

Aprile 1984

28

Servizio Studi  
della  
Banca d'Italia

## TEMI DI DISCUSSIONE

Emérico A. ZAUTZIK

**La domanda di BOT da parte del pubblico**



## LA DOMANDA DI BOT DA PARTE DEL PUBBLICO

di

Emérico A. Zautzik

Il lavoro si propone di individuare con metodi econometrici le principali determinanti della domanda di buoni del Tesoro da parte del pubblico. I risultati, pur nell'incertezza derivante dalla relativa brevità delle serie disponibili, sembrano indicare che il differenziale di tasso tra BOT e depositi bancari eserciti un'influenza fondamentale sul comportamento degli operatori. Sembra inoltre emergere che la riduzione del rendimento dei BOT nel terzo trimestre del 1982 sia responsabile in larga parte del massiccio disinvestimento avvenuto in autunno.



## LA DOMANDA DI BOT DA PARTE DEL PUBBLICO (\*)

### 1 - Introduzione

Il presente lavoro si propone di dare una valutazione econometrica delle determinanti fondamentali della domanda di buoni del Tesoro da parte del pubblico e di contribuire, utilizzando i risultati degli esperimenti compiuti, a meglio comprendere le ragioni del notevole disinvestimento di BOT che si è verificato nella seconda metà del 1982.

Il lavoro si articola in tre parti: nella prima viene brevemente riassunto il modello teorico utilizzato per le stime, originariamente proposto da Modigliani; nella seconda viene descritta la procedura econometrica seguita nella stima dei parametri; nell'ultima, infine, le previsioni dell'equazione per l'ultima parte del 1982 vengono messe a confronto con i valori effettivi e vengono esposti alcuni problemi la cui soluzione non appare ancora soddisfacente.

La principale conclusione, qui brevemente anticipata, è che la domanda dei buoni del Tesoro sembra essere estremamente sensibile ai

---

(\*) L'autore ringrazia I. Angeloni, G. Carosio e I. Visco per gli utili suggerimenti. La responsabilità di ogni errore rimane naturalmente soltanto sua.

tassi d'interesse e che il disinvestimento registrato nell'ultima parte del 1982 appare in larga parte dovuto alla riduzione dei rendimenti dei BOT avvenuta in quel periodo.

## 2 - Presentazione del modello

2.1 - Scelta del modello - Un primo tentativo di stimare una funzione di domanda di buoni del Tesoro da parte del pubblico era già stato effettuato da parte di chi scrive (Zautzik, 1981). Era stato utilizzato in quella sede un modello di tipo "stock-adjustment" proposto da B. Friedman (1977). Le conclusioni, inficiate dalla brevità delle serie dei dati allora disponibili, mostravano un poco significativo effetto del differenziale tra il tasso sui BOT e il tasso sui depositi, mentre la velocità di aggiustamento dei BOT detenuti dal pubblico al loro valore "ottimale" risultava molto lenta: in un anno veniva effettuato soltanto il 60% circa dell'aggiustamento finale. Pur tenendo conto del fatto che il mercato dei BOT era stato, nel periodo utilizzato per la stima, estremamente instabile a causa dell'effetto di apprendimento dovuto al diffondersi nel mercato di un nuovo titolo, tale lentezza appariva eccessiva.

Tradizionalmente, infatti, nei modelli di questa categoria si ipotizza un aggiustamento graduale dello stock di attività a un obiettivo noto a priori; il ritardo nell'aggiustamento può quindi essere imputato solo a lentezza di reazione o a vischiosità operative

dei soggetti economici considerati. Un ritardo eccessivamente lungo, quale quello sopra citato, mal si concilia con le conoscenze sul funzionamento dei mercati finanziari.

Un analogo problema è stato rilevato nello studio della dinamica delle scorte: un tentativo di risoluzione è stato proposto da Feldstein e Auerbach (1976). Le ipotesi su cui si basa il modello di questi autori sono completamente diverse: lo stock dell'attività considerata si aggiusta velocemente rispetto a un obiettivo che viene modificato lentamente in risposta al variare delle sue determinanti. Nel modello, definito di "target-adjustment", sono quindi presenti due velocità: l'accento viene però posto sulla velocità di adeguamento dell'obiettivo piuttosto che su quella di adeguamento all'obiettivo (si veda il contributo di Conti e Visco, 1982).

Un modello di scelta di portafoglio che tenesse conto di questo problema fu proposto e utilizzato da Modigliani nel 1972, per studiare le determinanti della domanda di depositi a risparmio negli Stati Uniti. La definizione di "target-adjustment" fu introdotta successivamente, ma si tratta di un modello che rientra in questa categoria.

La relativa novità dei BOT come strumento finanziario rende più plausibile l'idea che l'aggiustamento della quantità di BOT percepita come ottimale sia lento e graduale, piuttosto che l'ipotesi che esista un lento aggiustamento della quantità di BOT detenuta dal pubblico ad una quantità ottimale nota fin dall'inizio. Si è quindi deciso di adottare il modello di Modigliani come base per le

successive indagini.

2.2 - Il modello di Modigliani. Si supponga che in equilibrio lo stock di un'attività finanziaria ( $A_i$ ) sia legato allo stock totale del portafoglio ( $V$ ) dalla relazione

$$(1) \quad A_i = \ddot{a}_i V$$

dove  $\ddot{a}_i$ , che rappresenta la proporzione di equilibrio, dipende dai tassi (attesi) sull'attività finanziaria considerata e su quelle alternative e dalle relative covarianze. Definendo  $a_i$  la proporzione osservata della  $i$ -esima attività su  $V$ , se non esistessero ritardi di aggiustamento di alcun genere si avrebbe per ogni tempo  $t$

$$(2) \quad \ddot{a}_i = a_{it}$$

Si supponga invece che al tempo  $t$  il possessore del portafoglio percepisca come ottima una proporzione  $a_{it}^*$  e che questa solo lentamente tenda a raggiungere  $\ddot{a}_i$  secondo una regola del tipo

$$(3) \quad a_t^* = g\ddot{a} + (1 - g)a_{t-1}^*$$

dove l'indice  $i$  è eliminato per brevità;  $g$  rappresenta la velocità di aggiustamento dell'obiettivo. Se si suppone che l'aggiustamento del portafoglio all'ottimo percepito sia istantaneo (ovvero adottando



un'interpretazione estrema di "target adjustment") si avrà per ogni t

$$(4) \quad a^*_t = \frac{A_t}{V_t} = a_t$$

e sostituendo nella (3)

$$(5) \quad a_t - a_{t-1} = g(\ddot{a} - a_{t-1})$$

Modigliani propone inoltre un'estensione inoltre del modello per cercare di valutare se esista una gradualità di aggiustamento dell'attività considerata all'ottimo percepito in presenza di alcune condizioni particolari; il metodo proposto è assoggettabile a forti accuse di "observational equivalence", ma è stato, per l'interesse rivestito dal problema, ugualmente sottoposto a verifica.

Si supponga che il ritardo di adeguamento dello stock di attività all'obiettivo (g', ovvero la seconda velocità considerata) si applichi soltanto allo stock passato e non al flusso del portafoglio; si avrà dunque

$$(6) \quad \Delta A_t = a^* \Delta V_t + g'(a^*_t - a_{t-1}) V_{t-1}$$

Ma  $a^*$  non è osservabile, poichè la (4) è stata abbandonata; Modigliani (1972, pag. 69) dimostra che quando  $\ddot{a}$  è abbastanza stabile

e  $g'$  è relativamente elevata si può usare l'approssimazione

$$(7) \quad a_t^* - a_{t-1} \approx b(\ddot{a} - a_{t-1})$$

dove  $b = f(g, g')$  tale che  $b = g$  quando  $g' = 1$

Definendo  $k = b(1 - g')$  e  $k' = g'/(1 - g')$  la (6) può venire riscritta

$$(8) \quad \Delta A_t = a_{t-1} \Delta V_t + (\ddot{a} - a_{t-1}) k(\Delta V_t + k'V_t)$$

che per  $g' = 1$  si ritrasforma nella (5).

La (8) può venire stimata con i minimi quadrati trasportando il primo addendo a sinistra dell'uguale, dividendo ambo i membri per  $(\Delta V_t + k'V_t)$  in modo da linearizzare l'equazione e cercando il valore di  $k'$  che minimizza la somma dei quadrati degli errori nella stima di  $\Delta A_t$ :

$$(8a) \quad \frac{\Delta A_t - a_{t-1} \Delta V_t}{\Delta V_t + k'V_t} = k\ddot{a} - ka_{t-1}$$

Come appare dalla (6), è possibile tentare di discriminare tra le due velocità in quanto si ipotizza che il problema di riaggiustamento interessi soltanto la consistenza passata delle attività finanziarie. Come nel già citato modello di Friedman, infatti, le

nuove attività ( $\Delta V_t$ ) vengono allocate immediatamente secondo una proporzione ottimale; a differenza che in quello, la proporzione ottimale rilevante è però quella percepita, e non quella di lungo periodo.

la (5) e la (8a) sono state prese come modelli di base per le stime eseguite. Come verrà in seguito mostrato, esse possono venire espresse in termini di variabili note sostituendo la quota di equilibrio  $\bar{a}$  con le sue determinanti.

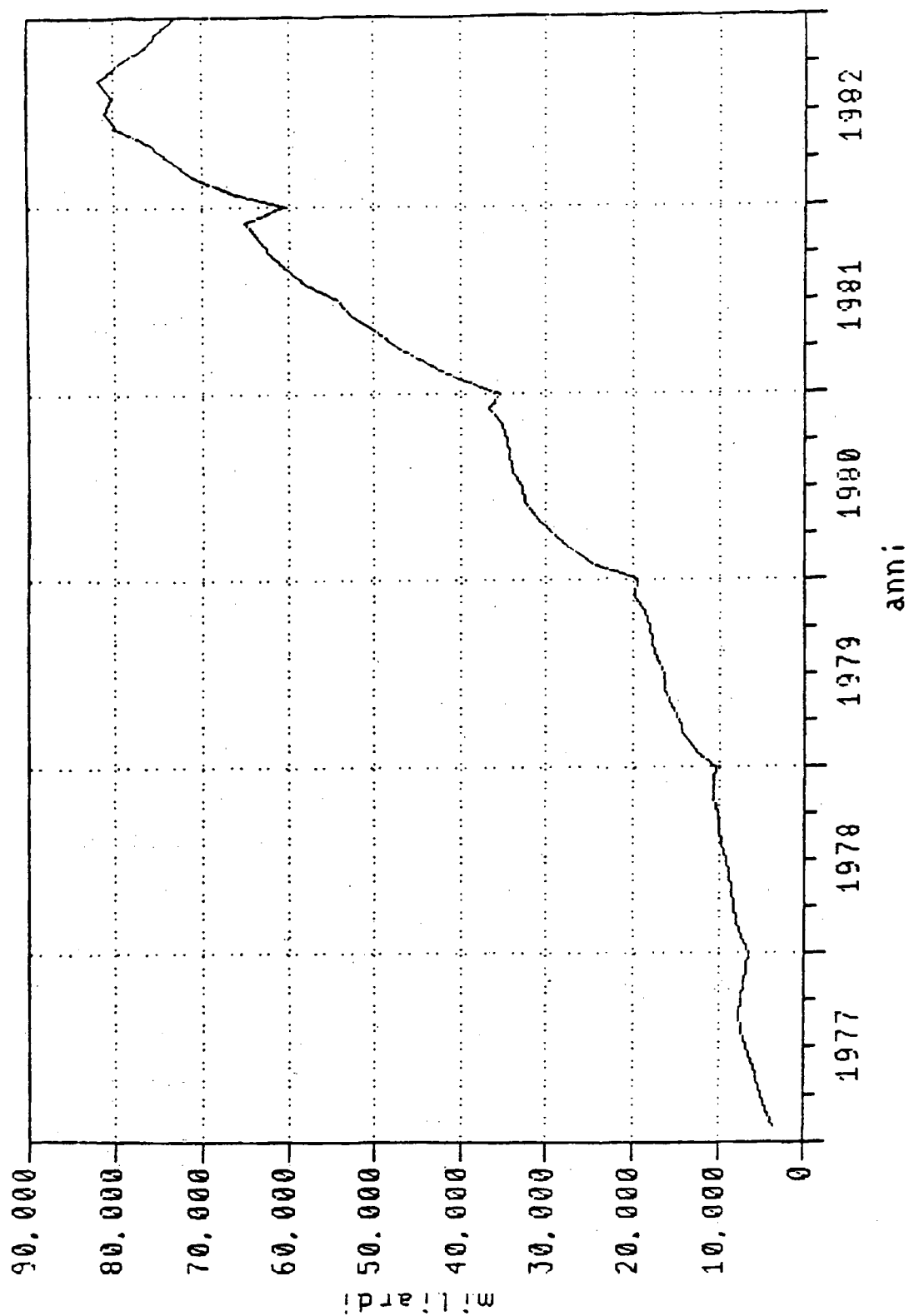
### 3 - Valutazioni econometriche.

3.1 - Dati utilizzati e problemi connessi - Il mercato extra-bancario dei BOT ha assunto una dimensione considerevole soltanto nel 1977 (fig. 1). Per la stima sono quindi utilizzati poco più di cinque anni di dati; di necessità ci si è dovuti servire di dati mensili, in modo da conservare un sufficiente numero di gradi di libertà. A causa della relativa brevità della serie, l'indagine ha presentato alcune difficoltà che verranno di seguito descritte.

3.1.1 - Stagionalità - L'andamento della serie è nettamente stagionale; si è quindi deciso di includere nella regressione alcune variabili di comodo (dummies) che permettessero di cogliere questo effetto. La scelta di destagionalizzare i dati con questa metodologia è stata in parte obbligata, perché i metodi di destagionalizzazione tradizionali (X11 e simili) non danno grosso affidamento in serie

Fig. 1

### BOT del pubblico (1)



(1) Dati provvisori dal settembre 1982

così brevi, e in parte deliberata: la perdita di gradi di libertà "mascherata" dalla destagionalizzazione, non nota con precisione ma valutabile in circa 35 (Maddala, 1977, pag. 340), avrebbe reso assolutamente inaffidabili i risultati delle stime.

Le variabili stagionali sono state utilizzate innanzitutto in maniera tradizionale, aggiungendole semplicemente ai regressori: è noto infatti che con questa procedura si ottengono gli stessi stimatori dei coefficienti che si otterrebbero destagionalizzando separatamente le variabili (dipendenti e indipendenti) tramite regressione sulle medesime dummies e poi effettuando una regressione tra le variabili destagionalizzate (teorema di Frisch e Waugh).

Una delle maggiori cause della stagionalità dei buoni del Tesoro è però nota; essa è rappresentata dalle operazioni di window dressing di fine anno delle aziende di credito, che si concretano in uno scambio temporaneo di titoli tra banche e clientela. Queste operazioni sono diventate più consistenti con l'intensificarsi del processo di disintermediazione, il quale è a sua volta in larga parte misurato dalla crescente importanza assunta dai BOT nel portafoglio del pubblico.

E' possibile quindi ipotizzare una correlazione tra l'intensità della stagionalità e il rapporto tra i BOT e le attività finanziarie complessive.

Il test di una simile ipotesi nella (5) non comporta grosse difficoltà: basterà infatti sostituire in fase di stima  $a_{t-1}$  con dodici vettori contenenti ciascuno il prodotto di  $a_{t-1}$  per una delle

variabili di comodo. Si otterranno quindi dodici stimatori di  $g(\hat{g}_1, \hat{g}_2, \dots, \hat{g}_{12})$  e lo stimatore della velocità media di aggiustamento sarà

$$\text{dato da } 1 - \sqrt[12]{\prod_{i=1}^{12} (1 + \hat{g}_i)}.$$

Sfortunatamente, la (8a) non permette di utilizzare una simile procedura: poichè il parametro  $k$  è funzione tanto della velocità di aggiustamento dell'obiettivo ( $g$ ) che di quella di aggiustamento dell'obiettivo ( $g'$ ), l'esistenza di più stimatori di  $g$  non permette di mantenere la validità dell'approssimazione lineare. In altre parole, non è possibile individuare una specificazione che permetta simultaneamente di discriminare tra  $g$  e  $g'$  e di accertare la stagionalità secondo questo meccanismo.

3.1.2 Tassi d'interesse - Tra i tassi d'interesse sulle attività finanziarie alternative, la maggiore difficoltà si è incontrata nel reperire una serie mensile del tasso sui depositi di lunghezza sufficiente e relativamente affidabile: la Banca d'Italia ha iniziato la pubblicazione di tassi mensili a partire dal 1979. Si è quindi dovuto ricorrere ad una mensilizzazione, effettuata mediante interpolazione, del tasso medio di fine trimestre rilevato dalla Centrale dei Rischi; nell'effettuarla, si è trovato conforto nel fatto che, in base all'esperienza storica, il tasso passivo medio si muove molto lentamente.

Questo procedimento, necessario per sfruttare al massimo le poche informazioni sui BOT disponibili, presenta non pochi inconvenienti; in particolare, poichè i tassi devono essere inseriti sotto forma di differenziale per evitare problemi di multicollinearità, esso rende inutili eventuali stime di distributed lags effettuate sul differenziale tra tasso sui BOT e tasso sui depositi.

Con queste riserve in mente, si è ipotizzato che il coefficiente  $\hat{\alpha}$  abbia la forma:

$$(9) \quad \hat{\alpha} = b_0 + b_1 (r_{BOT} - r_{DEP}) + b_2 (r_{BOT} - r_{OBB}) + b_3 (r_{BOT} - \dots) +$$

ove  $r_{BOT}$  è il rendimento dei buoni del tesoro,  $r_{DEP}$  è il tasso passivo bancario al netto della ritenuta fiscale,  $r_{OBB}$  è il rendimento medio delle obbligazioni. I tassi esplicitati, a priori, dovrebbero avere l'effetto più importante; si è però provato a includere anche i rendimenti di altre attività finanziarie, quali la raccolta postale e l'eurodollaro. Le forme finali utilizzate per le stime sono ottenute sostituendo la (9) all'interno della (5) e della (8a).

La (9) è in realtà un'ipotesi abbastanza limitativa, in quanto non prevede che la quota ottimale possa variare a seguito dello sviluppo di nuovi strumenti finanziari, quali ad esempio i CCT; questo problema verrà approfondito nella parte 4.

3.2 - Valutazione dei risultati - Le stime sono state effettuate sul

periodo aprile 1977-luglio 1982, per un totale di 64 osservazioni. Come variabile che rappresentasse il totale del portafoglio è stata usata la consistenza mensile delle attività finanziarie sull'interno, al netto delle azioni.

Alcuni risultati sono comuni a tutti i tentativi eseguiti e vengono anticipati per brevità.

In primo luogo il test del moltiplicatore di Lagrange (si veda l'Appendice) ha rivelato l'esistenza di autocorrelazione dei residui; si quindi deciso di adottare per le stime una procedura Cochrane-Orcutt con l'ipotesi di autocorrelazione al primo lag. In secondo luogo, i differenziali tra i rendimenti dei BOT e quelli delle attività finanziarie alternative non costituite da depositi bancari sono sempre risultati non significativi. Per quanto riguarda il rendimento dei depositi postali, ciò non costituisce una sorpresa: è abbastanza facile supporre una netta separazione dei mercati dei due strumenti finanziari. Più difficile è spiegare la non significatività del rendimento delle obbligazioni: una possibile spiegazione potrebbe essere la collinearità di questo con il tasso sui depositi; una ragione alternative, più fondata a parere di chi scrive, può essere data alla scarsa significatività dei rendimenti rilevati per le obbligazioni a medio termine in un periodo di larga variabilità dei tassi d'interesse (si rammenti che i rendimenti rilevanti dovrebbero essere quelli attesi). Il problema è aggravato dalla crescente diffusione di titoli indicizzati.

Infine, nella specificazione con l'ipotesi di stagionalità



costante, si è accertato che la somma dei quadrati degli errori della (8a) diminuisce uniformemente al crescere del parametro  $k'$  in modo da rendere accettabile l'ipotesi che la velocità di aggiustamento all'obiettivo percepito ( $g'$ ) sia mediamente pressochè istantanea. Si è quindi optato per l'adozione della (5) come specificazione di base. I risultati sono riassunti nella tavola 1.

La prima regressione tratta la stagionalità semplicemente aggiungendo 11 variabili di comodo; i risultati non sono entusiasmanti. In particolare il coefficiente della variabile dipendente sfasata è insignificativamente diverso da zero, ed è quindi indice di un'estrema lentezza di aggiustamento e di una notevole instabilità della specificazione. Il coefficiente del tasso è significativo col segno giusto, ma il valore elevato del test di Chow (si veda l'Appendice) permette di rigettare l'ipotesi di stabilità dei parametri stimati e conferma quindi in modo formale la cattiva qualità della specificazione.

La seconda specificazione include invece le variabili stagionali moltiplicate per la variabile sfasata, in modo da permettere alla stagionalità di adattarsi nel tempo.

I risultati confermano questa ipotesi:  $R^2$  aumenta in maniera notevole, la velocità (media annua) di aggiustamento raddoppia e la significatività del coefficiente del differenziale di tasso aumenta anch'essa. Il test di Chow non rigetta, con largo margine, l'ipotesi di stabilità strutturale dell'equazione.

Le dimensioni, oltre che i segni, dei coefficienti sono

RISULTATI DELLE REGRESSIONI

Tav. 1

Variabile dipendente:  $BOT_t/AFI_t - BOT_{t-1}/AFI_{t-1}$

SPECIFICAZIONE	Costante ( $\times 10^{-3}$ )	$r_{BOT_{t-1}}^{DEF_{t-1}}$ ( $\times 10^{-4}$ )	$\frac{BOT_{t-1}}{AFI_{t-1}}$	DU stag	DU stag X $\frac{BOT_{t-1}}{AFI_{t-1}}$ (media mensile)	$PIL_t/AFI_t$ ( $\times 10^{-2}$ )	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> <sub>A</sub>	Chow test (1)	Q test (1)
1	-8.8 (-6.2)	9.80 (2.83)	-0.28 (-1.52)	(2)	-	-	.673	.587	6.924*	17.95
2	-1.69 (-1.59)	14.02 (4.81)	-	-	-.0562 (2)	-	.898	.871	1.495	21.12
3	42.6 (3.59)	48.02 (5.58)	-	-	-.0535 (2)	-59.15 (-3.74)	.921	.897	.911	15.41

(1) Per una descrizione dei test diagnostici si veda l'Appendice; l'asterisco indica che l'ipotesi di stabilità non è accettata ad un livello di significatività del 5 per cento.

(2) Congiuntamente significative.

ragionevoli: considerato che alla fine del 1982 le attività finanziarie sfioravano i 500 trilioni di lire e i BOT in mano al pubblico toccavano gli 80 trilioni, l'aumento di un punto del differenziale di tasso porterebbe a maggiori collocamenti di BOT per circa 700 miliardi nel mese e per circa 12.500 miliardi a equilibrio raggiunto. Per quanto riguarda la velocità di aggiustamento, essa implica che in un trimestre l'obiettivo verrà adeguato per il 15 per cento e in un anno per il 50 per cento (è noto che la formula che collega tra loro numero di periodi ( $t$ ), velocità ( $g$ ) e proporzione totale di aggiustamento ( $p$ ) è la seguente:  $t = \log(1-p) / \log(1-g)$ ). L'ordine di grandezza è simile a quello riportato in alcune specificazioni di un recentissimo studio sulla domanda di moneta (Caranza, Micossi e Villani, 1982).

L'aumento della domanda di BOT di steady-state può sembrare a prima vista eccessivo: 12.500 miliardi sono pari al 16 per cento circa della consistenza dei BOT. Si ricordi però che l'aumento di un punto del differenziale tra  $r_{BOT}$  e  $r_{DEP}$  non vuole dire un aumento di un punto di  $r_{BOT}$ . Le aziende di credito reagiscono infatti all'aumento del rendimento dei BOT con un aumento del tasso passivo; la loro possibilità di rincorsa è però limitata dal meccanismo della riserva obbligatoria e dalla ritenuta fiscale sugli interessi. Con un semplice modello di equilibrio marginale è possibile valutare, sia pur molto approssimativamente, la reazione del differenziale a  $r_{BOT}$ : si supponga che le banche remunerino i depositi utilizzando

$$(10) \quad r_{DEP}^* = (1-q)r_{BOT} + qr_{ROB}$$

dove  $q$  e  $r_{ROB}$  sono rispettivamente l'aliquota e il rendimento della riserva obbligatoria e  $r_{DEP}^*$  è il tasso passivo prima della ritenuta fiscale. Se  $h$  è l'ammontare della ritenuta stessa, si avrà che

$$(11) \quad r_{DEP} = (1-h)r_{DEP}^*$$

Riscrivendo le uguaglianze alle differenze prime, si ottiene facilmente che

$$(12) \quad \Delta(r_{BOT} - r_{DEP}) = (1-(1-h)(1-q)) \Delta r_{BOT}$$

Ponendo  $h=.216$  e  $q=.152$ , come era alla fine del periodo di stima, ne risulta che un aumento di un punto del differenziale richiede un aumento di quasi 3 punti del tasso sui BOT. Ciò ridimensiona notevolmente l'effetto sopra descritto.

La specificazione appena presentata appare soddisfacente. Va però ricordato che l'esistenza di una stagionalità variabile mette in campo la possibilità che la velocità di aggiustamento all'obiettivo ( $g'$ ) non sia istantanea: il tentativo condotto con la (8a), per le argomentazioni svolte in precedenza, permetteva di accertare l'ipotesi  $g'=1$  solo in connessione con l'ipotesi di costanza di  $g$  per tutti i mesi dell'anno. In questo senso il tentativo di discriminare per le due velocità può dirsi fallito.

Dall'equazione emerge che, in accordo con l'opinione corrente, i depositi bancari sono i maggiori concorrenti dei BOT nel mercato delle attività finanziarie. E' però universalmente noto che l'attività reale influisce positivamente sulla domanda di moneta; era naturale chiedersi se essa non potesse influire negativamente sulla domanda di BOT (Modigliani, 1972; Modigliani e Cotula, 1973). Per poter sottoporre a test questa ipotesi, si è provveduto a mensilizzare la serie trimestrale del prodotto interno lordo nominale, con una procedura analoga a quella effettuata per  $r_{DEP}$ .

I risultati del tentativo sono esposti nella terza specificazione. Essi sono stati assai buoni: le modificazioni dei rimanenti coefficienti sono state minime, il test di Chow è migliorato e il valore del coefficiente del PIL è risultato significativamente negativo e ragionevole in valore assoluto. dato infatti che il PIL mensile è uguale, alla fine del periodo di stima, a circa 40 trilioni, esso indica un'elasticità dei buoni del Tesoro al PIL pari a circa - 0.29.

La bontà dei risultati dipende forse dal fatto che interpolando i dati trimestrali si è approssimato il reddito permanente, che secondo la teoria dovrebbe essere la vera determinante.

La terza specificazione presenta un ultimo motivo di interesse: l'analisi dei residui ha posto in luce che uno solo di essi si colloca al di sopra di 3 scostamenti quadratici medi, e che questo corrisponde al gennaio 1980, mese del noto eccesso di domanda in asta e della conseguente brusca caduta dei rendimenti. Le opinioni allora

esprese dagli operatori riferivano concordemente di una domanda "inaspettatamente" elevata; la presente analisi sembra conferire loro una conferma empirica. I risultati della terza specificazione sono esposti nella fig. 2.

#### 4 - Estrapolazioni e problemi.

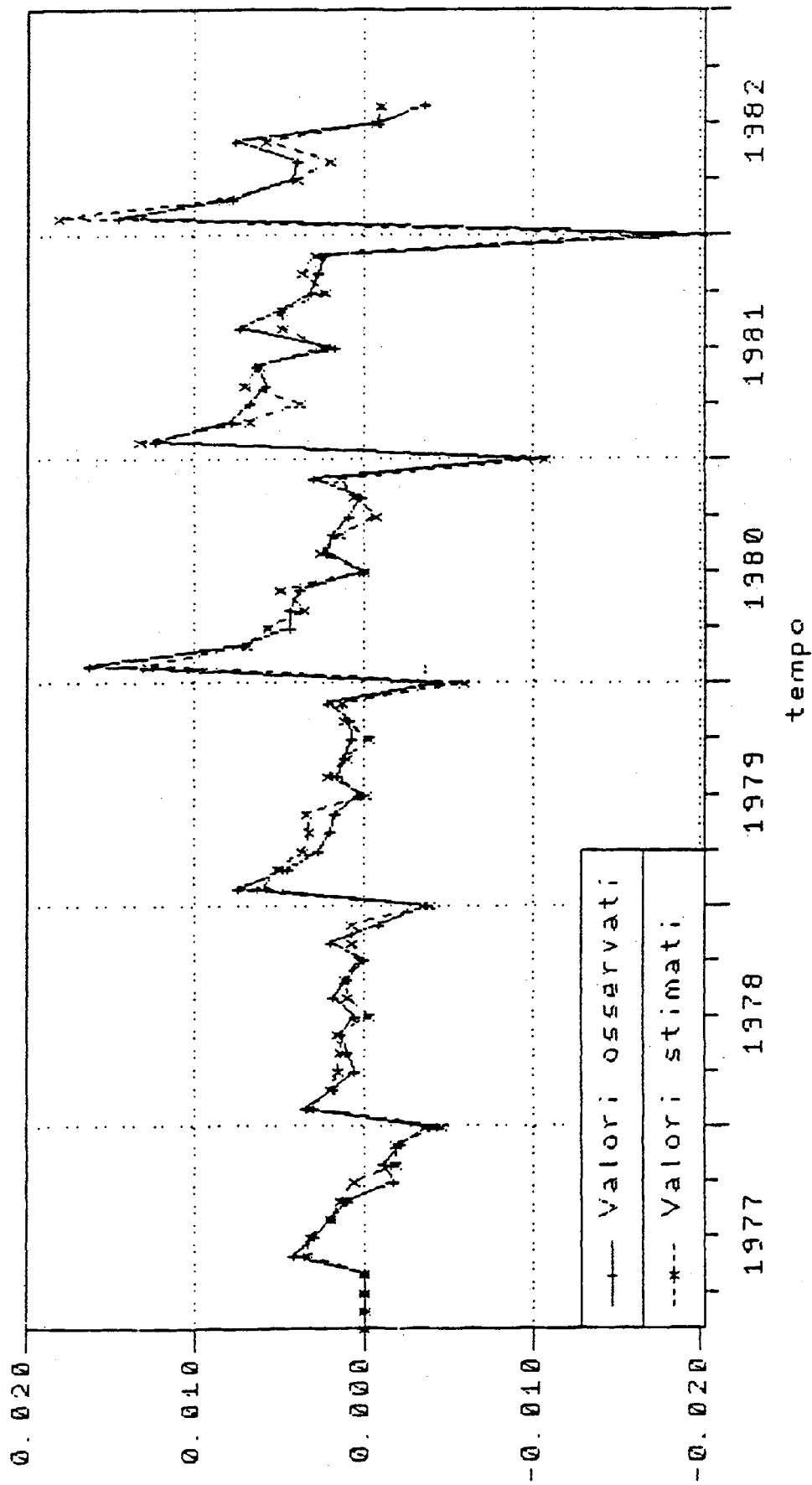
4.1 - Considerazioni sull'autunno 1982 - Dalla fig. 1 è evidente che nell'ultima parte del 1982 si è verificata, per la prima volta, una sensibile diminuzione dei BOT detenuti dal pubblico. Questa diminuzione è stata attribuita sia alla diminuzione dei rendimenti dei BOT in un periodo di sostanziale stabilità del tasso passivo bancario sia a perturbazioni del mercato causate dal diffondersi di voci di consolidamento e tassazione del debito pubblico a breve termine.

Si è quindi deciso di utilizzare l'equazione per cercare di valutare l'importanza relativa di queste due determinanti. La tav. 2 mostra i risultati di una simulazione dinamica (effettuata cioè includendo la variabile ritardata endogena) effettuata per tutto il 1982 sulla base dei dati provvisori disponibili; è stata utilizzata la specificazione n. 2 perchè il grado di provvisorietà dei dati del PIL è stato giudicato eccessivo.

E' evidente che la diminuzione avvenuta nella seconda parte dell'anno è in larga parte attribuibile all'effetto dei tassi: essa viene infatti chiaramente colta dalla variabile simulata. Si nota però che nel periodo settembre-novembre, nel quale l'incertezza sul

Fig. 2

Variazione del rapporto tra BOT e AFI  
(specificazione 3)



BOT DOMANDATI NEL 1982 (MILIARDI DI LIRE)				
MESE	CONSISTENZE		VARIAZIONI	
	STIMATE	EFFETTIVE	STIMATE	EFFETTIVE
GEN.	68305	67179	7876	6751
FEB.	72862	71205	4557	4026
MAR.	75506	73721	2644	2516
APR.	77210	76027	1704	2306
MAG.	79976	79801	2766	3775
GIU.	81126	81260	1150	1458
LUG.	81969	80426	843	-833
AGO.	81424	82052	-545	1626
SET.	79927	79478	-1497	-2574
OTT.	78792	76743	-1135	-2735
NOV.	77793	75226	-999	-1517
DIC.	72164	72903	-5629	-2323



mercato dei BOT è stata più intensa, i dati stimati risultano sistematicamente superiori a quelli effettivi.

Sorprende invece il fatto che la diminuzione stimata per dicembre sia largamente superiore a quella effettiva. Questo effetto potrebbe essere attribuito alla provvisorietà dei dati di fine anno; potrebbe però anche discendere da una diversa politica di "window dressing" seguita dalle banche nel 1982. La diminuzione stagionale dei BOT detenuti dal pubblico in dicembre, evidente dalla fig. 1, è infatti probabilmente attribuibile a operazioni di scambio temporaneo di titoli fra pubblico e banche in modo da aumentare il dato contabile della raccolta (si veda la Relazione del Governatore sull'esercizio 1981, cap. L); alla fine del 1982 questo effetto potrebbe essere stato meno importante perchè la raccolta è cresciuta in misura notevolmente superiore agli anni precedenti o a causa degli scioperi bancari.

Per poter valutare più accuratamente i dati relativi all'autunno, si è invece condotto un test di Hendry (si veda l'Appendice) sul periodo agosto-novembre. I risultati non sono purtroppo conclusivi: l'ipotesi di stabilità del modello viene accettata al livello di significatività del 5 per cento e rigettata al 10 per cento.

Alla luce di questi fatti, sembra possibile concludere che il disinvestimento di BOT effettuato dal pubblico nella seconda metà del 1982 è in larga parte causato dall'effetto dei tassi d'interesse. Alcuni elementi sembrano indicare che ci possa essere stato un ulteriore effetto perturbativo, ma l'importanza di questo è stata

relativamente minore.

4.2 - Problemi ancora aperti - Nel quadro fin qui esposto, il problema dei titoli indicizzati, e in particolare dei CCT, è stato soltanto sfiorato.

E' noto però che i collocamenti di CCT presso il pubblico sono diventati, nella seconda parte del 1982, molto ingenti; questo fenomeno è facilmente spiegabile. La prima cedola dei CCT, pari al 10 per cento dal giugno 1981, si è collocata infatti a partire dalla metà del 1982 a un livello superiore a quello del rendimento dei BOT a sei mesi. Il CCT è così diventato dominante rispetto al BOT: la prima cedola è sicuramente superiore, quelle successive non possono essere inferiori a causa del meccanismo di indicizzazione, del quale si può in prima approssimazione trascurare lo sfasamento temporale; d'altra parte, l'esistenza di un mercato secondario ormai largamente sviluppato fa sì che la scadenza più lunga non costituisca un ostacolo. Il diffondersi di aspettative di ribasso dei rendimenti rende più marcato questo effetto, perchè sia la prima cedola sia il ritardo nell'indicizzazione diventano corrispondentemente più vantaggiosi.

I minori acquisti di BOT nella seconda parte del 1982 possono quindi essere anche stati causati dalla preferenza per i CCT. Una valutazione econometrica di questo effetto è però prematura per diverse ragioni: in primo luogo il mercato dei CCT ha una storia ancora più breve di quello dei BOT; in secondo luogo solo da poco le

emissioni di CCT hanno assunto un carattere di regolarità e prevedibilità; da ultimo, il 1982 è stato l'unico periodo di notevole diminuzione dei rendimenti da quando il mercato dei CCT ha assunto una dimensione ragguardevole. Problemi di natura analoga hanno impedito di includere nell'equazione i rendimenti relativi ad altri strumenti finanziari sviluppatisi di recente, quali i certificati di deposito degli istituti di credito speciale.

## 5 - Conclusione

Le conclusioni tratte dal presente lavoro possono venire brevemente riassunte.

Nel periodo utilizzato per le stime, sembra che la principale determinante della domanda di buoni del Tesoro sia stata l'ampiezza del differenziale tra il rendimento dei BOT e il tasso passivo bancario; questa ipotesi si accorda con l'opinione corrente. E' stata inoltre individuata una correlazione negativa tra il livello dell'attività reale e la dinamica dei BOT, per dato volume di attività finanziarie, coerentemente con le indicazioni della teoria economica.

Per quanto riguarda il 1982, il notevole disinvestimento di BOT rilevato nel periodo settembre-novembre appare in larga parte spiegato dall'effetto dei tassi. Alcuni elementi sembrano dimostrare l'esistenza di un effetto addizionale, che può essere attribuito a perturbazioni del mercato o a sostituzione di BOT con CCT.

Il tentativo di distinguere tra velocità di aggiustamento

dell'obiettivo e velocità di aggiustamento all'obiettivo non è riuscito in maniera soddisfacente; la ricerca in questa direzione dovrà essere ulteriormente approfondita.

B I B L I O G R A F I A

- BREUSCH, T.S. - GODFREY, L.G. (1980), A Review of Recent Work on Testing for Autocorrelation in Dynamic Econometric Models, Discussion Papers in Economics and Econometrics, University of Southampton, n. 8014, febbraio.
- CARANZA, C. - MICOSSI, S. - VILLANI, M. (1982) La domanda di moneta in Italia: 1963-1981, Banca d'Italia, maggio.
- CHOW, G.C. (1980) Test of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions, *Econometrica*, luglio
- CONTI, V. - VISCO, I. (1982) The Determinants of 'Normal' Inventories of Finished Goods in the Italian Manufacturing Sector, presentato al Secondo Simposio Internazionale sulle Scorte, Budapest, 23-27 agosto
- DE GROOT, M.H. (1975) Probability and Statistics, Addison-Wesley
- FELDSTEIN, M. - AUERBACH, A. (1976) Inventory Behaviour in Durable-Goods Manufacturing: the Target Adjustment Model, *Brookings Papers on Economic Activity*, n. 2
- FRIEDMAN, B.M. (1977) Financial Flow Variables and the Short Run Determination of Long-Term Interest Rates, *Journal of Political Economy*, vol. 85, n. 4
- HARVEY, A.C. (1981) The Econometric Analysis of Time Series, Philip Allan
- HENDRY, D. F. (1980) Predictive Failure and Econometric Modeling in Macroeconomics: the Transactions Demand for Money, in *Economic Modelling*, Paul Ormerod ed., Heinemann, London

MADDALA, G. S. (1977), Econometrics, McGraw-Hill, Inc.

MODIGLIANI, F. (1972) The Dynamics of Portfolio Adjustment and the Flow of Savings Through Financial Intermediaries, in Savings Deposits, Mortgages and Housing, a cura di E.M. Gramlich e D.M. Jaffee, Lexington Books

\_\_\_\_\_ - COTULA, F. (1973) Un'analisi empirica dei flussi finanziari e della composizione della ricchezza finanziaria dell'economia, Moneta e Credito, n. 101-102, marzo-giugno

ZAUTZIK, E.A. (1981), Una stima econometrica della domanda dei buoni del Tesoro da parte del pubblico, mimeo, Banca d'Italia

APPENDICE: Test diagnostici utilizzati

1 - Autocorrelazione dei residui: Lagrange multiplier test.

Poichè le regressioni eseguite includono la variabile dipendente sfasata, il consueto test Durbin-Watson non può fornire risultati attendibili. Si è quindi effettuato il test del moltiplicatore di Lagrange (Breusch e Godfrey, 1980), che è valido anche nella situazione presentata. Il valore del test è dato dal prodotto tra il numero delle osservazioni e l' $R^2$  della regressione dei residui stessi sfasati di  $i$  periodi; esso è distribuito come una  $\chi^2$  con  $d$  gradi di libertà, dove  $d$  è il numero degli sfasamenti dei residui utilizzati per la regressione.

2 - Normalità dei residui: Q test

Questo test, proposto nel 1900 da Pearson, è applicabile per controllare l'appartenenza di una serie a qualunque distribuzione. Si divide la serie in  $k$  intervalli arbitrariamente scelti e si calcoli il numero delle osservazioni  $O_i$ , dove  $i=1,k$ , che cadono in ciascun intervallo. Si ripeta la procedura per calcolare il numero  $E_i$  delle osservazioni che dovrebbero cadere in ciascun intervallo se la distribuzione fosse quella voluta.

Si dimostra che la distribuzione di

$$Q = \sum_{i=1}^k (O_i - E_i)^2 / E_i$$

converge a quella di una  $\chi^2$  con  $k-1$  gradi di libertà. Nella tav. 1 è riportato il test per  $k = 20$ . Per una accurata descrizione delle proprietà del test, si veda De Groot (1975, cap. 9).

### 3 - Stabilità dei parametri: Chow test

Chow (1960, pp. 361-366) ha dimostrato che, in una regressione con  $k$  variabili indipendenti, dividendo le  $n$  osservazioni disponibili in due gruppi  $n_1$  e  $n_2 = n - n_1$ , il test statistico

$$CT = \frac{(U - U_1 - U_2)/k}{(U_1 + U_2)/(n - 2k)}$$

dove  $U$ ,  $U_1$ ,  $U_2$  sono le somme dei quadrati dei residui della regressione effettuata sul periodo intero e sui due sottoperiodi, è distribuito asintoticamente come un  $F$  con  $k$ ,  $n-2k$  gradi di libertà.

### 4 - Stabilità dei parametri: Hendry test

Data una regressione eseguita su  $n$  osservazioni e su  $k$  regressori, si calcolino gli errori di previsione ( $V_i$ ,  $i=n+1, n+t$ ) eseguendo una simulazione statica per  $t$  periodi al di fuori del campione. Il test statistico



$$HT = \frac{\sum_{i=n+1}^{n+t} v_i^2}{\sum_{j=1}^n U_j^2 / (n-k)}$$

nel quale gli  $U_j$  rappresentano gli errori della regressione originale, è asintoticamente distribuito come una  $\chi^2$  con  $t$  gradi di libertà (Hendry, 1980).





