



# 銀行信用と実物投資活動：日本の金融・資本市場の不完全性に関する実証分析（三木谷良一教授記念号）

黒木，祥弘

---

(Citation)

国民経済雑誌, 168(4):33-67

(Issue Date)

1993-10

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCOI)

<https://doi.org/10.24546/00174977>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/00174977>



# 銀行信用と実物投資活動

——日本の金融・資本市場の不完全性に関する実証分析\*——

黒 木 祥 弘

## I 序

### 1. 問題の所在——日本経済における意味——

これまで日本では、高度成長期を中心にマクロ経済活動、特に企業の投資活動に対する銀行信用の重要性が多くの文献において強調されてきた（たとえば、鈴木（1974）、浜田・岩田（1980）、堀内（1980）、寺西（1982）等）。これらの研究は、日本の金融システムを解明する上で、理論的・実証的に非常に重要な役割を果たしてきたと言える。

しかしながらこれらの文献においては、当時の（とりわけ、高度成長期）“特異な”金融制度や慣習に力点を置くあまり、時として日本の金融・資本市場の不完全性に根ざした理論的・実証的研究は、さほど重要視されてこなかったように思われる。たとえば、(1)金融政策の効果波及において重要な役割を果

---

\* 本論文は、筆者が University of California at Berkeley に在任研修中に書かれたものである。本論文作成にあたっては、同校の Roger Craine, Dewight Jaffee, Daniel McFadden, Morris Obstfeld, James Pierce, の各先生方より貴重なコメントをいただいた（もちろん、ありうべき誤謬は、筆者自身のものである）。また、データの入手および加工、ならびにコンピューター・ワークについても、植田宏文（神戸大学）、小川英治（一橋大学）、木下麻奈子（京都大学）、竹歳一紀（名古屋大学）、田中治（大阪府立大学）、覃培雄（UC, Berkeley）、堀雅博（経済企画庁）、山田健（法政大学）（敬称略、あいうえお順）、の諸氏から種々の助力を賜った。感謝したい。また、資金面では、社会科学国際フェロシップ（通称、新渡戸フェロシップ、国際文化会館）よりご援助いただいた。あわせて感謝したい。最後に、本論文は、筆者の学部、大学院の指導教官である、三木谷良一教授の日頃からの叱咤激励なくしては日の目をみなかったであろう。

1 たとえば、鈴木（1974）は高度成長期の日本の金融システムを Tobin 型の資産市場の一般均衡

たすのは「貨幣」ではなく本当に「信用」なのか (credit channel の存在), (2)もし銀行信用が企業の実物投資活動の資金調達手段としてとりわけ重要な存在であるならば, それは, 経済のいずれの企業にもあまねくあてはまるのか, それとも一部の経済主体にのみいえるのか, (3)もし銀行信用が一部の企業の実物投資活動を規定する要因であるとすれば, どういった企業の投資活動が銀行信用によって制約を受け, またそのことは, マクロ経済全体として見たときにどれほど大きな意味を持つのか, といった問題に対しては明示的な研究はあまりなされてこなかったと言えるかも知れない。

本論文の目的は, これらの点を実証的に解明することにある。これは, 金融政策の波及経路を明確にすることによって, 政策運営の一助となることのみにとどまらない。日本の金融・資本市場の不完全性の程度を統計的に把握することによって, 銀行信用がマクロ経済変動に与える影響を数量的にとらえることに役立つのみならず, どういった企業が銀行信用によってその企業活動に制約を受けているかを見ることによって, 企業成長ひいては将来の日本経済の成長に果たす金融機関の役割を解明することにもつながる可能性すら存在する。

## 2. 理論的枠組および手法

銀行信用が実物経済活動に重大な影響を及ぼすかどうかという問題はこれまで理論・実証の両面で数多く取り上げられてきた。

理論的考察は貸し手と借り手の間の情報の非対称性から生ずる金融・資本市場の不完全性に関する研究と共に70年代半以降急速に進展してきた<sup>2</sup>。しかしな

分析の枠組にのせることによって, 当時の銀行信用と投資活動の重要性について, 理論的に整理・解明している。また, 堀内(1980)は, 同様の枠組を使って, 「窓口指導」の有効性を理論的・実証的に検証することにかかなりの紙面を割いている。しかし, いずれも資本市場の不完全性から銀行信用の重要性を論じたものではなく, 当時の制度的枠組が銀行信用をコントロールする上で有効であったか否かを対象としたものであり, また, 後に本文中で述べる“貨幣と信用の内生性の問題”から免れていない。寺西(1982)はその第9章において, 長期資金の信用割当が融資循環の二重性という現象を, 資本市場の不完全性から生ずる貸し出し市場での‘交渉力’の違いに着目し, 実証的解明を試みているが, descriptive な議論にとどまっており, その意味で問題をより統計的に扱う改善の余地を残している。↗

がこうしためざましいほどの理論的枠組の発展にもかかわらず、銀行信用（あるいは限定的に信用割当）が経済の実物面に与える効果の数量的・実証的把握においては、日本だけでなくアメリカにおいても今だに意見の一致を見ない。<sup>3</sup> その最大の理由はいわゆる「内生性 (endogeneity) の問題」が存在するためである。すなわち「貨幣」と「信用」は、ともに金融機関の資産と負債項目でありコインの裏表であると言ってもよい。したがって通常密接に相関しており、たとえば銀行信用が実物投資活動の減少をもたらすのか、それとも金融引締めのようなマクロ経済ショックが「貨幣量」を減少させ、その結果投資需要を減退させることによって「信用量」が減少するのかは、簡単に識別することはできない。最近 Kashyap *et al.* (1992) や Oliner *et al.* (1992) によってこの endogeneity の問題を回避するための非常にシンプルな手法が考案された。彼らは銀行貸し出しと、それに商業ペーパー発行量あるいは、より広義に他の手段からの資金調達を加えたものの比を「*Mix* 変数」と定義し、この *Mix* 変数が金融引締め期に有意に低下し、また非製造業の投資関数がこの *Mix* 変数によって大きく影響を受けていることを発見し、金融政策の効果波及に少なからず銀行信用が寄与していることを検証した。

このアプローチは非常にシンプルな上、endogeneity の問題を解決する上でも極めて有効なものと考えられるため、本論文でも採用することとした。<sup>4</sup>

2 資本市場における情報の非対称性の存在という視点から、銀行信用の重要性や金融機関の意義を扱ったものは古くは Jaffee and Russell (1976) にもとめられる。また最近では、Stiglitz and Weiss (1981), Diamond (1984) (1989), Fama (1985), Bernanke and Gertler (1990), そして Calomiris and Hubbard (1990) 等がある。

3 実際後にもふれるように、銀行信用の重要性についての実証的アプローチの仕方には様々なものがある。Jaffee (1971), Gertler and Gilchrist (1991), Bernanke and Blinder (1992), Kashyap, Stein, and Willcox (1992), そして Slovin and Sushka (1983), Bordo, Rappoport, and Schwartz (1991), Berger and Udell (1992), Ramey (1992), Oliner and Rudebusch (1992) 等を参照。なお前4者が銀行信用(信用割当の存在を含めて)の重要性を強調するのに対し、後5者がそれを否定する立場をとっている。

4 金融引締めをはじめとするマクロ経済ショックが、銀行信用を通じて実物経済に影響を及ぼす可能性 (credit channel) を検証するのに用いられる他の有効な手法として、VAR (vector autoregressive) モデルが上げられる。しかしながら、このアプローチはモデルの定式化、定常化ノ

以下ここで、このアプローチの論理的構造を簡単に説明しておこう。彼らによれば、銀行信用が経済の実物変数に有意な影響を及ぼすためには、次の2つの条件が必要である：

必要条件1：銀行信用と他の銀行の保有する資産とは不完全代替物である。すなわち、銀行は現金準備の減少に直面して、貸出し量を一定に保ち、他の資産の保有量のみを減少させることをしない。

必要条件2：企業にとって、銀行信用と他の資金調達手段は不完全代替物である。すなわち、企業は貸出し量の減少を他の手段からの資金調達によって完全に埋めあわせることはできない。

もし条件1が成立すれば、金融引締めによる現金準備の減少に直面して、銀行はそのポートフォリオ調整の一環として貸出し量も減少させることになる。また条件2は、企業にとって銀行借入れは他の資金調達手段とは異質な存在であり、何等かの対価なしには銀行信用の減少を他の調達手段の増加で完全に相殺することができないことを意味している（すなわち M-M 命題の不成立）。大雑把に言えば、これらの二つの条件は、銀行信用が銀行自身にとってもまた企業にとっても“特別のもの”であり、貸借対照表の他の資産・負債では完全には代用できないことを意味している。

これらの条件を実証ベースにのせるための橋渡しとして次のようなモデルを

---

\\ (非定常変数を定常化させる (stationarize) 方法) の仕方、また識別条件のおき方に依存して結果が大きく異なるという難点を持ち、さらに本文中でのべた endogeneity の問題をこの手法では解決できないため、ここでは用いないこととした。例えば、Bernanke and Blinder (1992) は credit channel が金融政策の効果波及において重要な役割を果たすことを発見したが、Ramey (1992) は、King *et al.* (1992) によって紹介された VECM モデル (error-correction term を用いた Var model) を用いて逆の結果が得られたとしている。また Calomiris and Hubbard (1989) と Bordo *et al.* (1991) は、双方とも第一次対戦前の金本位性の時期を対象にして、信用の availability に対するショックが実物生産量の変動に与える効果を研究しているが、異なるモデルの定式化と識別条件を用いることによって反対の結論を得ている。

考える。投資資金調達に関わる *Mix* 変数を次のように定義しよう。

$$Mix \equiv L / (L + O)$$

ここで *L* : 銀行貸し出し

*O* : 他の資金又は負債 (社債など)

今, かりに貸し出しの実効金利を  $r_1$ , 他の資金調達手段の金利を  $r_0$  とすると, もし銀行信用が他の手段と完全代替物でないならば, 企業の投資資金 (*I*) 1 円当りの最適な資金調達の組み合わせ  $Mix^*$  と, 銀行借入れに対する需要は, それぞれ

$$Mix^* = f(r_1 - r_0) \quad f' < 0$$

$$L^D = Mix^* \times I$$

で表される。すなわち, もし企業にとって銀行からの貸し出しに何等かの特別のメリットがあるならば, 実効金利と  $r_0$  のスプレッドは消滅せず, 最適な  $Mix^*$  は金利差の減少関数となるはずである。

もし銀行にとって同様なことがあてはまれば(条件1成立), 銀行の貸し出し供給関数は

$$L^S = g(r_1 - r_0)H \quad g' > 0$$

と表すことが可能である。ここで *H* は準備金である。

これらより, 貸出し市場の需給均衡条件は<sup>5</sup>

$$Mix^* = g(r_1 - r_0)H \quad (1)$$

であらわされるが, これより条件1が成立しているかどうかを検証することが可能となる。(1)式を全微分することによって次の関係が得られる。

$$\frac{dMix^*}{dH} = f' \frac{d(r_1 - r_0)}{dH} \quad (2)$$

5 彼らのモデルでは, 貸出し市場は貸出し実効金利ベースで均衡していることを仮定しているが, これはモデルの単純化のためだけの仮定であって, credit channel の存在の為には必要でない。つまり実効金利ベースで“信用割当”が均衡において存在するケースは当然以下で定義する *Mix* 変数の動きに反映され, したがって, credit channel が存在するための一部分集合のようなものと解釈できる。

$$\frac{dO}{dH} = (1 - Mix^*) \frac{dI}{dH} - I \frac{dMix^*}{dH} \quad (3)$$

$$\frac{dL}{dH} = Mix^* \frac{dI}{dH} + I \frac{dMix^*}{dH} \quad (4)$$

まず(2)式を注目されたい。もし銀行貸出しが他の資金調達手段と完全代替物であるならば ( $r_1 - r_0 \equiv 0$ )、*Mix* 変数は金融引締めによって一貫して影響を受け<sup>6</sup>ないはずであり ( $dMix^*/dH=0$ )、必要条件1が満たされていないことを意味する。この *Mix* 変数と完全代替性の関係は(3)式においてより明確となる。すなわち、もし金融引締め<sup>6</sup>に反応して他の手段からの資金調達額が増加するとすれば ( $dO/dH < 0$ )、それは引締め政策が *Mix* 変数を減少させる時のみに生じることがわかる。換言すれば、もし引締め政策に直面して他の手段からの資金調達の有意な増加が検出されるならば、それは貸出しとそれらの他の手段が完全代替物でない時のみに限られるのである。逆に(4)式から分かるように、通常引締め政策は money channel を通じても投資需要を減退させるため ( $dI/dH > 0$ )、ただ単に貸出し量の推移のみに着目することは、必ずしも credit channel の存在を意味しない。(これが endogeneity の問題である)

話を整理すれば、もし *Mix* 変数や他の資金調達が金融引締めに対応して有意に変化していることが検出されれば、その事実はそれらの調達手段が完全代替物でないこと、(credit channel の存在の為の必要条件1が成立していること)を意味している。次に必要条件2の検証であるが、これは企業の投資関数を推定することによって明らかとなる。詳細は後の節で述べるが、基本的議論としては、もしMM命題が成立しているとすれば(もし企業にとって銀行信用が他の手段の単なる代替物であるならば)、資本コストの影響を考慮に入れた後、*Mix* 変数が追加的に有意な影響を企業の実物投資活動に及ぼさないはずである。従ってもし企業の投資関数において *Mix* 変数が追加的な説明力をもつとすれば、それは必要条件2が成立していることを意味している。

6 Kashyap et al. (1992) や Oliner et al. (1992) には明示的に触れられていないが、期待される符号は  $dMix^*/dH > 0$  である。

Kashyap *et al.* (1992) では以上の議論をもとにして全産業・製造業について推定を行っているが、本論文では全産業・合計値レベルでの推定の他に企業規模別に分類し、それぞれの規模についても推定を行う。こうした細分化の目的は前小節でふれたとおり、もし credit channel が存在するとすれば、どの規模の企業への貸出しを通じて、どの程度のものであるかを検証することにあるが、ここで暗黙裡に仮定しているのは、企業規模によって金融・資本市場の不完全性の程度が異なるということである。この仮定が正しいか否かは後の節で判断することにする。

さて、本論文で用いられるデータと *Mix* 変数について簡単にふれておこう。まず銀行貸出しおよび企業の貸借対照表や損益計算書の諸項目に関する規模別のデータについては、大蔵省が四半期ごとに公表している「法人企業統計季報」のデータを用いた。この「法人企業統計季報」は、金融及び保険業を除く資本金1000万円以上の営利活動法人についてその資産、負債及び資本の構成並びに損益の状況等を資本金規模別に1000万円以上5000万円未満、5000万円以上1億円未満、1億円以上10億円未満、10億円以上および合計に分け、各種産業ならびに全産業についてアンケート調査に基づいて集計されたデータである。

次に本論文で用いられる *Mix* 変数は次の5つである。

- 
- 7 ここでは規模の小さい企業にとってほど銀行信用は特別の存在であり、また銀行にとってもそうした企業への貸出しは、大企業へのそれやコールなどの市場性資産と比較して代替性が低いと言うこともあわせて念頭においている。これは資本市場の不完全性は小規模企業にとっての方が程度が大きいかを意味しているが、この仮説は後に明らかにするように、さほど不合理ではないと思われる。
- 8 「法人企業統計季報」のデータには大きくいて二つの難点が存在する。第一に、資本金5千万円未満（昭和50年度以降は1億円未満）の企業の母集団は、調査年度 ( $t$ ) より2年前の  $t-2$  年度の1月であるのに対し、それ以上の規模については  $t-1$  年度の1月であり、母集団が異なる可能性がある。第二に、1～3月期と4～6月期にサンプルとなる企業と数を変更するため、データに大きな不連続性が存在する。本論文ではこれらの難点を取り除くため、原データに「断層修正」を行い、その上で季節調整を施した。また指定期間を1968年第3四半期以降としたのは、この「断層修正」に必要な、いわゆる「前期系列」がこの期以降のみ利用可能なためである。（断層修正については、社会学研究所（1976）を参照）なお原データを用いた推定ではデータの不連続性の為に意味ある結果は得られなかった。

$$MixT1 = TL / (B + LLO + SLO) \quad MixT2 = TL / (LB - NAR)$$

$$MixL1 = LL / (B + LL) \quad MixL2 = LL / (B + LT)$$

$$MixL3 = LL / (B + LT + OFL)$$

ここで、 $TL$ ：総金融機関借入金（＝長期金融機関借入金＋短期金融機関借入金）

$LL$ ：長期金融機関借入金

$B$ ：社債（固定負債項目）

$LLO$ ：長期のその他借入金

$SLO$ ：短期のその他借入金

$LB$ ：負債（総額）

$NAR$ ：受け取り手形・売掛金

$LT$ ： $LLO + SLO$

$OFL$ ：その他（固定負債項目）

ここで  $Mix$  変数を長期信用と総信用で区別したのは、日本では高度成長期以来、長期資金の信用割当の存在がささやかれており、その存在と程度を総信用とは別に検証するためである。また、長期・総信用ともに異なるいくつかの  $Mix$  変数を用いるのは、企業の実際の資金調達割合と、また企業の資金調達手段の間の代替性について先見的にバイアス・制限を置くことを避けたかったからである。

最後に Kashyap *et al.* (ibid) と同様、マクロ経済ショックとして金融引締め政策をとった。したがってここでの分析は金融政策効果の波及が銀行信用を通じるか否かを検証していることにもなる。金融引締め時点は、全体の統一性をもたせるため、コール・レートと公定歩合が同時に上方ジャンプしたときを引締め開始時ととられ、数値 1 を与え、それ以外を 0 とするダミー変数を用いた。<sup>9</sup>

9 引締め開始期として採用したのは、具体的には1969年第3四半期、1973年第2四半期、1979年第2四半期、および1989年第2四半期の4つである。日本では、高度成長期を通じて「窓口指導」と呼ばれる独特の引締め政策手段があり、これが行われた期間を金融引締め期とすることも考えられるが、研究者の間でその有効性に対する考え方が必ずしも統一されているとはいえず、また70年

以下の章立ては次の通りである。まず次節でデータに視覚的にあたることによって、わが国の企業金融の現実を簡単に概観した後、そこで得られた直感的事柄を、*Mix* 変数を用いて統計的に検証する。つづく第Ⅲ節では、必要条件2の成否を調べるために、*Mix* 変数を含む投資関数を企業規模別に推定する。第Ⅳ節は結びである。

## II *Mix* 変数アプローチ

### 1. データによる予備的考察

さて、*Mix* 変数に基づいて実際の推定に入る前に、いくつかの大雑把ではあるが基本的と思われる指標について、ここで予め検討しておくことにする。

まず表1を参照されたい。表1は固定負債に占める社債、金融機関借入金、および長期借入金の割合を企業規模別、年代別にまとめたものである。この表から見てとれることは、まず第一に、固定負債に占める社債の割合は、80年代以前・以後いずれで見ても最も大きい規模の企業（資本金10億円以上）を除いては極めて小さいことである。最も小さい規模の企業（資本金1000万円以上5000万円未満）では、68年第2四半期～79年第4四半期で見るとその割合はわずかに0.23%にすぎず、社債発行が長期資金調達で果たす役割は微々たるものである。この傾向は1980年代の超金融緩和基調と金融自由化にもかかわらず、逆に強まり、その割合は0.05%にまで低下している。こうした現象は資本金1億円未満の規模の企業についても同様であり、その割合は80年代以前、0.2%、以降0.1%である。資本金1億円以上10億円未満の比較的大きい企業については、基本的に同一の傾向が見てとれるが若干異なる現象もみうけられ、社債の固定負債に占める割合は、80年以前の0.2%から80年以降の0.7%とわずかではあるが上昇を示している。

他の規模の企業と最も顕著な差を呈しているのは10億円以上の企業で、80年

---

＼代以降そうした相対的（あいたいてき）な引締め手段がどれほど有効なものであったか疑わしいため、ここでは用いないこととした。

表 1 : 固定負債に占める社債, 金融機関借入金, および, 長期借入金の割合  
1968.2—1979.4

企業規模*	社債	長期金融機関借入金	長期借入金**
0	8.92%	67.16%	74.44%
1	0.23%	65.88%	80.51%
3	0.23%	68.13%	80.65%
4	14.72%	67.68%	70.51%
5	0.21%	64.52%	79.91%

1980.1—1991.3

企業規模	社債	長期金融機関借入金	長期借入金
0	13.51%	62.23%	68.65%
1	0.05%	72.55%	83.73%
3	0.77%	67.51%	77.23%
4	26.47%	54.33%	56.69%
5	0.10%	71.18%	82.26%

\*: 企業規模は, 0 : 全企業, 1 : 資本金1千万円以上5千万円未満, 3 : 同, 1億円以上10億円未満, 4 : 同, 10億円以上, 5 : 同, 1億円未満, である

\*\* : 長期借入金は, 長期金融機関借入金とその他の長期借入金の和

以前でも社債の固定負債に占める割合は14.7%と他の規模の企業と比べると格段に高く, 80年代に入り, 金融自由化, 国際化の影響を受けて26.5%と急増しているのがわかる。また全規模の合計値でも, この10億円以上の規模の影響を強く受けて, 68年第2四半期~79年第4四半期の期間で8.9%, 80年以降13.5%と社債による長期資金調達は無視し得ない存在になってきている。

こうした特徴は, 固定負債に占める金融機関借入(あるいはそれに, その他借入金を加えたより広義の長期借入金)の割合の推移を見るとより鮮明になる。日本では, 高度成長期を中心に, 間接金融の優位とりわけ銀行信用を通じる長期資金の調達の優位性が特徴とされてきたが, この傾向は80年代以降も基本的に衰えていない。全企業合計値と資本金10億円以上の大企業については, 近年の金融自由化現象と金融緩和基調を背景に, 80年代以前の67.2%(長期借入金で見ると74.4%), 67.7%(同, 70.5%)から, それぞれ80年代以降の62.2%(68.7%), 54.3%(56.7%), と“金融機関離れ”が見られるものの, 10億円

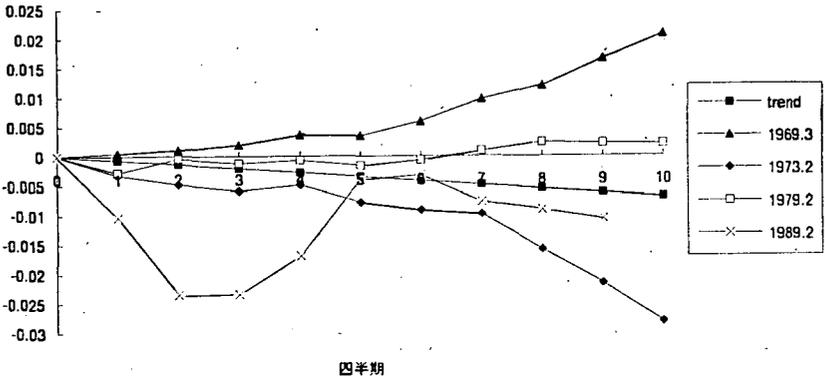
未満の企業サイズで見ると、近年に限って大きな変化が生じているとは言い難く、とりわけ資本金1億円未満の中小規模の企業では、金融機関借入の割合は80年以前の64.5%（長期借入金では79.9%）からそれ以降の71.2%（同、82.3%）と1割弱程度の増加を示している。

以上のことより考えて、社債による長期資金の調達はいずれも資本金1億円以上（特に10億円以上）の規模の企業についてのみ有効な手段であり、それ未満の規模の企業にとっては、数量的に見てあまり有効な資金調達手段とは言い難く、金融機関借入が依然主たる資金調達手段であると言える。この事実は金融機関借入、特に銀行信用が、資本金1億円未満（あるいはもう一つ大きな規模の10億円未満）の企業にとって極めて重要な存在であり、金融政策をも含めた民間経済へのマクロ経済ショックがこれらの企業への信用を通じて伝播する可能性を示唆しているように思われる。

こうした推論は、*Mix* 変数、及び金融機関借入以外の代替的な手段を通じる資金調達の推移を見ることによっても確認できる。図1および2を参照されたい。これらの図は、金融引締め開始後の10四半期にわたる *MixT1* および *MixL2* の推移を、引き締め開始時点の値からの差（対数表示）のかたちで、企業規模別にプロットしたものである。各図には参考のためにタイム・トレンドもあわせてプロットされている。理論的見地からは、もし銀行信用が他の資金調達手段と完全代替物でなければ、金融引締めにともなつて *Mix* 変数はトレンドを下回ることが予想される。特に興味深いのは資本金1億円未満の企業と10億円以上の企業の比較であろう。資本金1億円未満（1億円以上10億円未満の企業についても同様のことが言える）の企業の *MixT1* は、1969年第3四半期に始まる金融引締めの場合を除いておおそトレンドより下方で推移しているのに対して、最も規模の大きい企業クラスについては、引締め開始一年を境にすべてトレンドの上方に位置する<sup>10</sup>。この現象は長期銀行信用に関する

10 1969年第3四半期に始まる金融引締めは、他の3つの引締め期と比べてコール・レートの上昇幅も小さく、また期內（1980）、pp.173、脚注35）、“昭和44年後半から約1年間にわたって行われ、

図 1-1: 金融引締め開始後の MixT1 の動き—全企業—(\*)



(\*) たて軸は、引き締め開始時点の Mix 変数の値からの差で対数表示

図 1-2: 金融引締め開始後の MixT1 の動き—資本金 1 億円未満—

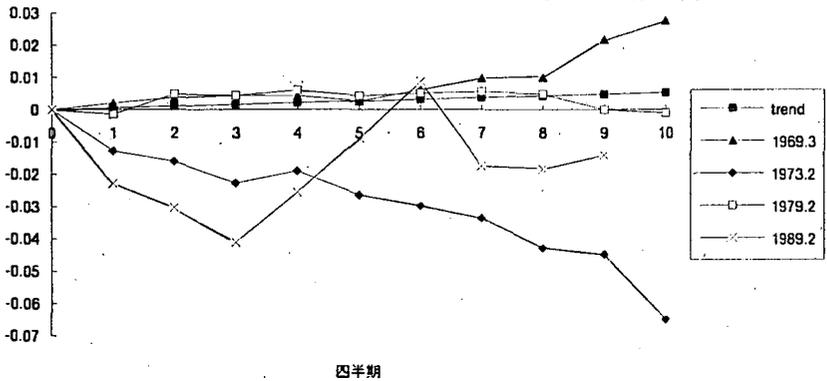


図 1-3: 金融引締め開始後の MixT1 の動き—資本金 1 億円以上10億円未満—

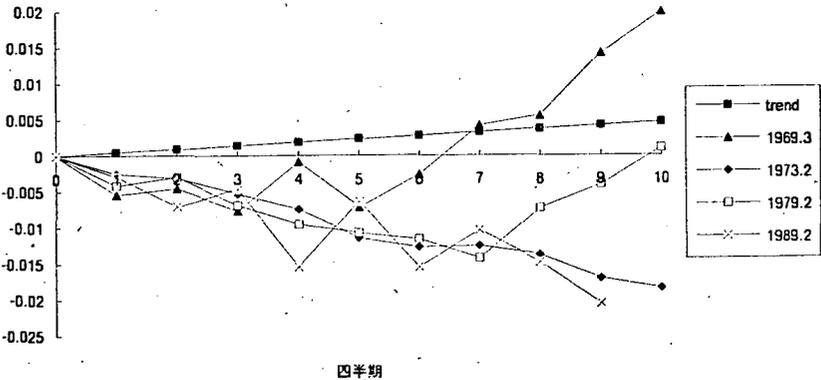


図 1-4：金融引締め開始後の MixT1 の動き—資本金10億円以上—

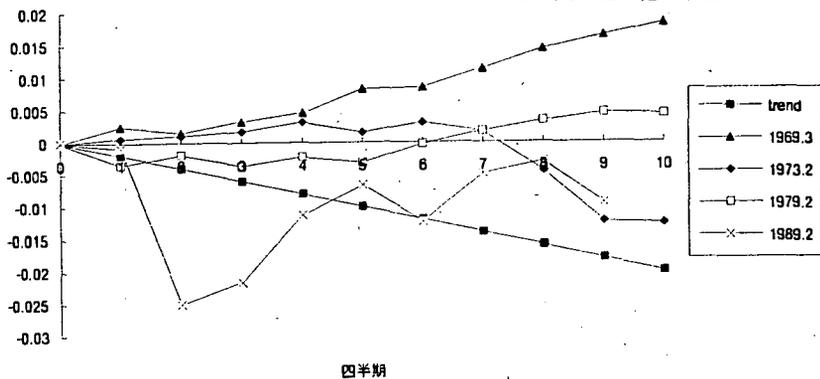


図 2-1：金融引締め開始後の MixL2 の動き—全企業—

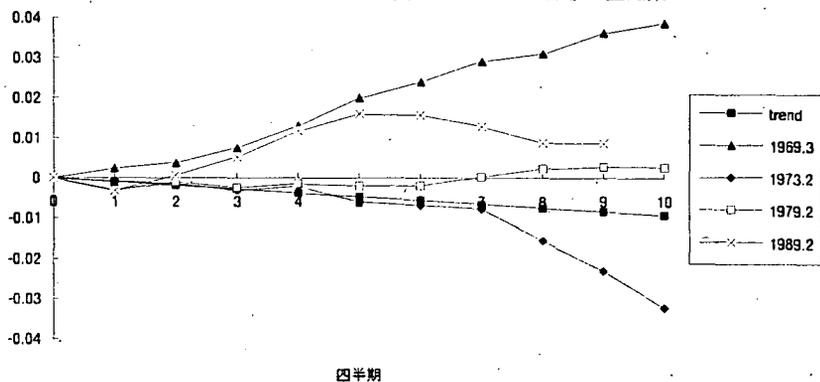


図 2-2：金融引締め開始後の MixL2 の動き—資本金1億円未満—

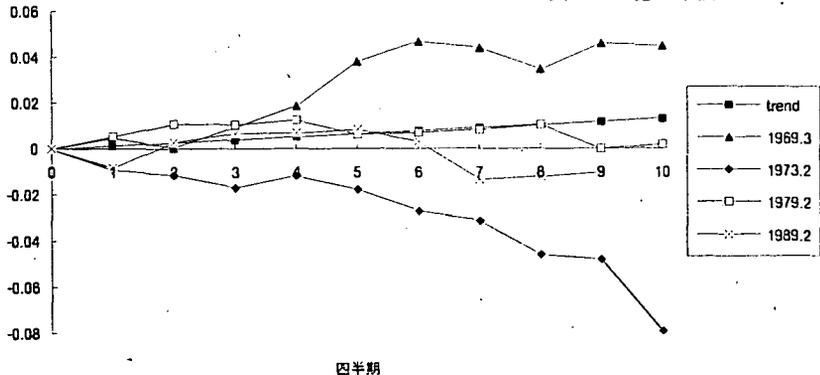


図 2-3: 金融引締め開始後の MixL2 の動き—資本金 1 億円以上10億円未満—

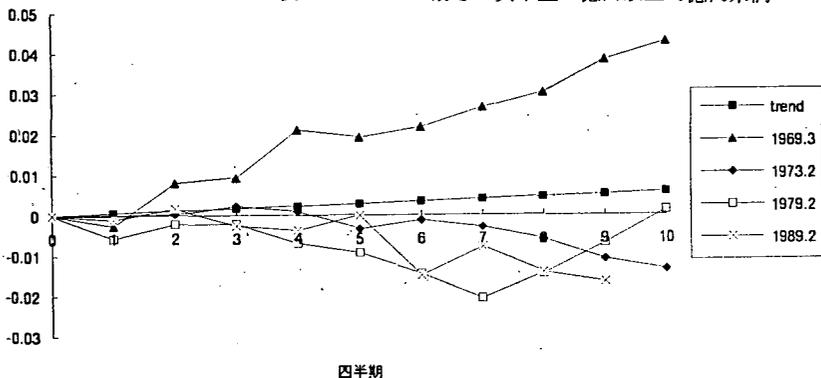


図 2-4: 金融引締め開始後の MixL2 の動き—資本金10億円以上—

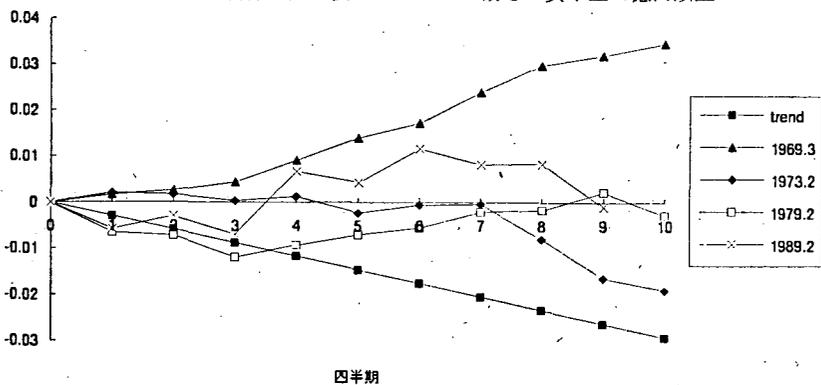


図 3-1: 金融引締め開始後のその他の資金調達（社債+金融機関以外からの長短借入金）の動き—全企業—

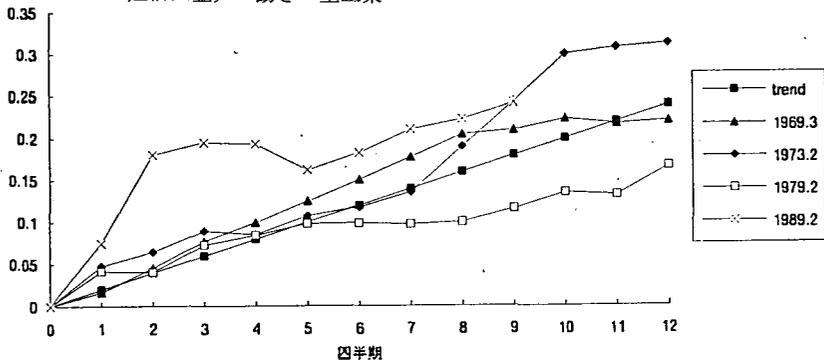


図 3-2: 金融引締め開始後のその他の資金調達（社債+金融機関以外からの長短借入金）の動き—資本金1億円未満—

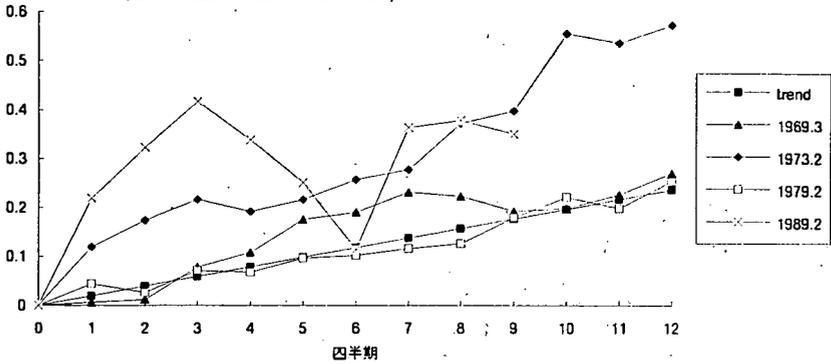


図 3-3: 金融引締め開始後のその他の資金調達（社債+金融機関以外からの長短借入金）の動き—資本金1億円以上10億円未満—

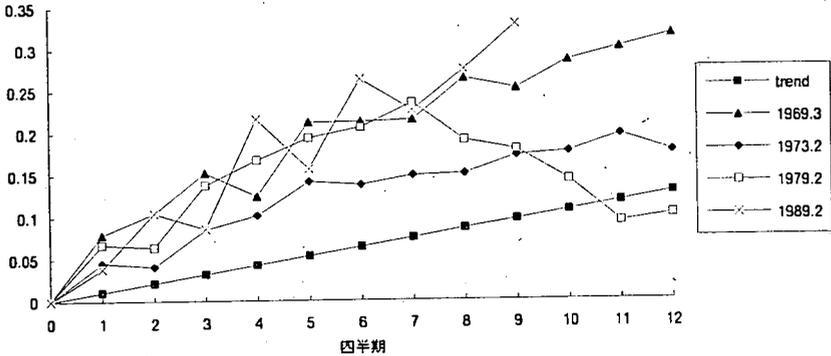
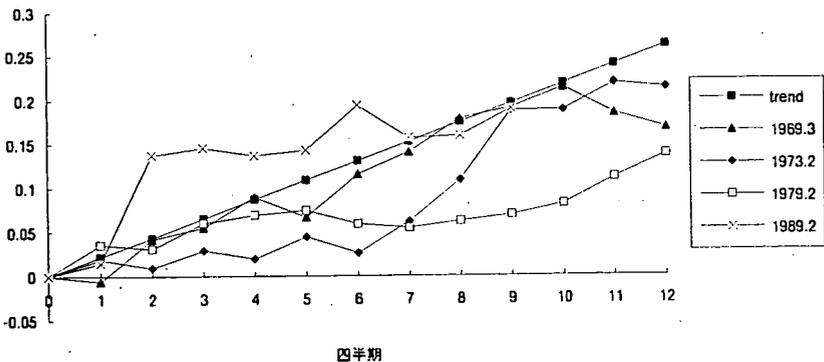


図 3-4: 金融引締め開始後のその他の資金調達（社債+金融機関以外からの長短借入金）の動き—資本金10億円以上—



*Mix* 変数である *MixL2* についても全く同様であり、金融引締めに反応して、大企業を例外として多くの中小規模の企業が、何等かのかたちで銀行信用を十分に得られていないことを示唆している。すなわち資本金10億円以上の大規模企業は、金融引締めに際して銀行信用から他の資金調達手段への顕著な代替は見られず、その意味で引締め効果が銀行信用を通じて波及する可能性が小さい一方で、資本金10億円未満の企業に関しては、銀行信用が市場性の資金を含む他の調達手段とは質的に異なるものであることを示している。

さて次に、金融引締めに反応して他の代替的な資金調達額がどのように変化しているかを見てみよう。図3を参照されたい。ここで例としてとり上げる他の資金調達手段は、(社債+金融機関以外からの長期借入金+同、その他短期借入金)であり、GNPデフレーターで実質化した後、対数をとって金融引締め開始時点の値からの差分のかたちで表示されている<sup>11</sup>。

ここで議論の前提となっている仮説は、銀行にとって、もし銀行信用が資本市場の不完全性を反映して他の資産と異質なものであるとするならば、引締めによって銀行信用を当初の所望量より少なくしか得られなかった(割当てであれ、貸し出し実行金利の引き上げであれ)企業は、他の方法による資金調達を増加させるはずであるというものである。さてここでも、資本金1億円未満の企業と10億円以上の大企業を比較することによって、以前と同様の興味深い結果を得ることができる。

資本金1億円未満の中ないし小規模の企業は、金融引締めに反応してその他の資金調達をトレンド以上に増加させているのに対し、最も大きい規模に分類される企業に関しては、引締め開始後6四半期をへて、全てのケースでトレ

「金融引締め期には、「窓口指導」は強く行われなかったものとみられる。」という日銀の政策スタンスに関する記述からも、その引締め効果の大きさについては、疑問が持たれるかも知れない。

11 別の資金調達額の推移として、社債発行額のみ注目するのは危険度が高い。というのはまず第一に、特に資本金1億円未満の企業にとっては社債による資金調達は全期間を通じてごくわずかであり、その意味でその他の企業サイズとの直接比較はできない。第二に、日本では高度成長期を通じて社債の発行は事実上規制を受けており、したがって企業の自由な資金調達の意図(計画)を正しく反映していないかもしれない。

ド以下に低下している。つまり、先と同様ここでも、資本金1億円未満の比較的小規模の企業に対する貸し出しは、他の手段とは質的に異なり、その意味でこれらの企業は引締めによる銀行信用量減少に反応して、他の代替的な手段からの資金調達を増加されているといえることができる。一方、大企業に対する貸し出しは、銀行にとって他の市場性資産とはそれほど質的に差異はなく、したがって引締めの際しても、他の規模の企業に対するほど貸出し量を減少させていないのかもしれない<sup>12</sup>。

以上で得られた推論はあくまで descriptive で、視覚的な考察に基づいて得られたものであり、何ら厳密な統計的推論によるものではない。そこで以下の諸節では、統計的推論に基づいた議論を行うが、実際にこれらの推論が統計的な有意性を保持することがその中で示されることとなる。

## 2. Mix 変数による推定結果

### (1) Mix 変数による推定結果

この節では、第一節で定義された *Mix* 変数に基づいて、銀行信用を通じるマクロ経済ショックの波及の統計的有意性を検証する。

推定に用いられる *Mix* 変数は総信用量（短期金融機関借入金＋長期金融機関借入金）に関する *MixT1*, *MixT2* と、長期信用にかかわる *MixL1*, *MixL2* および *MixL3* である。推定期間は1968年第3四半期から1991年第3四半期の23年あまりであるがサブピリオドとして1968年第3四半期から1979年第4四半期、1975年第1四半期から1991年第3四半期の2つについても推定を行った。この2つの追加的な推定期間をもうけた理由は、第一に1970年中盤から終盤にかけての2つのオイルショックをへて経済の実物面での構造が変化してきている（特に高度成長から低位安定成長へ）といわれていること、第二に1970年央

12 ここにはのせていないが、引締め開始後の総貸出し量の推移を見ると、資本金1億円未満の企業への貸出し量は、1969年第3四半期に始まる引締めのケースを除いて、引締め開始後2年を経てトレンドの下方に位置するのに対して、最も大きい規模の企業に対する貸出しは逆に、トレンド水準か、もしくは上方で推移している。つまり、銀行は金融引締めに直面して、中小企業向け貸出しを減少させる一方で、大企業に対するそれは、逆に増加させている傾向がある。

の国債の大量発行とそれに伴う流通市場の整備に端を発する金融の自由化が銀行・企業の資金調達に少なからず影響を及ぼしている可能性があることである。また厳密に、ある一時点をとって2つのサブピリオドに分けることも考えたが、経済構造の変化もまた金融自由化の影響も一日にして生じる性格のものではないため、70年代の後半を一種の“グレーゾーン”と仮定し、両サブピリオドに含めた。

推定方法は Granger の causality test であり、各 *Mix* 変数を自己のラグ、実質GNP成長率および金融引締めダミーに回帰させ、金融引締めダミーの係数の和が有意に *Mix* 変数の動きを説明しうるかどうかを見た。もしマクロ経済ショックが銀行信用を通じて波及するのであれば、そうしたショックの一つと考えられる金融引締め政策は有意に *Mix* 変数を減少させるはずであり、したがって引き締めダミー変数の和は有意に負の値をとることが期待される。

推定結果をまとめたものが表2である。まず総信用量に関する *Mix* 変数について考察しよう。1968年第3四半期から79年第4四半期の期間においては、資本金10億円未満の企業において金融引き締めダミーの係数の総和は有意な負の影響を *Mix* 変数に及ぼしているが、最も大きい規模の企業に関しては有意でないのみならず、符号が逆である。75年以降の期間で見ると、それ以前の期間に見られたダミー変数の有意性は大きく減少する。しかし、資本金1億円未満の企業については依然有意なケースも見られ、これらの中小規模の企業にとっては銀行信用を通じる金融政策波及経路は一貫して重要なものと言えよう。次に、1980年代以前は、最も大きい規模の資本金10億円以上の企業を除く全ての規模の企業について金融引き締めダミーの有意性が見られるため、全産業レベルでも引き締めダミーは有意な結果をもたらしているが、75年以降は全規模に関して credit channel の影響が低下しているため、全産業で見るとダミーの有意な効果はあらわれていない。また、資本金10億円以上の大企業について

13 統計的にも、種々の構造変化テストやモデルのスペシフィックイションテストなどが存在するが、いずれも robust なものと言えず、恣意的に使うことを避けた。

表 2: 金融引締めダミーの有意性

I. 1968.3—1979.4

企業規模	定式化	Mix 変数				
		T1	T2	L1	L2	L3
0	(6, 8, 8)	-0.0091** (2.113)	-0.0295 (0.691)	0.0007 (0.629)	-0.0154 (1.377)	-0.0110 (1.319)
	(4, 8, 8)	-0.0059** (2.600)	-0.0148 (0.109)	0.0006 (0.645)	-0.0172 (1.348)	0.0029 (0.853)
	(4, 8, 10)	-0.0159** (2.428)	-0.0593 (0.453)	0.0030 (0.155)	-0.0020 (1.251)	-0.0005 (0.280)
5	(6, 8, 8)	-0.0144** (2.487)	-0.0333* (1.805)	n. a.	-0.0273*** (2.997)	-0.0031* (2.020)
	(4, 8, 8)	-0.0327*** (2.810)	-0.0265 (1.526)	n. a.	-0.0339*** (3.190)	-0.0416* (1.891)
	(4, 8, 10)	-0.0927** (2.198)	-0.0333 (1.560)	n. a.	-0.2062** (2.210)	-0.0397* (1.717)
3	(6, 8, 8)	-0.0073* (1.840)	-0.0434 (1.218)	-0.0048* (1.895)	0.0055 (0.850)	0.0325 (0.139)
	(4, 8, 8)	-0.0084 (1.550)	-0.0081 (0.514)	-0.0025* (2.005)	-0.0053 (0.683)	-0.0012 (0.002)
	(4, 8, 10)	-0.0160* (1.857)	-0.0253 (1.300)	0.0005 (1.260)	-0.0127 (0.972)	0.0018 (0.544)
4	(6, 8, 8)	-0.0017 (0.363)	0.0121 (0.899)	0.0090 (0.518)	-0.0053 (0.484)	-0.0071 (0.460)
	(4, 8, 8)	0.0029 (0.221)	0.0023 (0.718)	0.0045 (0.724)	0.0027 (0.375)	0.0426 (0.224)
	(4, 8, 10)	0.0008 (0.365)	0.0060 (0.516)	0.0128 (0.761)	0.0021 (0.621)	0.0016 (1.138)

II. 1975.1—1991.3

企業規模	定式化	Mix 変数				
		T1	T2	L1	L2	L3
0	(6, 8, 8)	n. a.	0.0050 (0.232)	0.0021 (1.640)	0.0005 (0.986)	-0.0011 (1.573)
	(4, 8, 8)	0.0018 (0.080)	-0.0003 (0.274)	0.0033* (1.685)	0.0050 (0.894)	0.0091 (1.512)
	(4, 8, 10)	0.0054 (0.177)	-0.0004 (0.037)	0.0050* (1.928)	0.0055 (1.423)	0.0078 (1.026)
5	(6, 8, 8)	-0.0045 (1.260)	n. a.	n. a.	-0.0224** (2.537)	-0.0056 (0.771)
	(4, 8, 8)	-0.0195 (1.282)	-0.0023 (1.548)	n. a.	n. a.	-0.0215 (0.635)
	(4, 8, 10)	-0.0074 (1.444)	-0.0024** (2.051)	n. a.	n. a.	-0.0121* (1.750)
3	(6, 8, 8)	n. a.	0.0034 (0.179)	0.0011 (0.959)	-0.0011 (1.122)	-0.0008 (0.144)

	(4, 8, 8)	-0.0010 (1.294)	0.0057 (0.418)	-0.0004 (0.761)	-0.0027 (1.147)	-0.0004 (0.117)
	(4, 8, 10)	-0.0010 (0.746)	0.0059 (0.492)	0.0009 (1.001)	-0.0041 (0.850)	0.0002 (0.102)
4	(6, 8, 8)	0.0026 (1.064)	0.0121 (0.685)	0.0053 (1.228)	0.0043 (1.181)	0.0038 (0.933)
	(4, 8, 8)	0.0103 (1.234)	0.0068 (1.098)	0.0046 (1.326)	0.0121 (1.257)	0.0113 (1.129)
	(4, 8, 10)	0.0129* (1.815)	0.0092* (1.763)	0.0073* (1.777)	0.0072* (1.688)	0.0085* (1.705)

## Ⅲ. 1968.3—1991.3

企業規模 定式化		Mix 変数				
		T1	T2	L1	L2	L3
0	(6, 8, 8)	0.0013 (0.448)	-0.0042 (0.492)	0.0038 (1.631)	0.0014 (0.725)	-0.0013 (0.699)
	(4, 8, 8)	0.0008 (0.213)	-0.0015 (0.561)	0.0022 (1.525)	0.0020 (0.678)	-0.0030 (0.401)
	(4, 8, 10)	0.0014 (0.315)	-0.0024 (0.026)	0.0038** (2.446)	0.0030 (1.413)	-0.0032 (0.596)
5	(6, 8, 8)	-0.0084 (1.204)	-0.0014 (1.248)	n. a.	n. a.	-0.0094 (1.189)
	(4, 8, 8)	-0.0116 (1.166)	-0.0086 (1.476)	n. a.	-0.0107*** (2.844)	-0.0051 (1.133)
	(4, 8, 10)	-0.0027 (1.561)	-0.0133 (1.214)	n. a.	n. a.	-0.0090 (1.376)
3	(6, 8, 8)	-0.0156 (1.278)	-0.0019 (0.456)	-0.0006 (1.427)	-0.0016 (1.297)	-0.0011 (0.164)
	(4, 8, 8)	-0.0018 (1.333)	-0.0006 (0.104)	-0.0005 (1.230)	-0.0022 (1.381)	-0.0012 (0.237)
	(4, 8, 10)	-0.0014 (1.143)	-0.0008 (0.249)	0.0003 (0.235)	-0.0029 (1.174)	-0.0008 (0.535)
4	(6, 8, 8)	0.0145 (1.252)	0.0065 (0.396)	0.0042 (1.448)	0.0031 (1.275)	-0.0001 (0.594)
	(4, 8, 8)	0.0034 (1.356)	0.0013 (0.980)	0.0046 (1.518)	0.0022 (1.358)	-0.0002 (0.591)
	(4, 8, 10)	0.0066* (1.924)	0.0022 (1.588)	0.0080** (2.538)	0.0070** (2.325)	0.0019 (1.282)

定式化：( )内はそれぞれ、Mix 変数のラグ数、実質GNP成長率のラグ数、引締めダミーのラグ数

企業規模：0：全企業 5：資本金1億円未満 3：同、1億円以上10億円未満 4：同、10億円以上

有意水準：\*：10% \*\*：5% \*\*\*：1%，各係数値の下の( )内はt値

見ると、全期間ならびにいずれのサブピリオドでも、係数の和が逆の符号を持ち、さらにいくつかのケースでそれらは有意である。これは、銀行にとって大企業に対する貸し出しと、他の市場性のある資産への投資（コール、手形、国債など）が極めて代替性の高いものであるということがわかる。

総合的に判断して、資本金1億円未満の企業への貸し出しは、推定期間に関わらず一貫して市場性の金融資産とはかなり代替性が低く（後半にはその有意性は減少するものの）、これらの中小規模の企業に対する貸し出しは、大企業に対するそれや、インターバンク市場への貸し付けを含めた市場性の資産への投資と、質的に異なるものと看取することが可能である。逆に、大企業への貸し出しは市場性資産との代替性が高く、この傾向は高度成長期末期を含む80年代以前の時期にもあてはまる。最後に、資本金1億円以上10億円未満の中間規模の企業については、79年第4四半期以前の時期には引き締めダミーは有意な影響を及ぼしていたが、80年代以降はその有意性も消えて逆符号のケースもめだち、経済構造の変化や金融自由化の影響を最も強く受けているように推察できよう。

こうした総信用に関する推定結果は、長期信用についての *Mix* 変数を用いた推定からも同様に読み取れる。まず最も小さい規模である資本金1億円未満の企業であるが、期間のとり方に関わらずダミー変数の係数の総和は有意に負の値をとっており、このクラスに対する長期銀行信用を通じる金融引き締め効果が有意であることを示している。特に *MixL2* を被説明変数とした推定における金融引き締めダミーの有意性は高く、この規模に属する企業が金融引き締め政策に対応して何等かのかたちで長期信用を充分に得ることができず、金融機関以外からの借り入れに対する依存度を高めていることがわかる。

資本金1億円以上10億円未満の企業については、1968年第3四半期～1979年第4四半期の期間において長期信用と社債との間で有意な代替が見られるが、75年以降ならびに全期間を通じては長期信用を通じる引き締め効果はさほど強いものとは言い難い。最後に、最も大きな規模グループに属する資本金10億円以

上の企業は、常に有意でない係数の総和を持ち、またいくつかのケースにおいて有意に逆（正）の符号を呈している。

とりわけ1975年以降はこの傾向が強く、いずれの *Mix* 変数で見てもダミー変数の係数の和が有意に正の値をとるケースが存在するが、この事実は全期間を通じる推定結果にもほぼ同様にあてはまる。

総信用の場合と比較して、長期信用を通じる金融引き締め効果の波及は、全産業レベルでは弱く、10%の有意水準で判断する限り銀行信用が他の資産あるいは資金調達方法と *crutial* に異質なものと言えないようにみうけられるが、先に見たように総信用に関する *Mix* 変数を被説明変数とする推定では統計的に有意な結果も見られ、また次の小節で明らかになるように、少なくとも1980年代以前は全産業レベルでも金融引締めを直面して他の代替的な手段からの資金調達を有意に増加させており、その意味では銀行信用が他の金融資産とは異質なものと言うことができる。

こうした銀行信用の重要性は、とりわけ規模の小さな企業にとって大きい。これまでいくつかの文献において、高度成長期の金融現象として中小企業にたいする長期信用の割り当てが存在した可能性が指摘されているが、どの程度の大きさの企業がそうした割り当てに直面しているのか、そしてまた高度成長期以降についても同様の現象が見られるのかという点に関しては、それを明らかにする文献は見あたらなかった。ここでは、厳密に信用割当そのものの存在ではないが、それをも含めたより広い意味での銀行信用を通じる金融引締めの効果波及と、貸し出しの特異性は、資本金1億円未満の規模の企業に見られ（79年以前は、10億円未満の規模の企業も含めて）、この現象は金融自由化が進捗し、銀行にとっての投資可能資産と企業にとっての資金調達手段が多様化してきていると言われている近年においても、依然変わらず存在していることが明らかとなった。

## (2) その他の資金調達手段の動き

さて、この小節では金融引き締めを直面して各規模の企業がどのように銀行

信用以外の資金調達を変化させているかを見てみよう。先に見たように、もし引締め効果が銀行信用を通して波及しているのであれば、十分条件として、企業は他の代替的な手段からの資金調達を増加させているはずである。他の代替的な調達手段として、ここでは「社債発行」(略称B)、「社債発行」と長期借入金の中の金融機関借入金を除く「その他借入金」の和(同 BLD)、そしてその和に短期借入金の中の金融機関借入金を除く「その他借入金」を加えたもの(同 BLS)の3つを採用した。いずれの変数もGNPデフレーターで実質化し対数をとった後、定常化(stationarize)させるために一階階差をとった<sup>14</sup>。また、「総信用量」(長期金融機関借入金+短期金融機関借入金, 同 TDB)についても同様の処理をおこなった。推定は Mix 変数の場合と同じく、各実質負債項目(B, BLD, BLS, TDB)を被説明変数として、定数項、自己のラグ、実質GNP成長率、および金融引締めダミーに回帰させた。ただし、先に見たように、資本金1億円未満の企業にとって社債発行は全期間を通じて非常に微々たる存在であるため、数量的に見て意味のある代替が生じていることは疑わしく、これらの企業規模については、社債を被説明変数とする推定を除外した。ここで検証すべき仮説は、もし銀行信用がコールや公社債等の他の銀行の保有する資産と完全代替物ではないならば、金融引締めに直面してそうした他の資産の保有量のみを減少させて貸し出し量を不変に保つことは生じない、すなわち、銀行は貸し出しをも同様に減少させるはずである。したがって、銀行信用量の減少に直面した企業は代替的な資金調達手段への相対的依存度を高めるはずであるが、この代替が金融引締めによる投資の落ち込みによる全般的な資金需要の減少を上回るほど強い場合に限り、これらの他の手段からの資金調達は増加するはずである。つまり、代替的な負債項目を被説明変数とした推定式において、金融引締めダミーの係数の和は有意に正の値をとることが期待される。

14 実質化にあたっては、短期負債はGNPデフレーターの4期移動平均を、また長期負債に属する貸借対照表の項目については10期移動平均を用いて行った。

推定結果は、表3にまとめられている。まず、長期銀行信用の代替的手段であるBとBLDについて見てみよう。いずれの期間で見ても、資本金5千万円未満およびそれを含む資本金1億円未満の企業においては、社債とその他長期借入金との和(BLD)は、金融引締めに対して有意な増加を示している一方で、最も大きい資本金10億円以上の企業については、逆にすべての期間において有意な結果は得られていない(特に、75年以降および全期間では符号が逆である)。この大企業に関する結果は社債を被説明変数とした推定でもまったく同様で、このクラスに属する企業にとっては、金融引締めに対応して銀行信用から他の資金調達手段への代替は見られない。これは、銀行にとってこのクラスに属する企業に対する貸し付けが、社債の取得と密接な代替物であることを示唆している。<sup>15</sup>

資本金1億円以上10億円未満および全産業については、この中間的推定結果が得られており1980年代以前には、それぞれBとBLDの有意な増加が見られるが、80年代に入ってその傾向は弱まっている。1980年代の超金融緩和基調と、近年の金融自由化傾向が、資本金1億円以上10億円未満の規模の企業に対する貸し付けを社債と密接な代替物へと変化させてきているのかもしれない。

以上の金融引締めダミーの有意性についての推定結果に加えて今一つ興味深いのは、ダミーの係数の和の比較である。BLDの場合を例にとると、まず第一に、いずれの期間をとっても、企業規模が小さいほど係数値は大きく、企業規模が大きくなるにつれてその値は小さくなる傾向がある。1968年第3四半期～1979年第4四半期においては、最も小さい資本金1千万円以上5千万円未満のクラスで0.4239、資本金1億円以上の規模で0.035～0.039と、最も小規模の企業に関する値が大企業のそれのおおよそ11～12倍となっている。それ以後の期間についても、企業規模間での格差は縮小するものの、資本金1千万円

15 本文中には載せていないが、1968年第3四半期～1979年第4四半期の期間には、この資本金10億円以上のクラスに属する企業に対する長期金融機関貸付金は、金融引き締め後有意に増加に転じており、この点からも銀行信用が大企業の実物投資活動に大きな制約を与えていないことがわかる。

表 3: 金融引締め後の他の資金調達手段の動き

## I. 1968.3—1979.4

## 他の資金調達手段

企業規模	TDB	BLS	BLD	B
0	-0.0078(0.597)	0.1303*** (3.145)	0.1267*** (3.456)	n. a.
1	-0.0344(1.064)	0.3034*** (2.996)	0.4239*** (3.211)	n. a.
5	-0.0279(1.039)	0.2548*** (2.989)	0.3390*** (3.175)	n. a.
3	-0.0382(1.626)	0.0784 (1.424)	0.0351 (0.801)	0.4243** (2.080)
4	0.0149(0.972)	0.0576* (2.044)	0.0388 (1.652)	0.0164 (0.855)

## II. 1975.1—1991.3

## 他の資金調達手段

企業規模	TDB	BLS	BLD	B
0	-0.0042(0.862)	0.0002(0.013)	0.0085 (0.621)	n. a.
1	-0.0232(1.531)	0.0213(0.533)	0.1416*** (2.760)	n. a.
5	-0.0187(1.665)	0.0340(0.914)	0.1350*** (3.118)	n. a.
3	-0.0075(0.746)	0.0171(0.953)	0.0310 (1.378)	0.0652(0.992)
4	-0.0004(0.069)	-0.0078(0.486)	-0.0043 (0.320)	-0.0072(0.534)

## III. 1968.3—1991.3

## 他の資金調達手段

企業規模	TDB	BLS	BLD	B
0	-0.0042 (0.868)	-0.0036(0.289)	0.0050 (0.418)	n. a.
1	-0.0216 (1.619)	0.0122(0.338)	0.1138** (2.411)	n. a.
5	-0.0066** (2.155)	0.0650(0.604)	0.1045*** (2.681)	n. a.
3	-0.0081 (0.822)	0.0181(0.944)	0.0310 (1.418)	0.0831(1.380)
4	0 (0.012)	-0.0109(0.743)	-0.0071 (0.586)	-0.0110(0.897)

TDB: 総信用 (長期金融機関借入金 + 短期金融機関借入金)

BLS: 社債 + 金融機関以外の長期および短期借入金の和

BLD: 社債 + 金融機関以外の長期借入金

B: 社債

(\*) ( ) 内は t 値 \* : 10% \*\* 5% \*\*\* : 1% でそれぞれ有意

(\*\*) いずれも各資金調達手段 (実質対数) の階差を定数項, 自己の 4 期のラグ, 実質 GNP 成長率 8 期のラグ, および金融引締めダミー 8 期のラグに回帰させた

(\*\*\*) 企業規模は, 0: 全企業 1: 資本金 1 千万以上 5 千万円未満 5: 同, 1 億円未満 3: 同, 1 億円以上 10 億円未満 4: 同, 10 億円以上

以上5千万円未満のクラスと資本金1億円以上10億円未満のその差は4.6倍であり、依然この傾向は保たれている。第二に、同じ規模の係数の値を期間別に比較してみると、75年以降のほうが80年以前よりも小さくなっているのがわかる。資本金1億円未満の企業で0.3390から0.1350へと半分以下に落ち、また最も大きい規模についてはマイナスに転じている。これらの事実、企業規模による分類が、資本市場の不完全性の程度の差を測る尺度としてそれほど不合理ではないこと、そして企業規模が小さいほどその度合が大きく、投資資金調達において金融機関貸し出しの果たす役割が大きいことを示している。

次に、総金融機関貸し出しの代替的調達手段であるBLS（社債＋金融機関以外からの短期・長期借入金）について見てみよう。この変数についても、BLDの場合に見られたような特徴が、少なくとも定性的には成立している。資本金1億円未満の企業に対する他の調達手段からのファイナンスは、引き締め開始後増加に転じ、ダミー変数の係数の和もおおよそ企業規模が小さくなるほど大きい。また、資本金10億円以上の大企業についての係数の符号も全期間および75年以降負の値をとっている。しかしながら、75年以降これらの特徴の統計的有意性はそれほど大きくなく、BLDのケースほど明確でない。75年以降手形・国債の流通市場の整備や現先市場の発達、また海外金融・資本市場への投資等、短期貸し出しと密接な関係にある市場性金融資産のメニューが増加してきており、その結果この時期に、BLDの場合に比して相対的に弱い有意性が見られたと推察しうる。

最後に、総金融機関貸し出しそのものの動きであるが、これまでの結果と同じく、資本金1億円未満の企業への貸し出しは、引き締め開始後有意に減少しており（全期間）、またダミー変数の係数の和は、最も大きい企業を除いて理論的に正しい符号をとっているが、全体として有意性に乏しく、上で見た他の代替資産の場合と比べるとあまりはっきりとした結果がえられていない。これは、「endogeneityの問題」が回避できていないうえに、需要面の影響を制御した後では、貸し出し量それ自体の動きのみによっては、明確な判断が下せな

いことを示唆している。

### III 投資関数の推定

第Ⅱ節では、マクロ経済ショックが銀行信用を通じて波及するための(Credit channel)の存在)必要条件(1)を統計的に検証した。そこでは結果として、①資本金1億円未満の企業への貸し出しは、推定期間に関わらず一貫して市場性の金融資産とはかなり代替性が低く、これらの中小規模の企業に対する貸し出しは、大企業に対するそれや、インターバンク市場への貸し付けを含めた市場性の資産への投資と、質的に異なること、②逆に、大企業への貸し出しは市場性資産との代替性が高く、この傾向は高度成長期末期を含む80年代以前の時期にもあてはまること、③次に、資本金1億円以上10億円未満の中間規模の企業については、79年第4四半期以前の時期には引き締めダミーは有意な影響を及ぼしていたが、80年代以降はその有意性も消えて逆符号のケースもめだち、経済構造の変化や金融自由化の影響を最も強く受けているように推察できること、④情報の非対称性を中心とした資本市場の不完全性の程度は、企業規模が小さいほど強く、企業規模による分類が、資本市場の不完全性の程度の差を測る尺度としてそれほど不合理ではないこと、などが得られた。すなわち、銀行にとって、ある特定の規模の企業に対する貸し出しは他の市場性の金融資産とは密接な代替物ではなく、少なくともそれらの企業に関しては credit channel が存在するための必要条件(1)が満たされていることが判明した。

そこで次のステップとして以下では、必要条件(2)：実物投資を行う企業にとって、銀行貸し出しは他の資金調達手段と完全代替物ではない、が成立するか否かを吟味することにする。もし、銀行貸し出しが他の資金調達手段と完全代替物であるならば(言い換えると、もし M-M 命題が成立しているとすれば)、企業の実物投資活動は、資本コストのみによって決定され、投資資金調達の構成には影響を受けないはずである。逆の言い方をすれば、もし企業の実物投資活動が資本コストのみならず、銀行借入れとその他の資金調達の構成をあら

わす *Mix* 変数によっても有意に影響されるとすれば、その企業にとって、これら二つの異なる種類の資金調達手段が完全代替物ではないことを意味し、credit channel が存在するための必要条件(2)が満たされていると言えるのである。

推定に用いられる投資関数は、以下のようである。

$$IK_t = a'X_t + \sum \beta_j \times \Delta Mix_{t-j} + u_t$$

ここで、 $IK_t$  は  $t$  期の純投資を  $t-1$  期末の資本ストックで割ったものである。 $X_t$  は *Mix* 変数（の一階階差）以外の説明変数のベクトルであるが、定数項、 $IK$  のラグ変数（4期）、コール・レート、および、 $t$  期の売上高の増分を  $t-1$  期末の資本ストックで割って得られた変数から成っている。

被説明変数として用いられる  $IK_t$  には、法人企業統計季報の貸借対照表の貸し方にある「固定資産」から、投資有価証券、長期貸付金、投資不動産など直接、生産目的に結び付くとは思われない項目から成る「投資その他の資産」を除外したものを「実物純投資」と定義し（ただし、これには無形固定資産に対する投資も含まれている）、その増分を前期末の値で除したものを用いた。

この投資関数は、理論的にいずれかの学派に厳密に属するものではなく、その意味で一般的である。たとえば、新古典派の投資関数では、資本コストは資本ストックの将来の予想収益率の流列の割引現在価値に等しく、この値が投資を既定する要因となるのであるが、問題はこの値が観察不可能 (unobservable) であるという点にある。アメリカにおける最近の研究によれば（たとえば、Clark (1979) そして、Oliner, Rudebusch, and Sichel (1992) 参照）、この予想収益率の割引現在価値の最も望ましい代理変数として現時点で観察可能な当期および過去の売上高の成長率をあげている。したがってここでは、本推定に用いられる売上高に関する変数は、資本コストの代理変数として解釈できる。またここで、資本コスト以外に金利変数を含めた理由は、もし金利変数の影響を取り除かなければ、独立した credit channel の存在を検証できない可能性が存在するからである。たとえば、推定によって投資と *Mix* 変数の間の

有意な関係が得られたとしよう。しかし、もしその推定式が金利変数を含んでいなければ、金融政策が銀行の資産選択を通じて *Mix* 変数を変化させ（必要条件(1)の成立）、投資と *Mix* 変数の有意な関係を生じさせているとしても、金利のみの効果によって実物投資の動きが決定されているかも知れない（必要条件(2)不成立）。

推定に用いられる売上高に関する変数が資本コストの良い代理変数であるという議論は、アメリカのデータを用いて得られた結果であり、日本経済にはそのままあてはまらないかもしれない。しかしその場合でも、この変数を推定に含むことは、サイクリカルな需要要因の影響をコントロールする変数と解釈しうる。この場合、たとえば鈴木（1974）に見られるように、コール・レートが金融政策の波及経路において重要な金利効果をもたらすとするならば、この投資関数は、ケインジアン型のそれと解釈することが可能であり、*Mix* 変数を追加的に含めることは、*IS-LM* のモデル体系内ではとらえることのできない資本市場の不完全性を検証することを意味する。

繰り返しになるが、検証すべき仮説は、credit channel が存在するためには、銀行貸し出しと他の資金調達手段が不完全代替物であることが必要であり、*Mix* 変数の係数の和が有意な（正の）影響を企業の実物投資活動に及ぼすことである。

それでは、推定結果に移ろう。表4は総信用に関する *MixT1* と長期信用についての *MixL3* の推定係数の和を、コール・レートのそれと共に、期間別・企業規模別に整理したものである。まず、総信用に関する *MixT1* について見てみよう。1968年第3四半期～1979年第4四半期の期間で見ると、*MixT1* は資本金1億円未満の企業の実物投資活動を有意に説明しているが、それ以上の企業に関しては、*MixT1* の係数の和は、逆（負）であるか、あるいは正の符号をとっていたとしても有意ではない。資本金1億円未満の企業については、コール・レートの係数の符号は逆であり、このクラスの企業にとっては、社債等の市場性の資金調達手段にアクセスできないだけでなく、他の借入金と比較

表 4: 投資関数における Mix 変数の重要性

MixT1

期間	企業規模			
	0	5	3	4
1968.3—1979.4	0.1473 (0.082)	5.6521** (2.434)	-2.3803 (1.043)	1.3418 (0.755)
	-0.0031 (1.370)	0.0043 (0.984)	-0.0082 (1.655)	-0.0012 (0.549)
1975.1—1991.3	0.0917 (0.204)	-0.1209 (0.203)	0.9230 (1.306)	0.0719 (0.183)
	-0.0002 (0.408)	-0.0013 (0.945)	-0.0025** (2.545)	-0.0006 (0.682)
1968.3—1991.3	0.3442 (0.795)	-0.1076 (0.204)	1.1153 (1.612)	0.4719 (1.663)
	-0.0005 (0.691)	-0.0013 (0.838)	-0.0016* (1.838)	-0.0009 (1.072)

MixL3

期間	企業規模				MixL2
	0	5	3	4	0
1968.3—1979.4	-0.9890 (0.954)	4.5056 (1.567)	-1.0695 (0.787)	0.7728 (0.871)	3.5525** (2.425)
	-0.0024 (1.433)	0.0051 (1.071)	-0.0025 (0.886)	-0.0020 (1.047)	-0.0014 (0.819)
1975.1—1991.3	0.2144 (0.429)	1.1343 (1.265)	0.1837 (0.265)	-0.0154 (0.055)	-0.3909 (0.646)
	0.0002 (0.369)	0.0011 (0.610)	-0.0029*** (3.092)	-0.0002 (0.152)	0.0006 (0.812)
1968.3—1991.3	0.3369 (0.767)	1.5301* (1.986)	-0.2118 (0.335)	0.2084 (0.753)	0.7288* (1.685)
	0 (0.083)	0.0014 (1.018)	-0.0018** (2.144)	-0.0003 (0.251)	0.0002 (0.561)

(\*) 本文中で定義した実物投資率を、定数項、自己のラグ(4期)、Mix 変数(4期)、コール・レート(10期)、および、売上高に関する変数(4期)に回帰した。各変数は実質対数表示で、定常化するために、コール・レートを除いて一階階差をとった。

( ) 内は t 値で、\* : 10%, \*\* : 5%, \*\*\* : 1% でそれぞれ有意

(\*\*\*) 企業規模は、0 : 全企業、5 : 資本金1億円未満、3 : 同、1億円以上10億円未満、4 : 同、10億円以上

(\*\*\*\*) 各表中で、上段の数値は Mix 変数の係数値の和、下段はコール・レートの係数値の和である

しても銀行借入れが異質で、特に重要な存在であるのがわかる。他方、資本金1億円以上の企業に関しては、金利の係数は理論が示す符号と一致しているのに加えて、有意水準は10%にはとどかないものの、それに近い値を示しており（1億円以上10億円未満の企業）、銀行借入れと他の資金調達手段の間の代替性が中小規模の場合より高いことを示唆している。

75年以降、および全期間で見ると、 $MixT1$  の影響力は弱まり、逆に金利の重要性が目立つようになる。資本金1億円未満のクラスでの  $MixT1$  の有意性は消失し、符号が理論値と逆になっているのみならず、コール・レートの係数の符号はいずれの企業規模で見ても正しい符号（マイナス）に転じている。特に、資本金1億円以上の比較的大きな規模の企業については、75年以降・全期間のいずれでも、金利が有意に負の影響を及ぼしており、このクラスにとっては、金融政策の金利効果がますます重要になってきているのがわかる。75年以降の、こうした  $MixT1$  の影響力の低下と金利の説明力の増加は、とりわけバブルに代表される80年代の超金融緩和基調が、企業の投資活動に対する資金面での制約を緩める方向に働いたことや、低成長期に入って企業を含む各経済主体の金利選好が高まったこと等によってもたらされていると思われる。<sup>16</sup>

最後に、長期信用に関する  $MixL3$  の影響について見ることにしよう。表中には、参考ケースとして、全産業の投資活動を被説明変数とした場合の  $MixL2$

16 全期間を通じる推定結果で興味深いのは、資本金1億円以上の企業で、10%水準にはおよばないものの、実物投資活動に対する  $Mix$  変数の有意性が高まっていることである。もしこの結果が、サンプル数の増加等の統計学的な意味づけ以上の説明を必要とするならば、「80年代の超金融緩和基調が、企業の投資活動に対する資金面での制約を緩めた」という説明は当たらない。ここでは、投資有価証券や投資不動産等の、バブルに直接関わりのあった項目を除いた実物投資を扱っているの、これらの大企業にとっても、銀行信用が他の手段とは質的に異なる存在である可能性を払拭できない。この可能性については、さらにより厳密な調査・研究が必要であるが、1975年以降の  $Mix$  変数の推定係数から判断して、現段階では薄いように思われる。

17 その他の理由づけとして、短期的銀行借入れが長期の固定資産形成にそれほど寄与していない可能性が存在すること、75年以降、手形、現先等の短期金融市場の整備によって、企業の短期資金調達の選択支が増加したこと、等が考えられる。ちなみに、以下の長期信用に関する  $Mix$  変数を用いた推定では、資本金1億円未満の投資活動は、全期間を通じて  $Mix$  変数による有意な影響を受けている。

の係数の和が示されている。おおよそ *MixT1* に関する結果と同じであるが、いくつか異なる点も見受けられる。まず第一に、資本金 1 億円未満の企業の実物投資活動は、全期間を通して *MixL2* および *MixL3* によって有意な影響を受けている。これは、長期信用のほうが短期信用よりも他の資金調達手段と代替性が低いことを意味しており、この規模の企業にとっては、長期の銀行信用が実物投資決定を行う上で一貫して重要な資金調達手段であることを示している。第二に、*MixL3* ではいずれの期間をとっても全企業レベルでの有意性は見られないが、*MixL2* で見ると 80 年代以前及び全期間で有意な結果が得られており、*Mix* 変数が全産業レベルでの実物投資活動に、一貫して有意な影響を及ぼしている可能性が強い<sup>18</sup>。最後に、金利の影響であるが、全産業レベルでは、75 年以降および全期間で *L2*, *L3* いずれで見ても理論値と反対の符号をとっており、金利を通じる金融政策の効果波及は、資本金 1 億円以上の大企業にのみあてはまると言うことができよう。

#### IV 結びにかえて

本稿では、情報の非対称性を中心とした金融・資本市場の不完全性が、日本経済においてどれほど重要性を持つものであるかの検証を試みた。

少なくとも資本金 1 億円未満の企業に対する貸し出しは、銀行にとって他の市場性の金融資産とは質的に異なるものであり、またこれらの中小規模の企業にとっても、銀行貸し出しは実物投資活動を規定する重要な資金調達手段である。とりわけ、長期信用を通じる企業の実物投資活動へのマクロ経済ショックの波及は、全期間を通じて全産業レベルに及び、credit channel が日本経済

18 周知の通り、時系列モデルは、モデルのスペシフィケーションによって結果が大きく左右されるという危険性があるため、実物投資率、*Mix* 変数、コール・レート、売上高に関する変数、について、本文中で紹介したものも含めて 10 種類の異なるラグの組み合わせを推定した。その結果、それぞれ 10 通りの異なる推定式の内、*MixL3* については 4 通り、*MixL2* については 9 通りのケースにおいて有意な結果が、全産業、全期間に関して得られた。その意味で、本文中の主張は robust である。

のごく限られた一部の経済主体のみにあてはまるものでないことを物語っている。以上の結果は、数量的にみて決して小さいものではない。1992年1～3月期時点で、資本金1億円未満の企業の保有する固定資産は、164兆4089億円であり、全産業合計値に対する割合は34.1%を占める。また、本文中で定義した固定資産から「投資その他の資産」を除いた「実物固定資産」の増加額でみると、このクラスの企業のそれは2兆9245億円で、その割合は40.2%に及んでいる。

さらに注意すべきことは、「法人企業統計季報」には、資本金1000万円未満の小規模企業のデータは含まれておらず、もしこの規模の企業への貸し出しが他の金融資産・負債と完全代替物でないとすれば、銀行信用が経済の実物投資活動に及ぼす影響はさらに拡大する（1974年末時点で、1000万円未満の企業の実物固定資産残高は、全産業合計値の17.5%にもものぼる）。

金融の自由化・国際化が企業の金融機関離れと金融政策の効果波及における金利機能の高まりをもたらしていると言われているが、こうした議論には細心の注意を払った実証的裏付けが必要とされることは言うまでもない。

#### 参 考 文 献

- 社会工学研究所 [1976], 「法人企業統計の高度利用に関する調査研究——総合解説編——」
- 鈴木淑夫 [1974], 「現代日本金融論」, 東洋経済新報社
- 寺西重郎 [1982], 「日本の経済発展と金融」, 岩波書店
- 浜田宏一・岩田一政 [1980], 「金融政策と銀行行動」, 東洋経済新報社
- 堀内昭義 [1980], 「日本の金融政策——金融メカニズムの実証分析」, 東洋経済新報社
- Abel, Andrew B. and Oliver J. Blanchard [1986], "The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment," *Econometrica*, vol. 54, pp. 249-273.
- Berger, Allen N., and Gregory F. Udell [1990], "Collateral, Loan Quality, and Bank Risk", *Journal of Monetary Economics*, 25.
- Berger, Allen N., and Gregory F. Udell [1992], "Some Evidence on the Empirical Significance of Credit Rationing", *Journal of Political Economy*, vol. 100, no. 5.

- Bernanke, Ben., and A. S. Blinder, [1992], "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", *American Economic Review*, vol. 82, no. 4.
- Bernanke, Ben., and Mark Gertler, [1987], "Banking and Macroeconomic Equilibrium", in *New Approaches to Monetary Economics* (Cambridge: Cambridge University Press).
- \_\_\_\_\_, [1990], "Financial Fragility and Economic Performance", *Quarterly Journal of Economics*, 87-114.
- Bordo, M. D., P. Rappoport, and A. J. Schwartz, [1991], "Money versus Credit Rationing: Evidence for the National Banking Era, 1880-1914", *NBER working paper*, no. 3689.
- Calomiris Charles W. and R. Glenn Hubbard, [1989], "Price Flexibility, Credit Availability, and Economic Fluctuations: Evidence from the United States, 1894-1909", *Quarterly Journal of Economics*, CIV, No. 3.
- \_\_\_\_\_, [1990], "Firm Heterogeneity, Internal Finance, and Credit Rationing", *Economic Journal*, 100.
- Clark, Peter K. [1979], "Investment in the 1970s: Theory, Performance, and Prediction," *Brookings Paper on Economic Activity*, no. 1, pp. 73-113.
- Diamond, Douglas W. [1984], "Financial Intermediation and Delegated Monitoring", *Review of Economic Studies*, 51: 393-414.
- \_\_\_\_\_, [1989], "Reputation Acquisition in Debt Markets", *Journal of Political Economy*, 97, No. 4.
- \_\_\_\_\_, [1991], "Monitoring and Reputation: The Choice between Bank Loans and Directly Placed Debt", *Journal of Political Economy*, 99, No. 4.
- Evans, David S., [1987a], "The Relationship between Firm Growth, Size, and Age: Estimation for 100 Manufacturing Industries", *Journal of Industrial Economics*, XXXV, No. 4.
- \_\_\_\_\_, [1987b], "Tests of Alternative Theories of Firm Growth", *Journal of Political Economy*, 95, No. 4.
- \_\_\_\_\_, and Boyan Jovanovic, [1989], "An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints", *Journal of Political Economy*, 97, No. 4.
- Fama, Eugene F., [1985], "What's Different About Banks?", *Journal of Monetary Economics*, 15.
- Fazzari, Steven M., R. Glenn Hubbard, and Bruce C. Petersen, [1988], "Financing Constraints and Corporate Investment", *Brookings Paper of Economic Activity*, 1.
- Fried, Joel and Peter Howitt, [1980], "Credit Rationing and Implicit Contract Theory", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 12, No. 3.

- Gertler, Mark, and Simon Gilchrist, [1991], "Monetary Policy, Business Cycles and The Behavior of Small Manufacturing Firms", *NBER Working paper*, No. 3892.
- Jaffee, D. M., and T. Russell, [1976], "Imperfect Information, Uncertainty, and Credit Rationing", *Quarterly Journal of Economics*, 90: 651-666.
- Jaffee, D. M., [1971], *Credit Rationing and the Commercial Loan Market*. New York: Wiley.
- Jaffee, D. M., and F. Modigliani, [1969], "A Theory and Test of Credit Rationing", *American Economic Review*: 850-872.
- James, Christopher, [1987], "Some Evidence on the Uniqueness of Bank Loans", *Journal of Financial Economics*, 19, 217-235.
- Kashyap, A. K., J. C. Stein, and D. W. Wilcox, [1992], "Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance", *NBER working paper*, no. 4015.
- King, R. G., C. I. Plosser, J. H. Stock, and M. W. Watson, [1991], "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", *American Economic Review*, vol. 81, no. 4.
- Lang, William W., and Leonard I. Nakamura, [1990], "The Dynamics of Credit Markets in a Model with Learning", *Journal of Monetary Economics*, 26, 305-318.
- Oliner, S. D., and G. D. Rudebusch, [1992], "The Transmission of Monetary Policy to Small and Large Firms", Board of Governors of the Federal Reserve System, manuscript.
- Oliner, S. D., G. D. Rudebusch; and Daniel Sichel, [1992], "New and Old Models of Business Investment: A Comparison of Forecasting Performance," Board of Governors of the Federal Reserve System, manuscript.
- Ramey, V. A., [1992], "How Important is the Credit Channel in the Transmission of Monetary Policy?", manuscript.
- Sharpe, Steven A., [1990], "Asymmetric Information, Bank Lending, and Implicit Contracts: A Stylized Model of Customer Relationships", *Journal of Finance*, XLV, No. 4.
- Slovin, M. B., and Sushka, M. E., [1983], "A Model of the Commercial Loan Rate.", *Journal of Finance*, 38: 1583-1596.
- Stiglitz, Joseph E. and Andrew Weiss, [1981], "Credit Rationing, in Markets with Imperfect Information", *American Economic Review*, 71: 393-410.
- Stiglitz, Joseph E. and Andrew Weiss, [1983], "Incentive Effects of Terminations: Applications to the Credit and Labor Markets", *American Economic Review*, 73, No. 5.