teoria delle aspettative è valida, il parametro b delle regressioni non è significativamente diverso da 1.

Le regressioni, basate sui rendimenti composti di aggiudicazione dei BOT su base annua e al netto della ritenuta fiscale, sono stimate mediante minimi quadrati ordinari¹⁵. Poiché gli errori seguono un processo a media mobile (il pe-

14. Per agevolare la lettura, in questo paragrafo l'unità temporale di riferimento degli indici è il mese.

15. I risultati non cambiano dal punto di vista qualitativo ove si utilizzino i rendimenti lordi. È parso opportuno basare l'analisi sui rendimenti netti in quanto l'80 per cento circa dei BOT in circolazione è detenuto dalle famiglie (Banca d'Italia, 1993), per le quali la ritenuta è a titolo di imposta e non di acconto.

riodo che intercorre tra la determinazione del tasso a termine e la sua decorrenza è superiore all'intervallo di osservazione dei dati), la matrice di covarianza dei coefficienti di regressione è stata stimata secondo la metodologia di Hansen e Hodrick (1980) (cfr. Appendice).

Le equazioni sono state inizialmente stimate per il periodo che va dalle prime aste senza prezzo base (marzo 1989) a quelle precedenti l'inizio della crisi valutaria dell'estate del 1992 (che si può far coincidere con il primo referendum danese sul Trattato di Maastricht, svoltosi il 2 giugno del 1992).

I risultati delle regressioni relativi a questo sottoperiodo appaiono nell'insieme favorevoli alla teoria dei tassi futuri attesi (tav. 1 e figg. 2-4). In ognuna delle regressioni I-III, il parametro b del differenziale è significativamente diverso da zero e l'ipotesi di uguaglianza all'unità non può essere rigettata; l'ipotesi che la costante sia nulla è coerente con i dati a un livello di confidenza del 95 per cento, segnalando che i premi per scadenza non sono significativamente diversi da zero¹⁶.

Applicando l'equazione (9) del paragrafo precedente¹⁷ al tasso a termine a nove mesi del mercato primario dei BOT si ottiene la regressione seguente:

-
16. Tale evidenza è in linea con quella alla base del modello monetario mensile della Banca d'Italia. Le equazioni dei tassi sui BOT a sei e a dodici mesi indicano che la curva per scadenza risente delle aspettative, soprattutto in risposta a variazioni dei tassi ufficiali (Gaiotti, 1992).
17. Essa esprime la relazione che, secondo l'expectations theory, lega il differenziale di rendimento di due titoli con diversa scadenza alle variazioni di breve periodo del tasso a più lungo termine.

**TEST DELLA EXPECTATIONS THEORY RELATIVI AL
MERCATO PRIMARIO DEI BOT (*)**

	Costante	Coeff. del differenz. di rendimento	R^2	σ^2	$t_{b=0}$	$t_{b=1}$
(a) variaz. del tasso a tre mesi, tre mesi dopo						
reg. I	0,134 (0,208)	0,791 (0,192)	0,311	0,851	4,12	-1,084
(b) variaz. del tasso a sei mesi, sei mesi dopo						
reg. II	0,122 (0,236)	1,288 (0,34)	0,419	0,743	3,8	0,853
(c) variaz. media del tasso a tre mesi, nei tre trim. succ.						
reg. III	1,083 (0,845)	0,875 (0,314)	0,256	2,803	2,79	-0,399
(d) variaz. del tasso a un anno, tre mesi dopo						
reg. IV	0,056 (0,136)	1,237 (0,701)	0,09	0,587	1,76	0,338

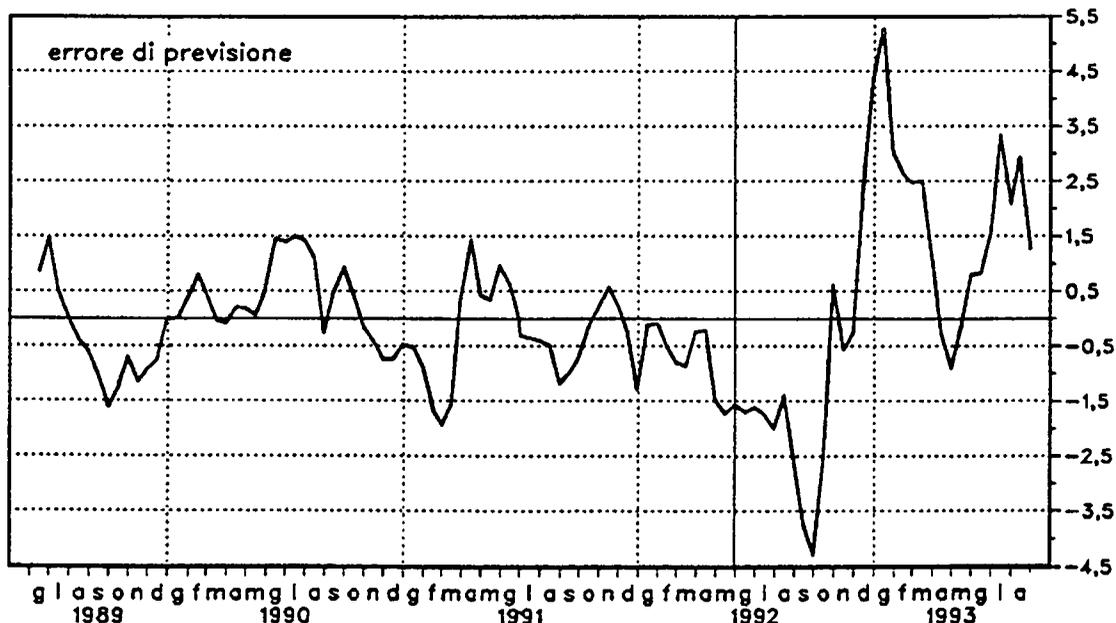
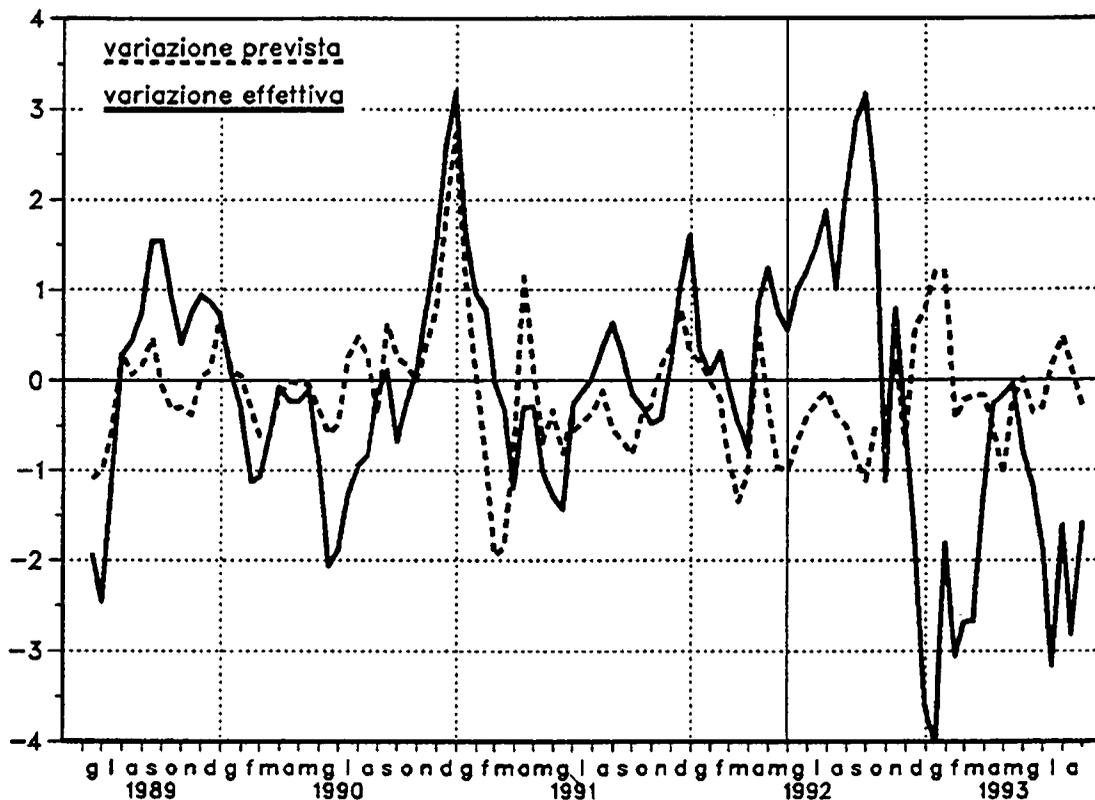
(*) Il periodo di stima della prima, terza e quarta regressione è marzo 1989-febbraio 1992. Il periodo di stima della seconda regressione è marzo 1989-novembre 1991.

I parametri sono stimati con il metodo dei minimi quadrati ordinari.

I numeri tra parentesi tonde sono gli errori standard dei parametri. La matrice di covarianza è lo stimatore consistente di Hansen e Hodrick (1980) della matrice asintotica di covarianza (cfr. Appendice).

TASSO DI AGGIUDICAZIONE DEI BOT A TRE MESI:

variazione prevista e variazione effettiva (*)



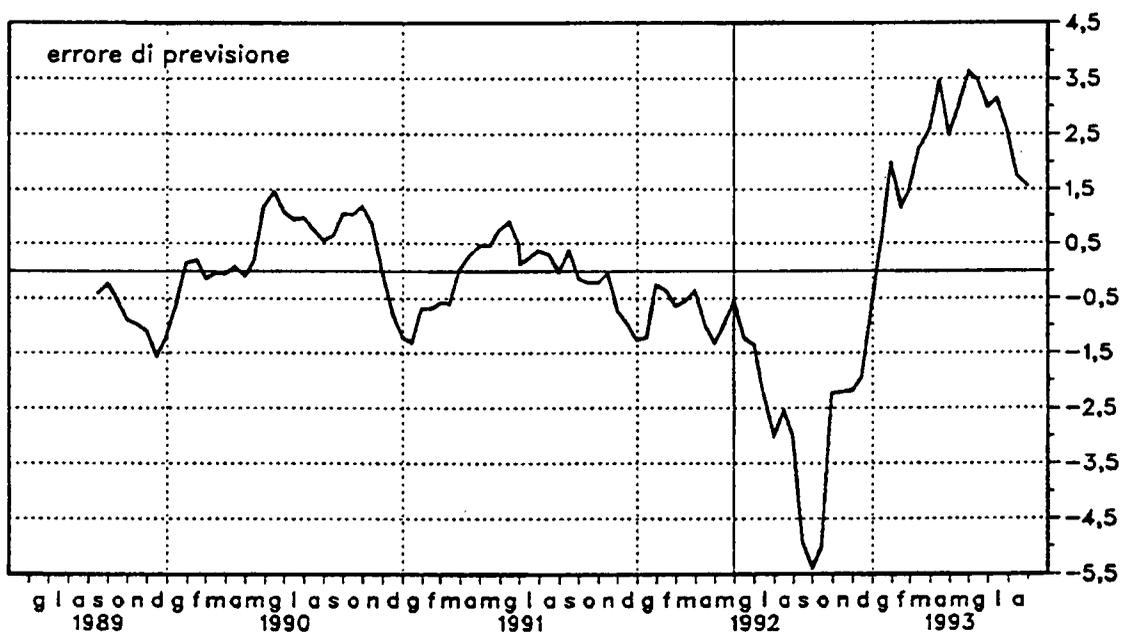
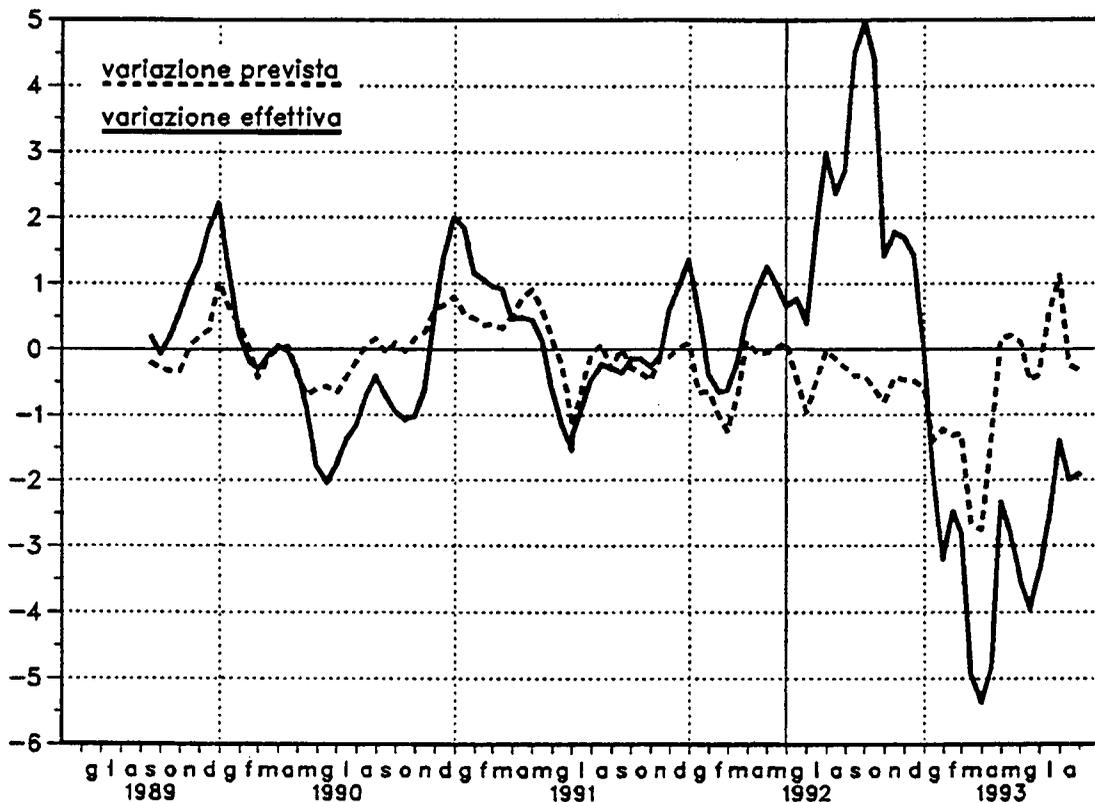
(*) Il grafico riporta il regressore e la variabile endogena della regressione (1). La variazione prevista è funzione del differenziale tra il tasso a sei mesi e quello a tre mesi, determinatosi tre mesi prima della data indicata. La variazione effettiva è il differenziale tra il tasso a tre mesi alla data indicata e quello di tre mesi prima. L'errore di previsione è la differenza tra il dato previsto e l'effettivo. La barra verticale nel giugno 1992 indica l'inizio della crisi valutaria.

I tassi sono composti e al netto della ritenuta fiscale.

TASSO DI AGGIUDICAZIONE DEI BOT A SEI MESI:

Fig. 3

variazione prevista e variazione effettiva (*)

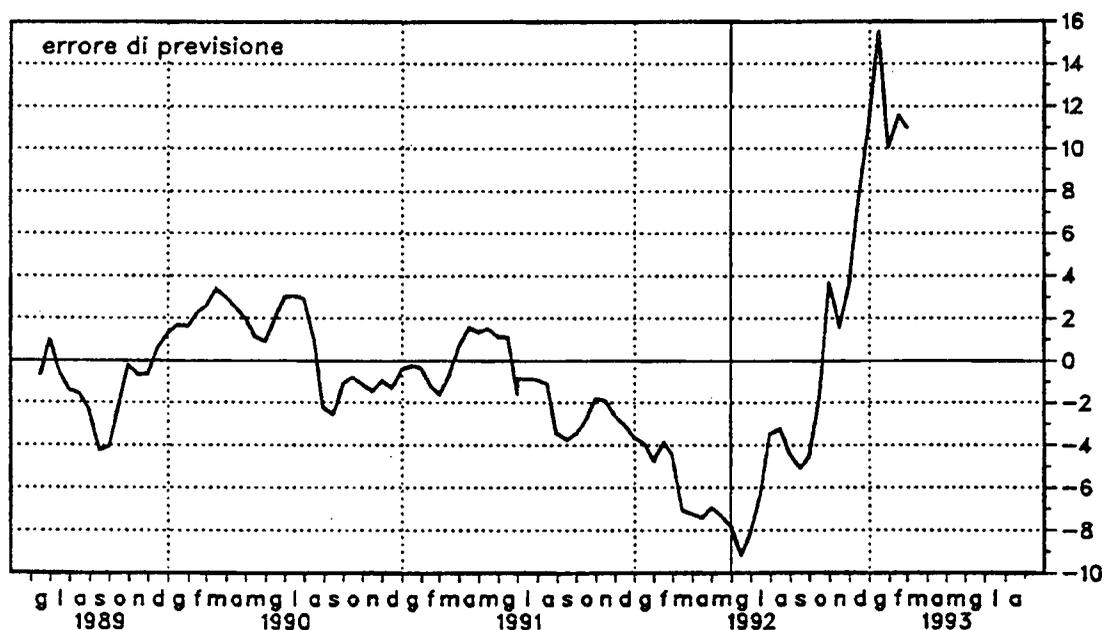
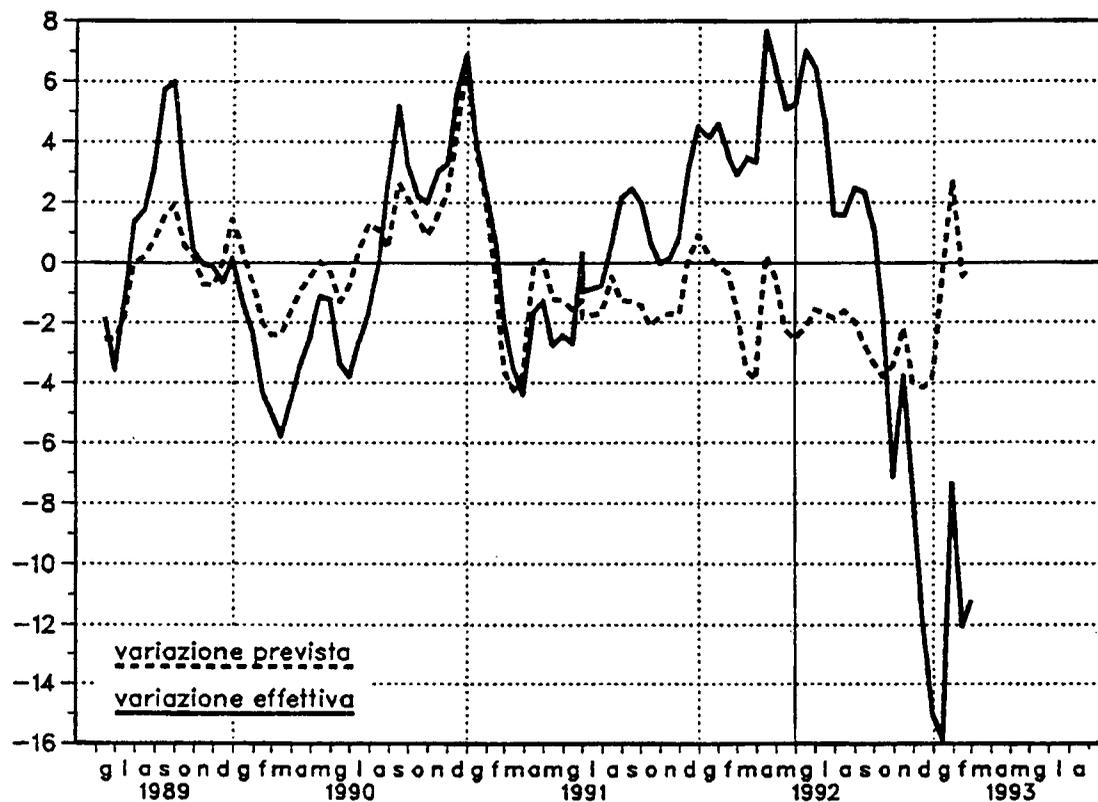


(*) Il grafico riporta il regressore e la variabile endogena della regressione (2). La variazione prevista è funzione del differenziale tra il tasso a dodici mesi e quello a sei mesi, determinatosi sei mesi prima della data indicata. La variazione effettiva è il differenziale tra il tasso a sei mesi alla data indicata e quello di sei mesi prima. L'errore di previsione è la differenza tra il dato previsto e l'effettivo. La barra verticale nel giugno 1992 indica l'inizio della crisi valutaria.

I tassi sono composti e al netto della ritenuta fiscale.

TASSO A TRE MESI NEI QUATTRO TRIMESTRI SUCCESSIVI ALL'ASTA

variazione ponderata prevista e variazione ponderata effettiva (*)



(*) Il grafico riporta il regressore e la variabile endogena della regressione (3). La variazione prevista è funzione del differenziale tra il tasso a dodici mesi e quello a tre mesi, determinatosi tre mesi prima della data indicata. La variazione effettiva è una somma ponderata delle variazioni del tasso a tre mesi nei tre trimestri che si susseguono a partire dalla data indicata. L'errore di previsione è la differenza tra il dato previsto e l'effettivo. La barra verticale nel giugno 1992 indica l'inizio della crisi valutaria. I tassi sono composti e al netto della ritenuta fiscale.

$$(IV) \quad R_{t+3}^{(9)} - R_t^{(12)} = a + b\left[\frac{1}{3} (R_t^{(12)} - R_t^{(3)})\right] + u_t.$$

Essa pone in relazione il differenziale di rendimento "tre-dodici" con la variazione del tasso dei BOT a dodici mesi avvenuta tre mesi dopo. Il tasso a nove mesi con decorrenza traslata di un trimestre, che appare al membro di sinistra, è il rendimento che il BOT a un anno emesso al tempo t ha dopo tre mesi¹⁸. Purtroppo non è possibile osservare tale tasso né sul mercato primario né su quello secondario; nella stima, pertanto, seguendo Campbell e Shiller (1991), è stata utilizzata una variabile proxy, costituita dal tasso sui BOT a un anno determinatosi tre mesi dopo¹⁹. Come si può vedere dalla tavola 1, i risultati della regressione IV non sono conclusivi: l'errore standard del parametro ha dimensioni tali da non discriminare tra l'ipotesi che il parametro b sia nullo e quella che esso sia pari a uno.

L'analisi viene poi estesa al periodo più recente²⁰. L'intensa restrizione monetaria operata dalla banca centrale durante la crisi valutaria dell'estate del 1992 si è riflessa in un forte rialzo dei rendimenti all'emissione dei BOT, che

18. Esso è il tasso futuro che corrisponde al tasso a termine a nove mesi.

19. In alternativa si sarebbe potuto stimare una curva dei rendimenti del mercato secondario e calcolare il tasso a nove mesi a essa associato. Lo scarso spessore del mercato avrebbe tuttavia limitato la significatività della curva stimata. Si noti inoltre che l'approssimazione adottata consente di confrontare rendimenti che incorporano tutti, anche se non necessariamente in misura analoga, l'effetto di winner's curse. Tale effetto, che si riscontra nelle aste di tipo competitivo, consiste nel maggior prezzo pagato dall'aggiudicatario in asta rispetto a quello che si determina sul mercato secondario nei giorni seguenti (Buttgliione e Prati, 1990).

20. Le stime giungono alla seconda quindicina dell'agosto 1993.

li ha spinti al di sopra del 15 per cento su tutte le scadenze (fig. 1). Il calo altrettanto marcato che è subito seguito ha portato i rendimenti d'aggiudicazione sino a 3 punti percentuali al di sotto del livello precedente la crisi valutaria.

Tali rapide e violente oscillazioni dei prezzi di aggiudicazione hanno portato gli errori di previsione dei tassi a termine (cfr. grafici inferiori delle figg. 2-4) ben oltre i limiti entro cui si erano mantenuti nel periodo precedente. Quelli relativi alle equazioni a tre e a sei mesi, che fino all'estate del 1992 avevano oscillato in una banda di 3 punti percentuali centrata sullo zero, hanno sconfinato in una fascia tre volte più ampia; escursioni ancora più estese ha subito l'errore di previsione relativo al differenziale "tre-dodici". Si noti che gli elevati valori positivi degli errori delle due equazioni relative al tasso a tre mesi nell'ultima parte dell'intervallo di stima sono ricollegabili ai forti rimborsi netti del titolo trimestrale in alcune aste dell'estate del 1993.

Le figure 5 e 6 riportano per ogni regressione il grafico della stima recursiva del parametro b , insieme con l'intervallo di confidenza del 95 per cento (calcolato sulla base degli errori standard corretti per il processo a media mobile)²¹. In tutti i grafici il valore 1 rientra nell'intervallo di confidenza almeno dalla fine del 1990. Fino alla vigilia del primo referendum danese su Maastricht le stime dei parametri convergono tutte verso tale valore.

L'allungamento del periodo di stima oltre il giugno 1992 rivela un comportamento differenziato delle tre equazioni (cfr. anche tav. 2). La prima e la terza, relative alle

21. Le regressioni si estendono sull'intero intervallo di stima, tenendo fermo il periodo iniziale al marzo 1989.

**TEST DELLA EXPECTATIONS THEORY RELATIVI AL
MERCATO PRIMARIO DEI BOT (*)**

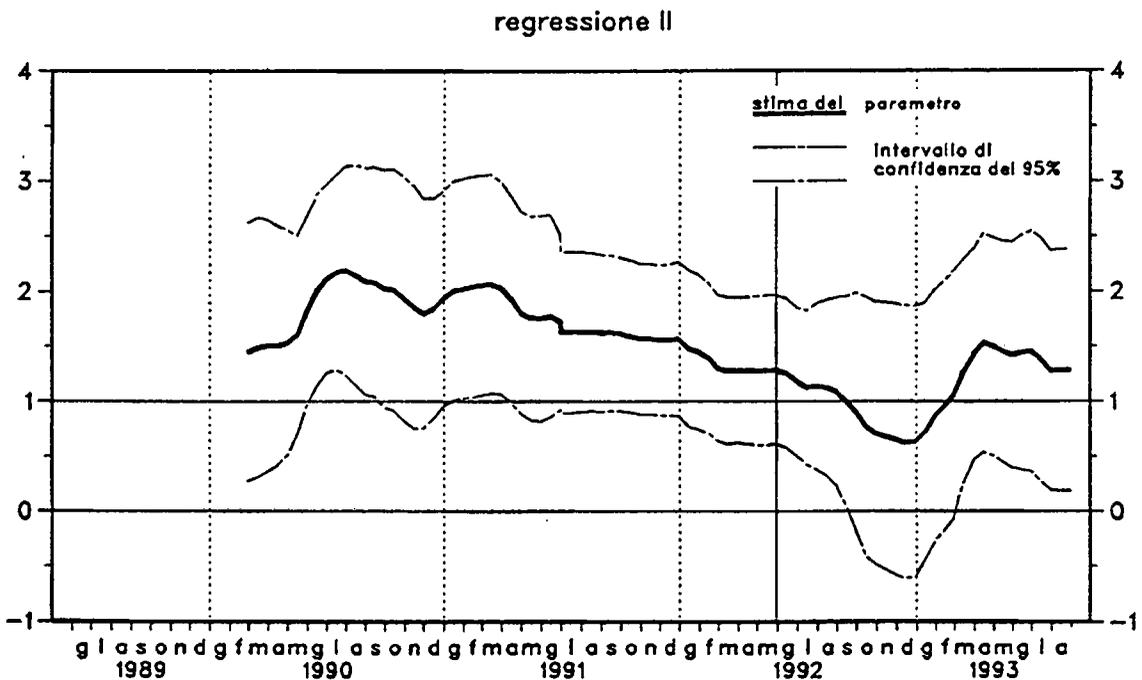
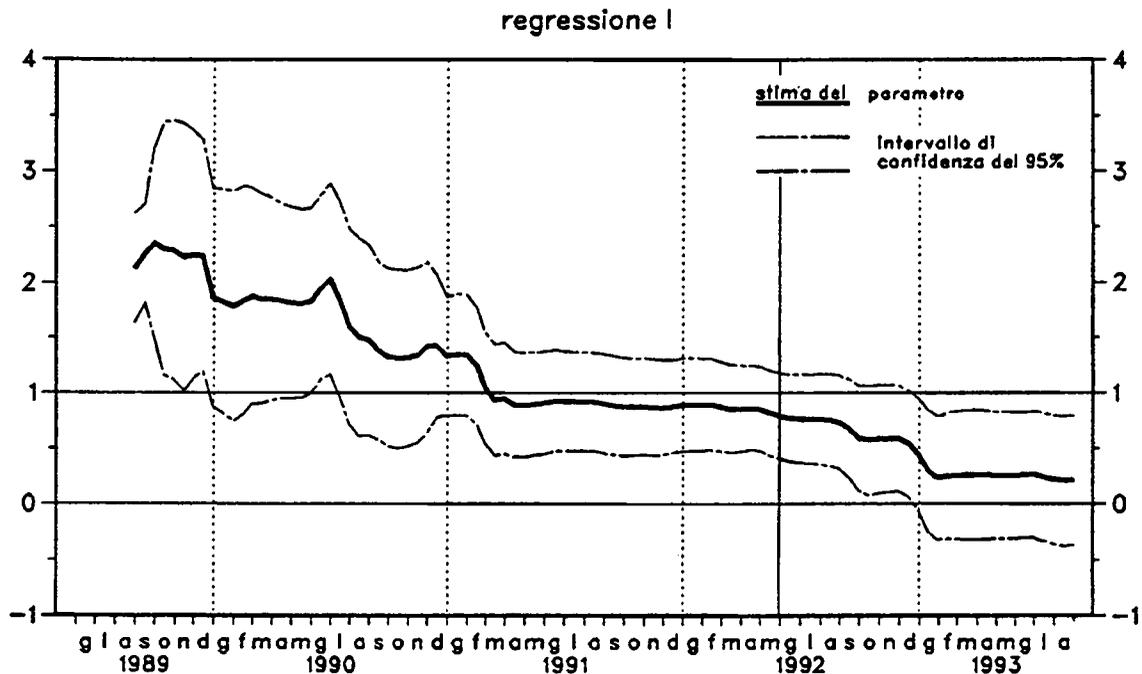
	Costante	Coeff. del differenz. di rendimento	R^2	σ^2	$t_{b=0}$	$t_{b=1}$
(a) variaz. del tasso a tre mesi, tre mesi dopo						
reg. I	0,111 (0,291)	0,234 (0,278)	0,006	1,303	0,84	-2,753
(b) variaz. del tasso a sei mesi, sei mesi dopo						
reg. II	0,501 (0,439)	0,874 (0,572)	0,088	1,364	1,53	-0,221
(c) variaz. media del tasso a tre mesi, nei tre trim. succ.						
reg. III	1,361 (0,912)	0,745 (0,344)	0,17	3,01	2,17	-0,742
(d) variaz. del tasso a un anno, tre mesi dopo						
reg. IV	0,082 (0,23)	-0,123 (1,11)	0	1,032	-0,11	-1,01

(*) Il periodo di stima della prima e quarta regressione è marzo 1989-ottobre 1992. Il periodo di stima della seconda regressione è marzo 1989-luglio 1992. Il periodo di stima della terza regressione è marzo 1989-maggio 1992.

I parametri sono stimati con il metodo dei minimi quadrati ordinari.

I numeri tra parentesi tonde sono gli errori standard dei parametri. La matrice di covarianza è lo stimatore consistente di Hansen e Hodrick (1980) della matrice asintotica di covarianza (cfr. Appendice).

STIME RECURSIVE DEL COEFFICIENTE DEL DIFFERENZIALE DI RENDIMENTO



La barra verticale nel giugno 1992 indica l'inizio della crisi valutaria.

variazioni del tasso a tre mesi, vedono una marcata riduzione del valore assoluto del parametro b stimato. Nella regressione I, dalla fine del 1992 la stima diventa non significativamente diversa da zero; nella regressione III, invece, a partire dal 1993 essa ritorna su valori coerenti con la teoria delle aspettative, ma mantiene una certa instabilità. Il parametro b dell'equazione delle variazioni del tasso a sei mesi, al contrario, dopo la crisi valutaria si ricolloca stabilmente al livello della primavera del 1992.

Le due equazioni basate sul differenziale di rendimento "tre-dodici" hanno un comportamento molto differenziato (equazioni III e IV; cfr. tavv. 1 e 2 e fig. 6). Prima della crisi valutaria i parametri di ambedue le regressioni si collocano intorno al valore unitario, ma il secondo con una variabilità più che doppia di quella del primo, che fa rientrare nell'intervallo di confidenza anche lo zero (tavv. 1 e 2 e fig. 6). Estendendo le stime ai valori del giugno 1992 e seguenti, i parametri b di entrambe le equazioni si allontanano rapidamente dall'unità. Tuttavia, mentre il parametro b dell'equazione III alla fine dell'anno recupera il cedimento, quello della IV diventa addirittura negativo allorché la stima incorpora i rendimenti della prima asta dell'ottobre 1992.

L'analisi empirica, nel complesso, non risulta favorevole alla teoria dei tassi futuri attesi. Il risultato positivo relativo al primo sottoperiodo di stima è fortemente condizionato dalla limitatezza dell'intervallo temporale, mentre l'analisi sull'intero campione è in chiaro contrasto con l'ipotesi che i premi per scadenza siano sostanzialmente stabili. Se si può pensare che gli operatori di questo mercato non avrebbero potuto prevedere la fuoriuscita della lira dallo SME, ben più difficile è sostenere che i forti errori previsivi dell'estate 1993 non segnalino l'esistenza di segmentazioni tra le diverse scadenze, dovute forse alla presenza di "habitat temporali" nelle preferenze degli investitori.

Lo scarso potere della struttura a termine di indicare le variazioni del tasso annuale può essere ricollegato sia allo sviluppo estremamente limitato del mercato secondario dei BOT, che rende molto incerta la valutazione dei buoni annuali dopo l'emissione, sia alla scelta della variabile proxy del rendimento a nove mesi, costituita dal tasso di aggiudicazione dei BOT a dodici mesi.

Va peraltro ricordato che il grado di approssimazione del modello lineare adottato risente negativamente della forte variabilità dei tassi d'interesse registratasi dalla crisi valutaria in poi.

2.2 Confronto con altri studi

Nella letteratura esistono diversi studi volti a indagare la rilevanza empirica della teoria dei tassi futuri attesi. Per quanto gli approcci siano molteplici e i risultati difficilmente comparabili, perché spesso ottenuti a partire da curve di rendimenti stimate secondo metodologie differenti, sembra delinearsi un'evidenza comune: la struttura a termine dei tassi d'interesse non è in grado di prevedere le variazioni dei tassi a più lungo termine, ma ha potere informativo riguardo all'evoluzione di quelli a breve; tuttavia tale valenza previsiva si riscontra più facilmente nei tassi a termine che hanno una durata superiore ai due o tre anni²².

Anche De Felice ed Esposito (1991) studiano la curva dei rendimenti di aggiudicazione in asta dei BOT. Lo studio rigetta la teoria delle aspettative. Esso tuttavia si differenzia dal presente sotto più aspetti: è basato su una specificazione delle equazioni intermedia tra quella da noi adot-

22. Campbell e Shiller (1991), Engsted (1993), Fama (1984), Fama e Bliss (1987), Kugler e Borutta (1993).

tata (equazione 8) e quella di Fama (1984) (equazione 8'); utilizza dati con frequenza mensile; considera un intervallo temporale molto ampio (dal 1976 al 1990), caratterizzato da molteplici mutamenti strutturali²³; infine, esso non prende in esame il tasso a termine a nove mesi. I risultati sfavorevoli alla teoria riportati in quel lavoro sono influenzati dal fatto che - come gli stessi autori riconoscono - l'analisi non discrimina tra aste svolte con e senza il prezzo base. Poiché il prezzo di aggiudicazione è risultato spesso allineato al prezzo base, finché questo è esistito, è affatto improbabile che in tali circostanze i tassi d'aggiudicazione potessero riflettere le aspettative degli operatori. Un altro studio relativo a mercati finanziari italiani è quello di Scalia (1991)²⁴. Esso analizza la struttura a termine dei rendimenti dei BTP quotati sul mercato secondario e giunge a risultati analoghi a quelli generali sopra riportati: i tassi a termine sembrano avere la capacità di prevedere le variazioni dei tassi a breve, mentre non danno indicazioni sull'evoluzione dei tassi a più lungo termine.

Le tavole 3 e 4 pongono a confronto le stime econometriche relative a tassi a termine dello stesso tipo di quelli definiti sul mercato primario dei BOT. La tavola 3 attiene ai test delle variazioni dei tassi a breve, mentre la tavola 4 riguarda quelli sui movimenti dei tassi a lunga²⁵. Esso, in generale, è molto basso in valore assoluto e non significativo (risulta significativo solo quando ciò contraddice la teo-

23. Gli autori presentano le stime per i due sottoperiodi separati dal "divorzio" del luglio 1981.

24. L'autore segue l'approccio di Fama (1984). La curva per scadenza dei BTP è costruita secondo una metodologia basata sul modello di equilibrio economico generale di Cox, Ingersoll e Ross (1985).

25. Si osservi che in alcuni test la teoria delle aspettative richiede che il coefficiente della variazione prevista non sia significativamente diverso da zero.

CONFRONTO DI VARI TEST DELLA CAPACITÀ DEL DIFFERENZIALE DI RENDIMENTO
DI PREVEDERE LE VARIAZIONI DEL TASSO A BREVE (*)

Tassi a termine Orizzonte Durata (mesi)	Studio	Paese	Periodo di stima	Coeff. del differenz. di rendimento	Errore standard del coeff.	$t_{b=0}$	$t_{b=1}$	R^2
3	Shiller-Campbell-Schoenholz (1983) ^a	US	59-74	0,27	0,15		-4,9	0,03
	Mankiw (1986) ^b	UK	61-84	0,10	0,07		-12,9	0,02
		W.Ger.	61-84	0,14	0,07		-12,3	0,03
	Campbell-Shiller (1991) ^c	US	52-87	-0,15	0,2		-5,8	
	De Felice-Esposito (1991) ^d	I	76-90	-0,68	0,11	-6,2		
6	Campbell-Shiller (1991) ^c	US	52-87	0,04	0,33		-2,9	
	De Felice-Esposito (1991) ^d	I	76-90	-0,66	0,23	-2,9		
	Scalia (1991) ^e	I	84-90	0,11	0,37		-2,4	0,41
3	Campbell-Shiller (1991) ^c	US	52-87	0,04	0,19		-5,1	

(*) Poiché nei diversi lavori il regressore utilizzato o la tecnica di calcolo dell'errore standard non è sempre lo stesso, non tutte le stime sono direttamente confrontabili. Nondimeno, in tutti gli studi l'expectations theory richiede che il coefficiente del differenziale di rendimento sia positivo e non significativamente diverso da uno, ad eccezione dello studio di De Felice ed Esposito (1991), secondo cui tale coefficiente deve essere nullo.

^a Shiller, Campbell e Schoenholz (1983), p. 193, tav. 3, riga 4, coll. 5 e 6.

^b Mankiw (1986), p. 81, tav. 9, righe 2 e 4, coll. 3 e 4.

^c Campbell e Shiller (1991), p. 504, tav. 2, righe 13, 14, 21, 22, coll. 3 e 5.

^d De Felice ed Esposito (1991), p. 22, tav. 2, righe 1 e 3, coll. 1 e 2.

^e Scalia (1991), p. 58, tav. 2, riga 12, coll. 3, 4 e 9.

CONFRONTO DI VARI TEST DELLA CAPACITÀ DEL DIFFERENZIALE DI RENDIMENTO DI PREVEDERE
LE VARIAZIONI DEL TASSO A LUNGA (*)

Tassi a termine Orizzonte Durata (mesi)	Studio	Paese	Periodo di stima	Coeff. del differenz. di rendimento	Errore standard del coeff.	$t_{b=0}$	$t_{b=1}$	R^2
3	Campbell-Shiller (1991) ^a	US	52-87	-1,29	0,4		-5,7	
6	Campbell-Shiller (1991) ^a Scalia (1991) ^b	US I	52-87 84-90	-0,91 0,89	0,66 0,36		-2,9 2,5	0,23
3	Campbell-Shiller (1991) ^a Scalia (1991) ^b	US I	52-87 84-90	-1,97 0,10	0,6 0,56		5,0 0,2	0,1

(*) L'approccio di Campbell e Shiller (1991) è quello dell'equazione (9). Scalia (1991) invece, seguendo Fama (1984) e Fama e Bliss (1987), stima l'equazione (9'); in tale specificazione, il caso favorevole alla expectations theory è che il coefficiente del differenziale di rendimento non sia significativamente diverso da zero.

^a Campbell e Shiller (1991), p. 502, righe 13, 14, 21 e 22, coll. 3 e 5.

^b Scalia (1991), p. 56, tav. 1, righe 5 e 9, coll. 3, 4 e 5.

ria); talvolta esso è negativo, soprattutto nelle specificazioni relative alle variazioni del tasso a lunga. Solo l'ultima equazione della tavola 4, che compara i BTP con dodici mesi di vita residua a quelli che scadono dopo tre mesi, consente di affermare che il tasso a lunga si muove nella direzione indicata dalla expectations theory. È del resto plausibile che un investitore in BTP interessato solo al breve periodo segua le vicende del mercato secondario al fine di realizzare eventuali guadagni in conto capitale.

3. Conclusioni

L'indagine empirica, nel complesso, non fornisce risultati univoci circa la validità della teoria dei tassi futuri attesi. Nel periodo che va dall'abolizione del prezzo base all'inizio della crisi valutaria dell'estate 1992, la struttura a termine dei tassi d'aggiudicazione dei BOT ha avuto una buona capacità previsiva delle variazioni future dei rendimenti dei buoni a tre e a sei mesi; il risultato è tuttavia condizionato dalla limitatezza dell'intervallo di stima. L'estensione dell'analisi al periodo successivo comporta una modifica significativa delle stime econometriche. La crisi valutaria dell'estate del 1992 e il cambiamento della politica di emissione dei BOT avvenuto nell'estate del 1993 hanno attenuato fortemente il potere previsivo della curva per scadenza.

L'esistenza di segmentazioni sul mercato primario dei BOT, che tali risultati segnalano, può essere spiegata alla luce di due considerazioni:

- le dimensioni modeste del mercato secondario dei BOT limitano il grado di sostituibilità dei titoli; ciò ostacola, in particolar modo, l'uguaglianza degli holding-period returns;

- le famiglie, detentrici della gran parte dei BOT in circolazione, sono operatori presumibilmente caratterizzati da informazioni limitate e poco inclini ad attività di arbitraggio finanziario.

Ciò spiega in particolare perché mutamenti di rilievo della politica di emissione dei BOT possono influire significativamente sui premi per scadenza. Si noti peraltro, in favore della teoria delle aspettative, che le famiglie sono esposte solo limitatamente alle variazioni in conto capitale, in quanto propendono a detenere i buoni fino alla scadenza. Esse, pertanto, domandano premi per la liquidità ridotti.

$$(A.3) \quad \hat{R}_u^T(j) = \frac{1}{T} \sum_{t=j+1}^T \hat{u}_{t,k}^T \hat{u}_{t-j,k}^T$$

dove T è il numero delle osservazioni campionarie, X_T è la matrice dei regressori, u^T è il vettore dei residui della regressione OLS e k è il numero di periodi di sovrapposizione delle previsioni.

Riferimenti bibliografici

Banca d'Italia (1993), "Supplemento al Bollettino Statistico", n. 52.

Brooks, R. e M. Livingston (1992a), The Difference Between the Local and Unbiased Expectations Hypothesis, in "Review of Quantitative Finance and Accounting", n. 2, pp. 377-89.

e M. Livingston (1992b), The Local Versus the Unbiased Expectations Hypothesis with Discrete Compounding, in "Journal of Business Finance & Accounting", vol. 19, n. 6, pp. 877-88.

Buttiglione, L. e A. Prati (1990), La scelta del meccanismo di collocamento dei titoli di Stato: analisi teorica e valutazione dell'esperienza italiana, in Banca d'Italia, "Contributi all'analisi economica", n. 6, pp. 65-120.

Campbell, J. Y. (1986), A Defense of Traditional Hypothesis about the Term Structure of Interest Rates, in "Journal of Finance", vol. 41, n. 1, pp. 183-93.

e R. J. Shiller (1991), Yield Spreads and Interest Rates Movements: A Bird's Eye View, in "Review of Economic Studies", vol. 58, n. 3, pp. 495-514.

Cox, J. C., J. E. Ingersoll Jr. e S. A. Ross (1981), A Re-examination of Traditional Hypotheses about the Term Structure of Interest Rates, in "Journal of Finance", vol. 36, n. 4, pp. 769-99.

(1985), A Theory of the Term Structure of Interest Rates, in "Econometrica", vol. 53, n. 2, pp. 385-407.

De Felice, G. e M. Esposito (1991), The Expectations Theory of Interest Rates: An Application to the Italian T-Bills Market, COMIT Discussion Papers, n. R91-2.

Engsted, T. (1993), The Term Structure of Interest Rates in Denmark 1982-89: Testing the Rational Expectations/Constant Liquidity Premium Theory, in "Bulletin of Economic Research", vol. 45, n. 1, pp. 19-37.

Fama, E. F. (1984), The Information in the Term Structure, in "Journal of Financial Economics", vol. 13, pp. 509-28.

e R. R. Bliss (1987), The Information in Long-Maturity Forward Rates, in "American Economic Review", vol. 77, n. 4, pp. 680-92.

- Froot, K. A. (1989), New Hope for the Expectations Hypothesis of the Term Structure of Interest Rates, in "Journal of Finance", vol. 44, n. 2, pp. 283-305.
- Gaiotti, E. (1992), L'evoluzione dei metodi di controllo monetario e il modello mensile della Banca d'Italia, Banca d'Italia, Servizio Studi, dattiloscritto.
- Hansen, L. P. e R. J. Hodrick (1980), Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis, in "Journal of Political Economy", vol. 88, n. 5, pp. 829-53.
- Hicks, J. R. (1946), Value and Capital, Oxford, Oxford University Press, II ed.
- Hodrick, R. J. (1987), The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets, New York, Harwood Academic Publishers.
- Ingersoll, J. E. (1987), Theory of Financial Decision Making, Totowa NJ, Rowman and Littlefield.
- Kugler, P. e H. Borutta (1993), An Empirical Note on Euro Market Interest Rates and the Expectations Theory of the Term Structure, in "Empirical Economics", vol. 18, pp. 95-101.
- Mankiw, N. G. (1986), The Term Structure of Interest Rates Revisited, in "Brookings Papers on Economic Activity", n. 1, pp. 61-110.
- Masera, R. S. (1972), The Term Structure of Interest Rates, Oxford, Clarendon Press.
- Modigliani, F. e R. Sutch (1966), Innovations in Interest Rate Policy, in "American Economic Review: Papers and Proceedings", vol. 56, n. 2, pp. 178-97.
- Scalia, A. (1991), Un'analisi del term premium nel mercato dei titoli di Stato, in "Finanza, Imprese e Mercati", vol. 3, n. 1, pp. 43-63.
- Shiller, R. J. (1979), The Volatility of Long-Term Interest Rates and Expectations Models of the Term Structure, in "Journal of Political Economy", vol. 87, n. 6, pp. 1190-219.
- _____ (1989), Market Volatility, Cambridge MA, MIT Press.
- _____ (1990), The Term Structure of Interest Rates, in B. M. Friedman e F. H. Hahn (a cura di), Handbook of Monetary Economics, Amsterdam, North-Holland.
- _____, J. Y. Campbell e K. L. Schoenholtz (1983), Forward Rates and Future Policy: Interpreting the Term Structure of Interest Rates, in "Brookings Papers on Economic Activity", n. 1, pp. 173-223.

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

- n. 210 — *Sulla crescita delle piccole imprese nell'industria manifatturiera italiana*, di L. F. SIGNORINI (settembre 1993).
- n. 211 — *Business Cycles in Italy: A Retrospective Investigation*, di G. SCHLITZER (novembre 1993).
- n. 212 — *La produttività nei servizi destinabili alla vendita: nuove evidenze per un vecchio problema*, di G. PELLEGRINI (novembre 1993).
- n. 213 — *Prezzi all'esportazione e tassi di cambio: una verifica empirica*, di P. CASELLI (dicembre 1993).
- n. 214 — *Monetary Coordination under an Exchange Rate Agreement and the Optimal Monetary Instrument*, di C. MONTICELLI (dicembre 1993).
- n. 215 — *Testing Stationarity of Economic Time Series: Further Monte Carlo Evidence*, di G. SCHLITZER (gennaio 1994).
- n. 216 — *Il mercato primario dei titoli di Stato a medio e a lungo termine*, di L. BUTTIGLIONE e F. DRUDI (gennaio 1994).
- n. 217 — *Un modello price-gap per l'economia italiana: specificazione e valutazioni critiche*, di M. CARUSO (gennaio 1994).
- n. 218 — *Actual and "Normal" Inventories of Finished Goods: Qualitative and Quantitative Evidence from the Italian Manufacturing Sector*, di P. SESTITO e I. VISCO (febbraio 1994).
- n. 219 — *An Econometric Analysis of Money Demand in Italy*, di P. ANGELINI, D. F. HENDRY e R. RINALDI (marzo 1994).
- n. 220 — *Recente evoluzione del sistema bancario americano: ci sono indicazioni per l'Italia?*, di D. FOCARELLI (marzo 1994).
- n. 221 — *Has the Post-War US Economy Deviated less from the Stable Growth Regime?*, di C. KIM e M. MANNA (aprile 1994).
- n. 222 — *La battaglia per le quote di mercato: concorrenza dinamica e spostamenti di clientela tra banche nei mercati dei crediti e dei depositi*, di R. CESARI (aprile 1994).
- n. 223 — *Measuring Money with a Divisia Index: An Application to Italy*, di E. GAIOTTI (aprile 1994).
- n. 224 — *Monetary Policy Transmission via Lending Rates in Italy: Any Lessons from Recent Experience?*, di L. BUTTIGLIONE e G. FERRI (maggio 1994).
- n. 225 — *Misure della capacità utilizzata nell'industria con i dati sull'energia elettrica*, di L.F. SIGNORINI (maggio 1994).
- n. 226 — *Confidence Costs and the Institutional Genesis of Central Banks*, di C. GIANNINI (maggio 1994).
- n. 227 — *Un'analisi empirica della relazione tra tassi del mercato interno e dell'euro lira*, di G. FERRI e A. GENERALE (giugno 1994).
- n. 228 — *The Defence of Exchange Rates in the EMS: Instruments and Strategies, 1987-1993*, di P. DEL GIOVANE (luglio 1994).
- n. 229 — *About the Level of Daylight Credit, Speed of Settlement and Reserves in Electronic Payment Systems*, di P. ANGELINI (agosto 1994).
- n. 230 — *Asymmetries and Nonlinearities in Economic Activity*, di F. FORNARI e A. MELE (agosto 1994).
- n. 231 — *L'attività cross-border delle banche italiane: una verifica empirica*, di C. BENTIVOGLI e A. GENERALE (settembre 1994).

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

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

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

