



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

金融危機下における銀行貸出と生産性： 企業別成長会計を使った「追い貸し」の検証

福田慎一*

sfukuda@e.u-tokyo.ac.jp

粕谷宗久**

munehisa.kasuya@boj.or.jp

赤司健太郎***

No.007-J-14
2007年10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下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

金融危機下における銀行貸出と生産性：
企業別成長会計を使った「追い貸し」の検証^{*}

福田慎一 粕谷宗久 赤司健太郎
東京大学 日本銀行 東京大学

2007年10月

[要旨]

本稿では、深刻な金融危機に直面した1990年代後半から2000年初頭にかけての日本経済において、銀行貸出が大企業や中堅企業の実業性に対していかなる影響を与えたかを、上場・非上場企業の実務データやその取引先銀行の情勢を使って考察した。個票データを用いて、長期貸出の伸びとTFP(全要素生産性)の伸びとの関係を推計した場合、メイン・バンクの健全性が悪化した企業で、有意な負の相関が観察された。しかし、その一方で、これらの企業でも貸出は資本ストックの伸びに有意な正の影響を与えていた。この結果は、健全性が悪化したメイン・バンクが過度に貸出を増加させた場合に、資源のミス・アロケーションを通じて生産性が低迷した可能性を示唆するものである。ただし、メイン・バンクの健全性が悪化した企業でも、貸出が減少した企業ではTFPの回復が見られた。金融危機に見舞われた1990年代後半日本経済では、経営再建の見込みの乏しい先に貸出を継続する「追い貸し」が生産性低迷の一因であり、健全性が悪化した銀行による非効率な企業への貸出のリストラクチャリングが日本経済の回復には必要であったといえる。

^{*} 本稿の作成にあたっては、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。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

バブル崩壊後の 1990 年代初頭から 2000 年代初頭にかけての日本経済において全要素生産性(TFP)の伸びが大きく低迷したとする主張は、Hayashi and Prescott (2002)の研究以降、幅広く受け入れられている。しかしながら、複合的な要因が不況を長期化させた「失われた 10 年」の日本経済において、TFP の成長率が低迷した原因は多岐にわたる。「失われた 10 年」の原因を供給サイドに求める研究に限定した場合でも、多くの研究者がさまざまな角度から議論が展開されてきた(たとえば、小川(2003)を参照)。

そのなかで、金融機関の健全性悪化と銀行貸出の動向に注目して「失われた 10 年」の経済低迷を説明しようとする研究は有力な考え方である。その 1 つは、金融機関のバランスシートの悪化が、「貸し渋り」と呼ばれるクレジット・クランチを生み出し、それが経済の低迷につながったとする研究である。特に、中小企業向けの貸出に関しては、「貸し渋り」と呼ばれるクレジット・クランチの存在が、経済低迷の一因として指摘されている(たとえば、福田・粕谷・赤司(2006)、福田・粕谷・中島(2007a))。しかし、日本経済全体で大きなシェアを占める大企業に関してみると、クレジット・クランチの存在は必ずしも明確に確認されていない。Hayashi and Prescott でも、「貸し渋り」が 1990 年代の生産性を低下させたことには否定的である。

一方、最近の研究では、金融機関が経営再建の見込みが乏しい先に貸出を継続または拡大する「追い貸し」の存在が、生産性低迷の主要な原因の 1 つであることが指摘されている(たとえば、星(2000)や櫻川(2002))。図 1 は、1980 年以降の国内銀行の貸出残高(設備資金)と名目 GDP の関係を、1980 年第一四半期を 1 と正規化して、グラフに表したものである。図から、1986 年頃までは名目 GDP とほぼパラレルな動きをしていた銀行貸出残高は、1980 年代後半のバブル期以降、名目 GDP を大きく上回って増加し、バブル崩壊以降も高止まりしていたことが読み取れる。しかも、その乖離幅は、日本経済が深刻な金融危機に直面した 1997 年から 2000 年にかけて逆に拡大している¹。

「追い貸しとは何か？」に関しては、論者によって定義がさまざまであり、かつその発生原因の分析も異なる。しかし、「追い貸し」の存在が非効率な企業を延命させ、日本経済全体の効率性を低下させていたとすれば、その事実を実証的に探求することは「失われた 10 年」の原因を考える上で重要である。これまでの研究でも、

¹ ただし、銀行貸出にはノンバンクの貸出が含まれていないため、図 1 の貸出残高は実際の総貸出残高を、バブル期には過小評価し、バブル期以降は過大評価している可能性がある。この点に関しては、福田・粕谷・中島(2007b)を参照のこと。

邦文では杉原・笛田(2002)、関根・小林・才田(2003)、小幡・坂井(2005)らが、また英文では Peek and Rosengren (2005)、Ahearne and Shinada (2005)、Caballero, Hoshi, and Kashyap (2006)らが、それぞれ上場企業を対象として「追い貸し」の存在を検証している。また、Fukuda, Kasuya, and Nakajima, (2006)や福田・粕谷・中島(2007b)は、非上場企業を対象として「追い貸し」の有無を分析している。

本稿の目的は、深刻な金融危機に直面した 1990 年代後半から 2000 年初頭にかけての日本経済において、銀行貸出が大企業や中堅企業の生産性に対していかなる影響を与えたかを考察することにある。分析の大きな特徴は、上場・非上場企業の財務データやその取引先銀行に関する情報を使って、銀行貸出が TFP やその他の成長の源泉に対していかなる影響を検討する点にある。これまでの研究でも、成長会計の観点から、1990 年代の日本経済の生産性を推計した研究は枚挙にいとまがない²。特に、川本(2004)は、1990 年代の日本経済の TFP 成長率の低下は、稼働率の低下と資源のミス・アロケーションに起因しており、真の技術進歩の低迷とは無関係であることを示している。「追い貸し」は資源のミス・アロケーションであり、過剰資本を生み出すことによって稼働率の低下にもつながるので、川本の結果は本稿の問題意識を先取りしたものといえる。しかし、川本論文では、資源のミス・アロケーションや稼働率の低下がなぜ発生したかに関しては、踏み込んだ分析はなされていない。

先行研究では、企業レベルのミクロ・データを使って貸出が生産性へ与えた影響を分析したものは非常に限られている。特に、非上場企業まで含めた個別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にまで注目して生産性の問題を分析した先行研究は、ほとんど存在していない。金融危機が深刻化した 1990 年代の日本経済において「追い貸し」が TFP 成長率の低下につながったかどうかを検証するには、取引先銀行の健全性に注目して各企業の生産性を分析することが重要である。

銀行貸出が企業のパフォーマンスに与えた影響を設備投資や生産額ではなく、生産性に注目して検証することは特別の意味がある。よく知られているように、生産量や付加価値は、生産性が変化しない場合でも、設備投資や労働投入の増加によって増やすことができる。しかし、そのようにして達成された生産量や付加価値の増加は、より生産性の高い企業で利用されるはずであった投入資源を使って達成されるものであり、その意味で社会全体の生産量や付加価値の増加を阻害する機会費用を伴うものである。したがって、社会的な資源配分の効率性という観点からすると、銀行貸出が生産性に及ぼした影響を分析することは理論的に重要な意味を持つ。わ

² たとえば、Fukao, Inui, Kawai, and Miyagawa (2003)、Jorgenson and Motohashi (2005)。乾・権(2005)は包括的な文献のサーベイを行っている。また、福田・粕谷編 (2004)の第 II 部では、異なるアプローチによる生産性の推計が紹介されている。

れわれの研究は、銀行貸出や銀行の健全性が、設備投資や倒産リスクなど生産性とは異なる企業のパフォーマンス指標への影響を分析した従来の研究とは異なるインプリケーションがあると考えられる。

本稿の分析から、以下のようなことが確認された。まず、個票データを用いて、長期貸出の伸びと TFP（全要素生産性）の伸びとの関係を推計した場合、メイン・バンクの不良債権比率が増加した企業で、有意な負の相関が観察された。また、これらの企業でも、貸出の伸びは資本ストックの伸びと有意な正の影響を与えていた。この結果は、健全性が悪化したメイン・バンクが過度に貸出を増加させた場合に、資源のミス・アロケーションを通じて TFP の成長率が低迷した可能性を示唆するものである。ただし、メイン・バンクの健全性が悪化した企業でも、貸出が減少した企業では TFP の回復が見られた。金融危機に見舞われた 1990 年代後半日本経済では、健全性が悪化した銀行が非効率な企業への貸出を抑制することが日本経済の回復に必要であったことを示唆するものである。

先行研究で本稿と類似の問題意識で分析を行ったものとしては、小林・秋吉(2006)がある。彼らは上場企業の個票データを用いて、メイン・バンクの自己資本比率が低下した企業で、生産性の低下が見られたことが示されている。特に、1997 年度-98 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る可能性が高いことが示されている。しかし、メイン・バンクの健全性と生産性の関係は誘導型で推計されているだけで、貸出の伸びと TFP をはじめとする成長の源泉との関係は彼らの論文では検証されていない。

本稿では、貸出と 3 つの成長の源泉（TFP、資本ストック、労働投入量）の関係を明示的に推計することを通じて、「追い貸し」による生産性の低下がより明示的な形で検証される。メイン・バンクの健全性の低下が貸出の増加を伴った場合にのみ生産性を低下させる点や、「追い貸し」が過剰資本ストックを通じて生産性を低下させたことを成長会計という観点から分析する点が、本稿の大きな特徴である。

本稿の構成は、以下の通りである。まず、2 節で生産性の決定に関する概念整理を行った後、3 節では個票データを使った日本企業の TFP 成長率の推計を行う。次に、4 節で貸出の伸びが TFP 成長率に与えた影響を分析する基本モデルを定式化したのち、5 節では個票データを使った基本モデルの推計結果を、6 節では貸出の増加と減少の効果の差異を考慮した推計結果をそれぞれ示す。7 節では貸出の伸びが他の成長の源泉に与えた影響を、また 8 節では貸出の伸びが付加価値に与えた影響それぞれ考察する。最後に 9 節では、全体のまとめを行うと同時に、本稿の分析から得られたインプリケーションについて検討する。

2. 生産性の決定要因

伝統的なソロー流の経済成長理論では、生産性は外生的な技術進歩によって上昇するとし、各経済主体は技術水準を所与として資本ストックや貸出量など内生変数を決定すると考えてきた。また、内生的経済成長理論では、生産性は技術開発(R&D)や資本ストックなどによって内生的に変化する可能性は考慮されているものの、各生産者は資源を有効活用することが前提になっていた。しかし、企業が与えられた技術水準のもとで資源を有効に利用していなければ、その企業の実効生産性は当然のことながら低下する。たとえば、企業が過剰な資本ストックを蓄積し、過剰な労働力を雇用すれば、生産フロンティア上での生産は実行されず、技術水準は一定でも、それだけ生産性は低下することになる。

ナイーブな新古典派理論に従えば、そのような非効率な企業は即座にマーケット・メカニズムで淘汰され、市場から退出してしまうため、マクロ経済全体としては大きな問題にならない。しかし、実際には、マーケットが非効率な企業を淘汰し、より効率性の高い企業の参入を促すことは容易なことではない。企業の退出は、その企業が持つ企業特種的な資産を失うという社会的なコストも伴うことがその一因である。特に、日本では、開業率・廃業率ともに伝統的に低く、企業の参入退出コストは非常に高かった。

企業の参入退出以外に、企業の非効率性を改善するメカニズムとしては、外部の監視者によるモニタリングがある。企業にはさまざまなステーク・ホルダーが存在し、各ステーク・ホルダーは自らの利益が阻害されないように、企業をモニタリングする。日本で伝統的にそのような監視者として支配的な役割を果たしてきたのは、最大の債権者であるメイン・バンクであった。しかしながら、花崎・堀内(2006)らが指摘するように、金融機関の健全性が大きく損なわれた1990年代の日本経済では、このメイン・バンクによる規律付けが十分機能しなかった。健全性が悪化した金融機関では、しばしば経営再建の見込みが乏しい先に対しても貸出を継続または拡大する決定がなされ、それが借り手企業の非効率性をさらに悪化させることも多かった。

このような「追い貸し」の原因として最も幅広く指摘されている議論は、金融機関側の「問題の先送り」である。バブルの崩壊によって、貸出先の収益性は大幅に低下し、1990年代を通じて貸出の回収が困難な企業が次第に増加した。とりわけ、地価の下落は貸出先の担保価値の下落を招き、不良債権の規模を増加させた。このような不良債権の増加が恒常的なものであるならば、不良債権化した企業への貸出を継続する「問題の先送り」は貸し手にとっても中長期的に問題を深刻化させるだけである。しかし、(1) 将来の経済状況に対する楽観的な見通し、(2) 自己資本比率規制、(3) モラル・ハザード、(4) 債権者間の利害調整、(5) too-big-to-fail

など、さまざまな要因で、金融機関は「問題の先送り」を行うインセンティブが何らかの形で存在したことは否定できない。

これら金融機関側が問題の先送りとなる「追い貸し」を行うインセンティブは、先行研究でもさまざまな形で行われているので、本稿では特に取り扱わない。むしろ、以下では、深刻な金融危機に直面した 1990 年代後半から 2000 年初頭にかけての日本経済において、上場・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、銀行による「追い貸し」が大企業や中堅企業の生産性に対していかなる影響を与えたかを実証的に考察することにする。

金融危機の下で、銀行貸出の伸びと TFP など成長の源泉の伸びとの間には、企業レベルでみるとどのような関係があったのか？その関係は、資源のミス・アロケーションにどのように関連しているのか？また、その関係は、メイン・バンクの健全性にどのような影響を受けていたのか？これらの問題が、以下の実証分析の中心テーマとなる。

3 . 日本企業の生産性

本稿の特徴は、各企業の財務データを用いて、上場・非上場企業の生産性を考察することにある。以下の分析では、マクロの生産性を計測する際に用いられるソロー残差の考え方を基本的には踏襲し、規模に関する収穫一定を仮定した次式から企業ごとの TFP（全要素生産性）の成長率を計算する。

$$(1) \quad \Delta A_{i,t}/A_{i,t} = \Delta Y_{i,t}/Y_{i,t} - [\alpha \Delta N_{i,t}/N_{i,t} + (1-\alpha) \Delta K_{i,t}/K_{i,t}],$$

ここで、 $\Delta A_{i,t}/A_{i,t}$ = TFP の成長率、 $\Delta Y_{i,t}/Y_{i,t}$ = 付加価値の成長率、 $\Delta N_{i,t}/N_{i,t}$ = 労働投入量の成長率、および $\Delta K_{i,t}/K_{i,t}$ = 資本ストックの成長率。また、パラメーター α は労働分配率、サブスクリプト i と t はそれぞれ企業と時間のインデックスを表している。

以下では、各企業の付加価値は、売上高から売上原価を引いた「売上総利益」を用いた。また、各労働投入量 $N_{i,t}$ は、各企業の従業員数に当該企業が属する産業（中分類）の労働時間（所定内実労働時間 + 超過実労働時間）を掛けて求めた。各企業の資本ストック $K_{i,t}$ は、土地を除く簿価の有形固定資産を Hayashi - Inoue 型の恒久棚卸法で時価評価して求めた。

労働分配率を表すパラメーター α は、1997 年度から 2002 年度の財務省『法人企業統計年報』にもとづき、（従業員給与 + 役員給与 + 福利厚生費） / （付加価値 + 減価償却費）を計算し、その平均値を求めた。ただし、労働分配率は、産業や企業規

模によって異なると考えられる。このため、製造業・大企業(資本金 10 億円以上)、製造業・中堅企業(資本金 1 億円以上 10 億円未満)、非製造業・大企業(資本金 10 億円以上)、非製造業・中堅企業(資本金 1 億円以上 10 億円未満)の 4 つのタイプの企業群に対して、それぞれ α を計算した。その結果、製造業・大企業は 0.570、製造業・中堅企業は 0.661、非製造業・大企業は 0.431、非製造業・中堅企業は 0.622 となった。マクロ全体の労働分配率と比較すると、大企業に比して中堅企業の労働分配率が高くなる。また、大企業に関しては、非製造業よりも製造業の方が労働分配率は高くなっている。³

言うまでもなく、企業ごとの TFP を計測することは、マクロ・データを用いた生産性の推計以上にデータの利用可能性に限界がある。たとえば、売上総利益は、販売費や一般管理費に付加価値以外のコストが含まれていれば付加価値を過大推計する一方、棚卸資産が大幅に減少していればマイナスとなる可能性もある。また、労働投入量には労働の質の違いが考慮されていないだけでなく、労働時間が同じ産業内でも企業ごとに異なる効果は取り入れられていない。このため、以下で用いる TFP の成長率は、各企業の実績の伸びを大まかに捉えたものに過ぎない。しかし、メイン・バンクの健全性など企業ごとの特殊要因が生産性に与える影響は、各企業の実績を用いて分析することによってはじめて可能となる。また、分析の対象とした企業のサンプル数は十分大きく、かつ各企業固有の実績の誤差は固定効果モデルでとらえることができる。したがって、これら計測誤差の問題は、説明変数と無相関である限りにおいて、推計の標準偏差を高めるだけであり、推計値に必ずしもバイアスをもたらすものではない。

ただし、TFP を計算する際に資本ストックの稼働率の変動を考慮していない点は、TFP 成長率を低下させる要因になると考えられる。これは、仮に「追い貸し」によって過剰な資本蓄積が行われたとすると、それは部分的には稼働率の低下という形で現れるからである。しかし、企業レベルで資本ストックの稼働率に関するデータを入手することは不可能である。また、先行研究でも、Hayashi and Prescott らは稼働率の変動を考慮していない形で TFP を計測している。解釈は異なってくるが、資本ストックの稼働率の変動を考慮しない TFP を前提に議論を進めることにする。

以下では、日本経済が深刻な金融危機に直面したと考えられる 1997~2002 年度の TFP の成長率と貸出の関係を、個別企業の財務データを使って推計する。分析で対象とするのは、上場企業および資本金 1 億円以上の非上場企業のうち、上場企業は日本政策投資銀行・日本経済研究所「企業財務データバンク」、非上場企業は

³ なお、『法人企業統計年報』の全産業・全規模を対象にして、(従業員給与 + 役員給与 + 福利厚生費) / (付加価値 + 減価償却費)の値を計算してみると、1997 年度から 2002 年度の平均は 0.656 となる。これは、Hayashi and Prescott で用いられた労働分配率の値 0.638 にほぼ等しい。

「東京商工リサーチ」のデータ・ベースから、それぞれ少なくとも 1995 年以降にデータが入手可能な企業である。また、説明変数に用いた財務変数のうち、短期・長期借入残高がゼロとなっている期のデータは、サンプルからはずした。

通期でデータが利用不可能な企業も存在するため、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の算出に際しては、各企業で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恒久棚卸法で時価評価の計算を行っている。なお、資本ストックを時価評価する際には、データが連続して利用可能である必要があるため、資本ストックの簿価が 1995 年以降に連続して利用可能でない企業はサンプルから除いた。

異常値による振れを回避するため、TFP の成長率 ($\Delta A_{i,t}/A_{i,t}$) および資本ストックの成長率 ($\Delta K_{i,t}/K_{i,t}$) のいずれかが -50% を下回るか +100% を上回るサンプルは除外した。また、TFP の成長率と貸出との関係を見るため、短期借入額あるいは長期借入額の増加率の絶対値が 500% を上回るサンプルも除外した。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、上場企業では製造業 1,182 社 (5,651 サンプル)、非製造業 871 社 (4,042 サンプル)、また非上場企業では製造業 1,717 社 (8,095 サンプル)、非製造業 3,074 社 (13,588 サンプル) である。

表 1 は、全標本企業について、 $\Delta A_{i,t}/A_{i,t}$ および $\Delta K_{i,t}/K_{i,t}$ のサンプル属性を示したものである。表では、上場企業と非上場企業にサンプル分割するだけでなく、製造業と非製造業に分けたサンプル属性を示してある。表 1 からわかるように、いずれも標準偏差は大きく、企業ごとに大きなばらつきがある。

表 1 で TFP の成長率に関してみると、平均値 (規模でウエイト付けしない単純平均) は、上場企業の非製造業を除くと、平均が約 1.2 から 1.6 と、マクロ・データを使った先行研究の結果よりはやや大きめである。しかし、中央値は、上場企業の非製造業を除くと、-0.17 から 0.52 とマクロ・データを使った先行研究の結果おおむね整合的である⁴。一方、上場企業の非製造業の TFP の成長率は、平均でも -0.86、メディアンでは -1.05 と、他に比べて極端に低くなっている。われわれが分析対象としている非製造業では、「建設」、「不動産」、「卸売・小売サービス」など、バブル崩壊後、大きな損失を被った産業が大きなシェアを占めている。上場企業の非製造業の

⁴ 1990 年代後半 (1995-2000 年) を対象とした代表的な研究では、TFP 成長率を、Hayashi and Prescott (2002) が 0.34%, Jorgenson and Motohashi (2005) が 1.13% と推計している。一方、1990 年代の TFP 成長率を、製造業と非製造業に分けて行った研究例としては、内閣府 (2002) が製造業 1.8%、非製造業 -0.3% と推計した一方で、Fukao et al. (2003) が製造業 -0.15%、非製造業 0.27% と推計している。

TFP の成長率が、他と比して低いというわれわれの結果は、このことを反映したものと見える。

一方、資本ストックの成長率に関してみると、中央値（メディアン）はすべてマイナスで、われわれが対象とした期間では大半の企業で資本ストックが減少傾向にあったことが読み取れる。しかし、平均値は、非上場企業では中央値と同様にマイナスなのに対して、上場企業では逆にプラスとなっている。特に、上場企業の非製造業の平均値は 2.59 になっている。このことは、経済が低迷したサンプル期間でさえ、一部の上場企業で資本ストックの大きな伸びがあり、その傾向は上場企業の非製造業でより顕著に見られたことがわかる。

4 . 貸出が生産性に与えた影響：基本モデル

本稿の目的は、1990 年代後半から 2000 年初頭にかけての日本経済において、銀行貸出が大企業や中堅企業の生産性に対していかなる影響を与えたかを、上場・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考察することにある。以下では、前節で求めた各企業の TFP の成長率 ($\Delta A_{i,t}/A_{i,t}$) を被説明変数に用いて、貸出増加率が TFP の成長率に与える影響がメイン・バンクの健全性によってどのように異なるかを検証する。検証にあたっては、各企業の借入残高およびその取引銀行の情報を利用して、タイムダミーを含む固定効果モデルを使って以下のような式を非バランス・パネル分析によって推計した。

$$(2) \quad \Delta A_{i,t}/A_{i,t} = \beta_{1,i} + \beta_{2,t} + \beta_{3,i} LL_{i,t-1} + \beta_{4,i} SL_{i,t-1} \\ + (\beta_{5,i} GMain_{i,t-1} + \beta_{6,i} BMain_{i,t-1}) DLL_{i,t-1} + \beta_{7,i} DSL_{i,t-1},$$

ただし、 $\Delta A_{i,t}/A_{i,t} = t-1$ 期末から t 期末かけての TFP の成長率、 $LL_{i,t-1} = t-1$ 期末の長期借入金残高 / 総資産、 $SL_{i,t-1} = t-1$ 期末の短期借入金残高 / 総資産、 $DLL_{i,t-1} = t-2$ 期末から $t-1$ 期末かけての長期借入金の増加率、 $DSL_{i,t-1} = t-2$ 期末から $t-1$ 期末かけての短期借入金の増加率、 $GMain_{i,t-1} = t-1$ 期末のメイン・バンクの健全ダミー（メイン・バンクが健全行である場合に 1、それ以外でゼロをとるダミー変数）、 $BMain_{i,t-1} = t-1$ 期末のメイン・バンクの不健全ダミー（メイン・バンクが不健全行である場合に 1、それ以外でゼロをとるダミー変数）。

(2)式は、各企業の TFP の成長率 ($\Delta A_{i,t}/A_{i,t}$) が、借入残高およびその増加率とどのような関係にあるかを見るための推計式である。同時性バイアスを回避するため、説明変数はすべて 1 期ラグを取っている。

説明変数に借入残高 ($LL_{i,t-1}$ および $SL_{i,t-1}$) を加えた理由は、負債の規律付けが生産性を高める効果をとらえるためである。これまでの研究でも、花崎・堀内(2006)らが、負債残高比率が大きい企業ほど生産性が高いことを示している。ただし、技術進歩を借入金を使った研究開発の成果と見るならば、TFP の成長は過去の借入額の累積を示す借入残高自体と関係がある可能性がある。仮に過去の貸出は適切に行われ、大きなラグを伴って TFP の成長につながってきたとすれば、長期の借入残高の係数は、負債の規律付けとは別の理由で、正の符号をとることになる。

一方、1990 年代後半から 2000 年初頭にかけて、「追い貸し」が行われ、貸出が経営再建の見込みの乏しい企業向けに行われていけば、借入残高の増加率 ($DLL_{i,t-1}$ および $DSL_{i,t-1}$) の係数は負の符号をとると予想される。われわれの主たる関心は、貸出の増加率と TFP の成長率の関係であるので、借入残高の増加率、とりわけ長期借入金残高の増加率 $DLL_{i,t-1}$ の係数の符号が仮説検定上もっとも重要である。

「追い貸し」などの金融機関の貸出姿勢は、金融機関自体の健全性に大きく左右されると考えられる。なぜなら、金融機関が十分に健全であれば問題の先送りをすることは考えにくい、バランス・シートが悪化した場合には「追い貸し」によって問題の先送りをする可能性が高くなるからである。そこで、(2)式の推計に際しては、メイン・バンクの健全性指標として、メイン・バンクの健全ダミー ($GM_{i,t-1}$) とメイン・バンクの不健全ダミー ($BM_{i,t-1}$) を $DLL_{i,t-1}$ の係数ダミーとして加えて推計を行った。メイン・バンクの健全性指標を(2)式の説明変数に係数ダミーとして加えることによって、貸出の増加率と TFP 増加率との関係が銀行の健全性にどのような影響を受けたかが検証できる。仮にメイン・バンクの健全性の悪化が「追い貸し」を助長する要因であれば、メイン・バンクの不健全ダミーが、特に貸出が増加しているケースで、借入額と TFP との間にマイナスの相関を助長すると予想される。

以下では、メイン・バンクの健全性指標として、「メイン・バンクの不良債権比率」を用い、それが 3%未満の銀行を健全行、3%以上の銀行を不健全行として、それぞれ $GM_{i,t-1}$ と $BM_{i,t-1}$ を定義した⁵。「メイン・バンクの不良債権比率」は、リスク管理債権を貸出量で割ることによって求めたものである。不良債権比率は、都市銀行・地方銀行・第 2 地方銀行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日本金融通信社『ニッキン資料年報』からそれぞれ採用した。

⁵ 銀行の不良債権比率は、大手行 12 行 (都銀、信託、旧長銀) では、2001 年度末のピーク時には 8.7%であったが、2006 年度末には 1.5%へと低下している。また、地銀・第 2 地銀 110 行でも、2001 年度末の 8.1%から 2006 年度末には 4.1%へと低下している。地銀・第 2 地銀の不良債権処理が若干遅れ気味であることを勘案すると、2006 年度末の数字から、3%を閾値として「健全行」と「不健全行」を分類するわれわれの基準はおおむね妥当であると考えられる。

各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。しかし、この定義を用いれば、上場企業のみならず、取引銀行ごとの融資残高がわからない非上場企業のメイン・バンクも判別することが可能となる。

なお、ごく一部の企業で、メイン・バンクやメイン・バンクの不良債権額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「不良債権不明ダミー」をそれぞれ加えた⁶。

5．基本モデルの推計結果

1997～2002年度の非バランス・パネル・データを使って、われわれの基本モデルを推計した結果が、表2にまとめられている。推計では、対象企業を上場企業と資本金1億円以上の非上場企業にサンプル分割するだけでなく、製造業と非製造業でサンプル分割した。上場企業と非上場企業にサンプル分割した理由は、大企業と中小企業で貸出がTFPに与える影響が異なる可能性が高いからである。製造業と非製造業でサンプル分割した理由は、上場企業を対象とした先行研究では、借り手が製造業であるか、それとも非製造業であるかで、「追い貸し」に関する結果は大きく異なっていたからである。

まず、借入残高の影響を見ると、上場・非上場あるいは製造・非製造いずれのケースでも、正の符号をとっており、借入残高が多い企業ほど、TFPが上昇していることを示している。しかも、その係数は長期借入残高 $LL_{i,t-1}$ だけでなく、短期借入残高 $SL_{i,t-1}$ でも統計的に有意な正の符号をとっている。上場企業では、 $SL_{i,t-1}$ の係数値が $LL_{i,t-1}$ のそれよりも大きい。 $LL_{i,t-1}$ が正の符号をとっている理由は、過去の借入による研究開発の成果がラグを伴ってTFPの成長につながったからであるとも解釈できる。しかし、 $SL_{i,t-1}$ も正の符号をとっていることから判断すると、むしろ負債の規律付けがTFPの成長につながったと考えられるのが自然である。

一方、借入の増加率の係数は、短期借入残高の増加率($\Delta SL_{i,t-1}$)は統計的に有意ではなく、ほぼゼロに近い。しかし、長期借入残高の増加率($\Delta LL_{i,t-1}$)はすべての

⁶ 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、メイン・バンクなしとした。

ケースで負の符号を示しているだけでなく、上場企業の製造業を除き統計的に有意である。特に、上場企業の非製造業では、 $\Delta LL_{i,t-1}$ の係数は約-0.098 と、その絶対値は他と比べて大きな値をとっている。われわれの主たる関心は、貸出の増加率と TFP の成長率の関係であるので、借入残高の増加率、とりわけ長期借入金残高の増加率 $\Delta LL_{i,t-1}$ の係数の符号が仮説検定上もっとも注目すべきものである。以上のマイナスの係数は、この時期、長期借入金の増加が、特に上場企業の非製造業で、TFP にマイナスの影響を与えたことを示唆するものである。

より興味深い点は、長期借入残高の増加率($\Delta LL_{i,t-1}$)の係数ダミーのうち、 $BMain_{i,t-1}$ がすべてのケースでマイナスの係数値をとっていることである。しかも、その推計値はいずれも統計的に有意である。この結果は、長期借入金の増加が TFP にマイナスの影響を与えた原因が、メイン・バンクの健全性が悪化(すなわち、不良債権比率の増加)にあったことを示唆している。

一方、 $\Delta LL_{i,t-1}$ に係数ダミーとして加えた $GMain_{i,t-1}$ の係数は、上場企業の製造業では有意にプラスである。また、非製造業では、マイナスの値をとっているがいずれも 5%水準では統計的には有意でない。非製造業や上場企業の製造業では、メイン・バンクが健全である場合には、長期借入金が増加した企業で TFP が下落する傾向はほとんど観察されないことになる。

ただし、 $GMain_{i,t-1}$ の係数も、非上場企業の製造業では有意にマイナスであった。非上場企業の製造業で健全行の貸出も有意なマイナスの符号をとった原因としては、中堅・中小企業を対象に当時幅広く適用された信用保証制度の存在が考えられる。貸倒れリスクが信用保証制度で十分にカバーされていれば、健全行であっても生産性の低い企業に貸し出しを行うことはあり得る。ただし、限られた推計結果では断定的なことはいえないので、この点は将来的に別途詳細な吟味が必要な結果といえよう。

6. 貸出の増加と減少を区別した推計

前節の結果で興味深い点は、長期借入残高の増加率($\Delta LL_{i,t-1}$)に係数ダミーとして加えたメイン・バンクの不健全ダミー($BMain_{i,t-1}$)が、すべてのケースで統計的に有意なマイナスの係数値をとったことである。しかし、マイナスの意味合いは、長期借入残高の増加率がプラスのときとマイナスのときでは大きく異なる。なぜなら、「追い貸し」が TFP にマイナスの影響を与えているのであれば、長期借入残高の増加率がプラスのときの係数のみ意味があるからである。

そこで、以下では、(2)式と同様の式を推計するに際して、長期借入残高の増加率 ($\Delta LL_{i,t-1}$) に関しては、それがプラスの場合とマイナスの場合で別の変数として取り扱い、次のような式を推計した。

$$(3) \quad \Delta A_{i,t}/A_{i,t} = \beta_{1,i} + \beta_{2,t} + \beta_{3,i} LL_{i,t-1} + \beta_{4,i} SL_{i,t-1} \\ + (\beta_{51,i} GMain_{i,t-1} + \beta_{61,i} BMain_{i,t-1}) DLL(+),_{i,t-1} \\ + (\beta_{52,i} GMain_{i,t-1} + \beta_{62,i} BMain_{i,t-1}) DLL(-),_{i,t-1} + \beta_{7,i} DSL_{i,t-1},$$

ただし、 $DLL(+),_{i,t-1}$ は $DLL_{i,t-1} > 0$ のとき $DLL_{i,t-1}$ に等しく、それ以外でゼロとなる変数。また、 $DLL(-),_{i,t-1}$ は $DLL_{i,t-1} < 0$ のとき $DLL_{i,t-1}$ に等しく、それ以外でゼロとなる変数。

表3が、推計結果をまとめたものである。表では、 $\beta_{51,i} = \beta_{52,i}$ と制約したケースと制約しないケースの両方の結果がまとめられている。これまでと同様に、借入残高の影響は、いずれも正の符号をとっている。また、短期借入金の増加は、ほとんど有意な影響を与えなかった。

一方、長期借入の増加率の影響については、制約を加えるか否かに関わらず、(3)式の $\beta_{61,i}$ が、上場企業・製造業を除き、統計的に有意なマイナスの値をとっている。特に、 $\beta_{61,i}$ の値は、上場企業・非製造業では-0.12を超えており、他の絶対値は他の10倍近くである。上場企業・製造業を除き、メイン・バンクが不健全行である場合に、長期貸出の増加がTFP成長率を低下させたこと、その傾向は上場企業・非製造業でより顕著であったことを示している。

以上の結果は、上場企業・製造業を除き、不良債権が増加してメイン・バンクの健全性が悪化した場合に「追い貸し」が行われ、それが日本企業の生産性を下落させたとする解釈と整合的である。特に、上場企業・非製造業では、「建設」、「不動産」、「卸売・小売サービス」など、バブル崩壊後、大きな損失を被った産業に属する企業が数多く存在した。マイナスの影響がこれら上場企業・非製造業でもっとも明確に現れたことは、非製造業の大企業に「ゾンビ企業」が多かったとする先行研究と整合的な結果といえよう。

なお、表3で(3)式の $\beta_{62,i}$ の推計結果を見ると、いずれのケースもマイナスの値をとっている。特に、製造業では統計的に有意で、上場企業・製造業ではその係数値は-0.3とその絶対値は非常に大きい。 $\beta_{62,i}$ は長期貸出の減少がTFP成長率に与える影響を示しているので、マイナスの符号は、メイン・バンクが不健全行である場合でも、長期貸出の減少が大きければ大きいほどTFP成長率は増加したことを示している。メイン・バンクが不健全行でも、「追い貸し」がなければ生産性の低下はなか

ったこと、そしてその傾向は上場企業・製造業で顕著であったことを示唆するものである。

7. 資本ストックおよび労働投入量の増加率への影響

伝統的な経済成長理論では、成長の源泉は、全要素生産性（TFP）の成長に加えて、労働投入量の成長率および資本ストックの成長率である。そこで以下では、前節までと同じ企業を対象として、貸出の増加が、その他の成長の源泉である資本ストックの成長率（ $\Delta K_{i,t}/K_{i,t}$ ）および労働投入量の成長率（ $\Delta N_{i,t}/N_{i,t}$ ）にそれぞれどのような影響を及ぼしたかを分析する。

分析では、TFP の成長率への影響と比較できるようにするため、以下の2つの式をそれぞれ推計した。

$$(4) \quad \Delta K_{i,t}/K_{i,t} = \gamma_{1,i} + \gamma_{2,t} + \gamma_{3,i} LL_{i,t-1} + \gamma_{4,i} SL_{i,t-1} \\ + (\gamma_{5,i} GMain_{i,t-1} + \gamma_{6,i} BMain_{i,t-1}) DLL_{i,t-1} + \gamma_{7,i} DSL_{i,t-1},$$

$$(5) \quad \Delta N_{i,t}/N_{i,t} = \delta_{1,i} + \delta_{2,t} + \delta_{3,i} LL_{i,t-1} + \delta_{4,i} SL_{i,t-1} \\ + (\delta_{5,i} GMain_{i,t-1} + \delta_{6,i} BMain_{i,t-1}) DLL_{i,t-1} + \delta_{7,i} DSL_{i,t-1},$$

上式は、被説明変数が異なることを除けば、いずれも(2)式と全く同じ式である。ただし、分析では、(3)式に対応する式も同時に推計した。推計結果が、表4 - 1および4 - 2にそれぞれまとめられている。

まず、表4 - 1で、資本ストックの成長率（ $\Delta K_{i,t}/K_{i,t}$ ）への影響を見ると、長期借入残高に関しては、上場企業ではプラスの効果がみられる。しかし、非上場企業では、その関係は有意ではない。また、短期借入残高は、上場企業・非製造業を除き、資本ストックの成長率とマイナスの関係が観察される。資本ストックの伸び率は、過去に蓄積された借入の大小とは必ずしも明確な関係はないといえる。

一方、借入残高の増加率についてみると、その係数は $DLL_{i,t-1}$ および $DSL_{i,t-1}$ はいずれも有意な正の符号をとっている。貸出の増加は、短期であろうと長期であろうと資本ストックを増加させていることになる。ただし、係数の推計値は、 $DSL_{i,t-1}$ より $DLL_{i,t-1}$ の方がすべてのケースで大きく、その傾向は上場企業でより顕著である。長期貸出の増加の方が、特に上場企業で、資本ストックをより増加させる傾向にあったことがわかる。

より興味深い点は、このような貸出の伸びから資本ストックの伸びへのプラスの影響が、メイン・バンクの健全性とは関係なく観察されていることである。係数の推計値を比較すると、健全行の貸出の伸び（係数ダミー $GM_{i,t-1}$ ）が不健全行のそれ（係数ダミー $BM_{i,t-1}$ ）よりも常にやや大きな効果を持っている。しかし、その差は大きなものではなく、かつ不健全行の貸出の伸びの係数も常に有意にプラスである。資本ストックの伸びに関する以上の結果は、長期借入残高の増加率の TFP の成長率への影響が健全行かどうかで大きく異なった前節の結果とはきわめて対照的である。生産性の低い企業に対して貸出の増加と資本蓄積が行われるという資源のミス・アロケーションを示唆するものである。

次に、表 4 - 2 で、労働投入量の成長率（ $\Delta N_{i,t}/N_{i,t}$ ）への影響をみると、借入残高に関しては、統計的な有意性はそれほど高くないものの、非上場の非製造業を除き、短期も長期もマイナスの符号をとっている。借入残高が多い企業は相対的に資本ストックが多い企業だと考えられるので、そのような資本集約的な企業ほど長引く不況の中で労働投入量を減少させていたことになる。借入残高を負債の規律付けの代理変数とみれば、負債の規律付けが大きい企業ほど労働者のリストラが行われたと解釈することも可能である。

一方、貸出残高の増加率（ $\Delta LL_{i,t-1}$ および $\Delta SL_{i,t-1}$ ）の係数に関しては、全体としてみると必ずしも一貫した結果が得られていない。ただし、上場企業の非製造業では、不健全行の貸出の増加が労働投入量を増加させたことが有意に観察されている。上場企業の非製造業では、「追い貸し」が過剰な資本ストックの蓄積だけでなく、過剰な雇用を伴った可能性を示唆するものである。

8. 付加価値の増加率への影響

経済成長は、全要素生産性（TFP）、労働投入量、および資本ストックの3つの成長の源泉の成長率によって決定される。このため、貸出の増加によって TFP が減少する場合でも、労働投入量や資本ストックがそれを上回って増加すれば経済は成長することになる。これまでの節では、貸出の増加が、これら3つの成長の源泉にどのような影響を及ぼすかを個別に検討してきた。本節では、貸出の増加が、トータルとして付加価値の成長率（ $\Delta Y_{i,t}/Y_{i,t}$ ）にどのような影響を及ぼしたかを分析する。

分析では、付加価値の成長率（ $\Delta Y_{i,t}/Y_{i,t}$ ）を被説明変数として、その貸出との関係をこれまでと比較可能な形で検証するため、以下の式を推計した。

$$(6) \quad \Delta Y_{i,t}/Y_{i,t} = \phi_{1,i} + \phi_{2,t} + \phi_{3,i} LL_{i,t-1} + \phi_{4,i} SL_{i,t-1}$$

$$+ (\phi_{5,i} GMain_{i,t-1} + \phi_{6,i} BMain_{i,t-1}) DLL_{i,t-1} + \phi_{7,i} DSL_{i,t-1}.$$

(6)式は、(2)式に対応するものである。分析では、加えて、(3)式に対応する式も同時に推計した。推計結果が、表5にまとめられている。結果は、基本的には、これまで行った TFP の成長率 ($\Delta A_{i,t}/A_{i,t}$)、資本ストックの成長率 ($\Delta K_{i,t}/K_{i,t}$)、および労働投入量の成長率 ($\Delta N_{i,t}/N_{i,t}$) への影響が合成されたものとなるはずである。

まず、借入残高の影響を見ると、いずれのケースでも、その係数は $LL_{i,t-1}$ および $SL_{i,t-1}$ いずれも正の符号をとっている。この結果は、借入残高が TFP の成長率へプラスの影響を与えたことを反映したものであり、その効果が資本ストックの成長率や労働投入量の成長率への効果を凌駕していることを示している。負債の規律付けが TFP を上昇させることで、持続的な経済成長につながってきたといえる。ただし、長期借入残高に関しては、過去の研究開発の成果が長いラグを伴って持続的な経済成長につながってきたという解釈も可能である。

一方、借入残高の増加率 ($\Delta LL_{i,t-1}$ および $\Delta SL_{i,t-1}$) の係数に関しては、メイン・バンクが不健全な場合 (係数ダミー $BMain_{i,t-1}$ の場合) ほとんどのケースで推計値は統計的に有意ではなく、かつ符号も必ずしも一貫した結果が得られていない。この結果は、借入残高の増加が、短期であろうと長期であろうと常に資本ストックを増加させた結果とは対照的である。メイン・バンクの健全性が悪化したケースでは、貸出の増加は資本ストックを増加させたが、資本ストックの増加は必ずしも経済成長にはつながらなかったことを示している。

この大きな理由としては、特にメイン・バンクの不良債権比率が増加した場合に、資本ストックの増加が TFP の成長率の低下によって打ち消されている点が挙げられる。実際、メイン・バンクが不健全な場合の貸出に関しては、長期借入残高の増加が付加価値の成長率に有意なプラスの影響を与えたケースは1つもない。メイン・バンクが不健全な場合の長期貸出は、資本ストックを増加させるが、その経済成長への貢献は TFP の成長率の低下によって完全に打ち消されていたといえる。技術水準が一定でも、企業が過剰な資本ストックを蓄積すれば、生産フロンティア上での生産は実行されず、それだけ生産性は低下する。以上の結果は、メイン・バンクが不健全な場合、貸出によってこのような生産の伸びを伴わない非効率な資本蓄積が行われ、それによって TFP の成長率も低下したことを示唆するものである。

これに対して、メイン・バンクが健全な場合の貸出に関しては、非上場企業の製造業を除いて、長期借入残高の増加が付加価値の成長率に有意なプラスの影響を与えている。前節でみたように、メイン・バンクが健全な場合、非上場企業・製造業以外では、長期貸出が TFP の成長率に与えた影響は、上場企業・製造業では有意にプラス、上場および非上場企業の非製造業ではマイナスではあるが有意でなかった。

この結果、上場企業・製造業では資本ストックの増加と TFP の成長率の増加が両輪となって、また上場および非上場企業の非製造業では資本ストックの増加のみによって、長期借入残高の増加が付加価値の成長率に有意なプラスの影響を及ぼしたといえよう。

なお、非上場企業の製造業に関しては、メイン・バンクが健全な場合であっても、長期貸出が付加価値の成長率に有意ではないがマイナスの影響を与えていた。これは、非上場企業の製造業では、長期借入残高の増加が TFP の成長率にマイナスの影響を与えたことを反映したものである。信用保証制度の存在が、メイン・バンクが健全な場合であっても、過剰な資本蓄積につながった可能性を示唆するものであるが、この点の吟味は今後の検討課題である。

9. おわりに

本稿では、金融危機下にあった 1990 年代後半から 2000 年初頭にかけての日本経済において、銀行貸出が大企業や中堅企業の生産性に対していかなる影響を与えたかを、成長会計の観点から、上場・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考察した。個票データを用いて、貸出の伸びと TFP（全要素生産性）の伸びとの関係を推計した場合、メイン・バンクの健全性が悪化した企業で、有意な負の相関が観察された。その一方で、貸出の伸びは、メイン・バンクの健全性に関わらず、資本ストックの伸びに有意な正の影響を与えていた。この結果は、健全性が悪化したメイン・バンクが貸出を増加させた企業で、過剰資本ストックを通じて生産性が低迷した可能性を示唆するものである。

「失われた 10 年」の日本経済では、生産性の低迷が幅広く指摘されている。しかし、なぜこの時期に生産性が低迷したかに関しては依然としてオープン・クエスチョンである。社会的な資源配分の効率性という観点からすると、銀行貸出が生産性に及ぼした影響を分析することは重要な意味を持つ。仮に銀行貸出が、生産量や資本ストックを増加させたとしても、それが生産性の低い分野で起こっている限り、持続的な経済成長は望めないからである。われわれの結果は、1990 年代の日本経済の成長率の低下が、資源のミス・アロケーションや資本の稼働率の低下に起因しており、真の技術進歩の低迷によるところは小さいとする仮説をサポートするものである。

本稿の結果で注目すべき点は、メイン・バンクが健全であった場合には金融危機の下でも必ずしも資源のミス・アロケーションは起こっていなかったこと、またメイン・バンクが不健全であった場合でも貸出が減少した企業では TFP の改善が見られたことである。金融危機に見舞われた 1990 年代後半日本経済では、銀行経営の悪

化による「追い貸し」が生産性低迷の一因であり、健全性が悪化した銀行が「問題の先送り」をやめ、不良債権処理を積極的に行うことが日本経済の回復に必要であったといえる。

参考文献

- 乾友彦・権赫旭、(2005)、「展望：日本の TFP 上昇率は 1990 年代においてどれだけ低下したか」『経済分析』第 176 号、pp.138-167.
- 小川一夫、(2003)、『大不況の経済分析』、日本経済新聞社.
- 小幡績・坂井功治、(2005)、「メインバンク・ガバナンスと「追い貸し」」『経済研究』第 56 巻 2 号、pp.149-161.
- 川本卓司、(2004)、『日本経済の技術進歩率計測の試み：「修正ソロー残差」は失われた 10 年について何を語るか?』『金融研究』、第 23 巻第 4 号、pp.147-186.
- 小林慶一郎・秋吉史夫、(2006)、「銀行危機と借り手企業の生産性についての実証分析」、RIETI ディスカッションペーパー 06-J-021.
- 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.
- 杉原茂・笹田郁子、(2002)、「不良債権と追い貸し」『日本経済研究』第 44 号、pp.63-87.
- 内閣府、(2002)、『経済財政白書 - 改革なくして成長なし II - 』.
- 花崎正晴・堀内昭義、(2006)、「銀行融資中心の金融システムと企業統治 - 金融自由化によって銀行の機能は脆弱化したか - 」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.06-J-07.
- 福田慎一・粕谷宗久編、(2004)、『日本経済の構造変化と経済予測』、東京大学出版会.
- 福田慎一・粕谷宗久・赤司健太郎、(2006)、「デフレ下における非上場企業のデフォルト分析」、『金融経済研究』、第 23 号、pp.31-49.
- 福田慎一・粕谷宗久・中島上智、(2007a)、「非上場企業の設備投資の決定要因：金融機関の健全性と過剰債務問題の影響」林文夫編『経済制度の実証分析と設計、第 2 巻：金融の機能不全』第 3 章、勁草書房、pp.65-97.
- 福田慎一・粕谷宗久・中島上智、(2007b)、「非上場企業に「追い貸し」は存在したか?」『金融研究』、第 26 巻第 1 号、pp.73-104.
- 星岳雄、(2000)、「なぜ日本は流動性の罠から逃れられないか」深尾光洋・吉川洋編、『ゼロ金利と日本経済』、日本経済新聞社、pp.233-266.
- Ahearne, A.G., and N. Shinada, (2005), “Zombie Firms and Economic Stagnation in Japan,” International Economics and Economic Policy 2, pp.363-381.

- Caballero, R., Hoshi, T., and A. Kashyap, (2006) "Zombie Lending and Depresses Restructuring in Japan," NBER Working Paper no.12124.
- Fukuda, S., M. Kasuya, and J. Nakajima, (2006), "Deteriorating Bank Health and Lending in Japan: Evidence from Unlisted Companies under Financial Distress" Journal of Asia Pacific Economy, Volume 11, No.4, pp. 482-501.
- Fukao, K., T. Inui, H. Kawai, and T. Miyagawa, (2003), "Sectoral Productivity and Economic Growth in Japan, 1970-98: An Empirical Analysis Based on the JIP Database," in T. Ito and A. Rose, eds., Growth and Productivity in East Asia, The University of Chicago Press.
- Jorgenson, D.W., and K. Motohashi, (2005), "Information technology and the Japanese economy?" Journal of the Japanese and International Economies, Volume 19, Issue 4, pp. 460-481
- Hayashi, F., and E. Prescott, (2002), "Japan in the 1990s: A Lost Decade," Review of Economic Dynamics, 5(1), pp.206-235.
- Peek, J., and E.S. Rosengren, (2005), "Unnatural Selection: Perverse Incentives and the Misallocation of Credit in Japan," American Economic Review, 95(4): 1144-1166.

表 1：基本統計量

単位：%

$\Delta A/A$	平均	中央値	標準偏差
上場・製造業	1.34	-0.17	20.4
上場・非製造業	-0.86	-1.05	16.4
非上場・製造業	1.63	0.06	21.7
非上場・非製造業	1.24	0.52	19.0

$\Delta K/K$	平均	中央値	標準偏差
上場・製造業	1.41	-0.64	10.0
上場・非製造業	2.59	-0.88	13.4
非上場・製造業	-1.40	-2.93	14.3
非上場・非製造業	-2.32	-4.58	15.3

表 2： 貸出の伸びが TFP の伸びに与えた影響

被説明変数: $\Delta A/A$ (%)	上場・製造業		上場・非製造業	
短期借入/総資産(%)	0.640 *** (8.88)	0.637 *** (8.85)	0.308 *** (5.31)	0.311 *** (5.35)
長期借入/総資産(%)	0.445 *** (6.90)	0.449 *** (6.96)	0.190 *** (2.96)	0.192 *** (2.99)
短期借入変化率(%)	0.010 (1.59)	0.010 (1.51)	-0.005 (0.91)	-0.005 (0.90)
長期借入変化率(%)	-0.024 (0.84)		-0.098 *** (3.69)	
係数ダミー(Gmain)		0.116 ** (2.46)		-0.091 * (1.95)
係数ダミー(Bmain)		-0.095 *** (2.77)		-0.100 *** (3.27)
不良債権比率不明ダミー		-1.820 (0.69)		-1.733 (0.79)

被説明変数: $\Delta A/A$ (%)	非上場・製造業		非上場・非製造業	
短期借入/総資産(%)	0.562 *** (10.46)	0.562 *** (10.46)	0.174 *** (6.52)	0.174 *** (6.52)
長期借入/総資産(%)	0.662 *** (11.47)	0.660 *** (11.43)	0.202 *** (5.84)	0.203 *** (5.86)
短期借入変化率(%)	-0.007 (1.13)	-0.007 (-1.14)	0.001 (0.34)	0.001 (0.35)
長期借入変化率(%)	-0.023 *** (4.48)		-0.009 ** (2.50)	
係数ダミー(Gmain)		-0.033 *** (3.11)		-0.007 (1.00)
係数ダミー(Bmain)		-0.020 *** (3.50)		-0.009 ** (2.35)
不良債権比率不明ダミー		0.477 (0.28)		-2.010 * (1.81)

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

注 2) すべての推定でタイムダミーを含む。

表3：貸出の伸びがプラスの場合とマイナスの場合を区別したケース

被説明変数: $\Delta A/A$ (%)	上場・製造業		上場・非製造業	
短期借入/総資産(%)	0.629 *** (8.73)	0.630 *** (8.71)	0.315 *** (5.40)	0.318 *** (5.44)
長期借入/総資産(%)	0.439 *** (6.81)	0.443 *** (6.66)	0.196 *** (3.05)	0.199 *** (3.08)
短期借入変化率(%)	0.011 * (1.65)	0.011 (1.64)	-0.005 (-0.95)	-0.005 (-0.98)
長期借入変化率(%)				
係数ダミー(Gmain)	0.114 ** (2.42)		-0.091 ** (1.96)	
係数ダミー(Gmain*DLL(+))		0.108 * (1.95)		-0.115 ** (2.04)
係数ダミー(Gmain*DLL(-))		0.139 (1.11)		-0.010 (0.09)
係数ダミー(Bmain*DLL(+))	0.013 (0.26)	0.012 (0.25)	-0.124 *** (3.19)	-0.126 *** (3.23)
係数ダミー(Bmain*DLL(-))	-0.303 *** (4.14)	-0.301 *** (4.09)	-0.041 (0.62)	-0.035 (0.53)
不良債権比率不明ダミー	-0.756 (0.29)	-0.640 (0.24)	-2.023 (0.92)	-1.683 (0.75)

被説明変数: $\Delta A/A$ (%)	非上場・製造業		非上場・非製造業	
短期借入/総資産(%)	0.559 *** (10.40)	0.559 *** (10.40)	0.175 *** (6.53)	0.174 *** (6.52)
長期借入/総資産(%)	0.676 *** (11.39)	0.676 *** (11.25)	0.200 *** (5.65)	0.205 *** (5.74)
短期借入変化率(%)	-0.007 (1.17)	-0.007 (1.16)	0.001 (0.35)	0.001 (0.32)
長期借入変化率(%)				
係数ダミー(Gmain)	-0.033 *** (-3.15)		-0.007 (0.99)	
係数ダミー(Gmain*DLL(+))		-0.034 ** (2.74)		-0.003 (0.37)
係数ダミー(Gmain*DLL(-))		-0.033 (1.03)		-0.030 (1.30)
係数ダミー(Bmain*DLL(+))	-0.015 ** (2.29)	-0.015 ** (2.27)	-0.011 ** (2.16)	-0.010 ** (2.01)
係数ダミー(Bmain*DLL(-))	-0.040 ** (2.17)	-0.040 ** (2.09)	-0.004 (0.37)	-0.008 (0.60)
不良債権比率不明ダミー	0.789 (0.46)	0.793 (0.45)	-2.085 * (1.85)	-2.363 ** (2.04)

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

注2) すべての推定でタイムダミーを含む。

表 4-1： 貸出の伸びが資本ストックの伸びに与えた影響

被説明変数: $\Delta K/K$ (%)	上場・製造業		上場・非製造業	
短期借入/総資産(%)	-0.055 *	-0.056 *	0.016	0.009
	(1.75)	(1.76)	(0.38)	(0.23)
長期借入/総資産(%)	0.105 ***	0.105 ***	0.086 *	0.079 *
	(3.70)	(3.69)	(1.88)	(1.71)
短期借入変化率(%)	0.014 ***	0.014 ***	0.006 *	0.007 *
	(4.88)	(4.88)	(1.65)	(1.78)
長期借入変化率(%)				
係数ダミー(Gmain)	0.396 ***	0.396 ***	0.373 ***	0.374 ***
	(19.13)	(19.12)	(11.23)	(11.26)
係数ダミー(Bmain)	0.121 ***		0.185 ***	
	(8.02)		(8.53)	
係数ダミー(Bmain*DLL(+))		0.125 ***		0.229 ***
		(5.92)		(8.28)
係数ダミー(Bmain*DLL(-))		0.114 ***		0.078 *
		(3.53)		(1.67)
不良債権比率不明ダミー	-0.212	-0.174	1.416	1.944
	(0.18)	(0.15)	(0.91)	(1.24)

被説明変数: $\Delta K/K$ (%)	非上場・製造業		非上場・非製造業	
短期借入/総資産(%)	-0.070 **	-0.067 **	-0.031	-0.031
	(2.15)	(2.06)	(1.61)	(1.57)
長期借入/総資産(%)	-0.031	-0.047	0.007	0.002
	(0.90)	(1.31)	(0.29)	(0.09)
短期借入変化率(%)	0.023 ***	0.023 ***	0.014 ***	0.014 ***
	(6.63)	(6.66)	(5.25)	(5.25)
長期借入変化率(%)				
係数ダミー(Gmain)	0.047 ***	0.048 ***	0.042 ***	0.043 ***
	(7.37)	(7.44)	(7.94)	(7.95)
係数ダミー(Bmain)	0.032 ***		0.028 ***	
	(9.50)		(9.79)	
係数ダミー(Bmain*DLL(+))		0.028 ***		0.026 ***
		(6.89)		(7.46)
係数ダミー(Bmain*DLL(-))		0.052 ***		0.037 ***
		(4.73)		(4.10)
不良債権比率不明ダミー	1.605	1.294	1.886 **	1.760 **
	(1.57)	(1.25)	(2.33)	(2.14)

表 4-2： 貸出の伸びが労働投入量の伸びに与えた影響

被説明変数: $\Delta(hL)/(hL)$ (%)	上場・製造業		上場・非製造業	
短期借入/総資産(%)	-0.115 *** (3.15)	-0.113 *** (3.09)	-0.159 *** (4.21)	-0.160 *** (4.24)
長期借入/総資産(%)	-0.112 *** (3.42)	-0.109 *** (3.34)	-0.069 * (1.67)	-0.071 * (1.70)
短期借入変化率(%)	-0.007 ** (2.03)	-0.007 ** (2.10)	0.002 (0.68)	0.002 (0.71)
長期借入変化率(%)				
係数ダミー(Gmain)	-0.066 *** (2.75)	-0.065 *** (2.73)	0.014 (0.47)	0.014 (0.47)
係数ダミー(Bmain)	0.048 *** (2.73)		0.049 ** (2.48)	
係数ダミー(Bmain*DLL(+))		0.018 (0.75)		0.058 ** (2.31)
係数ダミー(Bmain*DLL(-))		0.104 *** (2.80)		0.027 (0.63)
不良債権比率不明ダミー	-0.604 (0.45)	-0.894 (0.67)	1.510 (1.07)	1.619 (1.13)

被説明変数: $\Delta(hL)/(hL)$ (%)	非上場・製造業		非上場・非製造業	
短期借入/総資産(%)	-0.068 *** (2.66)	-0.069 *** (2.72)	0.005 (0.24)	0.005 (0.25)
長期借入/総資産(%)	-0.026 (0.94)	-0.017 (0.60)	0.027 (1.03)	0.025 (0.97)
短期借入変化率(%)	0.002 (0.88)	0.002 (0.85)	-0.002 (0.76)	-0.002 (0.76)
長期借入変化率(%)				
係数ダミー(Gmain)	-0.007 (1.32)	-0.007 (1.36)	-0.005 (1.01)	-0.005 (1.01)
係数ダミー(Bmain)	-0.001 (0.54)		-0.002 (0.53)	
係数ダミー(Bmain*DLL(+))		0.001 (0.30)		-0.002 (0.55)
係数ダミー(Bmain*DLL(-))		-0.013 (1.46)		0.000 (0.03)
不良債権比率不明ダミー	0.529 (0.66)	0.703 (0.87)	0.362 (0.44)	0.333 (0.40)

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

注 2) すべての推定でタイムダミーを含む。

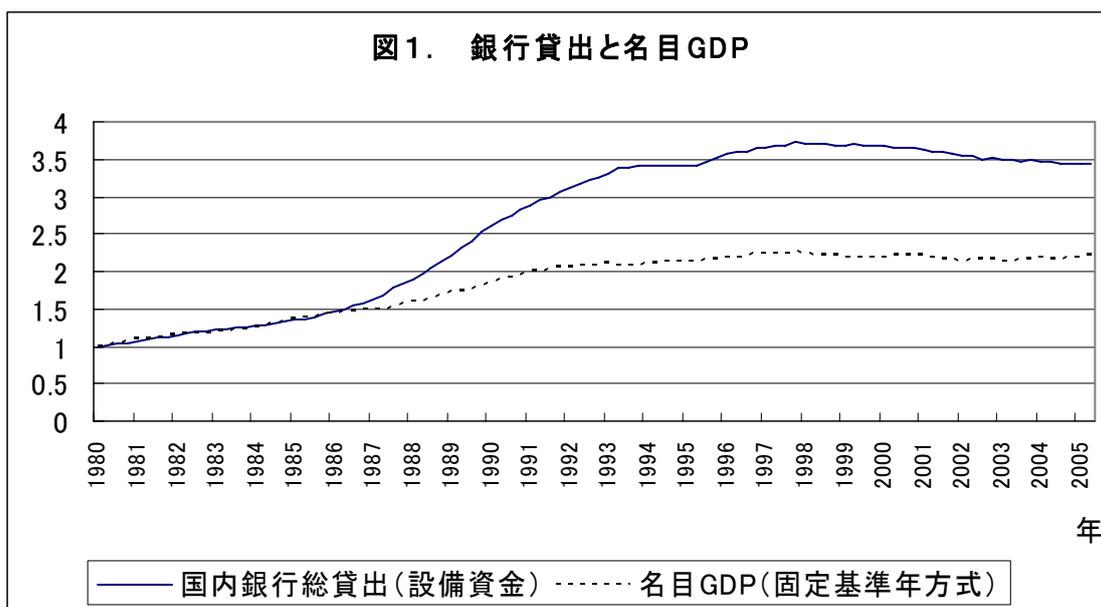
表 5： 貸出の伸びが付加価値の伸びに与えた影響

被説明変数: $\Delta Y/Y$ (%)	上場・製造業		上場・非製造業	
短期借入/総資産(%)	0.547 *** (7.68)	0.540 *** (7.58)	0.252 *** (4.45)	0.251 *** (4.43)
長期借入/総資産(%)	0.430 *** (6.73)	0.422 *** (6.60)	0.211 *** (3.38)	0.211 *** (3.36)
短期借入変化率(%)	0.012 * (1.86)	0.013 ** (1.98)	0.000 (0.04)	0.000 (0.03)
長期借入変化率(%)				
係数ダミー(Gmain)	0.248 *** (5.33)	0.247 *** (5.30)	0.128 *** (2.81)	0.128 *** (2.81)
係数ダミー(Bmain)	-0.016 (0.47)		0.027 (0.91)	
係数ダミー(Bmain*DLL(+))		0.077 (1.61)		0.032 (0.83)
係数ダミー(Bmain*DLL(-))		-0.195 *** (2.69)		0.015 (0.24)
不良債権比率不明ダミー	-2.256 (0.87)	-1.341 (0.51)	-0.276 (0.13)	-0.219 (0.10)

被説明変数: $\Delta Y/Y$ (%)	非上場・製造業		非上場・非製造業	
短期借入/総資産(%)	0.493 *** (9.34)	0.491 *** (9.29)	0.158 *** (6.12)	0.159 *** (6.15)
長期借入/総資産(%)	0.632 *** (11.13)	0.646 *** (11.07)	0.219 *** (6.51)	0.212 *** (6.19)
短期借入変化率(%)	0.005 (0.82)	0.005 (0.80)	0.008 ** (2.36)	0.008 ** (2.37)
長期借入変化率(%)				
係数ダミー(Gmain)	-0.017 (1.58)	-0.017 (1.62)	0.015 ** (2.05)	0.015 ** (2.06)
係数ダミー(Bmain)	-0.007 (1.20)		0.006 (1.60)	
係数ダミー(Bmain*DLL(+))		-0.003 (0.43)		0.004 (0.79)
係数ダミー(Bmain*DLL(-))		-0.025 (1.36)		0.016 (1.39)
不良債権比率不明ダミー	1.469 (0.88)	1.747 (1.04)	-0.780 (0.72)	-0.939 (0.86)

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

注 2) すべての推定でタイムダミーを含む。



注) いずれも 1980 年第一四半期を 1 に正規化したもの。

データの出所) 国内銀行総貸出(設備資金)は日本銀行。名目GDPは内閣府。