

Innovazioni nella politica dei tassi d'interesse (*)

Questo articolo si propone di esaminare i risultati della politica inaugurata negli Stati Uniti al principio del 1961, all'avvento della amministrazione Kennedy, e nota come « Operazione Twist »: ossia del tentativo di « forzare » la struttura dei saggi d'interesse rialzando i rendimenti dei titoli a breve termine e abbassando contemporaneamente o almeno mantenendo invariati quelli dei titoli a lungo termine. Più alti tassi a breve avrebbero dovuto contribuire in misura apprezzabile a impedire il deflusso dei capitali e pertanto a risolvere il problema della bilancia dei pagamenti degli Stati Uniti, mentre più bassi saggi d'interesse a lungo termine erano ritenuti desiderabili per stimolare l'economia mediante l'aumento degli investimenti privati.

Non è però nei nostri fini esaminare se l'operazione « twist » ha contribuito a migliorare la bilancia dei pagamenti e a sostenere nel contempo l'attività interna. La nostra attenzione è concentrata sull'operazione « twist » *in se stessa*. Ci limiteremo cioè a un esame delle tecniche usate dal Governo e dalla Riserva Federale per influenzare la struttura dei tassi e a un tentativo di stabilire in quale misura sia stato raggiunto lo scopo prefissato di « forzare » la curva dei rendimenti.

Due sono stati i principali tipi d'intervento impiegati a tal fine:

1) operazioni di mercato aperto della Riserva Federale e operazioni di gestione del debito del Tesoro, intese a ridurre la scadenza

(*) Gli autori desiderano ringraziare Charles Bischoff del Massachusetts Institute of Technology per la sua assistenza nell'applicazione delle tecniche d'interpolazione di Almon, usate in questo studio. Tutti i calcoli sono stati eseguiti al Computation Center della Sloan School of Management del M.I.T., utilizzando il programma di regressione REORR scritto da Robert Hall. La ricerca è stata finanziata in parte con un contributo della Ford Foundation alla Sloan School of Management per ricerche nel settore finanziario e con fondi della National Science Foundation. Gli autori hanno beneficiato di discussioni con parecchi colleghi, in particolare con i prof. Eli Shapiro della Harvard University e Paul Samuelson del Massachusetts Institute of Technology.

media dei titoli di debito pubblico in circolazione, posseduti dai privati. Si attendeva che un incremento nella offerta relativa di titoli a breve termine esercitasse una pressione al rialzo sui saggi d'interesse a breve termine, mentre la corrispondente diminuzione nella disponibilità di titoli a lungo termine avrebbe determinato più bassi rendimenti a lunga scadenza, forzando in tal modo la struttura dei tassi nella direzione voluta;

2) ripetuti rialzi, a cominciare dal gennaio 1962, dei saggi massimi pagabili sui depositi a risparmio e a termine tenuti presso le banche commerciali in base alla « Regulation Q ». Secondo *The Economic Report of the President* del gennaio 1962, questa « azione fu intrapresa per stimolare la concorrenza nella raccolta di risparmio e per incoraggiare il mantenimento di fondi esteri presso le banche associate alla Riserva al fine di moderare le pressioni sulla bilancia dei pagamenti » (3, p. 88, Tav. 8). Potrebbe considerarsi volta a tal fine anche la recente condiscendenza del *Federal Reserve Board* all'emissione da parte delle banche commerciali di particolari titoli di credito (1).

Un esame del comportamento dei saggi « chiave » a breve e a lungo termine tra il primo trimestre del 1961 e il terzo trimestre del 1965, presentato nella Tavola n. 1, rivela che i saggi a breve sono sostanzialmente cresciuti, mentre quelli a lunga scadenza si sono mossi relativamente poco, alcuni moderatamente al rialzo (titoli governativi, obbligazioni private e di prim'ordine *Aaa*), altri moderatamente al ribasso (obbligazioni « municipali », obbligazioni private *Baa*, titoli ipotecari).

(1) Sono stati adoperati anche altri strumenti, non però preordinati a forzare la curva dei rendimenti; si tratta piuttosto di politiche volte a modificare la reazione dell'economia a una data curva dei rendimenti; tali politiche possono essere così raggruppate:

a) misure miranti direttamente a ridurre l'esportazione di capitali verificantesi con una data struttura di saggi a lungo e a breve termine; esse includono innanzitutto 1) la tassa di perequazione degli interessi (*interest equalization tax*), 2) il programma dell'amministrazione Johnson inteso a sollecitare un'adesione volontaria alla limitazione dei prestiti bancari concessi a imprese straniere e ad aziende nazionali per operazioni all'estero e degli investimenti diretti all'estero;

b) misure fiscali volte a incrementare il tasso degli investimenti interni a lunga scadenza a un dato livello dei saggi di rendimento; esse comprendono 1) la revisione dei coefficienti di ammortamento da parte dell'*Internal Revenue Department*, 2) le misure per il credito agli investimenti.

Una valutazione di queste politiche supera l'ambito del presente studio, che si concentrerà solamente sulle tecniche intese a modificare la forma della curva dei rendimenti.

TAVOLA 1

ANDAMENTO DI ALCUNI IMPORTANTI SAGGI A BREVE E A LUNGA SCADENZA
(DAL 1960-1961 AL TERZO TRIMESTRE 1965)

Anno e trimestre	Cambiali Tesoro	Cambiali Commerc.	Depositi a rispar.	Titoli S & L	Titoli govern.	Obblig. private (Moody)		« Municipali » Primarie	Titoli Ipotecari
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	Aaa	Baa	(8)	(9)
1960-III	2,36	3,37	2,57	3,86 a	3,82	4,31	5,10	3,60	6,25
1961-I	2,35	3,01	2,65	3,90 a	3,83	4,27	5,06	3,34	6,05
1965-III	3,85	4,38	4,15 b	4,19 c	4,20	4,50	4,89	3,27	5,85 d
A. LIVELLI %									
dal '60-III al '65-III	1,49	1,01	1,58 b	0,35 a, c	0,37	0,19	-0,21	-0,33	-0,40 d
dal '61-I al '65-III	1,50	1,37	1,50 b	0,29 a, c	0,36	0,23	-0,17	-0,26	-0,20 d
dal '60-I al '65-III	-0,09	-0,31	1,64 b	0,35 a, c	-0,02	-0,05	-0,42	-0,72	-0,45 d
B. VARIAZIONI									

a Media Annua. b Secondo trimestre del 1965. c Media del 1964. d Ultimo trimestre del 1964.

Fonti:

Colonne (1), (2), (5), (6), (7), (8) *Economic Indicators*.

Colonna (4), Savings and Loan League.

Colonna (3), Frank de Leeuw e Federal Reserve Bank di St. Louis.

Colonna (9) Federal Housing Administration.

Di conseguenza la differenza tra rendimenti delle obbligazioni governative (a lungo termine) e saggi delle cambiali del Tesoro è diminuita da 150 a 35 punti; e il divario tra saggi delle obbligazioni private *Aaa* e saggi delle cambiali commerciali si è contratto da 125 a 12 punti. Queste cifre sembrerebbero fornire una prova evidente del notevole successo dell'operazione « twist ». Ma tale interpretazione (frequentemente ripetuta) sarebbe troppo frettolosa, poichè l'esperienza passata mostra che i divari di rendimento tendono a ridursi in un periodo di ripresa economica e di saggi a breve crescenti, come è stato quello tra il 1961 e i nostri giorni. Di fatto le differenze prevalenti nel terzo trimestre 1965 erano ancora notevolmente più ampie di quanto fossero le differenze riscontrate al culmine del ciclo 1959-inizio 1960, come emerge dall'ultima riga della Tavola n. 1, parte B. La riduzione dei divari tra la fine del 1960 e la fine del 1965 potrebbe perciò riflettere meramente una tendenza normale per periodi contrassegnati da saggi a breve crescenti. Questa tendenza può essere sottoposta a verifica stimando le relazioni storiche intercorrenti tra differenze e saggi a breve mediante tecniche ordinarie di regressione, e confrontando i risultati così ottenuti con le relazioni accertate tra saggi a breve e a lunga. Usando dati trimestrali riguardanti titoli governativi per il periodo che va dal 1952-I al 1961-IV abbiamo stimato la seguente relazione tra la « differenza » (*Spread*) e il saggio d'interesse (r) delle cambiali del Tesoro a tre mesi:

$$R_t - r_t \equiv S_t = 2,16 - 0,495 r_t = 0,495 (4,37 - r_t) \\ (0,17) \quad (0,07) \quad S_0 = 0,39.$$

Poichè nel terzo trimestre 1965 il saggio delle cambiali è stato 3,85 per cento, l'equazione data prevederebbe una differenza tra saggio a lunga e saggio delle cambiali pari a 33 punti, molto vicina alla differenza di 35 punti accertata a tale data. Conclusioni negative molto simili circa l'efficacia dell'operazione « twist » possono essere raggiunte estrapolando la relazione tra il saggio d'interesse sulle cambiali commerciali e la differenza tra tale saggio e i rendimenti delle obbligazioni *Aaa* dell'indice Moody, sia per il solo periodo post-bellico sia per il periodo risalente fino all'inizio degli anni '20.

Si deve quindi concludere che l'operazione « twist » è stata un fallimento totale, almeno per quanto riguarda la struttura dei rendimenti dei titoli negoziabili, che cioè le variazioni sopravvenute dall'inizio dell'operazione non si discostano sensibilmente da quelle che avremmo potuto attenderci in sua assenza? Trarre tale conclu-

sione dalle rudimentali risultanze esposte non sarebbe più giustificato che l'inferire dalle cifre della Tavola n. 1 un clamoroso successo della politica in esame. L'importanza delle semplici verifiche riportate è piuttosto di far risaltare che il compito di accertare il successo dell'operazione è tutt'altro che semplice e può essere adeguatamente affrontato solo con l'aiuto di una teoria empiricamente verificabile che consenta di comprendere le forze di base che tendono a dar forma alla struttura dei rendimenti e alle sue variazioni nel tempo. È su questo stimolante compito che dobbiamo per prima cosa impegnarci.

I. Recenti sviluppi teorici nell'analisi della struttura dei tassi di interesse.

Esiste oggi un accordo generale sul fatto che in un mondo ideale, nel quale non ci siano costi di transazione o tasse e si riscontrino un comportamento razionale degli operatori e la certezza dei saggi futuri, la struttura dei rendimenti per scadenze diverse è controllata dal principio che tutti i titoli in circolazione, per ogni dato intervallo di tempo e senza riguardo alla scadenza, devono produrre identici rendimenti, definiti come la somma dei pagamenti in contanti più qualsiasi incremento (o meno qualsiasi decremento) nel valore di mercato dei singoli titoli.

Il principio in esame implica che, a qualsiasi data t , il rendimento di una obbligazione avente scadenza al termine di n periodi diverge dal saggio a breve per il periodo corrente di un ammontare che riflette la variazione nel valore di mercato dell'obbligazione nel corso del periodo stesso. La differenza $S(n, t) = R(n, t) - R(1, t)$ sarà positiva se il valore del titolo diminuisce e negativa nel caso contrario. La variazione nel valore dell'obbligazione, a sua volta, è inversamente proporzionale al mutamento del tasso a lunga nel periodo corrente. Tale mutamento è dato dalla quantità:

$$\Delta R(n, t) = R(n-1, t+1).$$

Conseguentemente $R(n, t)$ può essere espresso in termini del saggio a breve corrente $R(1, t)$ e del saggio a lunga futuro $R(n-1, t+1)$. Inoltre poichè $R(n-1, t+1)$ può a sua volta essere espresso in termini di $R(1, t+1)$ e $R(n-2, t+2)$, e così via, risulta evidente che $R(n, t)$ può anche essere espresso in termini dei saggi correnti e futuri, riferiti a un prestito della durata di un solo periodo, riscontrabili in ciascuno degli n periodi fino a quello di

scadenza, $R(r, t)$, $R(r, t+1)$, ..., $R(r, t+n-1)$; la forma precisa della relazione funzionale dipende però dal modo in cui avviene il flusso dei pagamenti promessi dall'obbligazione fino alla scadenza. Infine, poichè il rendimento di chi ha dato e il costo di chi prende a prestito, per qualsiasi intervallo di tempo, è lo stesso a prescindere dalla scadenza del titolo posseduto o emesso, nessuno dei due operatori ha uno speciale incentivo ad adattare la struttura della scadenza delle sue attività o passività al tempo per il quale intende rimanere creditore o debitore.

C'è sfortunatamente un minore accordo sui fattori determinanti la struttura dei rendimenti nel mondo « reale ». I punti di vista prevalenti possono essere sintetizzati come segue:

1) Da un lato c'è l'« ipotesi della pura attesa » (*Pure Expectation Hypothesis*), la quale sostiene che il modello valido nel caso di certezza fornisce un'adeguata approssimazione del mondo reale, eccettuato il fatto che la eguaglianza dei rendimenti del mondo certo deve essere rimpiazzata dalla eguaglianza dei rendimenti attesi, i quali possono essere considerati come il valore medio (o altra analogia misura della tendenza centrale) della distribuzione delle probabilità soggettive dei rendimenti possibili. In particolare, per ciascuna n , $R(n, t)$ diverge da $R(r, t)$ per il valore « atteso » delle variazioni in conto capitale, determinato dal mutamento « atteso » nel saggio d'interesse (a lunga scadenza), cioè $\Delta R^e(n, t)$. Perciò i possessori di obbligazioni con più basso valore atteso dei rendimenti tenterebbero di venderle, spingendo verso il basso il loro prezzo e innalzando così il rendimento, per acquistare titoli a più alto rendimento, spingendo pertanto verso l'alto il loro prezzo e riducendo i rendimenti; e ciò finchè la relazione postulata si realizza in pratica.

2) Una variante a detta ipotesi, di ispirazione keynesiana (2), può essere denominata « teoria del premio al rischio » (*Risk Premium Model*). Essa è stata formulata compiutamente da Hicks (3) ed è diffusamente accettata. Tale teoria accoglie il principio base che i rendimenti alle varie scadenze sono tra loro collegati dalle attese sui saggi futuri a lunga, e quindi anche sui saggi a breve, ma richiama l'attenzione sul differente grado d'incertezza che è connesso ai rendimenti attesi realizzabili nel breve periodo, tenendo titoli di diversa durata.

(2) Cfr. J. KEYNES, *A Treatise on Money*, cit.

(3) Cfr. J. HICKS, *Value and Capital*, cit.

Mentre i rendimenti sui titoli a breve sono certi (se il valore di rimborso è garantito alla fine del periodo), quelli sui titoli a lunga non sono garantiti a causa dell'incertezza sui saggi futuri e quindi sul valore di mercato della obbligazione alla fine del periodo. Pertanto l'incertezza tende ad essere più grande quanto più lunga è la scadenza, poichè una data variazione nei saggi a lunga tende a produrre più grandi variazioni sul valore finale quanto più lunga è la vita residua del titolo. Se gli investitori sono prevalentemente contrari al rischio, come suggerisce l'esperienza del comportamento di mercato, potrebbe attendersi che, se i rendimenti attesi sono gli stessi a tutte le scadenze, essi tendono a preferire i titoli a breve termine, essendo questi i più sicuri. Per spingere quindi il mercato a possedere scadenze a più lungo termine, il loro rendimento atteso deve superare quello di titoli a più breve termine di un premio per la liquidità. Secondo tale principio, la curva dei rendimenti tende a crescere più di quanto non implichi quella tracciata sotto l'ipotesi della pura attesa, a causa del premio al rischio crescente al crescere dei termini di scadenza. L'entità di tali premi può ritenersi dipendente dall'offerta relativa di scadenze più lunghe e dal grado di avversione al rischio dell'investitore.

3) Infine c'è la teoria che può essere denominata « ipotesi di segmentazione del mercato » (*Market Segmentation Hypothesis*). I suoi sostenitori suggeriscono che entrambi i prestatori e i richiedenti hanno precise preferenze per i titoli a date scadenze, e, per varie ragioni, dovute in parte a fattori istituzionali e a regolamentazioni limitative dell'attività degli intermediari finanziari, tendono a limitare la scelta a titoli aventi la desiderata scadenza, senza porre attenzione ai saggi di rendimento per scadenze diverse (4). Pertanto i saggi a differenti scadenze, tendono a essere stabiliti, ciascuno in un mercato separato, dalla loro particolare scheda di domanda e offerta. I saggi così stabiliti possono benissimo comportare ampie differenze nel rendimento « atteso » ottenibile nel periodo corrente, o in una qualsiasi sequenza di periodi, da investimenti a scadenze diverse, ma tali differenze, si sostiene, non indurrebbero i contraenti ad allontanarsi dalla scadenza preferita, o « habitat », come la chiameremo in seguito, salvo forse quando i divari diventano evidenti ed estremi.

(4) Questo punto di vista è stato sostenuto da un certo numero di autori, in particolare da CULBERTSON (cfr. *The Term Structure of Interest Rates*, cit.).

Secondo il nostro punto di vista, ciascuna delle tre teorie ha i suoi meriti, ma anche i suoi difetti. Proponiamo perciò un modello alternativo che, in sostanza, fonde i tre precedenti e che può essere denominato « Teoria dell'habitat preferito » (*Preferred Habitat Theory*). Il nostro modello condivide con il modello di Hicks la nozione che la struttura dei rendimenti è fondamentalmente controllata dal principio della eguaglianza dei rendimenti « attesi », modificata però dal premio al rischio. Ne differisce però in un aspetto fondamentale. La teoria hicksiana suppone che tutti gli operatori siano interessati ai rendimenti a breve e che, perciò, chiunque investa a lungo si accolla il rischio associato all'incertezza del rendimento su titoli a più lunga scadenza rispetto a quelli a breve. Questo punto di vista sarebbe corretto solo se potessimo assumere che ciascun investitore desidera tramutare il suo portafoglio in contante alla fine del periodo « breve », cioè che egli ha un « habitat a breve » (cfr. Meiselman) (5). In pratica però i vari operatori paiono avere differenti habitat, come rilevato dalla teoria della segmentazione. Supponiamo che una persona abbia un habitat di n periodi, cioè che egli disponga di fondi che non gli occorrono prima di n periodi e che, pertanto, desidera tenere investiti in obbligazioni per n periodi. Se investe in titoli della durata di n periodi egli conoscerà esattamente il risultato del suo investimento, misurato dal valore finale della sua ricchezza. Se, tuttavia, egli rimane sul mercato a breve, il risultato è incerto, poichè dipenderà dall'andamento futuro dei saggi a breve nei periodi $2, 3, \dots, n-1$. Inoltre egli incorrerà probabilmente in più elevati costi di transazione. Pertanto, se ha avversione al rischio, preferirà rivolgersi al mercato a lunga a meno che la media dei saggi a breve attesi ecceda il saggio a lunga di un ammontare sufficiente a coprire i costi di transazione e a compensarlo del rischio supplementare di impieghi a breve. Similmente, se egli tenesse investita la sua ricchezza in scadenze più lunghe di n , si esporrebbe al rischio, questa volta di tipo hicks-keynesiano, connesso all'incertezza del prezzo conseguibile per obbligazioni non ancora giunte a scadenza. In tal modo l'avversione al rischio dovrebbe indurre l'investitore non a preferire impieghi a breve ma, invece, a rimanere nel proprio habitat, a meno che altre scadenze (più brevi o più lunghe) gli offrano un premio atteso sufficientemente alto da compensarlo del rischio e del costo di uscita dal proprio habitat.

(5) D. MEISELMAN, *The Term Structure of Interest Rates*, cit.

Considerazioni simili sono applicabili, *mutatis mutandis*, al lato del mercato dei mutuatari.

In base al nostro modello il saggio per una data scadenza n potrebbe differire dal saggio previsto dalla teoria della « pura attesa » di un premio al rischio positivo o negativo, riflettente l'ampiezza della differenza tra l'offerta di fondi con habitat n e la domanda totale di prestiti per un periodo n a quel saggio d'interesse. Se la domanda per il periodo n superasse i fondi con habitat di n periodi, tenderebbe a causare un aumento del premio per una scadenza di n periodi, e viceversa (6). Tali premi o sconti tenderanno a determinare movimenti di fondi tra mercati a diverse scadenze, sia attraverso la « speculazione » di investitori spinti a uscire dal loro naturale habitat da più alti rendimenti attesi, sia attraverso « l'arbitraggio » di intermediari indotti ad « assumere una posizione », prendendo a prestito nel campo delle scadenze dove il rendimento atteso è basso, e investendo dove il rendimento atteso è alto.

In breve la teoria dell'habitat implica che la differenza $S(n, t)$ tra il saggio a lunga $R(n, t)$ e quello a breve $R(1, t)$ dipende innanzitutto dalle variazioni attese nel saggio a lunga, $\Delta R^e(n, t)$. Ma suggerisce pure che la differenza potrebbe anche essere influenzata dall'offerta di titoli a breve e a lungo termine da parte di mutuatari *primari* (cioè da parte di mutuatari diversi dagli arbitraggisti) in relazione alla corrispondente domanda dei prestatori *primari*; l'entità dell'influenza dipenderebbe dal grado di avversione al rischio, dai costi di transazione e dalla possibilità di efficaci operazioni d'arbitraggio.

Queste conclusioni possono essere convenientemente sintetizzate nelle seguenti equazioni.

Rendimenti attesi correnti su una obbligazione della durata di n periodi $\equiv R(n, t) +$ guadagni attesi in conto capitale $= R(1, t) + F_t$

dove F_t sta per l'effetto netto dei fattori connessi alla domanda e all'offerta e potrebbe assumere un valore sia positivo che negativo. Risolvendo per $R(n, t)$, e assumendo i « guadagni attesi in conto

(6) Ciò è solo approssimativamente vero, poichè nell'ipotesi di avversione al rischio fondi appartenenti a un habitat a scadenza n non dovrebbero essere indifferenti al mercato verso cui si dirigono, ma dovrebbero tendere preferibilmente a fermarsi nella scadenza più vicina, dove si suppone che il rischio debba essere minore.

capitale » come proporzionali alla *caduta* attesa nel saggio a lunga; cioè a $-\Delta R^e(n, t)$, possiamo riscrivere l'equazione nel seguente modo:

$$[1] \quad R(n, t) = R(i, t) - \text{guadagni attesi in conto capitale} + F_t = \\ = R(i, t) + \beta \Delta R^e(n, t) + F_t \quad (7).$$

II. Una formulazione a fini operativi della teoria dell'habitat.

Prima di sottoporre a verifica la nostra ipotesi è opportuno riformulare l'equazione [1] in una forma che si presti a una stima empirica. Ciò implica la specificazione sia di una teoria della formazione delle aspettative, sia di una forma funzionale per il termine « F ». Per una teoria delle attese attingiamo all'ingegnoso metodo di analisi di Frank de Leeuw (8), che sintetizza due punti di vista correnti sulle determinanti delle variazioni attese nei saggi a lungo termine (9).

Un punto di vista, che ha le sue radici in Keynes (10), sostiene che il mercato si aspetta che il saggio d'interesse tenda verso un livello « normale » basato sulla esperienza passata. Modificando lievemente la formulazione di de Leeuw, noi diamo un valore approssimato di tale livello normale, che denotiamo con \bar{R}_t , calcolando la media dei saggi a lunga negli m periodi precedenti, più una costante che potrebbe essere considerata come un livello « normale » di un periodo *molto* lungo. Si ottiene così:

$$\bar{R}_t = v \sum_{i=1}^m \mu_i R_{t-i} + (1-v)c; \quad 0 < v < 1$$

(7) La sostituzione di $-\beta \Delta R^e(n, t)$, se β è presa come una costante, dovrebbe essere considerata come una approssimazione per il guadagno atteso in conto capitale. Più correttamente β può considerarsi come una funzione sia della durata del periodo di maturazione n che di $R(n, t)$ (così come dei saggi a breve futuri).

Tuttavia la dipendenza dal periodo n non può considerarsi trascurata se si esaminano determinate scadenze n , così come può dimostrarsi che l'effetto di $R(n, t)$ è talmente piccolo da poter essere trascurato in prima approssimazione facendo riferimento al campo di variazione di $R(n, t)$ prevalente nel periodo di nostro interesse.

(8) F. DE LEEUW, *A Model of Financial Behavior*, cit.

(9) MEISELMAN (*op. cit.*) e KESSEL (*The Cyclical Behavior of the Term Structure of Interest Rates*, cit.) hanno dato importanti contributi nell'ambito di tale ipotesi, ma, pur rappresentando i loro lavori un valido sostegno alla teoria dell'attesa, il loro metodo d'analisi non è direttamente applicabile al nostro problema.

(10) J. KEYNES, *The General Theory of Employment, Interest and Money*, cit.

dove R_t è usato per indicare il saggio di lungo periodo e μ_i i pesi, la cui somma è eguale all'unità, da attribuire a ciascun saggio.

Poichè l'esperienza recente dovrebbe essere più importante, dobbiamo attenderci che i μ_i tendano verso lo zero al crescere di i da i a m . Questa ipotesi regressiva può essere formulata nel modo seguente:

$$[2] \quad \Delta R_t^e = \alpha_1 (\bar{R}_t - R_t) = \alpha_1 [v \sum_{i=1}^m \mu_i R_{t-i} + (1-v)c - R_t] \quad (11)$$

dove α_1 è una misura della velocità con cui si attende che R_t ritorni al valore \bar{R}_t .

Un'ipotesi diversa, proposta dal Duesenberry, suggerisce che le aspettative possono avere carattere estrapolativo: « una crescita nei saggi (conduce) ad aspettative di ulteriori crescite e viceversa » (12). Secondo de Leeuw il recente trend nei saggi potrebbe essere approssimativamente valutato dalla differenza tra il saggio corrente e una media ponderata dei saggi del passato recente; donde la seguente ipotesi estrapolativa:

$$[3] \quad \Delta R_t^e = \alpha_2 (R_t - \sum_{i=1}^n \delta_i R_{t-i}); \quad \alpha_2 > 0$$

ove n potrebbe essere apprezzabilmente più piccolo di m e i pesi, δ_i , probabilmente decrescerebbero piuttosto rapidamente.

Ora, come de Leeuw rileva, è credibile che entrambe le ipotesi contengano un elemento importante di verità, che cioè le aspettative contengano elementi sia estrapolativi che « regressivi ». Se così fosse possiamo combinare la parte destra della [2] e della [3] per ottenere:

$$[4] \quad \Delta R_t^e = -a R_t + \sum_{i=1}^m b_i R_{t-i} + d c$$

dove

$$a = (\alpha_1 - \alpha_2), \quad b_i = \alpha_1 v \mu_i - \alpha_2 \delta_i,$$

(11) Questa ipotesi potrebbe anche essere mantenuta sostituendo la nozione di livello « normale » con quella di « campo di variazione normale » (cfr. MALKIEL, *Expectations, Bond Prices and the Term Structure of Interest Rates*, cit.).

(12) J. DUSENBERRY, *Business Cycles and Economic Growth*, cit., p. 318.

con δ_i eguale a zero per $i > n$, e $d = \alpha_1(1 - v)$. Poichè il termine della sommatoria rappresenta ora la differenza tra due strutture sfasate temporalmente, non possiamo più attenderci che essa sia di forma geometrica semplice. Infatti, se l'elemento estrapolativo è significativo (se cioè α_1 non è eguale a zero o piccolo rispetto a $\alpha_1 v$), dovrebbe riscontrarsi che inizialmente, riducendosi δ_i più rapidamente di μ_1 , b_i cresce (probabilmente anche da valori negativi), raggiungendo un massimo avvicinandosi a n , per declinare poi verso zero.

Siamo ora in condizione di sostituire l'equazione [4] nella [1], ottenendo:

$$R_t = r_t - \beta a R_t + \sum_{i=1}^m \beta b_i R_{t-i} + \beta d c + F_t$$

dove r_t è usato da qui in avanti per denotare il saggio a breve $R(t, t)$. In tale formulazione l'equazione presenta il saggio a lunga in entrambi i lati; ma ciò può essere facilmente trattato risolvendo l'equazione per R_t , ottenendo:

$$[5] \quad R_t = A r_t + \sum_{i=1}^m B_i R_{t-i} + C + F'_t + \varepsilon_t$$

dove

$$A = \frac{1}{1 + \beta a}; \quad B_i = \frac{\beta}{1 + \beta a} b_i; \quad C = \frac{\beta d c}{1 + \beta a}$$

e ε_t è l'errore residuo.

Notiamo che, essendo β ed a supposti positivi, il coefficiente A dovrebbe essere positivo ma inferiore all'unità, e che, essendo i coefficienti B_i delle variabili sfasate proporzionali ai b_i della [4], le nostre precedenti deduzioni circa la forma della struttura degli sfasamenti b_i si applicano egualmente ai B_i .

III. Stima del modello.

Se trascuriamo momentaneamente il termine d'offerta non specificato F'_t , l'equazione [5] contiene solamente termini osservabili e è in principio suscettibile di stima e verifica. Nel fare ciò, tuttavia,

si devono affrontare due difficili questioni. Poichè gli sfasamenti distribuiti sui saggi a lunga passati potrebbero essere piuttosto ampi e non del noto tipo decrescente esponenziale, nascono problemi di valutazione. Questi sono stati risolti da de Leeuw con una tecnica ingegnosa che comporta la valutazione di un piccolo numero di coefficienti invece di un distinto coefficiente per ciascun valore sfasato di R (alternativa che condurrebbe a seri problemi di collinearità). Ora si dispone però di una nuova tecnica più efficace e molto più flessibile per stimare la struttura degli sfasamenti, tecnica escogitata da Shirley Almon (13) e perfezionata da Charles Bischoff in un lavoro in corso al Massachusetts Institute of Technology. Questo procedimento impone minime restrizioni *a priori* sulla struttura degli sfasamenti, richiedendo solamente che essa possa essere approssimata da un polinomio. Poichè la nostra formulazione suggerisce che la distribuzione degli sfasamenti dovrebbe crescere fino a un massimo per poi cadere, si può ammettere che un polinomio di quarto grado sia sufficientemente flessibile per avvicinarsi alla effettiva struttura.

La « distribuzione di Almon » comporta l'interpolazione di polinomi di Lagrange, che sono usati per pesare un numero dato di valori passati delle variabili i cui sfasamenti devono essere stimati. Queste medie ponderate, o « variabili Almon », sono quindi inserite nell'equazione di regressione con il metodo dei minimi quadrati semplici. Per definire la struttura di un polinomio di quarto grado sarebbero necessari cinque polinomi di Lagrange; tuttavia, poichè *a priori* si ha motivo di ritenere che la struttura degli sfasamenti si riduca a valori trascurabili ad un dato punto nel passato, possiamo ulteriormente porre la restrizione che il polinomio da stimare debba assumere il valore zero a un dato sfasamento massimo. Ciò permette di usare solo quattro polinomi di Lagrange e quindi quattro « variabili Almon » (14). I quattro coefficienti stimati per queste variabili nella regressione più la specificazione *a priori* del punto di inter-

(13) S. ALMON, *The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures*, cit.

(14) Questa è una modifica alla procedura che la Signora Almon segue nel suo citato studio sugli sfasamenti tra approvvigionamento di fondi e loro impiego. La sua distribuzione degli sfasamenti comincia, così come termina, con un valore di zero; pertanto sono necessarie solamente tre variabili per stimare il polinomio di quarto grado. Ai nostri fini l'assunto che il polinomio passa per lo zero al tempo $t+1$ sembra porre una restrizione non sostenibile sulla forma della distribuzione degli sfasamenti. Prove effettuate con parecchie restrizioni alternative indicano che una stima della distribuzione libera da vincoli conduce a una struttura degli sfasamenti più sensibile e consente un migliore adattamento.

sezione forniscono i cinque punti necessari a definire un polinomio di quarto grado.

Tuttavia, prima di tentare l'applicazione di tale tecnica, bisogna affrontare un'altra difficoltà. L'equazione [5] si propone di spiegare la variabile dipendente R_t in funzione dei valori sfasati di se stessa. È noto che in presenza di autocorrelazioni degli errori ϵ_t , le stime dei coefficienti risulterebbero affette da errori sistematici (15). Il problema è particolarmente delicato nel nostro caso, poichè può dimostrarsi che se l'operazione « twist » fu un successo, un'equazione del tipo [5], calcolata con il metodo dei minimi quadrati semplici, tenderebbe molto probabilmente a nascondere e sottostimare la sua vera efficacia.

Un modo di trattare tale difficoltà sarebbe quello di stimare la [5] usando le tecniche recentemente sviluppate per ottenere stime consistenti di equazioni che includono una variabile dipendente sfasata (16). Noi però proponiamo un metodo d'analisi alternativo. Come è noto, un'equazione del tipo [5] implica che R_t può anche essere espresso come una funzione soltanto di r_t più una somma ponderata di tutti i precedenti *saggi a breve* r_{t-1} . Questo risultato può essere ottenuto usando l'equazione [5] per esprimere R_{t-1} in termini di r_{t-1} , e così via da R_{t-2} a R_{t-m-1} . Il risultato finale presenta solamente r_{t-j} , con j che si estende indefinitamente nel passato, ma con i coefficienti degli r_{t-j} lontani nel passato tendenti a zero. Quindi, in prima approssimazione, R_t può essere espresso come una media di un numero finito e ragionevolmente piccolo di valori sfasati di r :

$$[6] \quad R_t = \alpha + \beta_0 r_t + \sum_{i=1}^m \beta_i r_{t-i} + \eta_t \quad (17).$$

Questa equazione è molto simile alla [5], dalla quale differisce solamente perchè gli sfasamenti distribuiti sui saggi a lunga sono

(15) Z. GRILICHES, *A Note on Serial Correlation Bias in Estimates of Distributed Lags*, cit.

(16) Tali tecniche dovrebbero essere simili a quelle suggerite da LIVIATAN (*Consistent Estimation of Distributed Lags*, cit.).

(17) Idealmente si potrebbe desiderare di stimare uno sfasamento infinito di r_t . Tecniche di stima della distribuzione degli sfasamenti di Pascal-Solow, in corso di studio al M.I.T. da parte di Robert Hall, sembrano adatte a tale scopo. Ma a questo proposito c'è ancora d'attendere. È molto improbabile tuttavia che tecniche di stima più raffinate possano alterare sostanzialmente le nostre conclusioni. Incidentalmente le tecniche applicate nell'equazione [6] possono essere considerate come un primo stadio di quelle proposte da Liviatan (vedasi nota 16).

rimpiazzati da sfasamenti distribuiti sui saggi a breve. Tale sostituzione equivale essenzialmente a ipotizzare che il saggio a lunga atteso R_t^e può essere approssimativamente calcolato come una media ponderata di saggi *a breve* passati piuttosto che di saggi *a lunga* passati. L'ipotesi è certamente plausibile come quella originale di de Leeuw; ne è anzi sostanzialmente un'implicazione. Se sia più conveniente e efficace approssimare il modello di base con un ampio sfasamento sul saggio a lunga oppure su quello a breve è questione esclusivamente pragmatica e empirica (18). Ma anche se la [6] dovesse adattarsi ai dati meno bene della [5], essa offre due rilevanti vantaggi: 1) non coinvolgendo la variabile dipendente sfasata, può permettere una stima non distorta dei suoi coefficienti con tecniche di regressione ordinarie; 2) fornisce uno strumento più preciso per verificare l'operazione « twist », esente da distorsioni del tipo ricordato.

L'ipotesi base dell'equazione [6] è stata stimata usando la tecnica di Almon per i quaranta trimestri precedenti l'operazione « twist », dal 1952-I al 1961-IV, con R_t definito come il rendimento sui titoli governativi a lungo termine (cioè scadenti o rimborsabili in 10 anni o oltre) e r_t definito come il saggio delle cambiali del Tesoro a tre mesi. Poichè siamo particolarmente interessati al comportamento della differenza, abbiamo trovato conveniente sottrarre r_t da entrambi i lati della equazione. Questa trasformazione muta la variabile dipendente nella differenza $S_t = R_t - r_t$ senza influenzare la parte destra dell'equazione e le sue proprietà statistiche, eccetto la modificazione del coefficiente di r_t sul lato destro da β_0 in $-(1 - \beta_0)$.

Sfasamenti tra i due e i sette anni sono stati sottoposti a verifica, ottenendo i risultati più soddisfacenti per sfasamenti attorno ai quattro anni. Lo sfasamento di 16 trimestri presenta più basso scarto quadratico medio, più bassa autocorrelazione, e la struttura più significativa degli sfasamenti, sebbene la correlazione multipla e i coefficienti di Durbin e Watson (19) non siano risultati molto sensibili alla durata degli sfasamenti, almeno al di là dei quattro anni.

(18) La sola diversità statisticamente rilevante tra la [5] e la [6] giace nelle proprietà stocastiche dell'errore residuo ipotizzate nei due modelli. Se la [5] non si presenta con errori autocorrelati, la [6] avrà un vettore degli errori che è autoregressivo, e così inversamente.

(19) Il simbolo DW indica il coefficiente di Durbin e Watson, che è una misura dell'autocorrelazione di primo grado degli errori residui (cfr. J. DURBIN and G. WATSON, *Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression*, II, cit.).

Il risultato può essere sintetizzato come segue, tralasciando per il momento le variabili diverse dai saggi a breve:

$$[7] \quad S_t = 1,239 - 0,684 r_t + \sum_{i=1}^{16} \beta_i r_{t-i}$$

(0,028) (0,03)

$$R^2 = 0,975 \quad S_b = 0,093 \quad DW = 1,42$$

L'espressione $\sum_{i=1}^{16} \beta_i r_{t-i}$ rappresenta lo sfasamento dato. I 16 coefficienti di r_{t-i} (le β_i) sono riportati in una fascia di più o meno una volta lo scarto quadratico medio nel grafico 1 (20).

Questi risultati sono piuttosto singolari. Il coefficiente di r_t è del segno e dell'ordine di grandezza attesi, la struttura degli sfasamenti ha la forma prevista e il suo tratto iniziale crescente fornisce un convincente sostegno all'ipotesi che le aspettative comportano significativi elementi estrapolativi così come il rilevato carattere di regressività. Il coefficiente di correlazione multipla è elevato e lo scarto quadratico medio della stima piccolo, meno di 10 punti base. (Questo fatto, incidentalmente, è un miglioramento notevole rispetto al modello originale di de Leeuw, il quale per lo stesso periodo, pur con altre variabili significative, ottiene uno scarto quadratico medio di 34 punti e un coefficiente DW di 0,79.)

Rimane da stabilire se il piccolo errore residuo può riflettere in qualche modo « effetti » dell'offerta contenuti nella F_t dell'equazione [5], o meglio *variazioni* nelle « condizioni d'offerta », poichè, in una certa misura, il termine costante della [7], piuttosto grande, può già riflettere un premio al rischio risultante da effetti legati all'offerta. Sfortunatamente la misurazione di effetti « domanda-offerta » pone formidabili problemi, anche limitandosi a variazioni dell'offerta nell'assunto che la domanda non sia soggetta a variazioni significative. I problemi sorgono non solamente per carenza di dati statistici, ma ancor più per la difficoltà statistica e concettuale di separare l'offerta totale dall'offerta « primaria » che interessa. Per

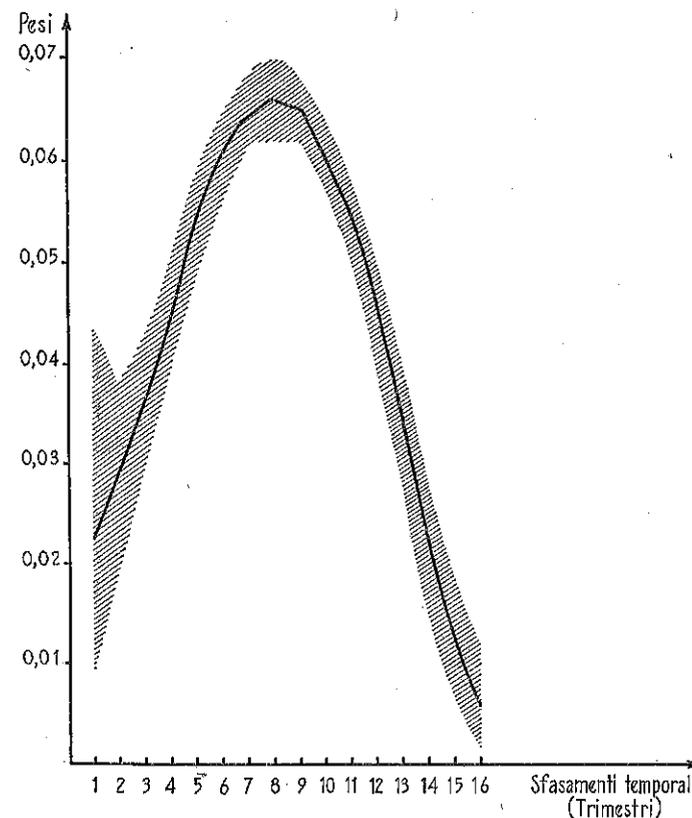
(20) La regressione col metodo dei minimi quadrati esaminata comprende quattro variabili « Almon », ciascuna delle quali è risultata con coefficienti altamente significativi. Questi coefficienti sono stati elaborati per ottenere la struttura degli sfasamenti e il loro scarto quadratico medio (Grafico 1). Non essendoci un unico metodo per selezionare il polinomio da usare nella stima della distribuzione degli sfasamenti, la presentazione di questi quattro coefficienti non è stata considerata utile al lettore quanto gli altri presentati.

GRAFICO 1

STRUTTURA DEGLI SFASAMENTI TEMPORALI DEL SAGGIO A BREVE PIU' E MENO UNA VOLTA LO SCARTO QUADRATICO MEDIO - EQUAZIONE [7]

Coefficienti usati per la costruzione del grafico (scarto quadratico medio entro parentesi):

0,9229 (0,0215)	0,0293 (0,0091)	0,0373 (0,0054)	0,0458 (0,0060)	0,0536 (0,0058)	0,0599 (0,0048)	0,0641 (0,0044)	0,0656 (0,0049)
0,0643 (0,0055)	0,0603 (0,0056)	0,0534 (0,0053)	0,0449 (0,0051)	0,0347 (0,0058)	0,0239 (0,0070)	0,0136 (0,0074)	0,0050 (0,0056)



questa ragione molti autori han finito col misurare gli effetti dell'offerta in base alla composizione della massa di titoli federali negoziabili esistente al di fuori della *Federal Reserve* e dei *Government Trust Accounts*. In particolare de Leeuw ha tentato di verificare l'effetto sia della composizione, sia delle variazioni della composi-

zione del debito esistente in ciascuna di quattro classi di scadenza. Egli non ha trovato alcun elemento comprovante che la *proporzione* delle varie classi avrebbe qualche effetto, ma ha trovato qualche indicazione che un *incremento* nella proporzione sia del debito a breve (meno di un anno) sia di quello intermedio (da 1 a 5 anni) tenderebbe a ridurre la differenza tra i tassi.

Abbiamo ripetuto le prove di de Leeuw e di altri, e abbiamo trovato che nessuna delle molte variabili del debito da noi sottoposte a verifica consente di ottenere un coefficiente significativo nel senso previsto (21). Ciò è piuttosto sorprendente, alla luce delle nostre attese *a priori*, ma conferma i risultati di molti altri autori. Dobbiamo pertanto concludere che nè la struttura delle scadenze del debito governativo, nè le sue variazioni esercitano una qualsiasi rilevante influenza, permanente o transitoria, sulla relazione tra i due saggi. Questa conclusione è sorretta dalla mancanza di elementi empirici comprovanti che tali variabili influenzino la differenza nella direzione generalmente supposta, ed è rafforzata dalla considerazione che il comportamento della differenza può essere spiegato piuttosto bene senza riferimenti a dette variabili, i cui effetti, ammesso che vi siano, potrebbero solamente essere di secondaria importanza.

Ciò non significa che non ci siano effetti di « domanda-offerta », ma solamente che non siamo riusciti a trovare nessuna prova che operazioni sulla componente *governativa* dell'offerta di titoli abbiano un'influenza apprezzabile sulla struttura dei saggi d'interesse.

Per ironia, i nostri accertamenti dovrebbero essere un motivo di sollievo per le autorità impegnate nella gestione del debito pubblico, poichè ne emerge che, con eccezioni di poco conto, il risultato

(21) Per meglio chiarire, quando noi sommiamo alla [7] le due variabili che de Leeuw ha riscontrato aventi effetti significativi nella direzione prevista — cioè la variazione nella percentuale del debito a breve $\Delta\left(\frac{D_b}{D_{tot}}\right)$ e quella del debito intermedio $\Delta\left(\frac{D_{int}}{D_{tot}}\right)$ — noi otteniamo:

$$S_t = 1,233 - 0,709 r_t + \sum_{i=1}^{16} \beta_i r_{t-i} + 0,93 \Delta\left(\frac{D_b}{D_{tot}}\right) - 0,97 \Delta\left(\frac{D_{int}}{D_{tot}}\right)$$

(0,061) (0,040) (1,20) (1,49)

Le variabili D_b e D_{int} sono state calcolate dalla « Flow-of-funds Section » del « Federal Reserve Board », che generosamente le ha messe a nostra disposizione, mediante un complesso sistema di medie mobili. Per tentare altre vie abbiamo usato anche altre variabili, tra le quali la proporzione di debito a breve e a lungo, le variazioni di tali proporzioni e la durata media del debito posseduto dal pubblico, senza però riuscire a mettere in evidenza effetti di offerta significativi. Questo fatto ci spinge a sospettare che i coefficienti di de Leeuw, significativi nel suo studio originale, devono essere risultati spuri.

congiunto della gestione del debito pubblico da parte della Riserva Federale e del Tesoro a partire dall'ultimo trimestre del 1961 è stato di *allungare* la scadenza del debito posseduto dal pubblico, rovesciando un trend precedente. Nel primo trimestre del 1960 la scadenza media era di 4,3 anni, la cifra più bassa mai raggiunta fino a quel momento; nel secondo trimestre del 1965 era di 5,7 anni. Perciò, se l'allungamento della durata avesse avuto l'effetto generalmente atteso di accentuare la differenza tra il tasso a lunga e il tasso a breve, la gestione del debito avrebbe lavorato abbastanza nel senso di far *fallire* lo scopo della operazione « twist ».

IV. Verifica degli effetti dell'operazione « twist ».

Poichè l'equazione [7] ha validi puntelli teorici, così come un solido sostegno empirico, potrebbe fornire un'utile base per una verifica della efficacia dell'operazione « twist ». A questo fine abbiamo estrapolato tale equazione dal primo trimestre del 1962 al secondo trimestre del 1965, e riportato il risultato su una curva tratteggiata nella parte alta del grafico 2. È evidente che, fino alla metà del 1964, sono quasi insignificanti le indicazioni che le politiche in discussione abbiano prodotto effetti apprezzabili nella struttura dei saggi: con poche eccezioni, l'errore si mantiene nell'ambito di 10 punti, meno dello scarto quadratico medio; a cominciare dal secondo trimestre del 1962, tuttavia, la differenza è più piccola di quella calcolata. Dal quarto trimestre 1964 la differenza diviene marcata, da 4 a 6 volte lo scarto quadratico medio. Ciò che può pertanto affermarsi sulla base della [7] è che la politica « twist » è stata da lievemente a moderatamente efficace.

Poichè i nostri risultati indicano che questo successo non è attribuibile alla gestione del debito pubblico da parte del Tesoro e della Riserva Federale, dobbiamo esaminare se solamente gli altri maggiori strumenti usati a tal fine possono essere considerati responsabili per ciò che l'operazione « twist » è riuscita a fare. Ci riferiamo, come già rilevato, ai successivi rialzi dei saggi massimi applicabili ai depositi a risparmio stabiliti dalla *Regulation Q*. Particolarmente degno di nota è il fatto che gli incrementi maggiori del saggio massimo hanno avuto luogo esattamente all'inizio del 1962 e, nuovamente, nell'ultimo trimestre del 1964. Ma, pur essendo suggestiva la coincidenza di date, è nel migliore dei casi un fatto accidentale. Per basare i nostri ragionamenti su un valido sostegno, dobbiamo

specificare il meccanismo attraverso il quale un aumento dei limiti massimi dei saggi pagabili sui depositi a risparmio si attende che influenzi la differenza tra i tassi e quindi verificare empiricamente come questo meccanismo ha operato nel periodo in esame.

Per vedere in che misura la teoria dell'habitat può illuminarci sulla natura del meccanismo, possiamo innanzitutto rilevare che la costante dell'equazione [7], piuttosto grande, suggerisce che per il periodo post-bellico il rendimento atteso delle obbligazioni a lunga ha avuto tendenza a superare il saggio a breve di un premio positivo. Secondo la teoria dell'habitat la prevalenza di un premio positivo indica una tendenza sistematica dell'offerta primaria di fondi a eccedere la domanda primaria nel mercato a breve, e a esserle inferiore nel mercato a lunga. Abbiamo inoltre visto che in tali condizioni l'entità del premio sui titoli a lungo termine dipenderebbe, tra l'altro, dalla « facilità di efficienti operazioni d'arbitraggio ». In particolare, è da attendersi che qualsiasi importante limitazione all'arbitraggio — ad esempio la riduzione per certe categorie di arbitraggisti potenziali della capacità di attrarre fondi a breve al saggio più alto che sarebbero disposti a pagare — tenderebbe ad elevare il premio. Fra tali arbitraggisti potenziali sono probabilmente da includere le banche commerciali, per cui il limite fissato dalla *Regulation Q* sui tassi dei depositi a tempo sarebbe un elemento capace di creare (se sufficientemente basso da essere efficace) un premio artificialmente ampio. Saremmo perciò inclini a presumere che aumenti nei saggi massimi in questione dovrebbero tendere a ridurre la differenza tra i tassi, permettendo alle banche operazioni di arbitraggio tali da eliminare una parte del premio.

Questa formulazione teorica suggerisce che per misurare l'effetto della *Regulation Q* è necessario introdurre una variabile che: 1) dovrebbe trattare i successivi rialzi dei limiti massimi non come un fattore che contribuisce a « forzare » la struttura dei tassi, ma piuttosto come la rimozione di un ostacolo a normali operazioni di arbitraggio; 2) dovrebbe svolgere il ruolo più importante quando i saggi a breve sono vicinissimi al limite massimo o lo superano; mentre dovrebbe cessare di aver effetto quando detto limite è sufficientemente al di sopra dei saggi a breve — al di là di tale livello variazioni del limite massimo non dovrebbero più influenzare il divario fra i tassi. A tal fine definiamo una variabile Q nel seguente modo:

$$Q_t = r_t - (q_t - a) \text{ se positiva, altrimenti uguale a zero}$$

ove q_t è il limite massimo del tasso stabilito dalla *Regulation Q* e $(r_t + a)$ è un livello di soglia oltre il quale qualsiasi limite più alto sarebbe irrilevante al tempo t . È difficile stabilire *a priori* quale dovrebbe essere il valore di a ; ciò dipende in larga misura da quale saggio viene usato per r_t . Poiché siamo interessati al mercato dei titoli governativi sembra ragionevole usare il saggio delle cambiali del Tesoro. Per a assumiamo arbitrariamente un valore di 100 punti (22).

Applicando il nostro modello di regressione per l'intero periodo che va dal 1952 alla metà del 1965, con l'inclusione della variabile Q , troviamo che il coefficiente di tale variabile ha l'atteso segno positivo, anche se è al limite della significatività statistica (23). Esso è piuttosto piccolo e implica che quando r_t è eguale al limite massimo il premio è solamente di 10 punti più alto di quello che sarebbe in assenza di un limite effettivo. La scarsa significatività statistica e la piccola dimensione del coefficiente stimato per Q aumentano la possibilità che altri fattori nel periodo successivo al 1961 abbiano causato effetti spuri. Uno di questi, tale che potrebbe avere influenzato positivamente la capacità delle banche commerciali d'attrarre fondi a breve, è stata l'introduzione nel 1961 dei cosiddetti certificati di deposito negoziabili (CD). Di certo, lo spettacolare sviluppo di tale strumento dopo il 1962 non avrebbe potuto verificarsi se il limite massimo non fosse stato aumentato in quell'anno, così da permettere alle banche di offrire CD a saggi concorrenziali con altri titoli a breve. Cionondimeno i CD devono essere considerati come una vera innovazione finanziaria che potrebbe avere migliorato la capacità delle banche di compiere operazioni d'arbitraggio, anche se la *Regulation Q* non fosse esistita.

Per accertare l'effetto, se c'è stato, di questa innovazione, si potrebbe ricorrere a una variabile di comodo (*dummy variable*), sommando alla [7] una variabile che assuma valore 1 dopo il 1962 e zero in precedenza. Ciò permetterebbe alla costante dell'equazione (che è una misura del premio al rischio) di assumere due valori:

(22) Usiamo un saggio massimo q_t piuttosto che una media dei saggi osservati offerti dalle banche, poiché q_t è la variabile politica di cui desideriamo stimare l'effetto. Vedasi anche la nota 23.

(23) Se la Q è presa con uno sfasamento di un trimestre si ottengono risultati quasi identici, aumentando la possibilità che un piccolo sfasamento distribuito sulla Q potrebbe migliorare i risultati: non abbiamo però indagato in tal senso. Abbiamo invece sperimentato che dando alla a un valore di 50 punti, invece di 100, si ottengono praticamente gli stessi risultati.

un primo valore per il periodo anteriore al 1962 e un secondo, minore (la somma della costante e del coefficiente della variabile di comodo), dopo il 1962.

Inserendo nella regressione questa variabile, che nella seguente equazione è indicata con Z , il suo coefficiente ha il segno negativo atteso ed è significativo:

$$[8] \quad S_t = 1,278 - 0,695 r_t + \sum_{i=1}^{16} \alpha_i r_{t-i} - 0,124 Z \quad (24)$$

(0,064) (0,031) (0,043)

$$R^2 = 0,964 \quad S_e = 0,103 \quad DW = 1,02$$

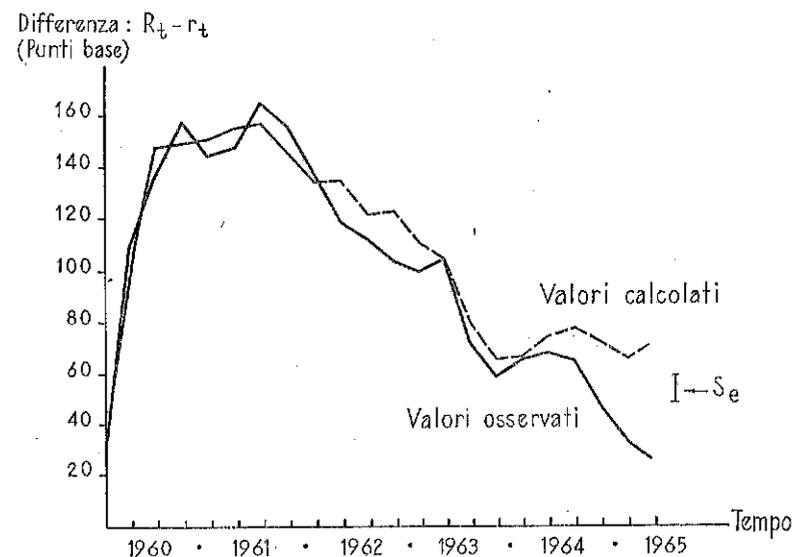
I valori osservati e quelli calcolati per la suddetta equazione sono riportati nella seconda parte del grafico 2.

Quando la Q è sommata alla Z in una regressione dello stesso tipo, il coefficiente di Q non solo perde la sua significatività statistica, ma diventa negativo. Questo risultato è confermato riprendendo la [7], con la Q senza la Z , per il periodo antecedente al 1962 ed escludendo pertanto tutti gli anni d'emissione dei CD. Il coefficiente di Q è nuovamente negativo. Ciò suggerisce che gli aumenti successivi del limite massimo dei tassi sui depositi a tempo hanno contribuito a « forzare » la struttura dei tassi semplicemente col permettere alla creazione dei CD, per la quale l'operazione « twist » non può vantare alcun merito, di esercitare il suo effetto massimo, pari a circa dodici punti secondo la stima dell'equazione [8] (25). Deve am-

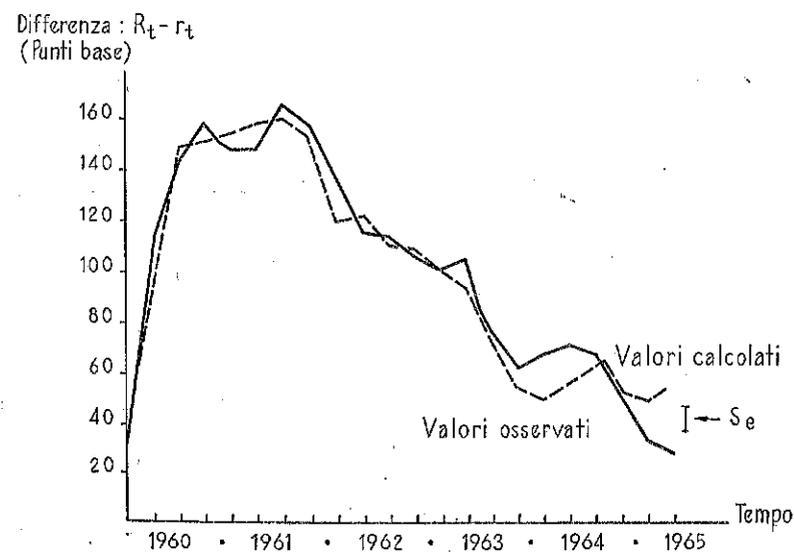
(24) L'uso di una variabile di comodo nella [8] può apparire insoddisfacente, in quanto annulla la possibilità di far risaltare che il contributo dei CD dipende dal fatto che il saggio massimo deve essere sufficientemente alto da permettere alle banche di offrire saggi competitivi con altri strumenti a breve. Tenendo presenti tali considerazioni, abbiamo stabilito che la variabile Z prenda: 1) il valore 1 solamente quando q_t eccede r_t di almeno 50 punti, scarto che noi assumiamo sufficientemente ampio da consentire alle banche di godere di un margine di manovra; 2) il valore zero quando r_t è eguale al limite massimo, cioè quando le banche perdono quasi tutto il potere di attrarre fondi tramite i CD; 3) un valore linearmente decrescente al contrarsi di $(q_t - r_t)$ da 50 punti a zero. Risulta tuttavia che dal 1962 al 1965 il limite massimo fu tenuto consistentemente al di sopra di r_t di almeno 50 punti (si noti che per l'ultimo trimestre del 1964 il limite fu tenuto a 4,25, che è una media semplice del 4 per cento fino al 24 novembre e del 4,50 in seguito). Perciò detta variabile assume sempre valore 1, e risulta indistinguibile da una comune variabile di comodo. Estrapolando però la [8] al di là del periodo osservato, deve porsi attenzione al caso in cui r_t si avvicina al limite massimo, come accaduto recentemente.

(25) Si noti che se la Z è interpretata alla luce delle considerazioni della nota 24, per il periodo iniziale dal 1961-I al 1963-II nel quale la r_t è rimasta al di sotto del vecchio saggio massimo del 3 per cento, l'introduzione dei CD dovrebbe avere contribuito a ridurre la differenza pur non essendo stato elevato il limite massimo. Pertanto per questo arco di tempo il contributo del rialzo nel limite massimo deve essere stimato come qualcosa in meno di 12 punti, sebbene non sia possibile dire con certezza di quanto.

GRAFICO 2



EQUAZIONE [7] ESTRAPOLATA



EQUAZIONE [8] VALORI OSSERVATI E CALCOLATI

mettersi tuttavia che i nostri risultati non ci consentono di appurare se il coefficiente della variabile di comodo Z misura proprio l'effetto dei CD, nel senso da noi indicato, o se esprime anche altri effetti non individuati dell'operazione « twist » — fra l'altro, eventuali effetti psicologici che possono aver modificato le aspettative.

Per concludere, desideriamo sottolineare che i risultati esposti rappresentano le deduzioni preliminari di una ricerca in corso sui fattori determinanti la struttura dei saggi d'interesse secondo le scadenze. Possiamo però aggiungere che detti risultati sono confermati da uno studio analogo sul comportamento della differenza tra il rendimento delle obbligazioni *Aaa* e quello delle cambiali commerciali nel mercato dei titoli privati, sia per il periodo post-bellico sia per il più lungo periodo che comincia con il Federal Reserve System.

A questo punto pensiamo possano avanzarsi con sufficiente fiducia le seguenti conclusioni:

1) la teoria dell'attesa può spiegare abbastanza bene la relazione tra saggi a breve e saggi a lunga negli Stati Uniti. Inoltre le attese prevalenti sui saggi a lunga implicano una combinazione di estrapolazioni di variazioni recentissime e di tendenze verso un livello « normale » di lungo periodo;

2) non ci sono elementi comprovanti che la struttura delle scadenze del debito federale, o le sue variazioni, esercitino una influenza significativa, permanente o transitoria, sulla relazione tra i due saggi;

3) la differenza tra saggi a lunga e saggi a breve nel mercato dei titoli governativi è stata, dall'inizio dell'operazione « twist », in media di circa 12 punti al di sotto del dato che si potrebbe inferire dalla relazione esistente prima dell'operazione. Questo scarto sembra essere in larga misura attribuibile agli aumenti successivi dei tassi massimi ai sensi della *Regulation Q*, che hanno permesso ai nuovi strumenti di credito CD di esercitare il loro massimo effetto;

4) qualsiasi effetto, diretto o indiretto, dell'operazione « twist » sulla differenza, che ulteriori studi potessero stabilire, non dovrebbe portare a valori eccedenti i 10 o 20 punti, riduzione questa da considerare, tutt'al più, come modesta.

FRANCO MODIGLIANI e RICHARD SUTCH

BIBLIOGRAFIA

- 1 ALMON, S.: *The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures*, in « *Econometrica* », January 1965.
- 2 *Brookings Quarterly Econometric Model of the United States Economy*, di J. DUBSENBERY, G. FROMM, L. KLEIN, E. KUH, Eds., Rand McNally and North Holland, 1965.
- 3 CULBERTSON, J.: *The Term Structure of Interest Rates*, in « *Quarterly Journal of Economics* », November 1957.
- 4 DE LEEUW, F.: *A Model Financial Behavior*, Ch. 13 in [2].
- 5 DUBSENBERY, J.: *Business Cycles and Economic Growth*, McGraw-Hill, 1958.
- 6 DURBIN, J. and G. WATSON: *Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression, II*, in « *Biometrika* », June 1951.
- 7 GRILICHES, Z.: *A Note on Serial Correlation Bias in Estimates of Distributed Lags*, in « *Econometrica* », January 1961.
- 8 HICKS, J.: *Value and Capital*, Oxford University Press, 1939.
- 9 KESSEL, R.: *The Cyclical Behavior of the Term Structure of Interest Rates*, National Bureau of Economic Research, Occasional Paper 91, 1965.
- 10 KEYNES, J.: *A Treatise on Money*, Vol. II, Harcourt, Brace and Co., 1930.
- 11 KEYNES, J.: *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Harcourt, Brace and Co., 1936.
- 12 LIVIATAN, N.: *Consistent Estimation of Distributed Lags*, in « *International Economic Review* », January 1963.
- 13 MALKIEL, B.: *Expectations, Bond Prices and the Term Structure of Interest Rates*, in « *Quarterly Journal of Economics* », May 1962.
- 14 MEISELMAN, D.: *The Term Structure of Interest Rates*, Prentice Hall, 1962.
- 15 SOLOW, R.: *On a Family of Lag Distributions*, in « *Econometrica* », April 1960.