



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

非上場企業の設備投資の決定要因： 金融機関の健全性および過剰債務問題の影響

福田慎一*

sfukuda@e.u-tokyo.ac.jp

粕谷宗久**

munehisa.kasuya@boj.or.jp

中島上智***

No. 05-J-2
2005年2月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30号

* 東京大学、**調査統計局、***東京大学

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局までご相談ください。転載・複製を行う場合は、出所を明記してください。

非上場企業の設備投資の決定要因：
金融機関の健全性および過剰債務問題の影響*

福田慎一 粕谷宗久 中島上智
東京大学 日本銀行 東京大学

2005年2月

[要旨]

本稿では、デフレ下の日本経済における中堅・中小企業の設備投資の決定要因を、非上場企業の財務データやその取引先銀行の情報を使って投資関数を推計することによって考察した。各非上場企業の投資関数を推計した場合、トービンの q やキャッシュ・フローといった標準的な財務変数に加えて、メイン・バンクの健全性、借り手企業のバランス・シート、および取引銀行の数が、各非上場企業の設備投資に対して有意な影響を及ぼすことが明らかになった。一般に、中堅・中小企業は、潜在的な成長可能性が高い企業が多い反面、大企業と比べて代替的な資金調達手段は非常に限られており、中堅・中小企業にとって銀行との取引関係はきわめて重要である。本稿の結果は、取引銀行の健全性の悪化や借り手の過剰債務問題が、流動性制約に加えて、デフレ下の日本経済における中堅・中小企業の設備投資を大きく制約した可能性を示唆するものである。

* 本稿の作成にあたっては、小川一夫（大阪大学教授）および、早川英男、西崎健司、佐藤嘉子の各氏をはじめとする日本銀行調査統計局のスタッフの方々から有益なコメントをいただいた。また、赤司健太郎、才田友美の各氏にはデータの提供、図表の作成・整理等で協力していただいた。なお、本稿で述べられた意見、見解は、筆者個人のものであり、日本銀行あるいは調査統計局のものではない。

1 . はじめに

景気の低迷が長引いた日本経済では、企業の設備投資の低迷が深刻な問題の1つであった。93SNA ベースでみた場合、1991 年度に始まる 10 年間の民間設備投資の年度平均増加率は、名目で-1.1%、実質で 0.2%と大幅に落ち込んだ。これは、1981 年度からの 10 年間、民間設備投資が年度平均で名目 9.0%、実質 8.2%それぞれ増加していたのとは好対照である。設備投資の低迷は、中堅・中小企業でも深刻であり、その落ち込みは、1998 年など金融危機が顕在化した時期により大きかった（図 1）。

設備投資低迷の大きな原因の1つは、マクロのファンダメンタルズ（基礎的条件）の悪化である。ファンダメンタルズの悪化が、内外需要や企業収益の見込を減退させ、結果的に、設備投資意欲を低迷させた要因は決して小さくない。しかし、もう1つ忘れてならないのが、銀行貸出の低迷に象徴される金融面の問題である。銀行貸出の低迷は中堅・中小企業を中心に資金繰りを悪化させ、経済活動に少なからず影響を及ぼしたと考えられる。

本稿の目的は、デフレ下の日本経済における中堅・中小企業の設備投資の決定要因を、非上場企業の財務データやその取引先銀行の情報を使って投資関数を推計することにある。一般に、中堅・中小企業は、潜在的な成長可能性が高い企業が多い反面、財務内容が脆弱な企業も少なくない。このため、大企業と比べて代替的な資金調達手段は非常に限られており、中堅・中小企業にとって銀行との取引関係はきわめて重要である¹。したがって、設備投資の決定要因をその取引先銀行の情報を使って推計することは、大企業よりも中堅・中小企業でより重要である。

図 2 は、90 年以降の日銀短観における資金繰り DI の推移を、大企業と中堅・中小企業それぞれに関してグラフに表したものである。図から、大企業の資金繰り DI は、1990 年代前半および金融危機が発生した 1997 年末から 1998 年にかけて一時的に悪化したものの、下落後の回復は順調で、通期ではほぼ横ばいで推移している。これに対して、中堅・中小企業の資金繰り DI は、回復が遅く、2000 年以降も苦しい状況がしばらく続いた。景気の低迷期における資金繰りの悪化は、多くの中堅・中小企業でより深刻となることが読み取れる。

¹ この点に関する実証分析としては、たとえば、Petersen and Rajan (1994), Berger and Udell (1995), Berger, Klapper, and Udell, (2001), Hubbard, Kuttner, and Palia (2002), および 1998 年の Journal of Banking and Finance 22 号（特集号）などを参照。

貸し手にとって、非上場の中堅・中小企業の信用リスクやキャッシュ・フローを個別に事前・事後にわたってモニタリングしておくことは、非常に難しい。したがって、「逆選択」、「モラル・ハザード」、「不完備契約」といった問題は、中堅・中小企業向け金融においてより深刻であり、その結果、「流動性制約」に直面する可能性も高い。加えて、銀行のバランス・シート悪化によるキャピタル・クランチや借り手企業のバランス・シート悪化による過剰債務問題が深刻化したデフレ下の日本経済では、資金繰りの悪化が中堅・中小企業の設備投資を抑制する1つの重要な要因であったと考えられる。

そこで、本稿では、資本金1億円以上の非上場企業の設備投資関数を、個別企業の財務データを時価評価するだけでなく、その取引先銀行や取引先企業に注目することによって推計する。これまでの研究でも、日本企業の設備投資関数の推計は枚挙にいとまがない。特に、次節で簡単にオーバービューされているように、企業の資金制約が設備投資にどのような影響を与えたかに関する研究は幅広く行われてきた。しかし、日本の中堅・中小企業を対象とした分析は、データの入手が容易でないため、非常に限られている²。特に、個別の中堅・中小企業の財務データを時価評価し、その取引先銀行の健全性や取引銀行数にまで注目した分析は、先行研究ではほとんど存在していない。

設備投資関数の説明変数として通常用いられる変数は、トービンの q やキャッシュ・フローである。分析では、これらスタンダードな変数に加えて、メイン・バンクの自己資本比率・不良債権比率、取引銀行数、そして取引銀行・主要販売先企業・主要株主それぞれの破綻情報を説明変数として用いた。これらの追加的な変数の統計的な有意性を調べることによって、金融面の問題がデフレ下の日本経済における中堅・中小企業の設備投資を大きく制約した可能性を考察する。特に、以下では、(1)情報の非対称性と不完備契約、(2)キャピタル・クランチ、(3)過剰債務問題、の3つに焦点を当て、これら金融面の問題が非上場企業の設備投資に有意な影響を与えてきたかを検討する。推計期間は、金融危機の問題が深刻となった1997年度から2003年度までである。

本稿の分析から、以下のようなことが確認された。まず、トービンの q やキャッシュ・フローといったスタンダードな変数に加えて、自己資本比率や不良債権比率といったメイン・バンクの健全性が、設備投資に対して有意な影響を及ぼすことが確認された。また、債務・総資産比率や取引先銀行数ダ

² 本稿とは異なる視点から日本の非上場企業の個票データを用いた研究例としては、Eshima (2003)、Tsuruta (2003)、細野・澤田・渡辺(2003)、松浦・堀(2003)、堀江 (2004)、植杉(2004)、齋藤・橋木(2004)、福田・粕谷・赤司(2004)などがある。

ミーは、設備投資に有意なマイナスのインパクトを持っていた。これらの結果は、流動性制約に加えて、キャピタル・クランチや過剰債務問題が中堅・中小企業の設備投資の足かせとなっていたことを示唆するものである。ただし、取引銀行、主要販売先企業、持ち株会社などの破綻情報は、設備投資に対して有意な影響が観察されなかった。この結果は、中堅・中小企業向けの信用保証制度が機能し、取引先の破綻が設備投資に与えるマイナスの影響を軽減した可能性を示唆している。

本稿の構成は、以下の通りである。まず、2 節で先行研究のオーバービューを行った後、3 節では本稿で検討する理論仮説を提示する。次に、4 節で基本モデルとなる投資関数を定式化したのち、5 節では個票データを使った推計結果を示す。次に、6 節では取引銀行数がクロス項で与える効果、また7 節では取引先企業の破綻の影響についてそれぞれ推計を行う。最後に8 節では本稿の分析に残された課題について検討する。

2 . 先行研究のオーバービュー

この節の目的は、金融市場の問題が設備投資に与える影響を取り扱った先行研究のうち、ミクロ・データを用いて銀行借入と設備投資の関係を分析した関連研究を中心にオーバービューを行うことである。設備投資に関する実証研究では、設備投資の説明変数として伝統的なトービンの q に加え、内部資金（キャッシュ・フロー）といった説明変数が設備投資に影響を与えているかどうかの検証が盛んに行われている。Fazzari, Hubbard, and Petersen (1988) はその初期の代表的な研究であり、ここでは、アメリカ企業の設備投資の規模に内部資金の大小が有意な影響を及ぼすことが示されている。この Fazzari らの実証結果の妥当性は、その後 Kaplan and Zingales (1997) によって疑問が呈せられていることも事実である。しかし、Lamont (1997) が石油関連メーカーの細かなセグメント情報を使うことによって設備投資に与える内部資金の重要性を再確認している。

設備投資に対する内部資金の役割を強調する実証分析は、アメリカ以外の先進国の企業別データを用いても示されている³。日本では、浅子・国則・井

³ イギリスのデータを使った分析としては Devereux and Schiantarelli (1990) と Bond and Meghir (1994) が、またカナダのデータを使った分析としては Schaller (1993) と Chirinko and Schaller (1995) が初期の代表的な研究である。

上・村瀬 (1989) や Hayashi and Inoue (1991)らが同様な可能性を示唆した初期の代表的な研究である。⁴

特に、日本では、情報の非対称性の問題を解決するという観点から、メイン・バンクの情報生産の機能を重視する研究がこれまで数多く行われてきた。初期の研究としては、Horiuchi, Packer and Fukuda (1988) があり、メイン・バンクの果たす重要な機能は、金利の変動を通じた保険提供の機能ではなく、むしろ情報生産の働きが重要であると主張している。Hoshi, Kashyap, and Scherfstein (1991) や岡崎・堀内 (1992) では、メイン・バンクをもつ企業集団とそうでない企業集団の設備投資行動を比較し、メイン・バンクをもつ企業の設備投資は内部資金による流動性制約が小さく、トービンの q の影響が大きいことを示している。これらの結果の頑健性については、最近、Hayashi (2000) のように疑問を呈する研究もある。しかし、情報の非対称性が大きい企業はそれ分だけ内部資金による流動性制約が大きくなることを考えると、先行研究の多くはメイン・バンクの情報生産機能を支持しているといえる。また、小川・鈴木(1997)、Ogawa and Suzuki (1998)らは、企業の個票データを用いて、土地資産が借入制約を緩めることによって設備投資を促進する効果があることを示している。

もっとも、メイン・バンクの情報生産機能が働いている場合でも、メイン・バンク関係が常に経済厚生を改善するとは限らない。というのは、企業にとって、メイン・バンクとの間の密接な取引関係は、情報の非対称性が解消されるというプラスの側面がある反面、メイン・バンクがその企業の情報を独占的に保有するという弊害も生まれるからである。その結果、メイン・バンク以外の銀行との取引関係が十分にできなくなるホールド・アップ問題が発生し、メイン・バンクに対する交渉力が低下した借り手企業にとって大きなコストを生み出す可能性がある(たとえば、Sharpe (1990) や Rajan (1992) を参照)。

日本ではバブル崩壊後に銀行経営が大幅に悪化した結果、1990年代に銀行借入に大きく依存した日本企業ほどさまざまなパフォーマンスが悪化したとする実証結果が、上場企業を対象として報告されている(たとえば、Kang and

⁴ 日本の設備投資関数のオーバービューとしては、宮川(1997)などを参照のこと。その後の研究例としては、浅子・国則・井上・村瀬 (1997)、鈴木(2001)、福田編(2003)第5章、Goyal and Yamada (2003)、堀・斎藤・安藤 (2004) などがある。

Stulz (2000), Peek and Rosengren (2000), Klein, Peek, and Rosengren, (2002))⁵。特に、Gibson (1995)は、メイン・バンクの健全性の悪化が設備投資を大きく制約したことを明らかにしている。ただし、Gibson (1997)では、メイン・バンクの健全性の悪化がその後、設備投資を必ずしも制約していないという逆の結果も示されており、上場企業を対象としたこれらの分析結果が必ずしもロバストでないことも示唆されている。

一方、不良債権と貸出行動の過去の実証分析は、小川(2003)の表 2-7 にまとめられているものをはじめとして、枚挙にいとまがない。ただし、不良債権の増加が貸出行動にマイナスのインパクトを与えることをサポートする結果は必ずしも多くなく、分析の対象企業に大企業を含んだ分析結果の頑健性は強くない。過剰債務問題の観点から、設備投資を分析する研究もいくつか行われている。たとえば、永幡・関根(2002)は、過剰債務を債権者側と債務者側の両面から捕らえて、設備投資への影響を分析している。

日本において非上場の中小・中堅企業の設備投資を対象とした分析は、データの制約から、上場企業の分析ほど多くない。マクロ・データを用いた分析では、Motonishi and Yoshikawa (1999), Ogawa and Kitasaka (2000)らが、銀行信用が中小企業の設備投資に有意な影響を見出している。ミクロ・データを用いた分析では、財務省『法人企業統計年報』の個票データを使った小川(2003)第4章、Ogawa (2003)、Harada and Honjo (2003)などが数少ない研究例である。日本の中堅・中小企業を対象とした分析は、データの入手が容易でないため、非常に限られている。特に、中堅・中小企業の財務データを時価評価し、その取引先銀行の健全性や取引銀行数にまで注目した分析は、先行研究ではほとんど存在していない。

3. 3つの仮説

本稿の目的は、マクロのファンダメンタルズ（基礎的条件）の悪化だけでなく、金融面の問題が資金繰りを悪化させ、非上場企業の設備投資に影響を及ぼしたかどうかを検証することにある。しかし、金融面の問題は、さまざまなルートを通じて設備投資に影響を与えられられる。そこで、以下では、（1）情報の非対称性と不完備契約、（2）キャピタル・クランチ、（3）

⁵ Yamori and Murakami (1999)や Brewer, Genay, Hunter, and Kaufman (2003)らは、銀行破綻が借り手のパフォーマンスにマイナスの影響を与えたことを、株価の変化を見ることによって示している。

過剰債務問題、の3つに焦点を当て、これら金融面の問題が非上場企業の設備投資に有意な影響を与えた可能性を検討する。

(1) 情報の非対称性と不完備契約

借り手と貸し手の間に情報の非対称性が存在する場合や貸借契約が不完備な形でしか結ぶことができない場合、資金の調達方法によって資本コストの異なる階層構造(ペッキング・オーダー)が生まれる。この場合、最も資本コストが安いのは、キャッシュ・フローに代表される内部資金である。しかし、必要な資金を内部資金だけでまかなうことができる企業はそれほど多くない。特に、中小企業は、担保となる資産価値が限られているだけでなく、情報の非対称性の問題も大企業よりはるかに深刻である。したがって、内外需要や企業収益の見通しが不確実になると、中小企業は資金調達の面で真っ先に流動性制約を受ける。以下では、トービンの q に加えてキャッシュ・フローが投資に有意なプラスの影響を与えているかどうかをテストすることによって、この流動性制約の存在を検証する。

(2) キャピタル・クランチ

銀行貸出の低迷の原因を、銀行のバランス・シートの悪化に求める考え方の1つが、キャピタル・クランチである。これは、バブル崩壊後の株価・地価といった資産価格の低迷や、その後の不良債権の増加が、90年代を通じて銀行のバランス・シートを劣化させ、その貸出行動に負の影響を与えたとする考え方である。キャピタル・クランチを理解する上で重要となるが、銀行の自己資本比率に関する規制である。BIS規制(「バーゼル合意」に基づく銀行の自己資本比率規制)の結果、1993年3月末以降、国際業務を行う銀行は自己資本比率を8%以上に保つことが義務付けられた。また、1990年代後半からは、国内業務のみを行う銀行も、自己資本比率を4%以上に保つことが必要となった。

規制上の定義から、銀行は貸出量を圧縮し、それを国債など安全資産で代替すれば、自己資本比率を高めることができる。したがって、バランス・シートの悪化によって自己資本比率が低下した場合、銀行は規制をクリアすべく貸出量を減少させるキャピタル・クランチが発生する可能性がある。以下では、メイン・バンクの自己資本比率や不良債権比率が設備投資に有意な影響を与えているかどうかをテストすることによって、このキャピタル・クランチの存在を検証する。

(3) 過剰債務問題

銀行貸出低迷のもう1つの重要な要因が、過剰債務問題(Debt Overhang)である。過剰債務問題は、事業を継続すればプラスの利潤を期待できるが、期待される利潤は過去の負債を全額返済できるほど大きくない企業で発生する。特に、債権者が複数存在する場合、債権者間の利害調整は難しく、社会的に存続させた方が望ましい企業でも資金調達できないことがある。複数の債権者間の利害調整が難しい最大の理由は、他の債権者が債権放棄に同意する場合に、残りの債権者は自らの優先権を行使することによって債権をできるだけ多く回収しようとするインセンティブが働いてしまう点にある。既存の債権者には抵当権などで優先権があるため、大口の債権者が債権放棄に同意することなしにはプロジェクトを継続することは難しい。したがって、債権者がこのような抜け駆け的な行為を行うインセンティブを持つ限り、債権者間の利害調整は成立せず、債権放棄を伴った企業の再生は実現しなくなってしまう。

債権者間の利害調整が難しいのは債権者の数が多い場合であるので、過剰債務問題が設備投資の制約となるのは、債権債務関係が複雑な大企業であることが多い⁶。しかし、中堅・中小企業でも複数の債権者が存在することは少なくなく、過剰債務問題は中堅・中小企業の設備投資を考える上でも無視できない。以下では、債務・総資産比率および取引銀行の数を説明変数に加えることによって過剰債務問題の存在を検証する。

4. 設備投資関数の推計

(1) 基本モデル

以下では、前節で議論した理論仮説をもとに、トービンの q などファンダメンタルな変数に加えて、キャッシュ・フロー、メイン・バンクの健全性指標、債務・総資産比率、および取引銀行数が、設備投資に追加的な影響を与えたかどうかを検証する。検証にあたっては、各非上場企業の財務データおよびその取引銀行の情報を利用して、産業ダミーを含む以下のような投資関数を非バランス・パネル分析によって推計した。

⁶ ただし、過剰債務の大企業では、同時に、「追い貸し」も行われ、貸出が逆に減少しない可能性もある。たとえば、櫻川(2002)や関根・小林・才田(2003)。

$$(1) \quad I_t/K_t = \text{constant} + \alpha Q_t + \beta CF_{t-1} + \gamma \text{Main}_t + \delta D_t + \varepsilon \text{NB}_t,$$

ただし、 $I_t = t$ 期の設備投資額、 $K_t = t$ 期首の資本ストック、 $Q_t = t$ 期首のトービンの q 、 $CF_{t-1} = t-1$ 期のキャッシュ・フロー、 $\text{Main}_t = t$ 期首のメイン・バンクの健全性指標、 $D_t = t$ 期首の債務・総資産比率、 $\text{NB}_t = t$ 期首の取引先銀行数ダミー（取引銀行数が 7 以上のとき 1、それ以外のとき 0）。

ここで、キャッシュ・フローを(1)式の説明変数に加えた理由は、オーソドックスな流動性制約の存在を再確認するためである。キャッシュ・フローはトービンの q ときわめて相関が高い変数であるため推計結果の解釈は慎重を要するが、流動性制約が存在すれば、トービンの q に加えてキャッシュ・フローが投資に有意なプラスの影響を与えると予想される。

また、メイン・バンクの健全性指標を説明変数に加えた理由は、貸し手である銀行の健全性が設備投資に与えた影響を検証するためである。他の代替的な資金調達手段が限定的な中堅・中小企業にとって、取引先銀行の健全性が悪化し、キャピタル・クランチが発生すると設備投資をより大きく制約されると考えられる。したがって、キャピタル・クランチが存在すれば、トービンの q やキャッシュ・フローに加えて、取引先銀行の健全性の悪化が設備投資にマイナスの影響を与えると予想される。

一方、債務・総資産比率および取引銀行数を説明変数に加えた理由は、過剰債務問題の存在を検証するためである。他の条件を所与とした場合、過剰債務問題は既存の借入額が多い企業や取引先銀行の数が多い企業の設備投資をより大きく制約する。したがって、過剰債務問題が存在すれば、トービンの q やキャッシュ・フローの影響をコントロールした場合でも、債務・総資産比率や取引先銀行数ダミーが設備投資にマイナスの影響を与えると予想される。

ただし、過剰債務問題が発生するのは、債務・総資産比率が一定の閾値を超えた場合であると考えられる。そこで以下では、債務・総資産比率が全企業のサンプル平均 + 標準偏差を下回る場合には 0 とおいて推計した。また、取引先銀行数の影響は、取引銀行数が 7 以上のとき 1、それ以外のとき 0 をとるダミー変数を用いている。これは、取引先銀行数が与える影響の非線形性を考慮したものである。推計では、取引先銀行数そのものを説明変数に加える推計も行ったが、有意ではなかった。また、他の代替的な取引銀行ダミー変数を用いた推計も行ったが、取引銀行数が 7 以上のとき 1 とするダミー変数を用いたケースがもっとも当てはまりがよかった。

(2) 財務変数の選択

以下の分析で対象とするのは、資本金1億円以上の非上場企業のうち、「東京商工リサーチ」のデータベースから少なくとも5期間のデータが入手可能な企業である。資本金1億円以上の非上場企業は、通常、中堅企業として位置付けられる企業であり、必ずしも中小企業とはいえない。しかし、資本金1億円以上であっても、非上場企業である限り、銀行借入以外の外部資金の調達方法がきわめて限られている点は変わりがない。また、資本金1億円未満の企業に分析対象を広げた場合、データの信頼性や利用可能性という点から、分析上で別の問題が発生する可能性がある。

以下では、対象となった非上場企業のうち、銀行および保険業、電気・水道、鉄道、教育機関、研究所、については、それぞれサンプルから取り除いている。また、説明変数に用いた財務変数のうち、短期・長期借入残高、売上高、営業利益、支払利息、流動資産のいずれか1つでもゼロとなっている期のデータは、サンプルからはずした。

分析では、1997～2003年度の設備投資を、その前年度(決算期)の財務データと当期および前年度の取引先銀行の情報を使って推計する。ただし、通期でデータが利用可能な企業は多くないため、データは非バランス・パネルデータである。各財務データは決算データによるが、データが年2回入手可能な場合には決算月数の多いものを用いた。また、資本ストックの時価評価およびトービンの q の算出に際しては、各企業で1997年以前のデータが利用可能であれば最長1984年まで遡ったデータを利用して計算を行っている。

(1)式の被説明変数の設備投資額(I_t)は、「当期末資産簿価 - 前期末資産簿価 + 当期減価償却額」を投資財デフレーターで実質化した値を、土地を除く有形固定資産に関して求め、それらを合計して計算した。また、資本ストック(K_t)は、土地を除く有形固定資産であり、1985年以降の簿価系列をHayashi-Inoue型の恒久棚卸法を使って時価系列に変換したものをを用いた(詳しくは、補論を参照)。

また、説明変数のうち、トービンの q は、将来利益の割引現在価値を有形固定資産(除く土地)の再取得価格で除することによって計算した。ただし、各非上場企業の将来利益の割引現在価値は直接計測することはできない。そこで、われわれの推計では、Abel-Blanchard法(Abel and Blanchard (1986))に従って各企業の将来の利益(税引き後利益)の流列を推計し、その結果を使って各企業の将来利益の予測値の割引現在価値を計算した。基本系列では、将来の利益の流列の推計は、税引き後利益の一階の階差に対してARモデルを

推計することによって行った⁷。また、参考系列として、税引き後利益がランダム・ウォークに従うと仮定したケースも計算した⁸。ただし、いずれの系列でも、税引き後利益の通期平均がマイナスとなる企業はサンプルから除いた。(詳しくは、補論を参照)。

一方、キャッシュ・フローは、減価償却費 + 経常利益 - 法人税等引当金で計算し、それを資本ストックで割ることで正規化した値を用いた⁹。また、「債務・総資産比率」は、総借入金残高を総資産の合計で除し、対数値をとったものである。ただし、総資産は、有形固定資産部分だけは時価で再評価した値を用いている。推計では、同時性バイアスの問題を回避するため、すべての説明変数は一期のラグをとって推計を行った。

異常値による振れを回避するため、 I_t/K_t が -1 を下回るか 20 を上回るサンプル、および Q_t あるいは CF_t の絶対値が 20 を上回るサンプルに関しては除外した。以上のサンプルセレクションから、分析に用いた企業数は、基本系列で 2615 社、参考系列で 3821 社である。表 1 は、全標本企業について、各財務変数のサンプル属性を示したものである。表からわかるように、各財務変数は企業ごとに大きなばらつきがある。とくに、トービンの q の標準偏差は、異常値修正後であるにもかかわらず依然として大きい。しかし、トービンの q の平均値は 2.2 から 2.3 程度、中央値が 1.5 程度となっている。これらの値は、これまでの研究で報告されてきた上場企業のトービンの q より大きい、非上場企業の潜在成長率が高いと考えればおおむね妥当な数字だといえる。

(3) 取引先銀行の情報

本稿の目的の 1 つは、非上場企業の設備投資が、自らの財務変数のみならず、取引先金融機関の健全性など外的要因からも影響を受けているかどうかを検証することである。そこで、投資関数には、「メイン・バンクの自己資本比率」、「メイン・バンクの不良債権比率」という取引先銀行のバランス・シ

⁷ 具体的には、まず AR(3)をあてはめて、ダービン・ワトソンの系列相関検定および流れが非定常となる単位根検定をクリアしない場合は、次数を増やしていき、クリアした時点の次数を選択した。ただし、AR(5)にしても、両検定をクリアしない企業に関しては、サンプルから除外した。

⁸ 同様の仮定は、Blanchard, Rhee, and Summers (1990)、鈴木(2001)らで用いられている。

⁹ キャッシュ・フローで正規化するという視点に立てば、売上高と流動資産に減価償却費を加えた値で正規化した方が理論上は望ましいかもしれないが、こちらの方が当てはまりはよかった。

ートに関する2つの指標と「取引先銀行数ダミー」をそれぞれ説明変数として加えた。

理論的には、借り手企業の設備投資が取引先銀行の業績に影響を与えるという逆の因果性も考えられる。しかし、われわれが対象としているのは中堅企業なので、借り手のパフォーマンスがメイン・バンクの健全性を悪化させる逆の因果性が発生する可能性は小さい。したがって、われわれの分析では、大企業を対象とした従来の分析に比べて、取引銀行の健全性の影響を同時性バイアスの小さい形で把握できる特徴がある。

取引先銀行の健全性指標として用いた説明変数のうち、「メイン・バンクの自己資本比率」は、「メイン・バンク」の BIS 基準における自己資本比率(BIS)を

$$\text{自己資本比率} = \exp[(BIS - \mu)] / \{1 + \exp[(BIS - \mu)]\}$$

によってロジット変換したものである。ただし、 $\sigma = 10 \times \text{BIS}$ の標準偏差、 $\mu = 2\%$ 。また、国際基準と国内基準は異なるため、国際業務を行う銀行については8%のとの差を、国内業務要因のみを行う銀行については4%との差をとる調整をそれぞれ自己資本比率(BIS)に対して行った後にロジット変換している。このようなロジット変換を行った理由は、自己資本比率が与える影響の非線形性を考慮するためである。また、ロジット変換を行うことによって、もう一つの説明変数である不良債権比率との多重共線性を回避することもできる。

われわれの推計では、BIS 基準による銀行の自己資本比率に加えて、「メイン・バンクの不良債権比率」を説明変数に加えた¹⁰。これは、BIS 基準による銀行の自己資本比率は、銀行の健全性を必ずしも反映していないことが深尾他(2000)において指摘されているからである¹¹。不良債権比率は、リスク管理債権を貸出量で割ることによって求めた。

各非上場企業の取引先銀行に関する情報は、すべて「東京商工リサーチ」の『CD Eyes』各号から収集した。本稿では、『CD Eyes』各号に掲載された取引先銀行のうち、最初に記載された取引先銀行(ただし、公的金融機関を除く)を各年度における「メイン・バンク」と定義した。この定義では、メ

¹⁰ 正確には、「メイン・バンクの不良債権比率」に1を加えたものの対数値を説明変数に加えた。

¹¹ 永幡・関根(2002)は、この点を考慮した修正自己資本比率を用いた推計を提案している。そこで、われわれの推計でも同様の修正自己資本比率を作成し、自己資本比率の代わりに説明変数に加えてみたが、統計的な有意性は低かった。

イン・バンク関係の強弱を把握することができず、取引銀行が記載されていない企業を除けばすべてメイン・バンクが存在することになる。これは、取引銀行ごとの融資残高がわからないというデータ上の制約に起因する限界といえる。なお、ごく一部の企業で、取引先銀行が不明であるケースがあった。そこで、推計では、これらの企業には「メインなしダミー」をそれぞれ加えた。

われわれが対象とした非上場企業のメイン・バンクおよびその他取引銀行の業態別割合は、表2にまとめられている。表2で示されているように、われわれの分析対象とした企業の半数以上の「メイン・バンク」が都市銀行、長期信用銀行、信託銀行であり、約30%の「メイン・バンク」が地方銀行であった。この結果は、分析対象とした非上場中堅企業の大半では、メイン・バンクが規模の大きな銀行ということになる。ただし、対象をその他取引銀行まで広げると、第2地方銀行や信用金庫・信用組合のウエイトも増加する。

メイン・バンクの健全性指標のサンプル属性は表3にまとめられている。メイン・バンクの自己資本比率および不良債権比率は、都銀・長信銀および地銀・第2地銀は全国銀行協会連合会の『全国銀行財務諸表分析』から、また信用金庫と信用組合は『全国信用金庫財務諸表』と『全国信用組合財務諸表』からそれぞれ採用した。ただし、「東京商工リサーチ」の『CD Eyes』に取引先銀行が記載されていない企業も数社あった¹²。

5. 基本モデルの推計結果

われわれの基本モデルの推計結果が、表4にまとめられている。結果は、基本系列を用いた場合も、参考系列を用いた場合も、基本的に同じであり、おおむね予想された通りの符号をとっている。

まず、上場企業データを使った多くの先行研究と同様に、「トービンの q 」と「キャッシュ・フロー」は、いずれもプラスの符号をとっている。これら推定されたパラメーターは、いずれも想定通りの符号条件を満たし、かつすべて1%水準で統計的に有意な影響を与えている。特に、キャッシュ・フロ

¹² 政府系金融機関のみが取引銀行として記載されている場合も、取引銀行なしとした。

ーの影響がプラスに有意であることは、われわれが対象とした非上場企業でも流動性制約が存在している可能性を示唆している。¹³

より興味深い点は、メイン・バンクの健全性に関する各指標が、いずれも想定通りの符号条件を満たし、かつ統計的に有意であることである。すなわち、「メイン・バンクの自己資本比率」は有意なプラスの影響を、また「メイン・バンクの不良債権比率」は有意なマイナスの影響を設備投資に与えている。この結果は、財務変数に加えて、メイン・バンクの健全性が、非上場企業の設備投資を説明する上では非常に有用であることを示唆している。たとえば、基本系列では、不良債権比率の係数は約-0.016となっており、メイン・バンクの不良債権比率が1%ポイント減少すれば、他の指標が不変でも、設備投資が約1.6%増加することを意味している。

他の代替的な資金調達手段が限定的な中堅・中小企業にとって、取引先銀行のバランス・シートが悪化し、キャピタル・クランチが発生すると、借入額は大きく制約されると考えられる。われわれの結果は、キャピタル・クランチが貸出の低迷を通じて設備投資にマイナスの影響を与えたことを示唆するものである。

一方、「債務・総資産比率」や「取引先銀行数ダミー」は、有意なマイナスの符号をとっている。他の条件を所与とした場合、過剰債務問題は、既存の借入額が多い企業や取引先銀行の数が多い企業の設備投資を大きく制約する。したがって、われわれの結果は、過剰債務問題が設備投資にマイナスの影響を与えたとする仮説を支持するものである。

なお、「メインなしダミー」はプラスの符号を取ったが、基本系列では5%水準では有意ではなかった¹⁴。ただし、ダミー変数が1となる企業数は少ないので、取引銀行の調査漏れなどデータの誤差の可能性を考えると、有意でないプラスの符号からは明確な結論は導くことは難しいといえる。

6．取引先銀行数のクロス項を通じた影響

債権者間の利害調整が難しいのは債権者の数が多い場合であるので、過剰債務問題が設備投資の制約となるのは取引銀行数が多い場合である。したが

¹³ ただし、キャッシュ・フローの係数値が、非上場企業の割には大きくない。これは、キャッシュ・フローがトービンの q ときわめて相関が高い変数であることから来る限界かもしれない。

¹⁴ 参考系列では、「メインなしダミー」は5%水準で有意であった

って、「取引先銀行数ダミー」がマイナスの符号となる前節の結果は、過剰債務問題が設備投資の制約となっていたという仮説と整合的であると同時に、取引先銀行数が多いことが設備投資の制約となることを示唆するものである。しかしながら、取引先銀行数は他のルートを通じて設備投資に影響を与える可能性もある。

たとえば、取引先銀行の数が少ないほど、特定の銀行に借り手企業の情報が集中し、借り手企業とメイン・バンクの関係が密接となる傾向が高い。したがって、メイン・バンクの情報生産機能が存在すれば、取引先銀行の数が少ない企業ほど、流動性制約は小さくなる可能性がある。このことは、内部資金が少なく、流動性制約が大きい企業で、取引先銀行数が多いことが設備投資への制約をより大きくすることを示唆するものである。

一方、取引先銀行の数が少ない場合、企業にとっては、情報の非対称性が解消されやすいというプラスの側面がある反面、メイン・バンクがその企業の情報を独占的に保有するというホールド・アップ問題が発生する可能性もある。ホールド・アップ問題が存在している場合、代替的な借り入れ手段は大きく制約されているので、メイン・バンクの健全性が悪化すると借り手企業の設備投資はより大きく制約されやすい。したがって、ホールド・アップ問題が存在すれば、取引先銀行の数が少ない企業ほど、メイン・バンクの健全性の悪化が設備投資に与える影響は大きくなる可能性がある。

そこで、以下では、前節で推計した投資関数に、2つのタイプの取引先銀行数に関する係数ダミーを加えることによって、次の式を推計した。

$$(2) \quad I_t/K_t = \text{constant} + \alpha Q_t + (\beta_0 + \beta_1 \text{NB1}_t) \text{CF}_t + (\gamma_0 + \gamma_1 \text{NB2}_t) \text{Main}_t \\ + \delta D_t + \varepsilon \text{NB}_t,$$

ただし、NB1_tおよびNB2_tは、それぞれt期の取引銀行数ダミー(NB1_tは取引銀行数が4以下のとき1、NB2_tは取引銀行数が2以下のとき1、それ以外のとき0)¹⁵。

1つのタイプの係数ダミーは、キャッシュ・フローに対する係数ダミーである。取引先銀行の数が少ないほど借り手企業とメイン・バンクの関係が密接となると考えられるので、取引先銀行の数が少ない企業ほど、情報の非対称

¹⁵ 取引銀行数をそれぞれ4と2で区切ってダミー変数を作成したのは、そのケースでもっともフィットがよかったからである。

性や不完備契約の問題は解消され、流動性制約は小さくなる可能性がある。したがって、この考え方が正しいとすると、この係数ダミー β_1 はマイナスの符号が予想される。

もう1つのタイプの係数ダミーは、メイン・バンクの健全性に対する係数ダミーである。ホールド・アップ問題が存在すれば、取引先銀行の数が少ない企業ほど、メイン・バンクの健全性の悪化が設備投資に与える影響は大きくなる可能性がある。したがって、この係数ダミー γ_1 は、「メイン・バンクの自己資本比率」についてはプラスの影響を、また「メイン・バンクの不良債権比率」についてはマイナスの影響を与えていることが予想される。

表5は、推計結果をまとめたものである。メインなしダミーの符号および係数ダミーの推計結果を除けば、推計結果は前節の結果と定性的に変わらない。また、定量的にも、係数ダミーを使わない係数は、メインなしダミーを除けば、前節の結果とほぼ類似した値をとっている。

一方、係数ダミーは、キャッシュ・フローに対する係数ダミーはマイナス、メイン・バンクの自己資本比率に対する係数ダミーはプラス、またメイン・バンクの不良債権比率に対する係数ダミーはマイナスと、いずれも予想された符号をとっている。基本系列で設備投資に対する定量的な影響をみると、取引銀行数が4以下のとき、キャッシュ・フローの影響が25%以上低下するのに対して、取引銀行数が2以下のとき、メイン・バンクの自己資本比率の影響が約4倍、メイン・バンクの不良債権比率の影響が約2倍と大幅に増大している。後者の結果は、取引銀行の健全性が借り手企業の設備投資に与える影響を考える上で、ホールド・アップ問題がきわめて重要であることを示唆している。

以上の結果から、取引先銀行数が多いことは、基本的には借り手企業の設備投資の制約となることが多いものの、メイン・バンクの健全性が大幅に悪化している企業では逆に制約を緩和する側面もあることを示唆するものである。したがって、ホールド・アップ問題の存在の有無は、取引先銀行の数が設備投資に与える影響を与える考察の上では重要である。

7. 取引先の破綻の影響

一般に、中小・中堅企業は、大企業と比べた場合、代替的な資金調達手段は非常に限られており、景気の低迷期における資金繰りの悪化は、多くの中小・中堅企業でより深刻となる。また、財務体質も脆弱なため、主要取引先や親会社の破綻は、中小・中堅企業の設備投資に影響すると考えられる。そ

ここで以下では、中小・中堅企業の取引先企業の破綻が、各企業の設備投資をどれだけ低下させるかを推計する。以下では、取引銀行・主要販売先企業・主要株主それぞれの破綻情報が設備投資に与えた影響を検証する。

推計では、5節まで用いたのと同じ基本変数に加えて、「メイン・バンクの破綻ダミー」、「その他取引先銀行の破綻ダミー」という取引先銀行の破綻に関する2つの指標と、「主要販売先企業の破綻ダミー」および「主要株主の破綻ダミー」というその他取引先企業に関する2つの指標をそれぞれ説明変数として加えた。

予備的な推計の結果、以下ではラグの影響を考慮して、「メイン・バンクの破綻ダミー」および「その他取引先銀行の破綻ダミー」は、メイン・バンクおよびその他取引先銀行が破綻する前の過去4年度で1、それ以外の年度で0をとるダミー変数とした。一方、主要販売先企業に関しては当該企業が破綻した年度で1、それ以外の年度で0をとるダミー変数として、主要株主に関しては当該企業が破綻した年度および前年度で1、それ以外の年度で0をとるダミー変数としてそれぞれ作成し、「主要販売先企業の破綻ダミー」および「主要株主の破綻ダミー」とした。¹⁶

各非上場企業の取引先銀行、主要販売先企業、主要株主など取引先に関する情報は、すべて「東京商工リサーチ」の『CD Eyes』各号から収集した。本稿では、『CD Eyes』各号に記載された販売先企業のうちの上場企業を各年度の「主要販売先企業」、また『CD Eyes』各号に記載された株主である上場企業およびその株主の親会社である上場企業を「主要株主」と定義した¹⁷。

表6は、推計結果をまとめたものである。破綻ダミーの推計結果を除けば、推計結果は前節の結果と定性的にも定量的にも変わらない。一方、破綻ダミーに関しては、「その他取引先銀行の破綻ダミー」を除き、マイナスの符号を取っている。この結果は、取引先の破綻がある程度のマイナスのインパクトをもたらした可能性を示唆している。ただし、いずれも統計的に有意ではなく、その効果は限定的であった。

「メイン・バンクの破綻ダミー」が有意でなかった理由としては、代替的な変数であるメイン・バンクの健全性の指標が同時に説明変数に含まれていることも一因かもしれない。しかし、さまざまな破綻ダミーがいずれも有意

¹⁶ ラグのとり方は任意であるが、ラグの取り方を変えても結果は変わらなかった。

¹⁷ 主要販売先企業および主要株主とした上場企業は、いずれも東証1部・2部上場企業に加えて、地方および店頭上場企業を含んでいる。

な影響がなかったより大きな要因としては、中堅・中小企業向けの信用保証制度がある程度機能していた可能性を指摘できる。

表7に概要が示されているように、中堅企業特別保証制度は、破綻金融機関等と金融取引を行っていたために、資金調達に支障をきたしていることに対応する中堅企業向けの事業融資である。また、中小企業向けのセーフティネット保証制度（たとえば、中小企業信用保険法第2条第3項）は、取引先等の再生手続き等の申請や事業活動の制限、および取引先金融機関の破綻等により経営の安定に支障が生じている中小企業者に対して、信用限度額の別枠化等を行う制度である。取引先が破綻した企業に対してこのような信用保証など政策的対応が優先的に行われたとすると、それによって取引先の破綻の影響がある程度軽減された可能性は大きかったといえる。

8．おわりに

本稿では、非上場企業の財務データおよび取引先企業の健全性をもとに、中堅・中小企業の設備投資の決定要因を分析した。まず、非上場企業の財務データを用いた場合でも、トービンの q やキャッシュ・フローといった財務変数が有意な説明力があった。しかし、それらファンダメンタルな変数に加えて、キャッシュ・フロー、メイン・バンクの健全性指標、債務・総資産比率、および取引銀行数が、設備投資に追加的な影響を有意に及ぼすことが確認された。この結果は、マクロのファンダメンタルズ（基礎的条件）の悪化だけでなく、金融面の問題が、流動性制約、キャピタル・クランチ、過剰債務問題といった各ルートを通じて、デフレ下の非上場企業の設備投資に有意な影響を与えてきたことを示唆するものである。

もちろん、紙面に限りのある本稿において、中堅・中小企業の設備投資に関する議論を網羅することには限界があることはいうまでもない。まず指摘できる限界は、今回の分析では、非上場企業が分析の多くが依然として対象外となっていることである。表8からもわかるように、財務省『法人企業統計調査』の調査対象となった企業数をみても、われわれが分析の対象としなかった資本金1億円未満の企業数は、平成12年度で約252万社。平成14年度で約259万社にも及ぶ。これは、調査対象企業数（平成12年度で約255万社。平成14年度で約263万社）の約99%である。データの制約上、分析を規模の小さい非上場企業まで含めて拡張することは容易ではない。しかし、規模の小さい非上場企業のデータを用いることができれば、金融機関の健全性と非上場企業の設備投資の関係をさらに幅広く検証できると考えられる。

参考文献

- 浅子和美・国則守生・井上徹・村瀬英彰、(1989)「土地評価とトービンの q / Multiple q の計測」『経済経営研究』(日本開発銀行)Vol.10-3.
- 浅子和美・国則守生・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』(日本開発銀行)Vol.11-4.
- 浅子和美・国則守生・井上徹・村瀬英彰、(1997)「設備投資と土地投資：1977-1994」浅子和美・大瀧雅之編『現代マクロ経済動学』東京大学出版会、pp.323-349.
- 植杉威一郎、(2004)「日本における企業間信用：金融機関借入との関係」RIETI (経済産業研究所) ディスカッション・ペーパー 04-J-001.
- 岡崎竜子・堀内昭義、(1992)「企業の設備投資とメインバンク関係」『金融研究』(日本銀行)、Vol.11, No.1, pp.37-59.
- 小川一夫、(2003)『大不況の経済分析』、日本経済新聞社.
- 小川一夫・鈴木和志、(1997)「設備投資と土地担保 系列関係と土地の担保機能」浅子和美・吉野直行・福田慎一『現代マクロ経済分析』東京大学出版会、pp.193-217.
- 櫻川昌哉、(2002)『金融危機の経済分析』東京大学出版会.
- 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.
- 齋藤隆志・橋木俊詔、(2004)「中小企業の存続と倒産に関する実証分析」RIETI (経済産業研究所) ディスカッション・ペーパー 04-J-004.
- 鈴木和志、(2001)『設備投資と金融市場』、東京大学出版会.
- 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 - 」調査統計局ワーキングペーパーシリーズNo.02-3、日本銀行調査統計局.
- 深尾光洋編、(2000)『金融不況の実証分析』、日本経済新聞社.
- 福田慎一編、(2003)『日本の長期金融』、有斐閣.
- 福田慎一・粕谷宗久・赤司健太郎、(2004)「デフレ下における非上場企業のデフォルト分析」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、04-J-14.
- 細野薫・澤田充・渡辺努、(2003)「捨てる神あれば拾う神あり - 金融危機下における中小企業の資金調達 - 」未定稿.

- 堀敬一・斎藤誠・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.
- 堀江康熙、(2004)「企業の取引銀行数の決定要因」『経済学研究』九州大学経済学会、第70巻、pp.287-309.
- 松浦克己・堀雅博、(2003)「特別信用保証と中小企業経営の再構築 - 中小企業とマイクロ・データによる概観と考察 - 」内閣府 ESRI Discussion Paper No.50.
- 宮川努、(1997)「設備投資理論の進展と実証研究の多様化」浅子和美・大瀧雅之編『現代マクロ経済動学』東京大学出版会、pp.283-322.
- Abel, A. B. and O. J. Blanchard, (1986), "The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment," Econometrica, 54-2, pp249-272.
- Berger, A. N., and G. F. Udell, (1995), "Relationship Lending and Lines of Credit in Small Firm Finance," Journal of Business 68, pp.351-381.
- Berger, A. N., L. F. Klapper, and G. F. Udell, (2001), "The Ability of Banks to Lend to Informally Opaque Small Businesses," Journal of Banking and Finance 25, pp.7-25.
- Blanchard, O. J., C. Rhee, and L. Summers, (1990), "The Stock Market, Profit, and Investment," NBER Working Papers 3370.
- Bond, S., and C. Meghir, (1994), "Dynamic Investment Models and the Firm's Financial Policy," Review of Economic Studies, 61, pp.197-222.
- Brewer III, E., H. Genay, W. C. Hunter, and G. G. Kaufman, (2003), "The Value of Banking Relationship during a Financial Crisis: Evidence from Failures of Japanese Banks," Journal of the Japanese and International Economics, 17, pp.233-262.
- Chirinko, R. S., and Schaller, H.(1995) "Why Does Liquidity Matter in Investment Equation?" Journal of Money, Credit, and Banking, 27, pp.527-548.
- Devereux, M., and F. Schiantarelli, (1990) "Investment, Financial Factors and Cash Flow: Evidence from U.K. Panel Data," in Hubbard, R. G. (ed.), Asymmetric Information, Corporate Finance and Investment, The University of Chicago Press, Chicago, pp.279-306.
- Fazzari, S.M., R.G. Hubbard, and B.C. Petersen, (1988) "Financing Constraints and Corporate Investment," Brookings Papers on Economic Activity, 1, pp.141-195.

- Eshima, Y., (2003), "Impacts of Public Policy on Innovative SMEs in Japan," Journal of Small Business Management 41, pp.85-93.
- Gibson, M., (1995), "Can Bank Health Affect Investment? Evidence from Japan," Journal of Business 68, pp.281-308.
- Gibson, M., (1997), "More Evidence on the Link between Bank Health and Investment in Japan," Journal of the Japanese and International Economies 11, pp.1317-1353.
- Goyal, V. K., and T. Yamada, (2003), "Asset Price Shocks, Financial Constraints, and Investment: Evidence from Japan," forthcoming in Journal of Business.
- Harada, N., and Y. Honjo, (2003), "Does the Creative Business Promotion Law Enhance SMEs' Capital Investments? Evidence from a Panel Dataset of Unlisted SMEs in Japan," J CER Discussion Paper No.88.
- Hayashi, F., and T. Inoue, (1991), "The Relation between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms," Econometrica, 50, pp213-224.
- Hayashi, F., (2000) "The Main Bank System and Corporate Investment: An Empirical Reassessment," M. Aoki and G. R. Saxonhouse eds., Finance, Governance, and Competitiveness in Japan, Oxford University Press: New York, pp. 81-97
- Horiuchi, A., F. Paker, and S. Fukuda, (1988) "What Role has the 'Main Bank' played in Japan?" Journal of Japanese and International Economies, 2, pp.159-180
- Hoshi, T., A. Kashyap and D. Scharfstein, (1991) "Corporate Structure Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups," Quarterly Journal of Economics, Vol. CVI, Issue 1, pp.33-60.
- Hubbard, R.G., K. N. Kuttner, and D. N. Palia, (2002), "Are There Bank Effects in Borrowers' Costs of Funds? Evidence from a Matched Sample of Borrowers and Banks," Journal of Business 75, pp.559-581.
- Kang, J.-K., and R. M. Stulz, (2000), "Do Banking Shocks Affect Firm Performance? An Analysis of the Japanese Experience," Journal of Business, 73, pp.1-23.
- Kaplan, S. N., and L. Zingales (1997) "Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?" Quarterly Journal of Economics, Vol.102, pp.169-216.

- Klein, M. W., Peek, J., and E.S. Rosengren, (2002), "Troubled Banks, Impaired Foreign Direct Investment: The Role of Relative Access to Credit," American Economic Review, 92, pp. 664-682.
- Lamont, O., (1997) "Cash Flow and Investment: Evidence From Internal Capital Markets," Journal of Finance, 52, pp.83-109.
- Motonishi, T., and H. Yoshikawa, (1999), "Causes of the Long Stagnation of Japan during the 1990s: Financial or Real?" Journal of the Japanese and International Economies 13, pp.181-200.
- Ogawa, K., (2003), "Financial Distress and Corporate Investment: The Japanese Case in the 90s," Osaka University, ISER Discussion Paper No.584.
- Ogawa, K., and S. Kitasaka, (2000), "Bank Lending in Japan: Its Determinants and Macroeconomic Implications," in T. Hoshi and H. Patrick eds., Crisis and Change in the Japanese Financial System, Kluwer Academic Publishers, pp.59-81. (小川一夫・北坂真一(2001)、「わが国の銀行貸出行動：その決定要因とマクロ経済への含意」星岳雄・H.パトリック編・筒井義郎監訳『日本金融システムの危機と変貌』日本経済新聞社)
- Ogawa, K., and K. Suzuki, (1998), "Land Value and Corporate Investment: Evidence from Japanese Panel Data," Journal of the Japanese and International Economies 12, pp.232-249.
- Peek, J., and E.S. Rosengren, (2000), "Collateral Damage: Effects of the Japanese Bank Crisis on Real Activity in the United States," American Economic Review 90, 30-45.
- Petersen, M., and R. Rajan, (1994), "The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data," Journal of Finance 49, pp.3-37.
- Rajan, R.G., (1992)"Insiders and Outsiders: The Choice Between Informed and Arm's-Length Debt." Journal of Finance, 47(7), pp.1367-1400.
- Ramey, V.A., and Shapiro, M.D., (2001), "Displaced Capital: A Study of Aerospace Plant Closing." Journal of Political Economy, pp958-992.
- Schlaer, H., (1993) "Asymmetric Information, Liquidity Constraints, and Canadian Investment," The Canadian Journal of Economics, 26, pp.552-574.
- Sharpe, S., (1990) "Asymmetric Information, Bank Lending and Implicit Contracts: A Stylized Model of Customer Relationships." Journal of Finance, 45(4), pp.1069-1087.

Tsuruta, D., (2003), "Bank Information Monopoly and Trade Credit: Does Only Bank Have Information? - Evidence from Small Business Data in Japan -," mimeo.

Yamori, N., and A. Murakami, (1999), "Does Bank Relationship Have an Economic Value? The Effect of Main Bank Failure on Client Firms" Economics Letters 65, pp.115-120.

(補論1) トービンのqの算出

トービンのqは、将来利益の割引現在価値を資本ストックの再取得価格で除することによって算出される。トービンのqの分母にあたる「資本ストック」に関しては、(補論2)で算出される実質資本ストック(除く土地)の前期末分を用いた。

一方、トービンのqの分子にあたる「将来利益の割引現在価値」に関しては、通常、その価値を近似的に反映するとされる株価が用いられるが、本稿が分析対象とする非上場企業では公開市場での株価が存在せず、このアプローチは適用できない。そこで、各企業の将来利益(税引き後利益)の流利を推計し、それを使って各企業の将来利益の割引現在価値を近似した。

π_t を t 期の実質利益、r を実質利子率とすると、「将来利益の割引現在価値」は、

$$V_t = \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i E_{t+i}$$

と定義される。本稿の基本系列では、階差をとった実質利益の流利が p 次の階差自己回帰(AR)モデル

$$\pi_t = \sum_{i=1}^p \rho_i \pi_{t-i} + \varepsilon_t$$

(ただし、 ε_t はホワイト・ノイズ)に従うと仮定し、割引現在価値 V_t を

$$V_t = \pi_{t-1}/r + E \sum_{i=0}^T \left(\frac{1}{1+r} \right)^i \sum_{j=0}^i \Delta \pi_{t+j}$$

と近似する。具体的には、実質利益 (π_t) を

実質利益 = (税引き後利益 + 減価償却率 + 支払利息) / 物価(産業別 CGPI)

税引き後利益 = 経常利益 - (税引き後当期利益 - 税引き前当期利益)

として計算し、各企業の実質利益の階差数列 $\{\pi_t\}$ に対して、AR モデルを個別に推計した。モデルの次数は $p = 3$ から 5 まで増やしていき、ダービン・ワトソンの系列相関検定および非定常となる単位根検定をクリアする最も小さい次数を選択した。 $p = 5$ まで増やしてもこの2つのいずれかをクリアできない

企業はサンプルからはずした。また、将来利益の予測をするため、実質利益の通期平均がマイナスとなる企業もサンプルから除外している。

こうして推計された AR モデルに基づく将来利益の予測値から、割引現在価値 V_t を算出した。ただし、近似式の和の部分に関して T は十分に大きい値が望ましいので、加える項が十分に小さく無視できる将来時点 T までの和を計算している。なお、 V_t の算出に用いた実質利子率 r は、鈴木(2001)に従い、各企業の「支払利息 / (短期借入金 + 長期借入金 + その他の固定負債 + 割引手形)」の平均をとることによって求めた。¹⁸

一方、本稿の参考系列では、実質利益の流列がランダム・ウォークに従うと仮定し、割引現在価値 V_t を $V_t = V_{t-1}/r$ と近似した。基本系列と同様に、 V_t の算出に用いた実質利子率 r は、各企業の「支払利息 / (短期借入金 + 長期借入金 + その他の固定負債 + 割引手形)」の平均をとることによって求め、実質利益の通期平均がマイナスとなる企業はサンプルから除外した。ただし、参考系列では、基本系列のように系列相関検定および単位根検定をクリアできない企業をサンプルからはずすことをしないため、対象となった企業数は、基本系列よりも多くなっている。

(補論 2) 実質資本ストック (再取得価格) の算出

- 本稿では、東京商工リサーチのデータベースに収録された 1984 年以降の財務データを使って、恒久棚卸法によって資産別に資本ストックの再取得価格を計算し、それを集計することによって有形固定資産の再取得価格の総額を作成した。計算方法は、Hayashi-Inoue(1991)にもとづいており、具体的な作成プロセスは、以下の通りである。

< 資産別設備投資 (除く土地) >

- 資産別名目設備投資額は、以下の定式化にもとづいて算出される。

¹⁸ 理論上は、平均をとらず各期の値を用いることによって可変的な割引率を用いることによって計算することも可能である。しかし、このようにして求めた可変的な割引率は計測誤差が大きいと考えられるので、本稿では採用しなかった。

$$\text{当期名目設備投資額} = \text{当期末有形固定資産簿価} - \text{前期末有形固定資産簿価} \\ + \text{当期減価償却額}$$

- こうして算出した資産別名目設備投資額を、資産別投資財価格でデフレートすることで資産別実質設備投資額を求めている。なお、資産別の投資財デフレーターは、建物・構築物については卸売物価指数の建設材料を、機械装置、車両・運搬具、工具・備品については同指数の資本財を用いている。
- 本稿の分析に用いた東京商工リサーチのデータベースには、減価償却額が記録されていないので、各期の有形固定資産残高に、業種別・資産別・期別の償却率をかけた値を減価償却額とした。償却率に関しては、日本政策投資銀行の「企業財務データバンク」に収録されている財務データから次のように計算した。資本金1億円以上10億円未満の企業について、資産別有形固定資産残高と減価償却額について業種別・決算年度別に平均をとり、「償却率 = 減価償却費 / 有形固定資産残高」とした後で、算出した償却率に移動平均 MA(3) をかけ、短期的変動を除去したものをを用いている。なお、資本金1億円以上10億円未満ではデータが存在しない業種や、算出された償却率が0となる資産・期が4割を超える業種については、同業種で資本金10億円以上の企業を使って計算した値を代わりに用いた。

< 資産別実質資本ストック（除く土地） >

- 先行研究に倣って、恒久棚卸法(Perpetual-Inventory-Method)に基づき先程の資産別実質設備投資額と、資本ストックの物的償却率を用いて、以下の計算式に従い作成している。なお、資本ストックの物的償却率 (δ) については、Hayashi-Inoue が用いた資産別の数値（建物：4.7%、構築物：5.64%、機械装置：9.489%、船舶・車両・運搬設備：14.70%、工具・備品：8.838%）を利用している。

$$K_{jt} = (1 - \delta)K_{jt-1} + I_{jt}$$

K_{jt} : 企業 j の t 期における資産別実質資本ストック

I_{jt} : 企業 j の t 期における資産別実質設備投資額

δ : 資産別物的償却率

表1. 財務変数のサンプル属性

(1) 基本系列 (サンプル数 = 17,495)

<全サンプル>	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値
設備投資比率(I_t/K_t)	0.08	0.54	-0.98	0.00	19.06
トービンのQ(Q_t)	2.22	2.40	-18.83	1.58	20.00
キャッシュフロー(CF_t)	0.36	0.90	-17.22	0.18	19.55
債務・総資産比率(D_t)	0.32	0.26	0.00	0.30	17.13

(2) 参考系列 (サンプル数 = 24,242)

<全サンプル>	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値
設備投資比率(I_t/K_t)	0.09	0.55	-0.99	0.00	19.06
トービンのQ(Q_t)	2.34	2.85	-19.88	1.58	19.94
キャッシュフロー(CF_t)	0.39	1.02	-15.92	0.19	19.81
債務・総資産比率(D_t)	0.31	0.26	0.00	0.29	17.13

注1) キャッシュフローは、資本ストックで正規化した値に基づく。

注2) 債務・総資産比率は、対数をとる前の値に基づく。

表2. 取引銀行の業態別割合

(1) 基本系列 (サンプル数 = 17,495)

・メインバンクの業態別割合

都銀・長銀・信託	59.4%
第一地銀	33.1%
第二地銀	4.4%
信金・信組	3.1%

・取引銀行の業態別割合

都銀・長銀・信託	61.6%
第一地銀	17.9%
第二地銀	8.8%
信金・信組	11.7%

注) メインバンクを含まない

・取引銀行の割合

銀行数	割合
1	1.8%
2	5.5%
3	10.6%
4	14.2%
5	14.7%
6	14.4%
7	11.3%
8	9.8%
9	8.1%
10	6.7%
unknown	2.8%

(2) 参考系列 (サンプル数 = 24,242)

・メインバンクの業態別割合

都銀・長銀・信託	59.3%
第一地銀	32.3%
第二地銀	4.7%
信金・信組	3.7%

・取引銀行の業態別割合

都銀・長銀・信託	66.0%
第一地銀	15.7%
第二地銀	7.4%
信金・信組	10.9%

注) メインバンクを含まない

・取引銀行の割合

銀行数	割合
1	2.6%
2	6.3%
3	11.2%
4	14.1%
5	15.0%
6	13.9%
7	10.8%
8	9.0%
9	7.3%
10	6.1%
unknown	3.8%

表3. メインバンク健全性指標のサンプル属性

(1)基本系列 (サンプル数 = 17,495)

・BIS国際基準8%適用分 (サンプル割合 = 56.2%)

変数	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値
BIS比率	10.88	9.50	2.99	10.85	15.00
不良債権比率	4.22	1.63	1.43	4.01	15.99

・BIS国内基準4%適用分 (サンプル割合 = 43.8%)

変数	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値
BIS比率	6.66	6.81	0.27	5.76	15.00
不良債権比率	4.22	4.54	1.88	4.07	26.86

(2)参考系列 (サンプル数 = 24,242)

・BIS国際基準8%適用分 (サンプル割合 = 56.2%)

変数	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値
BIS比率	10.88	9.50	2.99	10.85	15.00
不良債権比率	4.21	1.59	1.43	3.98	15.99

・BIS国内基準4%適用分 (サンプル割合 = 43.8%)

変数	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値
BIS比率	6.62	6.82	0.27	4.78	15.00
不良債権比率	4.05	4.34	1.88	4.07	26.86

注) サンプル属性は、ロジット変換・対数変換をする前の原データに基づく。

表4 . 基本モデルの推計結果

(1) 基本系列

	Coef.	(Std.Err)	想定符号
定数項	0.0686	(0.0129) ***	
Q	0.0066	(0.0018) ***	+
C F	0.0569	(0.0048) ***	+
メイン・バンクの自己資本比率	0.0359	(0.0099) ***	+
メイン・バンクの不良債権比率	-0.0162	(0.0064) **	-
メインなしダミー	0.0025	(0.0274)	
債務・総資産比率	-0.0697	(0.0227) ***	-
取引銀行数ダミー(7行以上を1)	-0.0242	(0.0085) ***	-
サンプル数	17495		
企業数	2615		

(2) 参考系列

	Coef.	(Std.Err)	想定符号
定数項	0.0678	(0.0112) ***	
Q	0.0044	(0.0013) ***	+
C F	0.0526	(0.0036) ***	+
メイン・バンクの自己資本比率	0.0462	(0.0086) ***	+
メイン・バンクの不良債権比率	-0.0118	(0.0057) **	-
メインなしダミー	0.0772	(0.0211) ***	
債務・総資産比率	-0.0374	(0.0195) *	-
取引銀行数ダミー(7行以上を1)	-0.0209	(0.0076) ***	-
サンプル数	24242		
企業数	3821		

注1) 「***」、「**」、「*」はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

注2) 上記変数の他に産業ダミーを入れて推計している。

注3) 推計はAR(2)の系列相関ありの仮説検定を棄却している。

表5 . クロス項を考慮した推計結果

(1) 基本系列

	Coef.	(Std.Err)	想定符号
定数項	0.0697	(0.0129) ***	
Q	0.0064	(0.0018) ***	+
C F	0.0638	(0.0060) ***	+
C F × NB1	-0.0172	(0.0088) *	-
メイン・バンクの自己資本比率	0.0302	(0.0102) ***	+
メイン・バンクの自己資本比率 × NB2	0.0826	(0.0381) **	+
メイン・バンクの不良債権比率	-0.0154	(0.0065) **	-
メイン・バンクの不良債権比率 × NB2	-0.0105	(0.0107)	-
メインなしダミー	-0.0008	(0.0275)	
債務・総資産比率	-0.0693	(0.0227) ***	-
取引銀行数ダミー(7行以上を1)	-0.0271	(0.0088) ***	-
サンプル数	17495		
企業数	2615		

(2) 参考系列

	Coef.	(Std.Err)	想定符号
定数項	0.0685	(0.0112) ***	
Q	0.0044	(0.0013) ***	+
C F	0.0619	(0.0047) ***	+
C F × NB1	-0.0199	(0.0066) ***	-
メイン・バンクの自己資本比率	0.0379	(0.0089) ***	+
メイン・バンクの自己資本比率 × NB2	0.1028	(0.0308) ***	+
メイン・バンクの不良債権比率	-0.0111	(0.0057) *	-
メイン・バンクの不良債権比率 × NB2	-0.0063	(0.0084)	-
メインなしダミー	0.0735	(0.0212) ***	
債務・総資産比率	-0.0365	(0.0195) *	-
取引銀行数ダミー(7行以上を1)	-0.0235	(0.0078) ***	-
サンプル数	24242		
企業数	3821		

注1) 「***」、「**」、「*」はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

注2) 上記変数の他に産業ダミーを入れて推計している。

注3) 推計はAR(2)の系列相関ありの仮説検定を棄却している。

注4) NB1：取引銀行数が4以下、NB2：取引銀行数が2以下

表6 . 破綻情報を考慮した推計結果

(1) 基本系列

	Coef.	(Std.Err)	想定符号	
定数項	0.0682	(0.0130) ***		
Q	0.0066	(0.0018) ***	+	
CF	0.0569	(0.0048) ***	+	
メイン・バンクの自己資本比率	0.0360	(0.0100) ***	+	
メイン・バンクの不良債権比率	-0.0160	(0.0065) **	-	
メインなしダミー	0.0028	(0.0275)		
債務・総資産比率	-0.0702	(0.0228) ***	-	
取引銀行数ダミー(7行以上を1)	-0.0247	(0.0087) ***	-	
メイン・バンクの破綻ダミー	-0.0067	(0.0240)	-	過去4年度
その他取引先銀行の破綻ダミー	0.0058	(0.0111)	-	過去4年度
主要販売先企業の破綻ダミー	-0.0357	(0.0321)	-	当期のみ
主要株主の破綻ダミー	-0.0769	(0.0850)	-	前期と当期
サンプル数	17495			
企業数	2615			

(2) 参考系列

	Coef.	(Std.Err)	想定符号	
定数項	0.0679	(0.0113) ***		
Q	0.0044	(0.0013) ***	+	
CF	0.0526	(0.0036) ***	+	
メイン・バンクの自己資本比率	0.0458	(0.0087) ***	+	
メイン・バンクの不良債権比率	-0.0115	(0.0057) **	-	
メインなしダミー	0.0770	(0.0212) ***		
債務・総資産比率	-0.0374	(0.0195) *	-	
取引銀行数ダミー(7行以上を1)	-0.0209	(0.0077) ***	-	
メイン・バンクの破綻ダミー	-0.0084	(0.0224)	-	過去4年度
その他取引先銀行の破綻ダミー	0.0017	(0.0097)	-	過去4年度
主要販売先企業の破綻ダミー	-0.0304	(0.0284)	-	当期のみ
主要株主の破綻ダミー	-0.0917	(0.0721)	-	前期と当期
サンプル数	24242			
企業数	3821			

注1) 「***」、「**」、「*」はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

注2) 上記変数の他に産業ダミーを入れて推計している。

注3) 推計はAR(2)の系列相関ありの仮説検定を棄却している。

表7. 中堅・中小企業に対する保証制度の概要

(i) 中堅企業特別保証制度 (1998年11月～)

概要	破綻金融機関等と金融取引を行っていたために、資金の調達に支障をきたしていることに対応する事業資金融資
融資限度額	6億円(既存保証残高を含む) 原則として破綻金融機関等からの借入額を上限とする 金融機関固定貸付(2割以上)との協調融資とする
利率(年利)	金融機関所定の利率
資金用途	運転・設備資金

業種	資本金	従業員
製造業等	3億超5億未満	300人超
卸売業	1億超5億未満	100人超
小売・サービス業	5千万円超5億未満	50人超(小売)、100人超(サービス)
鉱業	3億超5億未満	1000人超

(ii) セーフティネット保証制度(中小企業信用保険法第2条第3項)

概要	取引先等の再生手続等の申請や事業活動の制限、災害、取引金融機関の破綻等により経営の安定に支障を生じている中小企業者について、保証限度額の別枠化等を行う制度
対象となる中小企業者	取引先等の再生手続等の申請や事業活動の制限、災害、取引金融機関の破綻等により経営の安定に支障を生じている中小企業者であって、事業所の所在地を管轄する市町村長又は特別区長の認定を受けたもの。
保証料率	おおむね1%以内、各保証協会毎及び各保証制度毎に定める。
融資限度額 (一般保証限度額)	普通保証 2億円以内 無担保保証 8,000万円以内 無担保無保証人保証 1,250万円以内

業種	資本金	従業員
製造業等	3億未満	300人未満
卸売業	1億未満	100人未満
小売・サービス業	5千万円未満	50人未満(小売), 100人未満(サービス)

表8 . 法人企業統計調査・調査対象企業

調査対象法人数(社)

資本金区分	1,000万円未満	1,000万円以上 1億円未満	1億円以上 10億円未満	10億円以上	合計
平成12年度	1,360,361 53.38%	1,156,152 45.37%	26,414 1.04%	5,472 0.21%	2,548,399
平成14年度	1,420,220 54.06%	1,173,103 44.66%	27,960 1.06%	5,671 0.22%	2,626,954

売上高(億円)

資本金区分	1,000万円未満	1,000万円以上 1億円未満	1億円以上 10億円未満	10億円以上	合計
平成12年度	987,118 6.88%	5,926,357 41.30%	2,167,131 15.10%	5,269,673 36.72%	14,350,278
平成14年度	998,875 7.53%	5,229,188 39.41%	2,032,211 15.32%	5,007,745 37.74%	13,268,020

注) 下段は構成比。

図1. 設備投資の推移

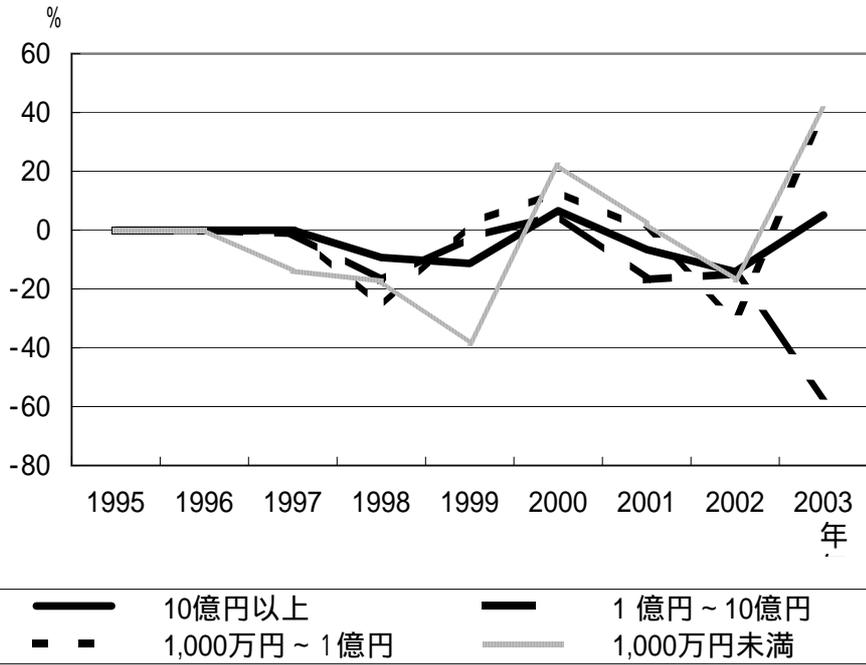


図2 日銀短観・資金繰りDI

