

Working Paper Series

いわゆる「追い貸し」について

小林 慶一郎・才田 友美・関根 敏隆

Working Paper 02-2

2002年2月

日本銀行調査統計局

〒100-8630 東京中央郵便局私書箱 203 号

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

(e-mail: yumi.saita@boj.or.jp)

(e-mail: toshitaka.sekine@boj.or.jp)

本論文の内容や意見は執筆者個人のものであり、日本銀行あるいは調査統計局の見解を示すものではありません。

# いわゆる「追い貸し」について\*

小林 慶一郎<sup>†</sup>・才田 友美<sup>‡</sup>・関根 敏隆<sup>§</sup>

2002年2月

## 概要

ある閾値を超えて債務比率が高まり企業の清算価値が低くなると、銀行は追い貸しを行うインセンティブをもつ。本稿は、この点を理論モデルにより導出し、債務比率がある程度以上高まると貸出が増加に向かうというように、貸出と債務比率が非線形な関係にあるか否かを検証した。その結果、バブル崩壊後、建設・不動産といった非製造業部門を中心に非線形性が顕著になったことがわかった。また、これらの企業では、高債務先で貸出を受けたところほど収益性を低下させる傾向があることも確認した。これらのテスト結果は、①こうした企業への貸出が、経営再建の見込みの乏しい貸出という意味で、追い貸しであった可能性が高いこと、また、②追い貸しが建設・不動産といった非製造業部門の効率性を引き下げたこと、を示唆するものである。

## 1 はじめに

本稿の目的は、(i)「追い貸し」はどのようなメカニズムで発生するのか、(ii)「追い貸し」は実際になされていたのか、(iii)「追い貸し」によってどのような弊害がもたらされたのか、といった点を解明することにある。

日本の不良債権問題について、その実体経済への影響を考えるとときに、「貸し渋り」に加えて「追い貸し」や不良債権処理の「先送り」を指摘する声が多い (Corbett (1999)、小林・加藤 (2001)、関根・種村・才田 (2001) を参照)。例えば、星 (2000) は、バブル崩壊後、製造業向けをはじめとして企業向け貸出全体が減少した一方で、不動産向け貸出が1997年まで増加し続けた点をとらえ、収益率の低い「不動産業への貸出が、新規投資に

---

\*本稿の作成にあたっては、種村知樹氏 (現日本銀行人事局)、吉野太喜氏 (東京大学大学院・経済学研究科) の協力を得た。また、ドラフト作成段階では、櫻川昌哉氏 (名古屋市立大学)、鶴光太郎氏 (経済産業研究所) のほか、日本銀行の多くのスタッフから有益なコメントを得た。この場を借りて感謝の意を表したい。もちろん、本稿のありうべき誤りは全て筆者に属するものである。

<sup>†</sup>経済産業研究所 (E-mail: kobayashi-keiichiro@rieti.go.jp)

<sup>‡</sup>日本銀行調査統計局経済調査課 (E-mail: yumi.saita@boj.or.jp)

<sup>§</sup>日本銀行調査統計局経済調査課 (E-mail: toshitaka.sekine@boj.or.jp)

つながらないような追い貸しであった」としている。しかし、実際どの程度広範に追い貸しがなされていたのか、また追い貸しが実体経済にどのような影響を及ぼしたのかといった点については、Peek and Rosengren (1999)、Tsuru (2001) の先行研究が垣間みられる程度で、実証研究の蓄積が不足している。本稿は、理論との整合性に配慮しながら、個別企業の財務データを用いて、この実証分析の不足を補おうという試みである<sup>1</sup>。

そもそも「追い貸し」という概念自身、論者によって微妙にニュアンスが異なり、曖昧なところがある。おそらく人々が漠として抱いているイメージは、「経営再建の可能性の乏しい先に、敢えて貸出を続け（もしくは貸出を十分に回収せず）、利息収入だけでも得ようとするもの」ということではないだろうか。しかし、この定義には、理論上及び実証上の困難がつきまとう。

- 理論上の問題は、何故銀行は経営再建の見込みの乏しい先から貸出を回収しないのだろうかということである。もちろん現実の個々の場面では、必ずしも常に経済合理性に基づいた行動がとられるとは限らない。しかし、これらを均してみれば、「追い貸し」にも、何らかの経済的な理由があるのではないかというのが、本稿の立場である。第2節でみるように、追い貸しが銀行の合理的な意志決定の下に選択されるモデルは幾つか存在する（銀行の株主化、BIS規制の影響、不確実性下の意志決定）。本稿では、その一つとして、資産価格の下落等に伴う企業の清算価値の低下が、実は銀行をして非効率な先への追い貸しに向かわせるという Berglöf and Roland (1997) のモデルを紹介する。

通常、貸出先の債務比率（＝借入金/時価資産）が高まると、倒産確率が高まるため、銀行は貸出を減少させると考えられる。しかし仮に追い貸しが行なわれていたとすると、既に債務比率の高い先に貸出を行おうとするかもしれない。本稿では、このような現象に対する一つの理解として、債務比率と清算価値の関係を変数とすると、債務比率がある程度以上高まると、貸出を増加させる誘引が銀行に働くことを示し、実証分析への橋渡しを行う。

- 一方、実証上の問題は、個々の貸出において、銀行はどの程度貸出先の経営再建の可能性を見込んでいたか、観察されるデータからはわからない点である。そこで本稿では、まず貸出供給関数を計測し、貸出と債務比率の間に上でみたように、ある程度債務比率が高まると貸出が増加に向かうような関係（この場合、貸出が債務比率について非線形の関係となる）にあったのか否かを調べる。次に、債務比率、貸出と企業収益（ROA）の関係を調べ、高債務先で借入を増加させた先ほど ROA が低下する傾向があるか否かを検証する。これらの関係が成立すれば、ある程度債務比率が高まった先には、回収率が低くても（倒産確率は高く、収益性は低い）、貸出を続けていたことがわかる。

---

<sup>1</sup>本稿の執筆終了直前に、銀行、企業の個票データを用いて追い貸しを分析した杉原・笛田 (2002) を入手した。本稿と若干異なる手法、サンプルを使いつつも、同様の結論（追い貸しが建設・不動産でみられた）を導いており、本稿の実証結果の頑強性を示すものとなっている。

これは、銀行が事前に収益性の低さを見込んでいたかどうかまでは明らかにしていない以上、実証上の困難を完全に克服するものではない（いってみれば必要条件は検証できても、十分条件まではわからない）。中には、「救済融資」のつもりで高債務先への融資を実行したが、たまたま運が悪く、マクロ経済環境の悪化に伴って貸出先の収益性が低下したようなケースもある。しかし、以下で明らかにするように、景気循環等のマクロ要因を取り除いても、貸出と債務比率の間に非線形性が確認された建設・不動産といった非製造業部門では、高債務先で貸出増加を受けたところほど、ROA が低下する傾向がみてとれる。銀行が90年代一貫してこのような関係に気がつかなかったとは考えにくく、これらの企業への貸出は追い貸しであった可能性が極めて高いと結論できよう。

追い貸しは、上でみたように、低採算・非効率な企業の延命をはかることにより、経済全体の効率性を低下させるという弊害を持つこととなる。しかも、Berglöf-Roland のモデルに従えば、追い貸しによって生産性の低い企業の延命がはかられるのみならず、企業が前向きな努力を行わなくなるというモラル・ハザードの問題もある。小林・加藤 (2001) は、追い貸しによって銀行が貸出先の実質的な支配株主となると、貸出先企業の意志決定が銀行の意向によって歪められ（またはその可能性が生まれ）、企業間の取引関係の構築が阻害されると論じた。このように追い貸しは、結果として、経済の非効率性を助長し、社会厚生を低下させたと考えられる。

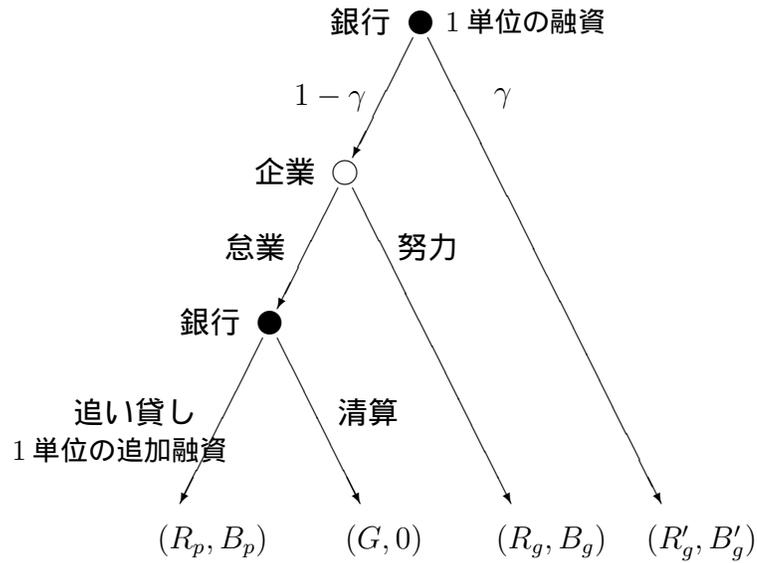
本稿の構成は以下の通りである。第2節では、Berglöf-Roland のモデルに比重をおきながら、追い貸しが何故起こるのかを説明した理論モデルを概観した後、債務比率と清算価値の関係から、追い貸しの可能性を含む貸出供給関数を導出する。第3節では、実際に企業財務データを用いて上記の関係を検証する。第4節は、貸出、債務比率と企業収益との関係を見る。第5節は、今後の課題と本稿の分析から得られる政策インプリケーションを議論する。補論1では追い貸しと裏表の関係にある金利減免について検証を行い、補論2では本稿の分析で用いた Blundell-Bond のダイナミック GMM について若干の解説を行う。

## 2 理論モデル

銀行が何故追い貸しに応じたり、不良債権の償却を先送りするような行動にでるのか、を解明したモデルは既に幾つか開発されている。例えば、前出の小林・加藤 (2001) の議論からは、一つの貸出先に対して過去に過大な貸出を行ってしまった銀行（その貸出先の実質的な支配株主）は、リスク愛好者<sup>2</sup>として行動するため、リスクの高い追加融資に易々

<sup>2</sup> コーポレート・ファイナンスでよく知られた以下の議論を想起されたい。ある企業の株主と債権者の利得を、その企業の収益の関数として示すと、債権者の利得は凸関数、株主の利得は凹関数になる。この関数形から、当該企業の事業選択に関して、債権者はリスク回避的となり、株主はリスク愛好的になることがわかる。

図 1: 「追い貸し」のゲーム



(注) 括弧内の左は銀行の、右は企業の利得を表わす。

と応じてしまうことが示される。櫻川 (2001) は、銀行の真のバランス・シートが不透明な会計制度のもとで完全に観察できないときには、見た目の自己資本を底上げして BIS 規制をクリアするために、不良債権の償却による自己資本の目減りを回避しようとするインセンティブが銀行に働くことをモデル化した。Baba (2001) は、リアル・オプション理論を援用し、不良債権の償却にまつわる諸々の不確実性 (償却資産の回収額、代替融資先からのリターン、銀行監督当局の対応姿勢等) が、銀行にとっては償却を先送りして、事態を今暫く見届けようとする誘引として働くことを示した。実際の追い貸しにあたっては、これらの要因も働いていると考えられるが (以下の実証分析では、これらの仮説の幾つかについても取敢えずの検証を行う) 本節では、議論の出発点として、資産価格の下落や過剰債務による清算価値の目減りに着目した Berglöf and Roland (1997) の soft budget constraints モデル<sup>3</sup>を紹介する。

## 2.1 Berglöf-Roland の「追い貸し」ゲーム

Berglöf-Roland は、以下のような前提で銀行-企業間のゲームを設定し、「追い貸し」のメカニズムをモデル化した(図1)。以下、括弧内の左は銀行の、右は企業の利得を表わす。

- 銀行が企業に融資を行い、企業はその融資で、あるプロジェクトに投資を行う(融資及びプロジェクトの期間は2期間)。ここで銀行も企業もリスクに対して中立的で、期待収益を最大化することとする。
- 企業には2種類の企業が存在する。 $\gamma$ の割合の企業は、そもそも生産性の高い「優良先」であり、1単位の融資で、2期間後に $(R'_g, B'_g)$ のリターンをあげる。一方、生産性の低い「不良先」は2種類のプロジェクトを有している。一つは採算性の高いプロジェクト( $g$ )であり、もう一つは採算性の低いプロジェクト( $p$ )である( $R'_g > R_p$ かつ $R_g > R_p$ )。「不良先」にしてみると、採算性の高いプロジェクトには追加的な営業努力が必要であり、出来れば採算性の低いプロジェクトに投資を行い、「楽をしたい」インセンティブが働くとしよう(モラル・ハザードの可能性)。このプロジェクトからの企業のリターンを $B_i$ とすると(ただし $i$ は $g$ または $p$ )<sup>4</sup>、こうした追加的な営業努力も考慮に入れると、実はこの企業にとってみると、採算性の高いプロジェクトの方がリターンが低い( $B_g < B_p$ )。
- 企業も銀行も1期間を経るまで、借手企業が「優良先」か「不良先」か事前にはわからない(優良先か否かは、その時々々のマクロ経済状況に依存する)。一方、「情報の非対称性」のために、銀行は企業が採算性の高いプロジェクトに投資を行っているのか、採算性の低いプロジェクトに投資を行っているのか、プロジェクトが始まってから、少なくとも1期間を経なければわからない<sup>5</sup>。

1期間を経て、たまたま運悪く、銀行は「不良先」に融資をしていることを知ったとしよう。銀行としては、(i)1単位の「追い貸し」を行うか、(ii)「不良先」への融資を清算して、新規の貸出先を探すかの選択に迫られる。前者のリターンはネットで $R_p - 1$ である(-1は追加的な融資に相当する)。仮に企業が必ず怠業すると思えば、後者のリターンは、「不良先」の清算価値( $G$ )に、新規先への期待収益 $\gamma(R'_g - 1) + (1 - \gamma)(R_p - 2)$ を加えたものになる<sup>6</sup>。ポイントは、地価が十分に下がり清算価値が落ちたとき、後者のリ

<sup>3</sup>soft budget constraints とは、元々旧ソ連圏や東欧が社会主義体制下にあったときに、政府が効率性の低い企業に融資を行ったために、financial discipline が効かなかった状態を指していた。その後、体制移行の段階で、旧国営銀行が効率性の低い企業に貸出を続けたことも、soft budget constraints の一例として説明されている。

<sup>4</sup> $B_i$  は企業家もしくは従業員固有の利得であり(private benefit)、銀行は回収できない。

<sup>5</sup>メインバンク制度によるモニタリング機能が発達したとされる日本で、果たしてこのような情報の非対称性という仮定が成立するか疑問という見方もある。

<sup>6</sup>新規の貸出先がたまたま「不良先」だった場合は、銀行は選択の余地なく必ず1単位の追加融資を行い、 $R_p$ の収益しか得られないものとする。この仮定は、モデルの枠組みを繰り返しゲームに拡張しても正当化できるが、その詳細は Berglöf and Roland (1997) を参照されたい。

ターンは前者のリターンを下回ることにある。こうした条件が成り立てば、合理的に「不良先」は怠業を選択し、銀行は「追い貸し」を選択することになり、(怠業、追い貸し)がゲームの均衡解となる。

上記の条件は、正確には

$$R'_g - R_p < \frac{1 - \gamma - G}{\gamma}, \quad (1)$$

となる。この条件は、(i) 地価が低ければ低いほど成立しやすくなるほか、(ii) 「優良先」と「不良先」の銀行へのリターンの差 ( $R'_g - R_p$ ) が小さければ小さいほど、また、(iii) 「優良先」の割合 ( $\gamma$ ) が小さくなればなるほど、成立しやすくなる。このように、このモデルでは、例えば、地価の下落により清算価値が下落すると、銀行にとっては不採算事業と知っていても、「追い貸し」を続けることが合理的になる(別のいい方をすれば、Dewatripont and Maskin (1995) の指摘するように、新規先への貸出の実行は固定費用を伴うものであり、変動費用を回収できる分には既存の貸出先に貸出を続けるインセンティブが生じる)。企業にしてみると、銀行が追い貸しを続けるということを予測するので、安心して不採算事業を継続できる。このようにお互いが、お互いの行動を合理的に予想したうえで、「追い貸し」、「不採算事業の継続」を選択しているため、これはゲームの均衡解になっている。

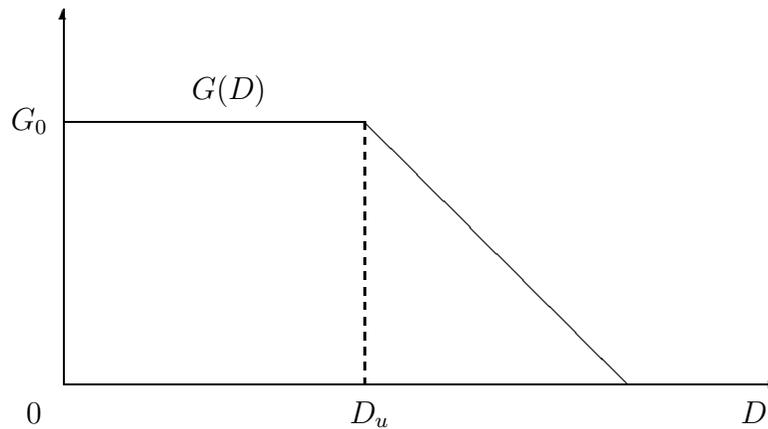
例えば、地価がさほど下落していない状況で、(1) 式の条件が満たされなければ、「不良先」は自分が怠業すれば必ず清算されると予測するために、 $B_g > 0$  である限り「努力」を選択する。この場合、図 1 の  $(R_g, B_g)$  が均衡になる。しかし、地価の下落により(1) 式が成立してしまうと、「追い貸し」、「不採算事業の継続」に対応する  $(R_p, B_p)$  が均衡となり、資金配分の歪みを通じて、日本経済が低生産性・低収益の状態から抜け出られなくなる。

## 2.2 貸出供給関数

上記のモデルは抽象度が高く、そのままでは実証分析になじまないところがある。そこで、本節では、次節以降の実証分析との橋渡しをするために、単純化されたモデルで、追い貸しの可能性を含む貸出供給関数を導出する。

通常、債務比率の高い先には、信用リスクの増大にあわせて貸出を絞り込むことが予想される。一方、債務比率の上昇は自己資本比率(資産1単位あたりの清算価値)の下落に相応することに注目すると、上記の議論からは、債務比率の上昇(清算価値の下落)につれて追い貸しの可能性が高まるため、貸出が押し上げられることとなる。すなわち、貸出は通常債務比率の減少関数となるが、債務比率がある程度以上にまで高まると、減少幅が小さくなる(あるいはさらに進んで増加関数になる)ことが予想される。本節では、この直感に対する一つの解釈として、以下のように単純化されたモデルを構築する。

図 2: 清算価値



貸出金利（または預貸スプレッド）を与件とした銀行の利益最大化問題を考える。貸出金利  $r$  は与えられているものとする。ローン  $L$  を貸す場合、銀行のコストを  $C(L)$  とする。これは、情報の非対称性によるローン維持コストや預金者への払い戻しに対応するための流動性コストなどにあたり、 $C'(L) > 0$  かつ  $C''(L) > 0$  と仮定する。また、貸出先企業の倒産確率を、 $p(L, D)$  とする。ただし、 $D$  は期首もしくは前期末の債務比率であり、今期の  $L$  の決定にあたっては所与の条件と考える。債務者は、借入  $L$  が大きいほど、流動性危機に直面する確率が減るので倒産確率が減少する： $p_L(L, D) < 0$ 。しかし、債務比率  $D$  が高いほど、過去から引き継いだ債務が大きく、その企業は非効率である可能性が高く、また、そもそも企業の自己資本比率（ $= 1 - D$ ）が低下するため、倒産確率が増大する： $p_D(L, D) > 0$ 。

企業が倒産するとき、銀行は企業の清算価値を得るとする。それを  $G(D)$  とする。企業の清算価値が債務比率  $D$  の関数になるという場合、企業の性格によって  $G(D)$  は異なった性質の関数になると考えられる。例えば貸出先企業が成長途上の場合、企業は、債務比率  $D$  を上げて生産設備を導入し、生産性を上げようとするであろう。その場合、 $G(D)$  は  $D$  の増加関数になると考えられる。一方、貸出先企業が成熟期に入っている場合、債務比率  $D$  の増加は、過去の債務を企業が約定通り返済できていないことを示すことになる。この場合、 $D$  が大きいことは、企業がより非効率であることを表すので、清算価値  $G(D)$  は  $D$  の減少関数となると考えられる。したがって、貸出先が成長途上か、成熟期にあるかによって、清算価値が  $D$  の増加関数になるか、減少関数になるかが変わることになる。

なる。ここで、 $G(D)$  をそれら様々な企業の平均的な清算価値であると解釈し直す<sup>7</sup>。

$$G(D) = G_0 + n(D) - e(D),$$

であるとし、 $n(D)$  が成長企業の生産性上昇の効果、 $e(D)$  が成熟企業の非効率性増大の効果を表すものとする。資本生産性の収穫逓減を仮定して、 $n(D) = aD^\alpha$  ( $0 < \alpha < 1$ ) とおいてよい。一方、非効率性の増大は、 $D$  に比例するものとして、 $e(D) = bD$  とする。すると、

$$G(D) = G_0 + aD^\alpha - bD,$$

となり、 $G(D)$  は  $D$  が小さい時には  $D$  の増加関数になり、 $D$  が大きいときには  $D$  の減少関数になる。計算を単純化するため、ある債務比率の値  $D_u$  よりも  $D$  が小さいとき ( $D < D_u$  のとき) には  $G(D)$  は  $D$  によらず一定の値になるとし、 $D$  が  $D_u$  を超えると、企業の清算価値は債務比率  $D$  の減少関数となる、と仮定する (図 2)。従って、

$$G(D) = \max\{G_0 - G_1 \max\{D - D_u, 0\}, 0\}. \quad (2)$$

この条件で、銀行は利益  $\pi(L)$  を最大化する。

$$\max_L \pi(L) = (1 - p(L, D))(1 + r)L + p(L, D)G(D) - C(L). \quad (3)$$

このとき、最適化のための 1 階の条件は、

$$(1 + r)(1 - p(L, D) - Lp_L(L, D)) + p_L(L, D)G(D) - C'(L) = 0,$$

となる。

ここで、簡単化のため、 $p(L, D) = p_0 + p_1D - p_2L$ ,  $C(L) = C_0 + C_1L + \frac{1}{2}C_2L^2$  を仮定する。すると上記の条件を展開して、

$$L = \frac{1 - p_0 - p_1D}{C_2 - 2(1 + r)p_2}(1 + r) - \frac{p_2}{C_2 - 2(1 + r)p_2}G(D) - \frac{C_1}{C_2 - 2(1 + r)p_2}.$$

このとき、 $D$  の大きさによって、以下のようなケースが考えられる。

- $D < D_u$  を満たしていれば、 $G(D) = G_0$  なので、

$$L = \frac{1 - p_0 - p_1D}{C_2 - 2(1 + r)p_2}(1 + r) - \frac{C_1 + p_2G_0}{C_2 - 2(1 + r)p_2}, \quad (4)$$

<sup>7</sup>本文では企業の清算価値  $G(D)$  をまず集計し、その後銀行の最適化問題を解くことで貸出供給関数を導出した。貸出供給関数を導出する手法としては、成長途上の企業と成熟企業のそれぞれに対する銀行の最適化問題を解いてから、同じレベルの  $D$  について貸出供給量を集計して貸出供給関数を導出するという方法も考えられる。どちらの方法でも定性的には同じ貸出供給関数が得られるので、本文では説明の簡単な前者を採用した。

となる。  $D = 0$  の極限では、  $L = \frac{(1-p_0)(1+r)-C_1-p_2G_0}{C_2-2(1+r)p_2}$  となる。貸出供給関数の性質として、  $D = 0$  のとき  $L$  は正の値をとり、かつ  $r$  の増加関数であるべきである。したがって、(前提条件として  $C_1 + p_2G_0$  が小さな数であるとすれば、) パラメータについて、

$$C_2 - 2p_2(1+r) > 0,$$

が成り立たなくてはならない。すると、(4) 式より、貸出  $L$  は  $D$  の減少関数になる。

- 次に、  $D > D_u$  となれば、  $G(D) = G_0 - G_1(D - D_u)$  となり、最適化のための 1 階の条件は、

$$L = \frac{1}{C_2 - 2(1+r)p_2} [(1 - p_0 - p_1D)(1+r) + p_2\{G_1(D - D_u) - G_0\} - C_1]. \quad (5)$$

このとき、  $p_2G_1 - p_1(1+r) > 0$  ならば、貸出  $L$  は、  $D$  の増加関数になっている。

これは次のように説明できる。このモデルでは、  $D$  が 1 単位増加することによって、倒産確率が  $p_1$  だけ高まり、清算価値は  $G_1$  だけ目減りする。一方、貸出を 1 単位実行すれば、他の条件が一定であれば、  $(1+r)$  のリターンを得るとともに、倒産確率は  $p_2$  だけ低下する。銀行が企業への貸出を決定するとき、たまたま当該企業の  $D$  が 1 単位多くなっていたとする。このとき、貸出を 1 単位増加させれば、清算価値の目減りを回避する分 ( $p_2G_1$ )、銀行は期待収益を増やし、倒産でリターンを失う分 ( $p_1(1+r)$ )、銀行は期待収益を減らす。期待収益の変化がプラスになる場合 ( $p_2G_1 > p_1(1+r)$  が成り立つ場合)、銀行は貸出を増やして、企業の延命を図るインセンティブを持つ。この結果は、企業の清算価値が ( $D$  の増加にともなって) 低下すると、銀行は追い貸しを行うインセンティブを持つことを示しており、Berglöf-Roland のモデルで、「企業の清算価値が低いほど追い貸しを行う可能性が高まる」という結果になったことと整合的である<sup>8</sup>。

以上の通り、貸出  $L$  は通常  $D$  の減少関数になるが、追い貸しによって企業倒産を回避しようとするときには、  $D$  がある閾値  $D_u$  を超えると、  $L$  は  $D$  の増加関数になる (より正確には (5) 式の  $p_2G_1/(C_2 - 2p_2(1+r))$  分だけ貸出を押し上げる力が働く)。言いかえると、追い貸しがあれば、貸出は債務比率の非線形な関数になることが予想される。

<sup>8</sup>なお、さらに  $D$  が非常に大きくなったとき、  $G(D) = 0$  となる。このとき、最適化のための 1 階の条件は、

$$L = \frac{1 - p_0 - p_1D}{C_2 - 2(1+r)p_2} (1+r) - \frac{C_1}{C_2 - 2(1+r)p_2},$$

となり、貸出  $L$  は、再び  $D$  の減少関数になる。以上はこのモデルでの解であるが、そもそも清算価値がゼロにまで落ちてしまった企業 (実質的に倒産していることを意味する) に貸出を行うのかという疑問は残る。

## 3 実証分析

### 3.1 データ

実際に前節でみたような意味での「追い貸し」がなされていたのだろうか。本節以降では、個別企業の企業財務データを用いながら、追い貸しの検証を行いたい。使用した企業財務データは、日本政策投資銀行の企業財務データバンクであり、東京、大阪、名古屋の3証券取引所第1部もしくは第2部に上場している企業と店頭登録会社（いずれも金融・保険を除く）を対象としている。同データバンクには、個別決算と連結決算のデータがあるが、より詳細な系列が過去に遡ってとれる前者（個別決算）を用いた。

実際に、星(2000)が指摘するような状況が、このサンプルの不動産業でもおこっているのかを確認したのが、図3である。同図では、不動産業と全産業について、貸出をはじめとした主要指標を比較している。1985年を100にした指数でみると、不動産業の貸出残高( $L$ )はバブルのピーク前後に約2倍の残高にまで膨れ上がっており、その後も90年代を通じて高い水準を保っている(左上パネル)<sup>9</sup>。また債務比率<sup>10</sup>( $D$ )をみると、地価下落により資産の目減りが激しい不動産業では、90年代に同比率が急上昇している(右上パネル)。一方、金利面( $r^L$ )では、不動産業は全産業と同じ金利を支払っており、債務比率の高さに応じた金利設定がなされていなかった(左下パネル)。不動産業のROA(Return on Asset、総資産利益率)は、バブル破裂後、ほぼ一貫して低い(右下パネル)。以上より、銀行はROAが低く、しかも債務比率の高い(換言すれば、倒産リスクの高い)不動産業向け貸出をバブル破裂後も高位に保ったが、リスクに見合った金利設定をした訳でもないことがみてとれる。これは星が指摘しているように、何らか追い貸しがなされていたことを窺わせる。

以下の分析では、企業財務データバンクの1970年度以降の全サンプルのうち、(i)公益企業としての色彩の強い電力会社を除くベースで、(ii)1984年度から1999年度までの間、短期借入、長期借入をともに行っている先を対象とした<sup>11</sup>。また、異常値による振れを回避するため、(iii)全サンプルのうち支払金利が最大1%に属するサンプルと、ROAが最小0.5%、最大0.5%のいずれかにあたるサンプルを除外した。以下、特に断りのない限り、こうして抽出された580社(うち製造業384社、非製造業196社)を分析の対象とする。

<sup>9</sup>マクロの業種別貸出統計では不動産業向け貸出は1997年がピークであるのに対し、このデータベースでは1991年がピークになっている。これは企業財務データバンクが、銀行借入以外の資金調達ルートのある大企業中心のサンプリングになっているためと考えられる。ただし、バブル崩壊後も十分な債務削減が行われていないという点は、両統計でみても共通している。

<sup>10</sup>ここでは借入金を総資産で除して債務比率を計算した。総資産のうち、在庫、土地、機械、建物については恒久棚卸法(perpetual inventory method)により時価評価を行い、90年代における資産価格の低下の影響を捕捉するようにした。他の変数も含め、企業財務データバンクとの対応はデータ補論を参照。

<sup>11</sup>これは、1984年度から1999年度まで存続した企業を対象とすることとなる。こうしたサンプル選択は、追い貸しを受けずに倒産に至った企業をサンプルから除外するため、追い貸しの結果が有意にでやすくなっている。

表 1: サンプル統計量

(1) 基本統計量

	平均			標準偏差		
	全産業	製造業	非製造業	全産業	製造業	非製造業
$r^L$	3.65	3.53	3.90	1.90	1.89	1.90
$D$	0.19	0.17	0.23	0.12	0.10	0.14
$ROA$	5.16	5.19	5.08	3.27	3.50	2.77
$\ln L$	16.73	16.40	17.39	1.61	1.50	1.62
$\ln K$	18.07	17.88	18.43	1.49	1.49	1.41

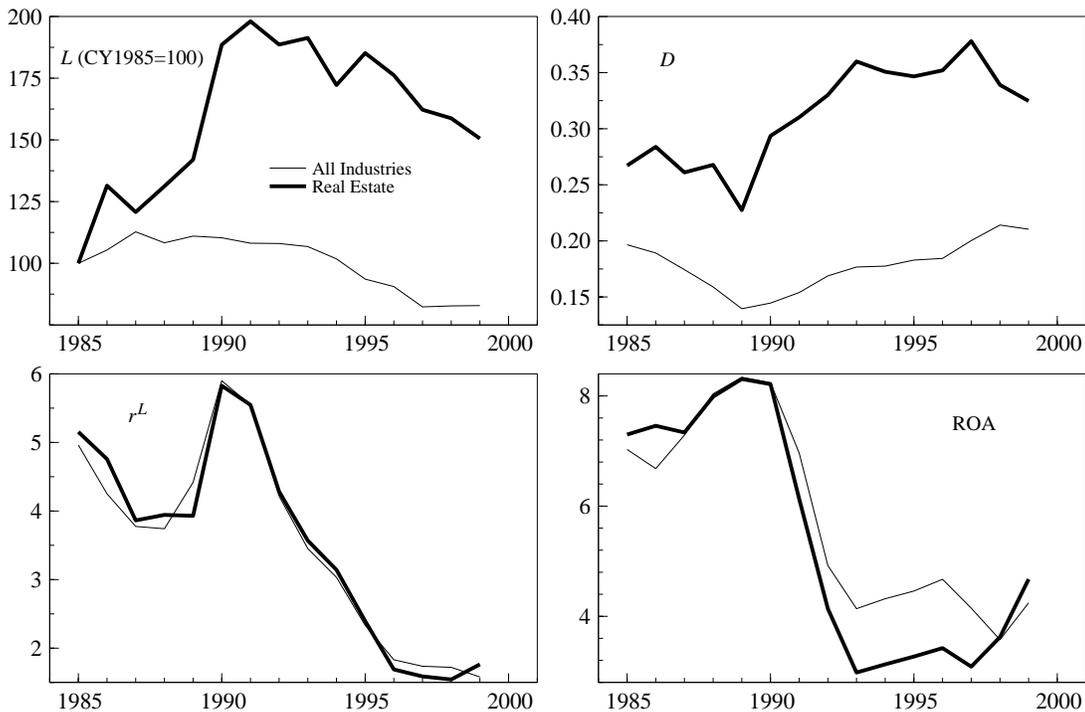
(2) 相関係数

	$r^L$	$D$	$ROA$	$\ln L$	$\ln K$
$r^L$	1.00				
$D$	0.02	1.00			
$ROA$	0.37	-0.29	1.00		
$\ln L$	0.18	0.39	-0.12	1.00	
$\ln K$	0.20	-0.08	0.03	0.85	1.00

(3) 他の信用格付け指標との相関

	$D$	$ROA$
自己資本比率	-0.58	0.19
流動比率	-0.37	0.16
売上高営業利益率	-0.12	0.61
経常収支比率	-0.33	0.74
総資本経常利益率	-0.12	0.40
インタレスト・カバレッジ・レシオ	-0.34	0.38

図 3: 不動産業向け貸出



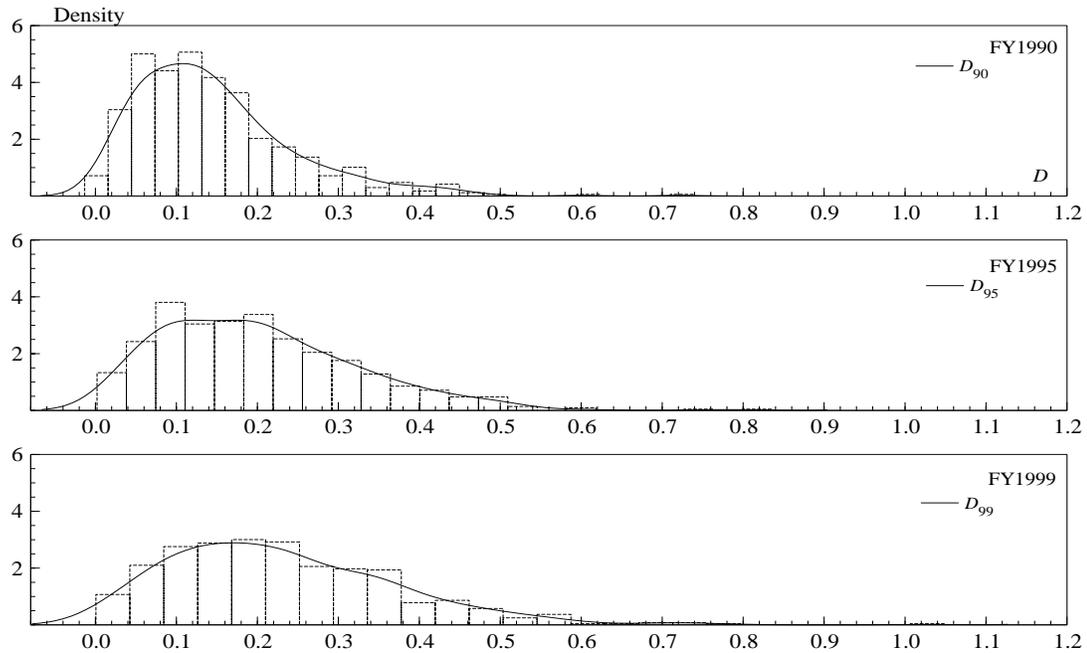
分析対象の 580 社のサンプル統計量を調べたのが表 1 (1)、(2) である。平均をみると、製造業に比べて、非製造業の方が ROA が低いにもかかわらず、債務比率  $D$  が高い。これは図 3 でみた不動産業のような業種を非製造業が含んでいるためである。また、非製造業の方が 1 社あたりの平均でみた貸出  $L$  は大きく、資本ストック  $K$  も大きい。

債務比率や ROA は、信用格付け指標に用いられる変数<sup>12</sup> と概ね高い相関があり、信用格付けではかる貸出リスク（安全性、収益性等）の代理変数として使えるようである（表 1 (3)）。

債務比率の分布状況を確認すると、バブル崩壊後、徐々に債務比率の高い企業の割合が高まっている（図 4）。債務比率の平均（中位数）は 1990 年度に 0.15（0.13）から 1999 年度には 0.23（0.21）にそれぞれ高まっているのみならず、ばらつきを表わす標準偏差も 0.097（1990 年度）から 0.141（1999 年度）に高まっている。これは、分布の平均が右側にシフトしたのみならず、分布の裾野が広がる（高い  $D$  をとるサンプルはより高めの  $D$  となる）形で、大きな  $D$  の値をとるサンプルが増えていることに対応している。銀行の不良債権問題と裏表の関係で、企業の過剰債務問題がある。上記の分布シフトは、1990 年代、より多くの日本企業が過剰債務問題に直面するようになったのみならず、過剰債務問題を抱える企業にしてみれば、その深刻さの程度が増す形で、過剰債務問題が進行したことを表わしている。

<sup>12</sup> 邦銀における信用格付けの利用状況等については、日本銀行考査局 (2001a) を参照。

図 4: 債務比率  $D$  の度数分布



(注) 各図の実線は Gaussian Kernel を用いて推計した密度関数 (詳細は Doornik and Hendry (2001) を参照)。

### 3.2 計測式

「追い貸し」を検証するため、本節では、企業  $i$  に対する時間  $t$  の貸出供給関数を、以下のように計測する<sup>13</sup>。

$$L_{it}^s = \alpha_0 L_{i,t-1} + \alpha_1 r_{it} + \alpha_2 D_{i,t-1} + \alpha_3 D_{i,t-1}^2 + \alpha_4 ROA_{i,t-1} + \alpha_5 + \varepsilon_{it}. \quad (6)$$

ただし、 $r_{it}$  は預貸スプレッド ( $= r_{it}^L - r_t^M$ ) であり、 $\alpha_1 > 0$  と期待される。また、 $D_{it}$ 、 $ROA_{it}$  は、個社の安全性、収益性を示す指標であり、 $\alpha_2 < 0$ 、 $\alpha_4 > 0$  となると思われる。2 節でみたように、仮に「追い貸し」がなされていると、 $\alpha_2 < 0$ 、 $\alpha_3 > 0$  となり、ある程度債務比率が高まり、清算価値が目減りすると、貸出を増やす方向に力が働くはずである<sup>14</sup>。なお、 $\varepsilon_{it}$  は供給関数の誤差項にあたる。

一方、貸出需要関数については、次のような関数形を仮定する ( $u_{it}$  は需要関数の誤差項)。

$$L_{it}^d = \beta_0 L_{i,t-1} + \beta_1 r_{it}^L + \beta_2 K_{it} + \beta_3 + u_{it}. \quad (7)$$

<sup>13</sup>なお、(6) 式では、企業  $i$  に対する貸出を行っている銀行は、たとえ複数であっても、あたかも一つの銀行のように振舞うことが暗に仮定されている。本来は、個別銀行毎の貸出に分け、個々の銀行がこの企業にいくら貸出を行っているのかをみた方が自然であろう。3.3.3 節では、厳しいデータ制約の下ではあるが、個別銀行毎の貸出供給関数を推計している。

<sup>14</sup> $\partial L / \partial D = \alpha_2 + 2\alpha_3 D$  より、 $D$  が  $-\frac{\alpha_2}{2\alpha_3}$  を超えると、 $D$  の上昇は貸出増に寄与することになる。

ただし、通常の符号条件を満たすと考えれば、 $\beta_1 < 0$ 、 $\beta_2 > 0$  となる。

ここで需給が均衡していると仮定すると<sup>15</sup>、

$$L_{it} = L_{it}^s = L_{it}^d. \quad (8)$$

(6)-(8) 式を金利について解くと、

$$r_{it}^L = \frac{\alpha_0 - \beta_0}{\beta_1 - \alpha_1} L_{i,t-1} + \frac{\alpha_1}{\beta_1 - \alpha_1} r_t^M + \frac{\alpha_2}{\beta_1 - \alpha_1} D_{i,t-1} + \frac{\alpha_3}{\beta_1 - \alpha_1} D_{i,t-1}^2 + \frac{\alpha_4}{\beta_1 - \alpha_1} ROA_{i,t-1} - \frac{\beta_2}{\beta_1 - \alpha_1} K_{it} + \frac{\alpha_5 - \beta_3}{\beta_1 - \alpha_1} + \frac{1}{\beta_1 - \alpha_1} \varepsilon_{it} - \frac{1}{\beta_1 - \alpha_1} u_{it}, \quad (9)$$

となる。仮定された符号条件に従えば、 $\alpha_2/(\beta_1 - \alpha_1) > 0$ 、 $\alpha_3/(\beta_1 - \alpha_1) < 0$  であるため、ある程度、債務比率が高まると金利を引き下げの力が働くことになる。すなわち、仮に「追い貸し」がなされていれば、金利減免がなされることがわかる。

我々の関心は (6) 式の推計、中でも、 $\alpha_2$ 、 $\alpha_3$  の符号条件にある。ただし、同式の推計は、テクニカルに面倒な点がある。まず第一に、通常、誤差項  $\varepsilon_{it}$  には個別効果が含まれると考えられる点である。一般的に、

$$\varepsilon_{it} = \eta_i + d_t + \nu_{it},$$

と表わされ、個別効果  $\eta_i$ 、時間効果  $d_t$  と真のショック (idiosyncratic shock)  $\nu_{it}$  に分解できる。このとき、個別効果  $\eta_i$  と右辺の変数との間に相関があると、推計結果はバイアスをもつことになる。特に、(6) 式にある自己ラグ項  $L_{i,t-1}$  は、必ず  $\eta_i$  と相関をもつため<sup>16</sup>、(6) 式をそのまま推計する訳にはいかない。

また、同時推計バイアスの存在も問題である。 $r_{it}^L$  は  $\varepsilon_{it}$  に依存しているため ( (9) 式参照 )、両者の間には相関があるはずである ( $\text{Cov}(r_{it}^L, \varepsilon_{it}) \neq 0$ )。すなわち、 $r_{it}^L$  のような内生変数にかかる係数はバイアスをもつことになる。これは一般的に同時推計バイアスとして知られている問題である。

これらの問題を解決するためには、以下のような操作変数を用いた GMM 推計が望ましい。

<sup>15</sup> なお、伊藤 (1985) や Baba (1996) では、貸出市場は不均衡状態にあり、ショート・サイドの原則によって実際の貸出残高が決まるとしている。この場合、(8) 式は、

$$L_{it} = \min(L_{it}^s, L_{it}^d),$$

となる。彼らは、switching regression のテクニックを用いて上式と (6)-(7) 式からなる連立方程式体系を同時推計しているが、本稿での関心は (6) 式の推計にあり、(7) 式の定式化の誤りの影響を受けるおそれのある switching regression は行わない。

<sup>16</sup> (6) 式の両辺のラグをとると、

$$L_{i,t-1} = \alpha_0 L_{i,t-2} + \alpha_1 r_{i,t-1}^L + \dots + \eta_i + d_{t-1} + \nu_{i,t-1}$$

となり、 $L_{i,t-1}$  は  $\eta_i$  に依存するため、両者は必ず相関をもつ ( $\text{Cov}(L_{i,t-1}, \eta_i) \neq 0$ )

- まず、同時推計バイアスについては、(7)式の需要関数にある変数を操作変数として用いることによって解決できる(例えば、Hayashi (2000) 第3章を参照)。需要関数にある  $K$  は  $r_{it}^L$  と相関がある一方( (9)式より  $\text{Cov}(r_{it}^L, K_{it}) \neq 0$  )、供給関数の誤差項である  $\varepsilon_{it}$  とは相関をもたない。このため、供給関数(6)式の推計にあたって、 $K$  を操作変数として用いれば、 $r_{it}^L$  にまつわる同時推計バイアスを回避できる。
- 一方、自己ラグ項と個別効果から生じる問題については、ダイナミック GMM と言われる手法を用いることによって解決できる。本稿では、ダイナミック GMM の一つである Blundell and Bond (1998) のシステム GMM 推計を試みた(詳細は補論2を参照)。

### 3.3 計測結果

#### 3.3.1 基本的な計測式

前節で述べた方法に従って、(6)式の GMM 推計を行った結果が表2である<sup>17</sup>。推計にあたっては、全産業、製造業、非製造業(さらに非製造業の内訳)別に、(A)不良債権問題が徐々に深刻化したサンプル後期(1993-1999)と(B)バブル期を含むサンプル前期(1986-1992)に分けて推計を行った。不良債権問題は、CCPCが設立され、銀行が不良債権額の公表を開始した1992-93年度から実体経済に影響を及ぼすようになったとする研究がみられ(例えば宮川・石原(1997)やSekine(1999))、本稿もそのサンプル分割に従った。

推計結果をみると、全産業及び非製造業では、追い貸しを表わす債務比率の2乗項( $D^2$ )がサンプル後期で有意になっている。これは、サンプル前期とは対照的な結果である。バブル期には、そもそも債務比率が低く、閾値に達するようなサンプルが少なかったうえ、当時銀行が土地担保掛目を上げたといわれるようにリスクを積極的にとっていった(この背景には、バブル期の資産価格上昇期待や経済全体の昂揚感があったのだろう)ために、債務比率にかかる係数は有意性が低かったと解釈できる。一方、サンプル後期にあつては、企業の過剰債務問題が深刻化する中、追い貸しのような状況が広範化したと考えられる<sup>18</sup>。非製造業部門をさらに細かく分けると、サンプルの企業数が51社と少ない点はやや問題だが、 $D^2$ は建設・不動産のみで、サンプル後期に有意に効いている(ただし、その他の非製造業でも符号条件は満たしている)。これは、追い貸しが非製造業部門、中でも建設・不動産を中心に行われた可能性を示しており、星(2000)、佐々木(2000)、Tsuru

<sup>17</sup>なお、1期前の  $D$  や  $ROA$  についても、先決性を仮定して、操作変数の中に加えた。以下、本稿での計測は *DPD for Ox* (Doornik, Arellano, and Bond (1999)) による。

<sup>18</sup>こうした現象は、モデルの上では、たとえば企業の清算価値の閾値  $D_u$  がサンプル後期に大きく減少したために生じたと説明することが可能である。企業の清算価値  $G(D)$  の当初の関数形に戻って確認すると、次のようになる。 $G(D) = G_0 + aD^\alpha - bD$  において、資本生産性を表すパラメータ  $a$  がバブル崩壊後の地価下落予想によって低下したと考えよう。 $G(D)$  が  $D$  の減少関数となる閾値  $D_u$  は、 $D_u = \left(\frac{\alpha a}{b}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}}$  であるため、 $a$  の低下は、 $D_u$  の減少をもたらす。

(2001) といった先行研究と整合的な結果である。

なお、ROA については、サンプル前期では負に効いていたのが、後期では正となる傾向がみえてくる。バブル期には、ある程度目先の収益性を度外視した貸出を続けていたのが、90年代に入り、より ROA 重視のファイナンス姿勢に変化したことを示しているのかもしれない。ただし、この点については、以下にみる頑強性のチェックで Within Group 推計を用いると、符号条件が逆転するため、あまり確定的なことは言い難い。

また、金利については、サンプル前期に比して、後期には、非製造業を中心に有意性が低下した傾向がみえる。これは、後にみるように、金利減免のようなことがおこり、金利を引き下げても、貸出を続けるような事態が起こったことを反映しているように見受けられる。

短期貸出比率と債務比率の関係をみると、やはり非線形な関係にあり、債務比率がある程度高まると短期貸出比率が上昇する傾向がみてとれる(表3)<sup>19</sup>。これは追い貸しが、主に短期貸出をロールオーバーするような形でなされていたことを示唆している。債務比率の高い先では、追い貸しがあるとはいえ、長期貸出がなされる訳ではなく、生産性を高めるような設備投資がなされにくくなっていた。このようにして、追い貸し先の収益率はさらに低下し、ますます過剰債務を累積させていったのかもしれない。

### 3.3.2 頑強性のチェック

サンプル後期の全産業、非製造業とも、Sargan の過剰識別テストを 5% 有意水準では満たしていない。この点、非製造業については、ROA を説明変数、操作変数から外すと、Sargan テストを満たすうえ、 $D^2$  の有意性も高まる(表4の1列目)。

また、表2の計測結果では、いずれのケースでも  $\ln L_{-1}$  にかかる係数が 1 に近く、unit root の可能性が高い。Blundell-Bond のシステム GMM では、補論2に述べるように、階差をとった計測を併せて行うため、みせかけの相関といったような unit root にまつわる問題は回避できると考えられる。しかし、頑強性のチェックのため、(6)式に予め unit root の制約をかけ ( $\alpha_0 = 1$  として  $L_{i,t-1}^s$  を左辺に移項)

$$\Delta L_{it}^s = \alpha_1 r_{it} + \alpha_2 D_{i,t-1} + \alpha_3 D_{i,t-1}^2 + \alpha_4 ROA_{i,t-1} + \alpha_5 + \varepsilon_{it},$$

を、非製造業について計測してみると、表2とほとんど変わらない計測結果が得られた(表4の2列目)。

さらに推計方法によって、計測結果に差があるかを調べるため、同式を Within Group 推計によって計測しよう。unit root の制約をかけた場合は、自己ラグ項が右辺から取り除かれるため、ダイナミック GMM についての問題はなくなる(ただし、操作変数を用い

<sup>19</sup>本来は、短期、長期別に貸出供給関数を推計すべきだが、短期、長期別の金利が利用可能でないため、ここでは短期貸出比率と債務比率の関係を、固定効果モデルによって、簡便的にチェックした。

表 2: 貸出供給関数

業種 被説明変数	全産業 $\ln L$	製造業 $\ln L$	非製造業 $\ln L$	建設・不動産 $\ln L$	その他の非製 $\ln L$
(A) サンプル後期 (1993-1999)					
$\ln L_{-1}$	0.98 (37.3)***	0.95 (32.5)***	1.02 (28.2)***	0.94 (17.0)***	0.99 (28.3)***
$r$	0.02 (0.06)	0.11 (2.40)**	0.04 (0.77)	0.12 (1.36)	0.06 (1.75)*
$D_{-1}$	-1.58 (1.94)*	-0.15 (0.63)	-2.69 (2.11)**	-2.36 (2.66)***	-1.25 (1.05)
$D_{-1}^2$	3.12 (1.92)*	-0.39 (0.25)	3.12 (1.80)*	2.08 (2.09)**	1.38 (1.01)
$ROA_{-1}$	0.01 (2.37)**	0.01 (1.26)	0.02 (1.70)*	0.03 (1.08)	0.01 (0.53)
サンプル数	4,640	3,072	1,568	408	1,160
企業数	580	384	196	51	145
SE <sup>2</sup>	0.06	0.06	0.07	0.08	0.05
AR(2)	-0.34 [0.74]	0.40 [0.69]	-0.95 [0.34]	-1.51 [0.13]	-0.26 [0.79]
Sargan	119.8 [0.04]	107.7 [0.18]	122.4 [0.03]	40.62 [1.00]	112.5 [0.11]
(B) サンプル前期 (1986-1992)					
$\ln L_{-1}$	0.99 (33.4)***	0.98 (34.4)***	1.00 (36.1)***	0.99 (26.4)***	0.98 (33.0)***
$r$	0.05 (2.80)***	0.05 (2.59)***	0.05 (2.43)**	0.12 (3.95)***	0.10 (3.92)***
$D_{-1}$	-0.49 (0.88)	-1.25 (0.97)	-0.55 (0.25)	-3.38 (1.59)	0.38 (0.72)
$D_{-1}^2$	0.57 (0.59)	1.86 (0.65)	-0.15 (0.42)	3.39 (0.86)	-1.53 (1.37)
$ROA_{-1}$	-0.01 (1.83)*	-0.02 (2.26)**	0.005 (0.53)	0.01 (0.49)	-0.004 (0.51)
サンプル数	4,640	3,072	1,568	408	1,160
企業数	580	384	196	51	145
SE <sup>2</sup>	0.06	0.07	0.05	0.07	0.05
AR(2)	-0.31 [0.76]	-0.08 [0.94]	-0.51 [0.61]	-0.51 [0.61]	0.81 [0.42]
Sargan	109.8 [0.14]	100.8 [0.32]	108.6 [0.16]	35.17 [1.00]	102.8 [0.28]

(注1) System GMM による推計。定数項と時間ダミーの係数は掲載省略。

(注2) ( ) 内の数値は t 値 (一段階推計の結果)。「\*\*\*」、「\*\*」、「\*」はそれぞれ 1%、5%、10% 水準で有意であることを表す。推計された係数は二段階推計の結果。

(注3) AR(2) は 2 階の系列相関に関する検定 (一段階推計の結果、帰無仮説は系列相関無し)。Sargan は過剰識別制約に関する検定 (帰無仮説は過剰識別が満たされる)。「[ ]」内は p 値。

(注4) 乖差式の操作変数は  $\ln L_{t-2, \dots, t-5}$ 、 $\ln K_{t, \dots, t-5}$ 、 $D_{t-1, \dots, t-5}$ 、 $ROA_{t-1, \dots, t-5}$ 。レベル式の操作変数は  $\Delta \ln L_{t-1}$ 、 $\Delta D_{t-1}$ 、 $\Delta ROA_{t-1}$ 。

表 3: 短期貸出比率

業種 被説明変数	全産業 $L^s/L$	製造業 $L^s/L$	非製造業 $L^s/L$
$D_{-1}$	-0.88 (9.37)***	-1.01 (8.04)***	-0.66 (4.24)***
$D_{-1}^2$	1.43 (9.29)***	1.63 (6.78)***	1.25 (5.66)***
推計期間	1993-1999	1993-1999	1993-1999
サンプル数	4,640	3,072	1,568
企業数	580	384	196
SE <sup>2</sup>	0.01	0.01	0.01
R <sup>2</sup>	0.05	0.05	0.07

(注1) Within Group 推計。時間ダミーの係数は掲載省略。

(注2) ( ) 内の数値は t 値。

表 4: 貸出供給関数：頑強性のチェック

業種 被説明変数 推計方法	非製造業 $\ln L$ GMM	非製造業 $\Delta \ln L$ GMM	非製造業 $\Delta \ln L$ Within Group
$\ln L_{-1}$	1.02 (23.4)***		
$r$	0.05 (0.56)	0.04 (0.76)	0.08 (7.24)***
$D_{-1}$	-4.07 (2.74)***	-2.45 (2.26)**	-3.90 (13.0)***
$D_{-1}^2$	5.41 (2.49)**	2.90 (1.82)*	3.51 (8.54)***
$ROA_{-1}$		0.02 (1.70)*	-0.01 (2.61)***
推計期間	1993-1999	1993-1999	1993-1999
サンプル数	1,568	1,568	1,568
企業数	196	196	196
SE <sup>2</sup>	0.07	0.06	0.04
AR(2)	-1.23 [0.22]	-0.95 [0.34]	
Sargan	81.75 [0.08]	124.3 [0.03]	

(注) 表 2 の注を参照。

表 5: 低債務先と高債務先

被説明変数	低債務先	高債務先	低債務先	高債務先
	$\Delta \ln L$	$\Delta \ln L$	$\Delta \ln L$	$\Delta \ln L$
$r$	0.10 (13.9)***	0.04 (2.04)**	0.09 (11.0)***	0.06 (2.30)**
$D_{-1}$	-2.31 (24.2)***	-0.52 (2.76)***	-2.92 (22.7)***	0.02 (0.06)
$ROA_{-1}$	-0.01 (6.65)***	0.001 (0.15)	-0.01 (6.58)***	-0.003 (0.35)
推計期間	1993-1999	1993-1999	1993-1997	1993-1997
サンプル数	4,325	285	3,283	177
企業数	568	63	563	45
SE <sup>2</sup>	0.05	0.02	0.05	0.02
R <sup>2</sup>	0.22	0.11	0.23	0.14

(注1) Within Group 推計。時間ダミーの係数は掲載省略。

(注2) ( ) 内の数値は t 値。

ない Within Group 推計には、同時推計バイアスの問題は残る)。実際、Within Group 推計による計測結果をみると、ROA にかかる係数は正負の符号条件が表 2 の結果から逆転するが、 $D_{-1}$ 、 $D_{-1}^2$  の符号条件や有意性については変わりはなく、非製造業部門では、ある閾値を超えると、債務比率の上昇につれて貸出を増加させる力が働くという結果を支持するものとなっている(表 4 の 3 列目)。

なお、非線形性については、簡便的に以下の方法によっても確認できる(表 5)。貸出伸び率  $\Delta \ln L_{it}$  を前期の債務比率  $D_{i,t-1}$  と  $r_{it}$ 、 $ROA_{i,t-1}$  で回帰する(Within Group 推計)<sup>20</sup>。このとき、 $D_{i,t-1}$  が 0.4 を超えるか否かによってサンプルを分け、 $D_{i,t-1}$  にかかる係数をみると、債務比率が低い先 ( $D_{i,t-1} < 0.4$ ) に比べて、債務比率が高い先 ( $D_{i,t-1} > 0.4$ ) は同係数のマイナス幅が顕著に小さくなる。とりわけ、金融危機によって後に破綻することとなった銀行も追い貸しを行っていたとみられる 1997 年まででみると、その差はさらに大きくなる。

### 3.3.3 BIS 規制の影響

櫻川(2001)では、BIS 規制を逃れるために不良債権処理が先送りされる側面が強調された(不透明な会計制度の下では、私的利益の最大化をはかる銀行経営者は、不良債権処理を先延ばしして真の損失を隠し、BIS 規制を潜り抜ける誘引をもつ)。佐々木(2000)

<sup>20</sup>0.4 を超えるか否かでサンプルを分けた場合、同一の企業が、タイミングにより高債務先に入ったり、低債務先に入ったりすることとなる。この結果、極端に推計期間の短いサンプルが混入することとなり、ダイナミック GMM の結果は安定性を欠くこととなった。このため、ここでは、上記のように unit root の制約をかけた Within Group 推計を用いている。

表 6: 貸出供給関数：BIS 規制の影響

業種 被説明変数	全産業 $\Delta \ln L$	製造業 $\Delta \ln L$	非製造業 $\Delta \ln L$
$r$	-0.35 (2.69)***	-0.11 (0.84)	-0.16 (1.12)
$D_{-1}$	-5.16 (2.10)**	2.38 (2.06)**	-6.00 (1.96)**
$D_{-1}^2$	9.34 (2.01)**	-5.60 (2.20)**	9.60 (1.79)*
$ROA_{-1}$	0.01 (3.05)***	0.01 (2.25)**	0.01 (1.25)
$BIS_{-1}$	0.01 (1.39)	0.005 (0.45)	0.02 (2.44)***
推計期間	1998-1999	1998-1999	1998-1999
サンプル数	9,317	4,887	4,430
SE <sup>2</sup>	0.40	0.26	0.33
Sargan	6.30 [0.71]	18.83 [0.03]	9.06 [0.43]

(注1) 表2の注を参照。

(注2) Unbalanced panel. AR(2) テストは推計期間が短いため不可能。

(注3) 操作変数は  $\ln K_t$ 、 $\ln K_{t-1}$ 、 $D_{t-1}$ 、 $ROA_{t-1}$ 、 $BIS_{t-1}$ 。

は、1990年代には不良債権比率が高い銀行ほど建設業の貸出を増加させたことを見出し、追い貸しのようなことが行われている可能性があることを指摘している。これらは銀行側の財務内容の悪化に伴い貸し渋りとも呼ばれる状況が生じたという検証結果（宮川・野坂・橋本（1995）、Woo（1999）等）と対照的である。我々のサンプルでも、銀行側の事情が何らかし追い貸しに影響を与えたのかを検証しよう。

企業財務データバンクには、各企業が毎年どの銀行からいくら借りていたのかについてデータが格納されているため、個々の銀行毎の各企業に対する貸出供給関数を推計可能である。具体的には、

$$\Delta \ln L_{ijt} = \alpha'_1 r_{it} + \alpha'_2 D_{i,t-1} + \alpha'_3 D_{i,t-1}^2 + \alpha'_4 ROA_{i,t-1} + \alpha'_5 BIS_{j,t-1} + \alpha'_6 + \varepsilon_{ijt}.$$

ただし、 $i$  は企業を、 $j$  は銀行を、 $t$  は時間をそれぞれ表わしている。仮に、BIS 比率が効いて追い貸しがなされたのであれば、低い BIS 比率のときほど貸出を増加させるため、 $\alpha'_5 < 0$  と予想される。計測にあたっては、各行別の短期借入金のデータが揃う 1997 年度以降（正確にはラグの関係で 1998-1999 年の 2 年間）を推計期間とした<sup>21</sup>。計測期間が短いため、ダイナミック GMM の手法を用いることができず、右辺の変数は前期差等に変換せずに、そのまま GMM 推計に用いている。

$r$  の係数が負の値をとる、 $D$ 、 $D^2$  の係数が前出の推計結果から大きく変わるなど、計測結果の信頼性はやや劣るが、表 6 の計測結果をみると、BIS 比率が高いほど貸出を伸ばす

<sup>21</sup> サンプル・セレクション・ルールとしては、1997 年度から 1999 年度まで、2 期間以上  $L_{ijt} > 0$  をもつサンプルを対象にしている（銀行  $j$  は、メインバンク機能を果たしたとされる都市銀行と長期信用銀行）。

傾向があり、これは BIS 比率をクリアするために貸出を伸ばすという仮説とは逆である。

また、BIS 比率ならずとも、何らか銀行側の事情が追い貸しに影響を与えている可能性があるため、上記の BIS 比率の代わりに、(i) オプション理論をもとに各行別の株価とバランスシートから求めた債務超過確率（詳細は小田（1998）、深尾他（2000）を参照）、*Default*、(ii) 不良債権や含み益を考慮に入れた修正自己資本比率<sup>22</sup>、*Cap*、(iii) Moody's 社による各行別の格付けダミー、*A2, ..., Baa3*、も非製造業向けの貸出供給関数に入れてみた。計測結果は、BIS 比率の結果と同じく、何らか銀行側の事情が悪化したときには貸出を減らす方向にある（表 7）。すなわち、債務超過確率にかかる係数は負で、債務超過確率が高まるほど貸出を減らす方向にある。修正自己資本比率にかかる係数は正となり、これも自己資本の低下といった銀行側の財務悪化が貸出減に寄与していることを表わしている。また、悪い格付け先ほど大きな負の値をとり、余計に貸出を減らす傾向がある。

1997 年末からの金融危機を経て、1998 年度には金融検査マニュアルの導入、金融再生法の制定など、金融監督当局のモニタリングは強化された。この結果、銀行がバランス・シートの真の姿を隠すために追い貸しを行うという余地は小さくなったとみられる。しかも、公的資本の注入により、BIS 比率はかなり高い水準にまで上昇したため、BIS 規制をクリアするために不良債権の償却を見送るといったインセンティブが銀行に働かなくなったともみられる。また、1990 年代の後半には、業況の悪い銀行では、もはや追い貸しに応じるだけの体力が残っていなかったのかもしれない。銀行側の事情が追い貸しに何らか影響を与えたとしたら、それは 1997 年以前により顕著であったと思われる（因みに、前出の佐々木（2000）の推計期間は 1989 年度から 1996 年度までとなっている）。

### 3.3.4 不確実性の影響

Baba（2001）でモデル化された不確実性の影響をみるために、債務比率及び ROA の volatility の有意性を調べた。なお、変数  $x_{it}$  の volatility は以下の式によって求めた。

$$Vol(x)_{it} = \frac{1}{4} \sum_{j=t-1}^{t-4} (\Delta x_{ij} - 0.25\Delta_4 x_{ij})^2.$$

ただし、 $\Delta$ 、 $\Delta_4$  はそれぞれ 1 次、4 次の階差オペレーターである（ $\Delta_4 x_{it} = \sum_{j=t-3}^{t-4} \Delta x_{ij}$ ）。

推計の結果、ROA の volatility が、製造業については正で有意となり、非製造業では逆に負で有意になった（表 8）。追い貸しと整合的であるのは正の係数であるが（不確実性が高まるほど、追い貸しをして貸出を伸ばす）、上でみたように追い貸しはむしろ非製造業で顕著であったと考えられるため、製造業の正の係数を追い貸しととってよいのか疑問が残る。また、収益の不確実性が高まった先には、銀行としてはむしろ貸出を見合わせるという誘引も働くはずである。この結果、仮に不確実性の高まりによって、ある先には追

<sup>22</sup>(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。修正自己資本比率についても、深尾他（2000）を参照。

表 7: 貸出供給関数：銀行側の要因

業種 被説明変数	非製造業 $\Delta \ln L$	非製造業 $\Delta \ln L$	非製造業 $\Delta \ln L$
$r$	-0.13 (0.62)	-0.13 (0.74)	-0.09 (0.52)
$D_{-1}$	-5.33 (1.61)	-6.18 (1.77)*	-5.01 (1.71)*
$D_{-1}^2$	8.49 (1.45)	9.90 (1.61)	7.90 (1.54)
$ROA_{-1}$	0.01 (0.81)	0.01 (0.79)	0.003 (0.57)
$Default_{-1}$	-0.43 (6.34)***		
$Cap_{-1}$	0.02 (4.24)***		
$A2_{-1}$	0.01 (0.83)		
$A3_{-1}$	-0.04 (1.93)**		
$Baa1_{-1}$	-0.15 (6.41)***		
$Baa3_{-1}$	-0.13 (3.63)***		
推計期間	1998-1999	1998-1999	1998-1999
サンプル数	4,457	4,457	4,457
SE <sup>2</sup>	0.31	0.33	0.29
Sargan	11.96 [0.22]	7.35 [0.60]	23.28 [0.08]

(注1) 表6の注を参照。

(注2) 操作変数は  $\ln K_t$ 、 $\ln K_{t-1}$ 、 $D_{t-1}$ 、 $ROA_{t-1}$ 、 $Default_{t-1}$   
もしくは  $Cap_{t-1}$  もしくは  $A2_{t-1}$ 、 $\dots$ 、 $Baa3_{t-1}$ 。

(注3) 格付けダミーを入れたケースでは、 $Baa2$ の格付けダミーを0に基準化した。

表 8: 貸出供給関数：不確実性の影響

業種 被説明変数	全産業 ln L	製造業 ln L	非製造業 ln L
ln L <sub>-1</sub>	0.98 (34.3)***	0.92 (27.2)***	1.00 (27.0)***
r	0.02 (0.33)	0.15 (2.54)**	0.04 (1.08)
D <sub>-1</sub>	-1.54 (2.20)**	-0.86 (1.19)	-2.70 (1.86)*
D <sub>-1</sub> <sup>2</sup>	3.04 (2.03)**	0.91 (0.68)	3.34 (1.67)*
ROA <sub>-1</sub>	0.02 (2.38)**	0.01 (0.85)	0.02 (1.26)
Vol(D) <sub>-1</sub>	11.2 (1.47)	-14.6 (0.22)	-6.07 (0.02)
Vol(ROA) <sub>-1</sub>	-0.001 (0.44)	0.01 (2.38)**	-0.02 (1.79)*
推計期間	1993-1999	1993-1999	1993-1999
サンプル数	4,632	3,067	1,565
企業数	580	384	196
SE <sup>2</sup>	0.06	0.07	0.07
AR(2)	-0.63 [0.53]	0.56 [0.58]	-1.28 [0.20]
Sargan	112.8 [0.08]	91.34 [0.53]	113.4 [0.07]

(注) 表 2 の注を参照。

い貸しを行うインセンティブが増しても、結果としては両者が打ち消しあって、実際には追い貸しがあるようには観察されない可能性が高い。いずれにしろ不確実性と追い貸しの関係については、そもそも volatility が不確実性の指標として適切かといった点も含めて、なお検討が必要である<sup>23</sup>。

## 4 企業収益率との関係

債務比率や追加的な貸出が、企業の収益性とどのような関係があるのだろうか。冒頭に述べたように、銀行が貸出を実施するときに、どの程度の収益性を見込んでいたかは、追い貸しか否かを判定するうえで重要なポイントである。しかし、これは観察が不可能な

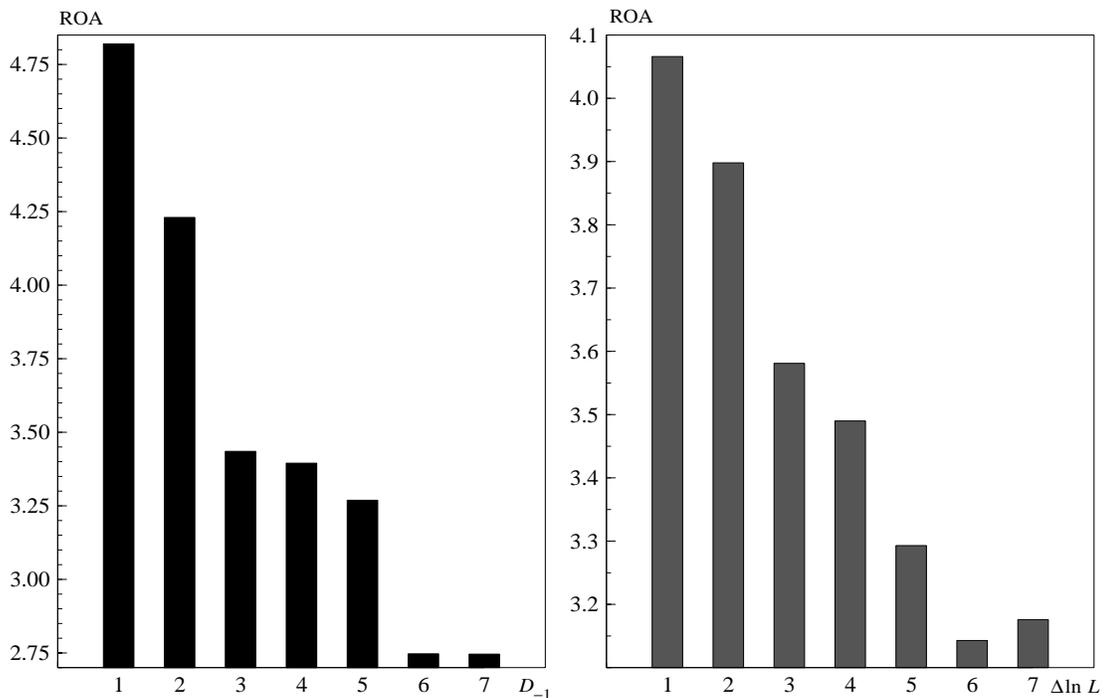
<sup>23</sup> 長期貸出のみというデータの制約はあるが、銀行の融資シェアは債務比率の高い先ほど集中度が高まる傾向がある。企業  $i$  に対する融資シェア (都銀・長信銀ベース) の集中度をハーフィンダール・インデックスで表わし ( $H_{it} = \sum_j (L_{ijt} / \sum_j L_{ijt})^2$ )、その前期差を前期の債務比率で回帰すると (Within Group 推計)

$$\Delta H_{it} = 0.19D_{i,t-1}, \quad (5.31)$$

$$T = 1993 - 1999, \text{ サンプル数} = 9,672, R^2 = 0.01, SE^2 = 0.02$$

という関係が得られる。これは脚注 2 で述べたように、過大な貸付けを行った先には、銀行 (メインバンク) は実質的に株主化し、リスク愛好者として振る舞ったという仮説と整合的である。

図 5: ROA と貸出の関係



(注) 各年度毎に前期の債務比率 ( $D_{-1}$ )、当期の貸出伸び率 ( $\Delta \ln L$ ) の大きさにサンプルを 7 分位に分け、各分位の ROA を 1993-1999 年度で平均化。右にいくほど高い債務比率、貸出伸び率の分位に対応。

め、事後的にでも貸出と収益性の関係をチェックしたい。また、Berglöf-Roland のモデルに従えば、追い貸しにより非効率な企業は「怠業」を選択するため、ますます効率性を落すことが考えられる。事実、相関係数を見ると、債務比率と ROA、貸出と ROA はそれぞれ負の相関をもっている（前出表 1）。前期末の債務比率と ROA、当期の貸出と ROA の関係をプロットすると（図 5）、債務比率、貸出増加率の高い先ほど、ROA が低下する傾向がみてとれる<sup>24</sup>。

<sup>24</sup>この点、表 2 の貸出供給関数で ROA が正に効いていた点と矛盾していると思われるかもしれない。しかし、貸出供給関数で正となっていたのは、前期の ROA であり、当期の ROA をいれると有意にはならない（操作変数等の条件は表 2 に同じ）。

$$\Delta L_{it} = 0.99\Delta \ln L_{i,t-1} + 0.001\Delta r_{it} - 2.36\Delta D_{i,t-1} + 4.18\Delta D_{i,t-1}^2 - 0.01\Delta ROA_{it},$$

(38.0)                      (0.60)                      (2.81)                      (2.51)                      (0.86)

$T = 1993 - 1999$ , サンプル数 = 4,640, 企業数 = 580,  $SE^2 = 0.06$ ,  
 $AR(2) = -0.43 [0.67]$ , Sargan = 121.3 [0.04].

これは銀行が ROA 重視のファイナンス姿勢をとっても、前期の実績をみるのみで、将来の ROA を正確には予測できなかったことを意味している。

表 9: ROA との関係

業種 被説明変数	全産業 $\Delta ROA$	製造業 $\Delta ROA$	非製造業 $\Delta ROA$	建設・不動産 $\Delta ROA$	その他の非製 $\Delta ROA$
$\Delta \ln L \cdot D_{-1}$	-0.35 (0.44)	0.92 (0.80)	-2.44 (2.84)***	-4.89 (3.60)***	-0.67 (0.61)
$\Delta Share$	0.16 (3.16)***	0.31 (3.91)***	0.05 (1.03)	-0.53 (3.17)***	0.10 (2.09)**
推計期間	1993-1999	1993-1999	1993-1999	1993-1999	1993-1999
サンプル数	4,640	3,072	1,568	408	1,160
企業数	580	384	196	51	145
SE <sup>2</sup>	4.46	5.49	2.14	1.96	2.14
R <sup>2</sup>	0.06	0.09	0.06	0.20	0.04

(注1) Within Group 推計。時間ダミーの係数は掲載省略。

(注2) ( ) 内の数値は t 値。

実際、ROA の前年差を前期の債務比率 ( $D_{-1}$ ) と貸出増加率 ( $\Delta \ln L$ ) の交差項で回帰すると、追い貸しが顕著であったとされる 90 年代の非製造業部門では、債務比率が高い先で貸出増加率が増加すると、ROA が低下する傾向があることがわかった (表 9)。しかも、その傾向は、上記の貸出供給関数の推計で  $D^2$  が有意であった建設・不動産で顕著になっている。なお推計にあたっては、ROA について構造的な関係を想定できなかったため、ここでは Kitamura (2001) や Weinstein and Yafeh (1998) で有意性が確認されている業種別の売上シェア ( $Share_{it}$ ) をコントロールした固定効果モデルを推計している。また、これまでの計測でも同じだが、時間ダミーによって景気循環や資産価格の下落といったマクロ経済環境の変化をコントロールしている。以上の結果は、債務比率の高い先への追加的な融資 (追い貸し) を行った場合、マクロ経済要因を差し引いてもその企業の収益性がより低下する傾向があったことを意味しており、Berglöf-Roland モデルの追い貸しの均衡と整合的である。

## 5 おわりに

本稿は、ある閾値を超えて債務比率が高まり、企業の清算価値が低くなると、銀行は追い貸しを行うインセンティブをもつという点を理論モデルにより導出し、貸出と債務比率が非線形な関係 (債務比率がある程度以上高まると貸出が増加に向かう) にあるか否かを検証した。その結果、バブル崩壊後、建設・不動産といった非製造業部門を中心に非線形性が顕著になったことがわかった。また、これらの企業では、高債務先で貸出を受けたところほど収益性を低下させる傾向があることも確認した。銀行が 90 年代一貫して収益性の低下に気がつかなかったとは考え難く、こうした企業への貸出は、経営再建の見込みの乏しい貸出という意味で、追い貸しであった可能性が高い。また、これは、追い貸しが建

設・不動産といった非製造業部門の効率性を引き下げたことを示唆するものでもある。

本稿では債務比率に着目して追い貸しの検証を行ったが、理論的には、BIS規制や不確実性の影響も指摘されている。これらの影響は、本稿でも若干の検証を試みたが、説得的な結果は得られなかった。この点は今後の課題としたい。

不良債権問題は、1997-1998年の金融危機時に引き起こされた全般的な信用収縮（いわゆる「貸し剥がし」）を通じて、実体経済に多大な悪影響を及ぼした。しかし、仮に金融危機とまではいかずとも、不良債権問題の解決を先送りしたため、追い貸しにより非効率な企業が温存され、経済に悪影響を及ぼしたというのが本稿の主張である。90年代に日本企業の収益性が低下した背景には、硬直的な企業経営システムや非効率な財政支出といった様々な構造問題の存在が指摘されているが（前田・肥後・西崎（2001））、本稿でみた追い貸しもその原因の一つといえよう。才田・関根（2001）では、貸し渋りや追い貸しに代表される金融仲介機能の低下が、資金再配分の低下を通じて、90年代の日本経済の低迷に寄与したことが示されている。

本稿では、Berglöf and Roland（1997）のモデルに比重をおいた説明を行ったために、個々の銀行は、「置かれた経済状況の中で収益最大化を行った結果、追い貸しを選択した」という面が強調された。これは何も追い貸しが、銀行経営者の私的利益の最大化の結果としてなされた（櫻川（2001））という可能性を排除するものではないし、収益最大化の結果なのだから追い貸しを放置せよという訳でもない。むしろ、Berglöf-Rolandのモデルが教えるところは、例えば、「構造改革の推進により収益性の高い企業の割合を増やす（もしくは収益性の低い企業の割合を減らす）」とか、「企業会計の透明性を高める一方で銀行の審査機能を向上させることを通じて、情報の非対称性の程度を減じる」といった経済構造の変化が、追い貸しの可能性を減らすという意味で、結局、不良債権問題の解決に寄与することにある。こうした制度的な対応としては、モデルでは明示的に取込んではいないが、倒産法制の整備や労働市場の流動化を図るといったことも重要であろう。

また、本稿の分析結果は、個別企業の債務比率（＝借入金/時価資産）に着目したため、過剰債務問題（debt-overhang）としても解釈可能である。銀行にとっての不良債権問題は、企業にとっての過剰債務問題であるため、この点はあくまでも自明な結果だが、不良債権問題の解決にあたっては、借入金の縮小もしくは時価資産の増加によって、企業の債務比率を適正な水準にまで引き下げる必要がある。

## (補論1) 追い貸しと金利減免

追い貸しがなされていた場合、金利設定にはどのような影響を及ぼすのだろうか。

国内銀行の金利別貸出残高の分布状況をみると、4%を超える金利での貸出はほとんど皆無となることが知られている(図6(1))。我々が使っている企業財務データでも同じような傾向がみてとれる。 $r^L$ の平均金利の方が若干低くみえるが、これは企業財務データが比較的規模の大きな企業を対象にしていることを反映しているためと考えられる。

このように高めの金利設定がなされないことは、貸し渋り(渡辺他(2001))ないし情報の非対称性下での逆選択(Baba(1996))の影響が指摘されている。また、政府系金融機関が低金利で貸出を行っている影響という点もあろう(深尾他(2000))。この結果、貸出金利を信用コストに見合せて十分に引き上げることができなかったことが、90年代の銀行収益の低迷につながったとされている(白鳥・大山(2001))。

追い貸しがなされていた場合、企業の延命をはかるために、債務比率の高い先に金利減免を行うことが考えられる。実際、(9)式でみたように、債務比率と金利の関係も何らか非線形なものになり、ある程度債務比率が高くなると金利を低下させる方向に力が働くと考えられる。図6(2)で、債務比率と金利の分布を比較すると、債務比率の方が金利の分布に比べて右側に厚い分布になっており、高債務の割に金利が低い先がある可能性を窺わせている。この点は、頑強性をチェックするために $r^L$ と $D$ の最大値を取り除いたサンプルでも同じである<sup>25</sup>。

実際に(9)式を推計してみると( $r_t^M$ は時間ダミーに吸収)、AR(2)テストは5%有意水準で棄却される、Sarganテストは5%有意水準ぎりぎりであるなど、まだ改善の余地はあるが(しかも一段階推計と二段階推計でパラメータ推計に比較的大きな乖離が生じた)<sup>26</sup>、

$$\Delta r_{it}^L = 11.92\Delta D_{i,t-1} - 13.49\Delta D_{i,t-1}^2 + 0.69\Delta \ln K_{it} - 0.64\Delta \ln L_{i,t-1},$$

(2.37)                      (1.78)                      (2.65)                      (2.48)

$$T = 1993 - 1999, \text{ サンプル数} = 4,640, \text{ 企業数} = 580, \text{ SE}^2 = 0.83,$$
$$\text{AR}(2) = 2.16 [0.03], \text{ Sargan} = 76.77 [0.05],$$

と予測通りの符号条件となっており、追い貸しに伴う金利減免が、上でみた金利設定の低めバイアスの一要因として寄与していたことがわかる。そもそも追い貸しを行うような先に対して金利を引き上げることができるのか(金利を引上げれば潰れてしまうかもしれない)という問題があるが、仮に債務比率増大のリスクに見合せて金利を引き上げることができていれば、 $D^2$ は有意にならなかったはずである。このように、追い貸しは金利減免による預貸スプレッドの低下を招き、結果的に銀行収益を蝕んだといえる<sup>27</sup>。

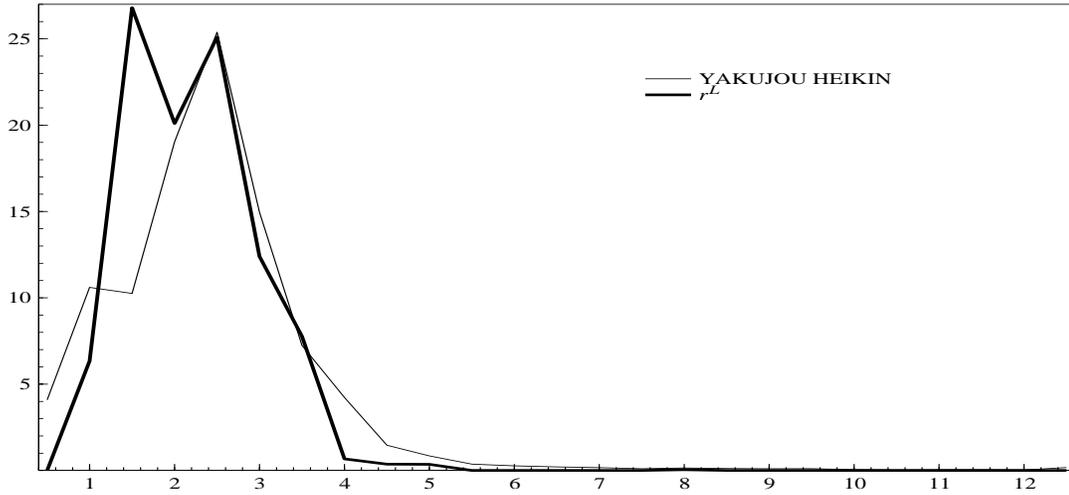
<sup>25</sup>本来、債務比率や金利の密度関数の推計にあたっては、両変数とも負の値をとらないという制約を考慮に入れるべきであるが、ここでは簡便的に制約無しで推計を行っている。

<sup>26</sup>表2の注を参照。有意性の無かったROAは計測式より落としている。階差式の操作変数は $\ln K_{t-1, \dots, t-5}$ 、 $D_{t-1, \dots, t-5}$ 、レベル式の操作変数は $\Delta \ln K_{t-1}$ 、 $\Delta D_{t-1}$ 。なお、同式の推計結果がいま一つのパフォーマンスであったことには、需要関数である(7)式の定式化の誤りの影響を受けているためかもしれない。脚注15で述べたように、本稿では(7)式の定式化に留保をつけたかたちで、供給関数の推計を行った。しかし、誘導形である(9)式を導く際に、(7)式をそのまま用いており、(9)式の推計は(7)式の定式化の誤りに対して頑強性をもたない。

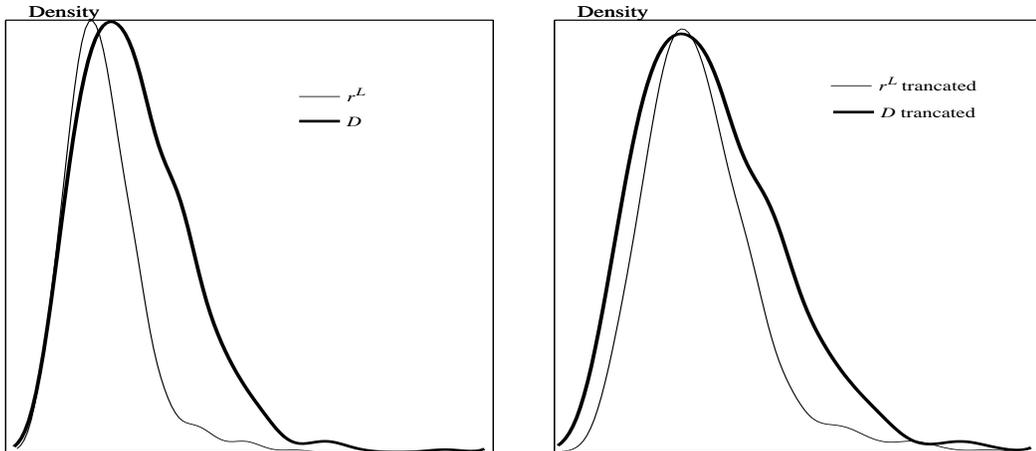
<sup>27</sup>因みに、日本銀行考査局(2001b)では、破綻懸念先以下の債務者向けの貸出金が、貸出利鞘を0.1%ポイント程度押し下げていると試算している。なお、本稿のモデルに従えば、追い貸しは銀行の収益最大化の

図 6:  $r^L$  の度数分布

(1)  $r^L$  と貸出約定平均金利の度数分布 (金額ベース)



(2)  $r^L$  と  $D$  の分布比較 (件数ベース)



(注1)  $r^L$ 、 $D$  は 1999 年度。貸出約定平均金利は 2000 年 3 月。

(注2) (2) は  $r^L$  と  $D$  の度数分布から Gaussian Kernel を用いて推計した密度関数を比較したもの。左図は 580 社ベース (左図の  $D$  は図 4 の下パネルの実線に対応)。右図は  $r^L$ 、 $D$  の最大のサンプルをそれぞれ除外したベース。

## (補論2) Blundell-BondのダイナミックGMMについて

GMM (Generalized Method of Moments、一般化積率法) 推計についての一般的な解説は、Hayashi (2000) 等の教科書を参照。ダイナミック GMM のポイントは、被説明変数の自己ラグ項が推計式に含まれるとき (動学的な推計式) 操作変数に以下に述べるような工夫をして、GMM 推計を行うことにある。

簡単化のため他の説明変数や時間効果を省略して、(6) 式を

$$L_{it} = \alpha L_{i,t-1} + \eta_i + \nu_{it}, \quad (10)$$

と書こう。上式で  $L_{i,t-1}$  と  $\eta_i$  の間で相関を持つことが問題であることは、本文でみた通りである。このとき (10) 式の両辺について 1 階の階差をとると ( $\Delta$  は階差オペレーター)

$$\Delta L_{it} = \alpha \Delta L_{i,t-1} + \Delta \nu_{it}, \quad (11)$$

となり、 $\Delta L_{it}$  は個別効果  $\eta_i$  に依存しない。すなわち、仮に  $\nu_{it}$  が 2 階以上の系列自己相関をもたなければ、 $\Delta L_{i,t-1}$  は (10) 式の誤差項  $\eta_i + \nu_{it}$  と、また、 $L_{i,t-2}, L_{i,t-3}, \dots$  は (11) 式の誤差項  $\Delta \nu_{it}$  と、それぞれ相関をもたない<sup>28</sup>。一方、通常  $L_{it}$  はある程度の系列自己相関を持つので、 $\Delta L_{i,t-1}$  は  $L_{i,t-1}$  と、 $L_{i,t-2}, L_{i,t-3}, \dots$  は  $\Delta L_{i,t-1}$  とそれぞれ相関を持つ可能性が高い。

Blundell and Bond (1998) は上記の關係に注目して、レベル式 (10) の操作変数として  $\Delta L_{i,t-1}$  を、階差式 (11) の操作変数として  $L_{i,t-2}, L_{i,t-3}, \dots$  をそれぞれ使って、レベル式と階差式を GMM によって同時にシステム推計する方法を提案した。因みに、Arellano and Bond (1991) で提唱された GMM 推計は、階差式だけを用いた推計にあたり、Blundell-Bond は Arellano-Bond を特殊ケースとして内包している。彼等のモンテカルロ実験によれば、こうして求めたシステム GMM は、より多くの情報を操作変数として用いて推計を行うために効率性が高いのみならず、頑強性も増すこととなっている<sup>29</sup>。

なお、Arellano-Bond でも Blundell-Bond でも、モンテカルロ実験により二段階推計で標準偏差にバイアスを持つことが知られている。このため、両論文とも、標準偏差が問題になる t 検定や AR 検定では一段階推計の結果を用いることを薦めている。本稿では、手堅い計測を行うために、基本的には、(i) 一段階推計と二段階推計でパラメータ推計に大きな差がないことを確認のうえ、(ii) パラメータ推計にはより一致性の高い二段階推計の結果を、(iii) t 検定等にはバイアスの小さい一段階推計の結果を、それぞれ報告している (もしくは二段階推計のパラメータを一段階推計の標準偏差で除して t 値等を計算するという方法も考えられようが、この場合は報告された一段階推計の結果と大差はない)。

---

結果であり、追い貸して銀行収益が低下したという結論と矛盾するかのようと思われるかもしれない。しかし、Berglöf-Roland のモデルでみたように、仮に銀行が企業行動をよりよくモニターし、情報の非対称性の度合いを減じれば、非効率な企業に「努力」を促すことによって、金利収入を増加させることができる。

<sup>28</sup>このとき  $\nu_{it}$  が 2 階以上の系列自己相関をもっていないという仮定が重要になる。本稿の計測で誤差項が 2 階以上の系列自己相関を有するか否かを AR(2) 検定という形でチェックするのは、このためである (Arellano and Bond (1991))。なお、過剰識別制約に関する Sargan 検定は、Hansen の J test としても知られているが、本稿では Arellano-Bond や Blundell-Bond に従って Sargan 検定と記述した (詳細は Hayashi (2000)、pp.227-228 参照)。

<sup>29</sup>レベル式の操作変数として  $\Delta L_{i,t-2}$  以降のラグ付きの変数を加えることは、階差式の操作変数と線形結合の關係にあるために追加的な情報を与えない。

## データ補論

本稿で用いた変数は以下の定義に基づき求めた（鍵括弧内の項目名は、企業財務データバンクの項目名に対応）。

### 金利

銀行の貸出金利 ( $r^L$ ) は企業の支払金利と等しいと仮定し、次の定義により求めた。

$$\text{支払金利} = \frac{\text{「支払利息・割引料」}}{\text{前期末の有利子負債残高（除く CP、社債）」}}$$

なお、有利子負債残高（除く CP、社債）は、「支払手形」、「短期借入金計」、「1年以内返済長期借入金」、「1年以内返済関係会社長期借入金」、「預り金」、「従業員預り金」、「設備関係支払手形」、「長期借入金計」、「長期支払手形」、「長期預り金」、「長期借入有価証券」、「関係会社その他長期債務」、「受取手形割引高」、「輸出為替手形割引高」の合計。

一方、預金金利 ( $r^M$ ) は、普通預金、定期預金、譲渡性預金（CD 新発気配・3ヶ月もの）の各金利を、資金循環勘定統計から求めたそれぞれのウェイトで加重平均して求めた。

### 債務比率

$$\text{債務比率 (D)} = \frac{\text{「短期借入金」} + \text{「長期借入金」}}{\text{時価資産}},$$

ただし、時価資産は、「資産合計」のうち在庫、土地、機械、建物といった資本ストック ( $K$ ) を perpetual inventory method によって時価評価したもの（その他の資産は簿価を使用）。

### 資本ストック

資本ストック ( $K$ ) は在庫、土地、機械、建物等からなり、perpetual inventory method で時価評価した。perpetual inventory method は、Q 理論の検証といった設備投資関数の推計において資産を時価評価するときに用いられることが多く、日本でも数多くの先行研究において採用されている（代表例は Hoshi and Kashyap (1990)、Hayashi and Inoue (1991) 等）。基本的には、以下の式による。

$$K_{it} = \frac{P_t^K}{P_{t-1}^K} K_{i,t-1} (1 - \delta) + I_{it}. \quad (12)$$

右辺の第一項は、前期の時価評価した資本ストック  $K_{i,t-1}$  のうち、減価償却 ( $\delta$  は減価償却率) によって目減りした分を控除したうえ、当該ストックの価格 ( $P_t^K$ ) を用いて今期の価格に再評価を行ったものである。これに今期の投資分 ( $I_{it}$ ) を加えたものが、今期の時価評価した資本ストックになる。なお、ベンチマークとなる初期値の資本ストックは、1970 年度以前より存在するサンプルは 1970 年度の簿価を、それ以降に加わったサンプルはサンプルが加わった時点の簿価を、そ

れぞれ時価のストックとして用いている<sup>30</sup>。詳細は Sekine (1999) に譲るが、各ストックごとに、(12) 式をもとに、概略以下のような計算を行っている。

1. 在庫：「棚卸資産」、「商品」、「販売用不動産」、「製品」、「半製品」、「仕掛品」、「未成工事支出金」、「原材料」、「貯蔵品」、「その他棚卸資産」より簿価の在庫ストックを作成。在庫評価が LIFO 形式のときだけ、perpetual inventory method を適用し、その他の場合は、簿価ストックをそのまま時価に代用した。LIFO 形式の場合は、(12) 式のうち、 $\delta = 0$  と仮定し、 $I_{it}$  は簿価ストックの前期差として求めた。価格  $P_t^K$  は卸売物価指数・需要段階別の素原材料と SNA 統計、IOPI 統計より求めた各業種の産出価格指数を各科目ごとに適当にあてはめた。
2. 土地：簿価ストックは「土地」より求め、 $P_t^K$  は全国市街地価格指数の 6 大都市全用途平均を用いた。 $\delta = 0$  と仮定し、 $I_{it}$  は簿価ストックの前期差として算出した。ただし前期差が負になる場合は、最近期に購入した土地から売却すると仮定し、簿価ストックの前期差に  $(P_t^K / P_{t*}^K)$  をかけた値を  $I_{it}$  とした ( $P_{t*}^K$  は当該企業にとって簿価ストック前期差が最後に正の値をとった年の地価)。
3. 有形固定資産（機械・建物等）：簿価ストックは、「建物」、「構築物」、「機械装置」、「その他償却資産」、「船舶」、「車両運搬具」、「工具器具備品」、「賃貸用固定資産」、「その他のその他償却資産」より算出。 $P_t^K$  は卸売物価指数・需要段階別の建設材、資本財、輸送機械のうち適当なものをそれぞれの資本ストックにつきあてはめた。減価償却率  $\delta$  については、Hayashi and Inoue (1991) に従い、非住宅建物: 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% と仮定した。 $I_{it}$  については、当期償却額が各資産項目で利用可能である 1977 年度以降は、簿価ストックの前期差に各資産の当期償却額を加えたものとして計算した。それ以前は、各資産の当期償却額を

$$\frac{\text{各資産の償却累計額}}{\text{「有形固定資産償却累計額」}} \times \text{「有形固定資産当期償却額」}$$

として求めた。

## ROA

$$ROA = \frac{\text{「営業損益」} + \text{「営業外収益」}}{\text{前期末の「資産合計」}}$$

<sup>30</sup>ただし、時価と簿価の乖離が激しいと思われる土地ストックについては、ベンチマークとなる年の時価簿価比率（SNA、法人企業統計より算出）で、時価評価を行った。

## 参考文献

- 伊藤隆敏 (1985): 『不均衡の経済分析』、東洋経済新報社.
- 小田信之 (1998): 「オプション価格理論に基づく適性預金保険料率の推定」、『金融研究』、17(5)、pp. 127–165.
- 小林慶一郎・加藤創太 (2001): 『日本経済の罨』、日本経済新聞社.
- 才田友美・関根敏隆 (2001): 「貸出を通じた部門間資金再配分のマクロ的影響」、日本銀行調査統計局 Working Paper 01-16.
- 櫻川昌哉 (2001): 「「追い貸し」の経済分析：理論と実証」、mimeo.
- 佐々木百合 (2000): 「自己資本比率規制と不良債権の銀行貸出への影響」、宇沢弘文・花崎正晴 (編) 『金融システムの経済学—社会的共通資本の視点から』、pp. 129–148. 東京大学出版会.
- 白鳥哲哉・大山剛 (2001): 「近年における邦銀の収益低迷の背景と今後の課題—預貸利鞘のトレンドからみた分析」、日本銀行考査局 Discussion Paper 01-J-1.
- 杉原茂・笹田郁子 (2002): 「不良債権と追い貸し」、『日本経済研究』、forthcoming.
- 関根敏隆・種村知樹・才田友美 (2001): 「不良債権問題の経済学—理論と実証分析の展望」、日本銀行調査統計局、調・経分第 01-3 号.
- 日本銀行考査局 (2001a): 「信用格付を活用した信用リスク管理体制の整備」、『日本銀行調査月報』、10月号、pp. 57–84.
- (2001b): 「全国銀行の平成 12 年度決算と経営上の課題」、『日本銀行調査月報』、8月号、pp. 59–116.
- 深尾光洋・日本経済研究センター (2000): 『金融不況の実証分析』、日本経済新聞社.
- 星岳雄 (2000): 「なぜ日本は流動性の罨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』、pp. 233–266. 日本経済新聞社.
- 前田栄治・肥後雅博・西崎健司 (2001): 「わが国の「経済構造調整」についての一考察」、『日本銀行調査月報』、7月号、pp. 75–133.
- 宮川努・石原秀彦 (1997): 「金融政策・銀行行動の変化とマクロ経済」、浅子和美・福田慎一・吉野直行 (編) 『現代マクロ経済分析—転換期の日本経済』、pp. 157–191. 東京大学出版会.
- 宮川努・野坂博南・橋本守 (1995): 「金融環境の変化と実体経済」、『調査』、No. 203、日本開発銀行.
- 渡辺喜美・平成金融問題研究会 (2001): 『反資産デフレの政治経済学』、東洋経済新報社.
- ARELLANO, M., AND S. BOND (1991): “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *Review of Economic Studies*, 58, 277–297.
- BABA, N. (1996): “Empirical Studies on the Recent Decline in Bank Lending Growth: An Approach Based on Asymmetric Information,” Bank of Japan IMES Discussion Paper, No. 96-E-10.

- (2001): “Optimal Timing in Banks’ Write-Off Decisions under the Possible Implementation of a Subsidy Scheme: A Real Options Approach,” *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, 19(3), 113–141.
- BERGLÖF, E., AND G. ROLAND (1997): “Soft Budget Constraints and Credit Crunch in Financial Transaction,” *European Economic Review*, 41, 807–817.
- BLUNDELL, R., AND S. BOND (1998): “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models,” *Journal of Econometrics*, 87, 115–143.
- CORBETT, J. (1999): “Crisis? What Crisis? The Policy Response to Japan’s Banking Crisis,” in *Why Did Japan Stumble? Causes and Cures*, ed. by C. Freedman, pp. 191–229. Edward Elgar, Cheltenham.
- DEWATRIPONT, M., AND E. MASKIN (1995): “Credit and Efficiency in Centralized and Decentralized Economies,” *Review of Economic Studies*, 62, 541–555.
- DOORNIK, J. A., M. ARELLANO, AND S. BOND (1999): “Panel Data Estimation Using DPD for Ox,” available from <http://www.nuff.ox.ac.uk/users/doornik/>.
- DOORNIK, J. A., AND D. F. HENDRY (2001): *GiveWin: An Interface to Empirical Modelling*. Timberlake Consultants, London.
- HAYASHI, F. (2000): *Econometrics*. Princeton University Press, Princeton.
- 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*, 59, 731–753.
- HOSHI, T., AND A. KASHYAP (1990): “Evidence on  $q$  and Investment for Japanese Firms,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 4, 371–400.
- KITAMURA, Y. (2001): “Corporate Finance and Market Competition: Evidence from the Basic Survey of Japanese Business Structure and Activities in the Late 1990s,” mimeo.
- PEEK, J., AND E. S. ROSENGREN (1999): “Have Japanese Banking Problems Stifled Economic Growth?,” mimeo.
- SEKINE, T. (1999): “Firm Investment and Balance-Sheet Problems in Japan,” IMF Working Paper, WP/99/111.
- TSURU, K. (2001): “The Choice of Lending Patterns by Japanese Banks During the 1980s and 1990s: The Causes and Consequences of a Real Estate Lending Boom,” Bank of Japan IMES Discussion Paper, No. 2001-E-8.
- WEINSTEIN, D. E., AND Y. YAFEH (1998): “On the Costs of a Bank-Centered Financial System: Evidence from the Changing Main Bank Relations in Japan,” *Journal of Finance*, LIII, 635–672.
- WOO, D. (1999): “In Search of “Capital Crunch”: Supply Factors Behind the Credit Slowdown in Japan,” IMF Working Paper, WP/99/3.