

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

秋吉史夫[†]、小林慶一郎[‡]

December 07, 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経営悪化が、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、1994-1996年度の時期に、メインバンクの自己資本比率の低下などの経営指標の悪化が、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。

日本経済は、1991年のバブル崩壊以降、不良債権の増加に苦しんだが、90年代の前半は不良債権処理は先送りされた。日本経済が全般的な銀行危機に陥ったのは1997年11月から1999年までの約2年間である。1994-1996年度に銀行の自己資本比率の低下などが借り手企業の生産性の低下を引き起こしていたとすると、1990年代前半に銀行の追い貸しが生産性の低い非効率な企業を温存していたという仮説と整合的である。

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生産関数の推計によって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

*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。また田中賢治氏からはデータの作成について貴重な情報をいただいた。

[†]東京大学大学院

[‡]経済産業研究所

多く存在する（たとえば、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、投資関数の推計によって検証した研究である¹。

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）²。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、観測された生産性の低下は、銀行の経営危機によって引き起こされていたのかもしれない。本稿では、この仮説の検証を試みる。

銀行危機が経済全体の生産性低下を引き起こしたという可能性は、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)を理解するうえでも重要である。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。大恐慌の原因として生産性の低下を主張する研究は近年増えている（たとえば、Cole and Ohanian [1999], Chari, Kehoe, and McGrattan [2002], Kehoe and Prescott [2002] など）。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指摘している。

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

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、企業の生産性を推計した研究ではなく、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。

²一方、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]）。

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す。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³。

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、不良債権を維持し続け、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（その多くは不良債権であった）を増やし続けた。景気が回復すれば不良債権は正常債権に変わるという共通の期待が強かったことが、不良債権の追い貸しが広がった原因と考えられる。しかし、90年代前半を通じて、地価は下落し続け、株価は低迷した。そのため、不良債権は増え続け、銀行経営は悪化し続けた。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、大手銀行は再編統合を発表し、2000年の初め頃には金融危機は一応の終息を見た。2001年以降も、銀行の再編統合は続き、銀行は不良債権処理を進めた。2005年4月に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。

この間、日本の銀行規制および銀行行政に対する国民の共通認識は大きく変化した。1997年11月までは、護送船団行政によって、大銀行はすべて政府に救済されるというのが暗黙の了解であった。この銀行不倒神話が、不良債権処理を銀行が先送りし続けた前提にあったと考えられる。97年11月以降、相次いで大型金融機関が倒産し、銀行不倒神話は崩壊した。98年から99年の混乱期に護送船団行政は放棄され、銀行規制は、より競争的で透明なものに変化しつつある。

³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。

2.1 データ

本稿では、東京・大阪・名古屋の3証券取引所に上場している製造業企業を対象としている。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、1985年度以降に上場した企業はサンプルから除外した。企業の財務データについては、設備投資と資本ストックについて資産種別のデータが利用できる日本政策投資銀行「企業財務データバンク」の個別決算データを用いた。推計期間は、1994年度から2003年度である。

本稿では、個々の企業のメインバンクに着目し、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。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。「会社四季報」が記載している個々の企業の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。また、銀行株式の年間収益率は、日本証券経済研究所「株式投資収益率」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。収穫一定のCobb-Douglas型生産関数を、以下のように推計する。

$$y_{it} = \alpha n_{it} + (1 - \alpha)k_{it} + \beta_1 bank_{it-1} + \beta_2 debt_{it-1} + \gamma_1 ip_{jt} + \gamma_2 year_t + \eta_i + \varepsilon_{it}. \quad (1)$$

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。 $bank_{it-1}$ は、*i*企業のメインバンクの健全性を表す変数である。銀行の健全性を表す指標としては様々なものが考えられるが、本稿では、修正自己

⁴推計では、「会社四季報」各年版の夏号を用いた。

資本比率 (cap_{it-1})、BIS 基準による自己資本比率 (bis_{it-1})⁵、株式の年間収益率 ($stock_{it-1}$) の3つを用いる。これらの指標は、一連の先行研究で用いられた指標と類似のものである。Nagahata and Sekine(2005) は、銀行の不良債権、保有有価証券の含み益 (損)、繰延税金資産の影響を考慮した修正自己資本比率を算出し、企業の設備投資との関係を分析している。また、銀行の追い貸しの問題を分析した Peek and Rosengren (2005) は、銀行の健全性の指標として、BIS 基準ベースの自己資本比率と必要自己資本比率との差を用いて分析を行い、さらに、銀行株式の収益率を用いた分析も行っている。 $debt_{it-1}$ は i 企業の有利子負債比率である。内生性の問題を緩和するために、メインバンクの健全性の指標 ($bank_{it-1}$) と企業の有利子負債比率 ($debt_{it-1}$) では前年度の数値が推計に用いられていることに注意されたい。また、産業レベルのショックをコントロールするために、自然対数化された産業ごとの鉱工業生産指数 (iip_{jt}) を用いる。 j は産業を示すインデックスである。更に経済全体のマクロショックをコントロールするために、年ダミー ($year_t$) を推計式に含める。経済全体の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、これら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。各変数の詳細は、補論に記述する。

(1) 式を整理すると、

$$y_{it} - k_{it} = \alpha(n_{it} - k_{it}) + \beta_1 bank_{it-1} + \beta_2 debt_{it-1} + \gamma_1 iip_{jt} + \gamma_2 year_t + \eta_i + \varepsilon_{it}. \quad (2)$$

企業の固有效果 η_i を消去するために階差をとり、次の推計式が導かれる⁶。

$$\Delta(y_{it} - k_{it}) = \alpha\Delta(n_{it} - k_{it}) + \beta_1\Delta bank_{it-1} + \beta_2\Delta debt_{it-1} + \gamma_1\Delta iip_{jt} + \gamma_2\Delta year_t + \Delta\varepsilon_{it}. \quad (3)$$

⁵計量分析では、個々の銀行の自己資本比率と BIS 基準が求める必要自己資本比率 (8%、4%) との差を用いる。

⁶銀行の健全性を表す指標 ($bank_{it-1}$) の1つである銀行株式の年間収益率 ($stock_{it-1}$) については階差をとらずに用いることにする。

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⁷。金融危機が発生した1997年度から2度の公的資金投入を経て危機が一応終息したと考えられる1999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。

企業の従業員数 (n) と有利子負債比率 ($debt$) が計測期間中一貫して減少しているのに対し、資本ストック (k) は増加傾向にある。メインバンクの健全性を表す指標のうち、修正自己資本比率 (cap) は計測期間中一貫して低下している。一方、自己資本比率 (BIS方式による) と BIS 基準の差 (bis) は、1997年度以降上昇している。このような両者の違いは、修正自己資本比率が不良債権額や有価証券の含み損といった BIS 方式の自己資本比率には反映されにくい要素を含むことによると考えられる。また、1997年度以降多くの地方銀行が、自己資本比率の基準を従来の国際基準 (8%) から国内基準 (4%) に変更したことも、変数 bis が改善している要因の一つである。銀行株式の年間収益率 ($stock$) は、修正自己資本比率と同様に、1997年度以降も引き続き低下する傾向を示している。

3 結果

3.1 全期間の推計結果

表2は OLS 推計による計測結果である。推計期間は1994年度から2003年度である。推計にあたっては、異常値の影響を取り除くために各変数の平均から3標準偏差分乖離した値をサンプルから除外している⁸。第1列目は、メインバンクの健全性の指標として、修正自己資本比率 (cap) を用いた場合の推計結果である。企業の銀行借入れ依存の程度によって、メインバンクの健全性が企業の生産性に与える影響が異なる可能性を考慮して、

⁷後述する推計結果では、異常値をサンプルから取り除いている。したがって、サンプル統計量の算出においても同様の処理を行っている。

⁸異常値の発生する要因の一つとして、2001年度以降進展した企業の持株会社化がある。例えば、2003年に持株会社化したサッポロビールの従業員数は、2002年12月末の2332人から2003年12月末の26人へ激減している。このような従業員数の大幅な減少を無視すると、推計式(3)中の労働・資本比率の変化 ($\Delta(n_{it} - k_{it})$) に異常値が含まれることになり、正しい推計が困難になる。本論文のように2001年度以降の日本企業の個別決算データを用いる場合には、持株会社化による数字の変化に注意する必要がある。

修正自己資本比率 (*cap*) と社債利用実績 (*bond*) の交差項 (*cap * bond*) も推計式に含めている。社債利用実績 (*bond*) は、1992年度から2003年度間に社債残高があった年度をカウントし、その数を全期間の年度数12で除したものである。変数は0から1までの値をとり、0は期間中社債利用実績が全くないことを意味し、1は期間中常に社債を利用していたことを意味する。したがって、1に近いほどその企業は社債を頻繁に利用しており、銀行借り入れへの依存度は小さかったと考えられる。メインバンクの健全性が企業の生産性に影響を与える場合、修正自己資本比率は正で有意になると予想される。また企業の銀行借り入れ依存度が低いほど、メインバンクの健全性が企業の生産性に与える影響は小さくなると考えられるため、修正自己資本比率と社債利用実績の交差項は負で有意になると予想される。しかし、*cap* と *cap * bond* の係数は、予想通りの符号であったものの有意ではない。

労働・資本比率の対数値 ($n - k$) の係数は、正で有意となっている。計測値から推計される α の値 (労働分配率) は0.58であり、通常の生産関数の推計とほぼ整合的である。また、企業の有利子負債比率 (*debt*) は、正で有意であり、有利子負債が大きいほど生産性が高いという結果となった。これは、Nickell, Wadhvani, and Wall (1992) が英国経済について報告した負債の規律付け効果を表していると考えられる⁹。産業ごとの鉱工業生産指数 (*iip_{jt}*) も正で有意となっており、企業の生産性が産業レベルの需要ショックと密接な関係があることを示している。

第2列目は、メインバンクの健全性の指標として、BIS基準による自己資本比率 (*bis*) を用いた場合の推計結果である。*bis* と *bis * bond* の係数は、予想通りの符号であるものの有意ではない。他の説明変数については、第1列目の結果とほとんど変わらない。

第3列目は、メインバンクの健全性の指標として、銀行株式の年間収益率 (*stock*) を用いた場合の推計結果である。株価が銀行の収益性・健全性を反映していると考えれば、株式の年間収益率の高い銀行ほど、財務状況が良好であるといえる。したがって、メインバンクの健全性が企業の生産性に影響を与える場合、メインバンクの株式年間収益率と企業の生産性の間には、正の関係があることが予想される。*stock* の係数は、予想に反して負であったが、有意ではない。また、交差項 *stock * bond* も有意ではない。他の説明変数に

⁹負債の規律付け効果については、堀内・花崎 (2004) も日本のデータで確認をしている。彼らの結果では、1995年-2000年の時期に負債の係数が有意でなくなったことが示されている。一方、3.2節で示すとおり、直近のデータを使った我々の結果では、1994-1996年度と1997-1999年度で負債の係数は有意でないが、2000年-2003年度に負債の係数が有意になっている。

については、これまでの結果とほとんど変わらない。

以上の結果から、1994年度から2003年度までの期間では、銀行の健全性と企業の生産性間に明確な関係が見られないことが分かる。しかし前述したように、この期間は金融危機を挟んで銀行規制など金融制度の激変が見られた時期であった（日本の金融制度の変化については、たとえば西村 [2003] を参照）。銀行の健全性と企業の生産性の関係が金融制度の影響を受けるとすれば、異なる制度環境の時期を含むサンプル期間で推計することは適切ではないかもしれない。そこで、サンプル期間を金融危機前（1994-1996年度）、金融危機（1997-1999年度）、金融危機後（2000-2003年度）に分割し、各期間における銀行の健全性と企業の生産性の関係を分析することにする。

3.2 各期間の推計結果

表3は、金融危機前の1994-1996年度における推計結果である。表3の各列は、表2と同じく、銀行の健全性を表す各指標に対応している。銀行の健全性以外の変数については、表2の結果と基本的に同じである。労働・資本比率の対数値 ($n - k$) と産業ごとの鉱工業生産指数 (iip_{jt}) の係数は正で有意である。企業の有利子負債比率 ($debt$) の係数の符号は正であるが、有意ではない。

一方、銀行の健全性を表す指標については、大きく異なる結果となった。第1列目の修正自己資本比率 (cap) の係数は、予想通り正で有意となっている。また、社債利用実績 ($bond$) との交差項 ($cap * bond$) も、予想通り負で有意となっている。これらの結果は、メインバンクである銀行の健全性が低下するほど、企業の生産性が低下することを示唆している。また、社債市場へのアクセスが容易で銀行借入れへの依存度が小さい企業ほど、メインバンクの健全性が生産性に与える影響が小さいことも示唆している。

第2列目のBIS基準による自己資本比率 (bis) の係数も正で有意となっており、銀行の健全性と生産性との関係を示唆する結果となっている。社債利用実績との交差項 ($bis * bond$) の係数は負であるが、有意ではない。第3列目においても、銀行株式の年間収益率 ($stock$) が正で有意となっており、株価で測ったパフォーマンスが高い銀行をメインバンクとしている企業ほど、生産性が高かったことを示している。社債利用実績との交差項 ($bis * bond$) の係数は、予想と異なり正であったものの有意ではない。

表3の結果をまとめると、銀行の健全性を表す指標がすべて正で有意となっており、金

融危機前の時期についてはメインバンクの健全性が企業の生産性に影響を与えていたことが分かる。また、社債利用実績 (*bond*) との交差項も負で有意となる結果が部分的に観察され、メインバンクの健全性と企業の生産性の関係が、企業の銀行借入れ依存度によって異なっていた可能性がある。

表 4 は、金融危機の時期である 1997-1999 年度における推計結果である。銀行の健全性以外の変数については、これまでの結果と基本的に変わらない。しかし、金融危機前の時期 (1994-1996 年度) に観察されていた銀行の健全性と企業の生産性の関係が、見られなくなっている。修正自己資本比率 (*cap*) と BIS 基準による自己資本比率 (*bis*) の係数は有意ではない。銀行株式の年間収益率 (*stock*) は 10% 有意となっているが、その符号は負であり予想と逆になっている。銀行株式の年間収益率が負で有意となった原因については、不明である。ただし、この時期に破綻した北海道拓殖銀行、日本長期信用銀行、日本債券信用銀行といった銀行の株価収益率は、大きなマイナスの値を示しており、このことが全体の推計結果に影響を与えているかもしれない。以上の結果は、金融危機の時期における銀行の健全性と企業の生産性の関係が弱いものであったことを示唆するものである。表 5 は、金融危機後の 2000-2003 年度における推計結果である。推計結果は金融危機の時期と基本的に同じである。銀行の健全性と企業の生産性の間には明確な関係は観察されない。

金融危機前 (1994-1996 年度)、金融危機 (1997-1999 年度)、金融危機後 (2000-2003 年度) の 3 つの期間に分割して分析を行った結果、金融危機前の時期においてのみ、銀行の健全性が企業の生産性に及ぼす影響が存在することが分かった。

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、1994-1996 年度 (金融危機の前の時期) 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 銀行の貸し出し技術の劣化

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ため、自己資本比率の低下が直ちに技術力の劣化をもたらすかどうかは不明である。また、銀行の財務的健全性が悪化して、銀行内の資源配分がゆがめられた結果、銀行の技術力が低下したのだとすれば、その影響は銀行危機が続いていた 1997-1999 年度に大きくなったはずだと考えられる。前節の実証結果は、逆に、メインバンクの自己資本比率と借り手企業の生産性の相関が、この時期に弱まったことを示している。したがって、実証結果の説明としては、銀行の経営悪化による貸し出し技術の劣化という仮説だけでは十分ではないと考えられる。

4.2 クレジットクラッシュ

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。銀行の貸出が縮小することによって、借り手企業の運転資金などの調達に滞れば、企業の操業は非効率になり、生産性は下がると考えられる。この場合、メインバンクの自己資本比率と借り手企業の生産性に正の相関が観測されると思われるが、その効果は、1994-1996 年度だけでなく、金融危機の 1997-1999 年度にも強く出たはずだと思われる。前節の実証ではそうになっていない。

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、企業の生産性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、企業の生産性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 投資が企業の生産性成長率に正の効果を有することを示している。この場合も、97 年度以降の金融危機の時期に効果が大きくあらわれるはずだが、前節の実証結果では金融危機の前の時期に、効果が大きく、その後は低下している。

以上の考察より、クレジットランチ仮説は前節の実証結果を整合的に説明するには不十分であると考えられる。

4.3 追い貸し

次に、日本経済についてしばしば指摘される問題として、事業に失敗した借り手企業の経営破綻が露見するのを先延ばしするために、銀行が当該企業への貸し出しを増やし続け、結果的に不良債権を増加させる、といういわゆる「追い貸し」の問題がある。追い貸しは、Forbearance Lending (Sekine et al. [2003]), Zombie Lending (Caballero et al. [2003]), Evergreening (Watanabe [2006]) などとして、日本経済に関する研究で取り上げられている。

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。すなわち、自己資本がゼロの近傍まで毀損した状態では、銀行がリスクの高い投資を行っても、失敗した場合のコストはすべて預金者あるいは預金保険に負担させて、銀行株主の期待収益をプラスにすることができる。したがって、銀行が株主の利益最大化を目的としているならば、自己資本が毀損したときには、リスクの高い貸出を行うインセンティブが高まる。経営破綻に瀕した借り手企業に貸出を増やし続ける「追い貸し」は、銀行にとって非常にリスクの大きい事業であるが、借り手企業が復活すれば、不良債権が正常債権化して、大きな利益をもたらすかも知れない。したがって、自己資本が毀損した度合いが大きい銀行ほど、リスクの高い追い貸しを行うインセンティブが高まると思われる¹⁰。銀行が追い貸しを大規模に行うと、非効率な借り手企業への資金供給が続けられ、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と考えられる。また、追い貸しが行われる可能性が高いのは、銀行の財務状況が悪化はしているが、まだ完全に破綻していない時期である。1997年秋以降の金融危機が始まる以前の時期（我々の推計期間では1994-1996年度）が、まさにそれにあたる。追い貸しが生産性低下の原因となっていたという仮説は、1994-1996年度に銀行の健全性と借り手企業の生産性に強い相関が見られ、その後の時期にはそのような相関が見られないという、前節の実証結果を整合的に説明することができる。

¹⁰また、会計制度が厳格でなかったり、規制当局の監視能力が低い場合には、財務状態の悪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。

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、1994-1996年度の時期に、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。またこの傾向は、銀行借り入れへの依存度の高い企業ほど顕著に見られた。1997年度以降の時期については、銀行の健全性と借り手企業の生産性に有意な関係は確認できなかった。

この結果は、銀行の追い貸しによって非効率な企業が温存され、日本経済が停滞した、という仮説と整合的である。日本の90年代に全要素生産性の成長率が低下したことが長期不況と関連していることは広く認められている。本稿の結果は、全要素生産性の低下が、銀行の経営悪化の継続と関係があったことを示唆するものである。

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¹¹。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¹²。

¹¹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。

¹²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。

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、除却分を調整した。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算出した。名目設備投資額については、田中 (2004) に従い、除却や売却による有形固定資産の減少を調整したものをを用いる。具体的には、次の算式によって資産種別の当期名目設備投資額を算出した。 $NI_t = \Delta TA_t - (C_t - AD_t)$ (NI_t : t 年度の名目設備投資額、 ΔTA_t : t 年度の有形固定資産増加額、 C_t : t 年度の除却資産取得原価、 AD_t : t 年度の除却資産に関する償却累計額)¹³。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¹⁴。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。恒久棚卸法による資本ストックの推計値が負になる場合は、Hayashi and Inoue(1991)に従い、資本ストックに簿価の値を用いた。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¹⁵。すなわち、1977

¹³資産種別ごとの有形固定資産増加額については、K6270、K6280、K6290、K6300、K6310、K6320を用いた。除却資産取得原価は、前期末有形固定資産残高 (取得価額ベース) - 当期末有形固定資産残高 (取得価額ベース) + 有形固定資産増加額 によって算出した。資産種別の有形固定資産残高 (取得価額ベース) のデータは、K6410、K6420、K6430、K6440、K6450、K6460を用いた。除去資産に関する償却累計額は、前期末有形固定資産償却累計額 - 当期末有形固定資産償却累計額 + 当期有形固定資産償却額によって算出した。有形固定資産償却累計額については、K6530、K6540、K6550、K6560、K6570、K6580を用い、当期有形固定資産償却額については、K6630、K6640、K6650、K6660、K6670、K6680を用いた。

¹⁴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。

¹⁵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。

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、Nagahata and Sekine (2005) に従い、銀行の自己資本に不良債権額・保有有価証券評価損益・繰延税金資産を反映させた修正自己資本比率を用いている。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。

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¹⁶。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¹⁷。

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.

¹⁶日本政策投資銀行「企業財務データバンク」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。

¹⁷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。

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.

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

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 T. Inoue (1991). “The relation between firm growth Q with multiple capital goods: Theory and evidence from panel data on Japanese firms.” *Econometrica*, 59(3): 731–753.

- 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.
- 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

田中賢治 (2004). 「設備投資と不確実性 - 不可逆性・市場競争・資金制約下の投資行動 -」、『経済経営研究』VOL.25-2、日本政策投資銀行.

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.

堀内昭義、花崎正晴 (2004). 「日本企業のガバナンス構造 - 所有構造、メインバンク、市場競争 -」『経済経営研究』VOL.24-1、日本政策投資銀行.

表1 記述統計(平均)

	1994-2003	1994-1996	1997-1999	2000-2003
y	16.279 (1.352)	16.293 (1.320)	16.268 (1.356)	16.275 (1.378)
k	16.741 (1.525)	16.676 (1.504)	16.747 (1.531)	16.795 (1.536)
n	6.885 (1.233)	6.987 (1.223)	6.903 (1.237)	6.777 (1.231)
cap	0.028 (0.026)	0.048 (0.015)	0.030 (0.015)	0.008 (0.026)
bis	0.028 (0.026)	0.012 (0.006)	0.020 (0.012)	0.032 (0.013)
stock	-0.125 (0.242)	-0.015 (0.107)	-0.138 (0.309)	-0.215 (0.222)
debt	0.254 (0.180)	0.266 (0.173)	0.255 (0.179)	0.244 (0.187)

()内は標準偏差である。

表2 OLS推定による計測結果(1994-2003)

dependent variable			
: yk			
nk	0.580 *** (0.024)	0.571 *** (0.024)	0.573 *** (0.024)
cap	0.216 (0.222)		
cap*bond	-0.069 (0.251)		
bis		0.387 (0.342)	
bis*bond		-0.033 (0.425)	
stock			-0.015 (0.014)
stock*bond			0.021 (0.013)
debt	0.155 *** (0.042)	0.140 *** (0.042)	0.139 *** (0.042)
iip	0.432 *** (0.037)	0.420 *** (0.037)	0.423 *** (0.037)
observations	9826	9817	9995
R2	0.204	0.2001	0.2003

年ダミーの推定結果は省略している。

()内は頑健標準誤差であり、係数の「***」、「**」、「*」はそれぞれ1%、5%、10%有意であることを表す。

表3 OLS推定による計測結果(1994-1996)

dependent variable			
: yk			
nk	0.633 *** (0.043)	0.633 *** (0.043)	0.635 *** (0.043)
cap	1.171 *** (0.374)		
cap*bond	-0.932 ** (0.438)		
bis		2.067 *** (0.795)	
bis*bond		-1.021 (0.807)	
stock			0.078 *** (0.034)
stock*bond			0.011 (0.029)
debt	0.080 (0.058)	0.083 (0.059)	0.081 (0.058)
iip	0.497 *** (0.060)	0.499 *** (0.060)	0.494 *** (0.060)
observations	3159	3160	3160
R2	0.174	0.1736	0.1741

年ダミーの推定結果は省略している。

()内は頑健標準誤差であり、係数の「***」、「**」、「*」はそれぞれ1%、5%、10%有意であることを表す。

表4 OLS推定による計測結果(1997-1999)

dependent variable			
: yk			
nk	0.492 *** (0.040)	0.488 *** (0.041)	0.491 *** (0.040)
cap	0.173 (0.391)		
cap*bond	0.341 (0.466)		
bis		0.344 (0.506)	
bis*bond		-0.387 (0.590)	
stock			-0.047 * (0.027)
stock*bond			0.047 ** (0.023)
debt	0.081 (0.076)	0.091 (0.076)	0.078 (0.075)
iip	0.372 *** (0.064)	0.370 *** (0.064)	0.378 *** (0.063)
observations	3086	3027	3096
R2	0.1496	0.1473	0.1518

年ダミーの推定結果は省略している。

()内は頑健標準誤差であり、係数の「***」、「**」、「*」はそれぞれ1%、5%、10%有意であることを表す。

表5 OLS推定による計測結果(2000-2003)

dependent variable			
: yk			
nk	0.615 *** (0.038)	0.595 *** (0.038)	0.599 *** (0.038)
cap	-0.091 (0.321)		
cap*bond	0.035 (0.353)		
bis		-0.021 (0.530)	
bis*bond		0.634 (0.735)	
stock			-0.015 (0.019)
stock*bond			0.008 (0.020)
debt	0.288 *** (0.073)	0.234 *** (0.074)	0.241 *** (0.072)
iip	0.426 *** (0.051)	0.406 *** (0.052)	0.410 *** (0.051)
observations	3581	3630	3739
R2	0.2233	0.2154	0.2134

年ダミーの推定結果は省略している。

()内は頑健標準誤差であり、係数の「***」、「**」、「*」はそれぞれ1%、5%、10%有意であることを表す。