

いわゆる「追い貸し」について

せきね としたか こばやしけいいちろう さいた ゆみ
関根敏隆 / 小林慶一郎 / 才田友美

要 旨

「追い貸し」という言葉の定義は必ずしも一義的ではないが、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ことを指すことが多い。追い貸しがおこっていれば、既に債務比率が高い先から貸出が十分に回収されず、債務比率が高まるにつれ、貸出の減少幅が小さくなる（あるいはさらに進んで、貸出が増加する）といったように、貸出と債務比率が非線形な関係となることが予想される。しかも、高債務先で貸出を受けたところほど収益性が低下する傾向があれば、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。パネル・データを用いた実証分析の結果、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された。これらのテスト結果は、こうした企業への貸出が、追い貸しであった可能性が高いことを示唆している。

キーワード：追い貸し、不良債権問題、ダイナミックGMM

本稿の作成に当たっては、種村知樹氏（現日本銀行人事局）、吉野大喜氏（東京大学大学院・経済学研究科）の協力を得た。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）、2名の匿名査読者のほか、日本銀行の多くのスタッフから有益なコメントを得た。また、上智大学マクロ経済セミナーと国際通貨基金APD-MAEセミナーの参加者との議論も有益であった。この場を借りて感謝の意を表したい。なお、本稿で示されている内容および意見は筆者たち個人に属し、日本銀行もしくは経済産業研究所の公式見解を示すものではない。

関根敏隆 日本銀行調査統計局（E-mail: toshitaka.sekine@boj.or.jp）

小林慶一郎 経済産業研究所（E-mail: kobayashi-keiichiro@rieti.go.jp）

才田友美 日本銀行調査統計局（E-mail: yumi.saita@boj.or.jp）

1. はじめに

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、「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、実際の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]、杉原・笛田 [2002] の先行研究がみられる程度で、実証研究の蓄積が不足している。本稿は、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。

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¹。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高債務先に、あえて貸出を続けること（もしくは貸出を十分に回収しないこと）」ではないだろうか。

しかし、このように追い貸しを定義すると、実証上の困難につきあたる。すなわち、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。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、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²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（総資産利益率、Return on Asset : 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、経営再建の可能性が乏しくても（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。

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、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

1 例えば、実務家の間では、問題企業の利子支払い分を融資することをもって、追い貸しと呼ぶ傾向がある（しばしば「利息追い貸し」という言葉が使われる）。一方、経済学者の間では、不良債権処理の先送りとはほぼ同義の意味で、追い貸しという言葉を使うことがある。不良債権を積み上げた問題企業への利息追い貸しは、結局のところ当該企業の延命につながり、不良債権処理の先送りとなることから、両者の間で共通するところがあるのは事実だが、必ずしも両者が一致するものではないことも事実である。

2 本稿では、「非線形」という場合、ここで述べたように「債務比率がある程度高まると貸出が増加に向かう（より具体的には、貸出が債務比率の2次関数で表されるような状況）」という意味で用いる。

に伴って貸出先の収益性が低下したようなケースもあろう。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、1990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、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もつ。しかも、理論的には、追い貸しによって生産性の低い企業の延命がはかれるのみならず、企業が前向きな努力を行わなくなるといったモラル・ハザードの問題が指摘されている（Berglöf and Roland [1997]）。また、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、貸出先企業の意思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ことも指摘されている（小林・加藤 [2001]）。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。

銀行はなぜ、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。追い貸しは合理的な銀行行動として説明できるのだろうか。これらの点を考察した理論的な仮説は既に幾つか提示されている。その主要なものをあげると、以下のとおりである。

小林・加藤 [2001] は、1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、リスク愛好者として行動するため、リスクの高い追加融資に易々と応じてしまうことを指摘している。コーポレート・ファイナンスでよく知られているように、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。

櫻川 [2002] 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、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ている。このモデルでは、銀行は貸倒引当金を十分に積んでおらず、これから引当金を計上しようとする、（会計上の）自己資本が目減りし、BIS規制を達成できないといった状況を想定している。

Berglöf and Roland [1997] は、企業の清算価値が大きく目減りしたときには、たとえ貸出元本の回収は見込めずとも、ある程度の利息収入が得られるのならば、とりあえず企業の清算を避けて追い貸しを続けることを、銀行と企業のゲームとして定式化している。彼らのモデルは、元々は、社会主義体制下にあった体制移行国での状況を想定したもののだが、バブル崩壊後の日本企業にも当てはまると考

えることができる（特に、企業の資産のうち土地の占める割合が高い非製造業）。またこのモデルでは、追い貸しは、非効率な企業を延命するのみならず、非効率な企業が必要な営業努力を怠るようになる（モラル・ハザードの可能性）という2重の意味で、経済の効率性を阻害することが示される。

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、事態を今しばらく見届けようとする誘因として働くことを示している。

実際の追い貸しに当たっては、これらの要因が複合的に働いていたと考えられる。上記の仮説は、それぞれが背反的な関係にあるわけではない。ある銀行がとある問題企業への追い貸しを行ったときに、(1)銀行が実質的な支配株主としてリスク愛好的になっていたと同時に、(2)当該企業への引当が不足していたため、不良債権の償却を先延ばししたい誘因が働いた一方で、(3)地価下落により当該企業の清算価値が目減りしたため、清算という手段に魅力を感じず、(4)ひょっとすると将来地価が上がるかもしれないという淡い期待をもっていたなどということ、十分におこりえる話であろう。

本稿は、これらの理論モデルのどれが一番現実に当てはまるのかを検証するというものではない。確かに、上記のモデルのうちのいくつかについては、より直接的な検証を行うが、実証上の困難もあり、本稿で得られた結果だけで、白黒がつけられるものではない。以下の実証分析は、なぜ追い貸しが生じたかはさておき、追い貸しと呼ばれている現象と整合的な事象が観察されるか否かを、とりあえず検証しようというものである。

本稿の構成は以下のとおりである。2節では、以下の分析で用いる企業財務データを概観し、検証のための計測式を導入する。3節では、前節で示した分析の枠組みに従って、貸出と債務比率の間に非線形な関係があるか否かを検証する。4節は、貸出、債務比率と企業収益との関係を見る。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。補論では本稿の分析で用いた Blundell and Bond [1998] のダイナミックGMM（一般化積率法、Generalized Method of Moments）について若干の解説を行う。

2 . 分析の枠組み

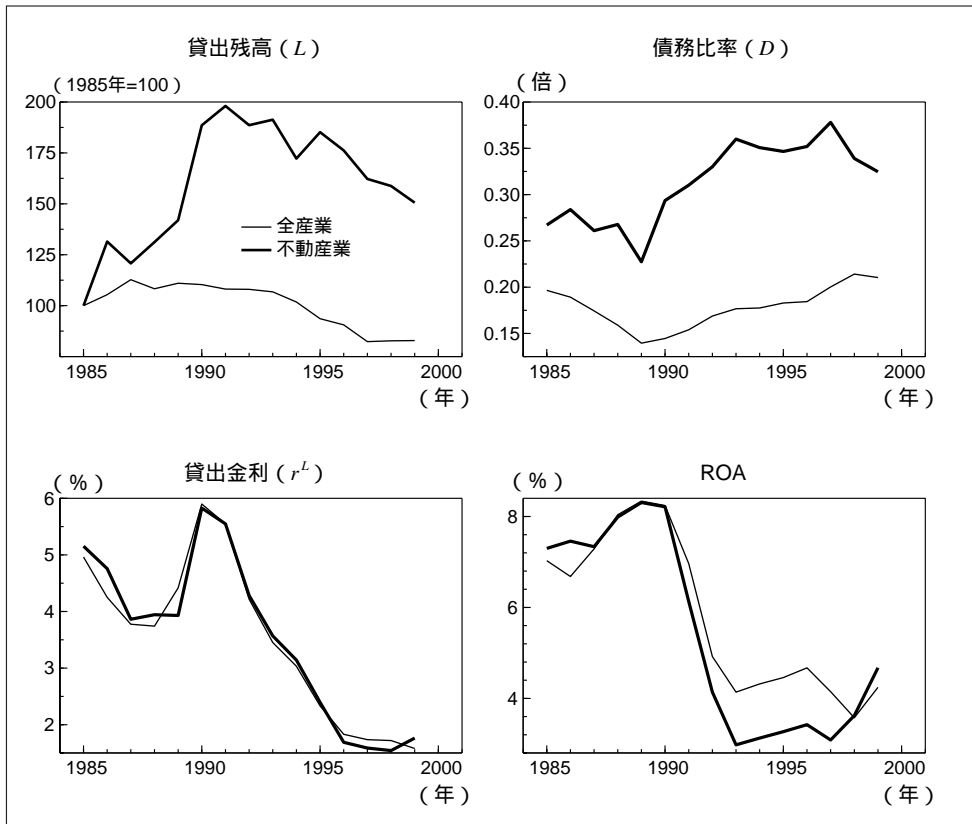
(1) データ

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1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とした指数でみると、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1990年代を通じて高い水準を保っている(左上パネル)³。また債務比率(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、1990年代

図1 不動産業向け貸出



3 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。

4 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、1990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・バンクとの対応は補論2を参照。

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わけ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、何らかの追い貸しがなされていたことを窺わせる。

1990年代では、その他の業種と比較して不動産業の債務比率が高く、貸出残高が高止まりしたため、貸出残高と債務比率の間に正の相関があるように見受けられる。ただし、こうした業種間の比較では、業種別の特性を無視しているため、みせかけの相関をとらえているのかもしれない。後段の分析では、パネル・データを用いて業種別特性といった個別効果をコントロールしたうえで、貸出残高と債務比率の間にどのような関係があるかをみる。

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)1984～99年度の間、短期借入、長期借入をともに行っている先を対象とした⁵。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%のいずれかに当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。

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1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社当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⁶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)）。

5 これは、1984～99年度に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出やすくなっているかもしれない。しかし、倒産企業の多くが追い貸しをしたにもかかわらず、最終的には破綻してしまったということであれば、この限りではない。

6 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 [2001] を参照。

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

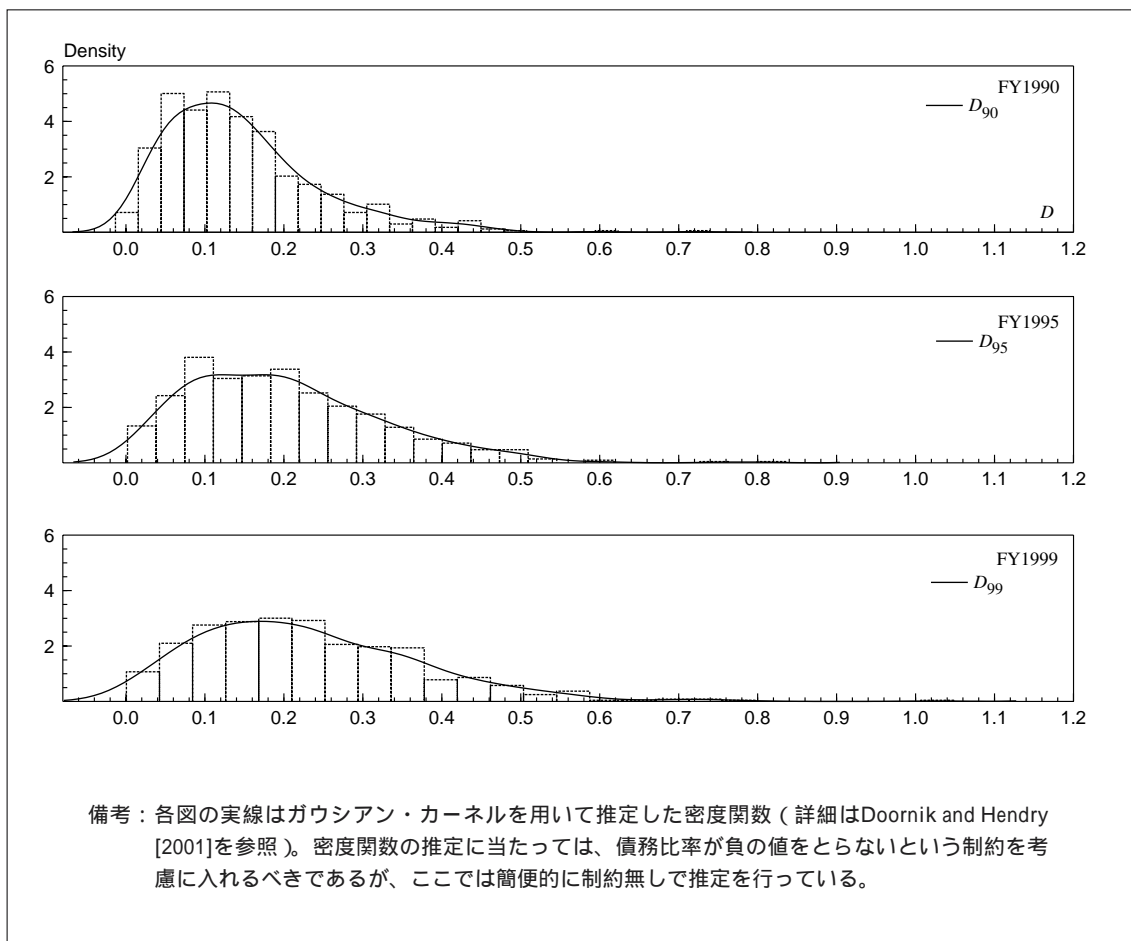
	r^L	D	ROA	$\ln L$	$\ln K$
r^L	1.00				
D	0.02	1.00			
ROA	0.37	-0.29	1.00		
$\ln L$	0.18	0.39	-0.12	1.00	
$\ln K$	0.20	-0.08	0.03	0.85	1.00

(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

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2）。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）かたちで、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かたちで、過剰債務問題が進行したことを表している。

図2 債務比率 D の度数分布



(2) 計測式

「追い貸し」を検証するため、本稿では、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⁷。

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

7 なお、(1)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1つの銀行のように振る舞うことが暗に仮定されている。本来は、個別銀行ごとの貸出に分け、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)節では、厳しいデータ制約のもとではあるが、個別銀行ごとの貸出供給関数を推定している。

ただし、 l_{it} は貸出残高 L の自然対数値。 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。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ると、貸出を増やす方向に力が働くと考えられる⁸。なお、 ε_{it} は供給関数の誤差項に当たる。

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)。

$$l_{it}^d = \beta_0 l_{i,t-1} + \beta_1 r_{it}^L + \beta_2 k_{it} + \beta_3 + u_{it}, \quad (2)$$

ただし、 k_{it} は資本ストック K の自然対数値。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⁹、

$$l_{it} = l_{it}^s = l_{it}^d. \quad (3)$$

(1)-(3)式を金利について解くと、

$$r_{it}^L = \frac{\alpha_0 - \beta_0}{\beta_1 - \alpha_1} l_{i,t-1} + \frac{\alpha_1}{\beta_1 - \alpha_1} r_t^M + \frac{\alpha_2}{\beta_1 - \alpha_1} D_{i,t-1} + \frac{\alpha_3}{\beta_1 - \alpha_1} D_{i,t-1}^2 + \frac{\alpha_4}{\beta_1 - \alpha_1} ROA_{i,t-1} - \frac{\beta_2}{\beta_1 - \alpha_1} k_{it} + \frac{\alpha_5 - \beta_3}{\beta_1 - \alpha_1} + \frac{1}{\beta_1 - \alpha_1} \varepsilon_{it} - \frac{1}{\beta_1 - \alpha_1} u_{it}, \quad (4)$$

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る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。

われわれの関心は(1)式の推定、中でも、 α_2 、 α_3 の符号条件にある。ただし、同式の推定は、テクニカルに面倒な点がある。まず第1に、通常、誤差項 ε_{it} には個別効果が含まれると考えられる点である。

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

8 $\partial l / \partial D = \alpha_2 + 2\alpha_3 D$ 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。

9 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、(3)式は、

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

となる。彼らは、スイッチング回帰のテクニックを用いて、上式と(1)-(2)式からなる連立方程式体系を同時推定している。

と表し、個別効果 η_i 、時間効果 d_t と真のショック (idiosyncratic shock) v_{it} に分解できるとしよう。このとき、個別効果 η_i と右辺の変数との間に相関があると、推定結果はバイアスをもつことになる。特に、(1)式にある自己ラグ項 $l_{i,t-1}$ は、必ず η_i と相関をもつため¹⁰、(1)式をそのまま推定するわけにはいかない。

また、同時方程式バイアスの存在も問題である。 r_{it}^L は ε_{it} に依存しているため((4)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方程式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推定が望ましい。

まず、同時方程式バイアスについては、(2)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((4)式より $\text{Cov}(r_{it}^L, k_{it}) \neq 0$)。この場合、 k が供給関数の誤差項である ε_{it} と相関をもたなければ(この仮定の正しさはSargan検定でチェック)、供給関数(1)式の推定に当たって、 k を操作変数として用いると、 r_{it}^L にまつわる同時方程式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とい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1つであるBlundell and Bond [1998]のシステムGMM推定を試みた(詳細は補論を参照)。

3. 計測結果

(1) 基本的な計測式

前節で述べた方法に従って、(1)式のGMM推定を行った結果が表2である¹¹。推定に当たっては、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(1993~99年度)と(B)バブル期を含むサンプル前期(1986~92年度)に分けて推定を行った。不良債権問題は、CCPC(共同債権買取機構、Cooperative Credit Purchasing Company)が設立され、銀行が不良債権額の公表を開始した1992~93年度から实体经济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。

10 (1)式の両辺のラグをとると、

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

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

11 以下、本稿での計測はDPD for OX(Doornik, Arellano and Bond [2001])による。

表2 貸出供給関数

業種 被説明変数	全産業 <i>l</i>	製造業 <i>l</i>	非製造業 <i>l</i>	建設・不動産 <i>l</i>	その他の非製造業 <i>l</i>
(A) サンプル後期 (1993-99年)					
l_{-1}	0.97(0.02)***	0.94(0.02)***	1.00(0.03)***	0.97(0.10)***	0.97(0.03)***
r	0.01(0.04)	0.12(0.05)**	0.03(0.04)	0.14(0.08)*	0.04(0.03)
D_{-1}	-0.33(0.82)	-0.12(0.99)	-2.53(1.15)**	-3.41(1.76)*	-1.31(1.12)
D^2_{-1}	0.82(1.34)	-0.75(2.11)	3.30(1.66)*	3.23(1.94)*	2.02(1.68)
ROA_{-1}	0.02(0.01)	0.003(0.01)	0.02(0.02)	0.05(0.03)	0.001(0.02)
サンプル数	4,640	3,072	1,568	408	1,160
企業数	580	384	196	51	145
SE ²	0.06	0.06	0.06	0.09	0.05
AR(2)	-0.24[0.81]	0.46[0.65]	-1.02[0.31]	-1.37[0.17]	-0.28[0.78]
Sargan	124.0[0.05]	112.7[0.16]	121.6[0.06]	37.4[1.00]	116.3[0.11]
(B) サンプル前期 (1986-92年)					
l_{-1}	0.99(0.02)***	0.98(0.02)***	1.00(0.03)***	0.96(0.05)***	0.98(0.03)***
r	0.06(0.02)***	0.06(0.02)***	0.05(0.03)**	0.12(0.03)***	0.10(0.03)***
D_{-1}	-0.67(0.81)	-2.44(1.49)	-0.37(1.15)	-3.51(1.97)*	0.52(1.20)
D^2_{-1}	0.53(1.38)	4.07(3.25)	-0.19(1.85)	4.40(3.60)	-1.90(1.82)
ROA_{-1}	-0.002(0.01)	-0.01(0.01)	0.0004(0.01)	0.01(0.02)	-0.01(0.01)
サンプル数	4,640	3,072	1,568	408	1,160
企業数	580	384	196	51	145
SE ²	0.06	0.07	0.05	0.07	0.05
AR(2)	-0.12[0.91]	0.10[0.92]	-0.59[0.56]	-1.61[0.11]	0.69[0.49]
Sargan	112.7[0.16]	125.2[0.04]	113.4[0.15]	36.64[1.00]	111.2[0.19]

備考：1. システムGMMによる推定。定数項と時間ダミーの係数は掲載省略。

2. バランス・パネル。サンプル数は企業数に計測期間（ラグを含めて8年間）を掛けたもの。

3. ()内の数値は標準誤差（2段階推定、小標本バイアス調整済み）。「***」、「**」、「*」はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを表す。推定された係数は2段階推定の結果。

4. AR(2)は2階の系列相関に関する検定（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。

5. 階差式の操作変数は $l_{t-2, \dots, t-5}$ 、 $k_{t, \dots, t-5}$ 、 $D_{t-2, \dots, t-5}$ 、 $ROA_{t-2, \dots, t-5}$ 。レベル式の操作変数は Δl_{t-1} 、 ΔD_{t-1} 、 ΔROA_{t-1} 。

推定結果をみると、非製造業では、追い貸しを表す債務比率の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引き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、サンプル後期にあっては、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。

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[2001]といった先行研究と整合的な結果である。

なお、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、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お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 L^{short}/L が上昇する傾向がみてとれる(表3)¹²。

表3 短期貸出比率

業種	全産業	製造業	非製造業
被説明変数	L^{short}/L	L^{short}/L	L^{short}/L
D_{-1}	-0.88(0.09)***	-1.01(0.13)***	-0.66(0.16)***
D^2_{-1}	1.43(0.15)***	1.63(0.24)***	1.25(0.22)***
推定期間	1993-99	1993-99	1993-99
サンプル数	4,640	3,072	1,568
企業数	580	384	196
SE ²	0.01	0.01	0.01
R ²	0.05	0.05	0.07

備考：1. ウィズイン・グループ推定。時間ダミーの係数は掲載省略。

2.()内の数値は標準誤差。

12 本来は、短期、長期別に貸出供給関数を推定すべきだが、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、グループ内変換(within-group、以下「ウィズイン・グループ」と表記)推定によって、簡便的にチェックした。

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かたち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わけではなく、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った。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。

(2) 頑健性のチェック

表2の計測結果では、いずれのケースでも l_{-1} にかかる係数が1に近い。これは、被説明変数である l が企業規模に依存するレベル変数であるのに対し、説明変数の中では l_{-1} だけがレベル変数であるためと考えられる¹³。

そこで、頑健性のチェックも兼ねて、(1)式で $\alpha_0 = 1$ として $l_{i,t-1}$ を左辺に移項し、

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

という計測式で推定を行った。この場合、左辺は貸出残高の伸び率となり、左辺、右辺ともに企業規模には依存しない変数を用いることになる。非製造業についてみると、表2とほとんど変わらない推定結果が得られた(表4の1列目)。

表4 貸出供給関数：頑健性のチェック

業種	非製造業	非製造業	非製造業
被説明変数	Δl	Δl	L/K
推定方法	GMM	ウィズイン・グループ	ウィズイン・グループ
r	0.03(0.04)	0.10(0.02)***	0.03(0.02)*
D_{-1}	-2.60(1.07)**	-4.07(0.43)***	0.24(0.77)
D^2_{-1}	3.41(1.67)**	3.61(0.57)***	2.27(1.30)*
ROA_{-1}	0.02(0.02)	0.001(0.01)	0.002(0.01)
推定期間	1993-99	1993-99	1993-99
サンプル数	1,568	1,568	1,568
企業数	196	196	196
SE ²	0.06	0.04	0.06
AR(2)	-1.03 [0.31]		
Sargan	121.4 [0.07]		

備考：表2の備考を参照。

13 この点は匿名査読者の指摘による。

さらに推定方法によって、計測結果に差があるかを調べるため、同式をウィズイン・グループ推定によって計測しよう。同式で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、操作変数を用いないウィズイン・グループ推定には、同時方程式バイアスの問題は残る）。実際、ウィズイン・グループ推定による計測結果をみると、 D_{-1} 、 D^2_{-1} 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、ある程度債務比率が高まると、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2列目）。

レベル変数を用いないもう1つの定式化として、左辺を伸び率ではなく、貸出残高を何らかのスケール変数で割って比率化することも考えられる。例えば、資本ストックをスケール変数とした場合、

$$\left(\frac{L}{K}\right)_{it} = \alpha'_1 r_{it} + \alpha'_2 D_{i,t-1} + \alpha'_3 D^2_{i,t-1} + \alpha'_4 ROA_{i,t-1} + \alpha'_5 + \varepsilon_{it},$$

といった計測式となる。同式を、ウィズイン・グループ推定によって推定すると、 D_{-1} が有意ではなくなるが、 D^2_{-1} は有意に正の値となっており、貸出と債務比率の間に何らかの非線形の関係があることを支持する結果が得られた（表4の3列目）¹⁴

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）。

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
	Δl	Δl	Δl	Δl
r	0.10(0.01)***	0.04(0.02)**	0.09(0.01)***	0.06(0.03)**
D_{-1}	-2.31(0.10)***	-0.52(0.19)***	-2.92(0.13)***	0.02(0.29)
ROA_{-1}	-0.01(0.002)***	0.001(0.01)	-0.01(0.002)***	-0.003(0.01)
推定期間	1993-99	1993-99	1993-97	1993-97
サンプル数	4,325	285	3,283	177
企業数	568	63	563	45
SE ²	0.05	0.02	0.05	0.02
R ²	0.22	0.11	0.23	0.14

備考：1. ウィズイン・グループ推定。時間ダミーの係数は掲載省略。

2.()内の数値は標準誤差。

14 仮に、企業は D_{-1} の上昇につれて、資本ストックを縮小するような関係があれば、 D_{-1} は必ずしも負の値をとるとは限らない。

貸出伸び率 Δl_{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（ウィズイン・グループ推定）¹⁵。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) BIS規制の影響

櫻川 [2002] 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もとでは、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因をもつ）。佐々木 [2000] 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。われわれのサンプルでも、銀行側の事情が何らかしだい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、個々の銀行ごとの各企業に対する貸出供給関数を推定可能である。具体的には、

$$\Delta l_{ijt} = \alpha_1'' r_{it} + \alpha_2'' D_{i,t-1} + \alpha_3'' D_{i,t-1}^2 + \alpha_4'' ROA_{i,t-1} + \alpha_5'' BIS_{j,t-1} + \alpha_6'' + \varepsilon_{ijt},$$

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。計測に当たっては、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1998～99年の2年間）を推定期間とした¹⁶。推定期間が短いため、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推定に用いている¹⁷。

r の係数が負の値をとる、 D 、 D^2 の係数が前出の推定結果から大きく変わるなど、

15 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、極端に推定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いた。このため、ここでは、上記のように貸出伸び率を被説明変数としたウィズイン・グループ推定を用いている。

16 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）。

17 推定に当たっては、 $j \neq k$ において、 $\text{Cov}(\varepsilon_{ijt}, \varepsilon_{ikt}) = 0$ と仮定。非バランス・パネルでの操作変数の取扱いについては、Doomnik, Arellano and Bond [2001] を参照。

表6 貸出供給関数：BIS規制の影響

業種	全産業	製造業	非製造業
被説明変数	ΔI	ΔI	ΔI
r	-0.35(0.14)***	-0.11(0.08)	-0.16(0.10)
D_{-1}	-5.16(2.65)*	2.38(2.03)	-6.00(2.39)**
D^2_{-1}	9.34(5.07)*	-5.60(4.28)	9.61(4.10)**
ROA_{-1}	0.01(0.004)***	0.01(0.003)**	0.01(0.01)
BIS_{-1}	0.01(0.01)	0.01(0.01)	0.02(0.01)***
推定期間	1998-99	1998-99	1998-99
サンプル数	9,317	4,887	4,430
SE ²	0.40	0.26	0.34
Sargan	6.30[0.71]	18.83[0.03]	9.06[0.43]

備考：1. 表2の備考を参照。

2. 非バランス・パネル。AR(2)テストは推定期間が短いため不可能。

3. 操作変数は k_t 、 k_{t-1} 、 BIS_{t-1} 。

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¹⁸。

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]、深尾ほか[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¹⁹、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傾向にある（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ことになる。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

18 なお、BIS比率にかかる係数が、借り手企業の債務比率の状況によって変わるか否かも検証してみたが、安定的な結果が得られなかった。この点に関しては、将来の課題としたい。

19 (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、深尾ほか[2000]を参照。

表7 貸出供給関数：銀行側の要因

業種	非製造業	非製造業	非製造業
被説明変数	Δl	Δl	Δl
r	-0.13(0.10)	-0.13(0.11)	-0.09(0.10)
D_{-1}	-5.33(2.58) **	-6.18(2.71) **	-5.01(2.54) **
D^2_{-1}	8.49(4.42) *	9.90(4.66) **	7.90(4.35) *
ROA_{-1}	0.01(0.01)	0.01(0.01)	0.003(0.01)
$Default_{-1}$	-0.43(0.07) ***		
Cap_{-1}		0.02(0.01) ***	
$A2_{-1}$			0.01(0.02)
$A3_{-1}$			-0.04(0.03)
$Baa1_{-1}$			-0.15(0.03) ***
$Baa3_{-1}$			-0.13(0.04) ***
推定期間	1998-99	1998-99	1998-99
サンプル数	4,457	4,457	4,457
SE ²	0.31	0.33	0.29
Sargan	11.96[0.22]	7.35[0.60]	23.28[0.08]

備考：1. 表6の備考を参照。

2. 操作変数は k_t 、 k_{t-1} 、 $Default_{t-1}$ 、もしくは Cap_{t-1} もしくは $A2_{t-1}, \dots, Baa3_{t-1}$ 。

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。

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の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（ちなみに、前出の佐々木 [2000] の推定期間は1989年度から96年度までとなっている）。

(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、債務比率およびROAのボラティリティの有意性を調べた。なお、変数 x_{it} のボラティリティ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、 Δ 、 Δ_4 はそれぞれ1次、4次の階差オペレータである ($\Delta_4 x_{it} = \sum_{j=t}^{t-3} \Delta x_{ij}$)。

推定の結果、ROAのボラティリティが、非製造業では負で有意となった(表8)。追い貸しと整合的であるのは正の係数であるため(不確実性が高まるほど、追い貸しをして貸出を伸ばす)。この結果は、予測される符号条件と逆である。これは、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因も働いたためかもしれない。この場合、仮に不確実性の高まりによって、ある先には追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、そもそもボラティリティ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²⁰。

表8 貸出供給関数：不確実性の影響

業種	全産業	製造業	非製造業
被説明変数	l	l	l
l_{-1}	0.96(0.02)***	0.93(0.03)***	0.99(0.04)***
r	-0.01(0.04)	0.12(0.05)**	0.04(0.05)
D_{-1}	-0.34(0.94)	-0.65(1.16)	-2.78(1.26)**
D^2_{-1}	0.98(1.48)	0.16(2.47)	3.84(1.79)**
ROA_{-1}	0.02(0.01)*	0.01(0.01)	0.01(0.02)
$Vol(D)_{-1}$	-2.61(25.31)	-8.60(23.10)	-9.92(19.41)
$Vol(ROA)_{-1}$	-0.002(0.004)	0.01(0.01)	-0.02(0.01)**
推定期間	1993-99	1993-99	1993-99
サンプル数	4,632	3,067	1,565
企業数	580	384	196
SE ²	0.06	0.07	0.06
AR(2)	-0.26[0.80]	0.56[0.58]	-1.55[0.12]
Sargan	117.1[0.08]	103.6[0.30]	117.5[0.08]

備考：表2の備考を参照。

20 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(ウィズイン・グループ推定)

$$\Delta H_{it} = 0.19 D_{i,t-1},$$

(0.04)***

$T = 1993-99$, 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。これは小林・加藤[2001]が述べたように、過大な貸付を行った先には、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。

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、追い貸し可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ため、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 and Roland [1997] 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とすことが考えられる。事実、相関係数をみると、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）。債務比率とROA、貸出とROAの関係をプロットすると（図3）、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。

実際、ROAを前期のROAと債務比率（ D ）、貸出増加率（ Δl ）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1990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定で 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、ここでの推定式は以下のとおりである。

$$ROA_{it} = \gamma_1 ROA_{i,t-1} + \gamma_2 \Delta l \cdot D_{i,t-1} + \gamma_3 \Delta Share_{it} + \gamma_4 + \varepsilon_{it}.$$

図3 ROAと債務比率・貸出の関係

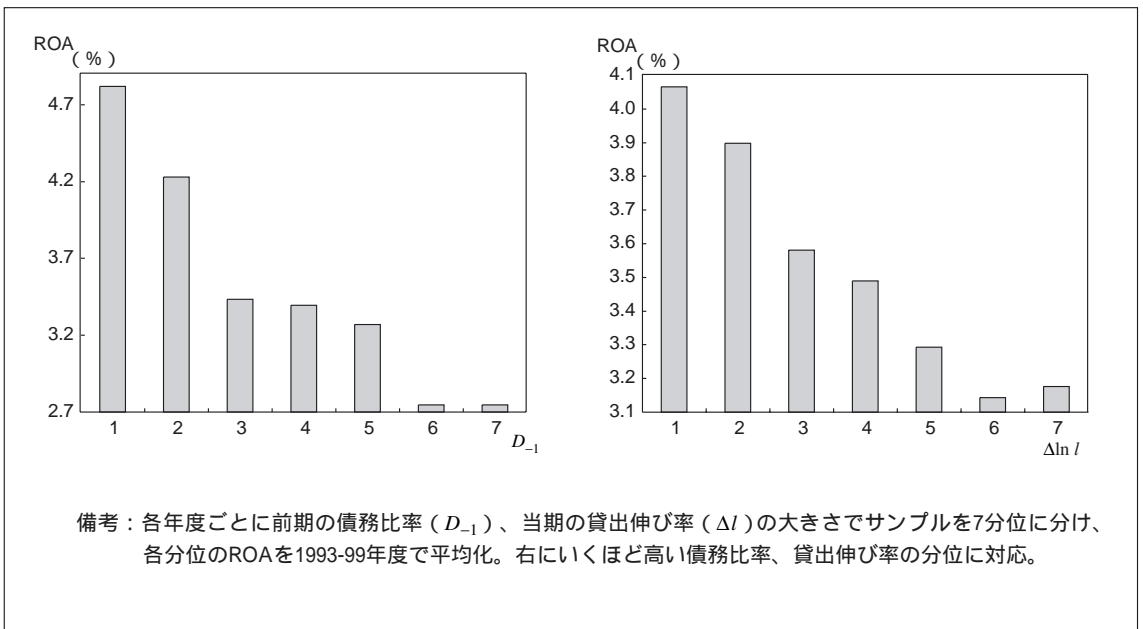


表9 ROAとの関係(1)

業種	全産業	製造業	非製造業	建設・不動産	その他の非製造業
被説明変数	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA
ROA_{t-1}	0.52(0.11)***	0.54(0.12)***	0.84(0.17)***	0.73(0.16)***	0.83(0.15)***
$\Delta I \cdot D_{t-1}$	-1.04(0.80)	-0.88(1.23)	-0.37(0.77)	-2.56(1.10)**	0.33(0.92)
$Share$	2.44(1.22)**	3.49(1.61)**	0.26(0.49)	-3.37(1.91)*	0.70(0.57)
推定期間	1993-99	1993-99	1993-99	1993-99	1993-99
サンプル数	4,640	3,072	1,568	408	1,160
企業数	580	384	196	51	145
SE ²	3.47	4.18	1.66	1.45	1.67
AR(2)	0.41[0.68]	0.68[0.50]	0.33[0.75]	1.19[0.23]	-0.32[0.75]
Sargan	30.2[0.03]	26.2[0.07]	24.8[0.10]	19.2[0.32]	22.0[0.19]

備考：1. システムGMMによる推定。

2. 表2の備考を参照。

3. 階差式の操作変数は ROA_{t-2} 、 ROA_{t-3} 、 ΔI_{t-1} 、 ΔI_{t-2} 、 D_{t-1} 、 D_{t-2} 、 $Share_t$ 。

レベル式の操作変数は ΔROA_{t-1} 、 ΔI_{t-1} 、 ΔI_{t-2} 、 D_{t-1} 、 D_{t-2} 、 $Share_t$ 。

推定に当たっては、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誘導形をGMM推定によって計測している。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。

また、交差項の代わりに、債務比率、貸出増加率のレベルを下式のようにそのまま入れても、建設・不動産でのみ両者が有意に負の値をとるとの結果が得られた(表10)。²¹

$$ROA_{it} = \gamma'_1 ROA_{i,t-1} + \gamma'_2 \Delta I_{i,t-1} + \gamma'_3 \cdot D_{i,t-1} + \gamma'_4 \Delta Share_{it} + \gamma'_5 + \varepsilon_{it}.$$

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いる。

21 推定結果の掲載は省略するが、債務比率、貸出増加率のレベルを、それぞれの変数でのみ回帰したケースでも、建設・不動産には有意に負の値をとるとの結果が得られた。

表10 ROAとの関係(2)

業種	全産業	製造業	非製造業	建設・不動産	その他の非製造業
被説明変数	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA
ROA_{-1}	0.31(0.12)**	0.39(0.13)***	0.64(0.21)***	0.54(0.19)***	0.73(0.16)***
ΔI_{-1}	-0.15(0.11)	-0.17(0.15)	-0.02(0.12)	-0.39(0.24)*	0.06(0.12)
D_{-1}	-1.90(0.76)**	-1.31(1.04)	-1.12(0.77)	-1.37(0.82)*	-0.82(0.66)
Share	3.19(1.45)**	4.13(1.78)**	0.41(0.58)	-3.39(2.11)	0.87(0.60)
推定期間	1993-99	1993-99	1993-99	1993-99	1993-99
サンプル数	4,640	3,072	1,568	408	1,160
企業数	580	384	196	51	145
SE ²	4.14	4.65	1.63	1.39	1.64
AR(2)	-0.72[0.47]	0.02[0.99]	0.11[0.91]	1.08[0.28]	-0.40[0.69]
Sargan	33.2[0.02]	28.9[0.05]	27.4[0.07]	17.5[0.49]	22.6[0.21]

備考：表9の備考を参照。

5. おわりに

本稿は、個別企業のデータを用いてある程度以上債務比率が高い先には、通常期待される結果とは逆に、貸出の減少幅が小さくなる（あるいはさらに進んで、貸出が増加する）傾向が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こうした意味での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1990年代一貫して収益性の低下に気がつかなかつたとは考え難く、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、1997～98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、实体经济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。1990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さまざま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1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、1990年代の日本経済の低迷を助長したことが示されている。

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当たっては、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. ブランデル=ボンドのダイナミックGMMについて

GMM推定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定式に含まれるとき（動学的な推定式）操作変数に以下に述べるような工夫をして、GMM推定を行うことにある。

簡単化のため、他の説明変数や時間効果を省略して、(1)式を

$$l_{it} = \alpha l_{i,t-1} + \eta_i + v_{it}, \quad (\text{A-1})$$

と書こう。上式で $l_{i,t-1}$ と η_i の間で相関をもつことが問題であることは、本文でみたとおりである。このとき(A-1)式の両辺について1階の階差をとると (Δ は階差オペレータ)

$$\Delta l_{it} = \alpha \Delta l_{i,t-1} + \Delta v_{it}, \quad (\text{A-2})$$

となり、 Δl_{it} は個別効果 η_i に依存しない。すなわち、仮に v_{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(A-1)式の誤差項 $\eta_i + v_{it}$ と、また、 $l_{i,t-2}$, $l_{i,t-3}$, ... は(A-2)式の誤差項 Δv_{it} と、それぞれ相関をもたない²²。一方、通常 l_{it} はある程度の系列自己相関をもつので、 $\Delta l_{i,t-1}$ は $l_{i,t-1}$ と、 $l_{i,t-2}$, $l_{i,t-3}$, ... は $\Delta l_{i,t-1}$ とそれぞれ相関をもつ可能性が高い。

Blundell and Bond [1998] は上記の関係に注目して、レベル式(A-1)の操作変数として $\Delta l_{i,t-1}$ を、階差式(A-2)の操作変数として $l_{i,t-2}$, $l_{i,t-3}$, ... 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定する方法を提案した。ちなみに、Arellano and Bond [1991] で提唱されたGMM推定は、階差式だけを用いた推定に当たり、ブランデル=ボンドはアレラノ=ボンドを特殊ケースとして内包している。彼ら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推定は、より多くの情報を操作変数として用いて推定を行うために、効率性が高いのみならず、頑健性も増すこととなっている²³。

従来、アレラノ=ボンドでもブランデル=ボンドでも、小標本で推定を行うと、モンテカルロ実験により2段階推定で標準誤差に過小バイアスをもつことが知られていた。しかし、この点はWindmeijer [2000] による小標本バイアス調整を施せば (*DPD for OX*のversion 1.2からはデフォルトで適用) 2段階推定で得られた標準誤差を用いて、各変数の有意性を判断できる。

22 このとき v_{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、ハンセンのJ検定としても知られているが、本稿ではアレラノ=ボンドやブランデル=ボンドに従ってSargan検定と記述した (詳細はHayashi [2000] pp. 227-228参照)。

23 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関係にあるために追加的な情報を与えない。

補論2．データ

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

貸出残高

$$\text{貸出残高}(L) = \text{「短期借入金」} + \text{「長期借入金」},$$

なお、追い貸しの検証に当たっては、貸出残高に代わって新規貸出額を用いることも考えられるが、企業財務データ・バンクでは利用可能ではない。

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ヵ月もの）の各金利を、資金循環勘定統計から求めたそれぞれのウエ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) を恒久棚卸法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、恒久棚卸法で時価評価

した。恒久棚卸法は、Q理論の検証といった設備投資関数の推定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。

$$K_{it} = \frac{P_t^K}{P_{t-1}^K} K_{i,t-1} (1 - \delta) + I_{it} \quad (\text{A-3})$$

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（ δ 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²⁴。詳細はSekine [1999] に譲るが、各ストックごとに、(A-3)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。在庫評価が後入れ先出し（LIFO）法のと看だけ、恒久棚卸法を適用し、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。後入れ先出し法の場合は、(A-3)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当てはめた。
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 ）を掛けた値を 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当てはめた。減価償却率 δ 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

24 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。

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

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

参考文献

- 伊藤隆敏、『不均衡の経済分析』、東洋経済新報社、1985年
- 小田信之、「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』第17巻第5号、日本銀行金融研究所、1998年、127～165頁
- 小林慶一郎・加藤創太、『日本経済の罨』、日本経済新聞社、2001年
- 才田友美・関根敏隆、「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ワーキング・ペーパー、No. 01-16、2001年
- 櫻川昌哉、『金融危機の経済分析』、東京大学出版会、2002年
- 佐々木百合、「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』、東京大学出版会、2000年、129～148頁
- 杉原 茂・笹田郁子、「不良債権と追い貸し」、『日本経済研究』第44号、2002年、63～87頁
- 関根敏隆・種村知樹・才田友美、「不良債権問題の経済学——理論と実証分析の展望」、未定稿、2001年
- 日本銀行検査局、「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、2001年、57～84頁
- 深尾光洋・日本経済研究センター、『金融不況の実証分析』、日本経済新聞社、2000年
- 星 岳雄、「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』、日本経済新聞社、2000年、233～266頁
- 前田栄治・肥後雅博・西崎健司、「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、2001年、75～133頁
- 宮川 努・石原秀彦、「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』、東京大学出版会、1997年、157～191頁
- ・野坂博南・橋本 守、「金融環境の変化と実体経済」、『調査』第203号、日本開発銀行、1995年
- Arellano, Manuel, and Stephen Bond, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *Review of Economic Studies*, 58, 1991, pp. 277-297.
- Baba, Naohiko, “Empirical Studies on the Recent Decline in Bank Lending Growth: An Approach Based on Asymmetric Information,” IMES Discussion Paper, No. 96-E-10, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 1996.
- ・, “Optimal Timing in Banks’ Write-Off Decisions under the Possible Implementation of a Subsidy Scheme: A Real Options Approach,” *Monetary and Economic Studies*, 19 (3), Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2001, pp. 113-141.
- Berglöf, Erik, and Gérard Roland, “Soft Budget Constraints and Credit Crunch in Financial Transaction,” *European Economic Review*, 41, 1997, pp. 807-817.

- Blundell, Richard, and Stephen Bond, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, 87, 1998, pp. 115-143.
- Corbett, Jenny, "Crisis? What Crisis? The Policy Response to Japan's Banking Crisis," in Craig Freedman, editor, *Why Did Japan Stumble? Causes and Cures*, Cheltenham: Edward Elgar, 1999, pp. 191-229.
- Doornik, Jurgen A., Manuel Arellano, and Stephen Bond, "Panel Data Estimation Using DPD for Ox," available from <http://www.nuff.ox.ac.uk/users/doornik/>, 2001.
- , and David F. Hendry, *GiveWin: An Interface to Empirical Modelling*, London: Timberlake Consultants, 2001.
- Hayashi, Fumio, *Econometrics*, Princeton: Princeton University Press, 2000.
- , and Thoru Inoue, "The Relation between Firm Growth and q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms," *Econometrica*, 59, 1991, pp. 731-753.
- Hoshi, Takeo, and Anil Kashyap, "Evidence on q and Investment for Japanese Firms," *Journal of the Japanese and International Economies*, 4, 1990, pp. 371-400.
- Kitamura, Yukinobu, "Corporate Finance and Market Competition: Evidence from the Basic Survey of Japanese Business Structure and Activities in the Late 1990s," mimeo, 2001.
- Peek, Joe, and Eric S. Rosengren, "Have Japanese Banking Problems Stifled Economic Growth?" mimeo, 1999.
- Sekine, Toshitaka, "Firm Investment and Balance-Sheet Problems in Japan," IMF Working Paper, WP/99/111, 1999.
- Tsuru, Kotaro, "The Choice of Lending Patterns by Japanese Banks during the 1980s and 1990s: The Causes and Consequences of a Real Estate Lending Boom," IMES Discussion Paper, No. 2001-E-8, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2001.
- Weinstein, David E., and Yishay Yafeh, "On the Costs of a Bank-Centered Financial System: Evidence from the Changing Main Bank Relations in Japan," *Journal of Finance*, LIII, 1998, pp. 635-672.
- Windmeijer, Frank, "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Two-Step GMM Estimators," Institute for Fiscal Studies Working Paper, W00/19, 2000.
- Woo, David, "In Search of 'Capital Crunch': Supply Factors behind the Credit Slowdown in Japan," IMF Working Paper, WP/99/3, 1999.