



RIETI Discussion Paper Series 06-J-021

銀行危機と借り手企業の生産性についての実証分析

小林 慶一郎
経済産業研究所

秋吉 史夫
東京大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

銀行危機と借り手企業の生産性についての実証分析*

小林慶一郎[†]、秋吉史夫[‡]

2006年3月16日

概要

本稿では、日本の企業財務データを使って、1990年代に発生した銀行の自己資本比率の低下が、借り手企業の生産性にどのような影響を与えていたかを実証的に分析した。その結果、1997-2000年度（特に1997年度、1998年度）の金融危機の時期に、メインバンクの自己資本比率の低下が、借り手企業の生産性の低下を引き起こしていた可能性が高いことが示された。金融危機の発生（1997年11月）は、早期是正措置の導入（1998年4月）と重なった。実証結果では、自己資本比率がもともと低い銀行をメインバンクとする企業ほど、当該銀行の自己資本比率の低下が大きな生産性悪化をもたらすことが示され、自己資本比率の規制基準を短期間で達成しようとした銀行の対応が、実物経済の生産性低下をもたらしたという可能性を示唆している。

* 本稿の作成に当たっては、小川一夫、粕谷宗久、高田創、細野薫、柳川範之、渡部和孝の諸氏、また、RIETIでのセミナー参加者に貴重なコメントをいただいた。

[†] 経済産業研究所

e-mail: kobayashi-keiichiro@rieti.go.jp

[‡] 東京大学大学院

銀行危機と借り手企業の生産性についての実証分析*

Preliminary and Incomplete

小林慶一郎[†]、秋吉史夫[‡]

March 16, 2006 (First draft: December 8, 2005)

Abstract

本稿では、日本の企業財務データを使って、1990年代に発生した銀行の自己資本比率の低下が、借り手企業の生産性にどのような影響を与えていたかを実証的に分析した。その結果、1997-2000年度（特に1997年度、1998年度）の金融危機の時期に、メインバンクの自己資本比率の低下が、借り手企業の生産性の低下を引き起こしていた可能性が高いことが示された。

金融危機の発生（1997年11月）は、早期是正措置の導入（1998年4月）と重なった。実証結果では、自己資本比率がもともと低い銀行をメインバンクとする企業ほど、当該銀行の自己資本比率の低下が大きな生産性悪化をもたらすことが示され、自己資本比率の規制基準を短期間で達成しようとした銀行の対応が、実物経済の生産性低下をもたらしたという可能性を示唆している。

1 はじめに

本稿は、日本の企業財務データを用いて、銀行の経営悪化が借り手企業の生産性に与える影響を実証的に明らかにしようとする試みである。銀行の財務的健全性が借り手企業の資金調達コストや設備投資に与える影響を実証的に分析した論文は、数多く存在する（たと

*本稿の作成に当たっては、小川一夫、粕谷宗久、高田創、細野薫、柳川範之、渡部和孝の諸氏、また、RIETIでのセミナー参加者に貴重なコメントをいただいた。

[†]経済産業研究所

[‡]東京大学大学院

えば、米国については、Hubbard, Kuttner, and Palia [2002]、日本の90年代については、Gibson [1995,1997], Kang and Stulz [2000]、Nagahata and Sekine [2005]、福田・粕谷・中島 [2005a, b] など)。しかし、銀行の健全性が借り手企業の生産性に与える影響を実証的に分析した先行研究はほとんど存在しない。筆者らが知っている唯一の例は、Ogawa (2004) である。しかし、Ogawa は、銀行の不良債権比率が借り手企業の R&D 投資に影響を与え、その結果として間接的に借り手の生産性に影響を与えるという仮説を検証したものであり、銀行の財務健全性が直接に借り手の生産性に影響を与えたかどうかを調べた研究ではない¹。

本稿の貢献は、日本の長期不況の原因について、新しい実証的な知見を付け加えることである。

バブル崩壊以降の日本の長期不況について、長期的に TFP 上昇率が低下したことが原因だと論じる研究者は多い（たとえば成長会計の手法を用いた Hayashi and Prescott [2002], 産業連関表を使った Kobayashi and Inaba [2005] など）。一方、集計データでみると TFP 上昇率が低下したように見えるものの、稼働率などの調整を行うと、日本の真の技術進歩率は低下していなかった、との指摘もある（Kawamoto [2004]）。TFP が下がったことの原因の一つとして考えられるのは、銀行危機の影響である。90年代、特に本稿の実証の対象期間である1994年以降は、不良債権問題が深刻化し、銀行の経営危機が広く認識されるようになった時期である。日本経済において、銀行の経営危機が、観測された生産性に何らかの影響を与えていたことは、一つの可能性として考えられる。この可能性は、1990年代の日本と同じように、資産価格崩壊の後に経済が長期不況に陥ったアメリカの大恐慌(1930-33年)についても指摘されている。Bernanke (1983) は、銀行危機が主に総需要を萎縮させることで、総生産を低下させたのではないかと論じている。Bernanke の議論は、稼働率の低下等を通じて、観測された TFP が低下した、という Kawamoto の主張と整合的である。また、大恐慌の原因は現実に生産性が大きく低下したことだった、と

¹銀行の破綻や救済などのイベントの前後で、借り手企業の株価がどのように変動したかを調べるイベントスタディの手法を用いて、銀行危機が借り手企業の収益性（の予想）に与えた影響を調べた先行研究はある。たとえば、Slovin, Sushka and Polonchek (1993) はコンチネンタル・イリノイ銀行の破綻についてのイベントスタディを、Yamori and Murakami (1999), Kang and Stulz [2000], Miyajima and Yafeh (2005) は、90年代の日本の銀行危機についてのイベントスタディを行っている。しかし、これらは、企業の生産性を実測した研究ではなく、あくまである特定の出来事が企業の株価に与える影響を調べた研究である。

いう主張も近年多くの研究でなされている（たとえば、Cole and Ohanian [1999], Chari, Kehoe, and McGrattan [2002], Kehoe and Prescott [2002] など）。さらに、Cole, Ohanian and Leung (2005) は、17カ国のデータを使った定量的な分析により、世界恐慌時の生産性低下が銀行破綻と強い関連性を持っていたことを発見している。これらの先行研究から、銀行危機と企業の生産性についての実証研究は、日本の長期不況の原因を理解する上でも有益であるといえよう。また、日本の長期不況において銀行危機と TFP の低下との間にどのような関連があったかが分かれば、大恐慌の発生メカニズムを解き明かす上でも重要な知見となるかもしれない。

本稿の構成は以下の通りである。次節では、企業の財務データを使った実証分析の枠組みを提示する。第3節では、メインバンクの自己資本の低下が、借り手企業の生産性に与えた影響を定量的に分析した結果を示し、頑健性の検証などを行う。第4節は、結論である。

2 定式化 (Empirical formulation)

本稿では、1990年代の長期不況の時代に、銀行の健全性の悪化（自己資本比率の低下）が、借り手企業の生産性に与えた影響を実証的に分析する。実証の対象とすべき妥当な時期を考察するために、まず、日本の銀行危機の概略をごく大まかに記す²。

80年代末のバブル期には、地価や株価が高騰し、企業は銀行借入を増やして土地や株への投資を拡大した。90年代初頭、バブルが崩壊して株価と地価は大きく下落し、その結果、多くの銀行貸出は不良債権化した。しかし、1993年頃までは不良債権問題の深刻さは一般に認識されていなかった。93年以降も、多くの銀行は証券の含み益などを抱えていたため、不良債権のコストに耐え続け、主に不動産・建設・卸小売・金融などバブル関連業種への貸出を増やし続けた。しかし、地価と株価は下落し続け、不良債権は膨らみ続けた。その結果、1997年11月に全国的な流動性危機が発生し、1998年末までに3つの大手銀行が破綻する金融危機が発生した。1998年3月と1999年3月には大手銀行に対して公的資金による資本注入が行われ、大手行は再編統合して2000年度には金融危機は一応の終息を見た。2001年以降も、銀行の統合は続き、政府の強

²日本の銀行危機のクロノロジーは、多くの先行研究に記述されている。たとえば Miyajima and Yafeh (2005) が詳しい。

い方針のもと、銀行は不良債権処理を迅速に進めた。2005年4月には政府は不良債権の正常化を宣言し、日本の金融システムは15年ぶりに正常な状態に復帰した。

2.1 データ

本稿では、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、東京・大阪・名古屋の3証券取引所の第1部・第2部上場企業のうち、1985年度以前に上場した製造業企業を対象としている³。推定期間は、1994年度から2003年度である。

銀行の体力の低下が企業の生産性に与える影響を分析するためには、個々の企業のメインバンクを特定することが必要となる。メインバンクに関する明確な定義はないが、本稿ではGibson(1995)、堀・齋藤・安藤(2004)に従い、「会社四季報」を用いてメインバンクを特定することにする⁴。個々の上場企業に関して「会社四季報」が記載している主要取引銀行リストにおいて、最初にあげられている銀行を、その企業のメインバンクと定義する。ただし、最初にあげられている金融機関が政府系金融機関の場合には、2番目に記載されている銀行をメインバンクとした。メインバンクの財務データは、日経NEEDS及び各銀行の有価証券報告書から得た。

2.2 計測式

銀行と企業の生産性の関係を分析する枠組みとして、本稿では企業レベルのTFPに焦点を当て、メインバンクの体力を表す変数が個々の企業のTFPにどのような影響を与えているかを計測することにする。Nickell, Wadhvani, and Wall (1992)に基づいて、収穫一定のCobb-Douglas型生産関数を、以下のように推定する⁵。

$$\begin{aligned} y_{it} = & \lambda y_{it-1} + (1 - \lambda)\alpha n_{it} + (1 - \lambda)(1 - \alpha)k_{it} + \beta_{11}bkcap_{it-1} \\ & + \beta_{12}(avgbkcap_i)t + \beta_{21}debt_{it-1} + \beta_{22}(avgdebt_i)t + \gamma(d_j)year_t \\ & + \eta_i + \varepsilon_{it}. \end{aligned} \tag{1}$$

³上場して間もない企業は、成長性や資本構成など様々な面で他の上場企業とは異なる特性を持つ可能性があるため、サンプルから除外した。また、詳細な項目についてデータが利用できる個別決算データを用いた。

⁴推定では、「会社四季報」各年版の夏号を用いた。

⁵計測式中の各説明変数に関する詳細は、補論を参照されたい。

y_{it} 、 n_{it} 、 k_{it} は、それぞれ i 企業の t 年度における付加価値額、従業員数、資本ストックであり、すべて自然対数値である。投入と産出のプロセスにおいて調整費用が生じることを考慮して、1 期ラグをとった付加価値額 y_{it-1} を説明変数として含めている。また、 $bkcap_{it}$ は i 企業のメインバンクの修正自己資本比率、 $debt_{it}$ は i 企業の負債比率を表す。内生性の問題を緩和するために、メインバンクの修正自己資本比率と企業の負債比率では前年度の数値が推定に用いられていることに注意されたい。本稿では、銀行の体力低下が企業の生産性に与える効果について、レベル効果とともに成長効果にも着目して分析を行うことを目的としている。また、Nickell, Wadhvani, and Wall (1992) は、負債比率が企業の生産性の水準だけでなく成長率にも影響を与える可能性を指摘している。したがって、メインバンクの修正自己資本比率と企業の負債比率が企業の TFP の成長率に与える影響を捉えるために、交差項 $(avgbkcap_i)t$ と $(avgdebt_i)t$ を推定式に含める。 $avgbkcap_i$ 、 $avgdebt_i$ は推定期間中の $bkcap_{it}$ 、 $debt_{it}$ の平均値であり、 t はタイムトレンド変数である。また、 $(d_j)year_t$ は産業ダミー d_j と年ダミー $year_t$ の交差項であり、産業ごとのマクロショックをコントロールするために用いられる。需要ショックによって引き起こされる稼働率の低下や労働保蔵などによる見かけの TFP の低下は、この項で検出されると期待される。 η_i は観察できない i 企業固有の効果であり、 ε_{it} は誤差項である。各変数の詳細については、補論を参照されたい。

(1) 式を整理すると、

$$\begin{aligned}
y_{it} - k_{it} &= \lambda(y_{it-1} - k_{it}) + (1 - \lambda)\alpha(n_{it} - k_{it}) + \beta_{11}bkcap_{it-1} \\
&\quad + \beta_{12}(avgbkcap_i)t + \beta_{21}debt_{it-1} + \beta_{22}(avgdebt_i)t \\
&\quad + \gamma(d_j)year_t + \eta_i + \varepsilon_{it}.
\end{aligned} \tag{2}$$

(2) 式を推定するために、階差をとり企業の固有効果 η_i を消去する。

$$\begin{aligned}
\Delta(y_{it} - k_{it}) &= \lambda\Delta(y_{it-1} - k_{it}) + (1 - \lambda)\alpha\Delta(n_{it} - k_{it}) + \beta_{11}\Delta bkcap_{it-1} \\
&\quad + \beta_{12}(avgbkcap_i) + \beta_{21}\Delta debt_{it-1} + \beta_{22}(avgdebt_i) \\
&\quad + \gamma(d_j)\Delta year_t + \Delta\varepsilon_{it}.
\end{aligned} \tag{3}$$

(3) 式において、説明変数 $\Delta(y_{it-1}-k_{it})$ に含まれる y_{it-1} と誤差項 $\Delta\varepsilon_{it}$ に含まれる ε_{it-1} は相関を持つために、通常の OLS 推定では係数の一致性が失われる。そこで、Anderson and Hsiao (1981) のアプローチに従い、 $\Delta(y_{it-2}-k_{it-1})$ 、 $\Delta(y_{it-3}-k_{it-2})$ 、 $\Delta(y_{it-4}-k_{it-3})$ を操作変数とする IV 推定を行うこととする。

2.3 記述統計

表 1 は、計測式に用いられる各変数のサンプル統計量を記載したものである。金融危機が発生した 1997 年度から、2 度の公的資金投入と大手銀行の統合を経て危機が一応終息したと考えられる 2000 年度までを金融危機の期間とし、その前後の期間を金融危機前、金融危機後としてサンプル期間を分割している⁶。

企業の付加価値額 (y) と従業員数 (n) は次第に減少しているのに対し、企業の資本ストック (k) は増加傾向を示している。また、企業の負債比率 ($debt$) は低下傾向を示している。一方、付加価値額、従業員数、資本ストック、負債比率ともに標準偏差は増大しており、企業間におけるバラツキの程度が大きくなったことを示唆している。メインバンクの修正自己資本比率 ($bkcap$) は計測期間中一貫して低下しているが、標準偏差は増大しており、一般的に銀行の体力が低下する中で銀行間の体力格差が大きくなったことを示唆すると考えられる⁷。

⁶金融危機の期間として様々な期間区分による推定を試みたが、後に述べる企業の生産性とメインバンクの修正自己資本比率の関係が最も明瞭に観察される 1997-2000 年度をサンプル期間として採用することにした。

⁷公的資金投入後も修正自己資本比率が引き続き低下している要因として、有価証券含み益の減少、査定の厳格化による不良債権額の増大、繰延税金資産の影響があると考えられる。税効果会計は、1998 年度より銀行の個別財務諸表への適用が認められ、1999 年度より導入が義務づけられた。本稿では 1999 年度以降の修正自己資本比率に繰延税金資産を反映させている。

3 結果

3.1 主要な結果

表2はIV推定による計測結果である⁸。表中の各列は、それぞれ金融危機前(1994-1996年度)、金融危機(1997-2000年度)、金融危機後(2001-2003年度)の計測結果を表す。対数化された、1期前の付加価値額と今期の資本ストックとの比率($y(-1) - k$)の係数は、全ての期間において正で有意であり、投入と産出のプロセスにおける調整費用の存在を示唆している⁹。労働・資本比率の対数值($n - k$)の係数は、1994-1996年度を除き、正で有意となっており、その値は1より小さい。ただし、計測値から推計される α の値(労働分配率)は、1997-2000年度は0.74となり、通常の生産関数の推計とほぼ整合的だが、2001-2003年度は0.38となり、理論値とは乖離している。メインバンクの修正自己資本比率($bkcap$)は、1997-2000年度のみ正で有意であり、金融危機の時期においてメインバンクの資本劣化が、企業の生産性のレベルに負の影響を与えていたことが分かる。一方、平均自己資本比率とタイムトレンドの交差項($avgbkcap * t$)は有意でないか、有意であっても符号が負であり、メインバンクの資本劣化が企業の生産性の成長率を低下させるという効果は、確認されなかった。企業の有利子負債($debt$)は、全ての期間において正で有意であり、負債が大きいほど生産性が高いという結果となった(この結果については、3.3節で再度検討する)。平均負債比率とタイムトレンドの交差項($avgdebt * t$)は、全ての期間において有意ではなく、負債が生産性の成長率に与える影響は見出されない。

3.2 頑健性のチェック

表2の分析では、金融危機の時期においてメインバンクの自己資本比率の低下が、取引企業の生産性に負の影響を与えていたことを示唆する計測結果が得られた。しかし、これらの

⁸以下で記述する表2～表6の実証結果は、同様の推定をOLSを用いても行った。係数の大きさ、符号、有意性についての結果に大きな違いはなかったので、本文ではOLS推定の結果の記述は割愛する。(読者から請求があれば、著者が直接結果をお送りする。)

⁹ $y(-1) - k$ の係数は理論的に0と1の間の値をとることが計測式から導かれるが、1994-1996年度における係数は1.116と1を越えている。このような結果をもたらした原因としては、計測式では見落とされているこの時期特有のショックがあった可能性が考えられる。また、不良債権に対する認識の変化により、1994-1996年度の修正自己資本比率の定義が、それ以降の定義と実質的に大きく異なっていた可能性も考えられる。

結果は、取引先企業の生産性の悪化がメインバンクの資本劣化を引き起こすという reverse causality によって得られた可能性がある。先の分析で得られた計測結果が reverse causality によるものでないことを確認するために、サンプルを企業のパフォーマンスによって分割し、計測を行った。具体的には各企業の生産性の平均成長率を推定し、同じ銀行をメインバンクとする企業群のうち生産性の平均成長率がメディアン以上の企業を good performers、メディアンより低い企業を poor performers とした¹⁰。もし poor performers でのみ生産性とメインバンクの自己資本比率の間に正の関係が観察されれば、それは生産性の悪化した企業によって銀行の自己資本が毀損したという reverse causality の存在を示唆するものといえる。表3は、企業のパフォーマンスによってサンプルを分割した場合の計測結果である。1997-2000年度では、good performers のみに企業の生産性とメインバンクの自己資本比率の間に有意な正の関係が観察された。同時期の poor performers では有意な正の関係が観察されない。これらの結果から、表2の分析で1997-2000年度に観察された企業の生産性とメインバンクの自己資本比率の間の有意な正の関係は、reverse causality によるものでないことが確認できた¹¹。

次に、銀行借入の依存度によって、メインバンクの資本劣化が企業の生産性に与える影響が異なるかを分析する。メインバンクの自己資本比率が第4節で論じるようなメカニズムで借り手企業の生産性に影響を与えたとしたら、その効果は、銀行借入依存度の高い企業においてより顕著に観察されるはずである。表4は、社債市場の利用可能性の程度によってサンプルを分割した場合の計測結果である。1992-2003年度に社債残高が常にゼロであった企業を非社債発行企業とし、それ以外の企業を社債発行企業とした。1997-2000年度の非社債発行企業でのみ、メインバンクの修正自己資本比率と企業の生産性の間に正で有意な関係が見られた。また、表5は非社債発行企業を更に企業のパフォーマンスによって分割した場合の計測結果であり、1997-2000年度では、good performers で

¹⁰企業の生産性の成長率は、計測式(3)からメインバンクの自己資本比率及び企業の負債比率に関する説明変数を除いた計測式を推定して得られた残差である。推定期間は、1994-1996年度、1997-2000年度、2001-2003年度であり、推定期間中の各年の生産性成長率を平均して、企業ごとの生産性の平均成長率を算出した。また各企業のメインバンクはそれぞれ1992年度、1996年度、2000年度のデータに基づいて分類を行い、同一の銀行をメインバンクとする企業が1社しかない場合には、その企業をサンプルから除いた。

¹¹2001-2003年度においては、poor performers で企業の生産性とメインバンクの自己資本比率の間に有意な正の関係が観察された。このことは、生産性の悪化した企業によって銀行の自己資本の毀損が進んだという関係の存在を示唆している。

のみメインバンクの修正自己資本比率と企業の生産性の間に正で有意な関係が見られた。これらの結果はメインバンクの資本劣化が借り手企業の生産性に負の影響を与えることを支持するものである。

表6は金融危機の期間にあたる1997-2000年度の期間を1997年度、1998年度、1999年度、2000年度の4つの期間に分割した場合の計測結果である。1997-2000年度を推計期間としたときに観察された、企業の生産性とメインバンクの修正自己資本比率の間における正で有意な関係は、1997年度と1998年度の場合でのみ観察された。1999年度、2000年度については、メインバンクの修正自己資本比率の係数の符号は正であるものの、統計的に有意ではなかった¹²。したがって、1997-2000年度の分析において観察された、メインバンクの修正自己資本比率の低下が企業の生産性を低下させる効果は、1997-1998年度の効果を反映している可能性があるといえる。

前述したように、これまでの分析に用いられた銀行の修正自己資本比率は、1999年度以降の繰延税金資産の効果を反映させた数値であり、繰延税金資産を控除した値になっている。繰延税金資産を控除しない銀行の修正自己資本比率を用いた分析も行ったが、類似の計測結果を得た。

3.3 負債比率と生産性の関係

企業の負債比率は、2001-2003年度を除く期間で、ほぼどの結果でも、有意な正の係数を持つ。この結果は、負債の規律付け効果によって企業経営が効率化し、生産性が向上したことを示しているのかもしれない。しかし、1990年代は、日本企業は過剰な債務負担のために設備投資が十分にできなかったということを示す研究も多い（小川・北坂 [1998] など）。既存の研究からは、債務比率が大きいと生産性が高まる、という結果は奇異に感じられる。しかし、過剰債務の負担によって、企業が生産要素を不十分な量しか投入できないということと、観測される生産性が高まることは、必ずしも矛盾しない。たとえば次のような仮説を考えることができる。すなわち、「債務比率が高まると、過剰な債務負担のために、企

¹²銀行借入れの依存度によるサンプル分割を行った場合でも、1997年度、1998年度については非社債発行企業において、メインバンクの修正自己資本比率の係数は正で有意になった。一方、1999年度、2000年度については有意でなかった。企業のパフォーマンスによるサンプル分割を行った場合には、1997年度、1998年度、1999年度の good performers において、メインバンクの修正自己資本比率の係数が正で有意となった。2000年度については、有意な結果が得られなかった。

業が十分な生産要素の投入（雇用増や設備投資）をできなくなる。その結果、限界生産性が高まるので、債務比率の上昇が生産性の上昇をもたらしたように見える。」という仮説である。この仮説が正しければ、過剰債務の負担によって企業の設備投資が阻害されていた、ということと、債務比率が生産性に正の効果を持っていたという観測結果は整合的に説明できる。なお、上記の仮説は、コブダグラス型の生産関数のような、労働と資本について一次同次の生産関数を仮定すると、成り立たない仮説であるが、企業の生産関数が局所的にでも収穫逓減型の関数（たとえば $y = Ak^\alpha n^\beta$ 、ただし、 $\alpha + \beta < 1$ ）であれば、成立する。このような仮説が正しいためには、債務比率の上昇が生産要素の投入を減少させていることが必要条件となる。債務比率の上昇が設備投資を減少させていることは多数の既存研究が示している。そこで、本節では、債務比率が労働投入と負の相関を持っていることを簡単に確認する。表7は、企業の労働投入の増加を、債務比率で回帰分析したものである。同時点、一期ラグ、二期ラグのそれぞれのケースで、債務比率の係数は有意にマイナスとなった。このことから、債務比率の係数の符号が正で、強く有意であるという実証結果に対する説明として、債務比率の上昇は過剰債務の効果によって生産要素の投入を（非効率に）減少させ、結果的に、企業の限界生産性を高めた、というメカニズムが働いていた可能性があるといえる。

なお、表5では、1997-2000年度の時期に、社債非発行企業の中の Poor Performer の負債比率の係数が有意でないという結果になった。また、表6では、負債比率の係数について、1997年度と1998年度に有意性が低く（係数はマイナス）、1999年度と2000年度に強く有意に正に効くという結果が出ている。これらの結果は、特に業績の悪い企業に対して、1997-98年度の危機時に「追い貸し」（Sekine, Kobayashi, and Saita [2003], Caballero, Hoshi, and Kashyap [2004], Peek and Rosengren [2003] など）が行われていたことを示唆する結果と解釈することもできる。

4 自己資本比率と生産性の関連性

本節では、メインバンクの自己資本比率が、金融危機の時期において、借り手企業の生産性に対して強く有意な効果を持っていた理由を考察する。

4.1 既存理論の含意

前節の実証分析では、1997-2000年度（または1997-1998年度）の金融危機の時期に、メインバンクの修正自己資本比率の低下が、借り手企業の生産性を低下させる有意な効果を持つことが示された。既存の銀行理論で、この実証結果が説明できるかどうかを検討する。既存の金融仲介理論では、銀行は借り手（企業）と貸し手（預金者）の間のエージェンシー問題を解決することによって、経済の生産性を高めていると考えられる。エージェンシー問題を解決するために、銀行は借り手をモニターし、情報を生産する（たとえばDiamond [1984]）。このような銀行の情報生産能力が低下すれば、モラルハザードの発生などにより借り手企業の生産性も低下するといえる。しかし、銀行の情報生産能力は一種の技術力であると想定されているため、自己資本比率の低下だけを原因として、その技術力が劣化するとは理論的には考えにくい。

次に、銀行危機の弊害として一般的に想定されるクレジットクラッシュ（資金供給の収縮）が、借り手企業の生産性に与える影響を検討する。クレジットクラッシュが短期的な借り手の生産性に与えるレベル効果と、長期的な借り手の生産性増加率に影響を与える成長効果とを分けて考える必要がある。まず、レベル効果について言えることは以下の通りである。クレジットクラッシュとは、銀行が供給する貸出の総量を減少させることであるから、銀行が合理的に意思決定を行うならば、生産性の低い貸出先から順に貸出をストップするはずである。つまり、クレジットクラッシュが発生すれば、銀行が貸出を継続する借り手企業の平均的な生産性は上昇すると思われる。また、その生産性上昇が発生するメカニズムは、同一の借り手企業の生産性が変化するというのではない。クレジットクラッシュの結果、借り手全体の構成が、より生産性の高い企業群に集中することを通じて、借り手全体の生産性が上昇するはずである。しかし、第3節の実証結果が示唆しているのは、同一企業の生産性の変化（生産性の低下）が、銀行の自己資本低下に応じて発生する、ということである¹³。また、理論的には、ある銀行のクレジットクラッシュが、企業間の信用連鎖の

¹³Diamond (1984) の Delegated monitoring モデルで、クレジットクラッシュの効果を考察する。クレジットクラッシュで銀行の融資先企業の数が減れば、大数の法則の効果が弱まることになる。この場合、モニタリングコストが全般的に上昇し、企業部門の生産活動に悪影響があると予想される。しかし、大数の法則の効果が弱まってモニタリングコストが上昇するならば、その結果は、借り手の生産性の低下ではなく、貸出金利の上昇という形であらわれるのではないかと思われる。Hubbard et al. (2002) の実証結果も、この予想と整合的である。したがって、標準的な銀行理論から、クレジットクラッシュが生産性の低下をもたらすという含意を得

破綻を通じて、生産性の低下をもたらす可能性はある (Kiyotaki and Moore [1997], Calvo [2000])。しかし、この場合の生産性低下のメカニズムは、主に企業間の供給連鎖に沿った信用連鎖がとぎれることで発生するので、生産性が低下した企業が、クレジットクラッシュを起こした銀行の借り手であるという必然性はない。実証結果は、銀行の自己資本低下が、その直接の借り手企業の生産性低下を引き起こすことを示している、信用連鎖の崩壊では必ずしも十分に説明はできない¹⁴。

次に、クレジットクラッシュの成長効果を考える。銀行危機の際に、資金制約によって設備投資が制約されることは、実証的にも確認されている (Nagahata and Sekine [2005]、福田・粕谷・中島 [2005] など)。この資金制約によって R&D 関係の設備投資が制限されれば、企業の実効生産率の上昇率が下がると予想される。したがって、クレジットクラッシュは、成長効果によって、企業の実効生産率成長率を低下させると考えられる。Ogawa (2005) は、メインバンクの不良債権比率が上昇すると借り手の R&D 投資が抑制されること、そして、R&D 投資が企業の実効生産率成長率に正の効果を有することを示している。この結果は理論の予想と一致している。一方、我々は、第 3 節の実証分析で、銀行の自己資本比率の低下が生産性に与える効果を、レベル効果と成長効果に分けて検証している。しかし、その結果、レベル効果は確認できたが、成長効果は確認できなかった。Ogawa (2005) の実証は、レベル効果の存在を仮定せずに推計式を立てているため、我々の結果でレベル効果としてあらわれた効果が、Ogawa の分析では成長効果として計測された可能性はある。レベル効果と成長効果の両方を考慮した我々の結果を信じるならば、クレジットクラッシュが生産性低下の原因だったと考えることは難しいと思われる。

次に、ソフトバジェット (追い貸し、Zombie Lending など) が生産性低下を説明できるかどうかを考察する。企業金融の標準的な理論から、銀行の財務状態が悪くなると、銀行はリスク愛好者になるといえる。すると、借り手企業の復活を当てにして不良債権への追い貸しを続けるというギャンブル的な行動を取る可能性が高まる。また、財務状態の悪

ることは難しい。

¹⁴信用連鎖の崩壊は、クレジットクラッシュがなくても、借り手企業の生産性を低下させるのかもしれない。ある企業のメインバンクの自己資本比率が低下し、破綻確率が上昇すると、取引先は企業間信用の回収不能を懸念し、その企業に対して企業間信用を供給しようとしなくなるかもしれない。そうなると、当該企業は原材料の調達や運転資金の資金繰りに窮するようになり、設備稼働率の低下などをもたらす。結果的に、メインバンクの自己資本比率が低下すると、借り手企業の生産性の低下が観測されることになる。

化を規制当局や預金者の目から隠すために銀行は追い貸しを行おうとするかもしれない。これらの結果、銀行が非効率な借り手企業への資金供給を続ける場合がある。これをソフトバジェット問題というが、ソフトバジェットが起きると、非効率な企業が生き延び、企業のモラルハザードが助長されるので、借り手企業の生産性は低下する。生産性のレベルも、成長率も、共に低下すると考えられるので、ソフトバジェットが生産性低下の原因ならば、レベル効果と成長効果の両方が観測されると予想される。第3節の実証結果は、成長効果は観測されなかったものの、レベル効果は観測されたので、ソフトバジェット理論と矛盾しないとは言える。

しかし、生産性低下が観測された時期については、ソフトバジェット理論との整合性に疑問が残る。第3節の実証結果で、生産性低下が起きた時期は、1997年～2000年の時期である。この時期は、銀行貸出が低下し、それ以前と比べて、借り手企業にとって資金制約が厳しくなった時期である（設備投資についての先行研究で、この時期は、クレジットクライシスが起きていて、設備投資が減少していたことが確認されている）。一方、日本の銀行危機のクロノロジーを見ると、追い貸しなどのソフトバジェット問題は、1993年～1996年の時期にも深刻に広がっていたと考えられる。もし、銀行の財務状態の悪化によるソフトバジェットが生産性低下の主な原因であったならば、1996年以前の時期にも生産性低下が観測されていたはずである。ところが実証結果では、96年以前には銀行の自己資本低下による生産性の悪化は観測されなかった。このことは、ソフトバジェット説の説得力に疑問を投げかける結果である¹⁵。

以上より、既存の銀行危機に関する理論では、実証結果を十分に説明することが困難であることが分かった。

¹⁵ただし、脚注9でも論じたとおり、94-96年の推計結果 ($y(-1) - k$ の係数) は、理論予想と矛盾している。したがって、この時期については、推計式に入っていない何らかの Missing variables が存在しているか、修正自己資本比率などのデータそのものが大きな誤差を含んでいるのかもしれない。もし、会計操作などによって銀行の修正自己資本比率の数値が真実の値と大きく異なっていたのだとしたら、ソフトバジェットによる生産性の低下が起きていても我々の実証分析で計測できなかった可能性はある。

4.2 制度変化への対応

既存理論で想定されていないことは、銀行規制の変化である¹⁶。この時期には、金融危機と制度変化が重なって、銀行が通常では考えられない行動をとった可能性がある。たとえば、Watanabe (2006) は、銀行の「追い貸し」行動があったかどうかを調べ、1997年度においてのみ、追い貸しを観測した。銀行行動の特異性が単一の年度に集中して観測されたことは、我々の表6で、97年度と98年度にのみ、自己資本の生産性への影響が有意に観測されたことと符合している。

不健全な金融機関を早期に健全化するための制度として、1998年4月から、早期是正措置が導入された。この制度変化によって、自己資本比率8%を維持することが、銀行にとって事業を継続するための絶対的な条件と認識された。この条件が満たされない場合、行政による強いペナルティ（経営改善計画の作成及びその実施命令）が課せられることになったからである（西村 [2003]）。早期是正措置の導入自体は、事前に予告されており、銀行にとって予想外のショックではなかったが、次の要因と重なることによって、銀行の貸し出し行動を大きくゆがめることになったと考えられる。それは、1997年11月に流動性危機が発生したことである。流動性危機の中で、銀行も企業も現金などの手元流動性を争って増やそうとしたため、金融環境が極度に悪化した。悪化した金融環境の中で、自己資本比率を高めるためには、銀行は貸出先の将来性を度外視しても、短期的に回収可能な先から資金回収を行う、という選択をせざるを得なくなった。生産性が低く業績が悪化している企業は、手元现金も少ないため、銀行にとって資金回収の対象にできない。一方、生産性が高く業績のよい企業は、手許現金が豊富であるため、債権を保有している銀行は、資金回収を行うことができる。このように、流動性危機の中で、自己資本比率規制をクリアするために銀行が短期的に債権回収を進めた結果、生産性の高い企業からの回収が進められることになったと考えられる。自己資本比率の低い銀行ほど回収努力は強かったと考えられるから、そのような銀行から借入を行っている企業のうち、業績の良い企業ほど、強引に資金回収をされたと考えられる。強引な資金回収の結果、企業の生産活動が攪乱されて、生産性が落ちたとすれば、前節の結果（銀行依存度の高い企業のうち、Good Performer は、メインバンクの自己資本比率が低いほど、生産性が低くなる）を整合的に説明することができる。

¹⁶本節の議論は、高田創氏の指摘に負うところが大きい。

自己資本比率規制の基準を達成するために、銀行が優良な貸出先から無理な債権回収を行ったのではないか、という仮説を検証するために、前節のIV推定に、自己資本比率の二乗項を加えて推計を実施した。二乗項の係数が有意であれば、特定の自己資本比率（規制によって要求される水準）の達成有無が、銀行の貸し出し行動の変化を通じて、借り手の生産性に非線形な効果を持っていたことが示されることになる。

表8では、1997-2000年度の社債非発行企業について、全サンプルとパフォーマンスによって分割したケースのそれぞれの結果を示している。Poor Performer以外の結果では、二乗項がマイナスに有意に効いていることが分かる。自己資本比率の一次の項の係数と二乗項の係数をみると、メインバンクの自己資本比率の上昇は、借り手企業の生産性を向上させる効果を持つが、その効果は自己資本比率が高いほど小さくなる、という傾向があることが分かる。この結果は、銀行が、一定の自己資本比率を達成するために、強引な資金回収を進め、そのために借り手の生産性が低下した、という仮説と整合的な結果である。

以上より、金融危機の時期に、銀行の自己資本の低下が借り手の生産性の低下を引き起こしていたという実証結果は、流動性危機が発生した直後に銀行規制の変化が重なったため、その変化に対応しようとした銀行行動（強引な債権回収）によって引き起こされていた、と強く示唆されるということが出来る¹⁷。

5 結論

本稿では、日本の企業財務データを使って、1990年代に発生した銀行の自己資本比率の低下が、借り手企業の生産性にどのような影響を与えていたかを実証的に分析した。その結果、1997-2000年度（特に1997年度、1998年度）の金融危機の時期に、メインバンクの自己資本比率の低下が、借り手企業の生産性の低下を引き起こしていた可能性が高いことが示された。

このような結果は、既存の理論では説明しにくいだが、制度変化（早期是正措置の導入）

¹⁷前節では、債務比率の上昇が過剰債務の負担によって生産要素の投入を抑制し、その結果、限界生産性を向上させたと論じた。一方、本節では、銀行の強引な債権回収による生産活動の攪乱が、借り手の生産性の低下をもたらしたと論じている。債務比率は企業にとって最適化行動の事前の条件になっていたのに対し、銀行による強引な債権回収は、企業にとって事後の外生的ショックであったと考えれば、本節の結果は、前節の結果と矛盾しないと思われる。

と流動性危機がたまたま重なったことにより、銀行の強引な債権回収が誘発されたと考えると、整合的に説明できる。すなわち、短期間で自己資本比率を高める必要性に迫られた銀行が、手元資金の豊富な優良貸出先からの回収を進めたため、借り手の生産性を低下させたと考えることができる。

6 補論

ここでは、本稿の分析に用いた諸変数の詳細について説明する。

6.1 付加価値額

企業の付加価値額は、日本銀行『主要企業経営分析』『企業規模別経営分析』で用いられている以下の定義式に基づいて算出した。

$$\text{付加価値額} = \text{経常利益} + \text{人件費} + \text{金融費用} + \text{賃借料} + \text{租税公課} + \text{減価償却費}$$

付加価値額の各構成要素については、日本政策投資銀行「企業財務データバンク」からデータを得た¹⁸。更に産業ごとの物価指数を用いて付加価値額を実質化した¹⁹。

6.2 従業員数、資本ストック

従業員数については、期末従業員数 (K0440) を用いた。実質資本ストックの推計については、資産種別 (建物、構築物、機械装置、船舶、車両運搬具、工具器具部品) ごとに実質資本ストックを推計した後に集計する、堀・齋藤・安藤 (2004) の手法に基本的に従っている。資産種別ごとの実質資本ストックの推計は恒久棚卸法によって行い、計算式は、 $K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t$ (K_t : t 年度末の実質資本ストック額、 I_t : t 年度末の実質設備投資額、 δ : 償却率) である。実質設備投資額は、名目設備投資額を実質化することによって

¹⁸経常利益については、K3370 (日本政策投資銀行「企業財務データバンク」上のコード。以下同じ) を用いた。人件費については、K4050、K5740、K5750、K5760、K5770、K5780、K5782、K5790 の合計を用いた。金融費用については、K3160、K3170、K3180、K3190、K3260 の合計を用いた。賃借料については、K4220、K5830 の合計を用いた。租税公課については、K3310、K4230、K5850 の合計を用いた。減価償却費については、K6800 を用いた。

¹⁹本研究で用いた類別国内企業物価指数 (2000 年基準) は、工業製品を 16 区分に分類したものである。

算出した。名目設備投資額については資産種別ごとの「有形固定資産増加額」を用いた²⁰。名目設備投資額を実質化するためのデフレーターとして、建物及び構築物には建設用材料の指数を、機械装置及び工具器具部品には機械器具の指数を、船舶及び車両運搬具には輸送用機器の指数を適用している²¹。それぞれの価格指数は、1977年度の指数を1として計算している。償却率は、建物: 0.047、構築物: 0.0564、機械装置: 0.09489、船舶: 0.1470、車両運搬具: 0.1470、工具器具備品: 0.08838とした。最後に、恒久棚卸法の計算においてベンチマークとなる資本ストック額については、堀・齋藤・安藤(2004)に従った²²。すなわち、1977年度以前から上場している企業の場合は、1977年度の簿価をベンチマークとし、1977年度以降に上場した企業の場合は、上場した年度の簿価をベンチマークとした。

6.3 修正自己資本比率

本稿では、永幡・関根(2002)に従い、銀行の自己資本に保有有価証券評価損益や不良債権額を反映させた修正自己資本比率を用いている。永幡・関根(2002)によれば、修正自己資本比率とは、「リスク管理債権がすべて焦げ付いた場合の銀行の解散価値を見積もったもので、保守的にみた銀行の解散価値指標」であるとされる。修正自己資本比率は、以下のように定義される。修正自己資本比率=(株主自己資本+有価証券評価損益+貸倒引当金-リスク管理債権-繰延税金資産)/総資産。なおリスク管理債権は時期によって定義が異なるが、1997年度より前は、破綻先債権・延滞債権・金利減免等債権・経営支援先債権のうち公表されているものの合計をリスク管理債権額とし、1997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をリスク管理債権額としている。

²⁰資産種別ごとの有形固定資産増加額については、日本政策投資銀行「企業財務データバンク」のデータ(K6270、K6280、K6290、K6300、K6310、K6320)を用いた。

²¹建設用材料の指数は、需要段階別・用途別指数から、素材原料の建設用材料指数と中間財の建設用材料指数をウエイト付けして算出した。また、機械器具の指数は、国内・輸出・輸入の平均指数から、一般機器・電気機器・輸送用機器・精密機器の各指数をウエイト付けして算出した。指数のウエイトは、各基準年におけるウエイトを用いた。

²²ベンチマークの年度における資本ストックは、簿価と時価が等しいと仮定している。

6.4 負債比率

企業の負債比率は、堀・齋藤・安藤 (2004) に従い、以下のように定義される。負債比率＝当期末有利子負債/当期末総資産²³。ただし、当期末総資産＝当期末資産合計-当期末有形固定資産+当期末実質資本ストック再評価額²⁴。

7 参考文献

Anderson, T.W., and C. Hsiao (1981). “Estimation of Dynamic Models with Error Components,” *Journal of the American Statistical Association* 76: 598-606.

Berglof, E. and G. Roland (1997). “Soft budget constraints and credit crunches in financial transition.” *European Economic Review*, 41: 807–17.

Bernanke, B. S. (1983). “Nonmonetary effects of the financial crisis in propagation of the Great Depression.” *American Economic Review*, 73(3): 257–76.

Caballero, R. J., T. Hoshi, and A. K. Kashyap (2003). “Zombie lending and depressed restructuring in Japan.” Mimeo.

Calvo, G. A. (2000). “Balance-of-Payments crises in emerging markets: Large capital inflows and sovereign governments.” In P. Krugman ed. *Currency crises*. Chicago: University of Chicago Press.

Chari, V. V., P. J. Kehoe, and E. R. McGrattan (2002). “Accounting for the Great Depression.” *American Economic Review* 92 (2): 22–27.

²³ 日本政策投資銀行「企業財務データベース」のデータ項目 K1950、K1990、K2000、K2010、K2250、K2300、K2340 の合計を有利子負債とした。

²⁴ 実質資本ストック再評価額は、実質資本ストック額に価格指数を乗じて時価評価された各資産の資本ストック額を合計したものである。

Cole, H. L. and L. E. Ohanian (1999). “The Great Depression in the United States from a Neoclassical Perspective.” Federal Reserve Bank of Minneapolis *Quarterly Review*, 23: 2–24.

Cole, H. L. and L. E. Ohanian, and R. Leung (2005). “Deflation and the International Great Depression: A productivity puzzle,” NBER Working Paper 11237.

Diamond, D. W. (1984). “Financial intermediation and delegated monitoring.” *Review of Economic Studies*, 51(3): 393–414.

Gibson, M. S. (1995). “Can bank health affect investment? Evidence from Japan.” *Journal of Business*, 68(3): 281–308.

Gibson, M. S. (1997). “More evidence on the link between bank health and investment in Japan.” *Journal of the Japanese and International Economies*, 11(3): 296–310.

Hayashi, F., and E. C. Prescott (2002). “The 1990s in Japan: A lost decade.” *Review of Economic Dynamics* 5 (1): 206–35.

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 (4): 559–81.

Kang, J. K., and R. S. Stulz (2000). “Do banking shocks affect borrowing firm performance? An analysis of the Japanese experience.” *Journal of Business* 73:1-23.

Kawamoto, T. (2004). “What do the purified Solow residuals tell us about Japan’s Lost Decade?” IMES Discussion Paper 2004-E-5, Bank of Japan.

Kehoe, T. J., and E. C. Prescott (2002). “Great depressions of the 20th century.” *Review of Economic Dynamics* 5 (1): 1–18.

Kiyotaki, N. and J. Moore (1997). “Credit chains.” <http://econ.lse.ac.uk/staff/kiyotaki/creditchains.pdf>.

Kobayashi, K. and M. Inaba (2005) “Debt disorganization in Japan.” *Japan and the World Economy* 17:151–69.

Miyajima, H. and Y. Yafeh (2005). “Japan’s banking crisis: Who has the most to lose?” RIETI Discussion Paper Series, Research Institute of Economy, Trade and Industry.

Nagahata, T. and T. Sekine (2005). “Firm investment, monetary transmission and balance-sheet problems in Japan: An investigation using micro data.” *Japan and the World Economy*, 17(3): 345–69.

Nickell, S., S. Wadhvani, and M. Wall (1992). “Productivity Growth in U.K. Companies, 1975-1986,” *European Economic Review* 36: 1055-1091.

Ogawa, K. (2004). “Debt, R&D investment and technological progress: A panel study of Japanese manufacturing firms in the 90s.” Osaka University ISER Discussion Paper No. 607.

Peek, J. and E. S. Rosengren (2005). “Unnatural Selection: Perverse Incentives and the Misallocation of Credit in Japan,” NBER Working Paper 9643.

Sekine, T., K. Kobayashi, and Y. Saita (2003). “Forbearance lending: The case of Japanese firms.” Bank of Japan *Monetary and Economic Studies*, 21(2): 69–92.

Slovin, M. B., M. E. Sushka, and J. A. Polonchek (1993). “The value of bank durability:

Borrowers as bank stakeholders.” *Journal of Finance*, 48(1): 247–66.

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(1): 115–20.

Watanabe, W. (2006). “Does a large loss of bank capital causes evergreening? Evidence from Japan.” mimeo, Tohoku University.

小川一夫、北坂真一 (1998). 「資産市場と景気変動」 日本経済新聞社

西村吉正 (2003). 「日本の金融制度改革」 東洋経済新報社

福田慎一、粕谷宗久、中島上智 (2005a). 「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」 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.05-J-2.

福田慎一、粕谷宗久、中島上智 (2005b). 「非上場企業に『追い貸し』は存在したか？」 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.05-J-9.

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.

表1 記述統計(平均)

	1994-1996	1997-2000	2001-2003
y	16.239 (1.355)	16.213 (1.389)	16.163 (1.434)
k	16.736 (1.497)	16.826 (1.529)	16.877 (1.560)
n	6.934 (1.251)	6.820 (1.264)	6.646 (1.297)
bkcap (-1)	0.048 (0.015)	0.030 (0.016)	-0.007 (0.025)
debt (-1)	0.263 (0.171)	0.256 (0.185)	0.247 (0.198)

()内は標準偏差である。

表2 IV推定による計測結果（全サンプル）

被説明変数:	1994-1996	1997-2000	2001-2003
y-k			
y(-1)-k	1.116 *** (0.100)	0.620 *** (0.076)	0.205 *** (0.059)
n-k	0.070 (0.069)	0.279 *** (0.049)	0.297 *** (0.021)
bkcap(-1)	0.056 (0.654)	1.173 *** (0.339)	0.490 (0.327)
(avgbkcap)*t	0.289 (0.373)	-0.023 (0.271)	-0.529 * (0.306)
debt(-1)	0.837 *** (0.104)	0.372 *** (0.072)	0.234 ** (0.094)
(avgdebt)*t	0.020 (0.028)	-0.017 (0.021)	0.014 (0.027)
サンプル数	3287	4266	2932

年ダミーと産業ダミーの交差項の推定結果は省略している。()内は標準誤差であり、係数の「***」、「**」、「*」はそれぞれ1%、5%、10%有意であることを表す。

表3 IV推定による計測結果（パフォーマンスによるサンプル分割）

被説明変数:	1994-1996		1997-2000		2001-2003	
	Good Performers	Poor Performers	Good Performers	Poor Performer	Good Performers	Poor Performers
y(-1)-k	1.019 *** (0.130)	0.602 *** (0.086)	0.659 *** (0.105)	0.422 *** (0.112)	0.083 (0.073)	0.353 *** (0.091)
n-k	0.031 (0.112)	0.429 *** (0.045)	0.267 *** (0.070)	0.408 *** (0.064)	0.219 *** (0.023)	0.392 *** (0.037)
bkcap(-1)	-0.101 (1.034)	0.261 (0.517)	3.348 *** (0.618)	-0.076 (0.347)	0.075 (0.410)	0.998 ** (0.499)
(avgbkcap)*t	0.129 (0.595)	0.109 (0.299)	-0.268 (0.449)	0.284 (0.301)	-0.285 (0.386)	-0.705 (0.492)
debt(-1)	0.882 *** (0.154)	0.327 *** (0.081)	0.591 *** (0.117)	0.179 ** (0.086)	0.307 *** (0.113)	0.218 (0.145)
(avgdebt)*t	0.076 * (0.042)	0.001 (0.024)	-0.005 (0.033)	-0.056 ** (0.025)	0.030 (0.034)	-0.041 (0.041)
サンプル数	1655	1617	2144	2094	1454	1453

年ダミーと産業ダミーの交差項の推定結果は省略している。()内は標準誤差であり、係数の「***」、「**」、「*」は、それぞれ1%、5%、10%有意であることを表す。

表4 IV推定による計測結果（社債市場の利用可能性によるサンプル分割）

被説明変数:	1994-1996		1997-2000		2001-2003	
	社債発行 企業	非社債 発行企業	社債発行 企業	非社債 発行企業	社債発行 企業	非社債 発行企業
y(-1)-k	1.011 *** (0.102)	0.533 *** (0.138)	0.646 *** (0.101)	0.613 *** (0.129)	0.239 *** (0.070)	0.130 (0.122)
n-k	0.106 (0.078)	0.337 *** (0.087)	0.213 *** (0.059)	0.380 *** (0.100)	0.284 *** (0.020)	0.483 *** (0.094)
bkcap(-1)	-0.062 (0.725)	0.308 (1.009)	0.030 (0.347)	5.314 *** (1.004)	0.325 (0.356)	1.344 (0.829)
(avgbkcap)*t	0.485 (0.390)	-0.274 (0.655)	-0.198 (0.290)	0.510 (0.671)	-0.218 (0.352)	-1.356 ** (0.671)
debt(-1)	0.535 *** (0.103)	0.849 *** (0.198)	0.336 *** (0.077)	0.559 *** (0.185)	0.180 * (0.103)	0.348 (0.225)
(avgdebt)*t	0.034 (0.031)	0.033 (0.045)	-0.019 (0.023)	-0.010 (0.050)	0.020 (0.031)	-0.030 (0.062)
サンプル数	2544	743	3319	947	2322	610

年ダミーと産業ダミーの交差項の推定結果は省略している。()内は標準誤差であり、係数の「***」、「**」、「*」は、それぞれ1%、5%、10%有意であることを表す。

表5 IV推定による計測結果（非社債発行企業をパフォーマンスによってサンプル分割）

被説明変数:	1994-1996		1997-2000		2001-2003	
	Good Performers	Poor Performers	Good Performers	Poor Performer	Good Performers	Poor Performers
y(-1)-k	0.556 ** (0.246)	0.406 *** (0.148)	0.745 *** (0.200)	0.234 (0.171)	-0.075 (0.146)	0.640 *** (0.232)
n-k	0.152 (0.190)	0.592 *** (0.091)	0.518 *** (0.155)	0.596 *** (0.120)	0.274 ** (0.123)	0.359 * (0.190)
bkcap(-1)	0.292 (1.815)	-0.102 (1.142)	10.197 *** (2.023)	0.547 (0.977)	1.430 (1.304)	0.410 (1.025)
(avgbkcap)*t	-0.019 (1.177)	-0.209 (0.729)	-0.452 (1.384)	0.831 (0.609)	-0.704 (1.156)	-1.545 * (0.825)
debt(-1)	0.854 *** (0.304)	0.517 ** (0.246)	0.730 ** (0.324)	0.223 (0.213)	0.298 (0.299)	0.598 * (0.363)
(avgdebt)*t	0.069 (0.082)	0.037 (0.050)	0.027 (0.100)	-0.046 (0.045)	0.014 (0.102)	-0.007 (0.072)
サンプル数	339	395	434	501	310	288

年ダミーと産業ダミーの交差項の推定結果は省略している。()内は標準誤差であり、係数の「***」、「**」、「*」は、それぞれ1%、5%、10%有意であることを表す。

表6 IV推定による計測結果（全サンプル）

被説明変数:				
y-k	1997	1998	1999	2000
y(-1)-k	0.289 ** (0.116)	0.482 * (0.267)	1.074 *** (0.220)	0.355 *** (0.078)
n-k	0.412 *** (0.096)	0.383 ** (0.162)	-0.003 (0.133)	0.504 *** (0.056)
bkcap(-1)	2.611 *** (0.587)	2.450 *** (0.846)	0.881 (0.671)	0.982 (0.973)
(avgbkcap)*t	-0.487 (0.347)	-0.278 (0.504)	0.143 (0.782)	0.218 (0.536)
debt(-1)	-0.160 * (0.096)	-0.019 (0.117)	1.640 *** (0.289)	0.323 *** (0.122)
(avgdebt)*t	-0.056 ** (0.025)	-0.075 * (0.038)	0.061 (0.062)	-0.019 (0.042)
サンプル数	1088	1079	1065	1034

年ダミーと産業ダミーの交差項の推定結果は省略している。()内は標準誤差であり、係数の「***」、「**」、「*」はそれぞれ1%、5%、10%で有意であることを表す。

表7 OLS推定による計測結果（サンプル数=3348）

被説明変数:			
employee growth	1994-1996	1994-1996	1994-1996
debt	-0.099 *** (0.009)		
debt(-1)		-0.085 *** (0.009)	
debt(-2)			-0.079 *** (0.009)
Adjusted R ²	0.047	0.038	0.034

その他の説明変数である年ダミーと産業ダミーの交差項の推定結果は省略している。()内は標準誤差であり、係数の「***」、「**」、「*」はそれぞれ1%、5%、10%で有意であることを表す。

表8 銀行自己資本の2乗項を入れたモデルのIV推定による計測結果
(1997-2000年の非社債発行企業をサンプルとする)

被説明変数:		非社債発行企業(1997-2000)		
y-k	all sample	Good Performers	Poor Performers	
y(-1)-k	0.620 *** (0.129)	0.732 *** (0.196)	0.259 (0.165)	
n-k	0.380 *** (0.100)	0.545 *** (0.152)	0.579 *** (0.117)	
bkcap(-1)	7.466 *** (1.358)	14.065 *** (2.404)	-1.575 (1.420)	
bkcap(-1) ²	-43.513 ** (17.758)	-96.929 *** (30.523)	39.414 ** (19.746)	
(avgbkcap)*t	0.881 (1.436)	-0.336 (3.292)	1.891 (1.273)	
(avgbkcap ²)*t	-7.906 (19.138)	-4.069 (38.480)	-16.389 (22.961)	
debt(-1)	0.561 *** (0.185)	0.702 ** (0.319)	0.244 (0.213)	
(avgdebt)*t	-0.014 (0.050)	0.008 (0.098)	-0.051 (0.045)	
サンプル数	947	434	501	

年ダミーと産業ダミーの交差項の推定結果は省略している。()内は標準誤差であり、係数の「***」、「**」、「*」は、それぞれ1%、5%、10%有意であることを表す。