

1990年代不況下の設備投資と銀行貸出*

田中賢治†

(日本政策投資銀行設備投資研究所)

* 本稿の作成にあたって、浅子和美先生（一橋大学）、小川一夫先生（大阪大学）、大瀧雅之先生（東京大学）および設備投資研究所でのセミナー参加者の方々から有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝の意を表したい。残された誤りはすべて筆者が責を負うものである。

† E-mail: kntanak@dbj.go.jp

**Bank Lending and Firm Investment under the Depression
of the 1990s in Japan**

Economics Today, Vol.26, No.7, March, 2006

Kenji TANAKA

Research Institute of Capital Formation

Development Bank of Japan

要 旨

本稿では、日本の上場企業の個別企業データを用いて、1990年代不況下における設備投資の低迷と銀行貸出との関係を実証分析した。これまでの先行研究では、設備投資関数の単一方程式を計測し、アド・ホックに説明変数として加えられた銀行のバランス・シートの健全性指標などの係数を検討することで、貸し渋りによる設備投資への影響などが議論されてきたが、本来であれば、銀行貸出の意思決定プロセスを含めて検討する必要がある。そこで、本稿では、貸出供給関数と設備投資関数の連立方程式を用い、これらを同時に計測することで、貸し手の貸出行動の変化と、その設備投資への影響を同時に検証した。得られた結果は以下のとおりである。

1992 - 2002年度を通してみると、銀行貸出は借り手の資金需要を十分に反映しており、設備投資の低迷の主たる要因は設備投資需要の減少である可能性が高い。しかし、1997 - 1999年度に限ってみると、借り手の資金需要が十分に満たされるような銀行貸出が供給されなかった可能性が高い。銀行のバランス・シートの健全性が貸出行動を制約しており、キャピタル・クランチの側面も指摘できる。こうした状況下において、設備投資は銀行貸出の収縮の影響を受けた可能性が高い。

1997 - 1999年度に銀行貸出が借り手の資金需要を十分に満たさない状況は非製造業で顕著に表れ、それに伴い設備投資が内部資金の制約を強く受けたものと推察される。また、情報の非対称性の問題がより深刻であると考えられる規模の比較的小さい企業や、返済能力に対する不安が比較的大きい収益性の低い企業を中心に、銀行貸出が十分に供給されなかった可能性がある。

Keywords : 設備投資関数, 貸出供給関数, 貸し渋り, キャピタル・クランチ,
情報の非対称性

JEL classification : D92, G32

目 次

1	はじめに	1
2	基本的事実	6
3	分析モデル	
3.1	先行研究	12
3.2	分析モデルの定式化	14
3.3	社債市場の問題	19
3.4	計測方法	20
4	データ	
4.1	対象サンプル	22
4.2	データの構築	23
4.3	データの基本統計量	28
5	実証分析	
5.1	実証分析の枠組み	30
5.2	基本ケースの計測結果	31
5.3	頑健性のチェック	37
5.4	追加的考察	48
6	おわりに	52
7	付録(データの構築方法)	54

1 はじめに

日本経済は 1990 年代に入り、10 年超にわたる深刻な長期停滞を経験した。その主たる要因の一つに、設備投資の低迷が挙げられる。90 年代の不況下において設備投資が振るわなかった原因を明らかにするために、これまで数多くの研究がなされてきた。先行研究の多くは、設備投資の低迷には、期待収益の低下に伴う設備投資需要の落ち込みだけでなく、設備資金を供給してきた銀行の貸出行動の変化が影響しているのではないかという問題意識に端を発している。すなわち、標準的なトービンの q 理論では説明されない資金制約の問題が存在し、銀行が企業に対して十分な資金供給を行わなかったことが、設備投資の抑制要因として働いた可能性について、実証的に検討されてきた。いわゆる、「貸し渋り」の問題である¹。

「貸し渋り」の背景には、不良債権問題や保有株式の含み益の低下などが銀行のバランス・シートの悪化を招き、それが貸出行動にネガティブな影響を及ぼすというキャピタル・クラッシュ (capital crunch) を念頭に置いたものが多い²。この場合、銀行の信用収縮により、銀行貸出と代替的な資金調達手段を持たない企業の設備投資が抑制される。代表的な実証研究である Motonishi and Yoshikawa (1999) では、日銀短観の「金融機関の貸出態度判断DI」を変数として取り入れた設備投資関数の計測が行われ、97 年後半から 98 年にかけて、銀行の貸出態度の厳格化が主に中小企業の設備投資に影響を及ぼしたことが示された。

Motonishi and Yoshikawa (1999) は、法人企業統計の集計データを用いたマクロ分析であるが、企業レベルのデータを用いた研究には以下のようなものがある。Gibson (1995, 1997) は、上場企業の個別企業データを用い、トービンの q 型の設備投資関数にメインバンクの健全性に対応したダミー変数を加えたモデルを計測し、メインバンクの健全性の悪化が設備投資にマイナスの影響を及ぼすことを示した。Gibson (1995, 1997) は 90 年代前半を対象にしているが、90 年代後半を含んだ実証分析には Sekine (1999)、永幡・関根 (2002) がある。これらの研究では、企業の健全性を表す指標だけでなく、銀行の健全性を表す指標を変数に加

¹ ここでは、銀行や企業のバランス・シートの悪化が、銀行の貸出行動にネガティブな影響を与えるという、いわゆる「貸し渋り」の問題に着目している。貸し渋りはクレジット・クラッシュ (credit crunch) と同義で用いられることが多い。銀行や企業のバランス・シート悪化がもたらす問題として、いわゆる「追い貸し」も存在する。例えば、銀行が不良債権を顕在化させたくないという理由などから、不良債権化した事業に融資を継続してしまい、非効率な事業を延命することで効率的な資源配分を損ない、实体经济の足を引っ張るような現象である。「追い貸し」を実証的に分析したものに、関根・小林・才田 (2003) や、Caballero, Hoshi and Kashyap (2006) などがある。

² 既存債権者の債務が優先的に返済されるルールの下では、企業の過去の過剰な債務が足かせとなって、将来にわたって正の利潤が期待できる投資プロジェクトに貸出が行われなくなる現象が発生し得る。こうしたデット・オーバーハング (debt overhang) の問題も、「貸し渋り」の一形態と考えられる。

えた設備投資関数を計測し、企業のバランス・シートの悪化に加え、銀行のバランス・シートの悪化も、設備投資の抑制要因として働いたことを示した。以上は上場企業を対象とした分析であるが、それより規模の小さい未公開企業を対象とした分析も行われている。小川（2003）では、法人企業統計の個別企業データを用い、上場企業だけでなく、中堅・中小企業をサンプルに加えて分析を行った。日銀短観の「金融機関の貸出態度判断 DI」を変数として取り込んだ設備投資関数を計測し、中小企業が銀行の貸出態度の影響を強く受けたことを示した。また、福田・粕谷・中島（2005）では、東京商工リサーチの個別企業データを用い、銀行の健全性を表す指標を変数に加えた設備投資関数を計測し、同様の結果を得ている。

以上紹介した代表的な研究を含め、これまでの研究成果をまとめると以下の3点に集約することができる。まず第1に、97年から98年にかけて銀行の「貸し渋り」が発生した可能性が高い。第2に、「貸し渋り」には、銀行のバランス・シートの悪化が影響しており、キャピタル・クランチの側面が強い。第3に、このような「貸し渋り」の影響は中小規模の企業で特に大きく、中小企業の設備投資を抑制したと考えられる。これらの内容に関しては大方の意見の一致をみることが可能と思われるが、先行研究の実証分析の手法に問題がないわけではない。これまで多くとられてきた分析手法は、設備投資関数の単一方程式を計測し、これにアド・ホックに加えられた銀行の健全性や貸出態度などを表す指標の係数を検証するというものであったが、この方法では貸し手側である銀行の意思決定プロセスが十分に考慮されていない。もっとも、既に紹介した実証研究の多くは、計測手法に操作変数法が用いられているため、暗黙のうちに同時方程式体系を考えていることになるが、貸し手の意思決定がどのように行われたかについては、実証的に示されていない。

さらに、設備投資関数に銀行の健全性を表す指標がアド・ホックに説明変数として追加されているケースでは、本来であれば貸し手の貸出行動を通じて伝わるはずである銀行の健全性の問題が、別の主体である借り手の設備投資に直接的に影響するかのようになっている。これらの問題を解決するためには、貸し手の貸出行動を決定する貸出供給関数を同時に考え、銀行のバランス・シートの悪化が貸出行動にネガティブな影響を及ぼし、銀行貸出と代替的な資金調達手段を持たない企業の設備投資を抑制するというプロセスを忠実に表現したモデルの構築が必要であろう。

日本銀行（2001）にならい、以下の簡単な例を考える。

$$I = I(q, BANK) \quad (1)$$

(I : 設備投資, q : トービンの q , $BANK$: 銀行の健全性を表す指標)

で表される設備投資関数では、銀行のバランス・シートの悪化がリスク・テイク能力を低下させ、キャピタル・クランチの発生により、設備投資が制約を受けるということが念頭に置かれており、式 (1) の *BANK* の係数をみることで、銀行の信用収縮が設備投資に影響を与えたのかを検証することが意図されている。しかし、銀行の健全性に大きく影響する不良債権の多寡や株式含み益は、そもそも景気変動と相関が高いと考えられるため、*BANK* の係数だけから、キャピタル・クランチによって設備投資が抑制されたのかを判断するのは難しい。この設備投資関数の背後には、

$$L = L(X, BANK) \quad (2)$$

(*L* : 銀行貸出, *X* : 銀行の健全性以外の要因, *BANK* : 銀行の健全性を表す指標)

で表される貸出供給関数が存在する。本来であれば、式 (2) を同時に計測することで、銀行のバランス・シートの悪化が貸出に与えた影響を見極めてから、設備投資への影響を議論する必要がある。

日銀短観の「金融機関の貸出態度判断 DI」を説明変数として加えた設備投資関数の場合には、銀行のバランス・シートの悪化が銀行の貸出行動を通じて借り手側企業に伝わるというプロセスを、貸出態度判断 DI で直接的に表現するという考え方であるが、この場合にはまた別の問題が残る。すなわち、貸出態度判断 DI は借り手側へのアンケートという手法で作成されており、借り手側の主観的な判断である。従って、この変数が貸し手側である銀行の貸出行動に関する意思決定の変化を正確に反映しているかについては議論の余地が残る。

一方で、銀行の貸出行動を表す貸出供給関数を計測することで、貸し手側の意思決定の変化を把握しようとする実証分析も行われてきた。すなわち、式 (2) を計測しようという試みである。Woo (1999) は 97 年度には銀行の自己資本の大きさが貸出の伸びに有意に影響したことを示し、Tsuru (2001)、堀江 (2001)、細野 (2002)、Ito and Sasaki (2002) などの実証分析においても、銀行の健全性の悪化が貸出の低迷に影響したことが報告されている。しかし、これらの実証研究で共通してみられる問題点は、借り手の資金需要が十分にコントロールされていないことにある。前述のように、*BANK* は景気変動と相関が高いと考えられるため、仮に、銀行貸出の伸び悩みの原因として景気低迷に伴う資金需要の減少が関与している場合には、*BANK* の係数だけからキャピタル・クランチを判断するのは難しい。また、これらの研究は、貸し手側の分析にとどまっており、借り手企業の設備投資への影響についての分析はなされていない。90 年代の設備投資の低迷を説明する上で、銀行のバランス・シートの悪化を原因とした貸出行動の変化が重要な意味を持ったのか否か、すなわち、銀行貸出が制約

となり、企業の設備投資が影響を受けたのかを検証するには、企業の設備投資の意思決定だけでなく、銀行貸出の決定プロセスをあわせて検討することが必要である。

これまで、企業の設備投資行動と銀行の貸出行動の両方を扱う連立方程式モデルを計測するという試みがなされたことがないわけではない。浅子・國則・井上・村瀬（1991）（以下では、浅子他（1991）とする）では、資本市場の不完全性が設備投資に与える影響に着目し、投資需要式と資金供給式を同時に計測することで、貸し手と借り手の間の情報の非対称性の存在が原因となって、設備投資が資金制約を受けるのかについて分析された。この研究は、Fazzari, Hubbard and Petersen（1988）（以下FHPとする）やHoshi, Kashyap and Scharfstein（1991）（以下HKSとする）の延長線上に位置づけられる。FHPやHKSは、貸し手と借り手の間の情報の非対称性の問題に直面している企業の設備投資行動が、内部資金に制約されることを実証的に検証したものである。これらの研究では、設備投資関数の説明変数として内部資金を表す指標を加えて計測するという手法がとられたが³、こうした分析手法に対して、浅子他（1991）は以下の問題点を指摘した⁴。すなわち、内部資金の大きさは予想将来収益の非常に良い予測量となっているため、内部資金が将来収益の代理変数と機能することで、想定している内部資金による情報の問題を緩和する機能を過大推計する可能性が高いという点である。そこで、浅子他（1991）では、投資需要式と資金供給式を同時推定することで、内部資金と設備投資の間の見せかけの相関の問題を回避しようとした⁵。

三井・河内（1995）でも、浅子他（1991）の問題意識を踏襲した研究が行われた。個別資金供給関数と逆投資需要関数の連立方程式体系を構築し、これらを同時に計測することで、中小企業の設備投資行動と資金調達の関係について実証分析がなされた。星（2000）で示されたマクロの理論モデルでも、設備投資関数と貸出供給関数の連立方程式体系が明示的に盛り込まれている。このモデルの本来の目的は、教科書的なIS-LMモデルに銀行貸出を通じた金融政策の経路を取り込むことにあるが、通常のIS-LMモデルで考えられている財市場、貨幣市場、債券市場に加え、新たに貸出市場が導入され、設備投資が銀行貸出の制約を受けるといふモデルの構成になっており、本稿の問題意識にかなり近い。

企業の設備投資行動と銀行の貸出行動の両方を扱う連立方程式モデルを用いた研究には以上のようなものがあるが、90年代の設備投資の低迷について、連立方程式を同時に計測する

³ 同様の手法による最近の研究に、堀・齋藤・安藤（2004）がある。

⁴ Kaplan and Zingales（1997）などでも、同様の指摘がなされている。

⁵ 資金制約式を直接追加した設備投資モデルからオイラー方程式を導き、その計測結果を、資金制約なしのオイラー方程式の計測結果と比較することで、資金制約の重要性を検討する方法もある。例えば、Ogawa and Suzuki（1998）、鈴木（2001）などでこうした実証分析が行われている。

ことで実証的に分析された研究は少ない⁶。そこで、本稿では、銀行の貸出行動を表す貸出供給関数と、貸し手と借り手の間の情報の非対称性の問題を踏まえて、銀行貸出が設備投資に与える影響を考慮した設備投資関数との連立方程式モデルを構築し、これらを同時に計測することで、90年代の不況期に銀行の貸出行動にはどのような変化がみられ、その貸出行動の変化が設備投資にどのように影響したのかについて検討する。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、本節に続く第2節では、マクロ・データを用いて基本的事実を整理し、90年代の設備投資と銀行貸出に関して検証すべき内容を明確化する。第3節では、浅子他（1991）と星（2000）で展開されたモデルを参考に、実証分析に用いる設備投資関数と貸出供給関数の連立方程式モデルを提示する。第4節ではサンプル・セレクションとデータの説明を行い、第5節ではそれに基づきモデルの計測を行い、計測結果の報告とその解釈を行う。第6節では、本稿の分析から得られた結論と今後の課題について述べる。第7節の付録では、本稿で用いたデータの構築方法を説明する。

⁶ 本稿とは異なるアプローチであるが、資金需要側と資金供給側の両方を考慮した分析手法として、貸出市場の不均衡分析がある。筒井（2005）は、マクロ・データを用いた不均衡分析で、1990年代は恒常的に貸出市場の超過需要が発生していたことを示した。Ogawa and Suzuki（2000）では、個別企業のデータを用い、1980年から1993年を対象に設備投資と資金調達の実証分析が行われた。不均衡分析の手法により、サンプル企業を借入れ制約下の企業群と無制約企業群に分類し、それぞれの設備投資関数を計測することで、土地資産や内部資金による情報の非対称性の問題を緩和する効果が分析されている。また、関根・小林・才田（2003）では、資金供給関数と資金需要関数の連立方程式体系を用いて「追い貸し」の実証分析が行われた。この研究は90年代後半を対象としており、本稿の分析対象期間と重なるが、銀行貸出が設備投資に与える影響については扱われていない。

2 基本的事実

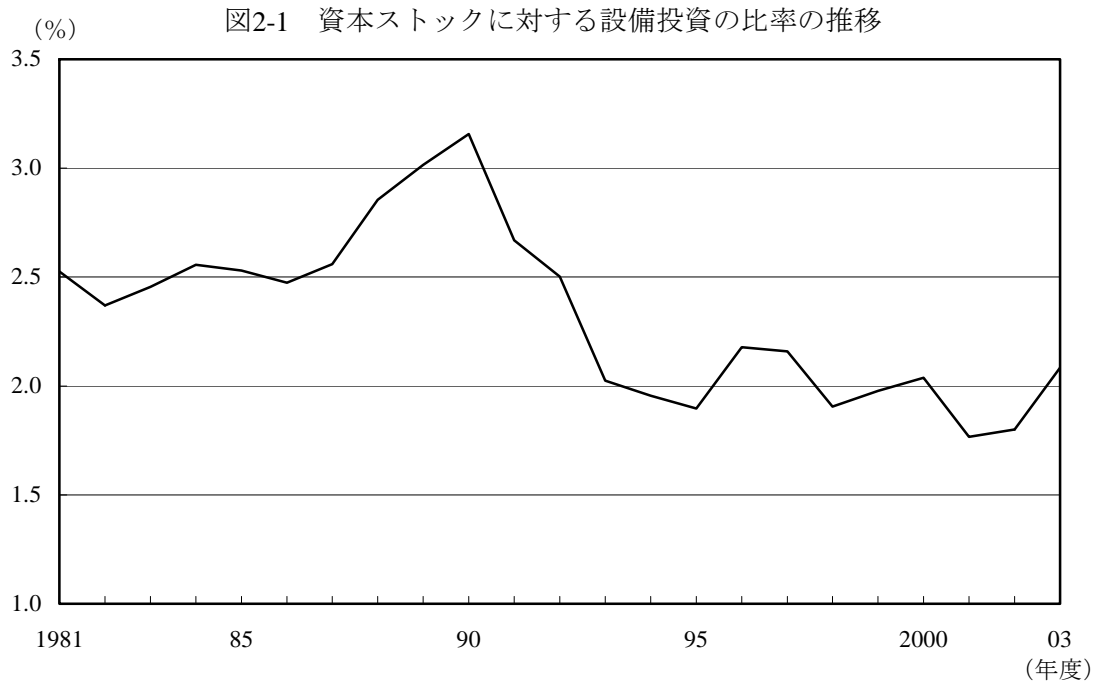
マクロ・データを用いて、設備投資と銀行貸出に関する基本的な事実を確認する。まず、設備投資の動向をみる。図 2-1 は、設備投資を資本ストックで割ったものである。1980 年代前半は約 2.5% で安定していたが、バブル期には盛り上がり、89、90 年度には 3.0% を超えた。しかし、バブル崩壊後は大きく低下し、93 年度以降は 2.0% 前後で推移しており、バブル崩壊以降の設備投資の低迷がうかがえる。次に、図 2-2 から国内銀行貸出残高の推移を見ると、91 年度頃までは右肩上がりが増加したが、バブル崩壊後の 92 年度頃から 500 兆円弱で横ばいとなり、98 年度以降減少へ転じた。これら 2 つのデータから、92 年頃から設備投資と銀行貸出がともに停滞したことが分かるが、設備投資需要が伸び悩んだために銀行貸出が低迷したのか、銀行貸出が十分に行われなかったために設備投資が低迷したのか、その因果関係は明確ではない。

図 2-3 は、日銀短観の「金融機関の貸出態度判断 DI」を表したものである。これを見ると、景気拡大局面では DI は上昇し、後退局面では DI が低下する傾向が見てとれる。80 年代と 90 年代を平均して比較すると、90 年代は 80 年代よりも相対的に貸出態度判断 DI は低く、貸出態度が厳しくなっているように見受けられる。特に、91 年から 92 年初め頃と 97 年後半から 99 年初め頃までの貸出態度判断 DI の低下は著しい。このデータからは、バブル崩壊直後と 97 年以降に貸出態度が悪化した可能性が指摘できるが、前述のように、貸出態度判断 DI は借り手側の主観的な判断であるため、貸し手側である銀行の貸出行動に関する意思決定の変化を正確に反映しているかは明確ではなく、その解釈には注意が必要である。

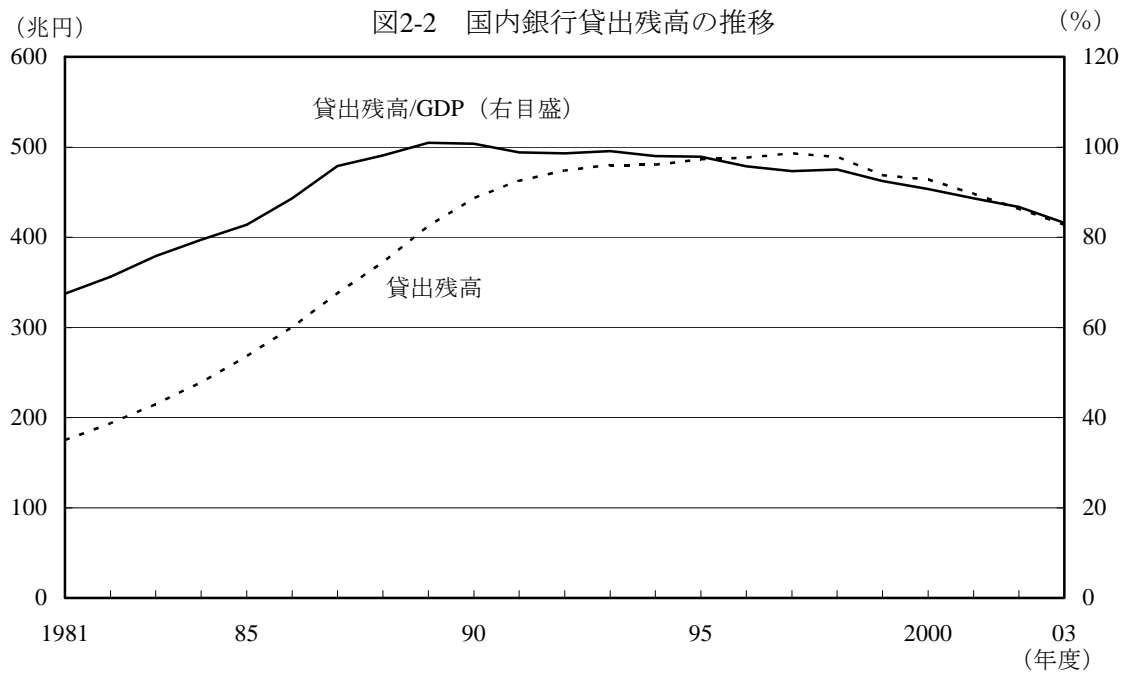
最後に、図 2-4 から国内銀行貸出約定金利の推移をみると、92 年以降一貫して低下している。単純に GDP デフレーターの上昇率を差し引いたものを実質金利とすると、実質金利は 99 年に若干の上昇を見せてはいるものの、その上昇幅は小さく、90 年代前半と 90 年代後半を比較すると、90 年代後半のほうが低水準にある。

以上のデータを念頭に置き、図 2-5 のように、縦軸に金利、横軸に貸出量を取り、右下がりの資金需要曲線 D と右上がりの資金供給曲線 S を用いて、90 年代の資金需給について考察する⁷。まず、資金供給曲線が左へシフトした場合をみってみる ($S \rightarrow S'$)。銀行のバランス・シートの悪化に伴うキャピタル・クランチがこのケースに相当する。この場合、貸し手の資金供給が収縮するため ($L_0 \rightarrow L_1$)、借り手側の企業は、貸し手の貸出態度が厳しくなったと受け止める可能性が高い。このことは、97 年頃からの貸出態度判断 DI の低下と整合的である。

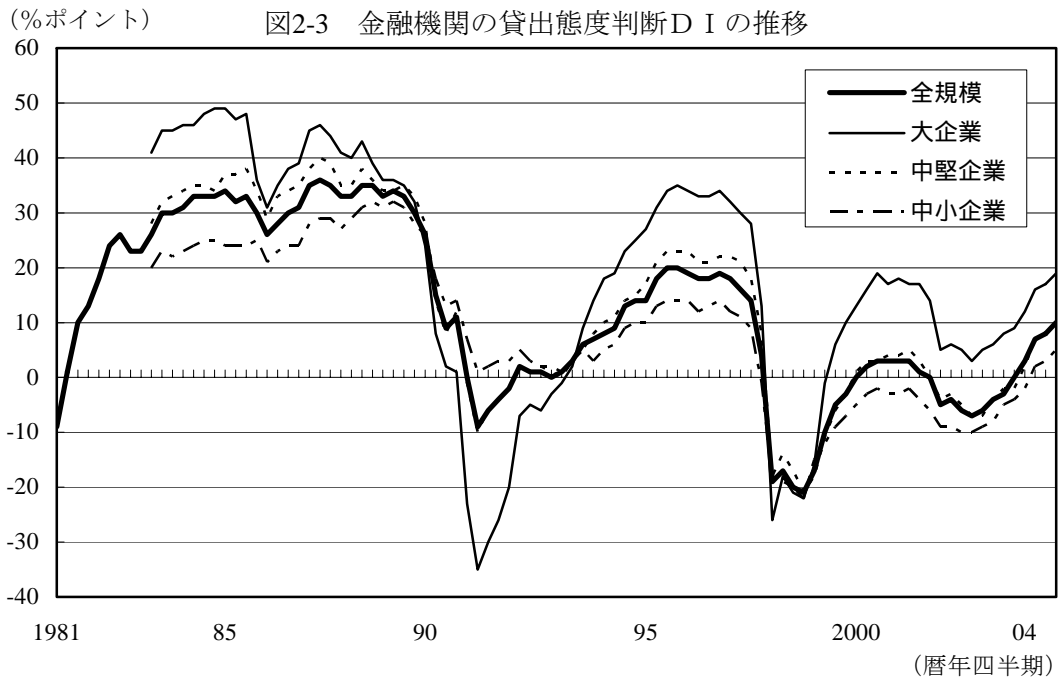
⁷ 厳密には、資金需要曲線と資金供給曲線の形状を議論する必要がある。



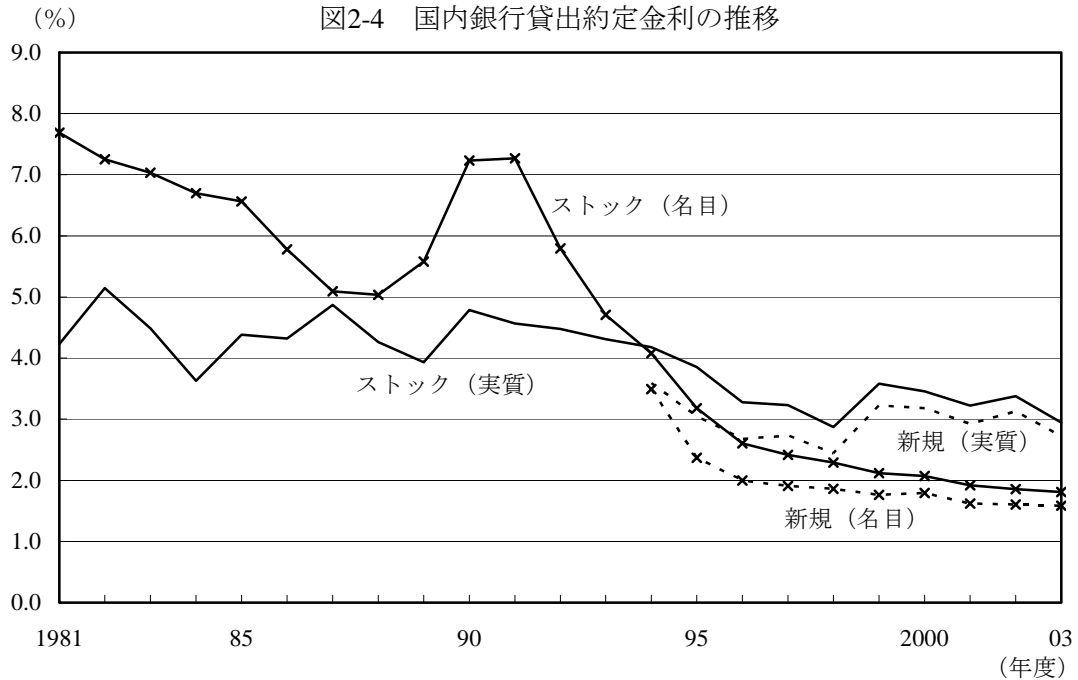
(備考) 1. 内閣府「民間企業資本ストック」より作成.
 2. 進捗ベース, 年度末.



(備考) 1. 日本銀行「金融経済統計月報」より作成.
 2. 国内銀行勘定.



(備考) 1. 日本銀行「短観」より作成.
2. 金融機関の貸出態度 (「緩い」 - 「厳しい」).



(備考) 1. 日本銀行「金融経済統計月報」, 内閣府「国民経済計算年報」より作成.
2. 実質金利は, 名目金利から GDP デフレーター上昇率を控除したもの.
3. GDP デフレーターは消費税の影響を控除済 (日本銀行「物価レポート」).

資金供給の減少により、設備投資も伸び悩むことが予想され、90年代の銀行貸出の伸び悩みと設備投資の低迷を、ともに説明することができる。しかし、貸出供給曲線が左にシフトしたのであれば ($S \rightarrow S'$)、貸出金利が上昇するはずであるが ($r_0 \rightarrow r_1$)、実際には貸出金利が低下しており、事実と反する。

次に、図 2-6 のように設備投資需要の減少に伴い資金需要曲線が左へシフトしたケースでは ($D \rightarrow D'$)、貸出金利の低下を伴うため ($r_0 \rightarrow r_1$)、設備投資の低迷、銀行貸出の伸び悩み ($L_0 \rightarrow L_1$)、貸出金利の低下という 3 つの現象を説明することが可能である。しかし、この場合には、借り手側の企業が、貸し手の貸出態度の厳格化を感じ取るかは疑問である。仮に、資金需要曲線の左シフトと同時に、資金供給曲線の左シフトがわずかに見られたならば ($S \rightarrow S'$)、借り手はそれを貸出態度の厳格化と受け止めるだろう⁸。すなわち、設備投資需要の減少に伴う資金需要曲線の左へシフトだけでなく、銀行のバランス・シートの悪化に伴い資金供給曲線が左シフトするキャピタル・クランチのような状況が同時に発生したケースがこれに相当する。この場合、貸出金利は低下しており ($r_0 \rightarrow r_2$)、事実と整合的である。

図 2-5 資金供給曲線左シフトのケース

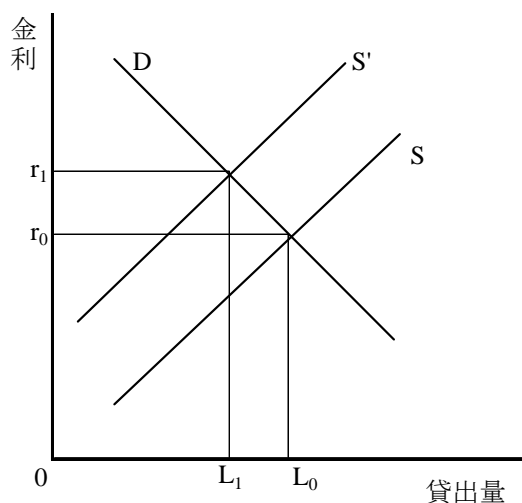
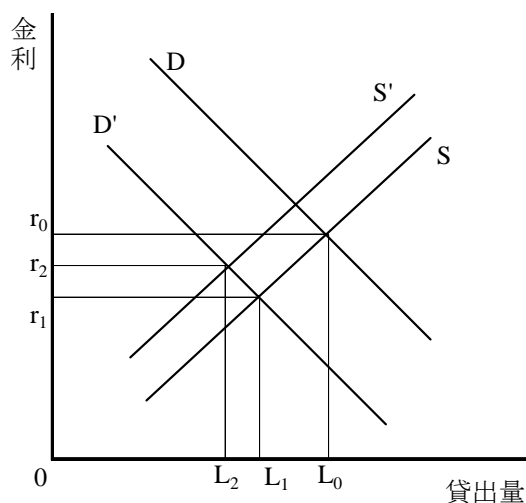


図 2-6 資金需要曲線左シフトのケース



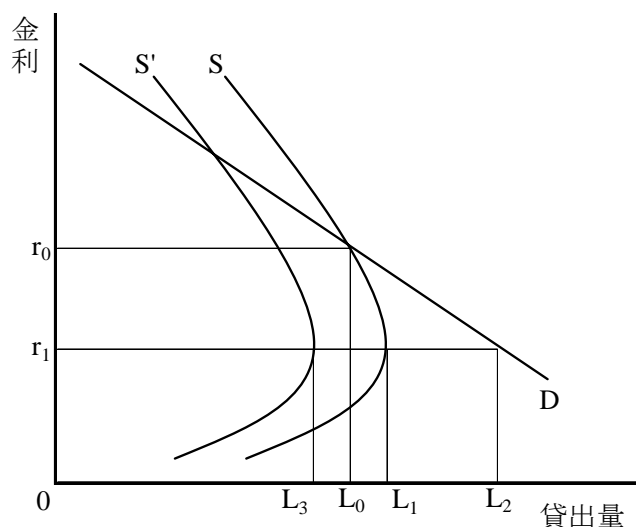
これまでの議論は、貸出金利の需給調整機能により貸出市場で常に需給が一致することを前提としていたが、次に、貸出市場における借り手の異質性と、借り手と貸し手との間の情報の非対称性の問題を踏まえ、貸出市場の需要と供給が貸出金利によって調整されずに、信

⁸ 貸出態度判断DIは、借り手側の主観的な判断であるため、景気悪化に伴う優良投資案件が減少したにもかかわらず、貸し手からこれまでと同様の条件で融資を受けられなくなった状況を、借り手側が貸出態度の厳格化と受け止めたと考えれば、資金供給曲線の左シフトがなくても説明がつく。しかし、この場合には、借り手側が自己の信用リスクを正確に判断していないことを意味し、ある種の錯覚を前提とした議論となる。

用割当が発生するケースについて検討する。信用割当のミクロ的基礎は Stiglitz and Weiss (1981) のモデルを想定すると理解しやすい。すなわち、貸出金利の上昇は、借入応募者の質の劣化を招いたり、あるいは、借り手のリスク拡大を意味するため、貸出の期待収益が上昇しない可能性がある。こうした状況下では、銀行は貸出金利を引き上げることで貸出需給を均衡させず、超過需要を放置しても不思議ではない。

以上のような場合には、資金供給曲線Sはこれまでのように一貫した右上がりの曲線ではなく、図 2-7 のように途中で屈折した曲線として表される。貸出市場に超過需要がある場合 ($L_2 - L_1$)、金利を上昇させることで ($r_1 \rightarrow r_0$)、超過需要を解消することが可能であるが、金利を低水準 (r_1) で放置するような状況が発生した場合、貸出量は資金供給曲線上で決まるため (L_1)、貸出市場の超過需要は解消されない。このような信用割当の状況下では、低水準の金利と貸出態度判断DIの悪化が両立する可能性があり、資金供給の収縮と設備投資の伸び悩みも合わせて説明がつく。

図 2-7 信用割当のケース



以上の考察から、90年代の設備投資と銀行貸出の低迷の原因を、銀行のバランス・シートの悪化に伴うキャピタル・クランチだけで説明することは不適切であり、以下の2つの可能性が考えられる。一つは、設備投資需要の減少に伴う資金需要曲線の左シフトが設備投資と銀行貸出の低迷の主たる要因であり、同時に資金供給曲線がわずかに左へシフトし、キャピタル・クランチの側面も見られるようなケースである。

もう一つは、貸し手と借り手の間の情報の非対称性の問題から、貸し手の合理的な行動と

して、貸出市場で超過需要が放置されるケースである。この場合にも、同時に資金需要曲線や資金供給曲線の左シフトが伴う状況も想定される。仮にキャピタル・クランチにより資金供給曲線が左シフトした場合には、図 2-7 のように、貸出供給はさらに縮小するため ($L_1 \rightarrow L_3$)、貸出市場の超過需要が広がることになる。

これらの二つの違った可能性が考えられる背景には、貸出金利の果たす役割の相違がある。前者では、貸出金利は貸出需給を一致させるように決定する。それに対して、後者では、情報の問題を考慮に加えることで、規制金利時代のような人為的な硬直性がなくても、貸出金利は貸出需給を一致させるように柔軟に変化しない状況が生まれる。この場合には、銀行の利潤最大化行動の結果として、貸出市場で超過需要が放置されることがあり得る。

これら 2 つのどちらが発生したのかを、以上の分析だけから判断することはできない。マクロ・データから考察された 2 つの可能性を踏まえて、次節以降で展開する個別企業のデータを用いた実証分析により、90 年代の不況下に銀行の貸出行動はどのように変化し、貸出行動の変化が設備投資の低迷にどのように影響したのかを検討する。

3 分析モデル

3.1 先行研究

3.1.1 浅子モデル

企業の設備投資行動と銀行の貸出行動の両方を扱う連立方程式モデルを用いた実証研究に、浅子他（1991）、三井・河内（1995）、吉野・中田（1999）などがあるが、ここでは一連の研究の先駆けとなる浅子他（1991）のモデル（以下では浅子モデルと呼ぶ）を紹介する。

浅子他（1991）では、資金供給式と投資需要式の連立方程式モデルの計測が行われているが、モデルの基本的構造は以下のようなものである。

$$\text{投資需要式 } I=I(r, X) \quad (3)$$

$$\text{資金供給式 } r=r(I-\theta \cdot CF) \quad (4)$$

(I : 設備投資, r : 外部資金コスト, X : 外部資金コスト以外の要因,
 CF : キャッシュ・フロー, θ : CF のうち投資資金へ回る割合)

$I - \theta \cdot CF$ は外部資金需要量を表す ($L=I - \theta \cdot CF > 0$, L : 外部資金需要量)。借り手の資金需要の増加は、貸し手にとってモニタリングを必要とする確率を上昇させることから、エージェンシー・コストの上昇につながり、外部資金コスト r を上昇させる。 r の上昇は設備投資を抑制する。このようなメカニズムで、外部資金コスト r を通じて貸出需給の均衡が図られるため、信用割当は発生しない。

浅子他（1991）では、式（3）と式（4）の連立方程式を同時に計測し、外部資金コスト r の係数と外部資金需要量 $I - \theta \cdot CF$ の係数の有意性を同時に検証することで、貸し手と借り手の間の情報の非対称性に伴うエージェンシー・コストの上昇が、設備投資に資金制約を与えることを示した。このことは、貸出市場は不完全であり、何らかの金融ヒエラルキー（financing hierarchy）が存在する可能性を示唆するものである。

以上の特徴をもつ浅子モデルを、本稿の分析対象である1990年代にそのまま当てはめると以下のような問題が発生する。第2節で確認したように、90年代後半には貸出量は減少しているが、貸出金利の上昇はみられない。このような状況は、資金需要曲線の左シフトや貸出市場の不均衡を想定すれば説明が可能であるが、浅子モデルには、外部資金コスト r を通じて貸出需給の均衡が図られるというメカニズムが組み込まれているため、貸出市場で不均衡が生じることはない。

3.1.2 星モデル

星（2000）では、標準的な IS-LM モデルに銀行貸出を取り込んだマクロ・モデルを構築し（以下では星モデルと呼ぶ）、銀行貸出を通じた金融政策の波及経路について検討している。同様の試みは、Bernanke and Blinder（1988）や Bernanke and Gertler（1995）でも行われているが、星モデルの特徴は、貸出市場で不均衡が発生する可能性を認めている点にある。

星モデルは、企業の設備投資行動だけでなく、家計の消費行動なども扱った一般均衡モデルであるが、ここでは、本稿の分析対象である企業部門の設備投資関数と銀行部門の貸出供給関数だけを取り出し、その基本的な構造を説明する。

$$\text{設備投資関数 } I = I(L, A, q) \quad (5)$$

$$\text{貸出供給関数 } L = L(i, \rho, D) \quad (6)$$

(I : 設備投資, L : 貸出量, A : 流動性資産, q : トービンの q ,
 i : 債券金利, ρ : 貸出市場の不完全性を表す情報パラメーター, D : 預金量)

星モデルの最大の特徴は、貸出供給量は貸し手側の要因だけで決まる点である。前述のように、浅子モデルでは r を通じて貸出需給が均衡するが、星モデルでは貸出市場の均衡は仮定されていない。そのミクロ的基礎は Stiglitz and Weiss（1981）の信用割当モデルによって与えられる。貸出供給量は、貸し手のポートフォリオ要因である債券金利 i 、運用資金量の制約要因として働く預金量 D 、貸し手と借り手の間の情報問題の深刻さを表す情報パラメーター ρ で決まり、借り手側の要因は反映されない。

星モデルでも、浅子モデル同様、金融市場の不完全性を想定しているため、モジリアーニ＝ミラーの理論（MM 理論）は成立しない。従って、設備投資関数の説明変数には、トービンの q 以外に、流動性資産 A が含まれ、設備投資が内部資金量の制約を受ける。

浅子モデルでは、内部資金と外部資金という 2 種類の資金調達方法が前提となっていたが、星モデルでは、外部資金調達がさらに 2 つに分割され、投資家が借り手を直接モニターする形態である社債と、銀行が投資家に代わってより効率的に企業を監視する銀行貸出の 2 種類の存在を仮定する。内部資金とあわせると、企業の資金調達方法には計 3 種類のもので存在するが、それぞれの調達手段に対応してエージェンシー・コストが相違し、金融ヒエラルキーが形成されていることが想定されている。外部資金調達の際には、貸し手と借り手の間に情報の非対称性が存在すると、モラル・ハザードやアドバース・セレクションなどのエージェンシー問題が発生する可能性がある。星モデルでは、Diamond（1984）が指摘するように、銀行には、預金者（投資家）に代わってより効率的に企業を監視することでエージェンシー・コストを軽減する役割があると考えられる。銀行貸出にこのような機能がある場合には、設備投

資関数に盛り込まれた銀行貸出量 L が設備投資を促すことになる。

以上のような、いわゆる金融ヒエラルキーが成立するためには、企業の内部資金に制約があるだけでなく、銀行貸出にも供給制約が存在する必要がある。星モデルでは、銀行の預金量 D と、貸し手と借り手の間の情報問題の深刻さを表す情報パラメーター ρ が供給制約として働くというメカニズムになっている。

さらに、式 (6) に貸し手のバランス・シートの健全性を表す指標を加えると、キャピタル・クラッシュの発生を検証することが可能である。このような星モデルの構造は、90年代の銀行貸出と設備投資の低迷を分析するという本稿の目的に極めて合致するかのように見えるが、問題が無いわけではない。星モデルでは、貸出供給量が完全に貸し手側の要因だけで決定されるため、そこには借り手の資金需要などの要因が入り込む余地が無い。従って、銀行貸出の伸び悩みと借り手の資金需要との関係を検証することはできない。加えて、星モデルがマクロ・モデルという点にも注意が必要である。本稿では、個別企業のマイクロ・データを用いたパネル分析を行うため、それが可能なモデルの構築が必要となる。

3.2 分析モデルの定式化

3.2.1 分析モデルの検討

浅子モデルと星モデルの最大の相違点は、貸出金利の果たす役割についての考え方にある。浅子モデルでは、貸出金利が柔軟に動くことによって貸出需給が均衡すると考えるが、星モデルでは、貸出金利は貸出需給を均衡させるように柔軟に変化するものではないと考える。従って、貸出市場は必ずしも均衡しない。

筒井 (2005) では、90年代に貸出市場に超過需要が存在するかを見極めるために、マクロ・データを用いた不均衡分析を行い、90年代には貸出市場に超過需要が恒常的に発生していたことを示した。この分析結果は、貸出金利が貸出需給を均衡させるように柔軟には変化していないことを示唆しており、本稿の分析においても、そのような可能性を考慮したモデルの定式化が求められる。

本稿では、主として貸し手側の要因で貸出量と貸出金利が決定するという状況を想定するが⁹、その背景には以下のような貸し手の合理的な貸出行動がある。貸し手である銀行は、借り手である企業から資金需要に基づいた借入申込みを受けるが、貸し手の意図する貸出供給との間に不均衡が存在する場合には、貸し手と借り手との間に情報の非対称性の問題が存在

⁹ 通常は、貸出金利と貸出量は、貸し手と借り手との交渉で決定されと考えられるが、本稿の想定するような貸出行動を仮定すると、相対的貸出市場において貸し手に完全なマーケット・パワーがなくても、貸し手の合理的な行動の結果として、貸出金利と貸出量が貸し手の要因で決定するという状況が生まれる。

することから、貸し手は貸出需給を均衡させる手段として貸出金利を活用しようとはしない。貸出金利の引き上げは、借り手がハイリスク・ハイリターンのプロジェクトへ変更する誘引となることから、貸出金利が高まるにつれ、貸し手の期待収益率は必ずしも高まるとは限らず、むしろ低下するケースが考えられるためである。情報の非対称性が存在する場合には、貸し手は貸出金利を貸出需給を均衡させる手段ではなく、借り手の債務不履行リスクを判断する指標として扱おうとする。すなわち、借り手に対してリスク・プレミアムを上乗せした貸出金利を提示することで、貸出金利は借り手の債務不履行リスクを判断するシグナルとして機能するのである。このような場合には、貸出金利にはもはや貸出市場の需給を均衡させる機能は存在せず、貸し手の利潤最大化行動の結果として、貸出供給は貸し手側の要因で決定することになる。

以上のように、情報の問題を考慮した場合には、貸出需給が均衡するように貸出金利が柔軟に変化するのではなく、貸出金利は貸し手にとって借り手の債務不履行リスクを判断するシグナルとして機能し、貸し手の合理的な貸出行動の結果として、貸出市場に不均衡が生じる可能性が考えられる。こうした状況は、銀行が複数存在する競争状況下においても、同様に発生する可能性がある。

以上の議論を踏まえ、先行研究の2つのモデルを参考に、新たに以下の連立方程式体系のモデルを示す。

$$\text{設備投資関数} \quad I = I(L, A, q) \quad (7)$$

$$\text{貸出供給関数} \quad L = L(I - \theta \cdot CF, i, \rho, BANK, Y) \quad (8)$$

(I : 設備投資, L : 銀行貸出, A : 流動性資産, q : トービンの q , CF : キャッシュ・フロー, θ : CF のうち投資資金へ回る割合, ρ : 貸し手と借り手間の情報問題の深刻さを表すパラメーター, i : 債券金利, $BANK$: 銀行の健全性を表す指標, Y : 貸出に影響するその他の外生変数)

式 (7) は個別企業の設備投資行動を表す設備投資関数であり、式 (8) は個別の借り手側企業に対する銀行の貸出行動を表す貸出供給関数である。三井・河内 (1995) が指摘するように、貸出市場では企業ごとに別々の市場、あるいは差別化された債務証書という金融商品の市場が形成されていると解釈すると、後者の貸出供給関数は、個々の企業に対する個社別貸出供給関数という位置づけになる。

式 (8) をみると、銀行貸出の説明変数として、借り手側の外部資金需要を表す $I - \theta \cdot CF$ が組み込まれているが、式 (8) は貸出需要関数と貸出供給関数から導かれた誘導系ではなく、貸し手の貸出行動を表す貸出供給関数と考える。その背景には、前述のような銀行の合理的な貸出行動がある。すなわち、貸し手側である銀行は、借り手側である企業から貸出需要に

基づいた借入申込みを受けるが、貸し手と借り手との間に情報の非対称性の問題が存在することから、貸し手の利潤最大化行動の結果として、貸出量と貸出金利が貸し手側の要因で決定される。従って、貸し手は借り手の資金需要を貸出量決定の判断材料にはするものの、貸出需給に不均衡がある場合にはショート・サイドで貸出量が決定されるため、場合によっては、借り手の資金需要が満たされないこともあり得る¹⁰。

従って、このモデルには、貸出需要と貸出供給とが貸出金利を通じて需給均衡するというメカニズムが組み込まれておらず、貸出市場の均衡を前提としない点でモデルの基本的な構造を星モデルに依拠している。

設備投資関数である式 (7) は星モデルと全く同じように見えるが、星モデルはマクロの設備投資関数であるのに対して、式 (7) は個別企業の設備投資関数であるということに留意すべきである。ここでも、星モデルと同様、貸し手と借り手の間の情報の非対称性の存在により、MM 理論が成立しない世界を想定している。内部資金と外部資金は完全代替ではないため、設備投資は内部資金 A の制約を受け、銀行貸出が他の外部調達手段と完全代替ではないため、設備投資は銀行貸出 L の制約も受ける。従って、 L の係数をみることにより、銀行貸出がエージェント問題を軽減し、設備投資を促しているかを検証することが可能になる。

このような金融ヒエラルキーが成立するためには、銀行貸出の供給制約が必要である。この役割は、貸し手と借り手の間の情報問題の深刻さを表す ρ が果たすが、それに加え、貸し手の財務の健全性を表す $BANK$ も銀行貸出の制約要因となる。すなわち、貸し手のバランス・シートの悪化によって貸出量が減少するという、キャピタル・クランチの可能性を想定しており、バブル崩壊後の不良債権の増加や、株価含み益の低迷などが、銀行のバランス・シートの悪化をもたらし、銀行貸出にネガティブな影響を与えた可能性を考慮している。

第1節で説明したように、90年代後半のキャピタル・クランチに関する実証研究の多くは、設備投資関数や貸出供給関数に銀行の健全性を表す指標などを説明変数として加えて計測するというものであったが、このような手法では借り手の資金需要が十分にコントロールされていないため、これらの計測結果だけからキャピタル・クランチを正確に判断するのは困難であった。しかし、本稿で提示した連立方程式モデルでは、借り手の資金需要の変化を同時に把握することができるため、銀行のバランス・シートの変化が貸出行動に与えた影響を、

¹⁰ 星モデル同様、このような貸出行動のミクロ的基礎は Stiglitz and Weiss (1981) の信用割当モデルによって与えられるが、当モデルで想定される信用割当は、星モデルで想定したものは若干異なる。星モデルはマクロ・モデルであるため、同水準の金利で、貸出が受けられる企業と受けられない企業が存在するという超過需要の状況を想定している。それに対して、当モデルで想定される信用割当とは、1企業において、貸し手はその企業に対して提示した金利水準では超過需要が存在するのにもかかわらず、貸し手が金利上昇でその超過需要を解消しないような状況を表す。

これまでの先行研究よりも正確に抽出することが可能になる。

3.2.2 計測に用いるモデルの定式化

以上の議論を踏まえ、具体的な計測モデルを定式化する。まず、設備投資関数は式 (9) のように定式化される。

$$\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} = \alpha_1 q_{i,t} + \alpha_2 \frac{A_{i,t-1}}{K_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{\Delta L_{i,t}}{K_{i,t-1}} + \eta_i + u_{i,t} \quad (9)$$

($K_{i,t}$: i 企業の t 期末の実質資本ストック, $I_{i,t}$: i 企業の t 期の実質設備投資,
 $q_{i,t}$: i 企業の t 期のトービンの q , $A_{i,t}$: i 企業の t 期末の実質流動性資産残高,
 $L_{i,t}$: i 企業の t 期の実質借入残高, η_i : 企業ダミー, $u_{i,t}$: 攪乱項)

式 (9) では、標準的なトービンの q 型モデルに、トービンの q では考慮されていない以下の金融的側面を踏まえた説明変数が加えられている。資金の貸し手と借り手の間に情報の非対称性や情報の不完全性が存在する場合には、エージェンシー・コストが発生するため、それぞれの資金調達手段が完全に代替的ではなくなる。 A/K が設備投資関数に組み込まれているのは、エージェンシー問題を軽減する役割を、企業の保有する流動性資産が果たすと考えられるためである¹¹。仮に、企業がすぐに換金できる流動性資産を多く保有するのであれば、外部資金に依存する度合いが減少するため、エージェンシー問題が軽減され、円滑に設備投資を行うことが可能となる。

右辺第3項の $\Delta L/K$ は、 i 企業に対する銀行貸出額の変化分を資本ストックで割ったものであり、銀行貸出がエージェンシー問題を軽減する役割に着目して導入された。銀行が他の資金提供者よりも効率的に企業を監視することで、エージェンシー・コストを軽減することができるかと仮定すると、銀行貸出の供給量が増加することにより、今まで行われなかった設備投資も可能になる。

以上のような、いわゆる金融ヒエラルキーのような世界が成立するためには、企業の内部資金には制約があるという条件に加え、銀行貸出にも供給制約が必要である。前者については分かりやすいが、後者については、後で述べるように、貸出供給関数に貸し手と借り手双方のバランス・シート要因が制約条件として課される。

最後に、各企業に固有の固定効果を示す企業ダミーを加え、設備投資関数を式 (9) のように定式化する。

次に、貸出供給関数は式 (10) のように定式化する。

¹¹ 正確には $A_{i,t-1}/K_{i,t-1}$ と表記すべきであるが、煩雑さを避けるため添字の i と t を省略した。以下、他の変数についても、誤解のない範囲内で同様の表記をすることがある。

$$\frac{\Delta L_{i,t}}{K_{i,t-1}} = \beta_1 \left(\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} + \frac{\Delta LAND_{i,t}^r}{K_{i,t-1}} - \frac{CF_{i,t}}{K_{i,t-1}} \right) + \beta_2 DEBT_{i,t-1} + \beta_3 \frac{LAND_{i,t-1}^n}{K_{i,t-1}} + \beta_4 BOND_t + \beta_5 BIS_{i,t-1} + \mu_i + v_{i,t} \quad (10)$$

($LAND_{i,t}^r$: i 企業の t 期末の実質土地ストック, $CF_{i,t}$: i 企業の t 期の実質キャッシュ・フロー, $DEBT_{i,t}$: i 企業の t 期の負債比率, $LAND_{i,t}^n$: i 企業の t 期末の時価ベースの土地ストック, $BOND_t$: t 期の 10 年物国債応募者利回り, $BIS_{i,t}$: i 企業のメインバンクの t 期の財務健全性指標, μ_i : 企業ダミー, $v_{i,t}$: 攪乱項)

右辺の第 1 項 $I/K + \Delta LAND^r/K - CF/K$ は、借り手の外部資金需要を表す。この変数の有意性を確認することで、借り手側の資金需要が銀行貸出に十分に反映されているかを確認し、貸出市場の不均衡の存在を判断することが可能となる。設備投資 I と資本ストック K には土地を含んでいないので、土地の増減をそれに加え、そこから当年度のキャッシュ・フローを差し引いたものを、外部資金需要の大きさを表す指標とした。浅子モデルでは、キャッシュ・フローの全部が必ずしも投資資金に回らないケースを考慮し、投資資金に回る割合 θ ($0 \leq \theta \leq 1$) を CF にかけて外部資金需要を定義しているが、本稿では $\theta = 1$ を仮定している。

第 2 項の $DEBT$ は借り手のバランス・シートの健全性を表す指標であり、以下の 2 つの意味から貸出量を抑制する役割を果たす¹²。一つは、 $DEBT$ が貸出に伴う信用リスクの大きさを反映することに基づくものであり、借り手の財務健全性の悪化は貸し手にとっては貸出に伴うリスク・プレミアムの上昇を意味するため、貸出供給を抑制させる要因となる。もう一つは、 $DEBT$ が貸出市場の不完全性を表す情報パラメーターの役割も果たすことによる。すなわち、借り手の財務健全性の悪化は、その企業と貸し手である銀行との間の情報の問題をより深刻化させるため、貸出供給を抑制する可能性がある。この 2 つの要因が複合的に作用し¹³、借り手のバランス・シートの悪化が設備投資を抑制することを想定している。これら 2 つの要因を分解することは容易ではないため、特に分割せず一緒に扱うことにする。

第 3 項の $LAND^n/K$ は、土地が担保として機能することで、貸し手と借り手の間の情報の問題を緩和し、企業の借入制約が和らぐという考え方に基づく。担保が十分に存在すると、貸し手にとって債務不履行リスクが軽減されるため、その分リスク・プレミアムが小さくなり、貸出供給を促す要因となる。土地を時価ベースとしたのは、地価の変動が担保価値を変動さ

¹² $DEBT$ は過去に積みあがった債務負担の重さを示す指標でもあるため、ある一定水準を超えた場合には、過去の過剰な債務が足かせとなって、将来にわたって正の利潤が期待できる投資プロジェクトに貸出が行われなくなるといふ、デット・オーバーハングの問題を誘発する指標とみなすことも可能である。

¹³ 貸し手は、これら 2 つの要因を金利にスプレッドとして加算して貸出金利を決定するため、貸出金利が借り手の債務不履行リスクを判断するシグナルとして機能すると考えると、 $DEBT$ の代わりに貸出金利を説明変数とする方法もあるが、貸出金利が貸出需給を均衡させるように柔軟に変動する場合には、他の変数と相關する可能性が高い。従って、当モデルでは、貸出供給関数に説明変数として $DEBT$ を直接盛り込んだ。

せることに着目し、その効果も同時に見ることを意図したためである。90年代は地価が継続的に下落したために、貸し手にとって土地の担保としての重要性が低下した可能性も否定できない。その場合には、貸し手と借り手の間の情報の問題を緩和する機能を果たさず、有意な値を示さない可能性もある。

第4項の*BOND*は国債の利回りであるが、この変数は貸し手の資金運用先として、企業への貸出以外に国債などの債券も選択肢として存在する点を考慮したものである。90年代後半は、企業向けの貸出が伸び悩む中、国債への投資が堅調だったことから説明変数として加えた。*BOND*が上昇すると、貸し手のポートフォリオに国債を増加させる要因となり、低下すると貸出を増加させる要因として働くことが期待される¹⁴。但し、国債の利回りが貸出金利の代理変数として機能することが懸念されるため、実際に計測する際には、*BOND*を説明変数に加えた場合と落とした場合の両方を計測することとした。

第5項の*BIS*は、貸し手のバランス・シートの健全性を表す指標である。バブル崩壊後の不良債権の増加や、株価等の含み益の低迷が、銀行のバランス・シートの悪化をもたらし、貸出にネガティブな影響を与えたと考えられるため、貸し手のバランス・シートの悪化によって貸出量が抑制されるという、キャピタル・クランチの可能性を想定して導入した。

最後に、設備投資関数と同様に、各企業に固有の固定効果を示す企業ダミーを加え、貸出供給関数を式(10)のように定式化する。

以上のように式(9)と式(10)が定式化されたが、この連立方程式では I/K と $\Delta L/K$ が内生変数となっており、これらは連立方程式体系のなかで同時決定される。

3.3 社債市場の問題

本稿では、企業の資金調達方法として、内部資金、銀行貸出、社債が、それぞれ完全には代替的でなく、それぞれの調達手段に対応してエージェンシー・コストが相違し、金融ヒエラルキーが形成されていることを想定している。このような状況の下では、設備投資関数である式(9)の $\Delta L/K$ の係数 α_3 が有意に正の値を示せば、銀行が他の資金提供者よりも効率的に企業を監視することでエージェンシー・コストを軽減し、銀行貸出が設備投資を促進すると解釈することが可能である。しかし、現実の金融市場に目を向けた場合、借り手が銀行借入と社債発行を選択する際には、この仮定では説明されていない、無視できない要素が存在する。

例えば、バブル期に旺盛なエクイティ・ファイナンスが行われたことは記憶に新しい。バ

¹⁴ 厳密にはイールド・カーブの形状等を考慮する必要がある。

ブル期には、右肩上がりの株価を利用して非常に低いクーポン・レートで転換社債やワラント債が発行されたため、本稿が想定しているような金融ヒエラルキーに歪みが生じていた可能性が高い。この問題に対しては、計測期間からバブル期を外すことで、この時期の異常な低クーポンでの社債発行の要因を排除することが可能であろう。具体的には、計測期間をバブル崩壊後の1992年度から2002年度までの11年間とする。

バブル期のエクイティ・ファイナンスの問題以外にも、以下の3点については配慮する必要がある。まず第1に、金融自由化の要因が挙げられる。80年代前半までは、社債発行の際には厳格な適債基準が存在し、社債発行が可能な企業はごく一部の優良企業に限られていたが、80年代後半から適債基準が徐々に緩和されたため、90年代初めにかけて、企業の資金調達方法に占める社債の比率が上昇した。第2に、古くから社債発行の実績がある企業は、これまでの実績に裏打ちされた名声から、モニタリング・コストが相対的に小さくなるとが考えられる点である。第3に、社債は銀行貸出と比較して満期が長いケースが多いなど金融商品として商品性に差がある点も見逃せない。

以上の3点については、第5.3節で詳しく述べるように、社債での資金調達の選好に大きく関与する要因でサンプル分割を行った計測を活用することで、計測結果の頑健性をチェックする¹⁵。

3.4 計測方法

式(9)と式(10)をそれぞれ最小二乗法で計測すると、次のような問題が残る。例えば、以下の簡単なモデルを例に考えてみる。

$$X_{it} = \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 Z_{it} + \alpha_{3i} + u_{it} \quad (11)$$

$$Y_{it} = \beta_1 X_{it} + \beta_2 W_{it} + \beta_{3i} + v_{it} \quad (12)$$

このモデルでは X_{it} と Y_{it} が内生変数、 Z_{it} と W_{it} は外生変数であり、 α_{3i} と β_{3i} は個別効果を表す。この連立方程式体系のもと、式(11)を計測するケースを考える。

まず、式(12)の X_{it} に式(11)を代入してまとめると、式(13)が得られる。

$$Y_{it} = \frac{\alpha_2 \beta_1}{1 - \alpha_1 \beta_1} Z_{it} + \frac{\beta_2}{1 - \alpha_1 \beta_1} W_{it} + \frac{\beta_1}{1 - \alpha_1 \beta_1} \alpha_{3i} + \frac{1}{1 - \alpha_1 \beta_1} \beta_{3i} + \frac{\beta_1}{1 - \alpha_1 \beta_1} u_{it} + \frac{1}{1 - \alpha_1 \beta_1} v_{it} \quad (13)$$

¹⁵ 社債と銀行借入の選択の問題は、以上のような要因を含めて別途検討する必要がある。以上の問題を扱った研究に、福田・計・中村(1999)などがある。

式 (13) をみると、個別効果 α_{3i} は Y_{it} と関連することが分かる。従って、固定効果を考慮した計測が求められる。しかし、 Y_{it} は u_{it} とも関連するため、式 (11) を最小二乗法で計測すると、同時方程式バイアスが生じる。

また、個別企業データを用いたパネル分析を行う場合、データ・セットには各企業のクロス・セクションの情報が含まれることになる。各企業の規模は大きく異なることなどから、実際の計測モデルでは変数を K で基準化してはいるものの、最小二乗法が想定する推定誤差項の分散均一性という条件を満たさない可能性が残る。

以上の問題点に対応するために、本稿では、式 (9)、式 (10) についてそれぞれ階差をとり、一般化モーメント法 (GMM) の手法を用いて計測することとした¹⁶。なお、GMM推定の際のモデルの妥当性の検証は、過剰識別制約の検定で行うこととする。

¹⁶ 誤差項の分散不均一性が、推定バイアスをもたらすことを避けるための計測方法として、二段階最小二乗法も考えられる。本稿で用いるGMMは、操作変数を情報集合としたとき誤差項の条件付分散均一性が満たされる場合には、二段階最小二乗法と同じになる。本稿の計測モデルでは条件付分散均一性が満たされるか不明であるため、GMMを採用した。

4 データ

4.1 対象サンプル

本稿で使用する企業データは、日本政策投資銀行「企業財務データバンク」に収録されている、東京・大阪・名古屋の3証券取引所の第1部及び第2部上場の金融・保険業を除く企業の財務データである。サンプル企業は、計測対象期間の1992年度から2002年度の間に上場を維持している企業だけに限定せず、対象期間中に新規上場した企業や、上場廃止となった企業に関しても、5年以上連続して存続していれば対象サンプルに加えた¹⁷。従って、非バランス型パネルでの分析となる。

各企業の決算期と年度との関係については、当年4月から翌年3月までを1年度とし、その間に迎えた決算をその企業の当該年度のデータとした。対象期間中に決算期変更を行った企業については、その企業の全データを除外することはせず、決算期変更に伴う特殊な経理処理の影響が強いと考えられる当該決算期変更年度と翌年度のデータのみをサンプルから除外した。同様に、上場企業同士の合併が行われた場合は、合併のあった年度とその翌年度をサンプルからはずした¹⁸。企業財務データを用いた分析の場合、合併前と合併後の連続性を保持するために、合併前の両者のデータを合算する手法が頻繁に用いられているが、意思決定プロセスが異なる2社を合算することには問題が多いため、本稿では両者を合算せず別々の企業として扱い、合併後の企業についても、合併前の2社とは全くの別の会社として扱った¹⁹。

本稿では、内部資金、銀行貸出、社債それぞれの資金調達方法が完全には代替的でないことを想定しており、このことの検証を伴うため、外部資金の調達を行っている企業のみを対象とする。従って、借入や社債などの外部資金調達が全くない企業は、サンプルから除外した。

以上の条件を満たす企業は2002年度には1,813社存在する。表4-1にその業種別内訳を示す。

¹⁷ サンプルを対象期間中に上場を維持している企業だけに限定した場合、競争に勝ち残った者だけが対象となっていることから、いわゆるサバイバル・バイアス (survival bias) の問題が生じる。

¹⁸ 非上場企業との合併や事業部門の売却・分社化等については、特定が困難なため調整は行っていない。これらについては、後述する外れ値除去で対応する。

¹⁹ これらのサンプル・セレクションの手法は中村(2000)を参考にした。

表 4-1 サンプル企業の業種別の社数（2002 年度）

業種名	(社)
全産業	1,813
製造業計	1,070
食料品	92
繊維製品	58
紙・パルプ	21
化学	151
窯業・土石製品	52
金属	135
一般機械	165
電気機械	151
輸送用機械	98
精密機械	31
その他製造業	116
非製造業計	743
農林水産業・鉱業	9
建設	134
電力・ガス・熱供給	22
卸・小売	313
不動産	33
運輸・通信	117
サービス	115

4.2 データの構築

式 (9) と式 (10) で構成される連立方程式の計測に用いられるデータの大半は、財務データを利用しているが、財務データは簿価ベースであるため、計測に必要なデータのうち財務データから直接入手できるものは限られており、データ構築が必要になる。以下では、特にデータ構築の考え方について説明が必要なトービンの q と、銀行の財務健全性指標の説明を行う。その他のデータ作成方法の詳細は第 7 節の付録で説明する。

4.2.1 トービンの q

本稿で用いるトービンの q は、小川 (2003) にならい、以下のように定義する。

$$q_t = \frac{1}{P_t^I} E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \beta_{t+j} (1 - \delta_t)^j \pi_{t+j} \right] \quad (14)$$

$$\beta_{t+j} = \prod_{i=1}^j (1 + r_{t+i})^{-1}, \quad \beta_t \equiv 1$$

($E_t[\]$: t 期に利用可能な情報に基づく条件付き期待オペレーター, p_t^I : t 期の投資財価格, δ_t : t 期の資本減耗率, π_t : t 期の実質資本ストック当りの利益率, r_t : t 期の割引率)

この定式化は、設備投資によって形成された資本ストックを稼働させて、将来にわたって得られると予想される収益を現在価値に割り戻したものであり、限界 q の考え方に基づく。

式 (14) で定義したトービンの q のデータ系列を構築する際に、割引率 r と実質資本ストック当りの利益率 π には、将来変数が含まれていることに留意する必要がある。これらの確率過程を静学的であると仮定すると²⁰、式 (14) は以下のように変形され、これに基づいてトービンの q を算出する。

$$q_t = \frac{1}{P_t^I} \sum_{j=0}^{\infty} \left[\left(\frac{1 - \delta_t}{1 + r_t} \right)^j E_t(\pi_{t+j}) \right] = \frac{\pi_t}{P_t^I} \left(\frac{1 + r_t}{r_t + \delta_t} \right) \quad (15)$$

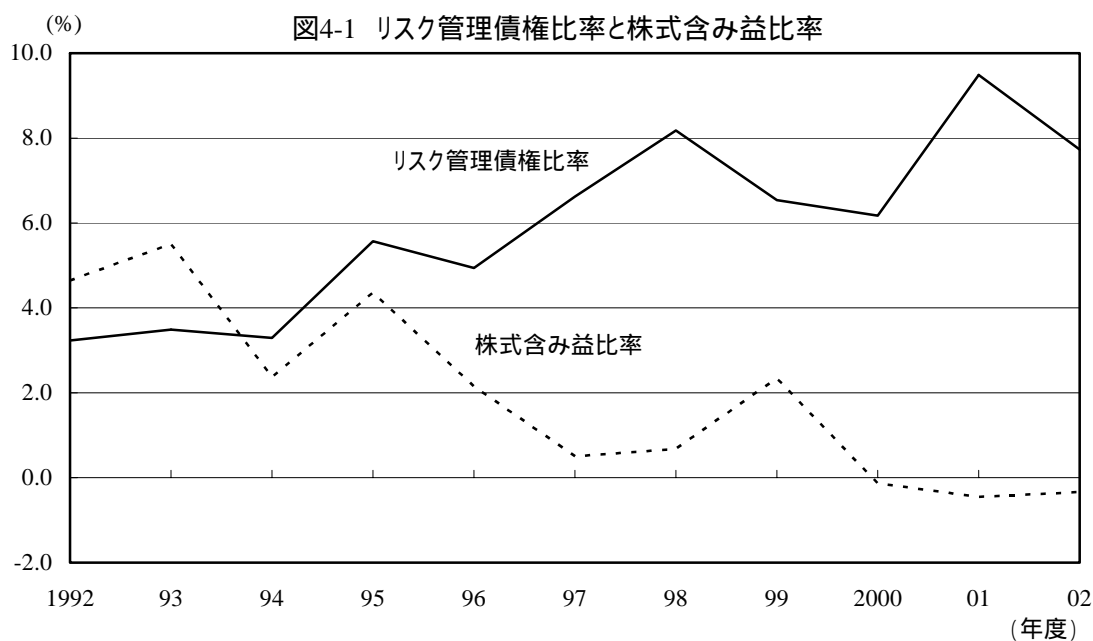
4.2.2 銀行の財務健全性指標

銀行のバランス・シートの健全性を表す代表的な指標に、「バーゼル合意」に基づく銀行の自己資本比率規制 (BIS規制) におけるリスク・アセット・レシオ (以下ではBIS比率と呼ぶ) がある。BIS比率は、自己資本をリスク・アセット総額で割ったものと定義される。BIS比率の分子である自己資本は、不良債権の処理のために貸倒引当金を積み増すと減少するほか、有価証券の含み益の45%が自己資本に組み込まれるため、含み益の増減の影響も受ける。バブル崩壊後の不良債権の増加と、株価等の資産価格の低迷は、BIS比率の押し下げ要因として大きく寄与したものと考えられる。これらのインパクトの大きさをみるために、リスク管理債権と株式含み益をそれぞれ貸出残高で割った、リスク管理債権比率と株式含み益比率を図4-1に示した。いずれも、都市銀行、長期信用銀行、信託銀行計21行(92年)の加重平均である²¹。リスク管理債権比率は、不良債権のカバレッジが頻繁に変更されたため²²、時系列の比較には注意が必要であるが、ピークの2001年度には10%目前まで上昇した。株式含み益比率も、90年代後半は低迷し、2000年度以降には含み損が発生している。

²⁰ r_t と π_t が独立なランダム・ウォークに従うと仮定した場合にも、同様の結果が得られる。

²¹ 銀行の財務健全性指標の構築には、銀行の財務データが必要であるが、日本政策投資銀行「企業財務データバンク」には金融・保険業の企業データが収録されていないため、各銀行の有価証券報告書からデータを入手した。

²² リスク管理債権の範囲は以下のとおりである。94年度までは破綻先債権と延滞債権の合計額。95、96年度は、以上に金利減免等債権額を加算した合計額。97年度以降は、破綻先債権、延滞債権、3ヶ月以上延滞債権、貸出条件緩和債権の合計額である。このように、リスク管理債権はカバレッジが変更されているため、時系列で比較する際には注意が必要である。不良債権の大きさを表す指標として、リスク管理債権以外に、金融再生法開示債権や自己査定に基づく債務者区分によるものがある。しかし、前者は99年3月期から、後者は98年3月期からの公表とであり、十分な期間が得られないため、ここではリスク管理債権比率を示した。



- (備考) 1. 都市銀行，長期信用銀行，信託銀行の各行の加重平均。各行の有価証券報告書から作成。
 2. リスク管理債権比率は，リスク管理債権を貸出残高で割って算出。単体ベース。
 3. リスク管理債権は定義の変更が頻繁に行われたため，時系列の比較には注意が必要である。
 94年度までは破綻先債権と延滞債権の合計額。95，96年度は，以上に金利減免等債権額を加算したもの。97年度以降は，破綻先債権，延滞債権，3ヶ月以上延滞債権，貸出条件緩和債権の合計額である。
 4. 株式含み益比率は，株式含み益を貸出残高で割って算出。97年度までは単体ベース，98年度以降は連結ベース。

BIS比率の低下が，銀行の貸出量の減少に結びつく理論的背景は以下のように説明できる。まず，不良債権の増加に伴う貸倒引当金の積み増しや²³，株価下落に伴う株式含み益の減少は，BIS比率の分子である自己資本を押し下げ，BIS比率を低下させる。BIS比率の水準は銀行の信用力の判断材料として扱われるため，銀行はBIS比率を回復させようとする。すなわち，貸出量を減少させることで，BIS比率の分母であるリスク・アセットを縮小させて，BIS比率の改善を図る可能性がある。また，BIS比率の持つ銀行規制の側面も，貸出削減の誘引となる。すなわち，BIS比率を8%以上に保つことが国際業務を営む銀行の条件とされ，国内業務のみを行う銀行においても4%以上を維持しなければならないとされているため，これらの数字がハードル・レートとして位置づけられ，この比率をクリアするために貸出の圧縮が行われる可能性がある。

Woo (1999)，Ito and Sasaki (2002)，永幡・関根 (2002) などの過去の先行研究でも，自

²³ 不良債権の増加は，過去の借り手企業の期待利潤を貸し手が過大評価した結果であると反省し，貸し手が貸出に慎重になるというルートも考えられる。

己資本比率の低下が銀行貸出を有意に減少させたことが報告されているが、これらの先行研究では、BIS比率は種々の努力の上に達成された事後的な指標であるため、銀行の健全性を表す指標としては不十分な面があることから、BIS比率に修正を加えた指標を用いている²⁴。

92年度以降の実際のBIS比率の推移をみると（図4-2）、都市銀行、長期信用銀行、信託銀行計21行（92年）を加重平均して算出したBIS比率は、不良債権が増加し、株式含み益が減少した90年代後半には低下しておらず、むしろ90年代前半よりも高水準にある。不良債権の増加や株式含み益の減少を十分に補える程度の利益が出た結果として、このようなBIS比率が達成されていたのであれば、BIS比率が銀行の健全性を表す指標として適切であるが、実際には、いわゆる公的資金の注入と、税効果会計の導入が、自己資本の押し上げに大きく寄与したと思われる²⁵。分子の自己資本から、税効果会計及び公的資本注入によって自己資本が押し上げられたと考えられる部分を控除した修正自己資本を、リスク・アセットで割った修正BIS比率をみると、97年度までは8%を超えていたが、2002年度には4%台まで半減していることが分かる。

以上を踏まえ、本稿では、特に90年代後半にBIS比率の押し上げに寄与した、公的資金と税効果会計の効果を調整した修正BIS比率を、銀行の健全性を示す指標とした。さらに、BIS比率の持つ銀行規制の側面を重視し、国際業務を営む銀行は8%、国内業務のみを行う銀行は4%をハードル・レートとし、修正BIS比率がハードル・レートをどれだけ上回っているかによって、貸出制約の大きさを測定することが可能であると考えた。すなわち、ハードル・レートよりも修正BIS比率が高いほど、貸出制約は緩和され、低いほど貸出制約が厳しくなる。以上より、修正BIS比率は式（16）のように定義される。

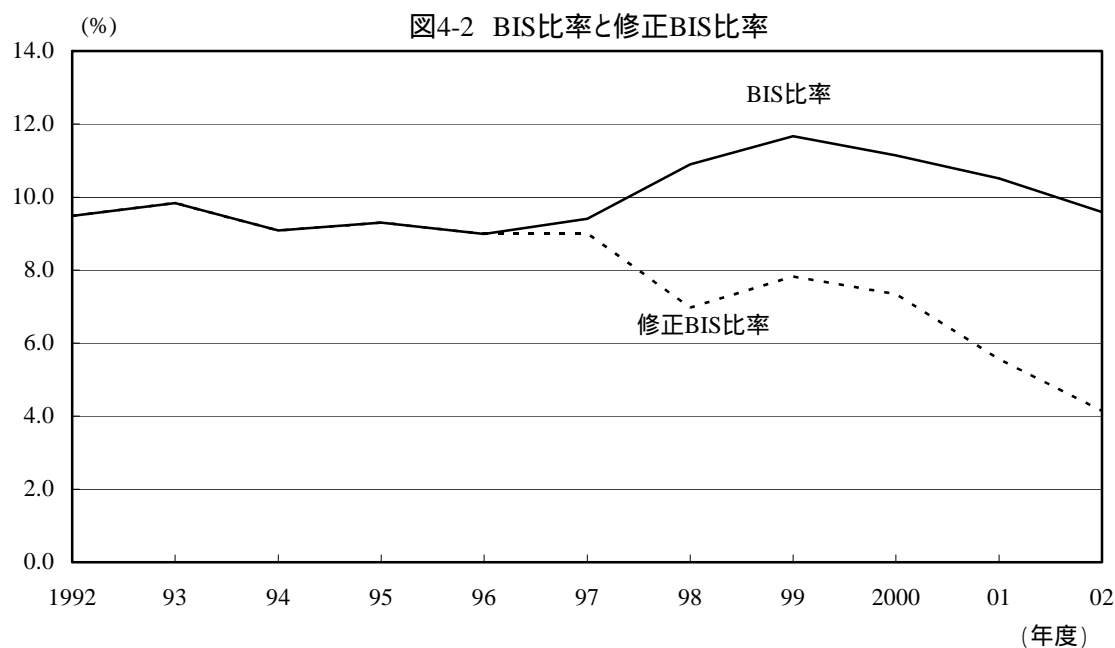
$$BIS = \frac{\text{自己資本} - \text{公的資金注入額} - \text{税効果資本}}{\text{リスク・アセット}} - \text{ハードル・レート} \quad (16)$$

（ハードル・レート：国際業務を営む銀行は8%、国内業務のみを行う銀行は4%）

式（16）の方法で、都市銀行、長期信用銀行、信託銀行の各行（92年度で21行）に限り、修正BIS比率を算出した。

²⁴ 90年代前半を分析対象としたWoo（1999）では含み益による資本押し上げ効果を調整したBIS比率が用いられ、Ito and Sasaki（2002）では劣後債に伴う資本の押し上げ効果が調整された。また、90年代後半も対象に加わっている永幡・関根（2002）では、含み益の調整だけでなく税効果会計に伴う資本押し上げ効果やリスク管理債権の引当率の変更も行われている。

²⁵ 公的資本の影響は97年度から、税効果会計の影響は98年度から表れる。



- (備考) 1. 都市銀行，長期信用銀行，信託銀行の各行の加重平均。各行の有価証券報告書から作成。
2. BIS 比率は連結ベース。98年度以降，銀行によっては，国際統一基準適用行と国内基準適用行があり，さらには，国際統一基準適用行も，マーケットリスク規制が適用される銀行とそうでない銀行があるため，厳密には単純平均することはできない。
3. 修正 BIS 比率は，BIS 比率の分子にあたる自己資本から，税効果会計及び公的資本注入によって，自己資本の押上げに寄与した部分を控除した場合に算出される BIS 比率。

銀行の財務健全性指標を貸出供給関数に組み込む際に，次に問題となるのが，どの銀行の財務健全性指標をどの企業に対応させるかである。本稿では，貸出残高が最も大きい銀行が，その企業の資金調達に最も大きな影響を与える銀行と考え，同行をその企業のメインバンクとみなし，メインバンクの財務健全性がその企業の貸出に影響すると想定した。都市銀行，長期信用銀行，信託銀行の各行に限り，修正 BIS 比率を算出したため，それらの銀行以外がメインバンクである場合にはサンプルから落ちることになるが，本稿では東証・大証・名証に上場している比較的規模の大きい企業を対象にしているため，メインバンクを都市銀行，長期信用銀行，信託銀行に限定しても，サンプルの残存率を8割超確保できた。

4.3 データの基本統計量

以上により、モデルの推計に必要なデータが構築されたが、異常値による振れを回避するため、以下のルールで異常値の除去を行った。すなわち $I/K_{i,t}$ 、 q 、 $A_{i,t}/K_{i,t}$ 、 $\Delta L/K_{i,t}$ 、 $\Delta LAND^n/K_{i,t}$ 、 $CF/K_{i,t}$ 、 $DEBT_{i,t}$ についてはそれぞれの平均から標準偏差の3倍の範囲を逸脱しているデータを異常値とみなし除去した²⁶。以下に、モデル推計に用いる異常値処理後のデータの基本統計量を示す。

表4-2では、計測期間に相当する1992-2002年度の全サンプルの基本統計量を、全産業だけでなく、製造業と非製造業（電力・ガス・熱供給を除く）に分けて算出したものを合わせて示した。全産業でみると、 q の平均値が2を超えており、対象期間中に設備投資が盛り上がりなかったことを勘案すると少し高めの値となっている。 $\Delta L/K_{i,t}$ の平均値がマイナスを示しているのは、サンプル企業の借入残高合計が減少したためである。また、 $I/K_{i,t}$ の最小値がマイナスになっているが、本稿では、当該決算期中の有形固定資産取得額から除却や売却による有形固定資産の減少を控除したものを設備投資として扱っているため、除却や売却などが大きいときはマイナスになることもあり得る。製造業と非製造業を比較すると、 $I/K_{i,t}$ 、 q 、 $A_{i,t}/K_{i,t}$ 、 $LAND^n/K_{i,t}$ 、 $CF/K_{i,t}$ 、 $DEBT_{i,t}$ など、非製造業の方が、平均値が大きいものが多い。

表4-3は、各変数の年度ごとの平均値を示した。 q の低下に対応するように、 $I/K_{i,t}$ は計測期間を通して低下傾向にある。このことは、設備投資の低迷には設備投資需要の減少が影響している可能性を示唆している。一方で、 $\Delta L/K_{i,t}$ は、98年度まではプラスの時期もあったが、99年度以降はマイナスが続いている。また、 $LAND^n/K_{i,t}$ は地価下落に伴い、一貫して低下していることが分かる。

²⁶ q については、同様の手法での異常値除去作業を2度行った。 $I/K_{i,t}$ については、異常値であることが明白な-1以下のサンプルを除去した。

表 4-2 基本統計量 (1992-2002 年度)

年度	I/K_{-1}	q	A_{-1}/K_{-1}	L/K_{-1}	$LAND^r/K_{-1}$	CF/K_{-1}	$DEBT_{-1}$	$LAND^n_{-1}/K_{-1}$
全産業								
平均値	0.113	2.017	0.624	-0.012	0.019	0.201	0.538	0.432
標準偏差	0.236	3.184	1.037	0.632	0.136	0.425	0.197	0.429
変動係数	2.085	1.578	1.661	-51.665	7.156	2.121	0.367	0.993
最大値	4.053	26.655	10.618	7.284	1.580	9.196	1.186	2.567
最小値	-0.980	-15.942	-6.017	-7.736	-1.528	-5.452	0.034	-1.002
製造業								
平均値	0.100	1.521	0.404	-0.014	0.012	0.147	0.494	0.320
標準偏差	0.181	2.186	0.583	0.359	0.106	0.210	0.177	0.328
変動係数	1.805	1.437	1.445	-25.864	8.662	1.431	0.358	1.026
最大値	3.986	22.007	9.665	7.200	1.580	8.437	1.176	2.549
最小値	-0.873	-15.942	-1.310	-7.583	-1.492	-3.897	0.034	-0.808
非製造業(電力・ガス・熱供給を除く)								
平均値	0.135	2.779	0.984	-0.007	0.030	0.280	0.603	0.610
標準偏差	0.302	4.142	1.431	0.909	0.172	0.613	0.208	0.499
変動係数	2.242	1.491	1.454	-133.183	5.793	2.189	0.344	0.818
最大値	4.053	26.655	10.618	7.284	1.562	9.196	1.186	2.567
最小値	-0.980	-15.664	-6.017	-7.736	-1.528	-5.452	0.042	-1.002

表 4-3 単純平均値の時系列データ (全産業)

年度	I/K_{-1}	q	A_{-1}/K_{-1}	L/K_{-1}	$\frac{LAND^r}{K_{-1}}$	CF/K_{-1}	$DEBT_{-1}$	$\frac{LAND^n_{-1}}{K_{-1}}$	$BOND$
1992	0.177	2.611	0.711	0.038	0.022	0.198	0.556	0.523	0.0501
1993	0.143	2.283	0.702	-0.016	0.022	0.170	0.548	0.482	0.0416
1994	0.127	2.169	0.696	-0.007	0.020	0.179	0.540	0.450	0.0437
1995	0.130	2.317	0.645	0.009	0.018	0.203	0.539	0.425	0.0314
1996	0.141	2.443	0.595	-0.040	0.020	0.208	0.538	0.419	0.0298
1997	0.127	2.064	0.545	0.024	0.021	0.204	0.535	0.417	0.0220
1998	0.115	1.801	0.603	0.032	0.019	0.198	0.533	0.407	0.0150
1999	0.077	1.850	0.632	-0.031	0.040	0.213	0.531	0.427	0.0169
2000	0.084	1.704	0.602	-0.019	0.019	0.228	0.538	0.423	0.0164
2001	0.070	1.263	0.580	-0.057	0.013	0.204	0.532	0.406	0.0129
2002	0.052	1.628	0.562	-0.074	-0.008	0.196	0.528	0.383	0.0113

5 実証分析

5.1 実証分析の枠組み

本節では、第3節で定式化した設備投資関数と貸出供給関数の連立方程式を GMM の手法で同時に計測する。以下に、計測に用いる設備投資関数と貸出供給関数を再掲する。

<設備投資関数>

$$\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} = \alpha_1 q_{i,t} + \alpha_2 \frac{A_{i,t-1}}{K_{i,t-1}} + \alpha_3 \frac{\Delta L_{i,t}}{K_{i,t-1}} + \eta_i + u_{i,t} \quad (9)$$

($K_{i,t}$: i 企業の t 期末の実質資本ストック, $I_{i,t}$: i 企業の t 期の実質設備投資,
 $q_{i,t}$: i 企業の t 期のトービンの q , $A_{i,t}$: i 企業の t 期末の実質流動性資産残高,
 $L_{i,t}$: i 企業の t 期の実質借入残高, η_i : 企業ダミー, $u_{i,t}$: 撓乱項)

<貸出供給関数>

$$\frac{\Delta L_{i,t}}{K_{i,t-1}} = \beta_1 \left(\frac{I_{i,t}}{K_{i,t-1}} + \frac{\Delta LAND_{i,t}^r}{K_{i,t-1}} - \frac{CF_{i,t}}{K_{i,t-1}} \right) + \beta_2 DEBT_{i,t-1} + \beta_3 \frac{LAND_{i,t-1}^n}{K_{i,t-1}} + \beta_4 BOND_t + \beta_5 BIS_{i,t-1} + \mu_i + v_{i,t} \quad (10)$$

($LAND_{i,t}^r$: i 企業の t 期末の実質土地ストック, $CF_{i,t}$: i 企業の t 期の実質キャッシュ・フロー,
 $DEBT_{i,t}$: i 企業の t 期の負債比率, $LAND_{i,t}^n$: i 企業の t 期末の時価ベースの土地ストック,
 $BOND_t$: t 期の 10 年物国債応募者利回り, $BIS_{i,t}$: i 企業のメインバンクの t 期の財務健全性指標,
 μ_i : 企業ダミー, $v_{i,t}$: 撓乱項)

最大の関心は、貸し手の貸出行動の変化とその設備投資への影響についてである。このことは、式 (9) の α_3 と式 (10) の β_1 を同時にみることで検証が可能である。 β_1 が統計的に有意な正の値を示さなかった場合には、社債市場に低コストでアクセスできない企業にとっては、銀行貸出によって希望する資金需要が満たされていない可能性が高い。この場合、貸出市場の不均衡が示唆される。同時に、 α_3 が有意な正の値を示せば、設備投資が銀行貸出の制約を受けており、銀行貸出が十分に受けられなかったために設備投資が抑制された可能性が指摘できる。

β_1 が有意でない場合、 β_5 をみることで、キャピタル・クランチを検証することが可能である。すなわち、 β_5 が有意な正の値を示せば、銀行のバランス・シートの悪化が資金供給曲線を左シフトさせ、貸出行動にネガティブな影響を与えた可能性が指摘できる。

β_1 と α_3 がともに有意な正の値を示したならば、銀行貸出は借り手の資金需要を十分に反映しており、かつ、銀行貸出がエージェンシー問題を緩和し、設備投資を促進する効果も確認される。この場合は、90年代の設備投資の低迷は、設備投資需要の減少に伴う資金需要関

数の左シフトである可能性が高い。実際、第 4-3 節で確認したように、トービンの q は 97 年度から 2001 年度まで大幅に低下しており、同時に、 α_1 が統計的に有意な値を示すのであれば、このことが設備投資低迷の主たる原因であるとの解釈が妥当であろう。

以上の解釈は、内部資金、銀行借入、社債発行の順に、資本コストが階段状に高くなっていく金融ヒエラルキーを前提とした上では成立するが、前述した社債市場の問題を考慮した場合には、また違った結論になる可能性がないわけではない。そこで、第 5.3 節で、社債市場の問題を考慮した頑健性のチェックを合わせて行う。

5.2 基本ケースの計測結果

計測期間は 1992-2002 年度であるが、同時に以下の期間分割をした計測も行う。まず、銀行の修正 BIS 比率が 9%台で安定していた 1992-1996 年度と、それが大きく低下した 1997-2002 年度の 2 期間に分割する。さらに、1997-2002 年度を、日銀短観の金融機関の貸出態度判断 DI でみて貸出態度が比較的厳しく、実際に貸し渋りが社会問題化した 1997-1999 年度と、やや緩和したと考えられる 2000-2002 年度に分割した計測も行う。また、製造業と非製造業では、設備投資行動や資金調達行動などが相違することも想定されるため、製造業と非製造業（電力・ガス・熱供給を除く）を分割した計測も同時に行う。

計測期間全体である 1992-2002 年度の計測結果をみる。表 5-1 には、全産業の設備投資関数と貸出供給関数の計測結果を示した。設備投資関数をみると、 α_1 、 α_2 、 α_3 のいずれも有意に正の値を示しており、トービンの q の設備投資へのプラスの効果だけでなく、企業の持つ内部資金や銀行貸出が、金融市場の不完全性に伴う、貸し手と借り手の間に存在する情報の非対称性の問題を緩和する役割を果たすという仮説を支持する結果が得られた。

貸出供給関数は、説明変数として国債利回り *BOND* を含めたものとそうでないもの、銀行の健全性指標 *BIS* を含めたものとそうでないものの組み合わせで、a, b, c, d の計 4 通りの計測結果を示した。*BIS* を含む c と d のケースは、サンプル企業が都市銀行、長期信用銀行、信託銀行をメインバンクとする企業に限定されるため、サンプル数が全体の 8 割程度に減少する。計測結果をみると、 β_1 はいずれも有意に正の値を示し、銀行貸出が借り手企業の資金需要を反映したものであることが確認できる。 β_2 もいずれも有意に負の値を示しており、借り手のバランス・シートの悪化が、銀行貸出に伴う信用リスクを上昇させたり、貸し手と借り手の間の情報の問題を深刻化させることで、銀行貸出を抑制させたものと考えられる。 β_3 はいずれも正の値を示したが、統計的に有意な値を示しておらず、土地が担保として機能し、企業の借入制約を緩和する効果は確認できない。

次に、ケースbとdからポートフォリオ要因である β_4 の計測結果をみると、統計的な有意性はないもののいずれも仮説と反対の正の値を示した。

銀行の健全性指標の係数である β_5 の計測結果をみると、ケースc、dとも有意に正値を示しており、銀行のバランス・シートの健全性が貸出行動に影響を与えた可能性を指摘できる。しかし、 β_1 が有意な正の値を示していることから、キャピタル・クランチがあったとしても、深刻なものではないと思われる。

製造業と非製造業の計測結果を示した表5-2、表5-3をみると、設備投資関数は、製造業、非製造業とも、 α_1 、 α_2 、 α_3 のいずれも有意に正の値を示しているが、貸出供給関数の計測結果は、製造業と非製造業で少し相違が見られる。 β_2 はいずれも有意に負の値を示したが、 β_2 の絶対値は製造業よりも非製造業の方がかなり大きい。このことから、非製造業の方が製造業よりも、企業のバランス・シートの悪化が銀行貸出の減少に寄与する度合いが強かったものと推察される。

以上の計測結果から、1992-2002年度を通してみると、貸出市場の不均衡は確認できず、設備投資の低迷の主たる要因は設備投資需要の減少である可能性が高い。

次に、1992-1996年度と1997-2002年度の計測結果を比較する。全産業の計測結果をみると、設備投資関数は、両期間とも α_1 、 α_2 、 α_3 のいずれも有意に正の値を示した。貸出供給関数をみると、まず、 β_1 はいずれも有意に正の値を示してはいるものの、係数の大きさが、1997-2002年度にはかなり低下していることが分かる。一方で、 β_5 はケースc、dのいずれも、1997-2002年度に有意に正の値を示し、銀行のバランス・シートの健全性が貸出に影響したという結果が得られた。 β_5 の計測結果は、製造業では全産業と同様に、1997-2002年度に有意に正値を示したが、非製造業では有意な結果が得られなかった。非製造業では、1997-2002年度に β_2 の絶対値が拡大していることから、貸出低迷は、銀行よりも企業のバランス・シートの健全性が強く影響していたものと考えられる。

最後に、1997-2002年度をさらに、1997-1999年度と2000-2002年度に分割した計測結果をみる。全産業の計測結果をみると、設備投資関数は両期間とも共通して α_1 、 α_2 、 α_3 のいずれも有意に正の値を示したが、貸出供給関数には、大きな相違がみられる。1997-1999年度には β_1 が有意な値を示さず、銀行貸出が借り手の資金需要を十分に反映していない。一方で、 β_5 は1997-1999年度に有意に正値を示し、銀行のバランス・シートの健全性が貸出行動に影響していることが確認できる。1997-1999年度の製造業と非製造業の計測結果を比較すると、まず、非製造業では、設備投資関数の α_3 が有意な値を示していない。貸出供給関数をみると、製造業では β_1 が有意に正値を示しているが、非製造業では有意な値とはなっ

いない。一方で、 β_5 は製造業では有意な正值を示したが、非製造業では有意ではなかった。

以上の計測結果から、1997-1999年度には借り手の資金需要を十分に満たすような銀行貸出がなされなかった可能性がある。この計測結果だけから判断することは難しいが、信用割当の可能性も残る。全産業で見ると、銀行のバランス・シートの健全性悪化が資金供給曲線を左シフトさせ貸出を抑制するような、キャピタル・クランチの側面も指摘できる。加えて、銀行貸出の収縮が設備投資の抑制につながったものと考えられる。製造業と非製造業に分けてみると、製造業では銀行のバランス・シートの健全性悪化が貸出行動にマイナスの影響を与えたものの、借り手の資金需要を反映した銀行貸出が行われたため、銀行貸出が設備投資を大幅に抑制してはいないものと推察される。それに対して、非製造業では銀行貸出が資金需要を十分に反映しておらず、銀行貸出が設備投資を促す効果も確認できないため、設備投資は内部資金の制約を強く受けたものと考えられる。しかし、銀行のバランス・シートの健全性が貸出行動に影響したという事実は観察されず、貸出行動に対するネガティブな影響は、主として企業のバランス・シートの健全性の問題にあったものと思われる。

表 5-1 基本ケース（全産業）

設備投資関数		貸出供給関数				
		a	b	c	d	
1992-2002	N=18,931	1992-2002	N=19,066		N=16,288	
α_1	0.050 (4.47) ***	β_1	0.215 (3.42) ***	0.212 (3.38) ***	0.217 (3.25) ***	0.214 (3.19) ***
α_2	0.091 (6.38) ***	β_2	-2.328 (-13.11) ***	-2.334 (-13.02) ***	-2.502 (-11.53) ***	-2.505 (-11.46) ***
α_3	0.330 (5.20) ***	β_3	0.045 (1.05)	0.040 (0.93)	0.059 (1.19)	0.055 (1.08)
		β_4		0.778 (1.23)		0.798 (1.11)
		β_5			0.951 (2.82) ***	0.909 (2.71) ***
J統計(p値)	11.791 (0.161)	J統計(p値)	6.582 (0.254)	6.718 (0.243)	5.825 (0.324)	6.045 (0.302)
1992-1996	N=8,319	1992-1996	N=8,358		N=7,246	
α_1	0.074 (3.94) ***	β_1	0.453 (3.08) ***	0.421 (2.85) ***	0.514 (3.50) ***	0.474 (3.19) ***
α_2	0.054 (2.09) **	β_2	-2.385 (-7.87) ***	-2.439 (-7.93) ***	-2.490 (-7.11) ***	-2.554 (-7.18) ***
α_3	0.363 (5.25) ***	β_3	0.054 (1.02)	0.027 (0.48)	0.076 (1.22)	0.044 (0.64)
		β_4		2.547 (2.80) ***		2.834 (2.64) ***
		β_5			-0.771 (-0.72)	-1.696 (-1.49)
J統計(p値)	5.929 (0.655)	J統計(p値)	3.172 (0.673)	3.413 (0.637)	3.199 (0.669)	3.361 (0.645)
1997-2002	N=10,581	1997-2002	N=10,689		N=8,988	
α_1	0.034 (3.52) ***	β_1	0.176 (2.75) ***	0.178 (2.79) ***	0.190 (2.63) ***	0.192 (2.66) ***
α_2	0.110 (4.75) ***	β_2	-2.112 (-9.34) ***	-2.104 (-9.29) ***	-2.181 (-8.53) ***	-2.176 (-8.51) ***
α_3	0.279 (3.87) ***	β_3	0.070 (1.30)	0.073 (1.34)	0.079 (1.29)	0.082 (1.34)
		β_4		-2.499 (-2.65) ***		-2.443 (-2.05) **
		β_5			1.226 (3.56) ***	1.232 (3.57) ***
J統計(p値)	14.15 (0.078)	J統計(p値)	9.519 (0.090)	9.430 (0.093)	9.648 (0.086)	9.507 (0.090)
1997-1999	N=5,308	1997-1999	N=5,358		N=4,525	
α_1	0.037 (3.05) ***	β_1	0.181 (1.40)	0.186 (1.44)	0.226 (1.49)	0.229 (1.52)
α_2	0.105 (4.23) ***	β_2	-1.987 (-6.01) ***	-1.955 (-5.91) ***	-1.990 (-5.57) ***	-1.976 (-5.52) ***
α_3	0.209 (2.35) **	β_3	0.020 (0.17)	0.025 (0.22)	0.040 (0.28)	0.048 (0.33)
		β_4		-3.859 (-3.34) ***		-3.070 (-2.20) **
		β_5			1.824 (3.51) ***	1.677 (3.30) ***
J統計(p値)	7.588 (0.475)	J統計(p値)	5.401 (0.369)	5.108 (0.403)	5.883 (0.318)	5.667 (0.340)
2000-2002	N=5,224	2000-2002	N=5,284		N=4,416	
α_1	0.020 (2.96) ***	β_1	0.164 (2.95) ***	0.164 (2.95) ***	0.177 (2.80) ***	0.177 (2.81) ***
α_2	0.124 (4.65) ***	β_2	-2.036 (-6.80) ***	-2.034 (-6.80) ***	-2.092 (-6.05) ***	-2.093 (-6.04) ***
α_3	0.301 (4.79) ***	β_3	0.081 (1.25)	0.080 (1.24)	0.085 (1.14)	0.086 (1.14)
		β_4		1.006 (0.61)		-0.208 (-0.09)
		β_5			0.292 (0.79)	0.301 (0.74)
J統計(p値)	13.980 (0.082)	J統計(p値)	11.381 (0.044)	11.358 (0.045)	9.740 (0.083)	9.740 (0.083)

- (備考) 1. カッコ内の数字は t 値 (*は 10% , **は 5% , ***は 1% で有意であることを示す) . t 値の算出には, 誤差項の分散不均一性を考慮し, White の修正を行った . N はサンプル数 . 企業ダミーの計測結果については省略 . 以上は, 表 5-2 以降も同様 .
2. 設備投資関数の操作変数は以下のとおり . 2, 3 期前の I/K , q , ROA , 1 期前の CF/K , A/K , $DEBT$, $LAND^0/K$, 当期の $LAND^1/K$, の階差である .
3. 貸出供給関数の操作変数は以下のとおり . 2, 3 期前の q , CF/K , 1 期前の $DEBT$, A/K , $LAND^0/K$, BIS , 当期の $BOND$, $LAND^1/K$, の階差である .

表 5-2 基本ケース（製造業）

設備投資関数		貸出供給関数				
		a	b	c	d	
1992-2002	N=12,017	1992-2002	N=12,027		N=10,333	
α_1	0.034 (7.45) ***	β_1	0.204 (4.08) ***	0.193 (3.88) ***	0.216 (4.53) ***	0.215 (4.52) ***
α_2	0.132 (6.76) ***	β_2	-1.516 (-8.41) ***	-1.555 (-8.00) ***	-1.563 (-6.11) ***	-1.562 (-6.03) ***
α_3	0.291 (7.40) ***	β_3	-0.002 (-0.06)	-0.021 (-0.42)	-0.019 (-0.38)	-0.021 (-0.39)
		β_4		0.121 (0.22)		0.216 (0.30)
		β_5			0.616 (2.33) **	0.604 (2.25) **
J統計(p値)	14.618 (0.067)	J統計(p値)	9.870 (0.079)	10.054 (0.074)	5.546 (0.353)	5.578 (0.349)
1992-1996	N=5,454	1992-1996	N=5,454		N=4,745	
α_1	0.051 (4.90) ***	β_1	0.432 (2.72) ***	0.379 (2.41) **	0.381 (2.52) **	0.363 (2.30) **
α_2	0.121 (4.18) ***	β_2	-1.616 (-4.80) ***	-1.648 (-4.91) ***	-1.801 (-4.35) ***	-1.778 (-4.14) ***
α_3	0.311 (4.82) ***	β_3	0.047 (0.90)	-0.043 (-0.49)	0.002 (0.01)	-0.017 (-0.12)
		β_4		0.872 (0.96)		1.627 (1.04)
		β_5			-1.606 (-1.95) *	-2.156 (-1.96) *
J統計(p値)	7.668 (0.467)	J統計(p値)	12.432 (0.029)	11.996 (0.035)	7.314 (0.198)	8.151 (0.148)
1997-2002	N=6,547	1997-2002	N=6,564		N=5,558	
α_1	0.018 (4.54) ***	β_1	0.165 (3.36) ***	0.161 (3.29) ***	0.205 (4.70) ***	0.205 (4.71) ***
α_2	0.121 (4.94) ***	β_2	-1.455 (-7.42) ***	-1.415 (-6.01) ***	-1.445 (-4.84) ***	-1.440 (-4.78) ***
α_3	0.210 (4.86) ***	β_3	-0.037 (-0.87)	-0.035 (-0.81)	-0.016 (-0.30)	-0.015 (-0.29)
		β_4		-1.496 (-1.89) *		-0.796 (-0.67)
		β_5			1.031 (3.81) ***	1.033 (3.81) ***
J統計(p値)	11.286 (0.186)	J統計(p値)	3.558 (0.615)	4.397 (0.494)	3.508 (0.622)	3.480 (0.626)
1997-1999	N=3,312	1997-1999	N=3,320		N=2,814	
α_1	0.025 (4.14) ***	β_1	0.228 (2.96) ***	0.223 (2.90) ***	0.260 (2.95) ***	0.263 (2.99) ***
α_2	0.066 (3.62) ***	β_2	-1.451 (-5.09) ***	-1.339 (-3.46) ***	-1.352 (-2.23) **	-1.342 (-2.17) **
α_3	0.143 (2.73) ***	β_3	-0.151 (-2.23) **	-0.153 (-2.20) **	-0.216 (-1.30)	-0.208 (-1.24)
		β_4		-2.008 (-2.23) **		-1.062 (-0.62)
		β_5			1.545 (3.93) ***	1.477 (3.61) ***
J統計(p値)	9.095 (0.334)	J統計(p値)	6.609 (0.251)	6.647 (0.248)	4.782 (0.443)	4.844 (0.435)
2000-2002	N=3,211	2000-2002	N=3,220		N=2,721	
α_1	0.012 (2.99) ***	β_1	0.099 (1.58)	0.089 (1.43)	0.139 (2.53) **	0.139 (2.52) **
α_2	0.129 (3.39) ***	β_2	-1.462 (-6.09) ***	-1.537 (-6.16) ***	-1.562 (-6.12) ***	-1.566 (-6.11) ***
α_3	0.174 (3.00) ***	β_3	-0.076 (-1.21)	-0.096 (-1.46)	-0.054 (-0.74)	-0.054 (-0.74)
		β_4		-1.135 (-0.94)		-0.963 (-0.49)
		β_5			0.500 (1.53)	0.536 (1.56)
J統計(p値)	11.455 (0.177)	J統計(p値)	6.484 (0.262)	5.673 (0.339)	4.680 (0.456)	4.793 (0.442)

- (備考) 1. 設備投資関数の操作変数は以下のとおり .2, 3 期前の I/K , q , ROA , 1 期前の CF/K , A/K , $DEBT$, 当期の $LAND^i/K$, の階差と 2 期前の q のレベル値である .
2. 貸出供給関数の操作変数は以下のとおり .2, 3 期前の q , CF/K , 1 期前の $DEBT$, A/K , $LAND^i/K$, BIS , 当期の $BOND$, $LAND^i/K$, の階差である .

表 5-3 基本ケース（非製造業）

設備投資関数		貸出供給関数				
		a	b	c	d	
1992-2002	N=6,619	1992-2002	N=6,657		N=5,595	
α_1	0.047 (3.51) ^{***}	β_1	0.238 (2.67) ^{***}	0.235 (2.63) ^{***}	0.266 (2.69) ^{***}	0.260 (2.60) ^{***}
α_2	0.077 (5.13) ^{***}	β_2	-2.829 (-9.01) ^{***}	-2.838 (-8.96) ^{***}	-3.212 (-8.82) ^{***}	-3.229 (-8.80) ^{***}
α_3	0.254 (3.86) ^{***}	β_3	0.074 (1.23)	0.070 (1.12)	0.100 (1.37)	0.089 (1.17)
		β_4		0.610 (0.42)		1.643 (0.93)
		β_5			0.028 (0.04)	-0.050 (-0.07)
J統計(p値)	12.968 (0.113)	J統計(p値)	12.638 (0.081)	12.592 (0.083)	9.113 (0.245)	9.069 (0.248)
1992-1996	N=2,730	1992-1996	N=2,723		N=2,326	
α_1	0.037 (2.25) ^{**}	β_1	0.466 (2.97) ^{***}	0.432 (2.73) ^{**}	0.462 (2.56) ^{**}	0.428 (2.35) ^{**}
α_2	0.082 (3.71) ^{***}	β_2	-2.300 (-5.29) ^{***}	-2.372 (-5.36) ^{***}	-2.793 (-5.12) ^{***}	-2.853 (-5.19) ^{***}
α_3	0.215 (3.79) ^{***}	β_3	0.114 (1.97) ^{**}	0.082 (1.27)	0.178 (2.55) ^{**}	0.144 (1.84) [*]
		β_4		3.410 (1.67) [*]		3.443 (1.49)
		β_5			-0.003 (0.00)	-0.949 (-0.39)
J統計(p値)	21.038 (0.007)	J統計(p値)	4.929 (0.669)	4.704 (0.696)	4.999 (0.660)	4.869 (0.676)
1997-2002	N=3,873	1997-2002	N=3,924		N=3,247	
α_1	0.034 (2.50) ^{**}	β_1	0.263 (2.53) ^{**}	0.267 (2.58) ^{***}	0.284 (2.42) ^{**}	0.289 (2.47) ^{**}
α_2	0.094 (3.90) ^{***}	β_2	-2.791 (-6.35) ^{***}	-2.779 (-6.32) ^{***}	-3.153 (-6.04) ^{***}	-3.145 (-6.03) ^{***}
α_3	0.235 (2.75) ^{***}	β_3	0.152 (1.73) [*]	0.158 (1.79) [*]	0.147 (1.55)	0.156 (1.64)
		β_4		-3.631 (-1.69) [*]		-4.354 (-1.53)
		β_5			0.187 (0.29)	0.221 (0.34)
J統計(p値)	8.555 (0.381)	J統計(p値)	15.473 (0.030)	15.429 (0.031)	11.866 (0.105)	11.730 (0.110)
1997-1999	N=1,912	1997-1999	N=1,935		N=1,617	
α_1	0.038 (2.29) ^{**}	β_1	0.214 (1.10)	0.235 (1.21)	0.319 (1.45)	0.336 (1.54)
α_2	0.095 (4.49) ^{***}	β_2	-2.987 (-4.49) ^{***}	-2.939 (-4.41) ^{***}	-3.522 (-4.56) ^{***}	-3.512 (-4.54) ^{***}
α_3	0.087 (1.11)	β_3	0.196 (1.28)	0.213 (1.39)	0.160 (0.95)	0.180 (1.06)
		β_4		-5.361 (-2.18) ^{**}		-4.963 (-1.55)
		β_5			0.969 (1.02)	0.763 (0.80)
J統計(p値)	7.812 (0.452)	J統計(p値)	7.866 (0.345)	7.778 (0.353)	8.480 (0.292)	8.340 (0.304)
2000-2002	N=1,934	2000-2002	N=1,965		N=1,606	
α_1	0.023 (2.39) ^{**}	β_1	0.210 (2.74) ^{***}	0.207 (2.70) ^{***}	0.222 (2.51) ^{**}	0.219 (2.47) ^{**}
α_2	0.091 (3.04) ^{***}	β_2	-2.824 (-5.53) ^{***}	-2.811 (-5.51) ^{***}	-3.065 (-5.06) ^{***}	-3.054 (-5.07) ^{***}
α_3	0.351 (4.12) ^{***}	β_3	0.130 (1.77) [*]	0.126 (1.73) [*]	0.142 (1.66) [*]	0.137 (1.60)
		β_4		2.665 (0.61)		3.619 (0.59)
		β_5			-0.473 (-0.65)	-0.611 (-0.74)
J統計(p値)	6.197 (0.625)	J統計(p値)	9.602 (0.212)	9.591 (0.213)	8.834 (0.265)	8.837 (0.265)

- (備考) 1. 設備投資関数の操作変数は以下のとおり。2, 3 期前の I/K , q , ROA , 1 期前の CF/K , A/K , $DEBT$, $LAND^0/K$, 当期の $LAND^1/K$, の階差である。
2. 貸出供給関数の操作変数は以下のとおり。2, 3 期前の L/K , q , CF/K , 1 期前の $DEBT$, A/K , $LAND^0/K$, BIS , 当期の $BOND$, $LAND^1/K$, の階差である。
3. 電力・ガス・熱供給を除く。

5.3 頑健性のチェック

第3.3節で指摘した社債市場の問題を考慮し、前節の計測結果の頑健性のチェックを行う。

まず、金融自由化の影響を考慮に加える。社債発行の際には、80年代前半までは、厳格な適債基準が存在し、社債発行が可能な企業はごく一部の優良企業に限られていたが、80年代後半から適債基準が徐々に緩和され、96年1月に、適債基準と財務制限条項の設定義務付けが完全に廃止された。段階的な緩和が行われてきた過程では、銀行貸出と社債のエージェンシー・コストの格差が変化するため、計測結果もその影響を受けることになる。このようなバイアスを緩和するため、社債発行の経験のある企業だけを抽出し計測を行う。サンプルの抽出方法は、社債発行実績があった年度の翌年からサンプルに加えるという方法をとった。計測結果を示した表5-4から表5-6をみると、概ね基本ケースと同様の結果が得られている。

全産業を対象とした基本ケースの計測結果では、貸出供給関数の β_1 が1997-1999年度には有意な値を示さなかったが、第3.3節で指摘した社債市場の問題を念頭に置いた場合、この計測結果から、必ずしも銀行貸出が借り手の資金需要を反映していないという結論を導出できるわけではない。本稿では、外部資金を調達する際には、貸し手と借り手の間の情報の非対称性を背景にエージェンシー問題が発生する可能性があり、銀行貸出にはそれを軽減する役割があることを想定している。その結果、企業にとって、内部資金、銀行借入、社債発行の順に、資本コストが階段状に高くなっていく金融ヒエラルキーが成立する。しかし、金融ヒエラルキーの想定している銀行貸出と社債発行の資本コストの格差よりも大きいメリットが社債発行に存在する場合には、借り手は社債発行での資金調達を志向するため、 $I/K + \Delta LAND'/K - CF/K$ で定義した借り手の資金需要の係数 β_1 が有意に正の値を示さなかったり、負になったりする場合もあり得る。例えば、古くから社債発行の実績がある企業では、これまでの実績に裏打ちされた名声から、モニタリング・コストが相対的に小さくなり、銀行貸出よりも社債発行にメリットがあるかもしれない。

以上を踏まえると、 β_1 の計測結果が1997-1999年度には有意に正の値を示さなかったことをもって、借り手の資金需要を十分に反映した銀行貸出が供給されなかったと結論づけることは拙速であり、企業が社債を志向した可能性の有無を踏まえて検討する余地がある。すなわち、借り手が銀行貸出を十分に受けられるにもかかわらず社債を志向したため、 β_1 が有意な結果とならない可能性について検討を加えることが必要である。

そこで、その期に社債を発行した企業（グループ1）と、社債を発行していない企業（グ

グループ2) にサンプルを分割する²⁷。社債を実際に発行した企業は、銀行貸出を十分に受けられなかったために社債を発行したのか、銀行貸出が十分に受けられるにもかかわらず社債を志向したためかは明確ではないが、社債を発行していない企業には、後者が含まれないことは明白である。従って、グループ2の計測結果を基本ケースのそれと合わせてみることで、総合的に判断することが可能となる。

表5-7より全産業の1997-1999年度の計測結果をみると、グループ1では、設備投資関数の α_3 と貸出供給関数の β_1 の両方とも統計的に有意な結果を示していない。グループ1の企業は、銀行貸出を十分に受けられなかったために社債を発行したのか、銀行貸出が十分に受けられるにもかかわらず社債を志向したのかは明確ではないため、この計測結果に解釈を与えることは難しい。しかし、グループ2でも、グループ1と同様に貸出供給関数の β_1 が統計的に有意な値となっていない。グループ2には、銀行貸出が十分に受けられるにもかかわらず社債を志向する企業が含まれていないのは明白であり、銀行貸出が借り手の資金需要を十分に反映していないことが確認される。グループ2の設備投資関数をみると、 α_3 が有意に正の値を示しており、設備投資が銀行貸出の制約を受けたと解釈することができる。製造業と非製造業の計測結果を示した表5-8と表5-9をみても、グループ2の計測結果が基本ケースと概ね同様の結果を示しており、全産業の計測結果と同様に、基本ケースの計測結果の解釈を支持する結果が得られた。

ここまでの分析では、銀行貸出を短期資金と長期資金とに分割せずに議論を進めてきたが、銀行貸出による設備投資の促進効果は長期貸出と短期貸出とで異なる可能性が高い。そう考えると、銀行貸出を満期が1年以上の長期貸出に限定したケースの計測結果も検討しておく必要がある。具体的には、式(9)と式(10)の借入残高 L を1年以上の長期のものだけに限定して計測を行う。この計測は、第3.3節で述べた、社債と銀行貸出の満期の相違に伴う問題を緩和するのにも有効である。すなわち、コマーシャル・ペーパー(CP)を除けば社債は銀行貸出に比較して満期が長いことが多いため、銀行貸出と社債を単純には比較できない面があるが、銀行貸出を1年以上の長期のものだけに限定すると、満期の長さの相違をある程度緩和することが可能となる。表5-10から表5-12に示した計測結果をみると、概ね基本ケースの結果と同様なものが得られ、基本ケースの頑健性が確認できる。

²⁷ 正確には、社債とCPの合計残高が、前年度よりも増加した企業群をグループ1、不変あるいは減少した企業群をグループ2とする。

表 5-4 社債発行経験のある企業（全産業）

設備投資関数		貸出供給関数				
		a	b	c	d	
1992-2002	N=15,138	1992-2002 N=15,234				
α_1	0.036 (2.94)***	β_1	0.169 (2.09)**	0.172 (2.12)**	0.173 (2.16)**	0.177 (2.19)**
α_2	0.093 (6.36)***	β_2	-1.994 (-10.62)***	-1.985 (-10.46)***	-2.221 (-9.42)***	-2.212 (-9.31)***
α_3	0.287 (3.99)***	β_3	0.057 (0.91)	0.063 (0.98)	0.054 (0.74)	0.062 (0.81)
		β_4		-0.662 (-0.93)		-0.590 (-0.73)
		β_5			0.910 (2.41)**	0.935 (2.49)**
J統計(p値)	12.635 (0.125)	J統計(p値)	2.728 (0.742)	2.658 (0.753)	3.486 (0.625)	3.368 (0.643)
1992-1996	N=6,520	1992-1996 N=6,547				
α_1	0.078 (2.81)***	β_1	0.314 (1.81)*	0.308 (1.75)*	0.442 (2.57)**	0.431 (2.46)**
α_2	0.077 (2.56)**	β_2	-1.737 (-6.65)***	-1.746 (-6.58)***	-1.839 (-6.30)***	-1.855 (-6.32)***
α_3	0.362 (3.87)***	β_3	0.071 (0.97)	0.068 (0.84)	0.104 (1.19)	0.097 (0.97)
		β_4		0.406 (0.38)		0.700 (0.54)
		β_5			-1.432 (-1.24)	-1.663 (-1.30)
J統計(p値)	8.407 (0.395)	J統計(p値)	3.221 (0.666)	3.279 (0.657)	3.362 (0.644)	3.420 (0.636)
1997-2002	N=8,599	1997-2002 N=8,681				
α_1	0.022 (2.57)**	β_1	0.182 (2.35)**	0.186 (2.39)**	0.179 (2.11)**	0.181 (2.14)**
α_2	0.087 (4.15)***	β_2	-1.885 (-7.66)***	-1.873 (-7.61)***	-2.014 (-7.44)***	-2.010 (-7.42)***
α_3	0.241 (3.54)***	β_3	0.092 (1.22)	0.097 (1.29)	0.079 (0.95)	0.084 (1.01)
		β_4		-3.804 (-3.64)***		-3.523 (-2.79)***
		β_5			1.229 (3.20)***	1.238 (3.21)***
J統計(p値)	13.22 (0.105)	J統計(p値)	5.247 (0.386)	5.284 (0.382)	5.874 (0.319)	5.801 (0.326)
1997-1999	N=4,297	1997-1999 N=4,338				
α_1	0.027 (2.42)**	β_1	0.184 (1.07)	0.190 (1.10)	0.219 (1.12)	0.221 (1.13)
α_2	0.085 (3.60)***	β_2	-1.951 (-5.21)***	-1.908 (-5.09)***	-1.965 (-5.19)***	-1.945 (-5.12)***
α_3	0.168 (2.17)**	β_3	0.128 (0.85)	0.136 (0.90)	0.132 (0.78)	0.140 (0.83)
		β_4		-4.764 (-3.59)***		-3.711 (-2.41)**
		β_5			1.820 (3.26)***	1.641 (3.02)***
J統計(p値)	7.291 (0.506)	J統計(p値)	4.105 (0.534)	3.738 (0.588)	5.026 (0.413)	4.811 (0.439)
2000-2002	N=4,267	2000-2002 N=4,312				
α_1	0.018 (2.28)**	β_1	0.174 (2.83)***	0.175 (2.84)***	0.170 (2.47)**	0.171 (2.49)**
α_2	0.115 (3.82)***	β_2	-1.698 (-5.87)***	-1.699 (-5.88)***	-1.874 (-5.58)***	-1.879 (-5.59)***
α_3	0.384 (4.50)***	β_3	0.068 (0.95)	0.069 (0.96)	0.083 (0.95)	0.084 (0.97)
		β_4		-0.531 (-0.32)		-1.720 (-0.71)
		β_5			0.299 (0.74)	0.375 (0.84)
J統計(p値)	8.680 (0.370)	J統計(p値)	7.296 (0.200)	7.294 (0.200)	6.558 (0.256)	6.538 (0.257)

(備考) 操作変数は表 5-1 と同じ。

表 5-5 社債発行経験のある企業（製造業）

設備投資関数		貸出供給関数				
		a	b	c	d	
1992-2002	N=9,550	1992-2002	N=9,564		N=8,365	
α_1	0.039 (6.96) ^{***}	β_1	0.202 (3.95) ^{***}	0.164 (3.11) ^{***}	0.157 (2.85) ^{***}	0.164 (2.98) ^{***}
α_2	0.148 (6.90) ^{***}	β_2	-1.203 (-7.91) ^{***}	-1.135 (-6.87) ^{***}	-1.221 (-5.26) ^{***}	-1.212 (-5.12) ^{***}
α_3	0.454 (6.91) ^{***}	β_3	0.008 (0.22)	-0.054 (-0.90)	-0.091 (-1.30)	-0.077 (-1.03)
		β_4		-0.843 (-1.54)		-0.639 (-0.81)
		β_5			0.538 (2.09) ^{**}	0.574 (2.23) ^{**}
J統計(p値)	12.748 (0.121)	J統計(p値)	11.102 (0.049)	5.622 (0.345)	4.948 (0.422)	4.696 (0.454)
1992-1996	N=4,259	1992-1996	N=4,261		N=3,768	
α_1	0.040 (4.37) ^{***}	β_1	0.307 (2.54) ^{**}	0.290 (2.34) ^{**}	0.255 (1.66) [*]	0.253 (1.65) [*]
α_2	0.185 (7.20) ^{***}	β_2	-1.099 (-5.26) ^{***}	-1.127 (-5.33) ^{***}	-1.041 (-4.69) ^{***}	-1.064 (-4.68) ^{***}
α_3	0.377 (5.04) ^{***}	β_3	0.042 (0.94)	-0.035 (-0.43)	-0.087 (-0.77)	-0.083 (-0.61)
		β_4		0.141 (0.16)		1.398 (0.98)
		β_5			-1.984 (-2.46) ^{**}	-2.516 (-2.45) ^{**}
J統計(p値)	6.722 (0.567)	J統計(p値)	15.284 (0.009)	12.343 (0.030)	9.399 (0.094)	10.907 (0.053)
1997-2002	N=5,284	1997-2002	N=5,303		N=4,580	
α_1	0.020 (4.98) ^{***}	β_1	0.160 (2.87) ^{***}	0.156 (2.82) ^{***}	0.157 (3.24) ^{***}	0.160 (3.28) ^{***}
α_2	0.115 (4.14) ^{***}	β_2	-1.118 (-5.96) ^{***}	-1.059 (-4.62) ^{***}	-1.321 (-4.80) ^{***}	-1.308 (-4.69) ^{***}
α_3	0.276 (4.81) ^{***}	β_3	-0.072 (-1.55)	-0.041 (-0.83)	-0.054 (-0.89)	-0.050 (-0.81)
		β_4		-2.898 (-3.80) ^{***}		-2.261 (-1.88) [*]
		β_5			1.094 (4.32) ^{***}	1.091 (4.30) ^{***}
J統計(p値)	21.061 (0.007)	J統計(p値)	9.711 (0.084)	4.494 (0.481)	3.723 (0.590)	3.757 (0.585)
1997-1999	N=3,312	1997-1999	N=2,669		N=2,299	
α_1	0.014 (2.56) ^{**}	β_1	0.241 (2.68) ^{***}	0.250 (2.74) ^{***}	0.281 (2.82) ^{***}	0.292 (2.93) ^{***}
α_2	0.075 (3.92) ^{***}	β_2	-1.223 (-4.12) ^{***}	-1.208 (-2.93) ^{***}	-1.291 (-1.45)	-1.265 (-1.39)
α_3	0.059 (0.97)	β_3	0.008 (0.06)	0.029 (0.22)	-0.050 (-0.24)	-0.020 (-0.09)
		β_4		-2.487 (-2.66) ^{***}		-1.893 (-0.84)
		β_5			1.483 (4.00) ^{***}	1.361 (3.40) ^{***}
J統計(p値)	15.301 (0.054)	J統計(p値)	6.509 (0.260)	6.691 (0.245)	4.254 (0.513)	4.554 (0.473)
2000-2002	N=2,610	2000-2002	N=2,619		N=2,265	
α_1	0.010 (2.51) ^{**}	β_1	0.091 (1.46)	0.093 (1.52)	0.112 (2.04) ^{**}	0.111 (2.00) ^{**}
α_2	0.123 (3.54) ^{***}	β_2	-0.940 (-5.74) ^{***}	-0.997 (-5.95) ^{***}	-1.159 (-6.20) ^{***}	-1.175 (-6.33) ^{***}
α_3	0.222 (3.23) ^{***}	β_3	-0.102 (-1.85) [*]	-0.104 (-1.90) [*]	-0.082 (-1.10)	-0.084 (-1.12)
		β_4		-2.901 (-2.45) ^{**}		-3.681 (-1.80) [*]
		β_5			0.622 (1.78) [*]	0.773 (2.05) ^{**}
J統計(p値)	13.516 (0.095)	J統計(p値)	14.254 (0.014)	10.627 (0.059)	9.011 (0.109)	9.084 (0.106)

(備考) 操作変数は表 5-2 と同じ。

表 5-6 社債発行経験のある企業（非製造業）

設備投資関数		貸出供給関数				
		a	b	c	d	
1992-2002	N=5,330	1992-2002 N=5,360				
α_1	0.037 (2.62)***	β_1	0.164 (1.45)	0.168 (1.46)	0.201 (1.65)*	0.203 (1.64)
α_2	0.067 (4.47)***	β_2	-2.648 (-8.25)***	-2.642 (-8.13)***	-3.119 (-8.34)***	-3.116 (-8.27)***
α_3	0.202 (3.33)***	β_3	0.122 (1.46)	0.128 (1.44)	0.144 (1.44)	0.147 (1.37)
		β_4		-0.795 (-0.45)		-0.195 (-0.10)
		β_5			-0.154 (-0.20)	-0.148 (-0.19)
J統計(p値)	13.829 (0.086)	J統計(p値)	10.778 (0.149)	10.777 (0.149)	10.681 (0.153)	10.683 (0.153)
1992-1996	N=2,149	1992-1996 N=2,143				
α_1	0.066 (2.58)***	β_1	0.350 (1.99)**	0.335 (1.91)*	0.336 (1.61)	0.321 (1.54)
α_2	0.066 (2.66)***	β_2	-2.330 (-5.08)***	-2.350 (-5.11)***	-3.075 (-5.57)***	-3.099 (-5.67)***
α_3	0.171 (2.61)***	β_3	0.165 (1.85)*	0.152 (1.47)	0.248 (2.29)**	0.233 (1.80)*
		β_4		1.350 (0.52)		1.424 (0.48)
		β_5			-0.915 (-0.34)	-1.342 (-0.48)
J統計(p値)	21.117 (0.007)	J統計(p値)	3.764 (0.806)	3.809 (0.801)	5.088 (0.649)	5.141 (0.643)
1997-2002	N=3,169	1997-2002 N=3,211				
α_1	0.028 (2.20)**	β_1	0.262 (2.08)**	0.268 (2.13)**	0.282 (2.02)**	0.287 (2.06)**
α_2	0.084 (3.30)***	β_2	-2.438 (-5.12)***	-2.429 (-5.10)***	-2.660 (-4.80)***	-2.654 (-4.79)***
α_3	0.227 (3.35)***	β_3	0.173 (1.38)	0.183 (1.45)	0.154 (1.14)	0.164 (1.20)
		β_4		-4.055 (-1.60)		-3.263 (-1.05)
		β_5			0.170 (0.23)	0.195 (0.27)
J統計(p値)	6.467 (0.595)	J統計(p値)	14.369 (0.045)	14.346 (0.045)	12.360 (0.089)	12.273 (0.092)
1997-1999	N=1,563	1997-1999 N=1,582				
α_1	0.033 (1.68)*	β_1	0.325 (1.44)	0.342 (1.52)	0.432 (1.67)*	0.444 (1.72)*
α_2	0.095 (2.96)***	β_2	-2.692 (-3.95)***	-2.652 (-3.88)***	-2.944 (-3.99)***	-2.937 (-3.98)***
α_3	0.176 (2.25)**	β_3	0.305 (1.81)*	0.316 (1.86)*	0.249 (1.41)	0.259 (1.46)
		β_4		-4.497 (-1.59)		-2.723 (-0.79)
		β_5			1.033 (0.96)	0.917 (0.85)
J統計(p値)	5.029 (0.754)	J統計(p値)	7.842 (0.347)	7.946 (0.337)	9.426 (0.223)	9.492 (0.219)
2000-2002	N=1,585	2000-2002 N=1,611				
α_1	0.022 (2.21)**	β_1	0.185 (2.21)**	0.185 (2.22)**	0.222 (2.39)**	0.218 (2.33)**
α_2	0.079 (2.32)**	β_2	-2.655 (-4.57)***	-2.654 (-4.58)***	-2.815 (-4.11)***	-2.795 (-4.11)***
α_3	0.360 (3.46)***	β_3	0.117 (1.32)	0.117 (1.33)	0.168 (1.55)	0.160 (1.49)
		β_4		-0.161 (-0.04)		5.176 (0.81)
		β_5			-0.621 (-0.78)	-0.817 (-0.90)
J統計(p値)	3.206 (0.921)	J統計(p値)	9.423 (0.224)	9.426 (0.223)	9.058 (0.249)	9.125 (0.244)

- (備考) 1. 操作変数は表 5-3 と同じ。
 2. 電力・ガス・熱供給を除く。

表 5-7 社債発行の有無で分割（全産業）

グループ 1（社債・CD が増加した企業）

設備投資関数		貸出供給関数				
		a	b	c	d	
1997-2002	N=1,178	1997-2002 N=1,189				
α_1	0.038 (5.36) ^{***}	β_1	0.106 (0.46)	0.107 (0.46)	0.269 (1.03)	0.273 (1.04)
α_2	0.034 (1.18)	β_2	-1.846 (-3.40) ^{***}	-1.815 (-3.34) ^{***}	-1.931 (-3.23) ^{***}	-1.888 (-3.16) ^{***}
α_3	0.002 (0.04)	β_3	0.077 (0.43)	0.075 (0.42)	0.151 (0.64)	0.147 (0.63)
		β_4		3.745 (1.80) [*]		4.384 (1.64)
		β_5			-0.096 (-0.12)	-0.252 (-0.31)
J統計(p値)	12.640 (0.125)	J統計(p値)	6.498 (0.261)	6.618 (0.251)	6.615 (0.251)	6.722 (0.242)
1997-1999	N=683	1997-1999 N=686				
α_1	0.037 (6.46) ^{***}	β_1	0.585 (1.47)	0.591 (1.48)	0.625 (1.45)	0.643 (1.49)
α_2	0.106 (2.20) ^{**}	β_2	-0.653 (-1.05)	-0.616 (-0.98)	-0.839 (-1.33)	-0.764 (-1.20)
α_3	0.057 (0.61)	β_3	0.306 (0.82)	0.285 (0.76)	0.518 (1.29)	0.488 (1.20)
		β_4		6.118 (2.42) ^{**}		7.803 (2.36) ^{**}
		β_5			-0.128 (-0.11)	0.002 (0.00)
J統計(p値)	5.057 (0.751)	J統計(p値)	3.777 (0.582)	3.725 (0.590)	4.660 (0.459)	4.562 (0.472)
2000-2002	N=494	2000-2002 N=502				
α_1	0.002 (0.28)	β_1	0.210 (1.26)	0.212 (1.30)	0.353 (2.27) ^{**}	0.356 (2.38) ^{**}
α_2	0.046 (1.55)	β_2	-3.145 (-3.37) ^{***}	-3.053 (-3.31) ^{***}	-3.317 (-3.36) ^{***}	-3.159 (-3.29) ^{***}
α_3	0.089 (1.99) ^{**}	β_3	0.193 (1.20)	0.174 (1.10)	0.195 (1.27)	0.177 (1.20)
		β_4		16.880 (2.33) ^{**}		18.579 (1.95) [*]
		β_5			0.781 (0.78)	-0.243 (-0.19)
J統計(p値)	17.06 (0.029)	J統計(p値)	3.249 (0.662)	2.962 (0.706)	3.283 (0.656)	3.261 (0.660)

グループ 2（社債・CD が増加していない企業）

設備投資関数		貸出供給関数				
		a	b	c	d	
1997-2002	N=9,398	1997-2002 N=9,479				
α_1	0.034 (3.48) ^{***}	β_1	0.172 (2.56) ^{**}	0.175 (2.62) ^{**}	0.180 (2.33) ^{**}	0.183 (2.38) ^{**}
α_2	0.104 (4.50) ^{***}	β_2	-1.961 (-8.35) ^{***}	-1.948 (-8.30) ^{***}	-2.022 (-7.53) ^{***}	-2.016 (-7.51) ^{***}
α_3	0.290 (3.80) ^{***}	β_3	0.072 (1.28)	0.075 (1.33)	0.078 (1.21)	0.082 (1.27)
		β_4		-3.681 (-3.36) ^{***}		-4.034 (-2.90) ^{***}
		β_5			1.341 (3.52) ^{***}	1.377 (3.58) ^{***}
J統計(p値)	14.69 (0.065)	J統計(p値)	6.186 (0.289)	6.115 (0.295)	6.118 (0.295)	5.937 (0.312)
1997-1999	N=4,623	1997-1999 N=4,672				
α_1	0.040 (3.04) ^{***}	β_1	0.146 (1.07)	0.152 (1.12)	0.174 (1.08)	0.180 (1.12)
α_2	0.102 (3.72) ^{***}	β_2	-2.004 (-5.64) ^{***}	-1.953 (-5.49) ^{***}	-2.057 (-5.26) ^{***}	-2.027 (-5.18) ^{***}
α_3	0.249 (2.66) ^{***}	β_3	0.020 (0.17)	0.026 (0.22)	0.007 (0.04)	0.016 (0.10)
		β_4		-5.409 (-4.06) ^{***}		-4.618 (-2.91) ^{***}
		β_5			2.298 (4.01) ^{***}	2.107 (3.78) ^{***}
J統計(p値)	8.453 (0.390)	J統計(p値)	3.586 (0.610)	3.365 (0.644)	4.037 (0.544)	3.862 (0.569)
2000-2002	N=4,729	2000-2002 N=4,781				
α_1	0.018 (2.52) ^{**}	β_1	0.171 (2.94) ^{***}	0.171 (2.94) ^{***}	0.174 (2.61) ^{***}	0.175 (2.63) ^{***}
α_2	0.104 (4.31) ^{***}	β_2	-1.999 (-6.99) ^{***}	-1.998 (-6.99) ^{***}	-2.114 (-6.38) ^{***}	-2.117 (-6.37) ^{***}
α_3	0.278 (4.06) ^{***}	β_3	0.075 (1.06)	0.074 (1.07)	0.075 (0.92)	0.076 (0.93)
		β_4		0.472 (0.28)		-1.045 (-0.43)
		β_5			0.164 (0.41)	0.211 (0.48)
J統計(p値)	18.236 (0.020)	J統計(p値)	11.745 (0.038)	11.734 (0.039)	10.530 (0.062)	10.527 (0.062)

（備考）操作変数は表 5-1 と同じ。

表 5-8 社債発行の有無で分割（製造業）

グループ 1（社債・CD が増加した企業）

設備投資関数		貸出供給関数				
		a	b	c	d	
1997-2002	N=700	1997-2002 N=703		N=650		
α_1	0.003 (0.62)	β_1	0.238 (1.36)	0.279 (1.58)	0.376 (2.31)**	0.383 (2.36)**
α_2	0.012 (0.46)	β_2	-0.748 (-1.99)**	-0.697 (-1.86)*	-0.689 (-1.61)*	-0.703 (-1.65)*
α_3	0.057 (1.84)*	β_3	-0.207 (-1.22)	-0.149 (-0.82)	-0.083 (-0.50)	-0.089 (-0.54)
		β_4		2.086 (1.49)		2.653 (1.48)
		β_5			0.488 (0.79)	0.433 (0.69)
J統計(p値)	7.660 (0.467)	J統計(p値)	4.916 (0.426)	4.323 (0.504)	3.596 (0.609)	3.686 (0.595)
1997-1999	N=418	1997-1999 N=418		N=387		
α_1	0.000 (0.03)	β_1	0.296 (2.05)**	0.313 (2.15)**	0.293 (2.14)**	0.292 (2.15)**
α_2	0.012 (0.36)	β_2	-0.998 (-1.50)	-0.892 (-1.31)	-0.969 (-1.36)	-1.038 (-1.48)
α_3	0.072 (1.32)	β_3	0.534 (1.52)	0.478 (1.30)	0.327 (0.87)	0.280 (0.70)
		β_4		1.024 (0.71)		1.785 (0.98)
		β_5			0.336 (0.42)	0.323 (0.41)
J統計(p値)	5.604 (0.691)	J統計(p値)	6.225 (0.285)	5.773 (0.329)	4.056 (0.541)	4.335 (0.502)
2000-2002	N=282	2000-2002 N=285		N=263		
α_1	0.005 (1.15)	β_1	-0.023 (-0.11)	-0.121 (-0.65)	0.195 (1.04)	0.152 (0.89)
α_2	-0.057 (-1.50)	β_2	0.030 (0.06)	0.027 (0.06)	-0.273 (-0.52)	-0.312 (-0.57)
α_3	-0.002 (-0.07)	β_3	-0.602 (-2.47)**	-0.669 (-2.89)***	-0.425 (-1.95)*	-0.449 (-2.06)**
		β_4		0.821 (0.19)		0.084 (0.02)
		β_5			0.127 (0.19)	0.107 (0.15)
J統計(p値)	12.772 (0.120)	J統計(p値)	5.732 (0.333)	5.941 (0.312)	6.661 (0.247)	7.483 (0.187)

グループ 2（社債・CD が増加していない企業）

設備投資関数		貸出供給関数				
		a	b	c	d	
1997-2002	N=5,844	1997-2002 N=5,859		N=4,907		
α_1	0.022 (4.51)***	β_1	0.150 (3.04)***	0.142 (2.89)***	0.194 (4.30)***	0.195 (4.32)***
α_2	0.109 (4.79)***	β_2	-1.443 (-7.28)***	-1.316 (-5.31)***	-1.428 (-4.30)***	-1.419 (-4.23)***
α_3	0.230 (4.31)***	β_3	-0.060 (-1.55)	-0.057 (-1.39)	-0.028 (-0.53)	-0.026 (-0.50)
		β_4		-2.391 (-2.82)***		-1.885 (-1.46)
		β_5			1.155 (3.93)***	1.175 (3.98)***
J統計(p値)	14.493 (0.070)	J統計(p値)	9.176 (0.102)	10.134 (0.072)	8.331 (0.139)	8.156 (0.148)
1997-1999	N=2,894	1997-1999 N=2,902		N=2,427		
α_1	0.029 (4.58)***	β_1	0.216 (2.69)***	0.211 (2.64)***	0.251 (2.66)***	0.255 (2.72)***
α_2	0.071 (3.42)***	β_2	-1.441 (-4.83)***	-1.279 (-3.11)***	-1.313 (-1.98)**	-1.296 (-1.92)*
α_3	0.154 (2.67)***	β_3	-0.152 (-2.23)**	-0.154 (-2.21)**	-0.217 (-1.27)	-0.205 (-1.18)
		β_4		-2.610 (-2.60)***		-1.743 (-0.92)
		β_5			1.840 (4.28)***	1.745 (3.96)***
J統計(p値)	10.626 (0.224)	J統計(p値)	7.508 (0.186)	7.373 (0.194)	5.662 (0.341)	5.654 (0.341)
2000-2002	N=2,929	2000-2002 N=2,935		N=2,458		
α_1	0.013 (2.81)***	β_1	0.071 (1.11)	0.067 (1.08)	0.108 (1.95)*	0.107 (1.92)*
α_2	0.139 (3.82)***	β_2	-1.623 (-6.72)***	-1.681 (-6.92)***	-1.727 (-6.41)***	-1.736 (-6.43)***
α_3	0.169 (2.61)***	β_3	-0.095 (-1.65)*	-0.111 (-1.93)*	-0.087 (-1.26)	-0.089 (-1.28)
		β_4		-2.324 (-2.07)**		-3.066 (-1.63)
		β_5			0.602 (1.75)*	0.748 (2.07)**
J統計(p値)	12.982 (0.112)	J統計(p値)	10.984 (0.052)	8.899 (0.113)	9.439 (0.093)	9.513 (0.090)

（備考）操作変数は表 5-2 と同じ。

表 5-9 社債発行の有無で分割（非製造業）

グループ 1（社債・CD が増加した企業）

設備投資関数		貸出供給関数				
		a	b	c	d	
1997-2002	N=426	1997-2002 N=431		N=371		
α_1	0.025 (1.73)*	β_1	0.055 (0.19)	0.053 (0.18)	0.176 (0.54)	0.182 (0.56)
α_2	0.047 (1.68)*	β_2	-3.026 (-3.82)***	-3.000 (-3.78)***	-3.381 (-3.56)***	-3.313 (-3.45)***
α_3	0.040 (1.09)	β_3	-0.146 (-0.67)	-0.156 (-0.72)	-0.185 (-0.64)	-0.189 (-0.65)
		β_4		6.030 (1.35)		5.905 (0.83)
		β_5			0.701 (0.49)	0.381 (0.26)
J統計(p値)	12.607 (0.126)	J統計(p値)	7.125 (0.416)	7.449 (0.384)	8.136 (0.321)	8.355 (0.302)
1997-1999	N=230	1997-1999 N=232		N=201		
α_1	0.058 (1.35)	β_1	0.400 (0.87)	0.355 (0.78)	0.430 (0.77)	0.312 (0.58)
α_2	0.177 (1.31)	β_2	-1.529 (-1.47)	-1.514 (-1.43)	-1.952 (-1.68)*	-1.435 (-1.25)
α_3	0.111 (0.72)	β_3	-0.128 (-0.19)	-0.179 (-0.27)	-0.040 (-0.04)	-0.287 (-0.31)
		β_4		12.012 (2.20)**		18.731 (2.28)**
		β_5			0.574 (0.20)	1.034 (0.35)
J統計(p値)	3.143 (0.925)	J統計(p値)	6.768 (0.453)	6.883 (0.441)	7.910 (0.341)	8.044 (0.329)
2000-2002	N=195	2000-2002 N=198		N=170		
α_1	-0.016 (-1.21)	β_1	0.376 (2.38)**	0.362 (2.33)**	0.306 (2.33)**	0.308 (2.34)**
α_2	0.050 (2.51)**	β_2	-4.844 (-5.17)***	-4.723 (-5.03)***	-4.466 (-4.40)***	-4.395 (-4.32)***
α_3	0.024 (0.43)	β_3	0.171 (1.32)	0.153 (1.18)	0.067 (0.68)	0.066 (0.66)
		β_4		12.347 (0.93)		6.409 (0.44)
		β_5			3.640 (2.59)***	3.229 (1.96)*
J統計(p値)	10.04 (0.262)	J統計(p値)	7.783 (0.352)	8.256 (0.311)	8.141 (0.320)	8.429 (0.296)

グループ 2（社債・CD が増加していない企業）

設備投資関数		貸出供給関数				
		a	b	c	d	
1997-2002	N=3,444	1997-2002 N=3,491		N=2,871		
α_1	0.032 (2.49)**	β_1	0.271 (2.55)**	0.279 (2.62)***	0.300 (2.48)**	0.308 (2.55)**
α_2	0.091 (3.80)***	β_2	-2.443 (-5.40)***	-2.429 (-5.36)***	-2.837 (-5.17)***	-2.828 (-5.16)***
α_3	0.223 (2.71)***	β_3	0.179 (2.09)**	0.189 (2.18)**	0.172 (1.89)*	0.186 (2.03)**
		β_4		-5.442 (-2.12)**		-6.560 (-1.99)**
		β_5			0.119 (0.17)	0.203 (0.29)
J統計(p値)	9.23 (0.323)	J統計(p値)	21.330 (0.003)	21.199 (0.003)	16.894 (0.018)	16.735 (0.019)
1997-1999	N=1,680	1997-1999 N=1,703		N=1,414		
α_1	0.031 (2.02)**	β_1	0.178 (0.88)	0.208 (1.03)	0.209 (0.90)	0.230 (1.00)
α_2	0.076 (4.13)***	β_2	-2.952 (-4.23)***	-2.861 (-4.10)***	-3.454 (-4.25)***	-3.425 (-4.21)***
α_3	0.076 (1.11)	β_3	0.182 (1.18)	0.207 (1.34)	0.038 (0.25)	0.068 (0.43)
		β_4		-9.078 (-3.09)***		-7.784 (-2.12)**
		β_5			1.497 (1.69)*	1.208 (1.36)
J統計(p値)	12.251 (0.140)	J統計(p値)	7.842 (0.347)	7.804 (0.350)	11.216 (0.129)	11.016 (0.138)
2000-2002	N=1,738	2000-2002 N=1,766		N=1,436		
α_1	0.019 (1.94)*	β_1	0.213 (2.63)***	0.210 (2.58)***	0.230 (2.44)**	0.226 (2.38)**
α_2	0.087 (2.60)***	β_2	-2.581 (-5.13)***	-2.567 (-5.10)***	-2.903 (-4.85)***	-2.889 (-4.85)***
α_3	0.370 (3.70)***	β_3	0.138 (1.65)*	0.134 (1.61)	0.174 (1.80)*	0.167 (1.73)*
		β_4		2.804 (0.61)		4.322 (0.68)
		β_5			-0.721 (-0.92)	-0.895 (-1.00)
J統計(p値)	7.303 (0.504)	J統計(p値)	8.765 (0.270)	8.770 (0.270)	8.346 (0.303)	8.370 (0.301)

(備考) 1. 操作変数は表 5-3 と同じ。
2. 電力・ガス・熱供給を除く。

表 5-10 長期貸出に限定した場合（全産業）

設備投資関数		貸出供給関数				
		a	b	c	d	
1992-2002	N=18,928	1992-2002	N=19,059		N=16,281	
α_1	0.025 (3.45) ^{***}	β_1	0.136 (4.34) ^{***}	0.137 (4.35) ^{***}	0.137 (3.87) ^{***}	0.138 (3.88) ^{***}
α_2	0.081 (5.45) ^{***}	β_2	-0.652 (-6.70) ^{***}	-0.649 (-6.63) ^{***}	-0.708 (-6.08) ^{***}	-0.704 (-6.02) ^{***}
α_3	0.573 (4.85) ^{***}	β_3	0.018 (0.69)	0.020 (0.73)	0.033 (1.07)	0.035 (1.11)
		β_4		-0.218 (-0.62)		-0.264 (-0.63)
		β_5			0.068 (0.35)	0.081 (0.42)
J統計(p値)	12.609 (0.126)	J統計(p値)	7.697 (0.174)	7.672 (0.175)	8.362 (0.137)	8.305 (0.140)
1992-1996	N=8,321	1992-1996	N=8,360		N=7,248	
α_1	0.042 (2.43) ^{**}	β_1	0.277 (3.92) ^{***}	0.265 (3.75) ^{***}	0.223 (2.89) ^{***}	0.201 (2.60) ^{***}
α_2	0.068 (2.39) ^{**}	β_2	-0.637 (-3.50) ^{***}	-0.668 (-3.64) ^{***}	-0.807 (-3.56) ^{***}	-0.849 (-3.72) ^{***}
α_3	0.741 (3.85) ^{***}	β_3	0.036 (1.08)	0.020 (0.56)	0.045 (1.17)	0.025 (0.58)
		β_4		1.184 (2.37) ^{**}		1.693 (2.73) ^{***}
		β_5			-1.007 (-1.79) [*]	-1.550 (-2.46) ^{***}
J統計(p値)	8.400 (0.395)	J統計(p値)	7.080 (0.215)	6.842 (0.233)	6.367 (0.272)	6.596 (0.252)
1997-2002	N=10,574	1997-2002	N=10,674		N=8,973	
α_1	0.019 (2.97) ^{***}	β_1	0.109 (3.57) ^{***}	0.111 (3.63) ^{***}	0.116 (3.27) ^{***}	0.117 (3.33) ^{***}
α_2	0.080 (4.76) ^{***}	β_2	-0.625 (-6.06) ^{***}	-0.617 (-5.97) ^{***}	-0.658 (-5.42) ^{***}	-0.654 (-5.37) ^{***}
α_3	0.516 (4.13) ^{***}	β_3	0.021 (0.63)	0.024 (0.72)	0.036 (0.93)	0.041 (1.03)
		β_4		-2.753 (-6.09) ^{***}		-3.242 (-5.60) ^{***}
		β_5			0.308 (1.53)	0.316 (1.57)
J統計(p値)	8.78 (0.361)	J統計(p値)	5.243 (0.387)	4.565 (0.471)	4.762 (0.446)	4.212 (0.519)
1997-1999	N=5,300	1997-1999	N=5,345		N=4,512	
α_1	0.023 (3.03) ^{***}	β_1	0.177 (2.88) ^{***}	0.180 (2.95) ^{***}	0.187 (2.68) ^{***}	0.190 (2.75) ^{***}
α_2	0.074 (4.03) ^{***}	β_2	-0.749 (-5.00) ^{***}	-0.726 (-4.81) ^{***}	-0.766 (-4.46) ^{***}	-0.752 (-4.35) ^{***}
α_3	0.242 (2.25) ^{**}	β_3	-0.016 (-0.31)	-0.012 (-0.24)	-0.021 (-0.28)	-0.012 (-0.16)
		β_4		-3.142 (-5.98) ^{***}		-3.326 (-5.17) ^{***}
		β_5			1.264 (4.13) ^{***}	1.101 (3.65) ^{***}
J統計(p値)	7.788 (0.454)	J統計(p値)	3.502 (0.623)	3.626 (0.604)	3.597 (0.609)	3.952 (0.556)
2000-2002	N=5,227	2000-2002	N=5,284		N=4,416	
α_1	0.010 (1.52)	β_1	0.076 (2.31) ^{**}	0.076 (2.32) ^{**}	0.079 (2.09) ^{**}	0.079 (2.09) ^{**}
α_2	0.081 (3.36) ^{***}	β_2	-0.508 (-3.70) ^{***}	-0.509 (-3.71) ^{***}	-0.542 (-3.36) ^{***}	-0.544 (-3.37) ^{***}
α_3	0.595 (3.65) ^{***}	β_3	0.040 (1.14)	0.041 (1.15)	0.055 (1.36)	0.055 (1.37)
		β_4		-0.567 (-0.65)		-0.456 (-0.36)
		β_5			-0.279 (-1.17)	-0.259 (-1.03)
J統計(p値)	14.594 (0.068)	J統計(p値)	5.204 (0.391)	5.150 (0.398)	4.201 (0.521)	4.172 (0.525)

- (備考) 1. 設備投資関数の操作変数は以下のとおり . 2 , 3 期前の I/K , q , ROA , 1 期前の CF/K , A/K , $DEBT$, $LAND^0/K$, 当期の $LAND^1/K$, の階差である .
2. 貸出供給関数の操作変数は以下のとおり . 2 , 3 期前の q , CF/K , 1 期前の $DEBT$, A/K , $LAND^0/K$, BIS , 当期の $BOND$, $LAND^1/K$, の階差である .

表 5-11 長期貸出に限定した場合（製造業）

設備投資関数		貸出供給関数				
		a	b	c	d	
1992-2002	N=12,017	1992-2002 N=12,029		1992-2002 N=10,334		
α_1	0.034 (6.81) ***	β_1	0.091 (2.65) ***	0.089 (2.63) ***	0.081 (2.28) **	0.080 (2.24) **
α_2	0.127 (4.55) ***	β_2	-0.685 (-6.07) ***	-0.688 (-6.05) ***	-0.775 (-5.85) ***	-0.778 (-5.81) ***
α_3	0.677 (5.57) ***	β_3	-0.038 (-1.04)	-0.039 (-1.01)	-0.039 (-0.92)	-0.040 (-0.92)
		β_4		0.080 (0.24)		0.211 (0.48)
		β_5			0.183 (1.04)	0.172 (0.95)
J統計(p値)	11.878 (0.157)	J統計(p値)	16.489 (0.006)	16.419 (0.006)	18.047 (0.003)	18.105 (0.003)
1992-1996	N=5,456	1992-1996 N=5,456		1992-1996 N=4,746		
α_1	0.038 (4.12) ***	β_1	0.213 (2.31) **	0.172 (1.98) **	0.136 (1.35)	0.099 (0.94)
α_2	0.136 (4.07) ***	β_2	-0.788 (-3.62) ***	-0.843 (-3.98) ***	-0.941 (-3.92) ***	-1.010 (-4.19) ***
α_3	0.525 (4.17) ***	β_3	-0.002 (-0.03)	-0.030 (-0.51)	-0.003 (-0.02)	-0.054 (-0.44)
		β_4		1.117 (2.14) **		2.248 (1.97) **
		β_5			-1.231 (-2.55) **	-2.013 (-2.73) ***
J統計(p値)	11.913 (0.155)	J統計(p値)	11.032 (0.051)	10.585 (0.060)	11.363 (0.045)	10.180 (0.070)
1997-2002	N=6,547	1997-2002 N=6,562		1997-2002 N=5,556		
α_1	0.026 (3.60) ***	β_1	0.081 (2.99) ***	0.080 (3.03) ***	0.082 (2.46) **	0.081 (2.44) **
α_2	0.095 (2.73) ***	β_2	-0.609 (-4.90) ***	-0.599 (-4.80) ***	-0.671 (-4.98) ***	-0.663 (-4.91) ***
α_3	0.658 (3.59) ***	β_3	-0.010 (-0.41)	-0.008 (-0.32)	-0.009 (-0.28)	-0.006 (-0.19)
		β_4		-2.348 (-5.10) ***		-2.531 (-4.09) ***
		β_5			0.502 (2.72) ***	0.501 (2.71) ***
J統計(p値)	6.143 (0.631)	J統計(p値)	8.873 (0.114)	7.726 (0.172)	8.821 (0.116)	7.966 (0.158)
1997-1999	N=3,312	1997-1999 N=3,321		1997-1999 N=2,812		
α_1	0.019 (3.18) ***	β_1	0.187 (2.53) **	0.199 (2.72) ***	0.197 (2.67) ***	0.204 (2.78) ***
α_2	0.058 (3.76) ***	β_2	-0.725 (-4.10) ***	-0.700 (-3.94) ***	-0.792 (-4.01) ***	-0.789 (-3.95) ***
α_3	0.244 (2.17) **	β_3	-0.040 (-0.66)	-0.044 (-0.71)	-0.031 (-0.19)	-0.012 (-0.07)
		β_4		-2.317 (-4.22) ***		-2.336 (-2.79) ***
		β_5			1.084 (3.93) ***	0.941 (3.40) ***
J統計(p値)	12.381 (0.135)	J統計(p値)	4.314 (0.505)	2.978 (0.703)	5.317 (0.378)	4.769 (0.445)
2000-2002	N=3,211	2000-2002 N=3,222		2000-2002 N=2,723		
α_1	0.014 (2.22) **	β_1	0.038 (1.21)	0.037 (1.19)	0.043 (1.26)	0.043 (1.25)
α_2	0.125 (2.18) **	β_2	-0.467 (-2.86) ***	-0.471 (-2.88) ***	-0.508 (-2.85) ***	-0.509 (-2.85) ***
α_3	0.528 (2.56) **	β_3	-0.004 (-0.12)	-0.005 (-0.15)	0.014 (0.34)	0.013 (0.32)
		β_4		-0.637 (-0.91)		-0.531 (-0.46)
		β_5			0.032 (0.14)	0.060 (0.24)
J統計(p値)	6.661 (0.574)	J統計(p値)	6.587 (0.253)	6.469 (0.263)	6.490 (0.261)	6.411 (0.268)

- (備考) 1. 設備投資関数の操作変数は以下のとおり .2, 3 期前の I/K , q , ROA , 1 期前の CF/K , A/K , $DEBT$, 当期の $LAND^i/K$, の階差と 2 期前の q のレベル値である .
2. 貸出供給関数の操作変数は以下のとおり .2, 3 期前の q , CF/K , 1 期前の $DEBT$, A/K , $LAND^i/K$, BIS , 当期の $BOND$, $LAND^i/K$, の階差である .

表 5-12 長期貸出に限定した場合（非製造業）

設備投資関数		貸出供給関数				
		a	b	c	d	
1992-2002	N=6,614	1992-2002	N=6,704		N=5,642	
α_1	0.023 (2.19) **	β_1	0.172 (3.57) ***	0.172 (3.57) ***	0.181 (3.37) ***	0.182 (3.38) ***
α_2	0.065 (4.17) ***	β_2	-0.783 (-4.62) ***	-0.783 (-4.61) ***	-0.855 (-4.08) ***	-0.853 (-4.07) ***
α_3	0.530 (3.86) ***	β_3	0.035 (1.12)	0.036 (1.09)	0.058 (1.60)	0.061 (1.57)
		β_4		-0.106 (-0.13)		-0.282 (-0.28)
		β_5			-0.157 (-0.38)	-0.146 (-0.35)
J統計(p値)	10.591 (0.226)	J統計(p値)	1.561 (0.906)	1.559 (0.906)	1.868 (0.867)	1.836 (0.871)
1992-1996	N=2,731	1992-1996	N=2,723		N=2,360	
α_1	0.031 (1.59)	β_1	0.324 (3.46) ***	0.305 (3.31) ***	0.267 (2.54) **	0.242 (2.36) **
α_2	0.054 (1.92) *	β_2	-0.756 (-3.23) ***	-0.788 (-3.35) ***	-0.982 (-3.12) ***	-0.999 (-3.18) ***
α_3	0.705 (3.19) ***	β_3	0.063 (1.78) *	0.040 (1.01)	0.081 (1.96) **	0.062 (1.35)
		β_4		2.211 (1.93) *		2.114 (1.69) *
		β_5			-0.962 (-0.72)	-1.572 (-1.14)
J統計(p値)	6.557 (0.585)	J統計(p値)	1.810 (0.875)	1.740 (0.884)	2.060 (0.841)	2.483 (0.779)
1997-2002	N=3,866	1997-2002	N=3,924		N=3,256	
α_1	0.011 (1.21)	β_1	0.129 (2.53) **	0.133 (2.61) ***	0.140 (2.36) **	0.144 (2.43) **
α_2	0.073 (4.49) ***	β_2	-0.731 (-3.78) ***	-0.726 (-3.75) ***	-0.751 (-3.17) ***	-0.750 (-3.16) ***
α_3	0.398 (3.09) ***	β_3	0.045 (0.84)	0.051 (0.95)	0.060 (0.98)	0.068 (1.10)
		β_4		-3.402 (-3.44) ***		-4.371 (-3.23) ***
		β_5			0.065 (0.16)	0.103 (0.25)
J統計(p値)	6.571 (0.584)	J統計(p値)	2.846 (0.724)	2.559 (0.768)	2.710 (0.745)	2.490 (0.778)
1997-1999	N=1,905	1997-1999	N=1,934		N=1,616	
α_1	0.030 (1.93) *	β_1	0.140 (1.58)	0.144 (1.63)	0.146 (1.48)	0.150 (1.54)
α_2	0.079 (4.35) ***	β_2	-0.835 (-2.86) ***	-0.803 (-2.72) ***	-0.765 (-2.15) **	-0.754 (-2.11) **
α_3	-0.034 (-0.29)	β_3	-0.037 (-0.46)	-0.032 (-0.41)	-0.055 (-0.60)	-0.045 (-0.49)
		β_4		-4.171 (-3.78) ***		-4.908 (-3.46) ***
		β_5			1.372 (2.06) **	1.181 (1.81) *
J統計(p値)	7.936 (0.440)	J統計(p値)	2.245 (0.814)	2.456 (0.783)	3.109 (0.683)	3.531 (0.619)
2000-2002	N=1,934	2000-2002	N=1,965		N=1,617	
α_1	0.001 (0.15)	β_1	0.112 (2.02) **	0.113 (2.02) **	0.116 (1.77) *	0.116 (1.77) *
α_2	0.058 (2.78) ***	β_2	-0.641 (-2.74) ***	-0.643 (-2.74) ***	-0.705 (-2.47) **	-0.706 (-2.46) **
α_3	0.520 (3.63) ***	β_3	0.059 (1.22)	0.060 (1.23)	0.077 (1.33)	0.077 (1.31)
		β_4		-0.607 (-0.25)		0.013 (0.00)
		β_5			-0.595 (-1.24)	-0.595 (-1.16)
J統計(p値)	13.127 (0.108)	J統計(p値)	2.904 (0.715)	2.894 (0.716)	2.419 (0.789)	2.419 (0.789)

- (備考) 1. 設備投資関数の操作変数は以下のとおり .2 ,3 期前の I/K , q , ROA , 1 期前の CF/K , A/K , $DEBT$, $LAND^i/K$, 当期の $LAND^r/K$, の階差である .
2. 貸出供給関数の操作変数は以下のとおり .2 ,3 期前の q , CF/K , 1 期前の $DEBT$, A/K , $LAND^i/K$, BIS , 当期の $BOND$, $LAND^r/K$, の階差である .
3. 電力・ガス・熱供給を除く .

5.4 追加的考察

以上の計測結果から、1992-2002年度を通してみると、銀行貸出は借り手の資金需要を十分に反映しており、設備投資の低迷の主たる要因は設備投資需要の減少であると考えられる。しかし、1997-1999年度には、その他の期間と銀行の貸出行動が違っている。この時期には、銀行貸出が借り手の資金需要を十分に反映していない。加えて、銀行のバランス・シートの健全性が貸出行動を制約しており、キャピタル・クランチの側面も指摘できる。そこで、本節では、1997-1999年度に資金需要を十分に満たす銀行貸出を受けられなかった借り手の企業特性について検討する。

ここで注目する企業特性は、企業規模と収益性の2つである。まず、企業規模については、情報の非対称性の程度に着目した指標である。本稿のサンプル企業は上場企業であるため、比較的規模が大きい企業が多いものの、上場企業の中でも、規模の大きい企業群と小さい企業群では、貸し手と借り手の間の情報の非対称性の問題の深刻さが違っていても不思議ではない。そうであるならば、企業規模の小さい企業群で、資金需要が十分に満たされない可能性が高い。

収益性は返済能力の大きさを表すと考える。当然、収益性の高い企業群よりも低い企業群の方が、貸し手にとって返済能力に対する不安が大きいため、銀行貸出が十分に受けられない可能性が高いものと思われる。

企業規模は前期末の従業員数、収益性については前期のROA（総資産利益率）で測り、それに基づいて分割後のサンプル数がほぼ同じになるように、それぞれの指標のメジアンで分割し、1997-1999年度を対象に計測結果を比較する。計測結果は、表5-13から表5-18に示した。

まず、従業員規模で分割した計測結果をみると、全産業では、貸出供給関数の β_1 が従業員規模の大きい企業群で有意に正の値を示したものの、従業員規模の小さい企業群では有意な値を示さず、資金需要を十分に満たす銀行貸出を受けられていない可能性がある。さらに、製造業と非製造業とに分けてみると、製造業ではケースcとdで従業員規模の小さい企業群で β_1 が有意な値を示さなかったが、非製造業ではすべてのケースで従業員規模の小さい企業群で有意な値を示さなかった。情報の非対称性の問題は、非製造業の比較的規模の小さい企業で深刻だった可能性を指摘することができる。

次に、ROAで分割した計測結果をみると、全産業では、貸出供給関数の β_1 がROAの大きい企業群で有意に正の値を示したものの、ROAの小さい企業群では有意な値を示しておらず、返済能力に対する不安が比較的大きいと考えられる企業を中心に、十分な銀行貸出がなされ

なかった可能性が指摘される。製造業と非製造業とに分けた計測結果をみると、製造業では ROA の大きい企業群で β_1 の説明力が強く係数も大きな値を示した。非製造業では、ROA の大きさにかかわらず、 β_1 は有意な値を示さなかった。

表 5-13 従業員規模で分割（全産業）

設備投資関数			貸出供給関数				
	1997-1999	N=2,653	1997-1999	N=2,679		N=2,262	
			a	b	c	d	
従業員規模大	α_1	0.035 (3.77) ^{***}	β_1	0.450 (2.00) ^{**}	0.449 (2.00) ^{**}	0.693 (2.67) ^{***}	0.683 (2.65) ^{***}
	α_2	0.092 (3.29) ^{***}	β_2	-2.128 (-6.04) ^{***}	-2.118 (-6.02) ^{***}	-2.130 (-5.92) ^{***}	-2.127 (-5.94) ^{***}
	α_3	0.169 (2.51) ^{**}	β_3	-0.155 (-0.77)	-0.145 (-0.73)	0.021 (0.10)	0.021 (0.11)
			β_4		-2.493 (-1.89) [*]		-1.526 (-0.91)
			β_5			1.235 (1.58)	1.160 (1.48)
J統計(p値)	7.295 (0.505)	J統計(p値)	8.337 (0.139)	8.139 (0.149)	7.776 (0.169)	7.634 (0.178)	
従業員規模小	α_1	0.006 (0.61)	β_1	-0.019 (-0.13)	-0.018 (-0.12)	-0.088 (-0.51)	-0.086 (-0.50)
	α_2	0.110 (4.38) ^{***}	β_2	-2.190 (-4.55) ^{***}	-2.146 (-4.46) ^{***}	-2.316 (-4.17) ^{***}	-2.302 (-4.14) ^{***}
	α_3	-0.018 (-0.30)	β_3	0.056 (0.38)	0.051 (0.35)	0.054 (0.24)	0.057 (0.26)
			β_4		-3.770 (-2.21) ^{**}		-2.785 (-1.31)
			β_5			2.287 (3.25) ^{***}	2.161 (3.17) ^{***}
J統計(p値)	8.14 (0.420)	J統計(p値)	3.191 (0.670)	3.161 (0.675)	3.408 (0.637)	3.342 (0.647)	

(備考) 操作変数は表 5-1 と同じ。

表 5-14 従業員規模で分割（製造業）

設備投資関数			貸出供給関数				
	1997-1999	N=1,656	1997-1999	N=1,658		N=1,406	
			a	b	c	d	
従業員規模大	α_1	0.017 (1.54)	β_1	0.259 (2.63) ^{***}	0.263 (2.71) ^{***}	0.268 (2.68) ^{***}	0.271 (2.72) ^{***}
	α_2	0.090 (3.82) ^{***}	β_2	-1.721 (-6.57) ^{***}	-1.687 (-6.30) ^{***}	-1.620 (-5.74) ^{***}	-1.581 (-5.56) ^{***}
	α_3	0.149 (1.76) [*]	β_3	0.112 (0.72)	0.128 (0.80)	-0.028 (-0.17)	0.003 (0.02)
			β_4		-1.368 (-1.86) [*]		-1.475 (-1.46)
			β_5			1.121 (2.29) ^{**}	1.044 (2.11) ^{**}
J統計(p値)	23.979 (0.002)	J統計(p値)	5.943 (0.312)	5.797 (0.327)	6.755 (0.239)	6.684 (0.245)	
従業員規模小	α_1	0.023 (4.11) ^{***}	β_1	0.225 (2.17) ^{**}	0.199 (1.93) [*]	0.209 (1.53)	0.210 (1.53)
	α_2	0.066 (2.91) ^{***}	β_2	-1.329 (-3.63) ^{***}	-0.997 (-1.89) [*]	-1.124 (-1.13)	-1.123 (-1.12)
	α_3	0.131 (2.84) ^{***}	β_3	-0.187 (-2.19) ^{**}	-0.207 (-2.36) ^{**}	-0.305 (-1.31)	-0.304 (-1.31)
			β_4		-2.601 (-1.70) [*]		-0.464 (-0.14)
			β_5			1.613 (2.53) ^{**}	1.583 (2.36) ^{**}
J統計(p値)	7.71 (0.463)	J統計(p値)	7.121 (0.212)	6.208 (0.286)	6.162 (0.291)	6.177 (0.289)	

(備考) 操作変数は表 5-2 と同じ。

表 5-15 従業員規模で分割（非製造業）

設備投資関数			貸出供給関数				
	1997-1999	N=955	1997-1999	N=968		N=809	
			a	b	c	d	
従業員規模大	α_1	0.017 (2.27) ^{**}	β_1	0.548 (1.72) [*]	0.556 (1.77) [*]	0.840 (2.22) ^{**}	0.844 (2.25) ^{**}
	α_2	0.058 (2.86) ^{***}	β_2	-3.902 (-3.72) ^{***}	-3.973 (-3.77) ^{***}	-3.430 (-4.29) ^{***}	-3.466 (-4.33) ^{***}
	α_3	0.077 (1.75) [*]	β_3	-0.088 (-0.41)	-0.075 (-0.35)	0.024 (0.10)	0.035 (0.15)
			β_4		-5.652 (-1.67) [*]		-4.718 (-1.16)
			β_5			0.383 (0.23)	0.116 (0.07)
J統計(p値)	9.429 (0.307)	J統計(p値)	10.483 (0.163)	10.303 (0.172)	9.014 (0.252)	8.901 (0.260)	
従業員規模小	α_1	-0.039 (-0.93)	β_1	-0.086 (-0.45)	-0.073 (-0.38)	-0.199 (-0.91)	-0.188 (-0.86)
	α_2	0.116 (3.20) ^{**}	β_2	-2.330 (-2.75) ^{***}	-2.291 (-2.70) ^{***}	-4.227 (-3.97) ^{***}	-4.252 (-3.99) ^{***}
	α_3	-0.054 (-0.93)	β_3	0.284 (1.43)	0.282 (1.43)	0.267 (1.01)	0.282 (1.05)
			β_4		-3.602 (-1.13)		-5.752 (-1.19)
			β_5			1.501 (1.33)	1.220 (1.11)
J統計(p値)	4.21 (0.838)	J統計(p値)	8.843 (0.264)	9.248 (0.235)	7.910 (0.341)	8.098 (0.324)	

(備考) 1. 操作変数は表 5-3 と同じ。
2. 電力・ガス・熱供給を除く。

表 5-16 ROA で分割 (全産業)

設備投資関数			貸出供給関数				
	1997-1999	N=2,652	1997-1999	N=2,678		N=2,262	
R O A 大	α_1	0.051 (1.69) *	β_1	0.391 (2.47) **	0.390 (2.46) **	0.393 (2.02) **	0.389 (1.99) **
	α_2	0.055 (1.65) *	β_2	-1.954 (-4.60) ***	-1.871 (-4.21) ***	-2.334 (-4.38) ***	-2.237 (-3.98) ***
	α_3	0.275 (2.32) **	β_3	0.049 (0.21)	0.053 (0.23)	0.065 (0.22)	0.070 (0.24)
			β_4		-2.735 (-1.80) *		-2.933 (-1.50)
			β_5			1.879 (3.50) ***	1.733 (3.29) ***
J統計(p値)	7.902 (0.443)	J統計(p値)	5.474 (0.361)	5.261 (0.385)	4.685 (0.456)	4.461 (0.485)	
	1997-1999	N=2,654	1997-1999	N=2,679		N=2,262	
R O A 小	α_1	0.028 (3.29) ***	β_1	-0.007 (-0.04)	-0.002 (-0.01)	0.077 (0.40)	0.082 (0.43)
	α_2	0.096 (4.01) ***	β_2	-2.168 (-4.93) ***	-2.210 (-4.96) ***	-2.310 (-4.84) ***	-2.357 (-4.86) ***
	α_3	0.077 (1.32)	β_3	-0.008 (-0.06)	-0.004 (-0.03)	0.011 (0.06)	0.024 (0.13)
			β_4		-4.489 (-2.34) **		-3.743 (-1.64)
			β_5			1.329 (1.84) *	1.251 (1.76) *
J統計(p値)	13.75 (0.089)	J統計(p値)	9.305 (0.097)	9.074 (0.106)	8.121 (0.150)	7.985 (0.157)	

(備考) 操作変数は表 5-1 と同じ。

表 5-17 ROA で分割 (製造業)

設備投資関数			貸出供給関数				
	1997-1999	N=1,655	1997-1999	N=1,661		N=1,407	
R O A 大	α_1	0.033 (3.52) ***	β_1	0.491 (3.61) ***	0.465 (3.48) ***	0.619 (3.42) ***	0.628 (3.19) ***
	α_2	0.068 (2.84) ***	β_2	-1.293 (-5.06) ***	-1.101 (-2.88) ***	-1.457 (-0.87)	-1.367 (-0.76)
	α_3	0.153 (2.02) **	β_3	0.018 (0.07)	-0.069 (-0.24)	-0.348 (-0.53)	-0.317 (-0.46)
			β_4		-3.285 (-2.51) **		-2.358 (-0.55)
			β_5			1.895 (2.13) **	1.710 (1.47)
J統計(p値)	7.338 (0.501)	J統計(p値)	6.221 (0.285)	5.206 (0.391)	3.185 (0.672)	3.431 (0.634)	
	1997-1999	N=1,655	1997-1999	N=1,660		N=1,407	
R O A 小	α_1	0.018 (2.87) ***	β_1	0.111 (1.56)	0.100 (1.44)	0.079 (0.98)	0.076 (0.95)
	α_2	0.038 (1.64)	β_2	-1.629 (-4.62) ***	-1.581 (-4.41) ***	-1.375 (-3.20) ***	-1.366 (-3.19) ***
	α_3	0.139 (2.77) ***	β_3	-0.216 (-3.24) ***	-0.215 (-3.20) ***	-0.364 (-1.96) **	-0.380 (-2.05) **
			β_4		1.029 (0.78)		2.033 (1.27)
			β_5			1.138 (2.03) **	1.200 (2.13) **
J統計(p値)	20.06 (0.010)	J統計(p値)	5.364 (0.373)	4.226 (0.517)	3.434 (0.633)	3.364 (0.644)	

(備考) 操作変数は表 5-2 と同じ。

表 5-18 ROA で分割 (非製造業)

設備投資関数			貸出供給関数				
	1997-1999	N=955	1997-1999	N=967		N=809	
R O A 大	α_1	0.002 (0.07)	β_1	0.266 (1.09)	0.283 (1.16)	0.277 (0.96)	0.307 (1.06)
	α_2	0.055 (2.48) ***	β_2	-1.824 (-2.47) ***	-1.631 (-2.12) **	-1.920 (-2.26) **	-1.658 (-1.84) *
	α_3	0.076 (1.83) *	β_3	0.001 (0.01)	0.008 (0.04)	0.025 (0.11)	0.043 (0.18)
			β_4		-5.916 (-1.58)		-8.390 (-1.76) *
			β_5			0.212 (0.23)	-0.247 (-0.25)
J統計(p値)	14.659 (0.066)	J統計(p値)	12.420 (0.088)	12.461 (0.086)	13.371 (0.064)	13.041 (0.071)	
	1997-1999	N=955	1997-1999	N=968		N=808	
R O A 小	α_1	0.037 (2.51) **	β_1	-0.047 (-0.22)	-0.028 (-0.13)	0.144 (0.56)	0.162 (0.63)
	α_2	0.090 (2.90) ***	β_2	-2.993 (-2.77) ***	-3.099 (-2.79) ***	-4.031 (-3.67) ***	-4.221 (-3.77) ***
	α_3	0.025 (0.26)	β_3	0.257 (1.24)	0.272 (1.31)	0.278 (1.24)	0.315 (1.39)
			β_4		-6.871 (-1.90) *		-8.293 (-1.63)
			β_5			0.868 (0.66)	0.803 (0.61)
J統計(p値)	6.62 (0.578)	J統計(p値)	11.553 (0.116)	11.462 (0.120)	10.084 (0.184)	9.889 (0.195)	

(備考) 1. 操作変数は表 5-3 と同じ。
2. 電力・ガス・熱供給を除く。

6 おわりに

本稿では、1990年代の不況期に銀行の貸出行動にはどのような変化がみられ、その貸出行動の変化が設備投資にどのように影響したのかについて検討を加えた。これまでの先行研究では、設備投資関数の単一方程式を計測し、アド・ホックに説明変数として加えられた銀行のバランス・シートの健全性を表す指標などの係数を検討することで、貸し渋りの設備投資への影響などが議論されてきたが、本来であれば、銀行貸出の意思決定プロセスを含めて検討する必要がある。そこで、本稿では、銀行の貸出行動の決定プロセスを考慮した貸出供給関数と、貸し手と借り手の間の情報の非対称性の問題を踏まえて、銀行貸出が設備投資に与える影響を考慮した設備投資関数の連立方程式モデルを提示し、これらを同時に計測することで、貸し手の貸出行動の変化と、その設備投資への影響を同時に検証した。得られた結果は以下のとおりである。

1. 1992–2002 年度を通してみると、銀行貸出は借り手の資金需要を十分に反映している。企業のバランス・シートの健全性の変化は銀行貸出の制約条件として働いているが、1997–1999 年度を除き銀行のバランス・シートの健全性が貸出行動の制約条件となっているという事実は確認できない。設備投資はトービンの q の低下の影響を受けたほか、企業の持つ内部資金や銀行貸出の設備投資を促す効果も認められる。従って、貸出市場の不均衡やキャピタル・クランチは明確には確認できず、設備投資の低迷の主たる要因は設備投資需要の減少である可能性が高い。
2. 1997–1999 年度は、その他の期間と銀行の貸出行動が違っており、借り手の資金需要を十分に反映した銀行貸出が供給されなかった可能性が高い。借り手のバランス・シートの健全性が銀行貸出の制約条件として働いているだけでなく、銀行のバランス・シートの健全性も貸出行動に影響しており、キャピタル・クランチの側面も指摘できる。設備投資も銀行貸出の制約を受けており、銀行貸出の収縮で設備投資が抑制された可能性がある。
3. 1997–1999 年度に関して、製造業と非製造業を比較すると、製造業では銀行貸出が借り手の資金需要を反映しているのに対して、非製造業では借り手の資金需要を十分に反映していない。しかし、非製造業では、銀行のバランス・シートの健全性が貸出行動に影響したという事実は確認できず、借り手のバランス・シートの健全性の変化が主に銀行貸出の制

約条件として働いたものと考えられる。銀行貸出の収縮により、設備投資は内部資金の制約を大きく受けたものと推察される。

4. 1997－1999 年度に社債発行を行った企業では、設備投資が銀行貸出の制約を受けておらず、銀行貸出の収縮の影響を回避できたものと思われる。

5. 情報の非対称性の問題がより深刻であると考えられる規模の比較的小さい企業や、返済能力に対する不安が比較的大きい収益性の低い企業を中心に、銀行貸出が十分に供給されなかった可能性がある。

最後に、本稿では十分に検討できなかった内容と、今後の課題についてふれる。

第 1 に、計測式の精緻化である。本稿では、設備投資関数の単一方程式を計測するのではなく、銀行貸出の意思決定プロセスを含めて検討するため、設備投資関数と貸出供給関数の連立方程式の計測を行った。しかし、本稿で示した連立方程式に改良の余地が無いわけではない。例えば、内生変数を設備投資と銀行貸出に限定したが、土地投資などについては、本来は内生変数として扱うべきであり、これらを内生化する工夫が必要である。また、変数の選択や計測方法についても改良の余地がある。

第 2 に、銀行からの融資を十分に受けられなかった企業の特性についての分析を深める必要がある。本稿では、製造業と非製造業との比較や、企業規模や収益性でサンプル分割を行った計測を試みたが、さらに分析を深める余地がある。企業特性や産業特性の分析を深めることで、今後、資金需要を十分に満たすような銀行貸出が受けられなかった企業に対する、効果的な対策を検討することが可能になる。

以上の点については、今後の課題としたい。

7 付録（データの構築方法）

7.1 資本ストック

Hayashi and Inoue (1990) にならい、資産別に資本ストックのデータを作成した。基本的な手法は、1977 年度末をベンチマークとした恒久棚卸法 (Perpetual Inventory Method) である。具体的には、各企業別に、①非住宅建物、②構築物、③機械装置、④船舶・車両・運搬設備、⑤工具器具備品、⑥その他有形固定資産の 6 種類の資産別の実質設備投資の系列をそれぞれ作成し、以下の算式に従い、資産別の実質資本ストックを作成した。

$$K_{i,t} = (1 - \delta)K_{i,t-1} + I_{i,t} \quad (17)$$

($K_{i,t}$: i 企業の t 期の実質資本ストック, $I_{i,t}$: i 企業の t 期の実質設備投資, δ : 物理的償却率)

こうして出来上がった資産別の実質資本ストックを企業ごとに合計することで、企業別の実質資本ストックの系列が作成される。

決算期変更に伴う変則決算がある場合には、フローの設備投資額を 12 ヶ月換算して上記方法をとると、資本ストックが過大になってしまうため、12 ヶ月換算はせずに計算を行った。

以下では、作成過程でのいくつかの論点について付言しておく。

(a) 名目設備投資

名目設備投資は、当該決算期中の有形固定資産取得額から、除却や売却による有形固定資産の減少を控除したものとする。具体的には、以下の算式で当期名目設備投資額を算出した。

$$\begin{aligned} \text{当期名目設備投資額} &= \text{当期有形固定資産増加額} \\ &\quad - (\text{当期除却資産取得原価} - \text{当期除却資産に関する償却累計額}) \end{aligned} \quad (18)$$

除却や売却による有形固定資産の減少分については、Hayashi and Inoue (1990) では再調達価格での売却が仮定されたが、本稿では簿価のままとした。

(b) 資産別資本財価格

名目設備投資の実質化には、日本銀行「国内企業物価指数」の中から以下の物価指数を用いた。①非住宅建物と②構築物には「建設用材料価格」、④船舶・車両・運搬設備には「輸送用機器価格」、⑥その他有形固定資産には「工業製品価格」を採用した。③機械装置と⑤工具器具備品については、機械等の種類によって価格の変動が大きく相違するため、総務庁「固定資本マトリックス」を用い、産業別に機械や工具の種類別のウェイトを算出し、

これに対応する国内企業物価指数を加重平均し、産業別の価格指数を作成した²⁸。

(c) ベンチマーク

ベンチマークとなる 1977 年度末の各資産別の簿価は財務データから入手できる。Hayashi and Inoue (1990) では簿価をそのままベンチマークとしている。本稿でもこれにならい、1977 年度末の簿価をベンチマークとした²⁹。なお、1977 年度以降に新規上場した企業に関しては、サンプルが加わった時点の簿価をベンチマークとした。

(d) 物理的償却率

Hayashi and Inoue (1990) が、Hulten and Wykoff (1979,1981) を利用して作成した数値を採用した。具体的には、①非住宅建物には 4.7%、②構築物には 5.64%、③機械装置には 9.489%、④船舶・車両・運搬設備には 14.7%、⑤工具器具備品と⑥その他有形固定資産には 8.838%を用いた。

7.2 トービンの q

トービンの q の基本的な考え方と導出方法については本文中に示したが、ここでは、変数の定義等について説明する。まず、 t 期の投資財価格 (p_t^I) は、資本ストックの系列を構築した際に使用した資産別資本財価格を、資産のウェイトで加重平均したものをを用いた。資本減耗率 (δ) については、資本ストックの系列を構築した際に使用した資産別の物理的償却率を、資産のウェイトで加重平均したものを使用している。 t 期の実質資本ストック当りの利益率 (π_t) は、 t 期の経常利益と支払利息割引料と減価償却費の合計を、 $t-1$ 期末実質資本ストックで割ったものと定義した。割引率 (r) については、第 7.7 節で説明する借入金利を用いた。

7.3 実質流動性資産残高

企業の保有する期末の現預金を流動性資産と定義し、それを実質化した。実質化には、個々の企業が属する業種の産出デフレーター（内閣府「国民経済計算年報」）を用いた。

7.4 実質借入残高

借入残高は、短期借入、長期借入、割引手形の合計である。実質化には、個々の企業が属する業種の産出デフレーターを用いた。

²⁸ 製造業を 14 業種に分割し、それぞれの産業ごとに、機械を 4 品目、工具器具備品を 4 品目にそれぞれ分割し、それらに対応する国内企業物価指数で加重平均した。

²⁹ 1977 年度の時価と簿価が一致すると仮定している。

7.5 土地ストック

財務データから得られる土地に関する情報も簿価であるため、1977年度末をベンチマークとした恒久棚卸法を用い、以下の算式に従い、時価ベースの土地ストック作成した³⁰。資本ストックと同様に、1977年度以降に新規上場した企業に関しては、サンプルが加わった時点の簿価をベンチマークとした。

$$\begin{aligned} \text{当期末土地ストック時価} = & (\text{前期末土地ストック簿価} - \text{当期土地減少簿価}) \\ & \times \text{前期末時価簿価比率} \times \text{当期地価上昇率} + \text{当期土地増加簿価} \end{aligned} \quad (19)$$

ベンチマーク以降の地価上昇率には、日本不動産研究所「市街地価格指数」の6大都市市街地価格指数（総平均）を採用した。

7.6 キャッシュ・フロー

税引後当期純損益に減価償却費を加えたものを名目キャッシュ・フローと考え、これを各企業の属する業種の産出デフレーターで実質化した。

7.7 割引率

個社別に支払金利割引料を有利子負債残高の期首期末平均で割って算出した。有価証券報告書には有利子負債残高の記載が無いため、本稿では、有利子負債を以下の勘定科目の合計で定義した。すなわち、短期借入金、関係会社短期借入金、短期スワップ債務、1年以内償還社債、1年以内返済長期借入金、1年以内返済関係会社長期借入金、コマーシャル・ペーパー、社債計、長期借入金、長期スワップ債務、関係会社長期借入金、長期未払金、受取手形割引高、受取手形譲渡高、輸出為替手形割引高の合計である。企業によっては、以上の勘定科目以外の「その他固定負債」などに有利子負債が含まれることがあるが、その金額を正確に把握することは不可能である。その場合、借入金利を上記算式から求めると、現実の値から大きく乖離する可能性が高い。そこで、平均から標準偏差の3倍の範囲を逸脱しているデータを異常値とみなし、この作業を繰り返し用いて異常値を除去した。

異常値は以下の方法で算出したデータに置き換えることで補完した。仮に、企業*i*の*t*期の借入金利が異常値だった場合には、まず、*t*-1期の全企業の借入金利の単純平均金利(\bar{r}_{t-1})を求め、これと企業*i*の*t*-1期の借入金利($r_{i,t-1}$)との差($\bar{r}_{t-1} - r_{i,t-1}$)を算出する。このスプレッドを、*t*期の全企業の借入金利の単純平均金利(\bar{r}_t)に加算したものを、*t*期の企業*i*の借入金利とした。

³⁰ 資本ストックと同様に、1977年度の時価と簿価が一致すると仮定している。地価に関しては、現実には、時価と簿価の乖離が大きい可能性があるが、正確な時価を把握することは困難であるため、この方法を採用した。

7.8 負債比率

通常の場合、負債比率は資本に対する負債の比率と定義されるが、本稿では総資産全体に対する負債の比率と定義した。

7.9 ROA

経常利益と支払利息の合計を、前期末の資産合計で割って算出した。

参考文献

- 浅子和美・國則守生・井上徹・村瀬英彰（1991），「設備投資と資金調達－連立方程式モデルによる推計－」『経済経営研究』Vol.11(4)，日本開発銀行設備投資研究所。
- 小川一夫（2003），「貸し渋りは存在したのか－企業の設備投資行動と銀行信用－」『大不況の経済分析』日本経済新聞社，pp.91-113.
- 鈴木和志（2001），「借入制約と設備投資－構造型としてのオイラー方程式－」『設備投資と金融市場－情報の非対称性と不確実性－』東京大学出版会，pp.79-96.
- 関根敏隆・小林慶一郎・才田友美（2003），「いわゆる「追い貸し」について」『金融研究』第22巻第1号，日本銀行金融研究所，pp.129-156.
- 筒井義郎（2005），「貸し渋りは発生したか」『金融業における競争と効率性：歴史的視点による分析』東洋経済新報社，pp.295-316.
- 永幡崇・関根敏隆（2002），「設備投資，金融政策，資産価格－個別企業データを用いた実証分析－」*Working Paper Series*, 02-3，日本銀行調査統計局。
- 中村純一（2000），「日本企業の設備投資行動を振り返る－個別企業データにみる1980年代以降の特徴と変化－」『調査』No.17，日本政策投資銀行。
- 日本銀行（2001），「不良債権の経済学－理論と実証分析の展望－」調・経分第01-3号，調査統計局。
- 福田慎一・粕谷宗久・中島上智（2005），「非上場企業の設備投資の決定要因－金融機関の健全性及び過剰債務問題の影響－」*Working Paper Series*, 05-J-3，日本銀行調査統計局。
- 福田慎一・計聡・中村彰宏（1999）「借入資金選択のメカニズム－日本における社債発行のケース－」『経済学論集』第65巻2号，東京大学経済学会，pp.2-16.
- 星岳雄（2000），「金融政策と銀行行動－20年後の研究状況－」『マクロ経済と金融システム』東京大学出版会，pp.23-56.
- 細野薫（2002），「銀行のバランスシートと金融政策への反応－マイクロ・データによる貸出経路の検証－」*Discussion Papers in Economics*, No.309，名古屋市立大学経済学会。
- 堀敬一・齊藤誠・安藤浩一（2004），「1990年代の設備投資低迷の背景について－財務データを用いたパネル分析－」『経済経営研究』Vol.25(4)，日本政策投資銀行設備投資研究所。
- 堀江康熙（2001），「「貸し渋り」の分析」『銀行貸出の経済分析』東京大学出版会，pp.173-210.
- 三井清・河内繁（1995），「中小企業の設備投資と資金調達－資金制約と政策金融の機能－」『郵政研究レビュー』第6号，郵政研究所。

- 吉野直行・中田真佐男（1999）,「平成不況期における設備投資の低迷と財政融資の投資誘導効果－設備投資関数と設備資金貸出供給関数の同時方程式による実証分析－」 *Keio Economic Society Discussion Paper Series*, No.9901, Keio University.
- Bernanke, Ben S. and Alan Blinder（1988）,“Credit, Money, and Aggregate Demand,” *The American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol.78, No.2(May), pp.435-439.
- Bernanke, Ben S. and Mark Gertler（1995）,“Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission,” *The Journal of Economic Perspectives*, Vol.9, No.4(Fall), pp.27-48.
- Caballero, Ricardo J, Takeo Hoshi and Anil Kashyap（2006）,“Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan,” mimeo.
- Diamond, Douglas（1984）,“Financial Intermediation and Delegated Monitoring.” *The Review of Economic Studies*, Vol.51, No.3(July), pp.393-414.
- Fazzari, Steven M., R. Glenn Hubbard and Bruce C. Petersen（1988）,“Financing Constraints and Corporate Investment” *Brookings Papers on Economic Activity* No.1, pp.141-206.
- Gibson, Michael S.（1995）,“Can Bank Health Affect Investment? Evidence from Japan.” *The Journal of Business*, Vol.68, No.3(July), pp.281-308.
- Gibson, Michael S.（1997）,“More Evidence on the Link between Bank Health and Investment in Japan.” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.11, No.3 (Sep.), pp.1-21.
- Hayashi, Fumio and Tohru Inoue（1991）,“The Relation Between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms,” *Econometrica*, Vol.59, No.3 (May), pp.731-753.
- Hoshi, Takeo, Anil Kashyap and David Scharfstein（1991）,“Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups.” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.106, Issue1 (Feb.), pp.33-60.
- Hultten, Charles R. and Frank C. Wykoff（1979）,“Economic Depreciation of the U.S. Capital Stock: A First Step,” Report submitted to the U.S. Treasury Department Office of Tax Analysis, Washington, D.C.
- Hultten, Charles R. and Frank C. Wykoff（1981）,“The Measurement of Economics Depreciation,” *Depreciation, Inflation and the Taxation of Income from Capital*, Washington, D.C.: Urban Institute Press.
- Ito, Takatoshi and Yuri Sasaki, N.（2002）,“Impacts of the Basle Capital Standard on Japanese Banks' Behavior.” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.16, No.3 (Sep.),

pp.372-397.

- Kaplan, Steven N. and Luigi Zingales (1997) , “Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.112, Issue1 (Feb.), pp.169-215.
- Motonishi, Taizo and Hiroshi Yoshikawa (1999) , “Causes of the Long Stagnation of Japan during the 1990s:Financial or Real.” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.13, No.3 (Sep.), pp.181-200.
- Ogawa, Kazuo and Kazuyuki Suzuki (1998) , “Land Value and Corporate Investment: Evidence from Japanese Panel Data.” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.12, No.3 (Sep.), pp.232-249.
- Ogawa, Kazuo and Kazuyuki Suzuki (2000) , “Demand for Bank Loans and Investment under Borrowing Constraints: A Panel Study of Japanese Firm Data.” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.14, No.1 (March), pp.1-21.
- Sekine, Toshitaka (1999) , “Firm Investment and Balance-Sheet Problems in Japan” *IMF Working Papers*, No.111, International Monetary Fund.
- Stiglitz, Joseph E. and Andrew Weiss (1981) , “Credit Rationing in Markets with Imperfect Information.” *The American Economic Review*, Vol.71, No.3 (June), pp.393-410.
- Tsuru, Kotaro (2001) , “The Choice of Lending Patterns by Japanese Banks during the 1980s and 1990s: The Causes and Consequences of a Real Estate Lending Boom.” *IMES Discussion Paper Series*, No.2001-E-8, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan.
- Woo, David (1999) , “In Search of “Capital Crunch”: Supply Factors Behind the Credit Slowdown in Japan.” *IMF Working Papers*, WP/99/3, International Monetary Fund.