

# Il razionamento del credito bancario in Italia: una verifica empirica \*

## Introduzione

La maggior parte della letteratura italiana sul razionamento risale alla metà degli anni Settanta. Nel periodo successivo scarsa attenzione è stata dedicata a questo argomento nonostante siano intervenuti profondi mutamenti nel quadro istituzionale e nell'analisi teorica.

Sotto il profilo istituzionale, nell'ultimo decennio si sono modificati in misura non trascurabile sia la struttura dei mercati sia il comportamento degli operatori anche in conseguenza della prolungata applicazione del massimale sull'espansione dei prestiti: ciò, riflettendosi sulle funzioni di domanda e offerta di credito bancario, ha inevitabilmente inciso sull'intensità del razionamento e sulle modalità con cui esso è praticato.

Sotto il profilo teorico, nello stesso periodo, sono stati proposti modelli teorici che consentono il ricondurre il razionamento, anziché a fattori esogeni, alla funzione di comportamento delle banche.<sup>1</sup> Negli studi sul razionamento degli anni cinquanta e sessanta grande enfasi era data al cosiddetto razionamento "dinamico", vale a dire al *temporaneo eccesso di domanda* che interviene nel caso in cui il tasso effettivamente applicato alla clientela differisca da quello di lungo periodo. Viceversa nelle analisi più recenti attenta considerazione è stata riservata

---

\* Ringrazio C. Caranza, C. Giannini, P. Marullo Reedtz per le utili osservazioni a una precedente stesura del lavoro. Sono particolarmente grato a C. Cottarelli, discutendo con il quale ho potuto chiarire meglio importanti aspetti dei temi considerati. Le opinioni espresse sono assolutamente personali e non riflettono necessariamente le posizioni della Banca d'Italia.

<sup>1</sup> A partire dalla seconda metà degli anni '70, l'abbandono delle ipotesi di perfetta distribuzione delle informazioni ha consentito di mostrare come la politica dei tassi adottata dalle banche causi modificazioni nel comportamento dei clienti. In questo contesto gli ostacoli alla fissazione dei tassi di equilibrio non sono esogeni, ma derivano dal fatto che, sia pure in condizioni di mercato concorrenziali, l'aggiustamento dei tassi bancari a quelli di mercato può essere incompleto, può cioè verificarsi una situazione di equilibrio non walrasiano (cfr. JAFFEE-RUSSELL, 1976 e STIGLITZ-WEISS, 1981).

al cosiddetto razionamento di "equilibrio", che implica uno *squilibrio permanente* tra domanda e offerta di credito in quanto la banca trova conveniente non concedere nuove linee di credito o allargare quelle esistenti a determinate componenti della clientela.

In questo contesto particolarmente rilevanti sono le conclusioni dei modelli di razionamento che si basano sull'ipotesi di una imperfetta distribuzione delle informazioni. Nell'ambito di tali modelli, in particolare in quello di Stiglitz e Weiss (1981), si suppone che il grado di rischio dei progetti intrapresi sia noto al cliente, ma ignoto alla banca. Ne segue che, essendo i progetti più redditizi anche quelli più rischiosi, un aumento del tasso sui prestiti comporta un peggioramento della qualità della clientela. Può, pertanto, accadere che i più elevati ricavi connessi a tassi più elevati siano più che compensati dalle perdite dovute a insolvenza della clientela: dal momento che il rendimento atteso dei prestiti varia in modo non monotono con il tasso praticato, può essere non conveniente per la banca elevare il tasso attivo oltre un determinato livello. In questo caso si avrà una quota di domanda di credito non soddisfatta.

Con riferimento all'analisi applicata, infine, nel periodo recente, si sono avuti significativi sviluppi della modellistica econometrica del disequilibrio.<sup>2</sup> Presupposto fondamentale di questa modellistica è che i mercati sono caratterizzati da eccessi di domanda o offerta e che la quantità scambiata di un dato bene è pari al valore minimo tra la quantità domandata e quella offerta, vale a dire che  $Q_t = \text{Min}(D_t, S_t)$ . L'utilizzo dei modelli di disequilibrio ha consentito di effettuare *tests* sull'esistenza di situazioni di squilibrio nel mercato del credito. Ciò ha ampliato la possibilità di quantificare il razionamento, che in passato era stato valutato solo attraverso *proxies* e analisi comparatistiche *cross-section*. Le trattazioni del razionamento reperibili nella letteratura economica italiana presentano due limiti di base:

- (i) non operano una chiara distinzione tra razionamento dinamico e razionamento di equilibrio;
- (ii) basano la verifica dell'esistenza del razionamento e la sua misurazione esclusivamente su *proxies* e analisi *cross-section*.<sup>3</sup>

<sup>2</sup> Dopo il contributo di FAIR-JAFFEE (1972) il dibattito su come accertare e quantificare econometricamente situazioni di disequilibrio è stato molto intenso. Per una *survey* sui più importanti contributi sull'argomento si veda MADDALA (1983).

<sup>3</sup> L'utilizzo dei modelli econometrici di disequilibrio, del tutto assente nella letteratura italiana sul razionamento, ricorre, invece, in recenti tentativi di quantificare il razionamento

La distinzione richiamata al punto (i) ha grande rilievo nella gestione della politica monetaria. Infatti, se il razionamento è legato prevalentemente ai ritardi con cui le variazioni dei tassi di mercato monetario si riflettono sul costo del credito (razionamento dinamico), l'efficacia della politica monetaria, esercitata attraverso controlli indiretti, può essere migliorata favorendo un più rapido aggiustamento dei tassi bancari alle condizioni di mercato.

Nel caso, invece, in cui le banche ricorrano a forme di razionamento di equilibrio, nella conduzione della politica monetaria si deve necessariamente far riferimento alla disponibilità del credito, anziché al suo costo: «... Una politica di contenimento della moneta può deprimere il livello dell'attività economica. Si noti tuttavia che, a causa del razionamento del credito, tale processo può determinarsi in corrispondenza di un modesto aumento dei tassi d'interesse. In questo caso l'efficacia della politica monetaria non dipende dall'esistenza di elevate elasticità ai tassi d'interesse [della domanda e dell'offerta di credito]...».<sup>4</sup>

L'assenza di una precisa distinzione tra razionamento di equilibrio e razionamento dinamico impedisce, inoltre, di chiarire in che modo agiscono strumenti di politica monetaria, come i controlli quantitativi del credito. Il meccanismo attraverso cui questi ultimi operano è riconducibile a quello del razionamento dinamico: essi infatti, se stringenti, comportano uno squilibrio tra domanda e offerta analogo a quello che deriva da un adeguamento non immediato del tasso sui prestiti. Più difficile è, invece, valutare le ripercussioni dei controlli all'espansione dei prestiti sul razionamento di equilibrio.<sup>5</sup> Va, comunque, rilevato che spesso i controlli quantitativi del credito sono stati introdotti con l'intento di attenuare il razionamento di determinate componenti della clientela; di qui l'istituzione di esenzioni e le finalità selettive dei controlli quantitativi.

connesso all'imposizione di *ceilings* sul credito. La maggior parte di questi tentativi adotta il cosiddetto metodo "quantitativo" di FAIR-JAFFEE (1972), escludendo dalle stime delle funzioni di domanda i periodi in cui il massimale era stringente. L'esclusione viene motivata con il fatto che, allorché i limiti dell'espansione dei prestiti erano stringenti, la quantità osservata degli impieghi non rappresentava l'offerta, data la tendenza delle banche ad "accomodare" la domanda di credito. Si vedano in proposito ANGELONI-GALLI (1982) e COTTARELLI-GALLI-MARULLO REEDTZ-PITTALUGA (1987).

<sup>4</sup> Cfr. BLINDER-STIGLITZ (1983), p. 300. Per una descrizione più completa sotto il profilo analitico degli effetti macroeconomici del razionamento cfr. BLINDER (1985).

<sup>5</sup> È possibile sostenere che i controlli quantitativi, nella misura in cui consentono di conseguire dati obiettivi di quantità di credito con livelli di tasso meno elevati di quanto avverrebbe utilizzando controlli indiretti, comportano un minor grado di razionamento di equilibrio. Cfr. BNUQUE DE FRANCE (1984).

Alla luce di quanto esposto il presente lavoro si pone principalmente tre obiettivi:

— accertare l'esistenza di razionamento e le forme in cui esso è praticato, distinguendo cioè tra razionamento dinamico e razionamento di equilibrio;

— pervenire ad una valutazione dell'intensità del razionamento e della sua evoluzione nel tempo;

— stabilire quali fasce di clientela sono, o siano state, interessate da fenomeni di razionamento.

### 1. La misurazione del razionamento dinamico attraverso la proxy di Jaffee e Modigliani

Secondo Jaffee e Modigliani (J. e M.) (1969) il comportamento delle banche è riconducibile a quello di un monopolista discriminante. La discriminazione dei clienti, tuttavia, è imperfetta in quanto esistono vincoli esogeni di natura istituzionale (*ceilings* sui tassi, struttura del mercato, costi "moralì", ecc.) che inducono le banche a classificare la clientela in classi di tasso sulla base della rischiosità e della forza di mercato.

In questo contesto, poiché la banca non può applicare a ciascun cliente il tasso opportuno, risulta impossibile eguagliare i ricavi marginali di tutti i prestiti. Si consideri, ad esempio, il caso in cui la banca raggruppi in una stessa classe di tasso due clienti con eguale domanda e diverso grado di rischio. La banca applicherà sui due prestiti un tasso "uniforme" che massimizzi il profitto atteso; tale tasso dovrà collocarsi necessariamente tra il tasso più alto e quello più basso dei tassi ottimali applicati da un monopolista che discrimini perfettamente.

Mentre in corrispondenza di tassi superiori a quello fissato la banca ha convenienza ad erogare tutto il credito domandato, per tassi inferiori può essere conveniente per il datore di fondi offrire una quantità di credito inferiore a quella richiesta. Più precisamente si ha razionamento se il tasso "uniforme" ottimale è inferiore al tasso in corrispondenza del quale la domanda del secondo cliente (quello più rischioso) eguaglia l'offerta.

Nel caso in cui esistano ritardi nell'aggiustamento dei tassi, aumenti dei tassi di mercato si rifletteranno in modo differente sui

diversi prestiti. In particolare la clientela di migliore qualità (quella rispetto alla quale il tasso uniforme applicato è superiore a quello ottimale in regime di discriminazione perfetta) non sarà razionata, viceversa la clientela più rischiosa (quella per la quale il tasso è inferiore a quello ottimale in regime di discriminazione perfetta) conoscerà livelli di razionamento tanto più ampi quanto più elevato è lo scostamento del tasso effettivo sui prestiti dal valore di equilibrio di lungo periodo.

Sulla base di questi presupposti, data l'impossibilità di misurare il razionamento direttamente, J. e M. adottano una proxy operativa, H, che è semplicemente la quota percentuale dei prestiti erogati a clientela primaria sul totale:

$$H = \frac{L_1}{L_1 + L_2}$$

dove  $L_1$  e  $L_2$  indicano rispettivamente i prestiti concessi alla clientela primaria e a quella rischiosa. Lo schema di J. e M., sia pure con alcune correzioni, è stato applicato alla realtà italiana da Carosio (1975), il quale, muovendo dall'ipotesi che le banche si comportassero come un monopolista discriminante, perveniva alle seguenti conclusioni:

- (i) i tassi sui prestiti erano più elevati per le esposizioni di ammontare più piccolo, che rappresentano la componente della clientela più rischiosa;
- (ii) i tassi praticati ai prestiti di piccola dimensione presentavano, durante il ciclo, oscillazioni minori di quelli applicati ai prestiti di grande dimensione.

Il secondo punto veniva presentato nell'analisi di Carosio come una conseguenza del primo: nelle fasi di stretta monetaria erano soprattutto i piccoli operatori ad essere razionati, sia perché i ritardi nell'aggiustamento dei tassi riguardavano questa componente di clientela, sia perché il rischio di insolvenza di questi clienti aumentava all'aumentare dei tassi. La riduzione di peso della componente rischiosa della clientela (quella trattata a tassi più elevati) riguardava pertanto soprattutto gli scaglioni di prestito di piccolo ammontare, il cui tasso medio evidenziava una certa rigidità. Tale rigidità non era incoerente con l'ipotesi che il comportamento delle banche fosse riconducibile allo schema del monopolio discriminante, nella cui logica, semmai, (presupponendo una curva di domanda lineare) i movimenti di tasso avrebbero

dovuto essere più contenuti per la componente di clientela contraddistinta da una domanda più elastica. La contenuta varianza dei tassi sui prestiti di piccola dimensione rappresentava piuttosto un effetto del ricorso delle banche a razionamento.

In questo contesto la dispersione dei tassi per scaglioni di grandezza e/o la dispersione del credito erogato per classi di tasso potevano essere considerati come una *proxy* equivalente all'H di J. e M.: vi era, infatti, evidenza che nei periodi di aumento dei tassi (come il 1969 e il 1970) il credito tendeva a concentrarsi in una fascia di tassi prossimi al *prime rate*, mentre nelle fasi di riduzione dei tassi (come il 1971 e il 1972) le condizioni praticate erano distribuite su una gamma più ampia.

La verifica della validità dello schema di Carosio nel periodo successivo a quello cui l'analisi fu originariamente riferita rende necessario considerare separatamente le conclusioni prima menzionate.

Circa il punto (i) si ha evidenza che le esposizioni di importo inferiore sono risultate contraddistinte da livelli di rischio e tassi più elevati della media anche nel decennio più recente.<sup>6</sup> Si può anzi rilevare che, come indicato dall'evoluzione dell'incidenza delle sofferenze sugli impieghi, la disparità del grado di rischio tra gli scaglioni di importo massimo e quelli di importo minimo è andata accentuandosi. Questa constatazione, unita al fatto che la *proxy*-dispersione dei tassi per scaglioni di grandezza ha mantenuto nel tempo l'andamento atteso, riducendosi nelle fasi di stretta monetaria e aumentando in quelle espansive (cfr. fig. 1), sembrerebbe indicare che l'impostazione seguita da Carosio mantiene intatta la sua validità anche nel periodo più recente.

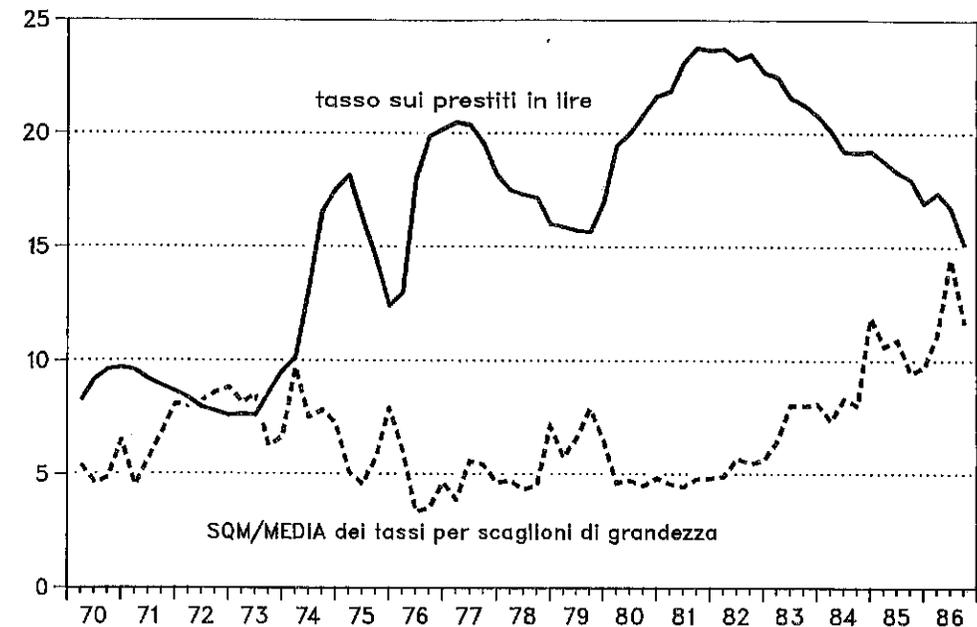
Viceversa, l'utilizzo della *proxy* originariamente utilizzata da J. e M. consente di verificare che, contrariamente alle indicazioni dello schema teorico di riferimento, la quota della clientela primaria sul totale si riduce nelle fasi di aumento dei tassi e si amplia nelle fasi di riduzione (cfr. fig. 2).

Ne segue che l'andamento apparentemente "corretto" della *proxy*-dispersione dei tassi appare come una conseguenza di una tendenziale concentrazione dei tassi sui prestiti intorno alle posizioni rischiose, quando i tassi aumentano e viceversa quando i tassi diminuiscono. Dato il suo significato non univoco la *proxy*-dispersione dei tassi non può essere utilizzata, almeno con riferimento all'ultimo decennio, come un

<sup>6</sup> Per una approfondita analisi dell'evoluzione recente delle sofferenze per rami e aree geografiche si veda MARULLO REEDTZ (1987).

FIGURA 1

## DISPERSIONE DEI TASSI PER SCAGLIONI DI GRANDEZZA



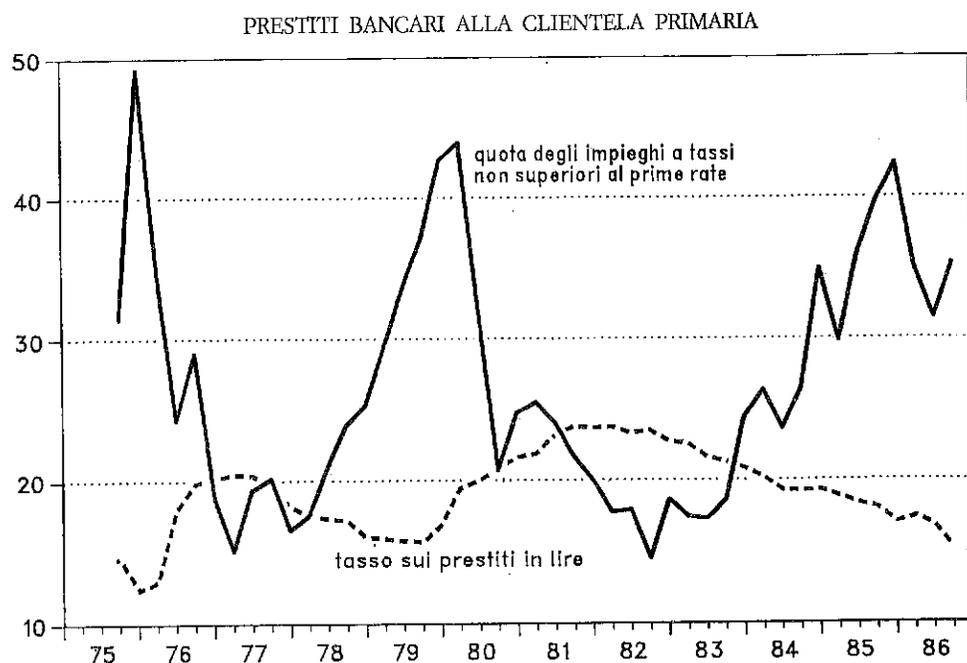
indicatore di razionamento. Restano comunque da chiarire le ragioni dell'andamento di H, che risulta nel caso dell'Italia difforme da quello rilevato per Giappone e Stati Uniti.

In merito si possono avanzare due spiegazioni in larga misura complementari:

— da un lato, è presumibile che nelle fasi di riduzione dei tassi le banche tendano a scartellare rispetto al livello del *prime rate*, concedendo condizioni di tasso "primarie" ad un ampio numero di clienti. Tale comportamento può essere posto in relazione al fatto che nelle fasi espansive il grado di monopolio delle singole aziende tende a ridursi e prevalgono sul mercato condizioni di concorrenzialità più accentuata;<sup>7</sup>

<sup>7</sup> Nella *Relazione della Banca d'Italia sul 1985*, pp. 211-212, questo fenomeno è spiegato nel modo seguente: «...L'espansione dei prestiti al di sotto del *prime* osservata nell'ultimo biennio rappresenta infatti in gran parte un fenomeno ciclico. Le banche praticano di norma "sconti" in fasi di tassi calanti con l'estensione di condizioni di favore a nuova clientela: di conseguenza in queste fasi la quota dei prestiti erogati a tassi inferiori al *prime rate* tende ad accrescersi».

FIGURA 2



— dall'altro, in corrispondenza di aumenti dei tassi bancari la componente della clientela la cui domanda di credito è più elastica ai differenziali di tasso tende a sostituire prestiti bancari con altre forme di finanziamento.

Resta il fatto che l'aumento della quota della clientela trattata a tassi superiori al *prime rate*, riscontrabile nelle fasi di ascesa dei tassi, non significa necessariamente che questo tipo di clienti non siano soggetti a razionamento, ma semplicemente che quest'ultimo non è misurabile attraverso l'H di J. e M. .

La conclusione di Carosio circa una più elevata rigidità dei tassi praticati alla clientela più rischiosa induce ad una analisi delle elasticità, rispetto al tasso d'interesse, della domanda di prestiti dei diversi scaglioni di grandezza. A questo scopo si è proceduto alla stima di equazioni del tasso sui prestiti strutturalmente analoghe a quelle utilizzate nel modello econometrico trimestrale della Banca d'Italia (1986), dove il tasso è reso funzione del costo opportunità di impieghi alternativi e le variazioni del tasso ufficiale di sconto svolgono funzioni di annuncio.

I risultati delle stime delle equazioni riportate nella tavola 1 implicano che le elasticità di lungo periodo del tasso sui prestiti rispetto al tasso di mercato (dato dalla media ponderata del tasso sui BOT e di quello sulle obbligazioni) risultano le seguenti, con riferimento ai diversi scaglioni di importo e ai differenti intervalli di stima:

Scaglioni d'importo	periodi di stima	
	7201-7604	7601-8504
da 10 a 200 miliardi	1.44	.82
da 1 a 9.9 miliardi	1.49	.90
da 250 a 999 milioni	1.47	.99
da 0 a 249	1.49	.99

I dati riportati in questo prospetto consentono almeno tre ordini di conclusioni:

— l'elasticità del tasso sui prestiti rispetto ai tassi di mercato, nel periodo 7201-7604, risulta sostanzialmente analoga per i diversi scaglioni di grandezza;

— nel periodo recente l'elasticità del tasso sui prestiti si è generalmente ridotta. In particolare, tra il 1972 e il 1976 il valore dell'elasticità era superiore di circa 40 centesimi a quello rilevato per il periodo compreso tra il 1976 e il 1985. Inoltre, spezzando l'arco temporale più recente in due sottoperiodi (7601-8104 e 8104-8504), si rileva che dopo la più recente fase restrittiva il valore dell'elasticità si mantiene stabile.

La diminuzione dell'elasticità del tasso sui prestiti rispetto ai tassi di mercato è presumibilmente connessa ad una più elevata elasticità della domanda di prestiti<sup>8</sup> e soprattutto a mutamenti nella funzione di offerta. Con riferimento a questi mutamenti, va rilevato che la progressiva estensione della quota dei titoli indicizzati nel portafoglio delle banche e la graduale attenuazione del vincolo di portafoglio hanno comportato il venir meno di effetti di *lock-in* nelle fasi di ascesa dei tassi;

<sup>8</sup> Nel caso di funzioni di domanda ad elasticità costante la reattività del tasso sui prestiti rispetto ai tassi di mercato si riduce all'aumentare del valore dell'elasticità. Infatti se  $L^d = L(r, r_M, \dots)$ , dove

— la riduzione dell'elasticità riscontrabile per il periodo successivo al 1976 è stata più pronunciata per gli scaglioni d'importo più elevato. Poiché la varianza delle elasticità relative ai vari scaglioni è contenuta (sempre inferiore a .002), si possono escludere errori del II tipo. Il determinarsi di significative differenze nelle elasticità dei tassi applicati ai diversi scaglioni di importo deriva presumibilmente dal fatto che le modifiche nella domanda dei prestiti hanno riguardato particolarmente i grossi operatori, per i quali è notevolmente aumentata la sostituibilità del credito bancario con altre forme di finanziamento e quindi l'elasticità della domanda di prestiti.<sup>9</sup>

La riduzione dell'elasticità del tasso sui prestiti, in quanto legata al venir meno di forme di *lock-in*, ha riflessi sull'intensità del razionamento dinamico. Infatti l'attenuazione dei fenomeni di *lock-in* è assimilabile ad un aumento dell'elasticità della funzione di offerta. A seguito di ciò, come evidenziato dalla fig. 3, (dove  $r$  e  $L$  indicano rispettivamente il tasso d'interesse e l'ammontare dei prestiti) aumenti dei tassi di mercato comportano più contenuti spostamenti verso sinistra della curva di offerta.

Ne segue che, a parità di ritardi nell'adeguamento dei tassi al valore di equilibrio, lo squilibrio tra domanda e offerta è più contenuto. La stima di equazioni del tasso sui prestiti con riferimento al periodo 7201-7604 e 7601-8504 (cfr. tav. 1) evidenzia, oltre che le descritte modificazioni nell'elasticità di lungo periodo, cambiamenti non trascurabili nella velocità con cui le banche reagiscono, nel breve periodo, a variazioni di variabili-annuncio.

$L^d$  è la domanda di prestiti,  $r$  il tasso sui prestiti,  $r_M$  un tasso di mercato, l'elasticità della domanda può essere espressa nel modo seguente:

$$\eta = \frac{\delta L}{\delta r} \cdot \frac{r}{L},$$

da cui si ricava che:

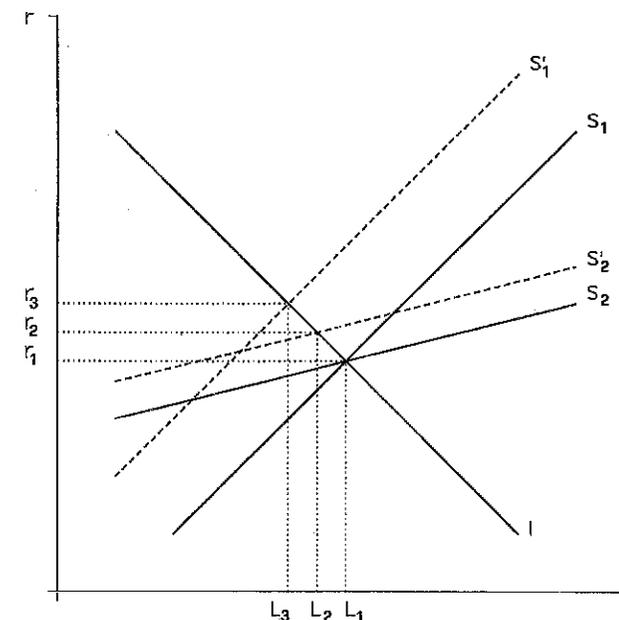
$$r = \frac{r_M}{1 - 1/\eta} \quad \text{e} \quad \frac{\delta r}{\delta r_M} = \left(1 - \frac{1}{\eta}\right)^{-1} + r_M \left(1 - \frac{1}{\eta}\right)^{-2} \frac{\delta (1/\eta)}{\delta r_M}$$

Per curva a elasticità costante, essendo  $\frac{\delta (1/\eta)}{\delta r_M} = 0$ , si ha  $\frac{\delta r}{\delta r_M} = \frac{1}{1 - 1/\eta}$ :

al crescere di  $\eta$  la reattività di  $r$  diminuisce tendendo a 1.

<sup>9</sup> Un'accresciuta elasticità della domanda di prestiti non implica di per sé un minor ammontare di razionamento. Anzi, se il ritardo di adeguamento dei tassi ai valori di equilibrio è identico per due clienti con funzioni di domande contraddistinte da una diversa elasticità, l'ammontare del razionamento potrebbe risultare più elevato per quello la cui domanda di credito bancario è più elastica che per l'altro.

FIGURA 3



Più precisamente, la variazione di un punto del tasso di sconto determinava, nello stesso trimestre, una variazione dello stesso segno del tasso sui prestiti di circa 40 centesimi nel periodo 7201-7604 e di circa 60 centesimi nel più recente dei periodi considerati. L'aumentata velocità di aggiustamento del tasso, che pare avere interessato tutti gli scaglioni dimensionali di prestito (cfr. tav. 1), rappresenta un fattore ulteriore che ha contribuito a ridurre l'ammontare di razionamento dinamico.

## 2. Stime econometriche del razionamento dinamico

### Lo schema teorico di base

Nelle recenti ricerche empiriche sul razionamento si è fatto ricorso a modelli di disequilibrio allo scopo di determinare l'esistenza e l'intensità di eccessi di domanda di credito. Questo approccio ha offerto

ELASTICITÀ DEL TASSO SUI PRESTITI AL TASSO DI MERCATO

		Variabile dipendente: TAIL												
		C	TAIL <sub>t-1</sub>	TAMER	ΔTASC	ΔTASC <sub>t-1</sub>	DU742	DU743	DU751	DU773	R <sup>2</sup>	DW	H	SER
Scaglione 1	7201 - 7604	-1.34 (-1.9)	.51 (4.8)	.70 (3.9)	.32 (1.8)	.39 (2.9)	.59 (.9)	1.16 (1.6)	3.26 (4.7)	—	.98	2.0	-0.1	.62
	7601 - 8504	1.09 (1.6)	.78 (9.3)	.18 (2.3)	.64 (6.3)	.33 (4.6)	—	—	—	1.21 (2.2)	.96	2.0	-1.16	.52
Scaglione 2	7201 - 7604	-1.21 (-1.5)	.61 (5.3)	.59 (2.8)	.42 (2.1)	.41 (2.9)	1.22 (1.8)	2.42 (3.4)	2.64 (3.6)	—	.98	1.8	.42	.64
	7601 - 8504	.90 (1.7)	.78 (11.0)	.20 (2.9)	.63 (7.5)	.34 (5.8)	—	—	—	1.16 (2.5)	.97	2.1	-3.6	.43
Scaglione 3	7201 - 7604	-1.00 (-1.4)	.63 (5.7)	.54 (2.7)	.41 (2.3)	.41 (3.2)	1.38 (2.2)	2.42 (3.7)	2.39 (3.6)	—	.98	1.9	.37	.59
	7601 - 8504	.77 (1.5)	.81 (11.9)	.19 (2.8)	.58 (7.1)	.33 (6.3)	—	—	—	.94 (2.3)	.98	2.0	-1.0	.38
Scaglione 4	7201 - 7604	-.74 (-1.2)	.62 (5.4)	.57 (2.9)	.37 (2.1)	.41 (3.3)	1.48 (2.5)	2.15 (3.5)	2.08 (3.3)	—	.99	1.9	.26	.56
	7601 - 8504	.98 (1.7)	.80 (11.3)	.20 (2.8)	.55 (6.3)	.33 (6.0)	—	—	—	.95 (2.3)	.98	2.0	.01	.39

Variabili: TAMER = tasso di mercato (media ponderata del tasso sui BOT e di quello sulle obbligazioni);  
 ΔTASC = variazione del tasso di sconto rispetto al trimestre precedente.

<sup>1</sup> Tassi sui prestiti in conto corrente. Dati della Centrale dei rischi.

una via nuova per superare il problema della mancanza di informazioni sull'ammontare di credito domandato e offerto, mancanza cui in precedenza si avviava ricorrendo a *proxies* o ad analisi *cross-section*.

Va, tuttavia, rilevato che i risultati degli studi basati sull'approccio di disequilibrio non sempre sono univoci. Un esempio in questo senso è offerto dagli studi sugli Stati Uniti, con riferimento ai quali, mentre alcuni studiosi evidenziano l'esistenza nel mercato dei prestiti di situazioni di squilibrio temporaneo (Sealey, 1979) o permanente (King, 1985), altri ritengono di poter escludere l'esistenza di forme di razionamento (Ito-Ueda, 1981).

La non univocità dei risultati dipende dalla diversità dei dati utilizzati e dai differenti modelli teorici presi a riferimento. I metodi di disequilibrio quantitativi possono ricondursi sostanzialmente a due diversi approcci statistici che muovono da due differenti presupposti:

- (i) i prezzi aumentano (o si riducono) in risposta ad eccessi di domanda (o di offerta); variazioni dei prezzi, pertanto, riflettono situazioni di squilibrio. Tale impostazione è di fatto alla base sia della formulazione delle equazioni di disequilibrio operata da Fair-Jaffee (1972), secondo cui:  $p_t = \gamma (D_t - S_t)$ , sia di quella proposta da Laffont-Garcia (1977), secondo cui:  $p_{t+1} = \phi (D_t - S_t)$ ;
- (ii) eccessi di domanda (e offerta) si verificano perché, a causa dell'esistenza di costi di aggiustamento, i prezzi non s'aggiustano in modo istantaneo al livello di equilibrio. Questo approccio è stato seguito da Bowden (1978) e, diversamente da quello descritto al punto (i), consente di compiere con relativa facilità confronti *cross-market*.

Nelle applicazioni dei modelli di disequilibrio al caso italiano si è generalmente seguito lo schema al punto (i). Ciò è avvenuto in genere considerando le variazioni "non spiegate" del tasso sui prestiti come un indicatore di squilibrio.<sup>10</sup> In questa prospettiva si ritiene che, nel breve periodo, le variazioni del tasso sui prestiti siano funzione delle variazioni del tasso di sconto e che la loro intensità sia proporzionale allo squilibrio tra domanda e offerta, vale a dire  $\Delta r_t = \theta \left( \frac{D_t - S_t}{Q_t} \right) + \Delta TASC_t$ .

<sup>10</sup> Cfr. in proposito ANGELONI-GALLI (1982) e COTTARELLI-GALLI-MARULLO REEDTZ-PITTALUGA (1987).

In questo lavoro si intende seguire lo schema di Bowden sia per offrire elementi di confronto di risultati ottenuti con metodologie diverse, sia, soprattutto, per la necessità di fare comparazioni tra diversi mercati e sottomercati.

Si supponga dunque che  $p_t^*$  sia il prezzo a cui domanda e offerta si equilibrano. Se non vi fossero costi di aggiustamento, si avrebbe  $p_t^* = p_t$  e il mercato sarebbe in equilibrio. Viceversa, se l'aggiustamento dei prezzi non è immediato, si avrà un meccanismo di aggiustamento parziale del tipo:

$$(1) \quad p_t - p_{t-1} = \lambda (p_t^* - p_{t-1}) \quad \text{con: } 0 < \lambda < 1$$

Sulla base della (1) si ha:

$$(2) \quad p_t - p_{t-1} = \lambda (p_t^* - p_t + p_t - p_{t-1}) = \frac{\lambda}{1 - \lambda} (p_t^* - p_t)$$

e

$$(3) \quad p_t = (1 - \lambda) p_{t-1} + \lambda p_t^* = (1 - \lambda) p_{t-1} + \lambda p (D_t, S_t)$$

dove  $p (D_t, S_t)$  sta ad indicare che il tasso di equilibrio,  $p_t^*$  è quello per cui  $D_t = S_t$ .<sup>11</sup>

Se  $p_t < p_t^*$  si ha un eccesso di domanda, e se  $p_t > p_t^*$  un eccesso di offerta: pertanto  $\Delta p_t < 0$  e  $\Delta p_t > 0$  indicano rispettivamente situazioni di squilibrio sul lato dell'offerta e sul lato della domanda. Se si ipotizza che l'eccesso di domanda sia proporzionale alla differenza tra  $p_t^*$  e  $p_t$ , l'equazione 2 può essere scritta così:

$$(4) \quad p_t - p_{t-1} = \theta (D_t - S_t)$$

Dalla (3) risulta che il livello corrente dei prezzi è una media ponderata del livello dei prezzi dell'ultimo periodo e del livello del prezzo di equilibrio: il peso,  $1 - \lambda$ , rappresenta il ritardo di aggiustamento.

<sup>11</sup> Pertanto, posto che  $D_t = \alpha_1 X_t' + \alpha_2 p_t^* + u_{1t}$  e  $S_t = \beta_1 Z_t' + \beta_2 p_t^* + u_{2t}$  (dove  $X_t'$  e  $Z_t'$  rappresentano le variabili esplicative diverse dal prezzo rispettivamente della domanda e dell'offerta), in equilibrio si ha ( $D_t = S_t$ ), vale a dire

$$p_t^* = \frac{\beta_1 Z_t' - \alpha_1 X_t' + u_{2t} - u_{1t}}{\alpha_2 - \beta_2}$$

Sostituendo tale espressione nella (3) si ottiene:

$$p_t = (1 - \lambda) p_{t-1} + \frac{\lambda}{\alpha_2 - \beta_2} (X_t' \alpha_1 - Z_t' \beta_1) + \frac{\lambda}{\alpha_2 - \beta_2} (u_{1t} - u_{2t})$$

### Elementi per un confronto della velocità di aggiustamento dei tassi sui prestiti

Ricorrendo ad una equazione del tipo della (3), Ito-Ueda hanno stimato la velocità di aggiustamento del *prime rate* con riferimento ai mercati dei prestiti di Stati Uniti e Giappone, per il periodo 6503-7902. Essi mostrano che negli Stati Uniti circa il 90 per cento dello scostamento tra tasso di equilibrio e tasso effettivamente applicato è aggiustato nell'ambito di un trimestre. Viceversa, i risultati relativi al Giappone indicano che il *prime rate* si aggiusta al livello di equilibrio con molta lentezza: ciò consente di rigettare l'ipotesi di equilibrio nel mercato del credito e lascia supporre l'esistenza di razionamento. Pertanto, secondo Ito-Ueda, l'evidenza empirica conferma l'opinione diffusa che il mercato dei prestiti degli Stati Uniti sia più vicino all'equilibrio di quello del Giappone, condizionato da rigidi controlli e regolamentazioni.

Allo scopo di applicare il *test* di Bowden al caso italiano si è preliminarmente proceduto alla specificazione delle funzioni di domanda e offerta:

$$(5) \quad L^d = L^d (\bar{PR}, \overset{+}{TAIV}, \overset{+}{PILR}, \overset{+}{PP})$$

e

$$(6) \quad L^s = L^s (\overset{+}{PR}, \overset{-}{TABOT}, \overset{-}{TASC}, \overset{+}{DEP})$$

dove PR indica il *prime rate*, TAIV il tasso sui prestiti in valuta, PILR il prodotto interno lordo a prezzi costanti, PP il livello dei prezzi, TABOT il tasso sui BOT, TASC il tasso ufficiale di sconto e DEP l'ammontare dei depositi. Su questa base l'equazione del *prime rate*, coerente con la (3), da sottoporre a stima è stata così espressa:

$$(7) \quad PR_t = \alpha_0 + \alpha_1 PR_{t-1} + \alpha_2 TABOT_t + \alpha_3 TASC_t + \alpha_4 DEP_{t-1} + \sum_{i=0}^n b_i PILR_{t-i} + \alpha_6 IMPL_{t-1} + u_t$$

Rispetto alle espressioni (5) e (6) l'equazione del *prime rate* contiene in aggiunta la variabile ritardata dell'ammontare effettivo degli impieghi in lire: si è infatti supposto che la domanda e l'offerta desiderate siano riconducibili ad uno schema di *stock adjustment*. Nell'equazione (7) inoltre non sono state incluse le variabili PP e TAIV,

che, se inserite, presentavano segno diverso da quello atteso e rendevano non significative le restanti variabili-tasso. Le quantità sono state inserite nell'equazione da stimare in forma logaritmica, mentre i tassi d'interesse sono stati considerati in termini di punti percentuali.

Dai risultati delle stime relative al periodo 7601-8504 riportati nella tav. 2 emerge che tutte le variabili presentano il segno atteso, anche se alcuni coefficienti non risultano significativi.

La velocità di aggiustamento del *prime rate* risulta di .13: nell'ambito di un trimestre il *prime rate* si aggiusta per l'87 per cento della differenza intercorrente tra il livello del periodo precedente e il valore di equilibrio.

Dato il valore relativamente elevato della velocità di aggiustamento l'ipotesi che per la clientela primaria la domanda sia sempre uguale all'offerta non può essere rigettata.

In merito alla plausibilità dell'analisi comparata di Ito-Ueda e alle relative conclusioni vanno fatti due rilievi:

- (i) è presumibile che il valore stimato della velocità di aggiustamento vari al variare delle fasi cicliche e del periodo considerato, che si abbiano cioè nel tempo valori diversi di  $1 - \lambda$ ;
- (ii) il fatto che non si riscontrino situazioni di squilibrio per la clientela primaria non implica affatto che non vi sia razionamento nel mercato del credito nel suo complesso.

Allo scopo di verificare (i), si è stimata l'equazione del *prime rate* con riferimento a differenti intervalli temporali, constatando che il valore di  $1 - \lambda$  oscilla entro margini relativamente contenuti, compresi tra .10 e .20. L'osservazione (ii) suggerisce di utilizzare la (3) per compiere un confronto della velocità di aggiustamento dei tassi applicati a componenti diverse della clientela, ad es. a diversi scaglioni d'importo dei prestiti.

Dalle stime riportate nella tav. 2 emerge che per i prestiti d'importo superiore ai 10 miliardi, in cui sono ovviamente compresi quelli alla clientela primaria, l'aggiustamento di tasso dal livello del periodo precedente a quello corrente di equilibrio avviene per l'84% nell'ambito del trimestre. Per i restanti scaglioni d'importo la misura dell'aggiustamento è compresa tra il 70% e il 76%.

In complesso, sulla base dell'analisi comparata delle velocità di aggiustamento dei tassi, possono trarsi le seguenti indicazioni:

- (i) i ritardi di aggiustamento dei tassi sui prestiti non risultano particolarmente elevati. Con riferimento alla clientela primaria essi

EQUAZIONI DEI TASSI SUI PRESTITI<sup>1</sup> APPLICATI A DIFFERENTI FASCE DIMENSIONALI DI CLIENTELA  
(Periodo: 7601 - 8504)

1	PR = -261.89 + .13 PR <sub>-1</sub> + .35 TASC + .31 TABOT + $\sum_{i=0}^7 b_i \log(\text{PILR})_{t-i}$ + (-4.0) (2.0) (2.9) (4.0)	-7.04 log(DEP) <sub>-1</sub> + 1.41 log(IMPL) <sub>-1</sub> -2.23 DU 7601 (-2.5) (0.6) (-3.6)	$b_0 = 7.36$ $b_1 = 6.89$ $b_2 = 6.20$ $b_3 = 5.30$ $b_4 = 4.17$ $b_5 = 2.82$ $b_6 = 1.26$ (1.7) (5.1) (3.6) (2.3) (2.2) (1.8) (0.3)	$\bar{R}^2 = .98$ DW = 2.0 H = -.1 SER = .37
2	TAIL 1 = -213.17 + .16 TAIL 1 <sub>-1</sub> + .55 TASC + .12 TABOT + $\sum_{i=0}^9 b_i \log(\text{PILR})_{t-i}$ + (-3.3) (2.9) (4.0) (1.1)	-7.06 log(DEP) <sub>-1</sub> + .49 log(IMPL) <sub>-1</sub> -3.03 DU 7601 (-2.5) (0.2) (-4.8)	$b_0 = 0$ $b_1 = 1.67$ $b_2 = 2.98$ $b_3 = 3.94$ $b_4 = 4.54$ $b_5 = 4.79$ $b_6 = 4.68$ $b_7 = 4.21$ $b_8 = 3.40$ (2.7) (2.9) (3.2) (3.6) (3.9) (3.8) (2.7) (1.5)	$\bar{R}^2 = .98$ DW = 2.1 H = -.3 SER = .39
3	TAIL 2 = -138.09 + .24 TAIL 2 <sub>-1</sub> + .42 TASC + .25 TABOT + $\sum_{i=0}^7 b_i \log(\text{PILR})_{t-i}$ + (-2.2) (4.7) (2.8) (3.5)	-5.02 log(DEP) <sub>-1</sub> + .38 log(IMPL) <sub>-1</sub> -1.76 DU 7601 (-1.8) (0.2) (-3.5)	$b_0 = 0$ $b_1 = 1.60$ $b_2 = 2.76$ $b_3 = 3.48$ $b_4 = 3.75$ $b_5 = 3.59$ $b_6 = 2.98$ $b_7 = 1.93$ (2.0) (2.1) (2.4) (2.7) (2.7) (1.7) (0.7)	$\bar{R}^2 = .98$ DW = 2.0 H = 0 SER = .37
4	TAIL 3 = -112.63 + .28 TAIL 3 <sub>-1</sub> + .42 TASC + .22 TABOT + $\sum_{i=0}^7 b_i \log(\text{PILR})_{t-i}$ + (-2.1) (6.5) (2.9) (4.1)	-4.95 log(DEP) <sub>-1</sub> + 1.78 log(IMPL) <sub>-1</sub> -1.54 DU 7601 (-2.1) (0.9) (-3.7)	$b_0 = 0$ $b_1 = 1.21$ $b_2 = 2.11$ $b_3 = 2.18$ $b_4 = 2.91$ $b_5 = 2.83$ $b_6 = 2.42$ $b_7 = 1.68$ (1.8) (2.0) (2.2) (2.5) (2.5) (1.7) (0.7)	$\bar{R}^2 = .99$ DW = 1.9 H = .4 SER = .31
5	TAIL 4 = -110.34 + .30 TAIL 4 <sub>-1</sub> + .40 TASC + .23 TABOT + $\sum_{i=0}^7 b_i \log(\text{PILR})_{t-i}$ + (-2.3) (6.9) (3.8) (3.2)	-3.64 log(DEP) <sub>-1</sub> + .72 log(IMPL) <sub>-1</sub> -1.85 DU 7601 (-1.7) (0.4) (-1.8)	$b_0 = 0$ $b_1 = 1.12$ $b_2 = 1.95$ $b_3 = 2.50$ $b_4 = 2.76$ $b_5 = 2.73$ $b_6 = 2.41$ $b_7 = 1.82$ (1.8) (2.0) (2.3) (2.6) (2.7) (1.8) (0.9)	$\bar{R}^2 = .99$ DW = 1.7 H = 1.0 SER = .32

Variabili: PR = *prime rate*; TAIL 1 = tasso sui prestiti in lire relativo allo scaglione 1 (tra 10 miliardi e 00); TAIL 2 = tasso sui prestiti in lire relativo allo scaglione 2 (tra 1 e 9.9 miliardi); TAIL 3 = tasso sui prestiti in lire relativo allo scaglione 3 (tra 250 e 999 milioni); TAIL 4 = tasso sui prestiti in lire relativo allo scaglione 4 (tra 0 e 249 milioni); PILR = PIL in termini reali; DEP = ammontare dei depositi; IMPL = ammontare degli impieghi.

<sup>1</sup> Tassi sui prestiti in conto corrente. Dati della Centrale dei rischi.

sembrano molto contenuti, prossimi a quelli riscontrati in precedenti analisi empiriche dello stesso tipo applicate agli Stati Uniti;

- (ii) l'aggiustamento dei tassi è tanto più rapido quanto più grosso è l'importo unitario dei prestiti, anche se il divario più accentuato si riscontra tra la clientela primaria e tutta la parte restante della clientela, che quindi dovrebbe essere interessata da forme di razionamento dinamico;
- (iii) nell'ambito della clientela non primaria le diversità nella velocità di aggiustamento dei tassi non risultano notevoli. Ciò sta a significare che il razionamento dinamico dovrebbe colpire con intensità pressoché analoga clienti con esposizioni inferiori a 250 milioni e clienti con linee di credito prossime ai 10 miliardi.

#### La quantificazione del razionamento dinamico

Il modello di disequilibrio *à la* Bowden descritto nel paragrafo precedente consente di pervenire ad una quantificazione del razionamento dinamico. Infatti, nel caso in cui si abbia  $D_t > S_t = Q_t$ , si può scrivere:

$$(8) \quad D_t = Q_t + (D_t - S_t)$$

Sviluppando la 8, tenendo conto della 2 e 3 si ha:

$$(9) \quad Q_t = D_t - (D_t - S_t) = D_t - \theta^{-1} (p_t - p_{t-1});$$

e l'equazione dei prestiti da stimare diventa:

$$(10) \quad Q_t = \alpha_1 + \alpha_2 p_t + \alpha_3 \Delta p_t + u_{1t}$$

dove  $p_t$  indica in questo caso il tasso sui prestiti, il vettore  $X'$  indica le altre variabili esplicative della domanda di credito bancario, e  $\Delta p_t = p_t - p_{t-1}$  se  $p_t > p_{t-1}$ , altrimenti  $\Delta p_t = 0$ .

Le stime effettuate sulla base della (10) e di una funzione di domanda analoga a quella espressa nella (5) per il periodo 7402-8503, hanno dato i seguenti risultati:

$$(11) \quad \text{IMPL}_t = -5.280 + .508 \text{IMPL}_{t-1} + 1.604 \text{PILR}_t + (-3.0) \quad (4.2) \quad (4.1) \\ + .390 \text{PP}_t - .0066 \text{SPR}_t + .0039 \text{TAIV}_t + (3.9) \quad (-4.0) \quad (2.1) \\ - .019 (\text{SPR}_t - \text{PR}_{t-1}) - .034 \text{TREND} + (-3.9) \quad (-3.2) \\ + .027 \text{DU7711} + .095 \text{DU7602} (1.4) \quad (3.5)$$

$$\bar{R}^2 = .99 \quad \text{DW} = 2.04 \quad \text{H} = -.21 \quad \text{SER} = .0168$$

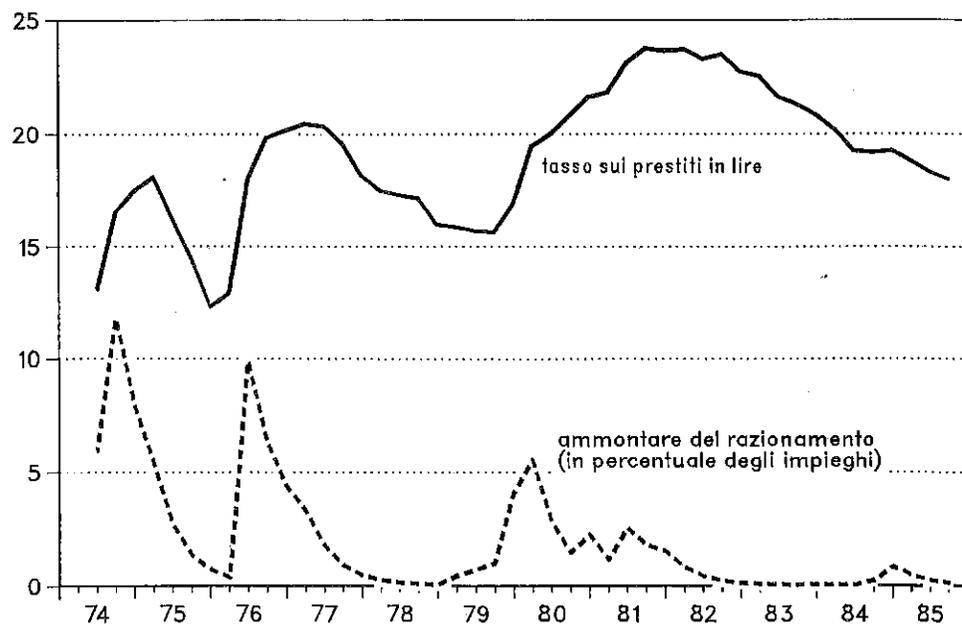
In questa equazione, come in precedenza, le variabili quantità sono in logaritmi e i tassi in termini percentuali. La variabile dipendente è rappresentata dagli impieghi comprensivi dell'ammontare stimato dei "rientri" in corrispondenza dei periodi di massimale stringente. Inoltre, la variabile  $\text{SPR}$  è il valore del *prime rate* stimato sulla base della (7) in modo da ovviare ai problemi derivanti dall'endogeneità della variabile. Allo scopo di cogliere la graduale riduzione del rapporto tra impieghi bancari e PIL intervenuta a partire dal 1979 è stato introdotto nell'equazione un indicatore di tale tendenza,  $\text{TREND}$ . La variabile  $(\text{SPR}_t - \text{PR}_{t-1})$  sta ad indicare lo squilibrio tra domanda e offerta che viene a determinarsi nei periodi di aumento dei tassi bancari. Essa compare con il segno atteso e risulta significativa, avvalorando l'ipotesi che sussistano forme di razionamento dinamico.

Allo scopo di misurare l'entità di questo tipo di razionamento e soprattutto nell'intento di definire la sua evoluzione nel tempo, si è operato un esercizio di simulazione dinamica sulla base della (11). Tale esercizio ha consentito di stimare l'ammontare di impieghi domandato e di ottenere, per differenza rispetto ai prestiti effettivamente erogati, l'entità dell'eccesso di domanda.

Nella figura 4 viene messo a confronto l'ammontare di razionamento (in termini percentuali rispetto ai prestiti effettivi) nelle fasi restrittive successive al 1974. Dal confronto emerge che vi è stata già dal 1976 una tendenza del razionamento dinamico ad attenuarsi; in particolare nella più recente fase di aumento dei tassi, lo squilibrio tra domanda e offerta, dovuto a ritardi nell'aggiustamento dei tassi, è stato sensibilmente inferiore che nelle precedenti fasi restrittive.

Può essere interessante mettere a confronto i risultati delle stime econometriche con le indicazioni offerte dalla *proxy* più frequentemente utilizzata negli studi sul razionamento in Italia. Tale *proxy* è costituita

FIGURA 4

STIMA DELL'AMMONTARE DI RAZIONAMENTO DINAMICO<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Ottenuta con simulazione dinamica; l'ammontare del razionamento è dato da  $(D_t - Q_t)/Q_t$ .

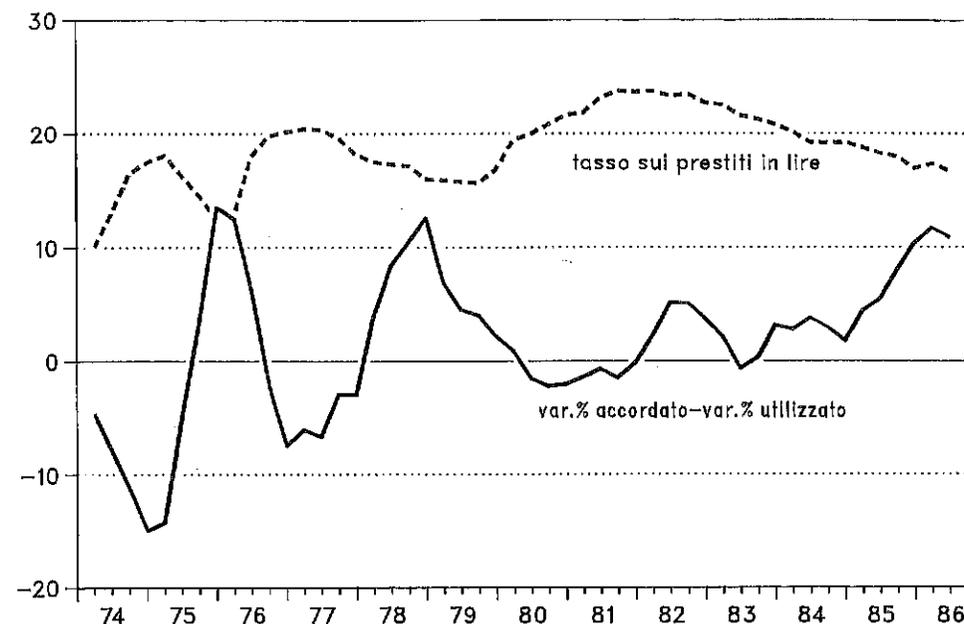
dal grado di utilizzo del credito: l'aumento del grado di utilizzo che si osserva nelle fasi restrittive sarebbe da collegare all'accresciuta avversione al rischio delle banche, meno disposte, in corrispondenza di una riduzione delle scorte di liquidità, a erogare prestiti alla clientela.

Nel periodo recente il rapporto tra credito utilizzato e accordato (a suo tempo usato da De Antoni, 1976 e Niccoli, 1979) non dà indicazioni univoche in merito al comportamento delle banche in quanto interessato da un *trend* discendente. In luogo di questo indicatore, ma con lo stesso significato, si può ricorrere ad una *proxy data* dalla differenza tra le variazioni percentuali del credito accordato e di quello utilizzato: si ha razionamento se tale differenza risulta negativa.

L'andamento della *proxy* appena descritto, riportato nella fig. 5, conferma le tendenze rilevate nella fig. 4, la cui spiegazione può essere ricondotta a due aspetti principali.

FIGURA 5

## ANDAMENTO DEL CREDITO UTILIZZATO E DI QUELLO ACCORDATO



Da un lato, è presumibile che all'attenuazione del razionamento dinamico abbia contribuito l'aumentata velocità di aggiustamento dei tassi di cui si è fatto menzione nel § 1. Nello stesso senso dovrebbe aver agito l'attenuazione dei fenomeni di *lock-in*, alla quale, come ricordato sempre nel § 1, è da ricondurre la diminuzione dell'elasticità dei tassi bancari a quelli di mercato. Dall'altro, è evidente che quanto più intensa e concentrata nel tempo è la variazione dei tassi di mercato, tanto più elevato tende ad essere il divario tra tassi di equilibrio e tassi effettivamente applicati dalle banche. Ora è noto che nella fase restrittiva del 1980-82 gli aumenti del tasso di sconto e di quello sui titoli pubblici sono stati più gradualmente e dilazionati nel tempo che in analoghe fasi precedenti.

### 3. Un tentativo di "isolare" il razionamento di equilibrio

Benché le conclusioni dell'approccio delle asimmetrie informative appaiano bisognose di ulteriori sviluppi e approfondimenti teorici,<sup>12</sup> questo tipo di modellistica è oggi quanto di più avanzato ha prodotto la letteratura sul razionamento di equilibrio.<sup>13</sup>

Con questi *caveats* è possibile prendere a riferimento il modello di Stiglitz e Weiss per un'analisi empirica intesa ad "isolare" il razionamento di equilibrio da quello dinamico. Tale analisi è inevitabilmente basata sul presupposto di Stiglitz e Weiss che un aumento del tasso di equilibrio sui prestiti determinato da qualsiasi tipo di *shock* (aumento della domanda di prestiti, manovra restrittiva delle autorità monetarie, ecc.) comporta un più ampio ammontare di razionamento.<sup>14</sup>

Allo scopo di verificare l'esistenza di razionamento di equilibrio si è introdotta in equazioni di tasso del tipo riportato nella tav. 1 una variabile-*proxy* del grado di rischio della clientela, data dalla variazione annuale delle sofferenze.

L'obiettivo principale di questo tipo di analisi consiste nell'accertamento se il grado di rischio della clientela influisca sul livello di tasso praticato dalle banche e, trovata conferma di ciò, se la relazione tra livello di rischio e tasso, almeno con riferimento a determinate componenti di clientela, tenda ad indebolirsi nelle fasi restrittive.

<sup>12</sup> L'applicazione delle informazioni asimmetriche al razionamento appare suscettibile di sviluppi e approfondimenti soprattutto sotto due aspetti principali. Da un lato, manca tuttora una soddisfacente integrazione degli schemi di razionamento (che si riferiscono ad una componente dell'attivo bancario: i prestiti) in un modello completo di comportamento della banca. Nel periodo recente tentativi di superare questa incompletezza sono stati fatti, ad esempio, da ROVELLI (1985) e da KING (1986). Dall'altro lato, appare difficile inserire l'approccio al razionamento delle asimmetrie informative in uno schema di equilibrio generale nel quale vengano spiegate le funzioni svolte dalle banche (CLEMENZ, 1986; GIANNINI, 1986).

<sup>13</sup> Per una *survey* degli sviluppi recenti della teoria del razionamento cfr. BALTENSPERGER - DEVINNEY (1985) e PITTALUGA (1987).

<sup>14</sup> Nell'approccio di STIGLITZ e WEISS (1981), che nella modellistica delle asimmetrie informative costituisce la sintesi più completa e formalmente più rigorosa, si ipotizza che i datori di fondi massimizzano i profitti attesi in un contesto di imperfetta distribuzione delle informazioni: più precisamente, mentre i prenditori di credito conoscono la rischiosità dei progetti intrapresi, i datori di fondi la ignorano. In quest'ambito processi di *adverse selection effect* (i clienti propensi a pagare tassi più elevati sono in media più rischiosi) e *adverse incentive effect* (in corrispondenza di tassi più elevati i clienti sono indotti ad intraprendere progetti più rischiosi) fanno sì che il rendimento atteso della banca su un prestito aumenti all'aumentare del tasso fino ad un certo limite per poi diminuire in corrispondenza di più elevati livelli di tasso: oltre un dato limite, l'effetto positivo sul profitto atteso di incrementi di tasso è più che compensato dagli effetti negativi dell'*adverse selection effect* e dell'*adverse incentive effect*.

TAVOLA 3

RELAZIONE TRA GRADO DI RISCHIO E LIVELLO DEI TASSI DEI PRESTITI<sup>1</sup>  
(Periodo: 7601-8504)

Variabile dipendente: TAIL		TAIL <sub>-1</sub>	TAMER	ΔTASC	ΔTASC <sub>-1</sub>	RSP	RISN	DU764	R <sup>2</sup>	DW	H	SER
C												
Prestiti totali	-.01 (-.02)	.80 (12.6)	.23 (3.4)	.53 (4.9)	.26 (3.9)	.008 (1.7)	.012 (2.1)	-1.45 (-3.2)	.98	2.4	-1.3	.36
Scagione 1	-.31 (-.4)	.77 (9.1)	.26 (2.8)	.59 (4.4)	.20 (2.6)	.004 (1.8)	.006 (2.4)	-1.22 (-2.1)	.96	1.8	.9	.49
Scagione 4	.63 (1.1)	.83 (14.4)	.18 (3.2)	.60 (6.3)	.26 (4.6)	-.002 (-1.5)	.003 (1.4)	-1.46 (-3.8)	.98	1.7	1.1	.34

Variazioni: TAMER = tasso di mercato (media ponderata del tasso sui BOT e di quello sulle obbligazioni); ΔTASC = variazioni del tasso di sconto; RSP = Δ% annua sofferenze con valori diversi da zero nelle fasi di aumento dei tassi di mercato; RISN = Δ% annua sofferenze con valori diversi da zero nelle fasi di riduzione dei tassi di mercato.

<sup>1</sup> Tassi sui prestiti in conto corrente. Dati della Centrale dei rischi.

I risultati delle stime riportate nella tav. 3 danno queste indicazioni:

- (i) la rischiosità influisce significativamente sul livello dei tassi praticati (equazione 1);
- (ii) per il totale dei prestiti e per gli scaglioni di prestito di importo più elevato il coefficiente dell'indicatore di rischio risulta più basso nelle fasi di ascesa dei tassi (RISP) che nelle fasi di discesa (RISN) (equazioni 1 e 2); tuttavia, dati valori degli *standard errors*, la diversità dei coefficienti non è tale da escludere errori statistici del II tipo;
- (iii) per gli scaglioni di prestito di importo più basso (inferiore ai 250 milioni), che costituiscono anche la componente più rischiosa della clientela, mentre il coefficiente di RISN risulta positivo, quello di RISP presenta segno negativo (equazione 3).

I risultati ottenuti con riferimento al razionamento di equilibrio vanno considerati con cautela. Essi, tuttavia, danno indicazioni circa sviluppi possibili delle ricerche applicate sul razionamento in Italia.<sup>15</sup>

In particolare, dai punti esposti, soprattutto dalla constatazione di cui al punto (iii), sembra trovare conferma la tesi di Stiglitz e Weiss secondo cui le banche, in corrispondenza di aumenti dei tassi di mercato, possono trovare convenienti aggiustamenti *solo* parziali dei tassi applicati alla clientela rischiosa rispetto al loro valore di equilibrio, vale a dire al livello in cui domanda e offerta si eguagliano. Ne segue che, oltre un determinato livello di tasso, è conveniente per la banca razionare il credito al cliente piuttosto che praticare condizioni più onerose.

<sup>15</sup> Le verifiche empiriche della teoria di Stiglitz e Weiss sono poco numerose. Quelle esistenti si sono mosse essenzialmente in due direzioni. Da un lato stanno le applicazioni del modello di disequilibrio di MADDALA-NELSON (1974) al mercato del credito nel suo insieme. In tali contributi si tende ad accertare se la quantità di prestiti osservata coincide con l'offerta o con la domanda: ciò consente di stabilire se il mercato generalmente si trova in equilibrio o meno (cfr. KING, 1986 e KUGLER, 1985). Dall'altro lato si collocano analisi di tipo disaggregato attraverso le quali ci si propone di verificare se le componenti più rischiose della clientela sono soggette a razionamento (cfr. EATON-GERSOVITZ, 1981). Il *test* condotto in questo lavoro può essere compreso in questo secondo tipo di analisi.

## Conclusioni

Da un'analisi empirica relativa agli ultimi dieci-quindici anni non risulta verificata nel caso italiano la tesi di Jaffee e Modigliani (1969), secondo cui nelle fasi restrittive la quota della clientela primaria sul totale aumenta in quanto parte della clientela non primaria è razionata. Diversamente da quanto accertato da Jaffee e Modigliani per gli Stati Uniti e da Rimbara-Santomero (1976) per il Giappone, la quota della clientela primaria in Italia tende a diminuire nelle fasi di ascesa dei tassi e a crescere in quelle di discesa.

Ne segue che, almeno con riferimento all'ultimo decennio, la riduzione della dispersione dei tassi applicati ai diversi scaglioni di prestito nelle fasi restrittive va ricondotta alla concentrazione dei tassi intorno a quelli praticati alla clientela non primaria, anziché al processo opposto di addensamento delle condizioni intorno a quella primaria, rilevato da Carosio (1975) per i primi anni settanta. Inoltre, diversamente da quanto sostenuto da larga parte della letteratura sul razionamento in Italia, i tassi applicati alla clientela più rischiosa, vale a dire a quella di minori dimensioni, non denunciano particolare rigidità rispetto a quelli applicati alla clientela restante.

Un'analisi riferita a diversi intervalli temporali consente di rilevare che l'elasticità di lungo periodo del tasso sui prestiti rispetto al "tasso di mercato" (dato da una media ponderata del tasso di rendimento dei BOT e di quello delle obbligazioni), è risultata dopo il 1976 sostanzialmente stabile, ma notevolmente inferiore a quella riscontrabile per il periodo 1972-76. La riduzione fra i due periodi dell'elasticità dei tassi sui prestiti ai tassi di mercato è presumibilmente da ricondurre a modificazioni della domanda e al venir meno di effetti di *lock-in* nell'attivo bancario. In particolare, la più ampia possibilità per determinate componenti della clientela di sostituire crediti bancari con altre forme di finanziamento implica un più elevato grado di elasticità della curva di domanda; ciò può essersi tradotto in una riduzione dell'elasticità di lungo periodo dei tassi bancari rispetto a quelli di mercato. Un'indicazione in questo senso si ha dal fatto che, mentre nel periodo 7201-7604 l'elasticità dei tassi era analoga per i diversi scaglioni dimensionali di prestito, nel periodo 7601-8506 il valore di tale elasticità risulta significativamente più basso per i prestiti d'importo più elevato.

Dal lato dell'offerta si rileva che, nella più recente fase di ascesa dei tassi, le banche, data l'elevata quota di titoli indicizzati, non sono state

costrette (come in passato nelle fasi di aumento dei tassi del 1973-74 e del 1976) a compensare le perdite in conto capitale con incrementi dei tassi attivi particolarmente elevati. Il venir meno dei processi di *lock-in* offre una spiegazione della più bassa intensità del razionamento dinamico rilevata nell'ultima fase restrittiva: tale processo implica, infatti, meno ampi spostamenti della funzione di offerta in corrispondenza di variazioni dei tassi di mercato.

All'attenuazione del razionamento ha contribuito anche l'accresciuta velocità di aggiustamento del tasso sui prestiti rispetto a tassi-guida, come il tasso di sconto: mentre nel periodo compreso tra il 1974 e il 1979 la variazione di un punto del tasso di sconto aveva un effetto d'impatto di circa 40 centesimi, per il periodo successivo tale effetto risulta prossimo a 60 centesimi.

L'intensità degli effetti di variazioni dei tassi-guida risulta differente per le diverse componenti della clientela: mentre per i clienti primari l'aggiustamento dei tassi è molto rapido, per la restante parte della clientela vi sono maggiori ritardi di aggiustamento; su quest'ultima, pertanto, ricadono i processi di razionamento dinamico.

Alla riduzione dell'elasticità del tasso sui prestiti rispetto ai tassi di mercato è presumibilmente connessa un'attenuazione, oltre che del razionamento "dinamico", anche del cosiddetto razionamento di "equilibrio". Infatti, nelle fasi restrittive, una più contenuta elasticità comporta, a parità di tassi di mercato, livelli più bassi del tasso sui prestiti e quindi una riduzione della probabilità d'insolvenza della clientela e una minor convenienza per le banche a rifiutare linee di credito.

GIOVANNI BATTISTA PITTALUGA

## BIBLIOGRAFIA

- I. ANGELONI - G.P. GALLI (1982), Mercato monetario e mercato dei cambi in Italia: note per la costruzione di un modello econometrico, in Banca d'Italia, *Ricerche sui modelli per la politica monetaria*.
- BANCA D'ITALIA (1986), *Modello trimestrale dell'economia italiana*, Roma.
- BANQUE DE FRANCE (1984), "Politique du crédit et régulation monétaire", *Cahiers économiques et monétaires*, nn. 17-18.
- A.S. BLINDER - J.E. STIGLITZ (1982), "Money, Credit Constraints, and Economic Activity", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, May, pp. 297-302.
- A.S. BLINDER (1985), "Credit Rationing and Effective Supply Failures", *Working Paper*, NBER.
- R. BOWDEN (1978), *The Econometrics of Disequilibrium*, Amsterdam.
- R. BOWDEN (1978), "Specification, Estimation and Inference for Models of Market in Disequilibrium", *International Economic Review*, October, pp. 711-726.
- G. CAROSIO (1975), "Discriminazione dei clienti e controlli selettivi nel mercato dei prestiti bancari", in Banca d'Italia, *Contributi alla ricerca economica*.
- G. CLEMENZ (1986), *Credit Markets with Asymmetric Information*, Berlin.
- C. COTTARELLI, G.P. GALLI, P. MARULLO REEDTZ, G.B. PITTALUGA (1987), "Il massimale sui prestiti bancari: aspetti teorici e verifica empirica", in Banca d'Italia, *Ricerche quantitative e basi statistiche per la politica economica*.
- E. DE ANTONI (1976), "Il razionamento del credito", in C. D'Adda e altri, *Il modello econometrico dell'Università di Bologna: struttura e simulazioni*, Bologna.
- J. EATON - M. GERSOVITZ (1981), "Debt with Potential Repudiation: Theoretical and Empirical Analysis", *Review of Economic Studies*, April, pp. 289-309.
- R. FAIR - D. JAFFEE (1972), "Methods of Estimation for Markets in Disequilibrium", *Econometrica*, May, pp. 497-514.
- C. GIANNINI (1986), "Innovazione finanziaria e teoria dell'intermediazione: una rassegna della letteratura", *mimeo*, Banca d'Italia.
- D. JAFFEE - F. MODIGLIANI (1969), "A Theory and Test of Credit Rationing", *American Economic Review*, December, pp. 850-872.
- T. ITO - K. UEDA (1981), "Tests of Equilibrium Hypothesis in Disequilibrium Econometrics: An International Comparison of Credit Rationing", *International Economic Review*, October, pp. 691-708.
- S. KING (1986), "Monetary Transmission, Through Bank Loans or Bank Liabilities?", *Journal of Money, Credit and Banking*, August, pp. 290-303.
- P. KUGLER (1985), "Credit Rationing: Evidence from Disequilibrium Interest Rate Equations", *Working Paper*, Universität Basel.
- J.J. LAFFONT - R. GARCIA (1977), "Disequilibrium Econometrics for Business Loans", *Econometrica*, July, pp. 1187-1202.
- G.S. MADDALA - F.D. NELSON (1974), "Maximum Likelihood Methods for Models of Markets in Disequilibrium", *Econometrica*, November, pp. 1013-30.
- G.S. MADDALA (1983), *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge.
- P. MARULLO REEDTZ (1987), "Su alcuni aspetti settoriali dei prestiti bancari (1979-1986)", *mimeo*, Banca d'Italia.
- A. NICCOLI (1979), *Razionamento del credito e allocazione delle risorse*, Bologna.
- G.B. PITTALUGA (1987), "L'evoluzione recente della teoria del razionamento del credito", *mimeo*, Banca d'Italia.
- Y. RIMBARA - A.H. SANTOMERO (1976), "A Study of Credit Rationing in Japan", *International Economic Review*, October, pp. 567-580.
- R. ROVELLI (1984), "Il razionamento del credito nei modelli dell'impresa bancaria", *mimeo*, Università Bocconi.
- W. SEALEY (1979), "Credit Rationing in the Commercial Loan Market: Estimates of Structural Model under Conditions of Disequilibrium", *Journal of Finance*, June, pp. 689-702.
- J. STIGLITZ - A. WEISS (1981), "Credit Rationing in Market with Imperfect Information", *American Economic Review*, June, pp. 393-410.