

Novembre 1984

43

Servizio Studi
della
Banca d'Italia

TEMI DI DISCUSSIONE

F. COTULA - G. GALLI - E. LECALDANO
V. SANNUCCI - E. ZAUTZIK

**Una stima delle funzioni di domanda
di attività finanziarie**

UNA STIMA DELLE FUNZIONI DI DOMANDA DI ATTIVITA' FINANZIARIE

di

F.Cotula, G.Galli, E.Lecaldano Sasso la Terza, V.Sannucci, E.Zautzik

In questo lavoro si presentano stime econometriche della composizione della ricchezza finanziaria in Italia. Si è scelto di disaggregare la ricchezza valutata a prezzi di mercato in quattro categorie di attività: circolante, depositi bancari e postali, titoli del Tesoro a breve termine o con tassi collegati a quelli a breve, altri titoli.

Da una simulazione dinamica appare la buona capacità esplicativa delle equazioni nel campione; fuori del campione emergono invece errori notevoli in alcune equazioni, verosimilmente a causa della difficoltà di tener conto dei mutamenti delle aspettative e del processo di apprendimento delle caratteristiche dei nuovi strumenti finanziari.

Nella seconda parte del lavoro vengono presentate le stime econometriche delle funzioni di domanda di circolante, di M2, di BOT e CCT, del corso delle obbligazioni. In particolare emerge la necessità di tener conto del ruolo di "buffer asset" della moneta.

La serie dei "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.

UNA STIMA DELLE FUNZIONI DI DOMANDA DI ATTIVITA' FINANZIARIE

1 - Linee generali della ricerca; ipotesi teoriche e problemi statistici.

1.1 - In un modello integrato del settore reale e finanziario, la scelta consumo-risparmio e quella riguardante la composizione della ricchezza possono essere trattate come decisioni simultanee ⁽¹⁾. Le funzioni di domanda per le diverse componenti della ricchezza esprimono il valore "reale" desiderato delle singole attività al termine del periodo: la variazione rispetto allo stock in essere all'inizio del periodo è costituita dal flusso di risparmio allocato in ciascuna attività e dai guadagni (o perdite) in conto capitale derivanti dalle variazioni dei loro valori di mercato, tenendo conto degli effetti della variazione dei prezzi dei beni reali. L'esplicitazione delle funzioni di domanda di tutte le attività (reali e finanziarie) determina il valore desiderato della ricchezza totale alla fine del periodo, e quindi implica la decisione di accumulazione della ricchezza. Le stesse funzioni esprimono nel contempo le scelte riguardanti la composizione della ricchezza.

⁽¹⁾ Si veda TOBIN, J. (1980) (1982).

L'insieme delle domande di attività finanziarie, di indebitamento, di beni capitale e di consumo devono rispettare il vincolo di bilancio, dati il reddito disponibile e i guadagni in conto capitale. Le funzioni di domanda delle singole attività finanziarie sono a fronte della creazione di strumenti finanziari determinata: a) dal fabbisogno pubblico e dal saldo delle partite correnti con l'estero, e b) dal finanziamento esterno del pubblico. Sui singoli mercati finanziari vengono determinati i tassi di interesse delle diverse attività, come risultato dei flussi che traggono origine sia dalle decisioni di risparmio e di accumulazione reale, sia dai processi di riadeguamento della composizione degli stocks di ricchezza e di debito. L'equilibrio sul mercato dei beni reali può essere espresso anche mediante quello tra il totale delle attività finanziarie domandate e offerte.

La stima di un blocco di domanda di attività finanziarie costituisce un passo preliminare nella costruzione di un modello integrato reale e finanziario; poichè non include una funzione del consumo o di risparmio complessivo, né una funzione di ripartizione della ricchezza tra beni reali e attività finanziarie, non può spiegare l'accumulazione della ricchezza totale e, in particolare, della componente finanziaria: la ricchezza attesa alla fine del periodo diviene esogena. Tale modello è però logicamente congruente con uno schema integrato se si include la ricchezza finanziaria come argomento delle funzioni di domanda e se vengono rispettate le

"condizioni di coerenza" esplicitate da J. Tobin e W. Brainard, necessarie per assicurare che il vincolo di bilancio sia sempre soddisfatto ⁽²⁾. In tale modello, un aumento della ricchezza finanziaria deve trovare pieno riflesso nelle diverse attività considerate e una variazione dei tassi di rendimento attesi altera soltanto la composizione della ricchezza finanziaria; l'interesse prevalente dell'analisi è diretto agli effetti sulla composizione dei portafogli di variazioni della struttura dei tassi di interesse, ovvero, agli effetti su questi ultimi di mutamenti delle offerte relative dei diversi strumenti finanziari, per date preferenze del pubblico.

L'analisi macroeconomica può essere rigorosa e fondata su precise ipotesi teoriche concernenti il comportamento degli operatori se questi vengono aggregati in settori sufficientemente omogenei; in particolare, può essere notevolmente diversa la spiegazione della domanda di attività finanziarie da parte del settore "famiglie" e del settore "imprese".

1.2 - Nel presente lavoro le funzioni di domanda di attività finanziarie sono state stimate seguendo le linee essenziali dell'approccio di Tobin-Brainard. La scarsità delle osservazioni relativamente ad alcune variabili (come nel caso dei dati per BOT e CCT) avrebbe peraltro reso

⁽²⁾ Si veda BRAINARD, W. - TOBIN, J. (1968).

impossibile il tentativo di specificare funzioni di domanda che tengano conto sia della decisione di accumulazione della ricchezza, sia della scelta tra investimenti in beni reali e in attività finanziarie, sia, infine, della composizione desiderata dei portafogli finanziari. Proprio la scarsa numerosità delle osservazioni ha indotto alla ricerca di soluzioni particolari tendenti a ridurre il numero delle variabili esplicative nelle funzioni di domanda di titoli pubblici di più recente creazione al fine di guadagnare gradi di libertà ⁽³⁾ (cfr. parag. 2.4).

I limiti di natura statistica hanno inoltre condizionato il livello di aggregazione dei settori: si è preferito avviare la stima delle funzioni di domanda per il pubblico in attesa della revisione delle statistiche dei flussi e degli stocks di attività e passività dei settori "famiglie" e "imprese". Anche la scarsa attendibilità dei dati sulla componente reale della ricchezza (in particolare circa il valore dello stock di abitazioni) ha consigliato di confinare per il momento l'analisi alla composizione delle attività finanziarie.

In attesa di un'integrazione del modello finanziario con quello reale, l'analisi della composizione della ricchezza finanziaria concorre -

⁽³⁾ Le stime di funzioni di domanda di attività finanziarie che hanno come argomenti la ricchezza finanziaria possono essere incluse senza modifiche in un modello integrato reale-finanziario solo se è plausibile che le decisioni degli operatori vengano prese secondo una sequenza che consenta di individuare le scelte di consumo-risparmio e di investimento in beni reali come "prioritarie" rispetto alla allocazione della ricchezza finanziaria. Cfr. ad esempio: BACKUS, D. - BRAINARD, W. - SMITH, G. - TOBIN, J. (1980).

insieme alla stima della domanda di credito da parte dell'Economia, all'analisi del comportamento degli intermediari finanziari e a quella del mercato della base monetaria - alla programmazione dei flussi finanziari, per dato fabbisogno pubblico, prodotto interno lordo, prezzi e bilancia dei pagamenti. La stima di un blocco di domanda di attività finanziarie consente anche un primo esame del ruolo della moneta come "buffer asset".

1.3 - Per dati valori del reddito disponibile (YD), dei consumi (C_F), degli investimenti (I) e del risparmio delle imprese (S_I) risulta determinato il risparmio finanziario netto dell'Economia, definito come differenza tra la variazione delle attività e passività finanziarie ($SF = \Delta AF - \Delta PF$) dei settori "famiglie" e "imprese":

$$(1) \quad SF = YD - C_F - I + S_I$$

L'identità che collega il risparmio e l'investimento dell'Economia con il disavanzo pubblico (DISSP) e il saldo delle partite correnti con l'estero (BPC) consente di esprimere il risparmio finanziario netto dell'Economia come:

$$(2) \quad SF = DISSP + BPC + SFAC$$

dove SFAC include gli sfasamenti tra la contabilità finanziaria e quella reale e i saldi delle partite non classificabili delle istituzioni creditizie.

La domanda di credito dell'Economia, per finanziare gli investimenti e i consumi, è decisione simultanea a quella circa la quantità di attività

finanziarie (e in particolare di attività liquide) da detenere in portafoglio. L'ipotesi che la decisione di indebitamento (ΔPF) sia già avvenuta in modo indipendente e la (2) consentono di determinare la variazione effettiva delle attività finanziarie lorde dell'Economia (ΔAF):

$$SF = \Delta AF - \Delta PF$$

$$\Delta AF = DISSP + BPC + \Delta PF + SFAC$$

Sostituendo il fabbisogno finanziario del settore pubblico (FABSP) ai dati di contabilità nazionale sui disavanzi pubblici e la bilancia dei pagamenti complessiva (BP) alle partite correnti, e quindi considerando come esogeno il movimento dei capitali con l'estero, si ottiene il flusso di attività finanziarie lorde sull'interno (ΔAFI), come somma dei diversi termini che appaiono nel membro di destra della seguente relazione:

$$(3) \quad \Delta AFI = FABSP + BP + \Delta PFI + AC$$

La creazione di attività finanziarie complessive riflette perciò i disavanzi pubblici, il saldo dei pagamenti con l'estero e le decisioni di finanziamento esterno da parte dell'Economia (famiglie e imprese) ⁽⁴⁾. La banca centrale, mediante la regolazione della base monetaria, influenza i tassi di interesse e di conseguenza la spesa del settore privato e il suo indebitamento e quindi concorre a determinare sia la quantità di attività finanziarie immesse nel sistema sia la domanda delle stesse da parte

⁽⁴⁾ La variabile AC include il saldo degli altri conti delle istituzioni creditizie e il saldo delle attività e passività non esplicitate e può essere estrapolata mediante le tecniche di analisi delle serie temporali.

dell'Economia. Dato che il prezzo di mercato delle attività che compongono la ricchezza finanziaria non rimane costante al variare dei tassi di interesse, il flusso di risparmio finanziario dell'Economia non coincide con la variazione della ricchezza dello stesso settore. In presenza di forti fluttuazioni dei tassi di interesse e se l'indicizzazione finanziaria non ha un'ampia diffusione, la variazione del valore di mercato della ricchezza può essere dominata dall'aumento dei prezzi degli stocks di attività finanziarie, almeno nel breve periodo. Al fine di tener conto dei guadagni (o perdite) in conto capitale sulle obbligazioni (GC) ne è stato endogenizzato il corso secco (cfr. parag. 2.1). Lo stock di ricchezza sull'interno ai prezzi di mercato alla fine del periodo è quindi dato dalla seguente relazione:

$$(4) \quad AFI = \Delta AFI + GC + AFI_{-1}$$

Dato il valore della ricchezza finanziaria complessiva alla fine del periodo, l'Economia decide la sua allocazione tra i diversi strumenti finanziari, tenendo conto degli stocks all'inizio del periodo. Il grado di disaggregazione delle attività deve essere sufficiente a rendere possibile l'analisi del finanziamento del fabbisogno pubblico e dei più importanti effetti di sostituzione. Si è scelto di disaggregare la ricchezza (AFI) nelle seguenti quattro categorie di attività: circolante (CIRC), depositi bancari e postali (M2-CIRC), buoni ordinari del Tesoro e certificati di credito del Tesoro a tasso variabile (BOT+CCT), altri depositi e titoli a medio e lungo termine ((AFI-M2)-(BOT+CCT)) ⁽⁵⁾. Poiché si può realisti-

⁽⁵⁾ Rimangono esclusi dalla definizione di attività finanziarie adottata in questo lavoro le azioni e le partecipazioni, i titoli atipici, le riserve tecniche degli istituti di assicurazione e di previdenza e le attività sull'estero.

camente ipotizzare che la domanda di circolante sia strettamente connessa a un segmento delle transazioni correnti, è plausibile che essa venga considerata "prioritaria" rispetto a quella degli altri strumenti finanziari. Questa ipotesi consente: a) di evitare di includere nella specificazione della domanda di circolante tutte le variabili rilevanti per spiegare la composizione della ricchezza; b) di non considerare tra gli argomenti delle altre equazioni di domanda quelle variabili che spiegano più specificamente la sostituzione tra il circolante e gli altri mezzi di pagamento senza influenzare in modo significativo le altre attività. Si è quindi anzitutto stimata l'equazione di domanda di circolante (cfr. parag. 2.2); dalla stima della domanda di moneta (M2) è possibile detrarre la quantità domandata di biglietti e monete per ottenere quella del totale dei depositi.

I depositi, in Italia, sono domandati non solo come mezzi di pagamento per le transazioni correnti ma anche come forma di investimento della ricchezza, sia per la variabilità dei tassi di interesse sui depositi in relazione a quelli di mercato, sia per la limitata gamma di attività finanziarie disponibili, almeno fino alla seconda metà degli anni settanta. Fino a quando le attività finanziarie offerte al pubblico sono state composte essenzialmente da moneta e titoli a reddito fisso a lungo termine, i depositi bancari hanno costituito l'unica attività priva di rischio finanziario. Nel corso degli anni settanta la struttura dei mercati è andata evolvendosi, con un processo assai rapido in alcuni periodi, a causa degli elevati e variabili tassi di inflazione, della diffusione di nuovi strumenti finanziari (specialmente sotto l'urgenza di finanziare il fabbisogno pubblico con mezzi non monetari), dei mutamenti nei metodi

prevalenti di controllo monetario e nei comportamenti degli intermediari finanziari. A partire dalla seconda metà degli anni settanta, le innovazioni finanziarie hanno reso disponibili strumenti che, per le loro caratteristiche di liquidità e rischio, sono migliori sucedanei dei depositi bancari rispetto ai titoli a lungo termine a reddito fisso. Il ruolo di attività liquida è stato in misura crescente assolto dai BOT e di riflesso è diminuita la componente della moneta meno strettamente connessa con le transazioni correnti. E' però da ricordare che i BOT, benché dotati di un elevato grado di liquidità per la loro breve durata, non sono del tutto privi di rischio finanziario perché - a differenza dei depositi a vista - non godono della proprietà di avere un valore certo prima della scadenza. Questo rilievo può essere esteso anche ai titoli a medio e a lungo termine con rendimenti collegati ai BOT, come i CCT.

Se il processo di sostituzione dei depositi con le altre attività liquide dovesse proseguire tanto da far divenire prevalente il movente transattivo, anche la domanda di depositi bancari potrebbe essere considerata, in analogia al circolante, come prioritaria rispetto a quella delle altre attività. La fase attuale è però ancora caratterizzata da una situazione intermedia nella quale la moneta non è dominata da altre attività nella funzione di componente liquida della ricchezza e si pone in concorrenza con i BOT e altre attività nello svolgere tale funzione.

Ne consegue che, al presente, il procedimento più appropriato sembrerebbe essere quello più generale di stimare tutte le attività finanziarie, ad eccezione del circolante, come funzione della ricchezza e di una misura delle transazioni, considerando i depositi come una delle diverse attività che compongono la ricchezza. Il principale ostacolo nel

perseguire questo approccio più generale è costituito dalla scarsità delle osservazioni disponibili per i BOT e i CCT; le stime delle principali categorie di titoli richiederebbero infatti un numero eccessivo di variabili esplicative se non si facesse l'ipotesi di decisioni ordinate in sequenza. Si è di conseguenza proceduto a stimare la domanda di moneta M2 indipendentemente dalla composizione del portafoglio titoli; le funzioni di domanda di (BOT+CCT) e di "altri titoli" sono quindi state specificate come funzioni di ripartizione del residuo (AFI-M2) (cfr. par. 2.4). Un secondo motivo per il quale fino ad ora è stato seguito un approccio con scelte in sequenza è dato dal fatto che si è voluto mantenere una specificazione semilogaritmica della domanda di moneta (cfr. par. 2.3) in quanto questa ha dato generalmente i migliori risultati in stima ed ha proprietà teoriche soddisfacenti. Utilizzando però questa forma funzionale diviene pressoché impossibile specificare in maniera coerente le altre equazioni di domanda, inclusa quella per l'attività ottenuta residualmente. Questa difficoltà può essere superata utilizzando nella funzione di ripartizione delle diverse categorie di titoli (a breve termine, indicizzati ai tassi a breve, a cedola fissa, certificati di deposito degli ICS) una variabile di scala definita come la ricchezza finanziaria al netto della moneta.

Le caratteristiche dei mercati finanziari fino alla metà degli anni settanta e la loro successiva evoluzione pongono anche il problema degli "shifts" subiti dalla domanda di moneta per le innovazioni finanziarie; dalla ricerca sulla domanda di moneta (cfr. par. 2.3) appare che si può tener conto del processo di apprendimento dei nuovi strumenti da parte del pubblico. Purtroppo ciò non toglie che nella fase iniziale della creazione di nuovi strumenti il margine di incertezza della domanda di moneta sia

molto ampio.

I risultati di una simulazione dinamica nel periodo 1977-82 delle equazioni stimate (tav. 1) consentono di valutare la loro capacità di spiegare i mutamenti nella composizione della ricchezza finanziaria (all'interno del campione) e, in particolare, di valutare gli errori che confluiscono sull'attività non stimata in quanto ottenuta residualmente tramite il vincolo di bilancio.

Dalla simulazione estesa al 1983 del blocco di domanda (stimato fino al 1982) appare una buona capacità previsiva delle funzioni di domanda di circolante e del corso delle obbligazioni; emerge invece una notevole sottostima della sostituzione della moneta con titoli, verosimilmente a causa dei mutamenti delle aspettative sull'andamento dei tassi di interesse e del completamento del processo di apprendimento delle caratteristiche dei certificati di credito del Tesoro (Fig. 1).

1.4 - Le principali variabili esplicative delle funzioni di domanda delle singole attività sono: una misura delle transazioni correnti, lo stock di ricchezza finanziaria alla fine del periodo e i rendimenti attesi delle attività nel periodo previsto di investimento. Gli effetti delle aspettative circa l'andamento atteso dei tassi di interesse sono tra le variabili cruciali nella scelta dell'allocazione dei nuovi flussi di risparmio finanziario tra la moneta (o i titoli a breve o con tasso variabile) e i titoli con cedola fissa. Non solo la teoria, ma anche numerosi episodi del passato suggeriscono che le decisioni sull'allocazione del risparmio finanziario sono influenzate in misura empiricamente rilevante dalle variazioni attese dei corsi. E' però risultato fino ad ora

RISULTATI DELLA SIMULAZIONE DINAMICA

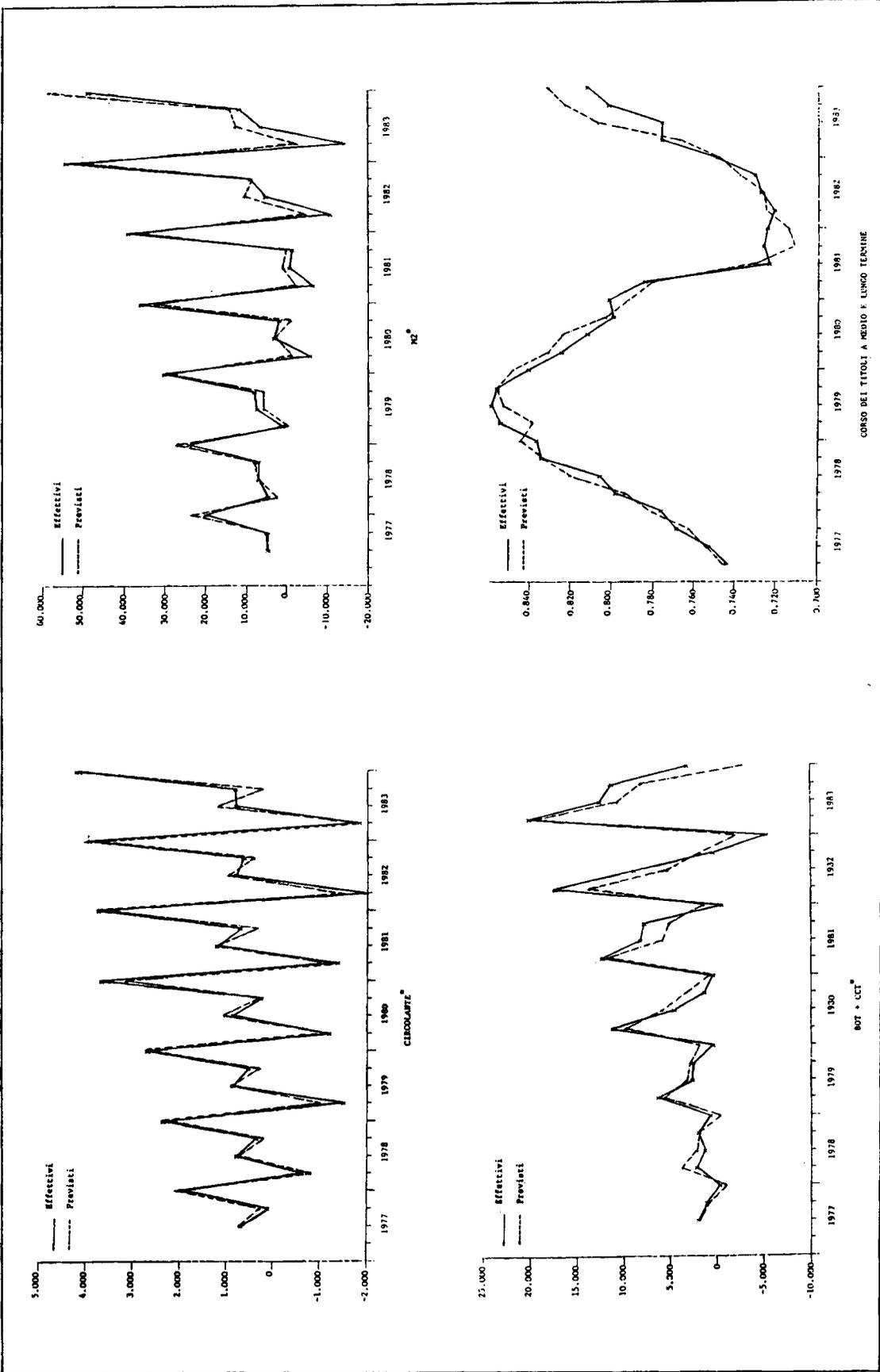
Periodo 1977.I - 1982.IV - Indicatori statistici

Endogene	Valore medio delle endogene nel periodo 1977 - 82	Errore quadratico medio	U. M. (*)	U. R. (*)	U. D. (*)	U di Theil
Circolante	21.400	210	0,04	0,16	0,80	0,12
M2	263.835	3.480	0,07	0,12	0,81	0,19
(M1 + CCI)	41.437	2.509	0,03	0,20	0,77	0,40
Altri titoli e depositi	27.312	1.600	0,15	0,02	0,83	0,98
Corso obbligazioni	0,79	0,01	0,00	0,04	0,96	0,44

(*) U. M = bias proportion; U. R = regression proportion; U. D = disturbance proportion; cfr. MADDALA (1979) pagg 343 - 347

RISULTATI DELLE SIMULAZIONI

Fig. 1



■ Variazioni trimestrali in miliardi di lire.

molto difficile pervenire ad una adeguata approssimazione empirica delle aspettative, idonea a spiegare mutamenti significativi nella composizione delle attività finanziarie delle "famiglie" e delle "imprese" (cfr. parag. 2.3).

Se tutti i mercati fossero in equilibrio, la (3) esprimerebbe non solo il flusso effettivo ma anche la quantità addizionale domandata di attività finanziarie ⁽⁶⁾. In realtà, soprattutto nel breve periodo, si possono verificare situazioni di disequilibrio tra la quantità effettiva delle attività finanziarie e quella domandata a causa di variazioni inattese nella creazione di attività finanziarie, come nel caso di un aumento imprevisto di fabbisogno pubblico o di uno "shock" che trae origine all'estero e che si riflette sulla bilancia dei pagamenti. In questo caso, le perturbazioni possono riflettersi in larga misura, nel breve periodo, sul valore della variabile dipendente, in particolare di quell'attività che normalmente assorbe gli "shocks" non attesi; ciò può avvenire senza variare il valore delle variabili esplicative che compaiono nelle funzioni di domanda (in particolare dei tassi di interesse), per i ritardi nelle reazioni degli operatori o per l'inefficienza dei mercati. Gli operatori ,

⁽⁶⁾ Le specificazioni delle funzioni di domanda prevedono un processo di adeguamento graduale delle quantità effettive a quelle desiderate per gli scostamenti causati dagli argomenti delle funzioni di domanda di equilibrio; per questo tipo di perturbazioni, nel corso del periodo nel quale si compie l'aggiustamento la quantità delle singole attività finanziarie coincide con la domanda di breve periodo delle stesse.

soprattutto quelli con portafogli di medie e piccole dimensioni, possono economizzare i costi di informazione e i costi per le transazioni se, anziché ricalcolare continuamente la composizione ottimale delle attività possedute e procedere a un continuo aggiustamento dei portafogli, consentono che i disturbi (di offerta) influenzino inizialmente quelle attività le cui caratteristiche le rendono adatte a fungere da "buffers" ⁽⁷⁾; il fatto che la moneta svolge le funzioni di mezzo di pagamento fa sì che i disturbi tendano a riflettersi nell'immediato sui saldi monetari ⁽⁸⁾.

I disturbi determinati da una variazione inattesa delle attività finanziarie richiedono quindi di specificare appropriatamente la domanda dell'attività che svolge il ruolo di "buffer stock", identificabile anzitutto nella moneta e in particolare nei depositi bancari (cfr. parag. 2.3). Infatti, nel caso di una variazione inattesa della quantità di moneta, accettata passivamente nel portafoglio del pubblico nel breve periodo, se la funzione di domanda non è specificata in modo da tener conto di questo scostamento di breve periodo dalla relazione di equilibrio viene alterata la dinamica del processo di aggiustamento del modello finanziario. Anzitutto l'impatto della perturbazione sui tassi di interesse, anziché

⁽⁷⁾ Si vedano LAIDLER, D. (1984) e GOODHART, C.A. (1984), KNOESTER, A. (1982) e KANNIAINEN, V. - TARKKA, J. (1983).

⁽⁸⁾ Se la reazione dei singoli operatori ad un aumento dell'offerta di moneta è rapida e consiste in un'operazione che conduce alla distruzione di moneta (come l'acquisto di titoli del Tesoro, il rimborso di prestiti bancari, un deflusso di fondi all'estero) il ritardo per il riassorbimento dello squilibrio tra domanda e offerta di moneta può essere minore, anche a livello dell'intero sistema, e limitare la sua importanza empirica a intervalli di tempo molto brevi.

riflettere un aggiustamento graduale e cumulativo, emerge con un effetto iniziale molto forte ⁽⁹⁾. L'importanza del ruolo di "buffer" della moneta è confermata sia dai risultati delle stime (cfr. parag. 2.3) sia da una simulazione effettuata a partire dal 1977: a fronte di un aumento "una tantum" della ricchezza finanziaria dell'1 per cento sarebbe necessario un aumento dei tassi a breve termine di alcuni punti percentuali per mantenere invariata (rispetto alla simulazione base) la quantità di moneta anche nello stesso trimestre nel quale si attua il disturbo. In secondo luogo, la variazione inattesa dell'offerta di moneta dà luogo ad un errore nell'equazione di domanda, che, nel blocco delle attività finanziarie, viene assegnato all'equazione residuale non stimata (perché risultante implicitamente dalle altre), se la variazione inattesa della moneta coinvolge anche il totale delle attività finanziarie.

Al fine di valutare gli effetti di sostituzione dovuti a mutamenti nei differenziali tra i tassi di interesse si è compiuta una simulazione dinamica del blocco di domanda per il periodo 1980 I - 82 IV. Dal seguente prospetto appare che un aumento di un punto del tasso di interesse dei titoli a breve e di quelli indicizzati ai tassi a breve termine, a parità di tutti gli altri elementi, avrebbe accresciuto lo stock di BOT e CCT posseduto dal pubblico del 5 per cento nello stesso trimestre, del 12,5 per cento in un anno e di quasi il 15 per cento alla fine del 1982. Corrispondentemente, si sarebbero ridotte le quantità di moneta e di titoli

⁽⁹⁾ Si vedano TUCKER, D. (1966) e JUDD, J. - SCADDING, J. (1982).

a cedola fissa; la più ampia consistenza della moneta, rispetto a quella dei titoli a cedola fissa, implica un effetto in valore assoluto maggiore sulla prima variabile rispetto a quello sulla seconda. Un aumento "una tantum" del tasso di interesse dei titoli a cedola fissa avrebbe avuto un effetto percentuale maggiore su questa variabile, ma con un minore spostamento di fondi in valore assoluto dalle altre due categorie di attività finanziarie.

EFFETTI DI UNA VARIAZIONE DEI TASSI DI INTERESSE SUI TITOLI

Simulazione dinamica - Periodo 1980.I - 1982.IV

(Variazioni percentuali)

Periodo	Aumento di 1 punto del tasso di interesse su (BOT+CCT) (*)			Aumento di 1 punto del tasso di interesse sui titoli a cedola fissa (*)			
	M2	BOT+CCT	AFI-M2- (BOT+CCT)	M2	BOT+CCT	corso medio obbligazioni	AFI-M2- (BOT+CCT)
8001	-0.36	5.03	- 3.75	-0.21	-3.68	-2.97	7.62
8002	-0.78	8.03	- 5.82	-0.36	-5.13	-2.90	12.83
8003	-1.15	10.27	- 6.96	-0.47	-5.89	-2.76	15.83
8004	-1.45	12.48	- 5.82	-0.55	-6.53	-2.69	16.58
8101	-1.60	12.59	- 9.93	-0.59	-5.72	-2.50	18.65
8102	-1.74	13.06	-11.32	-0.63	-5.81	-2.21	19.16
8103	-1.86	13.40	-11.09	-0.66	-6.08	-2.12	17.82
8104	-1.95	14.18	-10.43	-0.69	-6.35	-2.13	19.31
8201	-2.00	13.45	-14.28	-0.70	-5.71	-1.56	20.87
8202	-2.05	13.50	-15.56	-0.71	-5.75	-1.56	22.34
8203	-2.08	13.80	-14.71	-0.72	-6.04	-1.61	21.47
8204	-2.11	14.63	-12.31	-0.73	-6.37	-1.65	21.81

(*) Aumento "una tantum" dei differenziali tra i tassi di interesse nel 1° trimestre 1980.

2 - Risultati delle stime.

2.1 - Il corso dei titoli a medio e a lungo termine non indicizzati. -

La Banca d'Italia rileva i corsi, la scadenza, il tasso nominale e le altre caratteristiche dei titoli (piano di ammortamento, premi, estrazioni, ecc.) e calcola con procedura automatica i rendimenti netti, lordi e all'ultimo rimborso (¹⁰). In linea di principio, si potrebbe semplicemente riprodurre tale calcolo per l'aggregato e risolvere per il corso medio, noto il rendimento e le altre variabili che entrano nell'equazione. Tale procedura richiede che venga risolto il problema dell'aggregazione di titoli con piani di ammortamento diversi (principalmente titoli con rimborso alla scadenza e titoli con rate costanti di capitale e interessi); è necessario inoltre tener conto della distorsione derivante dal fatto che, essendo il corso una funzione non lineare della cedola, del rendimento e della scadenza, la media dei corsi non può essere la stessa funzione dei valori medi di queste variabili. Tali problemi vengono discussi in un altro lavoro (¹¹). Nello stesso lavoro si dimostra che, qualora non si ritenga utile endogenizzare, o comunque prevedere, l'andamento della cedola e della vita media, è possibile approssimare l'equazione del corso con la seguente funzione lineare nei parametri:

$$(1) \quad p_t = (a_0 + w_0 b_0) + a_1 \sum_{i=1}^{\infty} \gamma_i \frac{r_{t-i}}{r_t} + a_2 A(L)x_t + a_3 (1 + r_t)^{-1} + u_t$$

dove p_t = corso medio

r_t = rendimento alla scadenza

¹⁰) Si veda VECCIA, R. - CAPOMASSI, L. (1977).

¹¹) Si veda GALLI, G. (1984).

x_t = variabili che influenzano la decisione circa la
scadenza dei titoli

$A(L)$ = polinomio nell'operatore ritardo

Valgono inoltre le seguenti relazioni:

$$a_1 = (1 - (1 + \bar{r})^{-\bar{N}})$$

$$a_2 = - (1 + \bar{r})^{-\bar{N}} \left(1 - \frac{\bar{c}}{\bar{r}}\right) \log(1 + \bar{r})$$

$$a_3 = \bar{N}(1 + \bar{r})^{-\bar{N}+1} \left(1 - \frac{\bar{c}}{\bar{r}}\right)$$

$$\sum_{i=1}^{\infty} \gamma_i r_{t-i} = \left(\sum_{i=0}^{\infty} w_i \sum_{j=0}^{\infty} b_j r_{t-i-j} \right) - w_0 b_0 r_t$$

dove c = tasso d'interesse nominale;

N = vita residua.

La simbologia " \bar{y} " indica il valore medio nel campione della variabile y . Il secondo termine a destra del segno di eguale nell'equazione (1) rappresenta il valore attuale di una rendita nell'ipotesi che la cedola sui titoli di nuova emissione sia esprimibile come un ritardo distribuito dei rendimenti alla scadenza con pesi b_j . I pesi w_i rappresentano la quota dei titoli in essere in t emessi in $t-i$. Il quarto termine deriva dalla linearizzazione rispetto al rendimento e alla vita residua del valore attuale della nuda proprietà.

La (1) è stata stimata per il periodo 7202-8204 (cfr. tav. 2, equazione 1). Il ritardo distribuito è stato troncato al ventottesimo trimestre ed il problema della collinearità fra le variabili sfasate è stato risolto utilizzando solo un ritardo ogni quattro. La variabile x_t è stata approssimata con quattro ritardi sul tasso di crescita trimestrale del deflatore del PIL e con il fabbisogno del settore statale in rapporto

Variabile dipendente: corso medio secco dei titoli a medio e lungo termine non indicizzati detenuti dal Pubblico

Stime OLS: 7202-8204

EQ.	Cost.	$a_1 Y_i$	$a_1 Y_4$	$a_1 Y_8$	$a_1 Y_{12}$	$a_1 Y_{16}$	$a_1 Y_{20}$	$a_1 Y_{24}$	$a_1 Y_{28}$	a_3	INFL	INFL ₋₁	INFL ₋₂	INFL ₋₃	INFL ₋₄	FAB/PIL
1	-.24 (3.8)	.26 (8.3)	.001 (.04)	.086 (5.7)	.080 (6.4)	.056 (3.8)	.030 (2.00)	.012 (.6)	-.007 (.3)	1.00 (13.0)	-.0018 (1.7)	-.0013 (1.3)	-.0005 (.6)	-.0019 (2.1)	.0002 (.2)	-.04 (.9)
2	-.26 (4.4)	.25 (6.9)	-.01 (.6)	.094 (6.8)	.078 (6.8)	.054 (4.1)	.031 (2.2)	.012 (.7)	-.011 (.57)	1.02 (14.5)	-.0017 (1.9)	.0020 (2.3)	-.0014 (1.7)	-.0011 (1.3)	.0000 (.1)	-.0013 (.00)
3	-.31 (5.5)	.30 (15.7)	.013 (.95)	.090 (7.3)	.076 (6.1)	.056 (3.8)	.035 (2.3)	.015 (.9)	.010 (.5)	1.00 (13.8)						
4	-.34 (8.1)	.29 (19.0)	.014 (1.1)	.097 (7.6)	.076 (6.1)	.056 (3.8)	.045 (3.3)			1.05 (19.4)						

(Fra parentesi sono riportati i valori del t di Student).

EQ	Indicatori statistici		
	R ²	DW(1)	SER
1	.99	2.28	.0083
2	.99	2.20	.0076
3	.99	2.14	.0085
4	.99	2.12	.0084

Legenda:

$a_1 Y_i$ = coefficiente di r_{t-i}/r_t
 a_3 = coefficiente di $(1 + r_t)^{-1}$

INFL = variazione percentuale del deflatore del PIL rispetto al trimestre precedente.

FAB/PIL = fabbisogno del settore statale diviso prodotto interno lordo.
 DW(i) = test di Durbin-Watson per autocorrelazione degli errori di ordine i.

LM4 = moltiplicatore di Lagrange modificato per la verifica dell'ipotesi di autocorrelazione dei residui fino al 4° ordine: F(4,31).

LN = Moltiplicatore di Lagrange per la verifica dell'ipotesi di normalità dei residui: $\chi^2(2)$.

Chow(7901) = test F per la verifica dell'ipotesi di stabilità dei parametri: F(9,25) nell'eq. 3, F(7,29) nell'eq. 4.

Nota: La differenza fra l'equazione 1 e la 2 consiste nel fatto che nella seconda la variabile dipendente è stagionalizzata (metodo XII ARIMA); sulla stagionalità del corso secco cfr. Galli (1984), paragrafo 3.

al PIL a prezzi correnti.

Il "fit" dell'equazione è accettabile. Lo standard error di .008 va confrontato con valori della variabile dipendente fra .70 ed 1, il che comporta errori percentuali attorno all'1 per cento. Nonostante l'entità delle approssimazioni necessarie per la derivazione dell'equazione, i residui non risultano autocorrelati fino al quart'ordine.

I segni dei coefficienti sono quelli attesi salvo per le variabili inflazione e fabbisogno. Ci si aspetta infatti che un aumento dei loro valori riduca la vita media e quindi, a parità di cedola e rendimento, determini un avvicinamento del corso all'unità; si noti comunque che il coefficiente del fabbisogno è scarsamente significativo (del tutto non significativi sono risultati i coefficienti ritardati) mentre quelli dell'inflazione, pur significativi, sono piccoli in valore assoluto. Un aumento di un punto del tasso di inflazione annuo riduce il corso di solo un centesimo di punto (ad es. da .901 a .900). Le caratteristiche dell'equazione cambiano pochissimo quando queste due variabili vengono omesse (eq. 3): lo standard error aumenta di solo .0002, il coefficiente di a_3 rimane immutato mentre $a_1 \sum \bar{y}_i$ passa da .26 a .29. Eliminando anche gli ultimi due ritardi della variabile $\frac{r_{t-i}}{r_t}$, che non risultano significativi, si ottiene l'equazione (4), che è stata utilizzata nelle simulazioni. L'elasticità del corso rispetto al rendimento, che sarebbe unitaria se i titoli fossero irredimibili, risulta pari a .4 nel trimestre; tale effetto si riduce nel tempo e si annulla quasi completamente dopo venti trimestri, ossia dopo che la cedola media sullo stock in essere si è adeguata al nuovo livello dei tassi di mercato.

2.2 - La domanda di circolante - Per tutti gli anni sessanta e nella prima parte del decennio scorso l'espansione del circolante è avvenuta a ritmi analoghi a quelli del volume delle transazioni. Dal 1974 l'andamento dei tassi d'interesse nominali ha determinato un forte aumento del "costo opportunità" connesso con la detenzione di contante, provocando un'accelerazione dello spostamento del pubblico verso la moneta bancaria. Questa tendenza, che si è riflessa in una caduta dell'ammontare dei biglietti e delle monete in circolazione in relazione al prodotto lordo e ai consumi, è stata alimentata da fattori quali il diffondersi dell'uso dell'accredito sul conto corrente degli stipendi, l'aumento degli insediamenti bancari e, negli anni più recenti, l'utilizzo crescente, anche se ancora modesto, delle carte di credito.

Per separare gli effetti indotti da tali modifiche delle abitudini e dei sistemi di pagamento da quelli esercitati dalle variabili che misurano il "costo opportunità" e il volume delle transazioni, si è incluso tra gli argomenti della funzione di domanda, di volta in volta, il numero degli sportelli bancari operanti (SP), un trend temporale (T) e una variabile i cui elementi nel trimestre t sono costituiti dal valore più alto raggiunto dal tasso sui depositi fino al trimestre precedente (ER).

Precedenti stime econometriche (¹²) avevano inoltre individuato l'esistenza di una relazione diretta significativa tra la domanda di circolante e la quota del reddito spettante al lavoro dipendente; anche quest'ultima è stata quindi inclusa tra le variabili indipendenti (DIS). Quale misura del volume delle transazioni si sono utilizzati i consumi finali (CF), mentre il "costo opportunità" è stato approssimato dal tasso

¹²) Si veda COTULA F. (1976).

sui depositi al netto della ritenuta fiscale (r).

L'equazione, stimata su dati grezzi trimestrali per il periodo 1974-82, è del seguente tipo:

$$\log(C/P) = gb_0 + gb_1 \log r + gb_2 \log (CF/P) + gb_3 \log DIS + gb_4 \log SP + \\ + (1-g) \log (C(-1)/P) + \text{dummies stagionali}$$

dove C è lo stock del circolante e P è il deflatore implicito dei consumi finali (¹³).

I risultati delle stime sono riportati nella tav. 3; nelle equazioni (2) e (3) il logaritmo degli sportelli è stato sostituito dalla variabile temporale e dal logaritmo di ER, rispettivamente. I coefficienti stimati per il tasso d'interesse e per le variabili di trend hanno il segno atteso e risultano sempre statisticamente significativi. I risultati ottenuti per la variabile transattiva sono tuttavia molto insoddisfacenti: nelle eq. (1) e (2) l'elasticità ai consumi reali in equilibrio appare bassa (0.65 e 0.47, rispettivamente) mentre nella eq. (3) il coefficiente stimato è negativo. I bassi valori della t di Student non consentono inoltre di rifiutare l'ipotesi nulla al livello di significatività del 5 per cento; al livello del 10 per cento l'ipotesi può essere respinta solo nell'equazione

¹³) Nell'equazione è implicita l'ipotesi di elasticità unitaria ai prezzi in equilibrio e quella di aggiustamento parziale sullo stock nominale. La prima ipotesi è stata sottoposta a verifica, aggiungendo il logaritmo del deflatore tra le variabili esplicative; il coefficiente di quest'ultimo non è tuttavia risultato statisticamente significativo. L'abbandono della seconda ipotesi, con l'inclusione tra le variabili esplicative del logaritmo del rapporto tra prezzi correnti e prezzi sfasati di un periodo, ha portato a risultati poco plausibili, riducendo di oltre un terzo la stima dell'elasticità ai consumi in equilibrio e abbassandone fortemente la significatività.

DOMANDA DI CIRCOLANTE

VARIABILE DIPENDENTE: $\log(C/P)$

periodo di stima: I 1974 - IV 1982

Equazione	Costante	$\log r$	$\log(CF/P)$	$\log DIS$	$\log SP$	T	$\log ER$	$\log(C(-1)/P)$	$\hat{\rho}(-2)$	R^2	SER	Lagrange Multiplier modificato (F (1,25))
1	6.06 (2.5)	-0.057 (2.5)	0.248 (1.6)	0.157 (1.3)	-0.588 (1.9)	-	-	0.617 (4.9)	-	0.9606	0.0133	LM(1)=0.54 LM(3)=0.06 LM(2)=2.71 LM(4)=0.02
2	1.04 (0.5)	-0.063 (2.7)	0.154 (1.0)	0.144 (1.1)	-	-0.002 (1.4)	-	0.674 (5.4)	-	0.9580	0.0137	LM(1)=0.37 LM(2)=2.98 LM(3)=0.01 LM(4)=0.24
3	3.57 (2.1)	-0.072 (3.7)	-0.036 (0.7)	0.156 (1.3)	-	-	-0.054 (2.2)	0.594 (4.7)	-	0.9620	0.0131	LM(1)=1.06 LM(2)=2.27 LM(3)=0.11 LM(4)=0.01
1'	4.47 (2.1)	-0.050 (2.6)	0.192 (1.4)	0.151 (1.3)	-0.441 (1.6)	-	-	0.703 (6.0)	-0.33 (2.1)	0.9642	0.0127	
2'	0.41 (0.2)	-0.051 (2.6)	0.131 (1.0)	0.148 (1.2)	-	-0.001 (1.2)	-	0.766 (6.9)	-0.37 (2.4)	0.9629	0.0129	
3'	2.76 (1.7)	-0.062 (3.7)	-0.030 (0.7)	0.146 (1.3)	-	-	-0.038 (2.0)	0.677 (5.8)	-0.34 (2.2)	0.9658	0.0124	
1''	4.09 (2.0)	-0.041 (3.2)	0.253 (2.7)	0.199 (2.5)	-0.522 (2.3)	-	-	0.747 (8.0)	-0.34 (2.2)	0.9650	0.0125	
2''	-0.71 (2.4)	-0.042 (3.4)	0.187 (2.5)	0.197 (2.4)	-	-0.002 (2.0)	-	0.813 (10.8)	-0.38 (2.5)	0.9638	0.0128	

Tra parentesi sono riportati i valori della t di Student. Sono omissi i coefficienti delle variabili stagionali.

LEGENDA ALLA TAV. 3

- C : Stock del circolante alla fine del periodo a prezzi correnti.
P : Deflatore dei consumi finali.
r : tasso sui depositi al netto della ritenuta fiscale.
CF : Consumi finali a prezzi correnti.
DIS : Quota percentuale dei redditi da lavoro dipendente sul PIL.
SP : Numero degli sportelli bancari operanti.
T : Trend temporale lineare.
ER : Valore massimo raggiunto da r fino al periodo precedente.
 $\hat{\rho}(-2)$: Coefficiente di autocorrelazione dei residui al secondo ordine.
 R^2_A : R^2 corretto.
SER : Errore standard delle regressioni.
LM(i) : Lagrange Multiplier test modificato per l'autocorrelazione nei residui di ordine iesimo.

che include il numero degli sportelli (¹⁴).

L'esame dei residui condotto con il Lagrange multiplier test ha rivelato l'esistenza di autocorrelazione del secondo ordine; i risultati ottenuti stimando le equazioni con la procedura di Cochrane Orcutt (eq.(1') e eq.(3')) non differiscono tuttavia dai precedenti in misura rilevante (¹⁵).

Nella convinzione che le stime del coefficiente della variabile transattiva risentano della difficoltà di separare dagli effetti esercitati da quest'ultima quelli indotti dalle modifiche nelle abitudini di pagamento si è provato a sottoporre a verifica l'ipotesi che l'elasticità dei consumi reali sia pari ad uno in equilibrio (¹⁶). Alcune stime effettuate su dati annui per il periodo 1951-67 non avevano infatti consentito di respingere

(¹⁴) Risultati ancora più insoddisfacenti sono stati ottenuti sostituendo ai consumi finali il prodotto interno lordo: il coefficiente della variabile transattiva, la cui significatività risulta ancora più bassa di quella che si ottiene per i consumi, appare con il segno sbagliato in tutte e tre le specificazioni.

(¹⁵) La causa dell'autocorrelazione nei residui potrebbe essere costituita da mutamenti intervenuti nella stagionalità nel corso del periodo di stima. Alcune prove fatte con l'equazione che include il numero degli sportelli indicano che l'uso di dati destagionalizzati elimina l'autocorrelazione. Nondimeno, è parso preferibile lavorare su dati grezzi, per evitare di incorrere nei problemi che derivano dalla perdita di gradi di libertà connessa con la destagionalizzazione preventiva.

(¹⁶) L'ipotesi dell'esistenza di economie di scala nella funzione di domanda di moneta a scopo transattivo, ipotesi originariamente avanzata da Baumol in un contesto microeconomico, non è universalmente accettata sul piano dell'analisi aggregata. Brunner e Meltzer, in particolare, utilizzando i risultati di alcune stime su dati cross-sections, hanno sostenuto che al crescere del volume delle transazioni l'elasticità tende all'unità, confermando la tradizionale ipotesi della teoria quantitativa. Per un'utile rassegna della letteratura su questo argomento si veda FISHER, D. (1983).

l'ipotesi di proporzionalità tra le variazioni della variabile transattiva, che in quel caso era data dal reddito, e quella dei biglietti e delle monete in circolazione. L'ipotesi di elasticità unitaria in equilibrio non è stata rigettata per le prime due equazioni (i valori della t di Student sono risultati pari a 0.605 e a 0.549 rispettivamente, nella prima e nella seconda); queste sono quindi state ristimate vincolando ad uno la somma del coefficiente dei consumi e di quello della dipendente sfasata (eq. (1") e (2")): dal momento che la restrizione era risultata accettabile, la riduzione dell' R^2 è trascurabile e l'errore standard della regressione è minore nella versione vincolata. L'equazione utilizzata nella simulazione è la 1", che include il numero degli sportelli.

Il grado di accuratezza delle stime ottenute dalle due equazioni all'interno e fuori del campione appare accettabile. Ciò nonostante, le equazioni presentano limiti evidenti per la loro incapacità di dare conto adeguatamente delle determinanti delle modifiche nelle consuetudini di pagamento. Il loro uso in sede di previsione comporta alcuni rischi; è infatti difficile valutare se il processo di apprendimento che ha causato il forte risparmio nell'uso del circolante negli anni passati sia destinato a proseguire o sia da considerare ultimato e, soprattutto, se continui allo stesso ritmo in relazione all'andamento delle variabili introdotte per coglierlo.

2.3 - La domanda di moneta (M2) - In Italia, a differenza di altri paesi, la moneta ha sempre rappresentato uno strumento molto importante di impiego della ricchezza finanziaria, sia perché il tasso sui depositi

bancari (che costituiscono la componente principale della massa monetaria) non è mai stato soggetto a limiti imposti dalle autorità monetarie sia perché per lungo tempo non vi sono stati strumenti finanziari alternativi a breve termine. Nel periodo centrale degli anni settanta, la scomparsa dei titoli a reddito fisso, causata da tassi di inflazione elevati e variabili, ha portato ad un'espansione ulteriore della quota di M2 sulle attività finanziarie, che ha raggiunto l'86 per cento nel 1977. A partire dalla metà del 1978, la quota di M2 è andata diminuendo per la concorrenza dei BOT e in un secondo momento dei CCT; essa rappresenta comunque tuttora un'ampia componente della ricchezza finanziaria.

La domanda di moneta è stata più volte oggetto di analisi da parte di ricercatori della Banca d'Italia; l'ultima in ordine di tempo è quella di C. Caranza, S. Micossi e M. Villani (¹⁷). Questi autori pongono a confronto specificazioni alternative della domanda di moneta, alcune delle quali includono la ricchezza totale delle "famiglie"; i risultati più soddisfacenti sembrano essere quelli ottenuti con un modello nel quale la domanda di moneta è spiegata dalle transazioni correnti, approssimate dal PIL, dalla capacità occupata, come possibile indicatore della fase ciclica, e da alcuni differenziali tra i tassi di interesse (cfr. tav. 4 eq. 1). L'equazione (2) della tav. 4 è una ristima della stessa specificazione utilizzando dati di fine periodo, anche al fine di poter assicurare il rispetto del vincolo di bilancio degli operatori (¹⁸).

Per quanto già detto sulle caratteristiche del mercato monetario in Italia, si è ritenuto che il solo movente delle transazioni correnti non

(¹⁷) Si veda CARANZA, C. - MICOSSI, S. - VILLANI, M. (1983).

(¹⁸) Le equazioni 1 e 2 non sono inoltre comparabili perché i periodi di stima e le fonti statistiche non coincidono pienamente.

DOMANDA DI M2 DELL'ECONOMIA

Metodo di stima: OLS; variabile dipendente: $\ln m - \ln m_{-1}$

eq. 1 periodo di stima: 6303 - 8102

eq. 2 periodo di stima: 6401 - 8102

Equaz.	costante	DIF1	DIF2	DIF3	CTOT	$\ln P$	$\ln m_{-1}$	DS1	DS2	DS3	R_c^2	SER	CHOW (7204)	LM(1)	LM(2)	LM(3)	LM(4)	LM (1-4)
1)	-1.28 (3.85)	-1.38 (4.61)	-0.48 (3.29)	-0.25 (4.20)	-0.27 (5.52)	0.50 (4.95)	0.01 (1.20)	-0.01 (2.79)	-0.01 (3.85)	-0.02 (4.53)	0.60	0.010	1.23	-	-	-	-	6.26
2)	-1.21 (3.25)	-1.78 (4.22)	-0.47 (2.54)	-0.19 (2.26)	-0.35 (4.84)	0.57 (4.74)	-0.35 (4.84)	-0.08 (13.05)	-0.06 (11.67)	-0.07 (12.81)	0.86	0.0156	2.53	0.01	0.69	0.20	4.23	1.11

periodo di stima: 6601 - 8204

TAV. 5

Equaz.	costante	DIF1A	DIF1B	INT	DAFI	$\ln P$	$\ln P$	$\ln m_{-1}$	DS2	DS3	DS4	R_c^2	SER	CHOW (7504)	LM(1)	LM(2)	LM(3)	LM(4)	LM (1-4)
3)	-0.13 (1.19)	-4.73 (2.40)	-2.57 (1.80)	0.64 (5.51)	0.55 (8.39)	-	0.23 (6.06)	-0.22 (6.97)	0.01 (3.87)	0.01 (3.21)	0.01 (0.82)	0.948	0.0104	1.06	0.03	0.91	3.74	2.31	1.52
4)	0.17 (0.69)	-3.50 (2.80)	-1.76 (0.88)	0.60 (4.04)	0.68 (8.73)	0.07 (0.87)	-	-0.08 (1.46)	0.01 (3.23)	0.01 (2.65)	0.02 (1.43)	0.916	0.0132	2.69	5.06	0.23	0.09	4.49	2.35
5)	-0.08 (0.41)	-4.47 (4.42)	-2.35 (1.47)	0.64 (5.47)	0.55 (8.33)	-0.02 (0.31)	0.23 (5.93)	-0.21 (4.31)	0.01 (3.84)	0.01 (3.20)	0.01 (0.82)	0.947	0.0105	1.24	0.03	0.82	3.69	2.26	1.47
6)	-0.24 (1.97)	-5.28 (8.52)	-3.02 (2.07)	0.63 (5.42)	0.55 (8.32)	0.05 -	0.22 (5.92)	-0.24 (6.85)	0.01 (3.74)	0.01 (3.12)	0.01 (0.82)	0.947	0.0105	1.01	0.07	1.05	3.80	2.25	1.57

LEGENDA ALLE TAVOLE 4 e 5

ln	=	logaritmo naturale	INT	=	tasso di crescita della M2 nel quarto trimestre attribuibile all'accredito degli interessi a fine anno
m	=	stock di fine periodo della M2 dell'economia in miliardi di lire 1970	AFI	=	attività finanziarie lorde sull'interno, valutate a prezzi di mercato, escluse le azioni, i titoli atipici e le riserve tematiche degli istituti di assicurazione e previdenza
DIF1	=	differenziale fra il rendimento medio ponderato dei BOT e dei BTP e quello netto di imposta della M2	DAFI	=	tasso di crescita corrente delle attività finanziarie reali meno il tasso di crescita medio negli otto trimestri precedenti
DIF2	=	differenziale fra tasso d'interesse sugli impieghi bancari e il rendimento netto di imposta della M2	DS1,DS2,DS3,DS4	=	variabili di comodo stagionali
DIF3	=	differenziale fra il tasso di interesse a tre mesi sugli eurodepositi e il rendimento netto d'imposta della M2	R2C	=	R ² corretto
DIFA	=	differenziale fra il rendimento medio ponderato dei BOT e dei CCT e quello netto d'imposta della M2. Il differenziale è moltiplicato per la quota dei BOI+CCT sulle AFI	SER	=	errore standard della equazione
DIFB	=	differenziale fra il rendimento all'emissione delle obbligazioni degli istituti di credito mobiliare e quello netto d'imposta della M2. Il differenziale è moltiplicato per la quota delle altre attività finanziarie sulle AFI	CH	=	test di Chow per la stabilità dei coefficienti all'interno del periodo di stima
CIOT	=	indice percentuale della capacità industriale occupata	LM	=	Lagrange Multiplier test, modificato per i gradi di libertà, per l'autocorrelazione dei residui secondo processi semplici di vario ordine o secondo processi di ordine complessi
PIL	=	prodotto interno lordo in miliardi di lire 1970	N.B.	=	I numeri riportati in parentesi sotto le stime sono i valori assoluti del test t di Student.
P	=	deflatore del prodotto interno lordo (1970=100)			

possa rappresentare una spiegazione esaustiva della domanda di moneta. Si è quindi sottoposto a verifica empirica un modello di domanda di moneta che includa come variabile di scala la ricchezza finanziaria. Si è anche sottoposto a test l'ipotesi che la moneta svolga un ruolo di "shock absorber", in presenza di disturbi inattesi nell'offerta di moneta che nel breve periodo non trovino pieno riscontro in variazioni dei tassi di interesse (cfr. il paragrafo 1). Per tener conto di questo fenomeno si è utilizzato il tasso di crescita inatteso delle attività finanziarie complessive, nell'ipotesi che variazioni impreviste della loro offerta siano assorbite temporaneamente dalla moneta (¹⁹).

Rispetto alle equazioni della tav. 4, il differenziale tra il tasso sui depositi bancari e quello sulle altre attività finanziarie sull'interno è stato sdoppiato nel differenziale rispetto al rendimento medio ponderato dell'aggregato BOT+CCT e in quello rispetto al rendimento medio delle altre attività, nell'ipotesi che la domanda di moneta sia più elastica nei confronti delle attività con più elevato grado di succedaneità. Inoltre, si è tenuto conto del processo di apprendimento delle caratteristiche dei nuovi strumenti finanziari da parte dei privati, ponderando il differenziale rispetto al rendimento dei BOT+CCT con la loro quota sul totale delle attività finanziarie alla fine del trimestre precedente. La quota è stata mantenuta costante a partire dall'ultimo trimestre 1980, nell'ipotesi che a tale data l'apprendimento avesse avuto fine; è verosimile però che per i

(¹⁹) Il tasso di crescita inatteso delle attività finanziarie è stato approssimato con la differenza fra il valore corrente e la media mobile degli otto valori precedenti; risultati analoghi sono stati ottenuti utilizzando un modello di aspettative adattive.

CCT si è avuta successivamente una nuova fase di apprendimento, anche per i miglioramenti apportati alle caratteristiche di questi titoli. Per ponderare il differenziale rispetto al rendimento delle altre attività si è analogamente utilizzata la loro quota, mantenendola costante non solo dopo il 1980 ma anche prima del 1974, allorquando i BOT+CCT erano praticamente inesistenti. E' stata aggiunta una variabile che rappresenta il tasso di crescita di M2 attribuibile al solo accredito degli interessi nel quarto trimestre.

Per approssimare il rendimento atteso delle altre attività finanziarie si è fatto ricorso sia all'ipotesi di previsione perfetta sia all'ipotesi di aspettative adattive. In alternativa, si è cercato di approssimare le attese degli operatori con variabili di stato che rappresentassero il loro grado di confidenza nel mercato dei titoli. A tal fine si è utilizzata la varianza del tasso di rendimento dei titoli a reddito fisso ⁽²⁰⁾, il tasso di rendimento reale dei titoli a reddito fisso ⁽²¹⁾, gli interventi della banca centrale nel mercato dei titoli a lungo termine ⁽²²⁾. Nessuna di queste variabili è, tuttavia, risultata empiricamente significativa.

⁽²⁰⁾ Nell'ipotesi che un aumento della varianza del tasso di rendimento dei titoli provochi uno spostamento verso la moneta, se i risparmiatori sono caratterizzati da avversione al rischio.

⁽²¹⁾ Nell'ipotesi che valori particolarmente bassi (elevati) del tasso di rendimento reale dei titoli a lungo termine generino aspettative diffuse di aumenti (diminuzioni) dei tassi nominali. Questa variabile è stata sperimentata sia utilizzando un coefficiente unico per l'intero periodo di stima sia permettendo al coefficiente di variare in modo discontinuo.

⁽²²⁾ Nell'ipotesi che interventi in acquisto (vendita) coincidano con aspettative di riduzioni (rialzi) dei corsi da parte degli intermediari specializzati operanti in questi mercati.

Le equazioni sono state stimate in forma semilogaritmica, con un processo di aggiustamento parziale sulle variabili misurate a prezzi costanti. Nella specificazione prescelta non sono risultati significativi né il differenziale tra il tasso di interesse sui depositi bancari ed il rendimento delle attività estere, né quello rispetto al tasso di interesse sugli impieghi bancari; non è stata inclusa la capacità occupata perché questa variabile, senza risultare determinante per le stime, genera autocorrelazione nei residui. Il logaritmo del livello dei prezzi è stato ommesso non potendosi respingere empiricamente l'ipotesi di omogeneità di grado zero della domanda di moneta reale rispetto ai prezzi.

La equazione (3) nella tav.5 riporta i risultati ottenuti con il modello che utilizza la sola ricchezza finanziaria come variabile di scala. Nella (4) e (5) si è provato ad introdurre anche il reddito per tener conto della domanda di moneta connessa alle transazioni correnti. Nella specificazione che non include la ricchezza, l'errore standard peggiora rispetto alla prima equazione. Inoltre, i coefficienti del PIL e della variabile dipendente sfasata non sono significativamente diversi da zero e l'ipotesi di stabilità dei coefficienti nel periodo di stima deve essere rigettata, così come quella di assenza di autocorrelazione del primo e del quarto ordine. Si fa rilevare che introducendo il tasso di variazione inatteso delle attività finanziarie l'elasticità di lungo periodo della domanda di moneta rispetto al PIL diviene prossima all'unità (cfr. eq.(1) e (4)). Allorché il PIL è incluso insieme alla ricchezza, si ottengono stime pressoché identiche a quelle della specificazione con la sola ricchezza; il coefficiente del PIL, inoltre, risulta negativo e prossimo a zero.

Tuttavia, nella convinzione che il movente delle transazioni non possa essere completamente ignorato, è stata calcolata la probabilità che il coefficiente di equilibrio del reddito sia non inferiore a valori prefissati fra 0.1 e 0.5:

Coefficiente di equilibrio del PIL maggiore di (o uguale a):	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5
Probabilità (in percentuale) che questa ipotesi sia corretta:	48	27	12	4	1

Adottando quindi un livello di significatività del 10 per cento non è possibile rifiutare l'ipotesi che il coefficiente di equilibrio risulti pari a 0.1, 0.2 o 0.3, piuttosto che nullo. L'equazione (6) riporta le stime ottenute imponendo al coefficiente di equilibrio del reddito il valore di 0.2; esse sono quasi identiche a quelle dell'equazione (3), dove il PIL è assente.

La velocità del processo di aggiustamento è pari al 24 per cento dello squilibrio in un trimestre ed al 67 per cento in un anno. I coefficienti dei due differenziali, depurati per l'effetto dell'indice di conoscenza dei nuovi strumenti, sono pari a -0.55 per i BOT+CCT ed a -0.18 per le altre attività finanziarie ⁽²³⁾; in equilibrio essi sono rispettivamente eguali a -2.50 ed a -0.80. Per uno stock di moneta pari a quello esistente a fine 1982, una variazione di un punto nel differenziale rispetto ai tassi a breve causerebbe una variazione di 7.500 miliardi in un anno e di 11.600 miliardi in equilibrio. Un'analoga variazione del

⁽²³⁾ I valori dei due coefficienti al primo trimestre 1980, corretti per l'indice di apprendimento dei nuovi strumenti finanziari, risultano pari a -0.41 per i BOT+CCT ed a -0.31 per le altre attività finanziarie. Tali valori sono coerenti con quelli ottenuti simulando gli effetti della variazione dei differenziali di rendimento nel periodo 1980 I - 1982 IV che appaiono nel prospetto incluso nel parag. 1.

differenziale rispetto ai tassi a lunga influenzerebbe M2 per 2.400 e 3.800 miliardi, rispettivamente. Particolarmente importante ai fini del "fit" dell'equazione (6) è il contributo del tasso di crescita inatteso delle attività finanziarie; la sua esclusione aumenta di circa mezzo punto percentuale l'errore standard della regressione, pari a 1.900 miliardi rispetto alle consistenze di fine 1982. L'equazione (6) è stata utilizzata per la simulazione illustrata nel paragrafo introduttivo.

2.4 - La domanda di BOT e CCT da parte del pubblico - A partire dalla seconda metà degli anni settanta la politica monetaria italiana ha fatto sempre maggior affidamento sugli interventi nel mercato dei titoli di Stato come strumento di regolazione della base monetaria. L'assorbimento delle ingenti quantità di titoli necessarie per coprire il crescente fabbisogno è stato facilitato dallo sviluppo progressivo di un ampio mercato dei titoli in oggetto; tale sviluppo è stato incoraggiato dalla Banca d'Italia.

Nel volgere di pochi anni la quantità di titoli di Stato a breve e con cedole indicizzate ai titoli a breve (TBIS) detenuti dagli operatori non bancari è aumentata velocemente: i BOT sono passati da 2.800 miliardi alla fine del 1976 a 72.000 miliardi alla fine del 1982; i CCT, emessi per la prima volta nel 1977, alla fine del 1982 erano per 22.000 miliardi in mano al pubblico.

E' stato utilizzato un modello standard di stock-adjustment; esso prevede che la quota desiderata dell'attività finanziaria A al tempo t sia determinata dai rendimenti relativi (attesi) del complesso delle attività

$(r_A, r_B \dots)$; ponendo quindi $a_t = A_t/V_t$, dove V è il totale da ripartire e utilizzando l'indice * per indicare i valori desiderati si avrà:

$$(1) \quad A_t^*/V_t = a_t^* = f(r_A, r_B \dots)$$

L'aggiustamento della quantità effettivamente detenuta di A_t a quello ottimale A_t^* non è istantaneo, ma dipende da una velocità g

$$(2) \quad A_t = gA_t^* + (1 - g) A_{t-1}$$

Il modello determinato dalla (1) e dalla (2) è stato stimato nella forma:

$$(3) \quad (A_t - A_{t-1}) / V_t = gf(r_A, r_B \dots) - g(A_{t-1}/V_t)$$

con l'aggiunta di tre variabili dummies stagionali.

Questa scelta è stata fatta dopo aver effettuato, con nessun successo, alcuni tentativi con il modello di aggiustamento sulle quote proposto da Modigliani (1972), che aveva dato buoni risultati nello studio della domanda dei BOT che utilizzano come variabile di scala il complesso delle attività finanziarie ⁽²⁴⁾.

La "riduzione" imposta alla variabile di scala (AFI - M2), giustificata nell'introduzione, restringe notevolmente il numero delle variabili indipendenti da introdurre nella specificazione; in particolare,

⁽²⁴⁾ Si veda ZAUTZIK, E. (1984).

DOMANDA DI BOT E CCT
 VARIABILE DI SCALA: AFI - M2 (*)
 Periodo di stima: I 1977 - IV 1982
 Metodo di stima: OLS

Equazione	Costante	r_{TBIS}	r_{OBB}	r_{TBIS}	r_{OBB}	Dipendente sfasata	Tempo	log(tempo)	R^2	SER	Lagrange Multiplier modificato (F (1,15))
1	.136 (3.4)	.004 (0.6)	-.0054 (-0.7)	-	.029 (0.5)	-	-	-	.726	.028	LM(1)=0.95 LM(2)=0.26 LM(3)=1.34 LM(4)=0.06
2	.210 (3.2)	.008 (1.2)	-.013 (-1.4)	-	-.283 (-1.2)	.009 (1.4)	-	-	.741	.027	LM(1)=2.24 LM(2)=0.01 LM(3)=1.02 LM(4)=0.06
3	.009 (0.3)	.027 (5.7)	-.021 (-4.4)	-	-.640 (-6.2)	-	.122 (6.7)	.122 (6.7)	.924	.014	LM(1)=0.41 LM(2)=0.49 LM(3)=1.12 LM(4)=0.40
4	.082 (6.2)	-	-	.025 (4.4)	-.431 (-4.9)	-	.095 (5.2)	.095 (5.2)	.893	.017	LM(1)=0.63 LM(2)=0.37 LM(3)=0.95 LM(4)=0.50

(*) Sono omessi i coefficienti delle variabili stagionali. Tra parentesi sono riportati i valori della t di Student.

Legenda:

r_{TBIS} : tasso medio su BOT e CCT

r_{OBB} : tasso sulle obbligazioni

tempo : trend lineare

R^2 : R² corretto

SER : errore standard della regressione

LM(i) : Lagrange multiplier test modificato per la presenza di autocorrelazione nei residui di ordine iesimo.

non vi è necessità di introdurre tutte le variabili che entrano nella domanda di moneta dal momento che l'ipotesi di base implica che la domanda di moneta sia predeterminata rispetto alla ripartizione che qui interessa. Il tasso sui depositi non dovrebbe, per la stessa ragione, risultare significativo.

I risultati sono esposti nella tav. 6. La specificazione (1) include semplicemente il tasso proprio e quello sulle obbligazioni, oltre alla dipendente ritardata. I coefficienti dei tassi hanno i segni attesi, anche se con somma negativa, ma essi e la velocità di aggiustamento non risultano significativamente diversi da zero. Il problema è probabilmente dovuto all'aumento dei TBIS, che, già rapido rispetto alle attività finanziarie complessive, è velocissimo rispetto ai soli titoli.

Sono stati quindi effettuati alcuni tentativi per cogliere l'effetto di "espansione" del mercato dei TBIS pesando i rendimenti con variabili che misurano la diffusione dei TBIS medesimi, in simmetria con le specificazioni presentate per la domanda di moneta. Ciò non ha però comportato apprezzabili miglioramenti. Anche l'introduzione di un trend lineare (specificazione (2)), che pure aumenta il valore assoluto di tutti i coefficienti, non basta a renderli significativi.

Nelle ultime specificazioni presentate ((3) e (4)), è stato introdotto il logaritmo del tempo anziché un trend lineare. I risultati migliorano notevolmente, tanto in termini di R^2 e di SER quanto in termini di significatività dei coefficienti; la restrizione imposta sulla somma dei coefficienti viene accettata dal test ai limiti dell'intervallo di confidenza dell'1 per cento.

Il valore assoluto dei coefficienti è anch'esso ragionevole: un

aumento di un punto del differenziale tra tasso sui BOT e tasso sulle obbligazioni, a parità di ammontare di titoli, farebbe crescere nel 1983 la domanda di TBIS di 3.300 miliardi in un trimestre e di 7.800 miliardi in un anno. La velocità di aggiustamento è estremamente elevata (oltre il 40 per cento in un trimestre e quasi il 90 per cento in un anno). Questo risultato sembra indicare che nel periodo di stima si sia avuta una grande facilità di riaggiustamento all'interno del comparto dei titoli, che potrebbe discendere dalla dimestichezza con i mercati finanziari da parte di chi già era in possesso di obbligazioni.

Ulteriori tentativi di stima, volti a incorporare le attese di variazioni dei rendimenti approssimandole con "distributed lags" sui tassi passati, non hanno dato risultati positivi. Per la simulazione è stata utilizzata la specificazione 4.

Le stime presentate sono chiaramente insoddisfacenti sotto il profilo della completezza dei modelli teorici di base. Considerata però l'esiguità di informazioni disponibili, i risultati sembrano puntare nella giusta direzione e indicare una notevole reattività della domanda di BOT e CCT ai differenziali di tasso. Il lavoro dovrà naturalmente proseguire, e dovrà insistere nella direzione di incorporare più compiutamente le aspettative di tasso e l'effetto di apprendimento che è indubbiamente rilevante nel periodo utilizzato per le stime.

F. Cotula - G. Galli - E. Lecaldano - V. Sannucci - E.A. Zautzik

BIBLIOGRAFIA

- BRAINARD, W. - TOBIN, J. (1968), Pitfalls in Financial Model Building, "American Economic Review" (Papers and Proceedings), Maggio.
- BACKUS, D. - BRAINARD, W. - SMITH, G. - TOBIN, J. (1980), A Model of U.S. Financial and Nonfinancial Economics Behavior, "Journal of Money, Credit and Banking", Maggio.
- CARANZA, C. - MICOSSI, S. - VILLANI, M. (1983), La domanda di moneta in Italia: 1963-1981, Banca d'Italia, "Ricerche sui modelli per la politica economica", Vol.II.
- COTULA, F. (1976), La domanda di moneta, in "Teoria monetaria e struttura finanziaria in Italia", a cura di G. Mengarelli, Marsilio, Venezia.
- FISHER, D. (1983), Macroeconomic Theory, Macmillan, London.
- GOODHART, C.A. (1984), Monetary Theory and Practice; the U.K. Experience, capitolo X, Macmillan, London.
- GALLI, G. (1984), Corsi e rendimenti dei titoli a medio e lungo termine, Banca d'Italia, "Contributi alla ricerca economica", in corso di pubblicazione.
- JUDD, J. - SCADDING, J. (1982), The Search for a Stable Money Demand Function: A Survey of the Post-1973 Literature, "Journal of Economic Literature", Settembre.
- KNOESTER, A. (1982), Theoretical Principles of the Buffer Mechanism, Monetary Quasi-Equilibrium and its Spillover Effects, Erasmus University Rotterdam, Institute for Economic Research, Discussion Paper n.7908/G/M.
- KANNIAINEN, V. - TARKKA, J. (1983), The Demand for Money: Microfoundations for the Shock-Absorption, Annual Meeting of the European Econometric Society, Pisa, agosto.
- LAIDLER, D. (1984), The Buffer Stock Notion in Monetary Economics, "Economic Journal", Supplement, Conference Papers.

MADDALÁ, G.S. (1979), Econometrics, McGraw Hill.

TOBIN, J. (1980), Portfolio Choice and Asset Accumulation, in "Asset Accumulation and Economic Activity", Basil Blackwell, Oxford.

_____ (1982), Money and Finance in the Macroeconomic Process, Nobel Lecture, "Journal of Money, Credit and Banking", Maggio.

TUCKER, D. (1966), Dynamic Income Adjustment to Money Supply Changes, "American Economic Review", giugno.

VECCIA, R. - CAPOMASSI, L. (1977), Banca d'Italia, "Bollettino", lug.-set.

ZAUTZIK, E. (1984), La domanda di BOT da parte del pubblico, Banca d'Italia, "Contributi alla ricerca economica", in corso di pubblicazione.

TEMI DI DISCUSSIONE RECENTEMENTE PUBBLICATI (*)

- n. 28 - La domanda di BOT da parte del pubblico, di E.A. Zautzik (aprile 1984)
- n. 29 - Real balances, the exchange rate, and indexation: real variables in disinflation, by S. Fischer (giugno 1984)
- n. 30 - Il bilancio pubblico per il quinquennio 1984-88: alcune simulazioni, di G. Morcaldo - G. Salvemini (luglio 1984)
- n. 31 - Funzioni aggregate d'investimento, di M. Magnani - R. Valcamonici (agosto 1984)
- n. 32 - Un'indagine econometrica sui consumi nazionali (1972-1981), di G. Marotta (agosto 1984)
- n. 33 - Short-term interest rate linkages between the United States and Europe, by S. Micossi - T. Padoa-Schioppa (agosto 1984)
- n. 34 - La condizione di additività nella stima di sistemi di equazioni simultanee, di C.A. Bollino (agosto 1984)
- n. 35 - La relazione tra orari di fatto e ore contrattuali nell'industria italiana, di G. Bodo - C. Giannini (settembre 1984)
- n. 36 - Corsi e rendimenti dei titoli a medio e lungo termine, di G. Galli (settembre 1984)
- n. 37 - Il commercio di manufatti: una specializzazione incompleta, di G. Majnoni (settembre 1984)
- n. 38 - Il dibattito sull'inflazione italiana negli ultimi 15 anni, di L. Guiso (settembre 1984)
- n. 39 - Estimation of complete demand systems: the trinomial expenditure system in comparison with alternative demand systems, by C.A. Bollino (ottobre 1984)
- n. 40 - Un modello di previsione del bilancio pubblico per il breve-medio termine, di G. Morcaldo - G. Salvemini - P. Zanchi (ottobre 1984)
- n. 41 - Il mercato degli impieghi bancari in Italia: un'analisi econometrica (1974-1982), di I. Angeloni (ottobre 1984)
- n. 42 - Why floating exchange rates fail, by R. McKinnon (novembre 1984)

(*) I "Temi" pubblicati possono essere richiesti alla Biblioteca del Servizio Studi della Banca d'Italia.

