

Ottobre 1984

41

Servizio Studi
della
Banca d'Italia

TEMI DI DISCUSSIONE

Ignazio ANGELONI

**Il mercato degli impieghi bancari in Italia:
un'analisi econometrica (1974-1982)**

IL MERCATO DEGLI IMPIEGHI BANCARI IN ITALIA:
UN'ANALISI ECONOMETRICA (1974-1982)

di

Ignazio Angeloni

Il lavoro presenta la specificazione, la stima e alcune simulazioni di un modello del mercato degli impieghi bancari in lire. L'idea fondamentale, sviluppata nella parte teorica, e' che i vincoli quantitativi imposti nell'ultimo decennio abbiano modificato sia la quantita' osservata di impieghi, sia il comportamento delle banche nel fissare le loro variabili di controllo, in particolare i tassi di interesse attivi. In presenza di aggiustamenti ritardati, cio' vale tanto per i valori di equilibrio dei tassi stessi, quanto per il processo di aggiustamento verso tale equilibrio. L'obiettivo primario dell'analisi empirica e' quello di stimare parametri strutturali del mercato degli impieghi in assenza di massimale, distinguendo nel periodo campionario le influenze esercitate dalla presenza di tale vincolo.

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.

IL MERCATO DEGLI IMPIEGHI BANCARI IN ITALIA:

UN'ANALISI ECONOMETRICA (1974-1982)

1 - Introduzione e sintesi dei risultati

Il lavoro presenta la specificazione teorica e l'analisi empirica di un modello del mercato degli impieghi bancari in Italia riferito all'ultimo decennio. In questo periodo, l'evoluzione dei prestiti bancari e' stata condizionata dall'imposizione del massimale, che ha interagito con i meccanismi di mercato nel determinare sia la quantita' di impieghi, sia i tassi attivi. Anzitutto, il massimale ha favorito fenomeni di razionamento nel breve periodo, determinati dal fatto che i tassi bancari tendono a muoversi solo gradualmente verso l'equilibrio. Inoltre, modificando il campo delle scelte disponibili per le banche e la relazione fra le loro variabili di controllo e i loro obiettivi finali, esso ne ha presumibilmente influenzato il comportamento, particolarmente nella fissazione dei tassi. Questo lavoro si propone di fornire uno schema di

Lavoro preparato per il seminario "Economia Applicata e Modellistica per la Politica Economica", Perugia, 16-18 febbraio 1984. Pur rimanendo unico responsabile di quanto scritto, l'autore e' grato ai numerosi colleghi del Servizio Studi della Banca d'Italia ed esterni che lo hanno aiutato con critiche e suggerimenti.

interpretazione è una stima empirica di questi effetti, con l'obiettivo preminente di stimare i parametri strutturali del mercato in assenza di vincoli. L'analisi empirica è stata compiuta utilizzando serie storiche trimestrali, essenzialmente per l'utilità di fornire uno strumento di previsione e di "policy analysis", che desse indicazioni quantitative durante la fase di uscita dal massimale stesso e che fosse integrabile in un modello econometrico più ampio.

Nell'analisi teorica preliminare (Sezione 2), il comportamento delle banche viene studiato per mezzo di un semplice modello di massimizzazione dei profitti attesi in mercato imperfetti e con incertezza nelle funzioni di domanda di depositi e di impieghi. Tale modello è nella sostanza identico allo schema della banca "monopolista", frequentemente discusso nella letteratura e recentemente riproposto da Tobin (1982). Esso viene esteso per considerare costi di aggiustamento e studiato in connessione con vincoli amministrativi sulla quantità di impieghi. L'analisi mostra non solo l'evidenza - intuitiva - che il vincolo sugli impieghi modifica le regole di decisione delle banche sui tassi, ma fornisce anche indicazioni verificabili sulla natura di questi cambiamenti.

Nella Sezione 3, dedicata alle stime empiriche, l'attenzione viene ristretta al solo mercato degli impieghi. Nella parte iniziale, vengono discussi brevemente la specificazione econometrica e i metodi di stima, per i quali ci si richiama all'ampia letteratura econometrica sui modelli di disequilibrio. Il metodo di stima impiegato si basa su una ipotesi a priori sulla suddivisione campionaria fra periodi "vincolati" e "non vincolati".

I risultati di stima e di simulazione riportati nella parte finale della Sezione 3, pur essendo nel complesso incoraggianti, forniscono alcuni elementi a favore e altri in contrasto con l'impostazione teorica adottata. La domanda di impieghi risponde in modo significativo ai tassi di rendimento, con coefficienti relativamente stabili rispetto a parziali cambiamenti della specificazione coerenti con la teoria di fondo. La funzione di domanda, peraltro, mostra una notevole lentezza nel riequilibrio ai valori di lungo periodo. L'alternanza di diversi regimi nella determinazione del tasso attivo riceve conferma, anche se la specificazione in regime vincolato risulta, anche per scarsita' di gradi di liberta', non del tutto soddisfacente. Un risultato interessante e' costituito dall'effetto positivo del tasso sui depositi nella equazione del tasso attivo nei periodi a regime libero; cio' contrasta con lo schema teorico adottato, in cui si ipotizza che le aziende di credito abbiano preferenza per una composizione "equilibrata" del loro portafoglio. Le simulazioni del modello nel periodo storico, infine, danno risultati accettabili in base ai consueti criteri di valutazione dell'accuratezza previsiva.

2 - Comportamento delle banche e vincoli quantitativi

2.1 - La presente sezione e' dedicata alla specificazione teorica del modello, e si concentra sul comportamento del sistema bancario nei mercati degli impieghi e dei depositi. La struttura teorica di base e' costituita dal modello "monopolistico" dell'impresa bancaria, in cui il sistema delle

banche - visto come un'unica impresa o come un insieme di agenti oligopolistici collusivi - ha di fronte funzioni di domanda di impieghi e depositi ad elasticita' finita, e fissa i tassi di rendimento sui due mercati con lo scopo di massimizzare i profitti totali. Le funzioni di domanda vengono prese come date, e l'analisi si concentra sul comportamento delle banche in presenza di costi di aggiustamento e di un limite massimo sulla quantita' di impieghi.

L'interesse di introdurre costi di aggiustamento nell'analisi del comportamento bancario e' basato sull'evidenza empirica che sembra indicare come le banche reagiscano con relativa lentezza a variazioni dei loro costi opportunita', rappresentati ad esempio da tassi di rendimento sui titoli o sui finanziamenti della Banca Centrale ⁽¹⁾. Se questi ritardi sono di entita' apprezzabile, e se le varie forme di finanziamento non sono perfettamente e rapidamente sostituibili per le imprese, allora l'imposizione di vincoli sugli impieghi bancari produce razionamento del credito, di cui si deve tener conto nella stima della relativa funzione di domanda ⁽²⁾. In aggiunta, e' intuitivo e facilmente dimostrabile che il meccanismo di aggiustamento del tasso sugli impieghi (e potenzialmente anche di altri tassi bancari) risente dell'esistenza di un limite massimo sulla quantita'. Pertanto, gli effetti del vincolo devono in linea di principio essere considerati anche nelle equazioni che descrivono l'evoluzione dei tassi, e il modello qui discusso offre uno schema logico per interpretare questi effetti.

E' il caso di sottolineare che la struttura teorica di base adottata in questo lavoro, pur essendo una delle piu' comuni nella letteratura sul

comportamento delle banche, non e' l'unica che sia stata proposta, ne' vi e' accordo sul fatto che essa sia necessariamente la migliore. In estrema sintesi, e adottando una classificazione usata da vari autori (3), osserviamo che i modelli proposti possono dividersi grosso modo in due gruppi: quelli cosiddetti della "banca come impresa" e quelli di "portafoglio".

La distinzione fra le due classi non e' netta, ma in generale alla prima vengono attribuiti modelli in cui la banca sceglie di operare con una certa scala e una certa composizione di "input" (passivita' finanziarie e fattori di produzione propriamente detti) e "output" (attivita' finanziarie e servizi bancari), scambiati in mercati in parte competitivi e in parte imperfetti, in base al criterio dominante della massimizzazione del profitto atteso. In questi modelli l'elemento fondamentale per determinare il livello di intermediazione e' l'imperfezione dei mercati, mentre la composizione del bilancio e' determinata sia da quest'ultimo fattore sia da considerazioni di liquidita' e di costi operativi. Nella seconda classe, invece, la banca sceglie la scala e la composizione del proprio bilancio in base a considerazioni di portafoglio alla Tobin-Markowitz; l'elemento basilare che determina sia il livello di intermediazione sia la composizione del bilancio e' l'avversione al rischio, in presenza di un dato ventaglio di rendimenti attesi e rischi delle diverse attivita'.

Il limite di questa distinzione e' dato dal fatto che ne' la neutralita' al rischio e' un elemento imprescindibile dei modelli della prima classe, ne' l'ipotesi di concorrenza perfetta lo e' della seconda; in realta', si puo' immaginare un modello generale comprendente gli elementi

caratteristici di ambedue i gruppi, e in cui la banca sia avversa al rischio e massimizzi l'utilità attesa in mercati parzialmente imperfetti e in presenza di costi operativi ⁽⁴⁾. Pertanto, la dicotomia sopra descritta indica una diversità di enfasi fra i modelli, ma non una reale incompatibilità.

I modelli più propriamente "monopolistici" sono stati criticati da Baltensperger, che ha osservato come essi non forniscano una spiegazione esauriente delle motivazioni interne che spingono la banca ad avere certi livelli a struttura di intermediazione ("models of this sort completely break down if the firm is forced to behave as a price taker rather than as a price setter"; ⁽⁵⁾). Pur riconoscendo che la concorrenza imperfetta è l'ambiente caratteristico in cui le banche operano in molti paesi, egli ritiene che altri elementi debbano essere inclusi nei modelli di comportamento bancario, fra cui principalmente considerazioni legate alla produzione dei servizi bancari e al loro costo ("real resource models").

In contrasto con questo orientamento, nel presente lavoro si è scelto di trascurare tali fattori, presumendo che essi non entrino in modo rilevante e sistematico nei costi e ricavi marginali lungo l'arco di tempo preso in considerazione, e che non abbiano dunque sostanziali implicazioni nell'analisi dell'intermediazione bancaria. In accordo con altri lavori riferiti al caso italiano ⁽⁶⁾, si è scelto di rimanere nell'ambito della prima classe di modelli sopra considerata, sia per la natura oligopolistica del sistema bancario in Italia, che giustifica il fatto di concentrare l'attenzione sul potere di mercato delle banche nel loro complesso, sia perché il cosiddetto modello "monopolistico" è facilmente estensibile per

tenere in considerazione il grado di liquidita' delle banche, il ruolo delle fluttuazioni dei depositi ⁽⁷⁾, i ritardi di aggiustamento nei tassi e il massimale. Per semplicita, l'analisi e' stata condotta presumendo neutralita' al rischio (cosicche' la scala del bilancio bancario e' determinata dall'imperfezione dei mercati), nella convinzione peraltro che l'uso di una funzione di preferenza concava non modificherebbe la sostanza delle conclusioni analitiche.

2.2 - Consideriamo il bilancio delle banche in forma semplificata:

$$D - ROB = L + B + P \quad (1)$$

$$(r_D) (\bar{r}) (0) (r_B) (r_P)$$

in cui figurano, nell'ordine, depositi, riserva obbligatoria, liquidita', titoli, e impieghi, e i cui rispettivi rendimenti sono riportati in parentesi. Per i depositi e gli impieghi assumiamo funzioni di domanda stocastiche del tipo (il segno \sim denota una variabile casuale):

$$\underset{\sim}{P} = P(r_P, \pi) + \varepsilon_P \quad ; \quad \partial P / \partial r_P < 0 \quad ; \quad \partial P / \partial \pi > 0 \quad ;$$

$$\underset{\sim}{D} = D(r_D, \delta) + \varepsilon_D \quad ; \quad \partial D / \partial r_D > 0 \quad ; \quad \partial D / \partial \delta > 0 \quad ;$$

in cui $E(\varepsilon_P) = E(\varepsilon_D) = 0$ e π, δ rappresentano sinteticamente gli altri argomenti di P e D a parte r_P e r_D . La (1) puo' dunque essere scritta in due forme, e cioe' ex-ante (con $\varepsilon_P = \varepsilon_D = 0$) ed ex-post. Poniamo inoltre $\underset{\sim}{ROB} = k \underset{\sim}{D}$ e assumiamo che l'esigenza di effettuare alcune forme di

transazione con la clientela utilizzando il circolante imponga di mantenere un certo ammontare di liquidita' infruttifera, $L = \lambda D$. Sotto l'ipotesi di mercati oligopolistici collusivi, le banche sono viste come "price setters" nei mercati dei depositi e degli impieghi, ma "price takers" nel mercato dei titoli (8). Assumiamo che esse non cambino il valore stabilito di r_p e r_D dopo la realizzazione di ε_p e ε_D , ma bensì modifichino la loro detenzione di titoli, che assumono così in parte un ruolo di "buffer" (9). Ipotizziamo, inoltre, la massimizzazione dell'utilita' attesa del profitto e neutralita' al rischio, il che equivale alla massimizzazione del profitto atteso.

Nella definizione di profitto entra anche un "costo atteso di illiquidita", che si materializza quando $D^* - P \equiv D(1-k-\lambda) - P < \psi$, dove ψ e' una data soglia (10). Esprimendo tale costo nella forma generale $g(D^* - P)$, con $g > 0$ e $g' < 0$, possiamo scrivere il profitto atteso come:

$$\begin{aligned} \Omega &= E \{ r_B B + r_P P - (r_D - \bar{r}k) D - g(D^* - P) \} = \\ &= r_B B + r_P P - (r_D - \bar{r}k) D - E \{ g(D^* - P) \} \end{aligned}$$

in cui, per le ragioni già esposte, si trascurano i costi operativi.

Ponendo inoltre

$$E \{ g(\underset{\sim}{D}^* - \underset{\sim}{P}) \} = \int_c g(\underset{\sim}{D}^* - \underset{\sim}{P}) f(\underset{\sim}{D}^* - \underset{\sim}{P}) d(\underset{\sim}{D}^* - \underset{\sim}{P}) = \Lambda$$

in cui $c = [-\infty, \psi]$ e $f(\cdot)$ e' la densita' di $\underset{\sim}{D}^* - \underset{\sim}{P}$, possiamo scrivere:

$$\Omega = \Omega^* - \Lambda$$

in cui Ω^* e' il profitto atteso se si escludono i costi di illiquidita'. Ceteribus paribus, un aumento del volume atteso di depositi o un calo del volume atteso di impieghi fanno diminuire il costo atteso di illiquidita'; possiamo scrivere in particolare (cfr. Appendice I):

$$\partial \Lambda / \partial D = -(1 - k - \lambda) \partial \Lambda / \partial P < 0$$

La relazione fra Λ e $D^* - P$ e' generalmente non lineare, anche nel caso in cui g sia lineare; alcune caratteristiche di tale funzione saranno discusse nella Sezione 2.3.

Possiamo ora scrivere il problema di massimizzazione in forma statica come:

$$\begin{aligned} \text{Max } \Omega = \Omega^* - \Lambda = r_B B + r_P P(r_P, \pi) - (r_D - \bar{r}k) D(r_D, \delta) - \Lambda[(1-k-\lambda) \cdot D(r_D, \delta) - P(r_P, \pi)] \end{aligned} \quad (2)$$

sostituendo il vincolo di bilancio ex ante $(1-k-\lambda)D = B + P$, abbiamo:

$$\Omega = r_B [(1-k-\lambda)D-P] + r_P P - (r_D - \bar{r}k)D - \Lambda$$

Differenziando Ω^* e Λ rispetto a r_P e r_D si ottengono le espressioni:

$$\partial \Omega^* / \partial r_P = P [1 + \eta_P (r_B - r_P)] ; \quad \partial \Lambda / \partial r_P = P \Lambda' \eta_P$$

$$\partial \Omega^* / \partial r_D = D \{1 - \eta_D [r_B(1-k-\lambda) - (r_D - \bar{r}k)]\} ; \quad \partial \Lambda / \partial r_D = D \Lambda' (1-k-\lambda) \eta_D$$

in cui η_P e η_D sono semielasticita' (assunte costanti) e

$$\Lambda' = d\Lambda / d(D^* - P) < 0.$$

Le condizioni del 1° ordine del problema (2) sono (11):

$$1 + \eta_P (r_B - r_P) - \Lambda' \eta_P = 0 \quad (3)$$

$$1 - \eta_D [r_B (1-k-\lambda) - (r_D - \bar{r}k)] + \Lambda' (1-k-\lambda) \eta_D = 0 \quad (4)$$

La (3) esprime l'uguaglianza, al margine, fra il ricavo sugli impieghi $(1 - \eta_P r_P)$ e quello sui titoli $(\eta_P r_B)$, corretto per il guadagno in termini di liquidita' di un aumento di r_P $(-\Lambda' \eta_P)$. La (4) esprime l'uguaglianza, al margine, fra il costo dei depositi $(1 + \eta_D (r_D - \bar{r}k))$ e il ricavo sui titoli $(\eta_D r_B (1-k-\lambda))$, corretto per il guadagno in termini di liquidita' di un aumento di r_D $(-\Lambda' (1-k-\lambda) \eta_D)$.

Osserviamo che l'esistenza di costi di illiquidita' rende interdipendenti le decisioni su r_P e r_D , cioe' a dire rende simultaneo il

sistema (3), (4); in assenza di tali costi, ciascuno dei due tassi sarebbe determinato solamente in funzione del tasso esogeno sui titoli.

Per riferimento futuro, riscriviamo le condizioni del 1° ordine come:

$$r_P = \eta_P^{-1} [1 + \eta_P (r_B - \Lambda')] = r_B + \eta_P^{-1} - \Lambda' \quad (5)$$

$$\begin{aligned} r_D &= -\eta_D^{-1} \{ 1 - \eta_D [(r_B - \Lambda') (1 - k - \lambda) + \bar{r}k] \} = \\ &= r_B (1 - \lambda) - (r_B - \bar{r}) k - \Lambda' (1 - k - \lambda) - \eta_D^{-1} \end{aligned} \quad (6)$$

da cui si nota che il costo atteso di illiquidita', oltre all'interdipendenza delle decisioni, determina un aumento di ambedue i tassi, dato che questi hanno un effetto di ugual segno su Λ ; pertanto, i risultati usuali del modello monopolistico, e cioe' $r_D < r_B$ e $r_B < r_P$, vengono modificati, il primo essendo indebolito e il secondo rafforzato.

2.3 - Nel modello appena illustrato introduciamo ora ritardi di aggiustamento nei due tassi di interesse. L'esistenza di tali ritardi e' stata frequentemente ipotizzata nella letteratura sul comportamento delle banche in mercati imperfetti ⁽¹²⁾, sulla base di ipotesi di imperfetta informazione sulle condizioni dei mercati e di difficolta', da parte degli agenti oligopolistici, di raggiungere un accordo sull'entita' o anche sulla necessita' di un cambiamento.

Con riferimento al caso italiano, Biscaini, Carosio e Padoa-Schioppa (1972) argomentano a favore di costi di aggiustamento asimmetrici (piu' rapidi in fase di restrizione, piu' lenti in fase di espansione), come conseguenza del fatto che il tasso attivo puo' essere influenzato dal costo della raccolta, e che il gruppo degli oligopolisti tende a reagire agli aumenti del tasso passivo da parte di alcuni dei partecipanti al cartelli in modo piu' pronto che ai ribassi, per timore di perdita di clientela. Carosio (1975), confermando l'importanza degli elementi oligopolistici nel determinare i ritardi di aggiustamento, ricorda che le banche sono in grado di realizzare oscillazioni nel tasso medio "virtuale" (cioe' depurato dal rischio) sui prestiti, anche senza modificare il tasso effettivamente praticato, agendo sulla qualita' del portafoglio tramite il razionamento dei clienti piu' rischiosi - nello spirito della teoria di Jaffee e Modigliani. Cio' di per se' non spiega, naturalmente, i ritardi di aggiustamento, ma aiuta a capire come le banche possano compensare i costi e le inefficienze generate da tali ritardi.

In aggiunta, e' plausibile pensare che variazioni dei rendimenti bancari comportino costi di natura operativa che contribuiscono a ritardare l'aggiustamento fino a che le condizioni che lo richiedono non si siano chiaramente manifestate. Costi di questo tipo, verosimilmente, non dipendono dall'entita' dell'aggiustamento, e pertanto producono a livello microeconomico una completa rigidita' del tasso o un totale aggiustamento all'equilibrio; una dinamica graduale puo' pero' risultare dall'aggregazione (13).

Nel presente paragrafo considereremo il piu' semplice caso di costi di aggiustamento quadratici e simmetrici nei tassi attivo e passivo, mentre costi asimmetrici, nonche' l'effetto di variabili "segnale", che alterino i costi di aggiustamento in determinati periodi, possono essere introdotti nell'analisi con complicazioni solo formali. Ci proponiamo, in particolare, di studiare come si determina la politica ottimale dei tassi bancari in presenza di costi di aggiustamento, e quali fattori contribuiscano a rendere piu' o meno pronta la risposta delle banche a variazioni nei costi opportunita' e nelle altre variabili esogene.

Una semplice funzione di costo che estende la (2) per tener conto di ritardi nell'aggiustamento puo' essere scritta come

$$C_t = \sum_{s=0}^{\infty} a^s [-\Omega + z_P/2 (\Delta r_P)^2 + z_D/2 (\Delta r_D)^2]_{t+s}$$

in cui a e' un fattore di sconto. Le condizioni del 1° ordine per il periodo $t+s$ sono:

$$\begin{aligned} \partial C_t / \partial r_{D,t+s} = \\ - a^s [(\partial \Omega / \partial r_P)_{t+s}] + a^s z_P \Delta r_{P,t+s} - a^{s+1} z_P \Delta r_{P,t+s+1} = 0 \quad (7) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \partial C_t / \partial r_{D,t+s} = \\ - a^s [(\partial \Omega / \partial r_D)_{t+s}] + a^s z_D \Delta r_{D,t+s} - a^{s+1} z_D \Delta r_{D,t+s+1} = 0 \quad (8) \end{aligned}$$

In cui (da ora in poi $t+s$ viene ommesso per brevità')

$$- \partial \Omega / \partial r_P = P \cdot X_P, \quad \partial \Omega / \partial r_D = -D \cdot X_D, \quad ,$$

X_P e X_D essendo rispettivamente i membri di sinistra di (3) e (4).

Per analizzare il sistema di equazioni alle differenze (7) e (8) piu' agevolmente, approssimiamo la funzione Λ' in forma lineare come

$$\Lambda' \approx \gamma_0 + \gamma_1 r_P + \gamma_2 r_D + \gamma_3 \pi + \gamma_4 \delta = \gamma_0' + \gamma_1 r_P + \gamma_2 r_D, \quad (9)$$

$$\gamma_1 = P \Lambda'' \eta_P, \quad \gamma_2 = D^* \Lambda'' \eta_D, \quad \gamma_3 = P \Lambda'' \eta_\pi \text{ e } \gamma_4 = D^* \Lambda \eta_\delta$$

dove η_π , η_δ sono semielasticita'. Per comodita' di notazione, l'effetto dei parametri π e δ e' stato condensato in γ_0' . I coefficienti $\gamma_1, \dots, \gamma_4$ dipendono dalla concavita' di Λ , e dunque in ultima analisi dalla distribuzione della variabile $\frac{D^*}{\sim} - \frac{P}{\sim}$ e dalla funzione g . Assumendo $\frac{D^*}{\sim} - \frac{P}{\sim} \sim N(D^* - P, \sigma^2)$ si puo' mostrare che $D^* - P > \psi$ e' condizione largamente sufficiente per avere $\gamma_1, \gamma_2 > 0$ (cfr. Appendice I). In relazione all'effetto della funzione g , osserviamo che un suo aumento proporzionale fa crescere il valore assoluto dei coefficienti; intuitivamente, se il costo unitario di reperire fondi in ultima istanza o in condizioni di emergenza cresce, aumenta anche la concavita' della funzione Λ .

Sostituendo (9) in (3) e (4) e riordinando, possiamo scrivere:

$$\partial \Omega / \partial r_P = P \{ 1 - r_P \eta_P (1 + \gamma_1) + r_B \eta_P - r_D \eta_P \gamma_2 - \gamma_0' \eta_P \}$$

$$\partial \Omega / \partial r_D = -D \{ 1 + r_D \eta_D [1 + \gamma_2 (1 - k - \lambda)] - r_B \eta_D (1 - k - \lambda) +$$

$$+ r_P \eta_D \gamma_1 (1 - k - \lambda) - r_k \eta_D + \gamma_0' \eta_D (1 - k - \lambda) \}$$

Inoltre, sostituendo in (7) e (8) e raccogliendo i termini si ottiene:

$$\begin{aligned}
 & -az'_P r_{P,+1} + [z'_P (1+a) + \eta_P (1+\gamma_1)] r_P - z'_P r_{P,-1} = \\
 & = 1+\eta_P (r_B - \gamma_2 r_D - \gamma'_0) \tag{10}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & -az'_D r_{D,+1} + [z'_D (1+a) + \eta_D (1 + \gamma_2 (1-k-\lambda))] r_D - z'_D r_{D,-1} = \\
 & = -1+\eta_D [(r_B - \gamma_1 r_P - \gamma'_0) (1-k-\lambda) + \bar{r}k] \tag{11}
 \end{aligned}$$

In cui $z'_j = z_j/J$, $j = P, D$. (10) e (11) sono ancora interdipendenti per effetto - in analogia col caso statico - dei costi di illiquidita'. Esse possono essere analizzate come equazioni alle differenze lineari se si considerano, per semplicita', z'_j come parametri costanti ⁽¹⁴⁾.

Il sistema (10) e (11) puo' essere scritto in forma compatta:

$$\begin{bmatrix} A_P(L) & \gamma_2 \eta_P \\ \gamma_1 \eta_D (1-k-\lambda) & A_D(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_P \\ r_D \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1+\eta_P (r_B - \gamma'_0) \\ -1+\eta_D [(r_B - \gamma'_0) (1-k-\lambda) + \bar{r}k] \end{bmatrix}$$

in cui L e' l'operatore ritardo e

$$A_P(L) = -a z'_P L^{-1} + [z'_P (1+a) + \eta_P (1+\gamma_1)] - z'_P L$$

$$A_D(L) = -a z'_D L^{-1} + [z'_D (1+a) + \eta_D (1 + \gamma_2 (1-k-\lambda))] - z'_D L$$

Dalla espressione compatta e' immediatamente ottenibile una "forma ridotta" che evidenzia a destra variabili predeterminate e future attese, e a sinistra le variabili contemporanee di decisione delle banche. Anziche' procedere in questo modo, tuttavia, e' utile considerare ciascuna delle due equazioni strutturali separatamente, per vedere come elementi estranei al controllo delle banche ne modifichino la dinamica. Cio' permette, inoltre, di rendere il modello utilizzabile anche nel caso in cui si voglia considerare esogeno uno dei tassi, o vi sia una modifica strutturale in una delle due equazioni.

2.4 - Consideriamo l'equazione del tasso attivo. Possiamo studiarne la dinamica scrivendo il polinomio caratteristico nella forma:

$$f(\mu) = 1 - \mu [z'_p (1+a) + \eta_p (1+\gamma_1)] / z'_p a + \mu^2 / a = \\ = 1 - \mu [(1+1/a) + \eta_p (1+\gamma_1) / z'_p a] + \mu^2 / a$$

Osserviamo che $f(0)=1$, $f(1) = - \eta_p(1+\gamma_1) / z'_p a < 0$ e $f''(\mu) > 0$; le radici sono pertanto una stabile e una instabile. Chiamando μ_1 quella stabile, che determina la velocita' di aggiustamento di r_p ⁽¹⁵⁾, si mostra che:

$$(a) d\mu_1 / dz'_p < 0; \quad (b) d\mu_1 / d\eta_p > 0 \quad (16); \quad (c) d\mu_1 / d\gamma_1 > 0; \quad (12)$$

Come suggerisce l'intuizione, al crescere dei costi di aggiustamento cala la prontezza del tasso a reagire a stimoli esogeni (12.a); osserviamo,

inoltre, che tale prontezza aumenta al crescere della elasticità della domanda (b) e al crescere della concavità della funzione Λ (c), causato, ad esempio, da una opportuna modifica della remunerazione richiesta alle banche sui prestiti in ultima istanza; in ambedue i casi, la funzione obiettivo nei profitti attesi diventa più concava, e pertanto diventa relativamente più costoso rimanere lontano dalla posizione ottimale di lungo periodo. Ne consegue che minore diviene l'importanza della storia passata del tasso nel determinare il suo valore corrente, e maggiore la rapidità con cui esso reagisce agli stimoli esogeni e si porta in prossimità del nuovo equilibrio, che in ogni caso è dato dalla soluzione del modello statico.

Analoghe considerazioni valgono per la dinamica di (11). Come suggerisce l'intuizione, peraltro, in essa gli effetti dei parametri di elasticità e concavità di r_D devono essere modificati per l'effetto della riserva obbligatoria e della liquidità infruttifera, che riducono l'impatto di ogni data variazione di r_D sui fondi disponibili per l'intermediazione bancaria.

2.5 - L'effetto di un vincolo amministrativo nel nostro modello può essere visto come una applicazione del risultato (12.b) del paragrafo precedente. Un limite massimo all'espansione dei prestiti bancari, infatti, abbassa, seppure in generale senza ridurla a zero, la sensibilità della quantità attesa di prestiti al tasso (questo risultato intuitivo è analizzato in dettaglio nell'Appendice II). A scopo illustrativo, supponiamo il caso

estremo in cui l'elasticita' degli impieghi al tasso sia ridotta a zero; la (10) diventa:

$$- az'_p r_{p,+1} + [z'_p(1+a)] r_p - z'_p r_{p,-1} = 1$$

Fattorizzando il polinomio caratteristico otteniamo la soluzione:

$$\Delta r_p = [(1-a)z'_p]^{-1}$$

in cui, come intuitivo, scompare l'effetto dei tassi alternativi e il moto ascendente di r_p dipende (direttamente) dal tasso di preferenza temporale α e (inversamente) dai costi di aggiustamento. Nel punto in cui il limite massimo degli impieghi coincide con la quantita' domandata tale moto si arresta, se il tasso di equilibrio "libero" e' inferiore a quello di equilibrio "vincolato", ovvero ridiventa convergente e stabile, in caso contrario.

Nel caso generale in cui l'operare del vincolo riduca, senza annullarla, l'elasticita' del volume atteso di prestiti al tasso proprio, valgono le osservazioni fatte al paragrafo precedente. La dinamica dell'equazione (10) diventa piu' instabile, nel senso che la radice stabile si avvicina al cerchio unitario; cio' si traduce in un aumento del coefficiente della variabile dipendente ritardata nell'equazione (17).

3 - Stime e simulazioni

3.1 - Scriviamo il modello descritto nella sezione precedente, per la parte relativa al solo mercato degli impieghi, nella seguente forma linearizzata:

$$p^d = -ar_p + b(x) + \varepsilon_1 \quad (13)$$

$$p^m = \hat{p} + \varepsilon_2 \quad (13.1)$$

$$p = \min (p^d, p^m) \quad (14)$$

$$r_p = h(x) + \varepsilon_3 \quad (15)$$

in cui $p = \log P$ ⁽¹⁸⁾, x e' un insieme di variabili predeterminate (che entrano o meno in b e h a seconda della restrizioni implicite in queste funzioni), (13) e (13.1) descrivono rispettivamente la quantita' domandata e il massimale, (14) definisce la quantita' osservata di impieghi, e (15) e' l'equazione del tasso attivo. I parametri di h dipendono, come gia' discusso, dalle condizioni della domanda e del massimale.

Il sistema (13)-(15) possiede la classica caratteristica dei modelli di disequilibrio, essendo una delle variabili determinata da una condizione di minimo. Nell'analizzare i metodi di stima per modelli di questo tipo, la letteratura econometrica ha seguito a grandi linee due orientamenti: da un lato ha concentrato lo studio sulla funzione di verosimiglianza ⁽¹⁹⁾; applicazioni empiriche in questa direzione hanno spesso creato problemi dal punto di vista numerico e occasionalmente fornito risultati di difficile interpretazione economica ⁽²⁰⁾. Da un altro lato, ovvero spesso parallelamente al primo filone, si e' cercato di specificare variabili "proxy" per l'entita' del razionamento, cosi' da poter scrivere una equazione di quantita' in modo uniforme nei due regimi; il piu' delle volte il "meccanismo Walrasiano" e' stato invocato per approssimare l'eccesso di domanda con la dinamica del prezzo o tasso di rendimento ⁽²¹⁾. Tale strategia permette una notevole semplificazione della tecnica di stima e

puo', se la scelta della "proxy" e' approssimativamente corretta, comportare un guadagno di efficienza.

In questo lavoro, ostacoli tecnici non hanno permesso di utilizzare metodi di stima rigorosi per trattare distribuzioni troncate, e il sistema e' stato stimato con un metodo approssimato che si richiama al secondo dei due filoni sopra descritti. Esso consiste nel supporre anzitutto che valga $\varepsilon_2 = \varepsilon_1$; come conseguenza di questo, il sistema (13)-(15) risulta essere caratterizzato da due regimi distinti, a seconda se $E(p^d) \leq \hat{p}$ (regime "libero") ovvero $E(p^d) > \hat{p}$ (regime "vincolato"). La selezione dei regimi adottata nell'analisi empirica e' discussa nell'Appendice III. Inoltre, si e' ipotizzato che l'entita' della differenza fra $E(p^d)$ e p nei periodi a regime vincolato possa essere desunta dagli aggiustamenti del tasso nella maniera seguente. Scriviamo anzitutto (14) per esteso:

$$r_p = c_0 + f(.) + (1-c_1) r_{p,-1} \quad (16)$$

dove, come descritto in precedenza, $f(.)$ contiene valori presenti e attesi dei costi opportunita' ed ha una forma funzionale che dipende dai regimi, c_1 ha presumibilmente un valore minore in regime vincolato che in regime libero, e c_0 puo' contenere un errore puramente casuale o altri effetti di breve periodo. Nel lungo periodo, per $c_0 = 0$ e ad aspettative fisse, r_p tende a $\hat{r}_p = c_1^{-1} f(.)$.

L'equazione (16) puo' essere semplicemente trasformata in

$$\Delta r_p = c_1 (1-c_1)^{-1} [\hat{r}_p - r_p] + c_0 (1-c_1)^{-1} \quad (17)$$

Tavola 1, eq. 2 (NL.OLS)

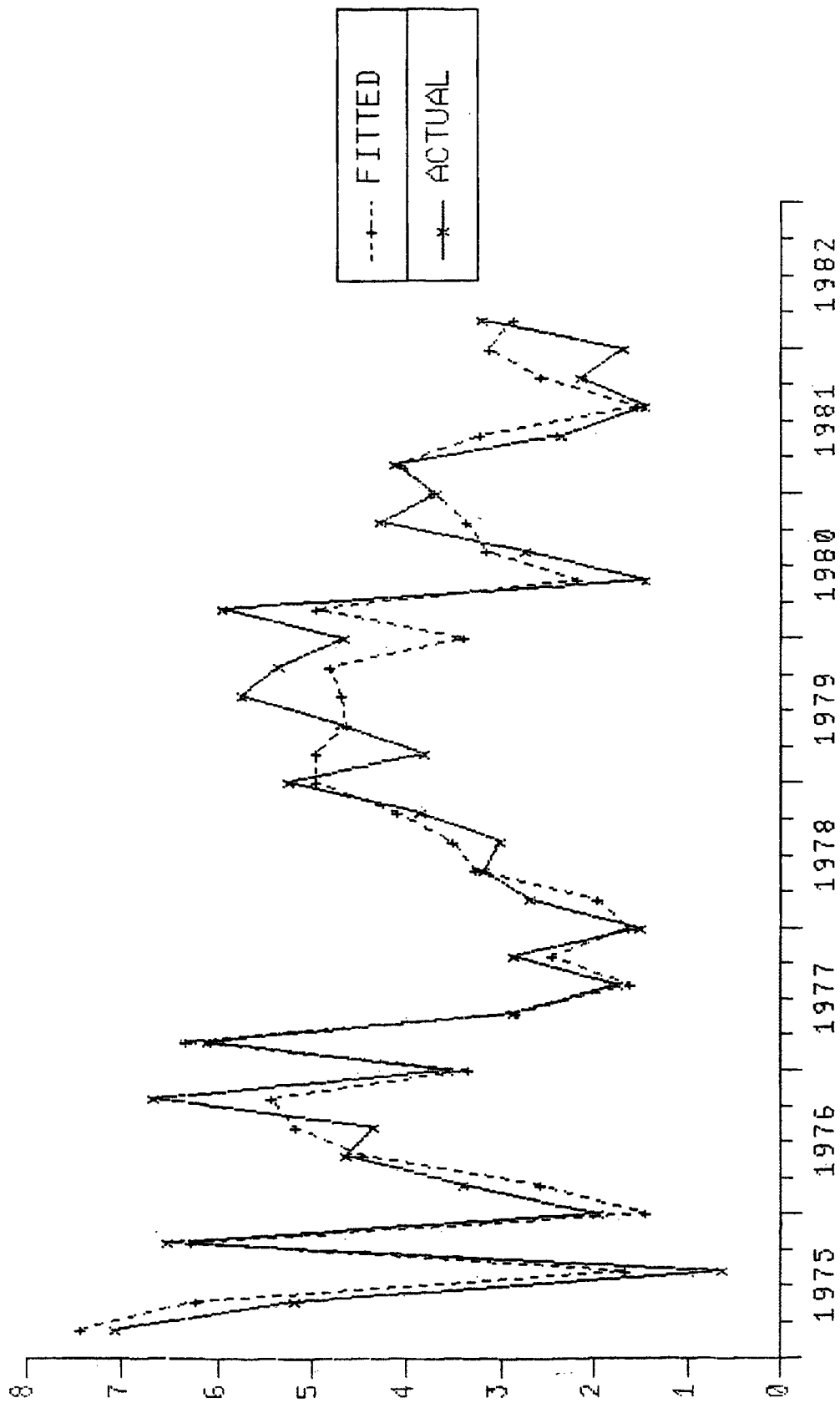


TAVOLA 1: Domanda di Impieghi bancari in lire (*)

Eq.	Metodo	r _p	r _v	ε ^e	Δlg F	Δlg Y ₋₁	(lg P/F) ₁	DP	lg F	lg F ₋₁	lg Y	lg Y ₋₁	lg Y ₋₂	Δr _p	Δr _B	ArSC	ε ₁	θ	S.E.	R ²	z ₁	z ₄	z _h	z _g	ρ
1	NL-OLS	-72 (-9.12)	.35 (4.32)	.02 (.71)	.71 (4.54)	.22 (2.50)	-.09 (-6.44)	3.51 (5.18)						-89 (-3.12)		.42 (1.87)	.45 (5.23)	.26 (2.03)	.84	.74	.53	.97	.02	20.3	
1	NL-2SLS	-71 (-8.75)	.32 (3.86)	.03 (.86)	.69 (4.42)	.21 (2.44)	-.09 (-6.39)	3.51 (5.13)						-74 (-2.35)		.36 (1.58)	.49 (4.39)	.25 (1.75)	.85	.74	.49	1.19	.06	-	
2	NL-OLS	-63 (-9.68)	.29 (3.84)	.02 (.73)	.62 (3.25)	.26 (3.41)	-.08 (-6.17)	3.31 (5.35)						-1.00 (-3.67)	.76 (3.21)		.39 (5.55)	.47 (3.31)	.79	.78	1.29	.09	.09	18.6	
2	NL-AR1	-68 (-6.52)	.33 (3.19)	.06 (2.03)	.41 (1.65)	.25 (3.31)	-.09 (-5.80)	3.29 (6.13)						-91 (-3.65)	.72 (2.98)		.43 (5.62)	.45 (3.10)	.77	.77	-	.07	12.4	.36 (2.32)	
2	NL-2SLS	-63 (9.32)	.27 (3.45)	.03 (.92)	.59 (3.18)	.25 (3.23)	-.08 (6.16)	3.33 (5.34)						-84 (-2.76)	.70 (2.86)		.43 (4.60)	.47 (2.99)	.79	.78	1.32	.17	.02	-	
3	NL-OLS	-60 (-7.45)	.25 (3.46)	.03 (1.03)	.20 (2.63)	.04 (1.72)	-.25 (-5.55)	3.49 (5.76)	.26 (.58)					-99 (-4.04)	.78 (3.05)		.38 (5.74)	.49 (2.93)	.74	.80	.23	.08	.00	9.8	
4	NL-OLS	-60 (-6.81)	.24 (3.26)	.03 (.99)	.24 (.58)	.03 (1.25)		3.46 (5.41)		.17 (.22)	.19 (1.55)	-.20 (-2.44)		-99 (-3.92)	.77 (3.00)		.38 (5.40)	.49 (2.87)	.76	.79	.31	2.36	.75	9.8	

(*) Periodo di stima: 1974.1-1982.4 (dati trimestrali). Variabile dipendente: variazione logaritmica dello stock medio di impieghi in lire; r_p e r_v: tassi medi sugli impieghi in lire e in valuta; ε^e: svalutazione attesa; F: fabbisogno di finanziamento esterno delle imprese (stock); Y: prodotto nazionale lordo ai prezzi di mercato; DP: variabile dummy che assume valore 1 in occasione della introduzione del deposito previo nel 1974.4 e 1976.3 (25); r_B: tasso medio sui BOT; r_g: tasso base di sconto (media trimestrale). Cfr. Appendice per dettagli sulle serie statistiche. In tutte le equazioni il dato iniziale di F è stimato tramite "scanning" (26). A destra della riga tratteggiata centrale le variabili assumono valore zero nei periodi di massimale non vincolante; a destra della linea continua figurano: ε: stime implicite dei parametri della equazione di tasso in regime vincolato e rispettivi t statistici; SE errore standard dell'equazione; R² corretto; ε₁ e z₄: Lagrange Multiplier test per autocorrelazione del 1° e 4° ordine (asi. X²); valore critico % (3.84); z_h: test di Breusch e Pagan per l'eteroschedasticità degli errori nei due regimi (asi. X²); z_g: Likelihood Ratio test delle restrizioni implicite rispetto ad una equazione generale che include ritardi liberi fino al 2° di log P, log F, log Y e fino al 1° di r_p, r_v, 2 "dummy" vincolate per il deposito previo, ε^e, nonché, in regime vincolato, Δr_p, Δr_B, Δr_g (asi. X²) dove k è il numero dei regressori); ρ: coefficiente di autocorrelazione del 1° ordine dei residui. Le stime 2SLS sono state calcolate con il metodo di Amemiya (1975) (27).

Introduciamo l'approssimazione $\hat{p} \cong -a\hat{r}_p + b(x)$; cio' significa supporre che il tasso "tendenziale" di (16) in regime vincolato sia tale da far coincidere il valore atteso della domanda con \hat{p} (22). Possiamo allora scrivere dalla (17):

$$\Delta r_p \cong c_1(1-c_1)^{-1} a^{-1} [E(p^d) - \hat{p}] + c_0(1-c_1)^{-1} \quad (18)$$

A questo punto utilizziamo (18) nonche' il fatto che $\varepsilon_1 = \varepsilon_2$ per scrivere (15) come segue:

$$p = \min. [E(p^d), \hat{p}] + \varepsilon_1 \cong$$

$$\cong -a r_p + b(x) - R.a [c_1^{-1}(1-c_1)\Delta r_p - c_1^{-1}c_0] + \varepsilon_1 \quad (19)$$

dove R e' definito come una variabile binaria che assume valore uno se $\hat{p} < E(p^d)$ e zero altrimenti. Osserviamo che l'espressione in parentesi quadra contiene c_0 , e dunque potenzialmente un errore casuale, la cui importanza puo' essere amplificata dal fatto di avere introdotto un'approssimazione. E' necessario dunque impiegare variabili strumentali per correggere per la possibile distorsione, nonche' verificare se vi sia presenza di eteroschedasticita' nei due regimi.

Per l'equazione di domanda, si e' scelta una specificazione con meccanismo di riequilibrio di lungo periodo ("error correction mechanism") in cui la quantita' di impieghi bancari in lire ha una relazione tendenziale di proporzionalita' con il totale del fabbisogno di finanziamento esterno delle imprese (23) (sotto l'ipotesi che la domanda di impieghi del settore famiglie possa essere trascurata). Tale rapporto di

equilibrio e' funzione dei rendimenti propri e alternativi, nonche' possibilmente di altre variabili (fra cui in particolare le stime empiriche pongono in evidenza la crescita del prodotto interno lordo). L'aggiustamento verso l'equilibrio e' graduale, cosicche' nel breve periodo la quantita' osservata di impieghi dipende anche da valori ritardati di variabili esogene ed endogene, oltreche' naturalmente dal vincolo quantitativo (24).

L'equazione di tasso e' stata stimata nella forma (16), distinguendo i due regimi, e introducendo un effetto di breve periodo dato dal tasso di sconto, o alternativamente dal tasso sui buoni del tesoro. Come in altri studi sull'argomento, cio' viene interpretato come effetto di annuncio, che riduce l'incertezza sugli indirizzi futuri della politica monetaria e induce le banche a un piu' pronto aggiustamento.

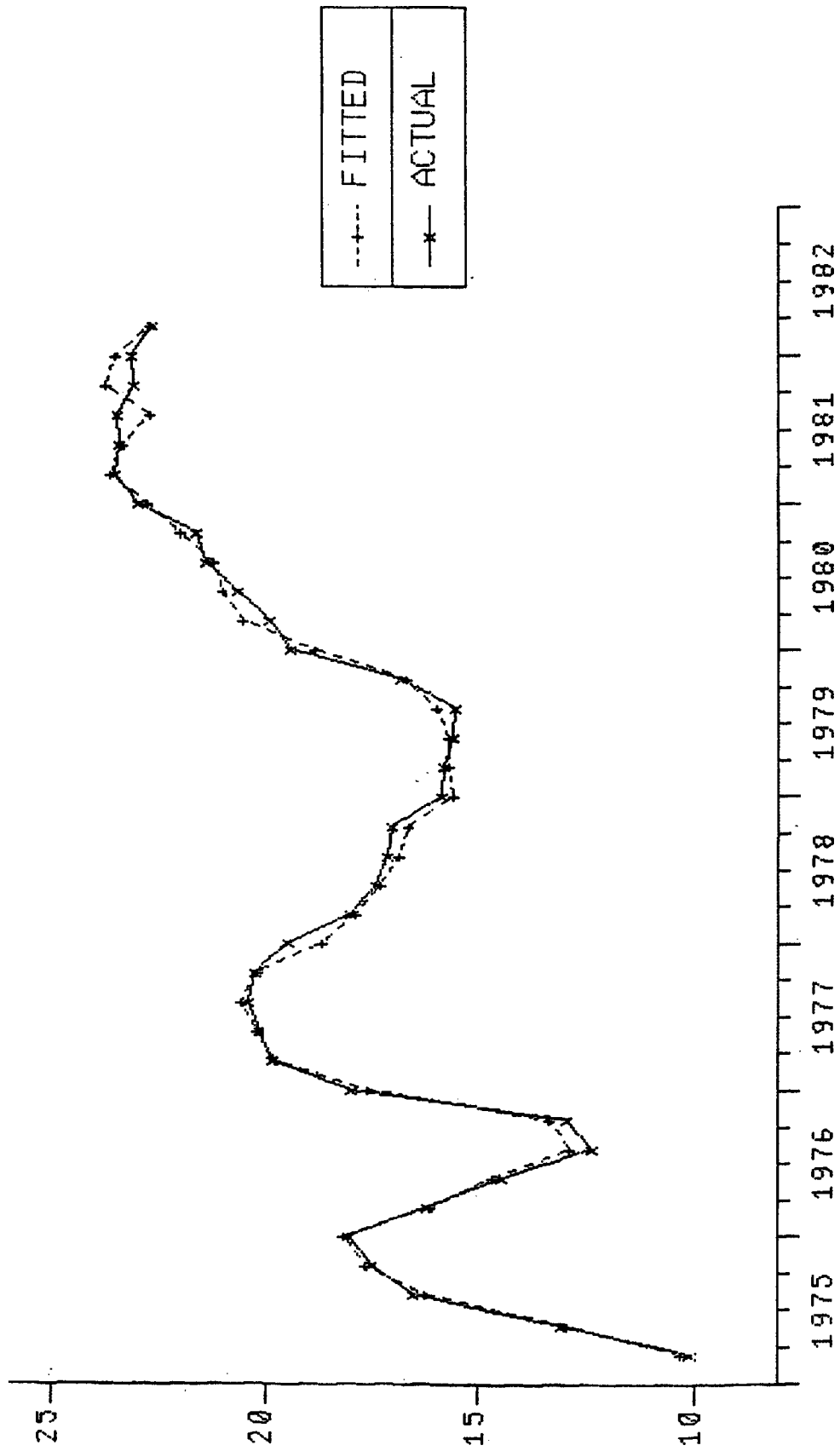
3.2 - La stima delle due equazioni ha comportato un certo lavoro di ricerca della forma dinamica piu' adeguata, particolarmente per la funzione di domanda. In relazione alla scelta delle variabili esplicative, invece, indicazioni relativamente precise emergono sia dalla discussione della Sezione 2 (per l'equazione di tasso) sia dalla logica della teoria di portafoglio (per quella di domanda). Le Tavole 1 e 2 riportano alcune stime rappresentative, compiute presupponendo la separazione campionaria discussa nell'Appendice III. In una precedente stesura del lavoro (disponibile su richiesta) e' presentata anche un'analisi della sensibilita' dei coefficienti di tasso nella Tav. 1 rispetto a parziali modifiche della specificazione (28). Questa analisi, qui non riportata per

TAVOLA 2: Tasso sugli impieghi bancari in lire (*)

Eq. Metodo	R ₁			R ₂			S.E.	R ²	z ₁	z ₄	z _h	z _g	t					
	C	r _{P-1}	r _B r _{B-1}	r _D Δr _{SC}	log F/D	log F/D								C	r _{P-1}	r _B r _{B-1}	Δr _B Δr _{SC}	
1 OLS	.76 (1.01)	.48 (4.64)	.03 (.18)	.34 (2.03)	.35 (3.21)	.66 (4.13)	4.35 (3.86)	.17 (1.40)	.39 (2.85)	-.25 (1.79)	.14 (1.28)	.39	.99	.85	1.54	.76	22.9	5.18
2 OLS	.62 (1.09)	.50 (5.79)	.31 (4.16)	.34 (3.29)	.66 (5.72)		4.89 (4.97)	.26 (2.74)			.30 (2.95)	.43	.99	2.19	.74	.55	34.3*	6.20
3 OLS	.66 (1.29)	.49 (6.28)	.32 (4.86)	.34 (3.66)	.63 (6.04)		4.61 (4.79)	.15 (1.49)	.49 (4.22)	-.33 (2.86)		.38	.99	.37	.86	.30	25.4	5.41
4 OLS	.64 (1.21)	.49 (6.09)	.32 (4.67)	.34 (3.51)	.64 (5.93)		5.32 (5.89)	.25 (2.79)		.41 (3.73)		.40	.99	.30	.03	.01	29.4*	7.24
4 2SLS	.75 (1.35)	.45 (4.85)	.30 (4.16)	.42 (3.20)	.59 (4.80)		5.22 (5.65)	.27 (2.89)		.41 (3.68)		.40	.99	.32	.23	.00	-	7.12
5 OLS	.40 (.78)	.58 (6.88)	.30 (3.17)	.32 (3.76)	.63 (6.44)	.19 (-1.58)	5.57 (6.70)	.16 (1.79)		.42 (4.24)		.35	.99	.69	2.48	2.37	17.8	8.11

(*) Periodo di stima: 1974.1-1982.4 (dati trimestrali). Variabile dipendente: tasso sugli impieghi bancari in lire; C: costante; r_D: tasso sui depositi; D: depositi bancari; t: t di Student della restrizione all'unità del coefficiente della dipendente ritardata in regime vincolato; R₁ e R₂: coefficienti in regime libero e vincolato (rispettivamente). Cfr. la Tav. 1 per il significato delle altre variabili e l'appendice per i dettagli sulle serie statistiche. Tutte le equazioni hanno rivelato una stagionalità positiva (compresa fra .3 e .53) nel 3° trimestre e una negativa (circa di pari entità) nel 4° trimestre. Il modello "generale" usato per il calcolo di z_g include la costante e ritardi fino al 1° di r_P, r_B, r_D, r_{SC} (distinti nei due regimi), nonché di log F e log D (in regime libero) e 3 "dummy" stagionali: z_g = as_i.X_i²(23-k), dove k è il numero di regressori (valori significativi al livello 1% sono riportati con asterisco).

Tavola 2, eq. 4 (OLS)



ragioni di spazio, ha mostrato un buon grado di stabilita' dei coefficienti; nel complesso, i t statistici nelle due tavole non dovrebbero essere seriamente falsati dal lavoro di "data mining".

Osserviamo anzitutto che dalle tavole esce rafforzata l'ipotesi che il comportamento dinamico del tasso sia differente nei due regimi. Il coefficiente della dipendente ritardata nella Tav. 2 risulta significativamente diverso in regime vincolato, e la sua dimensione e' paragonabile a quella che risulta dalle stime della Tav. 1. (ricordiamo che c_1 nella Tav. 1 corrisponde al complemento a uno del coefficiente di $r_{p,-1}$ in regime vincolato nella Tav. 2). Esso, peraltro, e' significativamente inferiore ad uno: la colonna t della Tav. 2 riporta i t statistici della restrizione a uno di tale coefficiente, che confermano la supposizione che tale parametro possa ragionevolmente trovarsi compreso fra il coefficiente in regime normale e l'unita' (29).

La Tav. 1 mostra effetti di impatto sostanziali e significativi del tasso proprio e del tasso sugli impieghi in valuta sulla domanda, suggerendo che una variazione di un punto percentuale in ciascuno di essi possa causare rispettivamente variazioni contemporanee nella domanda intorno a .6/.8 e - .25/.35 punti percentuali (cfr. Tav. 3 per i moltiplicatori ritardati). Tentativi di identificare un costo opportunita' di altri finanziamenti esterni sono stati infruttuosi, presumibilmente per la difficolta' di ottenere una misura attendibile del tasso di interesse sui mutui a medio-lungo termine al netto delle agevolazioni. L'aspettativa di svalutazione, che entra come componente del costo relativo di indebitamento in valuta e in moneta nazionale, e' stata approssimata

TAV. 3 : MOLTIPLICATORI D'IMPULSO E PERMANENTI

N.	EQ. DOMANDA		EQ. TASSO		DUE EQUAZ.												
	TASSO LIRE	TASSO VAL.	PIL	FABB.	TASSO DB.	TASSO SC.	TASSO BOT	TASSO SC.	TASSO BOT	TASSO SC.							
0	-.63	-.63	.29	.00	.00	.62	.62	.34	.00	.64	.64	.00	.00	.00	.40	-.40	
1	-.58	-1.21	.27	.56	.26	.03	.65	.17	.51	.32	.32	.32	.32	.20	.20	.58	-.58
2	-.53	-1.74	.24	.80	-.02	.03	.68	.09	.60	.16	.48	.16	.48	-.29	-.49	.63	-.63
3	-.49	-2.23	.22	1.03	-.02	.03	.71	.05	.65	.08	.57	.08	.57	-.32	-.81	.64	-.64
4	-.45	-2.68	.21	1.23	-.02	.02	.73	.02	.67	.04	.61	.04	.61	-.32	-1.12	.61	-.61
5	-.41	-3.09	.19	1.42	-.02	.02	.75	.01	.68	.02	.63	.02	.63	-.31	-1.43	.61	-.61
6	-.38	-3.47	.17	1.60	-.02	.02	.77	.01	.69	.01	.64	.01	.64	-.29	-1.72	.61	-.61
7	-.35	-3.81	.16	1.76	-.01	.02	.79	.00	.69	.01	.65	.01	.65	-.27	-1.98	.61	-.61
8	-.32	-4.13	.15	1.90	-.01	.02	.81	.00	.69	.00	.65	.00	.65	-.25	-2.23	.61	-.61
9	-.29	-4.42	.13	2.04	-.01	.02	.82	.00	.69	.00	.65	.00	.65	-.23	-2.46	.61	-.61
10	-.27	-4.69	.12	2.16	-.01	.02	.84	.00	.69	.00	.65	.00	.65	-.21	-2.67	.61	-.61
11	-.25	-4.94	.11	2.27	-.01	.01	.85	.00	.69	.00	.65	.00	.65	-.19	-2.86	.61	-.61
12	-.23	-5.17	.10	2.38	-.01	.01	.86	.00	.69	.00	.65	.00	.65	-.18	-3.04	.61	-.61
13	-.21	-5.37	.10	2.47	-.01	.01	.87	.00	.69	.00	.65	.00	.65	-.16	-3.20	.61	-.61
14	-.19	-5.57	.09	2.56	-.01	.01	.88	.00	.69	.00	.65	.00	.65	-.15	-3.35	.61	-.61
15	-.18	-5.74	.08	2.64	-.01	.01	.89	.00	.69	.00	.65	.00	.65	-.14	-3.49	.61	-.61
16	-.16	-5.90	.07	2.72	-.01	.01	.90	.00	.69	.00	.65	.00	.65	-.13	-3.62	.61	-.61
17	-.15	-6.05	.07	2.79	-.01	.01	.91	.00	.69	.00	.65	.00	.65	-.12	-3.73	.61	-.61
18	-.14	-6.19	.06	2.85	-.01	.01	.92	.00	.69	.00	.65	.00	.65	-.11	-3.84	.61	-.61
19	-.12	-6.31	.06	2.91	-.00	.01	.92	.00	.69	.00	.65	.00	.65	-.10	-3.94	.61	-.61

OGNI COPPIA DI COLONNE CONTIENE MOLTIPLICATORI D'IMPULSO E PERMANENTI, RISPETTIVAMENTE, ESPRESSI NEI LOGARITMI DELLE QUANTITA' E NEI LIVELLI DEI TASSI. LE ULTIME DUE COPPIE DI COLONNE RIPORTANO I MOLTIPLICATORI DEL SISTEMA DI DUE EQUAZIONI. N.: PERIODI PER GLI ALTRI SIMBOLI, CFR. TAVV. 1 E 2.

mediante la discrepanza fra il tasso di rendimento a tre mesi della lira e delle valute estere (ponderato; cfr. Appendice III per i dettagli) sull'euromercato. Questa approssimazione assume sostituibilità perfetta fra le eurovalute, ma imperfetta nella domanda degli operatori italiani fra le due forme di finanziamento (assunzione verosimile se non altro considerando i vincoli imposti sull'indebitamento in valuta) e uniformità delle aspettative degli operatori residenti con quelli che operano sull'euromercato. Un problema aggiuntivo può essere dato dalla diversità di orizzonte temporale fra le aspettative così misurate e quelle che sono rilevanti per la scelta di indebitamento: qualora le prime siano sistematicamente a più breve termine, il rispettivo coefficiente nella Tav. 1 risulta sottostimato. Esso risulta, in effetti, di piccola dimensione e scarsamente significativo (come ci si potrebbe attendere anche in considerazione della ben nota difficoltà di misurare questa variabile) ma, e' interessante notare, sempre con il segno atteso.

La variabile fabbisogno entra nella equazione di domanda con effetto di impatto e, ritardata di un periodo, nella forma di "error correction". Il valore del coefficiente implica che una parte della variazione del fabbisogno viene finanziata, nel breve periodo, tramite decumulazione di attività liquide, ovvero accumulazione di altre passività finanziarie. Il fatto che questa variabile sia probabilmente misurata con errore (si pensi che essa include la variazione delle scorte di contabilità nazionale) suggerisce tuttavia una possibile distorsione verso il basso del suo coefficiente stimato. I dati mettono in evidenza, inoltre, un effetto ritardato (e temporaneo) del prodotto interno lordo a parità di

fabbisogno; esso puo' essere attribuito all'influenza che il PIL esercita sulla domanda di moneta delle imprese, o anche possibilmente a un effetto di composizione all'interno del fabbisogno (ricordiamo che il PIL e' positivamente correlato con l'autofinanziamento d'impresa).

Le equazioni 3 e 4 della Tav. 1 riportano stime con ritardi liberi nel fabbisogno e PIL. Nonostante che i coefficienti stimati suggeriscano nettamente le restrizioni operate nelle equazioni 1 e 2, vi e' tuttavia qualche evidenza che la parsimonia conseguita in queste ultime non e' ottenuta senza costo in termini di "fit" (30).

Con riferimento alle proprieta' dinamiche dell'equazione di domanda, notiamo che il coefficiente della variabile di "error correction" mantiene sempre un valore notevolmente basso, seppure significativo. Questo si traduce in moltiplicatori particolarmente lenti; dalla Tav. 3 (in cui sono riportati i vari moltiplicatori del sistema ottenuti con i coefficienti delle equazioni 1 (NL. OLS) della Tav. 1 e 4 (OLS) della Tav. 2) notiamo, ad esempio, che dopo una variazione del fabbisogno sono necessari due anni prima che gli impieghi compiano meta' dell'aggiustamento totale di lungo periodo.

Con riferimento alla equazione di tasso (Tav. 2), notiamo che in regime normale i costi opportunita' sono espressi significativamente con segno positivo dal tasso sui depositi (la cui simultaneita' e' stata considerata nelle stime 2SLS) e dal tasso sui buoni del Tesoro (ritardato di un periodo). Un effetto di impatto (interpretabile come effetto di "annuncio") viene esercitato dal tasso di sconto. Ceteris paribus, il tasso sui BOT causa una variazione di circa .3 nel periodo successivo e una

doppia in equilibrio; il tasso di sconto, una di circa .6 nel periodo contemporaneo e nulla in equilibrio. La dinamica dell'equazione e' relativamente rapida: la totalita' dell'aggiustamento viene compiuta in meno di due anni.

Un interessante risultato, che appare in contrasto con una delle implicazioni teoriche della Sez. 2, e' dato dal segno positivo in regime normale del tasso di rendimento sui depositi. Ricordiamo che tale tasso influenza quello sugli impieghi, nel modello teorico, in virtu' dei costi di illiquidita', che spingono le banche a mantenere una composizione relativamente equilibrata dell'attivo fra impieghi e titoli. Corrispondentemente, l'effetto degli altri fattori esogeni, rappresentanti da π e δ nella Sezione precedente, risulta debole e poco stabile (nella eq. 5 esso viene approssimato dai valori contemporaneo e sfasato dalle differenze logaritmiche fra fabbisogno e depositi, in regime libero ⁽³¹⁾). Prima facie, si sarebbe indotti a pensare che il tasso attivo risenta di un effetto di "mark up" su quello passivo; tale effetto, peraltro, pur avendo una certa plausibilita' intuitiva, non e' facilmente inseribile in un modello coerente di comportamento bancario, implicando che ad ogni variazione esogena del tasso passivo (p. es., per una regolamentazione amministrativa) le banche reagiscono variando il tasso attivo in modo da ampliarne, anziche' limitarne, l'effetto sulla composizione del portafoglio.

In regime vincolato (variabili sotto R2 nella Tav. 2), la specificazione e' da considerare solo approssimativa, a causa soprattutto della relativa scarsita' di gradi di liberta'. L'effetto dei costi

opportunità risulta scarso (cfr. i valori contemporaneo e ritardato di r_B , che possono essere vincolati in forma di differenze ⁽³²⁾, e l'alto valore della costante), per effetto della restrizione esercitata dal massimale.

3.3 - Il modello è stato simulato lungo l'arco degli anni 1979-1982, sia all'interno sia all'esterno del campione di stima, per verificarne la capacità previsiva; i risultati sono contenuti nelle Tavv. 4.1 - 4.3. Nelle simulazioni è stata introdotta una correzione per il 2° trimestre del 1980, periodo in cui la quantità di impieghi subiva forti oscillazioni in corrispondenza del cambiamento delle modalità di verifica del massimale ⁽³³⁾. Le previsioni esterne al campione di stima sono state effettuate dall'inizio di ogni anno per quattro trimestri, con coefficienti stimati fino alla fine dell'anno precedente.

Per il tasso attivo le simulazioni non mettono in evidenza problemi particolari: l'errore medio di previsione è ragionevolmente piccolo e la sua scomposizione ⁽³⁴⁾ mostra una netta preponderanza della componente casuale sulle componenti sistematiche. In relazione alla quantità di impieghi emergono, come prevedibile, maggiori problemi: benché la U.1 di Theil si mantenga sempre largamente inferiore all'unità (indicando che il modello prevede meglio di semplici schemi estrapolativi) alcuni errori nelle variazioni a cavallo fra gli anni 1979 - 1980 e 1981- 1982 introducono una deviazione sistematica nelle previsioni del livello, che si nota in modo evidente nella Tav. 4.2, particolarmente nelle proiezioni esterne al campione. È necessario notare, a questo proposito, che gli anni 1980 - 1982 contengono la grande maggioranza dei periodi a regime

Tavola 4.1: Risultati della simulazione del modello:
impieghi in lire (variazioni logarirmiche)(*)

PERIODO	(a) Valore storico	(b) Valore previsto	(c) Valore previsto	(b)-(a)	(c)-(a)
1979.1	3.82	4.98	5.05	1.16	1.23
1979.2	4.69	4.49	4.83	-.21	.14
1979.3	5.73	4.36	4.44	-1.37	-1.29
1979.4	5.34	4.74	5.03	-.60	-.30
1980.1	4.66	4.18	2.67	-.48	-1.99
1980.2	5.94	5.18	5.20	-.77	-.74
1980.3	1.46	1.83	2.31	.37	.85
1980.4	2.75	3.50	3.61	.75	.86
1981.1	4.29	2.83	3.68	-1.46	-.60
1981.2	3.71	4.05	4.47	.35	.77
1981.3	4.13	3.89	5.52	-.24	1.39
1981.4	2.36	3.37	5.16	1.01	2.80
1982.1	1.48	2.83	4.07	1.36	2.59
1982.2	2.13	2.35	2.41	.21	.28
1982.3	1.71	2.71	2.56	1.00	.85
1982.4	3.20	2.63	2.82	-.57	-.38

Valore storico: Media=3.59; Scarto quadratico medio=1.45
 Valore previsto (b): RMSE=.85;UM=.00;UR=.06;UD=.94;U1=.56
 Valore previsto (c):RMSE=1.32;UM=.09;UR=.06;UD=.85;U1=.86

(*)Valore previsto (b): il campione di stima va dal 1979.1 al 1982.4. Valore previsto (c): il campione di stima per ogni periodo va dal 1974.1 alla fine dell'anno precedente. RMSE: "root mean square error". UM,UR,UD: scomposizione del "mean square error" nelle componenti "mean", "regression" e "dis_turbance". U1:U1 di Theil (cfr. Maddala,1977).
 Le cifre possono non quadrare a causa di arrotondamenti.

Tavola 4.2: Risultati della simulazione del modello: impieghi in lire(*)

PERIODO	(a) Valore storico	(b) Valore previsto	(c) Valore previsto	(b) - (a)	(c) - (a)	(b-a) / a	(c-a) / a
1979.1	79177	80097	80158	920	980	1.16	1.24
1979.2	82983	83774	84128	792	1145	.95	1.38
1979.3	87876	87509	87943	-366	68	-.42	.08
1979.4	92693	91756	92482	-937	-211	-1.01	-.23
1980.1	97114	95676	95204	-1439	-1910	-1.48	-1.97
1980.2	103062	100760	100290	-2302	-2772	-2.23	-2.69
1980.3	104574	102617	102635	-1957	-1939	-1.87	-1.85
1980.4	107489	106269	106408	-1221	-1081	-1.14	-1.01
1981.1	112197	109315	111521	-2882	-677	-2.57	-.60
1981.2	116433	113838	116621	-2594	189	-2.23	.16
1981.3	121345	118358	123238	-2987	1893	-2.46	1.56
1981.4	124245	122414	129770	-1831	5526	-1.47	4.45
1982.1	126092	125932	129405	-160	3313	-.13	2.63
1982.2	128812	128920	132562	108	3750	.08	2.91
1982.3	131032	132459	136004	1428	4973	1.09	3.79
1982.4	135295	135987	139900	692	4605	.51	3.40

Valore storico: Media: 109401.

Valore previsto (b): RMSE: 1678; UM:.30; UR:.00; UD:.70; U1:.43

Valore previsto (c): RMSE: 2786; UM:.16; UR:.43; UD:.41; U1:.72

(*) Cfr. Tav. 4.1

Tavola 4.3: Risultati della simulazione del modello:
tasso sugli impieghi in lire (*)

PERIODO	(a) Valore storico	(b) Valore previsto	(c) Valore previsto	(b)-(a)	(c)-(a)
1979.1	15.81	15.73	15.81	-.08	.00
1979.2	15.62	15.66	15.78	.04	.16
1979.3	15.57	15.99	16.25	.42	.68
1979.4	16.82	16.91	17.07	.09	.25
1980.1	19.37	18.90	18.97	-.47	-.40
1980.2	19.88	20.16	20.22	.28	.34
1980.3	20.63	21.22	21.17	.59	.54
1980.4	21.40	21.63	21.50	.23	.10
1981.1	21.63	22.17	21.82	.54	.19
1981.2	22.95	23.15	22.88	.20	-.07
1981.3	23.54	23.78	23.27	.24	-.27
1981.4	23.42	23.52	22.89	.10	-.53
1982.1	23.44	22.76	22.15	-.68	-1.29
1982.2	23.10	23.39	23.70	.29	.60
1982.3	23.15	23.65	24.39	.50	1.24
1982.4	22.62	23.07	23.31	.45	.69

Valore storico: Media=20.56; scarto quadratico medio=2.94
Valore previsto (b):RMSE=.38;UM=.21;UR=.03;UD=.76;U1=.44
Valore previsto (c):RMSE=.59;UM=.06;UR=.00;UD=.94;U1=.68

(*)Cfr. Tav. 4.1

vincolato; cio' implica che simulazioni "out sample" di questo periodo sono necessariamente basate su stime imprecise di alcuni coefficienti.

NOTE

- (1) Per gli Stati Uniti, cfr. ad esempio Jaffee (1971). In Italia, la tesi e' stata discussa da Biscaini, Carosio e Padoa-Schioppa (1972), Carosio (1975) e verificata, ad esempio, da Cottarelli (1983).
- (2) Ci si riferisce qui e in tutto il resto del lavoro a un razionamento di tipo "dinamico", che si elimina spontaneamente in equilibrio.
- (3) Cfr., ad esempio, Baltensperger (1980) e Rovelli (1979).
- (4) Ad esempio, Melton e Roley (1981) hanno recentemente studiato l'integrazione fra teoria del portafoglio e imperfezione dei mercati.
- (5) Baltensperger (1980, pag. 19).
- (6) Cfr., per esempio, Biscaini, Carosio e Padoa-Schioppa (1972).
- (7) Tobin chiama questo aspetto "the essential problem of banking". (1982, pag. 499). Le fluttuazioni nella domanda di depositi in Italia negli ultimi anni, a seguito sia di variazioni nei tassi alternativi, sia di processi di innovazione e apprendimento nei mercati finanziari, confermano che questo aspetto e' rilevante anche in contesti istituzionali in cui le banche occupano una posizione preponderante nel sistema finanziario.
- (8) Una simile struttura teorica e' utilizzata, fra gli altri, da Klein (1971). Cfr. anche Monti (1971).
- (9) Per le conseguenze teoriche ed econometriche di considerare anche un "ex post setting" dei tassi, cfr. Melton e Roley (1981).
- (10) Cfr. a questo proposito Baltensperger (1980, par. 2) e Tobin (1982). Esso puo' essere collegato con il costo di indebitarsi presso la Banca Centrale, ovvero di liquidare attivita' in condizioni di emergenza.
- (11) Le condizioni del 2^o ordine sono rispettate data la concavita' della funzione obiettivo.
- (12) Cfr., per esempio, Jaffee e Modigliani (1969) e Jaffee (1971).
- (13) Barro (1972) discute come aggiustamenti graduali nei prezzi possano essere generati da costi fissi.
- (14) Cio' equivale a ipotizzare costi di aggiustamento nei tassi crescenti al crescere delle grandezze a cui si riferiscono. E' facile,

inoltre, verificare che (10) e (11) hanno rispettivamente (5) e (6) come soluzioni di lungo periodo, una volta introdotta l'approssimazione (9).

- (15) Cfr. Sargent (1979, Cap. 9).
- (16) E' da intendersi incluso anche l'effetto di η_p su γ_1 .
- (17) Da questo non si puo' concludere che il tasso attivo si muove necessariamente in misura maggiore o minore all'atto dell'introduzione del vincolo, in quanto anche la radice instabile di (10) varia.
- (18) La funzione di domanda a semielasticita' costante, ipotizzata nel modello teorico, e' stata utilizzata anche nella stima.
- (19) Cfr. Maddala e Nelson (1974), Goldfeld e Quandt (1975), Bowden (1978 b), ecc.
- (20) Cfr. Rosen e Quandt (1978) e Quandt (1982).
- (21) Cfr., fra gli altri, Fair e Jaffee (1972), Fair e Kalejian (1974), Amemiya (1979), Laffont e Garcia (1977), Bowden (1978 a e b), Ito e Ueda (1981).
- (22) Osserviamo che cio' tende a verificarsi per $\text{Var}(\epsilon_1) \rightarrow 0$ se il massimale e' vincolante in equilibrio.
- (23) Essendo questa variabile di scala gia' al netto dell'autofinanziamento, il modello non si propone di descrivere la scelta dell'impresa fra finanziamento interno ed esterno, le cui determinanti sono pertanto escluse dalla equazione di domanda di impieghi.
- (24) Per una discussione di vari modelli "error correction" e delle loro proprieta', cfr. Hendry, Pagan e Sargan (1981).
- (25) I coefficienti di variabili "dummy" svincolate per i tre periodi di introduzione del deposito previo sugli acquisti di valuta hanno rivelato che, mentre nei primi due vi e' stato un effetto sulla domanda di impieghi significativo e quantitativamente simile, nel terzo (1981.3), probabilmente per la stretta del massimale, tale effetto non e' stato rilevante.
- (26) Nelle prime 5 stime della Tav. 1 un massimo locale della funzione di verosimiglianza e' stato ottenuto per valori di partenza (stock a fine 1969) del fabbisogno finanziario compresi fra 42.120 e 55.590 miliardi di lire. Nelle due equazioni con ritardi liberi la f.d.v. si appiattisce notevolmente, a causa della collinearita' dei

regressori con "trend" crescente, e il massimo si ottiene per valori intorno ai 120-140 mila miliardi.

- (27) Esso consiste nell'utilizzare, nel secondo stadio, i valori previsti di una regressione di Δr_p nelle variabili predeterminate su tutto il periodo campionario. Nelle stime strumentali di ambedue le tavole sono state impiegate le seguenti variabili esogene: Tav. 1: colonne 2,3,4,5,6,7,14,15; Tav. 2: col. 1,2,4,6,8,9,10; 3 dummies stagionali. Per i "test" impiegati cfr., p.es., Judge et al. (1980).
- (28) Vari autori (cfr. Cooley e Leroy (1981) e soprattutto Leamer (1978)) hanno recentemente sottolineato l'importanza di verificare la robustezza delle stime dei parametri piu' importanti quando cambino le variabili esplicative su cui e' piu' debole l'informazione a priori.
- (29) La dimensione del t statistico sembra fornire una indicazione piuttosto netta, anche tenendo conto della difficolta' nel calcolare "test" sul parametro autoregressivo in una regione prossima all'unita'; cfr. Nankervis e Savin (1983).
- (30) Osserviamo che z_g cala notevolmente e che il coefficiente di "error correction" cambia addirittura di segno; si tenga presente che le variabili $\log F$ e $\log Y$ hanno un pronunciato "trend" crescente e che la correlazione dei coefficienti stimati e' vicina a -1. Nelle equazioni 1 e 2 vi e' una lieve evidenza di errore nella specificazione dinamica, anche se esse sono, ad avviso di chi scrive, nettamente preferibili in termini di interpretazione economica.
- (31) L'effetto, di segno atteso nel breve periodo, non permane nel lungo. Notiamo peraltro che l'introduzione di questi effetti quantitativi riduce apprezzabilmente z_g .
- (32) Osserviamo che i coefficienti di Δr_B e Δr_{sc} sono da confrontare con i valori nella Tavola 1.
- (33) Come misura di tale correzione si e' usato il coefficiente di una "dummy" per il 1980.2 stimato sull'intero campione.
- (34) Cfr. Maddala (1977).

BIBLIOGRAPHIA

- AMEMIYA, T. (1974): "A note on a Fair and Jaffee Model"; *Econometrica*, Vol. 42, No. 4.
- BALTENSPERGER, E. (1980): "Alternative Approaches to the Theory of the Banking Firm"; *Journal of Monetary Economics*, Vol. 6, No. 1.
- BARRO, R.J. (1972): "A Theory of Monopolistic Price Adjustment"; *Review of Economic Studies*, Vol. 39, No. 1.
- BISCAINI, A.M.; CAROSIO, G.; PADOA SCHIOPPA, T. (1972): "Tassi attivi e passivi in un sistema bancario oligopolistico"; *Banca d'Italia, Contributi alla Ricerca Economica*, No. 2.
- BOWDEN, R.J. (1978 a): "Specification, Estimation and Inference for Models of Markets in Disequilibrium"; *International Economic Review*, Vol. 19, No. 3.
- BOWDEN, R.J. (1978 b): "The Econometrics of Disequilibrium"; North-Holland Publishing Company.
- CAROSIO, G. (1975): "Discriminazione dei clienti e controlli selettivi nel mercato dei prestiti bancari"; *Banca d'Italia, Contributi alla Ricerca Economica*, No. 5.
- COOLEY, T.F.; LEROY, S.F. (1981): "Identification and Estimation of Money Demand"; *The American Economic Review*, Vol. 71, No. 5.
- COTTARELLI, C. (1983): "Tassi bancari e tassi di mercato monetario dall'inizio degli anni '70"; *Banca d'Italia, Lavoro preparatorio alla Relazione annuale sul 1982*.
- FAIR, R.C.; JAFFEE, D.M. (1972): "Methods of Estimation for Markets in Disequilibrium"; *Econometrica*, Vol. 40, No. 3.
- FAIR, R.C.; KELEJIAN, H.H. (1974): "Methods of Estimation for Markets in Disequilibrium: A Further Study"; *Econometrica*, Vol. 42, No. 1.
- GOLDFELD, S.M.; QUANDT, R.E. (1975): "Estimation in a Disequilibrium Model and the Value of Information"; *Journal of Econometrics*, No. 3.
- HENDRY, D.F.; PAGAN, A.R.; SARGAN, J.D. (1981): "Dynamic Specification", di prossima pubblicazione in: "Handbook of Econometrics", edited by Z. Griliches and M.D. Intriligator, North Holland, Amsterdam.
- KLEIN, M.A. (1971): "A Theory of the Banking Firm"; *Journal of Money, Credit, and Banking*, No. 3.

- ITO, T.; UEDA, K. (1981): "Tests of the Equilibrium Hypothesis in Disequilibrium Econometrics: An International Comparison of Credit Rationing"; International Economic Review, Vol. 22, No. 3.
- JAFFEE, D.M. (1971): "Credit Rationing and the Commercial Loan Market"; J. Wiley and Sons, Inc..
- JAFFEE, D.M.; MODIGLIANI, F. (1969): "A Theory and Test of Credit Rationing"; The American Economic Review, Vol. 59.
- JUDGE, G.G.; GRIFFITHS, W.E.; CARTER HILL, R.; LEE, T.C. (1980): "The Theory and Practice of Econometrics"; J. Wiley and Sons, Inc..
- LAFFONT, J.J.; GARCIA, R. (1977): "Disequilibrium Econometrics for Business Loans"; Econometrica, Vol. 45, No. 5.
- LEAMER, E.E. (1978): "Specification Searches. Ad hoc Inference with Non-experimental Data"; J. Wiley and Sons, Inc..
- MADDALA, G.S. (1977): "Econometrics"; McGraw Hill, Inc.
- MADDALA, G.S.; NELSON, F.D. (1974): "Maximum Likelihood Methods for Models of Markets in Disequilibrium"; Econometrica, Vol. 42, No. 6.
- MELTON, W.C.; ROLEY, V.V. (1981): "Imperfect Asset Elasticities and Financial Model Building"; Journal of Econometrics, No. 15.
- MONTI, M. (1971): "A Theoretical Model of Bank Behavior and its Implications for Monetary Policy"; L'Industria, Vol. 2.
- NANKERVIS, J.C.; SAVIN, N.E. (1983): "Testing the Autoregressive Parameter with the t Statistic"; Lavoro presentato all' European Meeting della Econometric Society, Pisa.
- QUANDT, R.E. (1982): "The Structure of Disequilibrium Models"; Princeton University, Research Memorandum No. 295.
- ROSEN, H.S.; QUANDT, R.E. (1978): "Estimation of a Disequilibrium Aggregate Labor Market"; Review of Economics and Statistics, Vol. 60.
- ROVELLI, R. (1979): "Models of Bank Behaviour"; dattiloscritto, St. Anthony's College, Oxford.
- SARGENT, T.J. (1979): "Macroeconomic Theory"; Academic Press.
- TOBIN, J. (1982): "The Commercial Banking Firm: A Simple Model"; The Scandinavian Journal of Economics, Vol. 84, No. 4.

APPENDICE I

Ponendo $x = (1-k-\lambda) \underset{\sim}{D} - P \underset{\sim}{N}(\bar{x}, \sigma^2)$, abbiamo

$\Lambda = \int_c g(x) f(x) dx$, dove $c = |-\infty, \psi|$. Derivando sotto il segno di

integrale rispetto a \bar{x} possiamo scrivere:

$$\Lambda' = \frac{d}{d\bar{x}} \int_c g(x) f(x) dx = \int_c g(x) \left(\frac{df(x)}{d\bar{x}} \right) dx \quad (A.1)$$

$$\Lambda'' = \frac{d(\Lambda')}{d\bar{x}} = \int_c g(x) \left(\frac{d^2 f(x)}{d\bar{x}^2} \right) dx \quad (A.2)$$

Tenendo conto del fatto che $\frac{df(x)}{d\bar{x}} = -\frac{df(x)}{dx}$ e $\frac{d^2 f(x)}{d\bar{x}^2} = \frac{d^2 f(x)}{dx^2}$ possiamo integrare (A.1) e (A.2) per parti ottenendo:

$$\Lambda' = -g(x)f(x) \Big|_{-\infty}^{\psi} + \int_c g'(x)f(x) dx$$

$$\Lambda'' = g(x)f'(x) \Big|_{-\infty}^{\psi} - \int_c g'(x)f'(x) dx$$

assumendo integrabilita' in c e ricordando che $g'(x) < 0$ si ottiene che

$\Lambda' < 0$ e che $\bar{x} > 0 \rightarrow \Lambda'' > 0$.

APPENDICE II

Riconsideriamo l'equazione di domanda

$$\underset{\sim}{P} = P(r_p, \pi) + \epsilon_p$$

In presenza di un vincolo sulla massima quantita' di impieghi avremo:

$$\underset{\sim}{P} = \min(\hat{P}, P(r_p, \pi) + \epsilon_p).$$

Supponiamo per semplicita' \hat{P} costante. Il valore atteso degli impieghi e' dato da:

$$\begin{aligned} E(\underset{\sim}{P}) &= \text{Prob.}(P + \epsilon_p < \hat{P}) \cdot E(\underset{\sim}{P} | P + \epsilon_p < \hat{P}) + \text{Prob.}(P + \epsilon_p \geq \hat{P}) \cdot \hat{P} = \\ &= F(\hat{P} - P) \cdot [P + E(\epsilon_p | \epsilon_p < \hat{P} - P)] + [1 - F(\hat{P} - P)] \cdot \hat{P} \end{aligned}$$

dove F e' la funzione di distribuzione cumulata di ϵ_p e la linea verticale indica una distribuzione condizionale. Sia η_{\sim} la semielasticita' di $E(\underset{\sim}{P})$ rispetto a r_p .

Abbiamo:

$$\eta_{\sim} = E(\underset{\sim}{P})^{-1} \underset{\sim}{P} \frac{\partial E(\underset{\sim}{P})}{\partial P} \eta_P = P F(\hat{P} - P) E(\underset{\sim}{P})^{-1} \eta_P$$

Usando la definizione di $E(P)$ possiamo scrivere $\eta = (1+\xi)^{-1} \eta_P$,

in cui $\xi = [1-F(\hat{P}-P)][\hat{P}-E(\epsilon_P|\epsilon_P>\hat{P}-P)] / PF(\hat{P}-P)$

Osserviamo che per $\hat{P} = P$, $\xi > 0$ se $\hat{P} > E(\epsilon_P|\epsilon_P > 0)$, ossia, se \hat{P} e' maggiore della deviazione assoluta standard di ϵ_P . Se questa condizione non restrittiva vale, allora $\xi > 0$ tranne che per valori molto piccoli di P , per cui $P < E(\epsilon_P|\epsilon_P > \hat{P}-P)$.

APPENDICE III

a) Serie statistiche

- P : media mensile dello stock di impieghi bancari in lire, al lordo delle sofferenze, delle accettazioni bancarie negoziate e degli effetti insoluti e al protesto, e al netto degli impieghi alle Amministrazioni Pubbliche. Destagionalizzazione X11 moltiplicativo.
- r_{sc} : media ponderata giornaliera del tasso base di sconto ordinario.
- r_p : tasso medio ponderato sugli impieghi a breve, escluse le operazioni con l'estero.
- r_B : media trimestrale del tasso medio di aggiudicazione dei BOT per tutte le scadenze.
- r_V : tasso medio ponderato sulle operazioni con l'estero.
- r_D : tasso medio ponderato sul totale dei depositi di almeno 20 milioni.
- \dot{e}^e : differenza fra i tassi a tre mesi sui depositi in eurolire e in eurovalute (ultimo mese del periodo). Le serie sugli eurotassi sono state estese, per i periodi mancanti, utilizzando relazioni stimate con i rendimenti sui mercati monetari interni. La ponderazione è stata fatta utilizzando la composizione valutaria degli impieghi in valuta.
- Y : prodotto interno lordo ai prezzi di mercato (ISTAT, destagionalizzazione B.I.).
- F : la serie si riferisce all'aggregato delle imprese non finanziarie, ed è ottenuta da dati di fonte reale, sommando i flussi nominali destagionalizzati della variazione delle scorte (contabilità nazionale), degli investimenti fissi lordi, al netto dell'autofinanziamento.
- D : depositi bancari totali. Destagionalizzazione X11 moltiplicativo.

b) Valutazione sulla restrittivita' del massimale sugli impieghi

Provvedimento del 6/4/1974, (cfr. Tavola 61 della Relazione B.I. per il 1974 e la Tavola a pag. 13 del quaderno M2BI: settore monetario e finanziario). Mancano dati esaurienti sull'espansione degli impieghi soggetti a vincolo nei periodi in cui il massimale era operante. In base alla forte espansione degli esenti nell'estate-autunno, si puo' supporre che il massimale fosse vincolante nel settembre. In dicembre non era imposto; nel marzo lo era, ma la crescita registrata negli impieghi soggetti e' lievemente inferiore al consentito (14.8% contro 15), e si osserva un notevole calo degli esenti. Si e' comunque scelto di ipotizzare come vincolato l'intero periodo dal 3^o trimestre 1974 al 1^o del 1975.

Provvedimento del 15/10/76, (cfr. Tavola aL9 della Relazione B.I. per il 1976 e la gia' citata Tavola del quaderno M2BI). Nel dicembre 1976, primo dato di fine periodo in cui opera il provvedimento, la crescita effettiva e' inferiore al consentito (8.58% contro 11). Nello stesso periodo, peraltro, vi e' una forte crescita degli esenti, il che fa supporre una certa restrittivita' del massimale. Gli esenti continuano a espandersi nei mesi seguenti: nel marzo, inoltre, gli impieghi soggetti crescono oltre il consentito (11.2% contro 11). Si e' dunque scelto di includere nei periodi vincolati l'ultimo trimestre 1976 e il primo 1977.

Provvedimento del 29/3/1977 e successivi rinnovi fino al 1979. (cfr. Tavola B6 del Bollettino B.I. e la Tavola M2BI). Dal confronto fra i valori effettivi e i massimi consentiti sembra emergere che il provvedimento non sia stato vincolante nel 2^o trimestre del 1977 e nei trimestri seguenti. Qualche dubbio sorge per la seconda parte del 1979, in cui si osserva una lieve eccedenza degli effettivi nel settembre; tale anno non e' pero' stato incluso fra i periodi vincolati.

Anni 1980-1982. (cfr. Tavola B6 del Bollettino B.I.). Il confronto dei valori effettivi e massimi consentiti mostra che il provvedimento poteva essere vincolante nel 1980, 1981 e nel 1^o trimestre del 1982. A partire dal 2^o trimestre di questo anno gli effettivi tornano sotto i limiti; nel dicembre, tuttavia, lo scarto fra i due si restringe e vi e' un repentino aumento degli sconfinamenti. Oltre ai periodi suddetti, e' stato considerato come vincolato anche il 4^o trimestre 1982.

TEMI DI DISCUSSIONE RECENTEMENTE PUBBLICATI (*)

- n. 26 - Il reddito da lavoro dipendente nelle indagini campionarie della Banca d'Italia dal 1972 al 1981: evoluzione e determinanti, di R.A. Pirrotta - G. Zen (dicembre 1983)
- n. 27 - L'utilizzo dell'analisi discriminatoria per la previsione delle insolvenze: ipotesi e test per un'analisi dinamica, di S. Appetiti (marzo 1984)
- 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)

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

