

Razionamento del credito e dimensioni di impresa*

GIORGIO CALCAGNINI, DONATO IACOBUCCI e DAVIDE TICCHI

1. Introduzione

Questo lavoro esamina il tema del razionamento del credito in un contesto economico caratterizzato da imprese di diversa dimensione. L'argomento è tornato al centro del dibattito sul finanziamento dell'attività di investimento delle imprese, stimolato soprattutto da alcuni contributi apparsi su riviste internazionali e italiane. Questi contributi, al contrario delle posizioni più tradizionali, sostengono che la dimensione non è un elemento sufficiente per valutare la probabilità di razionamento del credito delle piccole imprese rispetto a quelle di maggiori dimensioni. Il nostro lavoro, sulla base di una riconsiderazione del classico modello di Stiglitz e Weiss (1981), presenta alcune evidenze empiriche con riferimento all'economia italiana in base alle quali le piccole imprese non sono più discriminate delle grandi nell'accesso al mercato del credito.

Data la rilevanza delle piccole e medie imprese (PMI) nell'economia italiana, il tema delle relazioni banca-impresa, in particolare della presenza e della diffusione dei fenomeni di razionamento,

-
- Università di Urbino, Facoltà di Economia, Urbino.
 - Università di Urbino, Facoltà di Scienze Politiche, Urbino.
 - Università di Ancona, Dipartimento di economia, Ancona.

* Una precedente versione di questo lavoro è stata presentata alla riunione annuale della Southern Finance Association, Baltimore, 19-22 novembre 1997. Desideriamo ringraziare Donald Hester, Enrico Saltari e due anonimi referees per le loro preziose osservazioni e suggerimenti. Resta inteso che gli autori sono i soli responsabili di eventuali errori. Il lavoro è stato realizzato grazie al contributo finanziario del MURST (Ministero dell'Università e della Ricerca Scientifica e Tecnologica) e del CNR (Consiglio Nazionale delle Ricerche).

assume particolare importanza. Nonostante ciò, l'evidenza empirica disponibile sul fenomeno del razionamento è limitata e non univoca nei risultati. Noi riteniamo che ciò possa essere in parte dovuto alla metodologia normalmente applicata, basata sulla ricerca di una relazione fra generazione di fondi interni e investimenti.

Nel presente lavoro seguiamo una metodologia diversa e più vicina al modello originario di Stiglitz e Weiss (d'ora in avanti SW). In questo modello, infatti, la probabilità di razionamento del credito dipende in modo cruciale dalla distribuzione dei progetti classificati in base ai loro rendimenti. In particolare, nel lavoro mostriamo che, così come previsto dal modello di SW, la concentrazione e l'asimmetria della funzione di densità dei progetti $g(R)$ giocano un ruolo critico: la probabilità di osservare razionamento aumenta, infatti, al crescere della concentrazione e dell'asimmetria positiva di $g(R)$.

In linea con i risultati dei contributi più recenti in tema di razionamento del credito, l'evidenza empirica qui riportata sembrerebbe dimostrare che la distribuzione dei ritorni è tale per cui, a parità di altre condizioni, le piccole imprese presentano una probabilità di razionamento simile a quella delle imprese di maggiore dimensione.

Il lavoro è strutturato come segue: nel paragrafo 2 presentiamo una breve rassegna dei principali lavori empirici riguardanti il razionamento del credito all'estero e in Italia; nel paragrafo 3 esaminiamo alcune caratteristiche del modello di SW con specifico riferimento al ruolo in esso svolto dalla forma della distribuzione delle imprese classificate sulla base del rendimento (misurato dal ROI, Return on Investment); il paragrafo 4 presenta alcune evidenze empiriche sulla base di un campione di imprese italiane; il paragrafo 5 conclude.

2. Il razionamento del credito

La letteratura sul razionamento del credito è principalmente basata sull'ipotesi dell'esistenza di asimmetrie informative fra prestatore e prestatore di fondi (imprese e banche). In un equilibrio con razionamento la domanda di credito eccede l'offerta al tasso d'interesse corrente; il risultato è una situazione di sotto-investimento da parte delle imprese, ovvero un rapporto marginale fra capitale proprio e debito inferiore a quello ottimale.

La presenza e l'importanza del fenomeno del razionamento è stata messa in discussione sulla base di diverse considerazioni che intaccano, in un modo o nell'altro, alcune ipotesi sottostanti ai modelli teorici proposti:

a) gli intermediari svolgono un'attività di analisi e monitoraggio delle imprese che riduce l'asimmetria informativa fra prenditore e prestatore; la presenza di intermediari finanziari, quali le banche, è stata appunto giustificata per il loro ruolo di raccolta ed elaborazione delle informazioni sugli affidati;¹

b) la relazione banca-impresa è tipicamente una relazione di lungo periodo; in tale contesto la presenza dei costi sostenuti dalle imprese quando cambiano la banca con la quale intrattengono rapporti di finanziamento (*switching costs*) e l'importanza attribuita alla reputazione possono ridurre significativamente i problemi derivanti dall'asimmetria informativa fra le parti. La presenza di relazioni di clientela può anche spiegare alcuni fenomeni associati alla presenza di razionamento (come la rigidità dei tassi d'interesse);²

c) le banche possono proporre (e di fatto propongono) contratti di credito le cui clausole sono volte a limitare i problemi di selezione avversa e azzardo morale; tra le clausole maggiormente utilizzate vi sono la richiesta di garanzie (reali e personali),³ l'utilizzo delle aperture di credito a revoca,⁴ la durata degli affidamenti.⁵

Una volta che si tenga conto dell'attività di monitoraggio svolta dagli intermediari, della relazione di clientela con gli affidati e della possibilità di disegnare specifiche forme contrattuali, non è più chiaro se e fino a che punto l'esistenza del razionamento del credito risulti sostenibile. In effetti, i modelli teorici di razionamento del credito, fondati sull'ipotesi di asimmetrie informative, si mostrano scarsamente robusti rispetto alle ipotesi riguardanti i comportamenti degli ope-

¹ Cfr. Diamond (1984).

² Cfr. Sharpe (1990), Angelini, Di Salvo e Ferri (1997).

³ Cfr. Bester (1985), Bester (1987), Besanko e Thakor (1987).

⁴ Cfr. Sofianos, Wachtel e Melnik (1990).

⁵ La minore durata (nominale) del credito può limitare i problemi di azzardo morale in quanto il prenditore ha maggiore incentivo ad assicurarsi il suo rinnovo alla scadenza. In certe condizioni l'accettazione di una minore durata del credito può segnalare una migliore qualità dell'affidato (cfr. Calcagnini 1992).

ratori e in relazione alle caratteristiche dei progetti finanziati (come si vedrà nel paragrafo successivo).

Gli studi teorici ed empirici sul razionamento del credito indicano di frequente il settore delle piccole imprese come quello maggiormente soggetto a tale fenomeno.⁶ Questa ipotesi è giustificata sulla base dei seguenti fattori:

a) l'acquisizione di informazioni riguardo alle caratteristiche dei progetti d'investimento e alle capacità del *team* dell'imprenditore risulta più difficile nelle piccole imprese rispetto alle grandi (l'asimmetria informativa fra prenditore e prestatore di fondi risulta quindi maggiore nelle PMI);

b) le piccole imprese presentano tassi di fallimento più elevati delle grandi;⁷ le banche si troverebbero di fronte quindi a una popolazione di imprese con una minore qualità media dei progetti;

c) i costi di monitoraggio (*ex ante* ed *ex post*) risultano più alti per le PMI (dal momento che tale attività presenta significative economie di scala rispetto all'entità del prestito).⁸

La verifica dell'ipotesi secondo cui le PMI sono maggiormente soggette a fenomeni di razionamento del credito e, più in generale, a vincoli finanziari alle loro politiche di investimento è stata perseguita con diverse metodologie. La più seguita consiste nel verificare la significatività della generazione di fondi interni nelle funzioni di investimento delle imprese.⁹

Nello studio che più di altri ha influenzato tale approccio, Fazzari, Hubbard e Petersen (1988) cercano di verificare l'ipotesi che fonti interne ed esterne non siano perfetti sostituti e, quindi, che gli investimenti delle imprese siano influenzati dalla generazione di fondi interni. In particolare, essi ipotizzano che siano proprio le piccole imprese a sopportare i maggiori vincoli di finanziamento date le loro difficoltà di accesso a mercati finanziari regolamentati; per questo quindi ci si aspetta che le PMI facciano conto in misura maggiore rispetto alle grandi imprese sull'autofinanziamento e sul debito a breve verso le

⁶ Cfr. Gertler e Gilchrist (1994); Calomiris e Hubbard (1990); Fazzari, Hubbard e Petersen (1988).

⁷ Cfr. Hall (1992).

⁸ Cfr. Williamson (1987), Calcagnini (1992).

⁹ Cfr. Fazzari, Hubbard e Petersen (1988); Devereux e Schiantarelli (1990); Bond e Meghir (1994); Whited (1992); Hubbard, Kashyap e Whited (1992); Gilchrist e Himmelberg (1995).

banche. Fazzari, Hubbard e Petersen (d'ora in poi FHP), con riferimento alle imprese statunitensi, sembrano trovare sostegno empirico alla loro ipotesi, ma la relazione tra investimento e autofinanziamento varia in relazione a diversi gruppi di imprese considerati. In particolare, essi dividono le imprese del loro campione in due gruppi a seconda della loro propensione a ritenere gli utili (misurata dal rapporto fra dividendi e reddito): le imprese con elevata propensione alla ritenzione degli utili mostrano anche una maggiore influenza dell'autofinanziamento sugli investimenti. Benché le imprese appartenenti a questo gruppo siano, nel complesso, più piccole della media, FHP affermano che «l'ampiezza in quanto tale non sembra essere il fattore dominante nello spiegare perché le piccole imprese rientrino nella categoria caratterizzata da un'elevata quota di utili non distribuiti». ¹⁰ Non è chiaro quindi fino a che punto sia verificata l'ipotesi secondo cui le piccole imprese sono maggiormente soggette a vincoli finanziari all'investimento.

Quest'ultimo risultato è comune ad altri studi che utilizzano la stessa metodologia. Infatti, la generazione di fondi interni risulta significativa nello spiegare la spesa per investimenti delle imprese indipendentemente dalla dimensione. In qualche caso la generazione interna di fondi risulta influenzare gli investimenti in misura maggiore nelle grandi imprese rispetto alle piccole. ¹¹

Gli studi empirici sul razionamento del credito riferiti all'Italia sono relativamente poco numerosi e per la gran parte seguono la stessa metodologia di quelli già citati.

Galeotti, Schiantarelli e Jarmillo (1991) studiano un *panel* di 3039 imprese nel periodo 1983-87 utilizzando una funzione degli investimenti non vincolata. Essi trovano che l'autofinanziamento ha un ruolo significativo sull'investimento sia nelle PMI (20-99 addetti) sia nelle grandi imprese (più di 100 addetti), benché il coefficiente per le prime risulti più elevato. Essi non trovano invece alcuna relazione significativa fra l'investimento e il debito (in termini di stock o variazioni); ciò è interpretato, seppure in maniera dubitativa, come prova dell'assenza di fenomeni di razionamento del credito.

Bagella, Becchetti e Caggese (1996) utilizzano un'equazione di Eulero per stimare la presenza e l'origine di vincoli finanziari all'investimento utilizzando due campioni di imprese: il primo di 3852 im-

¹⁰ Cfr. Fazzari, Hubbard e Petersen (1988, p. 160).

¹¹ Cfr. Devereux e Schiantarelli (1990).

prese contenente dati qualitativi e di bilancio per il periodo 1989-91, il secondo di 900 imprese, contenente dati di bilancio per il periodo 1982-94. I dati qualitativi, relativi alla presenza di razionamento del credito, sono desunti dall'indagine del Mediocredito Centrale, mentre i dati di bilancio provengono dalla Centrale dei Bilanci. I risultati delle stime econometriche sono quindi messi a confronto con i risultati di un'indagine diretta nella quale alle imprese era richiesto di indicare l'esistenza e l'intensità di vincoli finanziari all'investimento. Le stime econometriche e l'indagine diretta risultano congruenti: le imprese che dichiarano di essere soggette a razionamento sono anche quelle che presentano i coefficienti più elevati nella relazione fra autofinanziamento e investimenti. Risultano congruenti anche le stime econometriche e l'ipotesi "a priori" che le PMI e le imprese operanti in settori ad alta intensità di R&D siano maggiormente soggette a vincoli di natura finanziaria; tuttavia quest'ultima variabile risulta maggiormente significativa rispetto alla dimensione d'impresa.

Utilizzando una metodologia diversa, Guiso (1998) si propone di individuare le caratteristiche delle imprese soggette a fenomeni di razionamento. Egli utilizza a tale proposito i risultati di un'indagine diretta presso un campione di 608 imprese, per le quali sono anche disponibili i dati di bilancio relativi al periodo 1992-93.¹² Dividendo il gruppo delle imprese in razionate e non razionate, Guiso utilizza un modello probit con una serie di indicatori che si suppone le banche conoscano nel momento in cui prendono le loro decisioni di affidamento. In tal modo trova che la dimensione d'impresa non consente di prevedere l'esistenza di difficoltà nell'ottenimento del credito e che anzi le piccole imprese private mostrano una minore probabilità di essere razionate.

3. Il razionamento del credito nel modello di Stiglitz e Weiss

In questo paragrafo presentiamo in forma sintetica il modello di Stiglitz e Weiss (1981) e studiamo le condizioni in base alle quali è più probabile che si verifichi razionamento del credito.

¹² Le informazioni qualitative sono tratte dall'indagine INVIND della Banca d'Italia, mentre i dati di bilancio sono forniti dalla Centrale dei Bilanci.

Nel loro lavoro SW dimostrano che il razionamento del credito è il risultato di due effetti generati da un aumento del tasso d'interesse: un effetto di selezione avversa e un effetto incentivo. Il ruolo di questi due effetti può essere analizzato considerando la versione più semplice del modello nella quale a ciascun progetto d'investimento sono associati due soli risultati: in caso di successo il rendimento del progetto è R con probabilità uguale a $p(R)$, mentre in caso di insuccesso il rendimento è pari a D con probabilità pari a $1 - p(R)$.¹³ In quest'ultimo caso la banca sopporta un costo fisso di recupero del credito concesso pari a X per lira prestata e, quindi, un rendimento pari a $D - X$. Mentre tutti i progetti, in caso di fallimento, hanno lo stesso rendimento pari a D , il rendimento in caso di successo varia tra S (corrispondente al progetto più sicuro) e K (corrispondente a quello più rischioso, con $K > S$). Dal momento che per ipotesi tutti i progetti hanno lo stesso rendimento atteso $T = p(R)R + [1 - p(R)]D$, quelli con rendimento più elevato in caso di successo hanno necessariamente una probabilità di successo più bassa. Assumiamo inoltre l'assenza di garanzie reali e che la dimensione del prestito sia $B=1$; infine, indichiamo con $g(R)$ la funzione di distribuzione dei progetti in base al rendimento e con $\rho(J)$ il profitto atteso dalla banca, dove $J=1+r$ e r è il tasso d'interesse.

Date queste ipotesi, un aumento del tasso d'interesse determina un aumento della rischiosità dei progetti finanziati. Infatti, gli imprenditori il cui investimento ha un rendimento inferiore al tasso d'interesse preferiscono non chiedere il prestito e rinunciano a investire. Dal momento che questi progetti sono quelli meno rischiosi, l'aumento del tasso d'interesse produce sulla banca un effetto reddito positivo e un effetto negativo di selezione avversa. Il primo è, naturalmente, il risultato della maggiore spesa per interessi sopportata dalle imprese, mentre il secondo dipende dalla maggiore rischiosità dei progetti finanziati e, quindi, dal minor numero di prestiti che vengono rimborsati. Per determinati livelli del tasso d'interesse, l'effetto di selezione avversa è maggiore dell'effetto reddito; di conseguenza, i profitti attesi e la funzione di offerta di prestiti, che ha lo stesso andamento di $\rho(J)$, diventano una funzione decrescente del tasso d'interesse. A sua volta questo risultato implica che domanda e offerta di finanziamenti possono incrociarsi con probabilità positiva nel tratto decrescente della curva di offerta. Tuttavia, se le banche fissano il

¹³ Cfr. Stiglitz e Weiss (1981, p. 399).

tasso d'interesse al livello in corrispondenza del quale i profitti sono massimizzati, il mercato dei prestiti sarà caratterizzato da un eccesso di domanda e il credito verrà di conseguenza razionato.

Il risultato in termini di equilibrio sul mercato dei prestiti dipende quindi in modo cruciale dalla funzione dei profitti attesi delle banche $\rho(J)$:

$$\rho(J) = \frac{1}{\int_S^K g(R) dR} \left\{ \int_S^J p(R) g(R) dR + \int_S^K [1 - p(R)] [D - X] g(R) dR \right\}$$

e in particolare dalla sua non monotonicità rispetto al tasso d'interesse. Naturalmente, il tratto decrescente di $\rho(J)$ sarà economicamente tanto più rilevante quanto più è lungo: in questo caso infatti sarà maggiore la probabilità di razionamento di credito.

FIGURA 1A

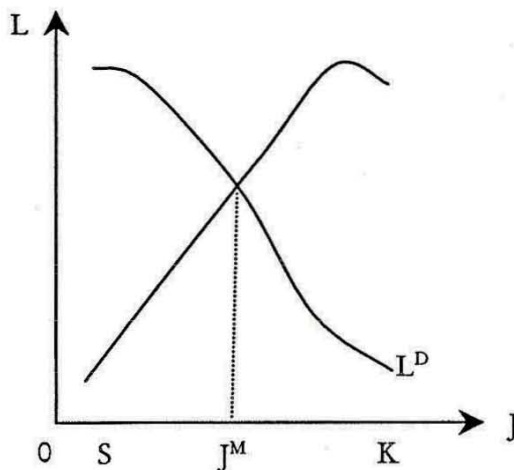
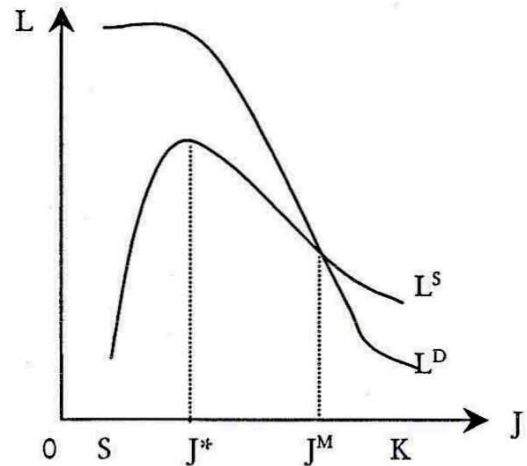


FIGURA 1B



Consideriamo i due casi riportati nelle figure 1a e 1b. Nella figura 1a il tratto decrescente della funzione di offerta di prestiti L^S è breve; di conseguenza, per una data domanda di credito la probabilità di razionamento è bassa. Una situazione opposta è rappresentata invece nella figura 1b.

Dal momento che la forma dell'offerta dei prestiti dipende da quella di $\rho(J)$, è importante capire cosa determina la forma di quest'ultima funzione. In particolare, si può dimostrare che la lunghezza del tratto decrescente di $\rho(J)$, e quindi anche di L^S , dipende dalla

concentrazione e dall'asimmetria della distribuzione $g(R)$.¹⁴ Infatti, maggiore è la concentrazione di $g(R)$, maggiore è la probabilità di riscontrare un tratto decrescente in L^S ; inoltre maggiore è la concentrazione di $g(R)$ in corrispondenza di valori bassi di R , tanto più lungo sarà il tratto decrescente della funzione di offerta dei prestiti. Questi risultati sono confermati da una serie di simulazioni effettuate al computer e riportate nelle figure 2 e 3.

FIGURA 2A

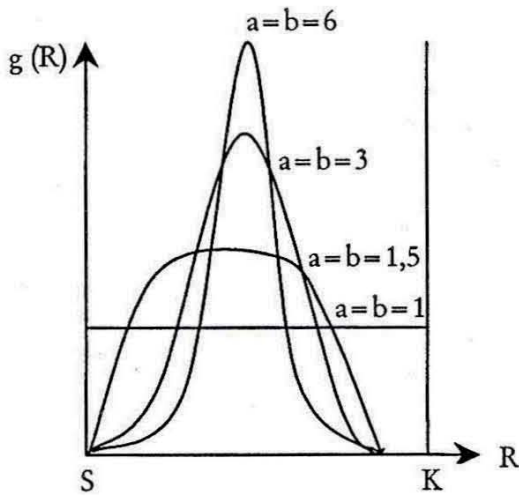


FIGURA 2B

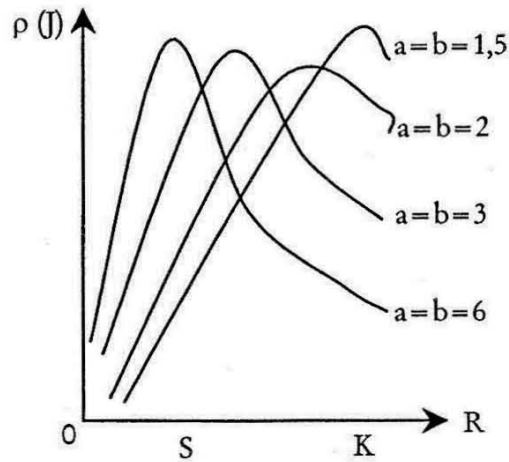


FIGURA 3A

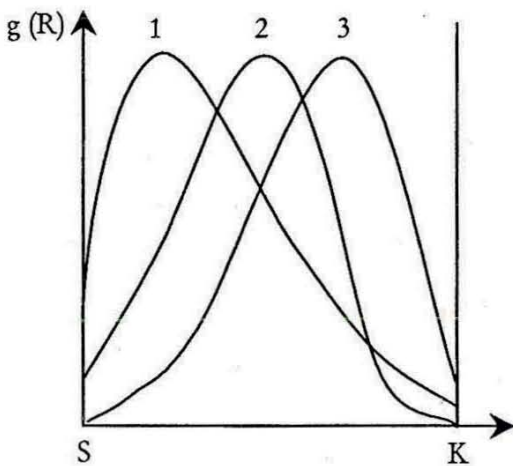
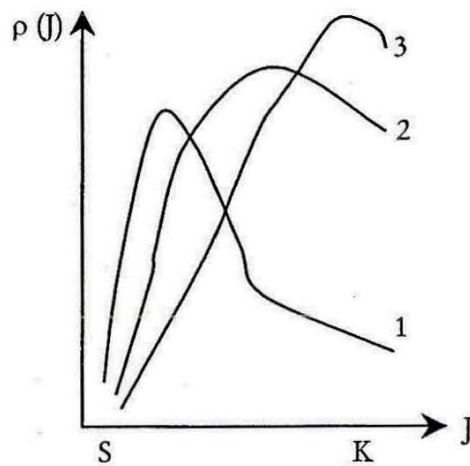


FIGURA 3B



¹⁴ Cfr. Ticchi (1995).

I risultati grafici delle figure 2 e 3 sono stati ottenuti assumendo che $g(R)$ sia una distribuzione beta con la seguente forma analitica:

$$g(R) = \frac{1}{\int_S^K \left(\frac{R-S}{K-S}\right)^{a-1} \left(\frac{K-R}{K-S}\right)^{b-1} dR} \left(\frac{R-S}{K-S}\right)^{a-1} \left(\frac{K-R}{K-S}\right)^{b-1}$$

con a e b entrambi maggiori di 0.¹⁵ Se $a=b$ allora la distribuzione è simmetrica; inoltre per valori crescenti di a e b la distribuzione è maggiormente concentrata. Infine, quando $a < b$, $g(R)$ è più concentrata verso sinistra (cioè in corrispondenza di valori bassi di R), mentre il contrario vale per valori di $a > b$.

Come mostra la figura 2, maggiore è la concentrazione di $g(R)$, più lungo è il tratto decrescente di $\rho(f)$ (e quindi di L^S). La ragione, come già precedentemente osservato, è che maggiore è la concentrazione di $g(R)$, più grande è l'effetto di selezione avversa rispetto all'effetto reddito determinato da un aumento del tasso d'interesse.¹⁶

Infine, le simulazioni grafiche della figura 3 mostrano che anche l'asimmetria svolge un ruolo importante per la non monotonicità della funzione del profitto atteso delle banche e quindi della funzione di offerta di credito. Infatti, come ci attendevamo, maggiore è l'asimmetria verso destra di $g(R)$ più lungo è il tratto decrescente di $\rho(f)$.

4. Razionamento del credito e dimensioni delle imprese: alcuni riscontri empirici

In questo paragrafo cercheremo di verificare i risultati teorici in termini di probabilità di razionamento di credito nel caso di imprese di dimensione diversa. L'analisi è condotta sulla base dei dati di bilancio

¹⁵ La scelta della distribuzione beta è dipesa sia dalla facilità con cui è possibile cambiarne la forma modificando semplicemente i valori di a e b , sia dai risultati del paragrafo 4 sulla base dei quali non possiamo rifiutare l'ipotesi nulla che le distribuzioni $g(R)$ delle diverse classi dimensionali siano di tipo beta.

¹⁶ Si può mostrare anche che tanto più è elevato il valore di K , minore è la probabilità che vengano soddisfatte le condizioni sufficienti a garantire la non monotonicità di $\rho(f)$. Infatti, maggiore è la rischiosità del progetto più rischioso, maggiore sarà anche il campo di variazione del rendimento dei progetti. Ma ciò implica una minore concentrazione di $g(R)$ e, quindi, che l'effetto di selezione avversa sia meno rilevante rispetto all'effetto reddito.

e dei risultati dell'indagine di Mediocredito Centrale riferita alle imprese manifatturiere, la cui struttura e caratteristiche sono brevemente descritte in Appendice. L'indicatore di redditività (R) che utilizziamo nelle nostre elaborazioni è il ROI, misurato dal rapporto tra margine operativo e capitale investito. Inoltre, al fine di evitare che i risultati risentano dell'eccessiva volatilità associata alle singole osservazioni annuali, R è il valore medio del ROI per il periodo 1990-94 al quale si riferisce l'indagine Mediocredito.

Nella tabella 1 sono riportate alcune statistiche descrittive del ROI riferito a tre diverse classi dimensionali di imprese. In particolare notiamo che il valore medio (o atteso) del ROI delle piccole imprese (cioè delle imprese di dimensioni comprese tra gli 11 e i 50 addetti) è statisticamente più elevato di quello delle imprese appartenenti alle altre due classi dimensionali; diversamente, non rileviamo differenze significative nel rendimento delle imprese di dimensioni superiori ai 50 addetti. Tuttavia, queste differenze nei tassi di rendimento non sembrano rappresentare una compensazione per il diverso grado di rischiosità delle imprese, dal momento che non sussiste alcuna chiara relazione tra i valori del coefficiente di variazione (misurato dal rapporto tra deviazione standard, σ , e valore medio del ROI, μ) e quelli dei rendimenti, così come previsto dal modello media-varianza. Notiamo infine che l'incidenza di imprese con un ROI negativo all'interno di ciascuna classe dimensionale tende ad aumentare con le dimensioni delle imprese: un risultato quest'ultimo che sembra confermare la maggior "convenienza" complessiva dei prestiti concessi alle piccole imprese rispetto a quelle di maggiore dimensione.

La prima colonna della Tabella 2 riporta i valori della statistica di Kolmogorov-Smirnov relativi all'ipotesi che le osservazioni del ROI provengano da una distribuzione beta (con parametri a e b), mentre la seconda colonna riporta i corrispondenti livelli di significatività (o p -values) che confermano ampiamente l'ipotesi nulla.¹⁷ Per quanto riguarda la forma delle tre distribuzioni beta, notiamo che quello che le differenzia in modo significativo è la loro concentrazione (o grado di curtosi): infatti, mentre il parametro a è sostanzialmente identico nei tre casi, il parametro b , e quindi la concentrazione

¹⁷ Abbiamo anche verificato l'ipotesi che i valori del ROI provengano da una distribuzione log-normale o una gamma, ma in entrambi i casi il test di Kolmogorov-Smirnov ci ha condotto a rifiutare l'ipotesi nulla.

TABELLA 1

STATISTICHE DESCRITTIVE RELATIVE AL ROI

a) distribuzione per dimensioni di impresa

| Classi di addetti | Media μ | Coefficiente di variazione σ/μ | Imprese con ROI negativo * |
|-------------------|-------------|---|----------------------------|
| 11-50 | 14,8 | 0,65 | 5,8 |
| 51-250 | 12,3 | 0,60 | 6,3 |
| 251 > | 11,9 | 0,70 | 8,6 |

b) test t di Student relativo al ROI medio

| | Valori della t di Student |
|------------------|---------------------------|
| 11-50 vs. 51-250 | 6,40** |
| 11-50 vs. 251 > | 6,24** |
| 51-250 vs. 251 > | 1,15 |

* Incidenza % sulle imprese della rispettiva classe dimensionale.

** Valori statisticamente significativi.

Fonte: nostre elaborazioni su dati Mediocredito Centrale.

della distribuzione del ROI, tende ad aumentare con le dimensioni delle imprese. Questi risultati implicano che se il tratto decrescente della funzione di profitto delle banche (e quindi della relativa curva di offerta di credito) esiste, questo è più lungo per le imprese di maggiori dimensioni rispetto a quelle di minori dimensioni (si vedano le figure 1 e 2). Di conseguenza, a parità di altre condizioni, la probabilità di razionamento di credito delle piccole imprese non sembra essere più elevata di quella delle imprese più grandi, diversamente da quanto sostenuto nei lavori più tradizionali.

TABELLA 2

TEST DI KOLMOGOROV-SMIRNOV (KS)

| Classi di addetti | valore di KS | livelli di significatività | beta (a, b) |
|-------------------|--------------|----------------------------|-------------|
| 11-50 | 0,273 | 0,833 | 2,5, 16 |
| 51-250 | 0,273 | 0,833 | 3, 21 |
| 251 > | 0,455 | 0,212 | 3, 24 |

Fonte: nostre elaborazioni su dati Mediocredito Centrale.

La conclusione raggiunta sulla probabilità di razionamento del credito da parte di imprese di dimensione diversa risente, come è ovvio, dei limiti imposti dalle ipotesi su cui si basa il modello di SW, e sull'impiego di informazioni *ex post* quali *proxy* di variabili *ex ante*. In particolare, per quanto riguarda quest'ultimo aspetto, l'impiego di informazioni *ex post* quali *proxy* di variabili non direttamente osservabili (nel nostro caso il rendimento atteso) è purtroppo una soluzione per la quale spesso non esiste alternativa. Nel nostro caso, tuttavia, la metodologia seguita sembra essere giustificata dal fatto che la valutazione dei progetti da parte degli intermediari è tradizionalmente fondata sui risultati passati.

L'indagine Mediocredito sulle imprese manifatturiere offre, in ogni caso, l'opportunità di una verifica delle conclusioni a cui siamo giunti precedentemente attraverso le risposte fornite dalle imprese proprio con riferimento alle difficoltà di accesso al mercato del credito.

Nel complesso la percentuale di imprese che dichiarano di essere razionate (si veda l'Appendice) è di circa il 9%, con modeste differenze tra le diverse classi dimensionali (si veda la tabella 3, parte a). In effetti, la distribuzione percentuale delle risposte per classe di addetti delle imprese mostra l'assenza di una chiara relazione tra il fenomeno del razionamento del credito e le dimensioni aziendali. Quest'ultimo risultato è in accordo con l'analisi teorica del paragrafo 3, ed è confermato anche dai test riportati nella tabella 3, parte b. In particolare, il test Z verifica se i valori percentuali delle imprese che hanno dichiarato di essere razionate sono statisticamente diversi nelle tre classi di addetti, ipotesi ampiamente rifiutata sulla base dei valori assunti da Z.

In conclusione, un valore medio del 9% nel periodo 1993-94, e con modeste differenze tra imprese di dimensione diversa, è indicativo di una scarsa rilevanza del fenomeno del razionamento del credito.¹⁸ Il fenomeno, per alcuni aspetti inatteso almeno nelle sue limitate dimensioni, considerando anche il periodo di recessione durante il quale è stata condotta l'indagine, può essere spiegato anche dal processo di liberalizzazione del sistema bancario italiano (il numero di sportelli è aumentato di circa il 50% nel periodo 1986-95) e dalla conseguente concorrenza tra gli istituti di credito nell'acquisire nuovi clienti.

¹⁸ Una percentuale di imprese razionate simile alla nostra è rilevata anche da Guiso (1998).

TABELLA 3

IMPRESE CON DIFFICOLTÀ DI ACCESSO AL CREDITO
(1993-94)

a) distribuzione percentuale

| Classi di addetti | Imprese razionate | | Totale |
|-------------------|-------------------|------|--------|
| | Sì | No | |
| 11-50 | 10,7 | 89,3 | 100 |
| 51-250 | 8,9 | 91,1 | 100 |
| 251 > | 8,2 | 91,8 | 100 |
| Totale | 9,3 | 90,7 | 100 |

b) test Z relativo alle percentuali dei sì¹

| | |
|------------------|-------|
| 11-50 vs. 51-250 | 1,151 |
| 11-50 vs. 251 > | 1,277 |
| 51-250 vs. 251 > | 0,439 |

$$Z = \frac{p_1 - p_2}{\left[P(1-P) \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right) \right]^{\frac{1}{2}}}$$

dove: $p = \frac{p_1 n_1 + p_2 n_2}{n_1 + n_2}$; p_1 e p_2 : quote percentuali; n_1 e n_2 : numero di osservazioni relativo a ciascun campione. Z è distribuito come una normale standardizzata.

Fonte: nostre elaborazioni su dati Mediocredito Centrale.

5. Conclusioni

È prevalente nella letteratura economica l'ipotesi che le piccole imprese incontrino maggiori difficoltà delle imprese di maggiori dimensioni nell'accesso al mercato dei capitali. Data la rilevanza delle piccole e medie imprese nell'economia italiana e la contemporanea scarsa rilevanza del mercato azionario quale canale di finanziamento degli investimenti, il tema dell'accesso al mercato dei capitali da parte delle imprese italiane si riduce a un problema di disponibilità di credito bancario. Quest'ultimo, infatti, rappresenta la principale fonte di finanziamento esterno soprattutto per le imprese minori. L'evidenza empirica sull'esistenza del razionamento del credito in Italia, così come in altri

paesi, è tuttavia scarsa e non sembra sempre avvalorare l'ipotesi che le piccole imprese abbiano una probabilità di razionamento più elevata delle altre imprese.

Nel nostro lavoro abbiamo mostrato che l'esistenza di razionamento all'interno del modello di Stiglitz e Weiss dipende in modo cruciale dalla forma della distribuzione dei progetti (o delle imprese) per rendimento atteso. In particolare, sulla base dei dati relativi a un campione di imprese manifatturiere italiane relativo al periodo 1990-94, e assumendo che il rendimento osservato rappresenti una *proxy* adeguata di quello atteso, abbiamo mostrato che la forma (in termini di concentrazione e asimmetria) della distribuzione dei progetti classificati in base ai loro rendimenti non implica nel caso delle piccole imprese una maggiore probabilità di razionamento del credito rispetto alle imprese di maggiori dimensioni. Questa conclusione, inoltre, ha trovato conferma nei risultati di un'indagine qualitativa secondo cui solo una modesta percentuale di imprese (circa il 9%) ha dichiarato di essere razionata, senza significative differenze nelle tre tradizionali classi di addetti (piccole, medie e grandi).

APPENDICE

Nella verifica empirica sono stati utilizzati i dati dell'indagine Mediocredito Centrale sulle imprese manifatturiere, che contiene dati di bilancio relativi al periodo 1990-94 per 3193 imprese. La distribuzione delle imprese presenti nel campione è fornita nella tabella A.1.

TABELLA A.1

IMPRESE PER CLASSE DI ADDETTI E PER AREA GEOGRAFICA

| Area | Classe di addetti % | | | Totale | |
|------------|------------------------|--------|-------|--------|-----------------|
| | 11-50 | 51-250 | 251 > | % | Valore assoluto |
| Nord Ovest | 21,8 | 51,5 | 26,7 | 100 | 1.459 |
| Nord Est | 26,0 | 52,9 | 21,1 | 100 | 983 |
| Centro | 36,3 | 45,4 | 18,3 | 100 | 520 |
| Sud | 34,6 | 48,9 | 16,5 | 100 | 231 |
| Totale | 26,4 | 50,8 | 22,8 | 100 | 3.193 |

Per le stesse imprese sono disponibili informazioni qualitative relative al periodo 1993-94, ottenute mediante un questionario sulle difficoltà di accesso al credito. In particolare, le domande riguardano: *a)* se l'impresa abbia richiesto ma non ottenuto credito al tasso corrente; *b)* se l'impresa abbia richiesto ma non ottenuto credito anche se disposta ad accettare un tasso d'interesse più elevato. Le imprese che hanno risposto in modo affermativo a una o a entrambe le domande sono state considerate razionate.

BIBLIOGRAFIA

- ANGELINI P., R. DI SALVO e G. FERRI (1997), "Availability and cost of credit for small businesses: customer relationships and credit cooperatives", *Working Paper*, Banca d'Italia.
- BAGELLA M., L. BECCHETTI e A. CAGGESE (1996), "I vincoli finanziari agli investimenti: un test empirico basato sulla rivelazione diretta da parte delle imprese italiane", *Rivista di Politica Economica*, novembre-dicembre, pp. 41-70.
- BESANKO D. e A. THAKOR (1987), "Collateral and rationing: sorting equilibria in monopolistic and competitive credit markets", *International Economic Review*, vol. 28, no. 3, pp. 671-89.
- BESTER H. (1985), "Screening versus rationing in credit markets with imperfect information", *American Economic Review*, vol. 75, no. 4, pp. 850-55.

- BESTER H. (1987), "The role of collateral in credit markets with imperfect information", *European Economic Review*, vol. 31, pp. 887-99.
- BOND S. e C. MEGHIR (1994), "Dynamic investment models and the firm's financial policy", *Review of Economic Studies*, vol. 61, pp. 197-222.
- CALCAGNINI G. (1992), "Asymmetric information and small business financing", *Piccola Impresa/Small Business*, n. 3, pp. 69-83.
- CALOMIRIS C.W. e R.G. HUBBARD (1990), "Firm heterogeneity, internal finance and credit rationing", *Economic Journal*, vol. 100, pp. 90-104.
- DEVEREUX M. e F. SCHIANTARELLI (1990), "Investment, financial factors, and cash flow: evidence for UK panel data", in R.G. Hubbard ed., *Asymmetric Information, Corporate Finance, and Investment*, The University of Chicago Press, Chicago, pp. 279-306.
- DIAMOND D.W. (1984), "Financial intermediation and delegated monitoring", *Review of Economic Studies*, vol. 51, pp. 393-414.
- FAZZARI S.M., R.G. HUBBARD e B.C. PETERSEN (1988), "Financing constraints and corporate investment", *Brookings Papers on Economic Activity*, no. 1, pp. 141-95.
- GALEOTTI M., F. SCHIANTARELLI e F. JARAMILLO (1991), "Decisioni di investimento e ruolo dell'indebitamento, delle attività finanziarie e del cash flow: evidenza empirica da un "panel" di dati italiani", in V. Conti e R. Hamoui, a cura di, *Operatori e mercati nel processo di liberalizzazione*, vol. I: *Le famiglie e le imprese*, il Mulino, Bologna.
- GERTLER M. (1988), "Financial structure and aggregate economic activity: an overview", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 20, no. 3, pp. 559-88.
- GERTLER M. e S. GILCHRIST (1994), "Monetary policy, business cycles, and the behavior of small manufacturing firms", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, no. 2, May.
- GILCHRIST S. e C.P. HIMMELBERG (1995), "Evidence on the role of cash flow for investment", *Journal of Monetary Economics*, vol. 36, pp. 541-72.
- GUISSO L. (1998), "High-tech firms and credit rationing", *Journal of Economic Behavior & Organization*, vol. 35, no.1, pp. 39-59.
- HALL G. (1992), "Reasons for insolvency amongst small firms: a review and fresh evidence", *Small Business Economics*, vol. 4, pp. 237-50.
- HUBBARD R.G., A. KASHYAP e T.M. WHITED (1992), "Internal net worth and the investment process: an application to U.S. agriculture", *Journal of Political Economy*, vol. 100, pp. 506-34.
- RONDI L., F. SACK, F. SCHIANTARELLI e A. SEMBENELLI (1993), "Firm's financial and real responses to business cycle shocks and monetary tightening. Evidence for large and small Italian companies", *CERIS Working Papers*, no. 5.
- SHARPE S.A. (1990), "Asymmetric information, bank lending, and implicit contracts: a stylized model of customer relationships", *Journal of Finance*, vol. 45, no. 4, pp. 1069-87.
- SOFIANOS G., P. WACHTEL e A. MELNIK (1990), "Loan commitment and monetary policy", *Journal of Banking and Finance*, vol. 14, pp. 677-89.

- STIGLITZ J.E. e A. WEISS (1981), "Credit rationing in markets with imperfect information", *American Economic Review*, vol. 71, no. 3, pp. 393-410.
- TICCHI D. (1995), "La teoria economica del finanziamento delle imprese e del razionamento del credito", Tesi di Laurea, Università di Urbino.
- WHITED T.M. (1992), "Debt, liquidity constraints and corporate investments: evidence from panel data", *Journal of Finance*, vol. 47, pp. 1425-61.
- WILLIAMSON S.D. (1987), "Costly monitoring, loan contracts, and equilibrium credit rationing", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 102, no. 1, pp. 135-45.