

ビッグバンとわが国銀行業 - 自由化とリレーションシップ・レンディングの変質

調査部 主任研究員 新美 一正

—目 次—

- 1．はじめに
- 2．リレーションシップ・レンディング（メインバンク制）の機能と成立条件（理論的整理）
- 3．リスク・シェアリング仮説の検証（利子率変動リスク・シェアリングの実証分析）
- 4．リスク・シェアリング仮説の検証（銀行の貸出利子率支配力に関する実証分析）
- 5．「貸し渋り」は存在するか？（マクロ、マイクロ両面からの実証分析）
- 6．企業サイドからみたリレーションシップ・レンディングの変質（レバレッジの決定要因に関する実証分析）
- 7．企業サイドからみたリレーションシップ・レンディングの変質（取引銀行順位の変化とその決定要因に関する実証分析）
- 8．金融自由化・規制緩和は銀行業の効率化をもたらしているか？（費用効率性の計測）
- 9．企業金融の将来像とリレーションシップ・レンディング

—要 約—

1．現在、わが国金融システムは未曾有の危機を迎えている。危機の実相を正しく理解し、適切な処方箋を描くには、現行金融システムが 80 年代以降の規制緩和・自由化の進行とバブル経済の崩壊という外部環境の変化に対応して、どのように変質し、また各経済主体がどのようにそうした変化に対応してきたか、の 2 点に関する実証的な解明が不可欠である。本稿の目的は、わが国金融システムの最大の特徴である濃厚な長期取引関係に基盤を置くリレーションシップ・レンディング（メインバンク制）の実証分析を通じて、近未来のわが国金融システムにおける企業金融の方向性を考えることにある。

2．まず、主に銀行サイドから、メインバンクの持つ諸機能の 80 年代以降の変質の分析を行った。まず、利子率変動のリスク・シェアリング関係の分析により、近年、銀行のリスク・テイク能力が著しく低下していることがわかった。同時に、銀行は、企業に利子率変動リスクを転嫁する代償として、従来保持していた貸出市場における優位性を失いつつあることが明らかになった。

3．次に企業に対する安定的な資金供給というより幅広い視点に立ち、いわゆる「貸し渋り」現象に対し、マクロ、マイクロの両側面から実証分析を行った。その結果、自己資本比率規制は銀行の貸出残高に対し、有意にマイナスの影響を与えていることがわかった。ただし、その大きさは限界的で、少なくとも銀行はごく直近に至るまで貸出残高の維持を本旨に行動していたことも同時に示されている。

4．続いてここまでのアプローチとは逆に、企業側サイドからのリレーションシップ・レンディングの変質に関する分析を行った。その結果、表面上はかなり安定的にみえる企業=銀行間の長期取引関係にも水面下ではそれなりの流動化の兆しがみられ、とりわけ成長性・利潤率の高い企業や企業系列の中核的な大企業には固定的な銀行取引関係から離脱し、よりスポット的な資金調達行動にシフトする傾向が検出された。

5．最後に、ここまでの分析が示唆する競争環境の激化や自由化・規制緩和の進行が銀行経営に与えた影響を費用効率性の計測によって検証した。その結果、こうした経営環境変化が銀行間の費用効率性格差を従来以上に拡大していることがわかった。ここでの分析結果は、効率性格差の拡大が非効率行の経営行動をよりリスクな方向に傾斜させてきたことを強く示唆するものである。

6．本稿の実証結果を総合すると、メインバンク制の優位性を支えた銀行業経営の恒常的安定性の再現は望むべくもない状況にあるように思われる。もはや従来のような間接金融の絶対的優位体制に依拠した金融システムを維持することは困難であり、近未来の企業金融システムは間接金融と直接金融をほどよくミックスした形態に移行せざるを得ないであろう。金融危機への短期的な対応も、可能な限りこうした金融システムの将来的な移行を踏まえたものとすべきである。

7．メインバンク制の維持が困難となることは、リレーションシップ・レンディングが企業金融におけるその意義を全て失うことを意味しない。銀行はリレーションシップ・レンディングの利点を追求しつつ、短期金融分野における自らの比較優位性を確保していく必要がある。そのカギを握るのは、デリバティブ・金融新商品分野における銀行の競争力、すなわち商品開発力である。

1. はじめに

(1) 金融システム危機への2つの処方箋

現下、わが国金融システムは未曾有の危機を迎えている。かつてわが国経済の高度成長を資金調達面で強力にサポートし、70年代中盤以降の低成長期にあっても、わが国企業の長期的視野に立った大胆な投資行動を背後で支え、「奇跡の成長」の影の主演として称えられたメインバンク・システムに代表される企業=金融機関の濃密かつ安定的な長期取引関係（いわゆるリレーションシップ・レンディング）は、今や全くその輝きを失っているように見える。日々の経済紙誌等で喧しく伝えられるのは、超低金利政策によって多大な恩恵を受けながらも、不良債権の累積と自己資本比率規制の呪縛に苦しみ、結果的に信用創造機能を喪失してメインバンクの地位を自ら放棄しようとしている銀行の姿であり、そうした銀行の姿勢に苦慮しつつも、持ち合い株式の売却等によって自ら銀行とのリレーションシップを断ち切り、公開市場重視型のファイナンス行動に傾斜しつつある一部の大企業の対応であり、さらにはそうした大企業とは異なり、公開市場へのアクセス手段を持ち得ない大多数の中堅企業が、自らの後見役と信じ切っていたメインバンクの変節（「貸し渋り」）に直面して、苦境に陥っている現状のレポートである。

筆者のみる限り、現下の金融システム危機に対する識者の処方箋は概ね以下の2派に分かれるようである。1つは、この金融システム危機を間接金融優位・市場軽視の視点で構築された旧システム自体の弱体化の表象と捉え、進行中の金融制度改革（日本版ビッグバン）をさらに促進・徹底することによって、市場重視型の新システムに切り替えていくことが望ましいという考え方である。経営危機に瀕した金融機関はむしろ積極的に淘汰を進め、預金者の保護および企業金融の一時的な混乱のみについて公的資金導入によって対応すれば、やや長い時間視野でみれば（かつての欧米諸国がそうであったように）競争原理に溢れたより効率的かつ市場重視型の金融システムが構築できるので、行政による個別金融機関経営の救済（公的資金による優先株式購入等）は当然に否定され、自己資本比率規制等のスケジュールも可能な限り当初の計画を維持すべきことが強調される。

いま1つは、金融システム危機を必ずしも現システム固有の欠陥に由来するものとは理解しない考え方である。この考え方の方の極が、金融制度に限らず経済システムの優劣は状態依存的に判断すべきものであって、日本型システムの危機はまさに未曾有の不況という現下の景気実態に起因するものに過ぎず、その基本的な有効性は何ら損なわれてはいないので、景気循環の終了後は再び機能発揮が期待できる、そもそも各国の金融システムはアングロサクソン型システムに必然的に収束していくべきものでもなければ、その方が望ましいわけでもない、という「旧システム護持派」である。他方、現行システムが外部環境の変質に直面し、もはや従来のごとき優位性を失いつつあることを認識しつつ、その意味で改革自体の必要性は肯定するものの、その際、可能な限りメインバンク制や株式持ち合い等の従来システムの特徴を残すべき、という「漸進改革派」が今一方の極にある。両派間にはかなりの温度差が存在するが、市場重視型金融システムへの全面的な移行や金融機関経営に対する競争原理の徹底的な導入には懐疑的である点では共通している。この派の描く金融システム危機への処方箋は、金融制度改革のスピードを（少なくとも一旦は）緩めることであり、経営危機に陥った金融機関への公的な直接支援もやむを得ないと考える。なぜなら、金融機関の破綻はそれまで金融機関内部に蓄積されてきた企業情報を喪失

させ、銀行による効率的な情報生産という現行システムのメリットを再現不能なものとしてしまうだけではなく、メインバンク関係を基盤にした企業=銀行のリスク・シェアリング契約をも無効にし、長期的な視野に立った企業の投資行動の遂行を困難にする可能性をはらんでいるからである¹。銀行がこうした機能を果たしていることは、経済システム内部で一種の公共財的な機能を発揮していることを意味するので、市場原理による一方的な淘汰の促進は「市場の失敗」、すなわち銀行の機能低下が経済全体としての厚生低下をもたらす危険性をはらむことが強調される（「貸し渋り」や「金詰まり倒産」はまさにそうした厚生低下の表象である）。こうした「市場の失敗」に対する政府の介入は当然に肯定されるべきであり、その介入も当然に現行制度の枠組みを堅持する方向性で与えられなければならないという帰結が得られる。

（２）実証的手続きを欠く金融システム改革論議

現下の金融システム改革を巡る論議は、喫緊の経済危機対応としての側面と、中長期的な制度のグランド・デザインの側面とが併存しており、そのことが論議自体の性格を不鮮明にしている傾向は否めない。すなわち、前者の「構造改革派」にも経済危機対応策として公的資金による優先株導入等に理解を示す識者は少なくなく、同時に後者の「体制護持派」にもある程度は金融機関の整理・淘汰は必要とする見方が主流となっているように思われる。

しかし、だからといって、危機対応策の名の下に大局観に乏しい場当たりのな弥縫策が選択され、それが両者の妥協の産物として半恒久的に維持されていくというのは、金融システムに限らず制度改革の方法としては最も稚拙なものといわざるを得ない。たとえ喫緊の危機対応策が不可欠なものであっても、それらは中長期的な金融制度のグランド・デザインとできる限り整合的なものでなければならない。早晩、グランド・デザインと対立し改定を余儀なくされるであろう緊急避難的対策が実効性を持つ危機対応策になり得ないのは自明のことである。なし崩し的に発動されてきた一連の「金融システム危機対策」に対し、市場がきわめて冷淡な反応しかみせていないのは、市場が「危機対策」に対しまさにこうした弥縫策の臭いを嗅ぎ取っているからに他ならない。

以上の観点に立つと、一昨年 11 月の「日本版ビッグバン」宣言以降の金融制度改革に対して、「改革派」と「護持派」間の論議が未だ国民的合意に達するほどの段階に達していないことに改めて気付かされる。とりわけ、双方の主張がいずれも観念論の放歌高吟の域を脱していない傾向がありありと看取され、実証的な手続きを欠いたいささか空虚な論議に終始している点が気になるところである。

例えば、「改革派」の多くが自説の正当性の拠り所としているのは、せいぜいのところ、英米で 70 年代から 80 年代にかけて断行された市場重視型の金融制度改革が効率的な金融市場を構築したという歴史的事実のみに過ぎないといったら言い過ぎであろうか。「改革派」の描く近未来のわが国金融システムの姿は、英米型システムのカーボン・コピーにきわめて近い。彼らの主張がアングロサクソンの市場重視型システムへの一般的な収束を前提としているのであれば、その正当性を確認するには現行システムの非効率性を攻撃するだけでは不十分であって、その収束プロセスを理論化し、現実のデータによって実証する必要がある。筆者のみる限り、残念ながら

¹ 寺西 [1995] は、「長期的な視野に立った経営行動」こそ、わが国経済の持つ「固有の強み」であることを強調している。

ら改革派の論考の多くは、こうした実証的手続きを決定的に欠いているように思われる。

同様に、「現体制護持派」の主張する現行システムの優位性もまた、筆者のみるところ、せいぜいのところ 80 年代中盤までの実証結果に支えられたものであり、しかもそれらの多くは間接金融優位の現行システムが高度経済成長の過程で成長促進的に順機能したという一面を確認しているに過ぎない。そのトレードオフとしてもたらされた公開資本市場の機能低下や人為的低利子率政策による家計→金融セクターへの所得移転²等の側面には十分な検討・分析が決定的に不足しているように思われる。加えて、80 年代以降漸進的に進められた自由化・規制緩和が現行システムに与えた影響やその評価についても説得力を持つ実証分析はきわめて乏しい。濃淡の差こそあれ、現行システムの優位性を主張し、その維持・継続を訴えるのであれば、現行システムが外部環境の変化にも拘わらず、依然として有効に機能しており、しかも、現行システムを維持した場合の経済厚生が制度改革を行った場合のそれよりも明らかに大きい、の 2 点を実証的に示す必要がある。これらを欠く「護持派」の主張は、単に改革の断行によって「規制のレント」を失う「守旧派」のプロバガンダとみなされても致し方ないであろう。

(3) 本稿の構成と主要な結論について

以上の問題意識に基づき本稿では、まず、わが国の現行金融システムが 80 年代以降の規制緩和・自由化の進行とバブル経済の崩壊という外部環境の変化に対応して、どのように変質し、また各経済主体がどのようにそうした変化に対応してきたか、の 2 点に関する実証的な解明を行う。その際、とりわけ、メインバンク制や株式相互持ち合い等に代表される、濃厚な長期取引関係に基盤を置くいわゆるリレーションシップ・レンディングの分析に重点を置く。そして、その分析結果に基づき、近未来のわが国金融システムにおける企業金融の方向性を考える。

本稿の分析は以下の 5 ステップに沿って行われる。

まず、第 1 ステップとして、本稿の主要な分析対象であるリレーションシップ・レンディング（メインバンク制）の特質あるいは優位性を「情報の経済理論」に即して概観し、第 2 ステップ以降の実証分析の依拠する経済理論的根拠を予め明示しておく。同時に、リレーションシップ・レンディングの優位性が必ずしも普遍的なものではないこと（ある種の仮定の下では、企業がリレーションシップ・レンディングから離脱することが経済理論的に正当化されること）を情報の経済理論の枠組みで主張する、90 年代以降の登場した新しい企業金融理論の潮流にも触れる（第 2 章）。

第 2 ステップは、主に銀行サイドから、メインバンクの持つ諸機能の 80 年代以降の変質を分析した実証研究パートである。まず、メインバンク制の主要な特質の 1 つである企業=メインバンク間の「リスク・シェアリング」機能の分析に焦点を当てる。第 3 章では、広田 [1994] の提示した利子率変動リスク・シェアリング・モデルを誤差修正モデル (ECM) に特定化して計測を行い、近年、銀行のリスク・テイク能力が（企業のそれとの相対的な評価で）著しく低下していることを確認する。このことは企業=銀行間のリスク・シェアリング関係が近年、企業→銀行の所得移転方向に一方的に傾斜していることを意味する。なぜ企業はこうした、一方的に不利にみえる取引関係を甘受しているのだろうか。この問いに関する回答は第 4 章における利子率転嫁率

²

これらは現行システム維持費用のインプリシットな形態による徴収と考えることができる。

モデル³の計測によって与えられる。すなわち、銀行は90年代以降の超金融緩和局面において、その利子率低下分のほとんど全てを企業に還流させることによって、企業とのリレーションシップを維持している現状が明らかにされる。このことは銀行が貸出利子率決定過程において従来保持していた価格（貸出利子率）支配力をほとんど失っていること（言い換えれば銀行業市場がより競争的な方向に変化していること）を示唆している。同じく第4章では、Panzar=RosseのH統計量によって銀行業市場の競争状態をミクロ的な視点から測定する試みも併せ行い、前段の仮説と整合的な結果を得ている。第5章では銀行=企業のリスク・シェアリングというここまでの分析の前提から離れ、企業に対する安定的な資金供給というより幅広い視点に立って、90年代以降の銀行の信用創造能力の低下、いわゆる「貸し渋り」現象に対し、マクロ、ミクロの両側面から実証分析を行う。その結果、自己資本比率規制は銀行の貸出残高に対し、有意にマイナスの影響を与えていることがわかった。ただし、その大きさは限界的で、少なくとも銀行はごく直近に至るまで貸出残高の維持を本旨に行動していたことも同時に明らかにされる。これは第4章において検出された、企業有利の形で推移している近年の利子率転嫁過程と整合的な結果である。

第3ステップでは、第2ステップとは逆に企業側からみたリレーションシップ・レンディングが近年どのような変化をみせているかに関する実証研究が行われる。第6章では、リレーションシップ・レンディングの濃度をレバレッジ（負債の対株主資本比率）で代理させ、それらが企業の特質を示す諸財務比率とどのような相関を示すかを、80年代以降の主要製造業約200社の財務データを基に計測した。第7章ではより直截に、銀行取引関係の安定性を取引銀行序列変更回数で代理したオーダー・プロビット回帰分析を行った。これらの作業により、表面上はかなり安定的にみえる銀行取引関係にも水面下ではそれなりの流動化の兆しがみられ、とりわけ成長性・利潤率の高い企業や企業系列の中核的な大企業には固定的な銀行取引関係から離脱し、よりスポット的な資金調達行動にシフトしている傾向が検出された。さらに、こうした傾向はバブル最盛期の80年代後半に限定されるものではなく、90年代以降においてもほぼ同様に認められた。これらは第2章で紹介した新しい企業金融理論の妥当性を確認するものであると同時に、銀行の貸出ポートフォリオが近年、徐々に劣化しつつある事実を示唆するものでもある。

第4ステップは、ここまでのステップで明らかにされた80年代以降の金融分野における自由化・規制緩和の進行、および一部企業のリレーションシップ・レンディングからの離脱が銀行経営に与えた影響を考察する。具体的には第8章において、都市銀行9行の80年代後半以降の財務データを手がかりに、費用効率性を計測し、競争環境の激化が都市銀行間の費用効率性格差を従来以上に拡大したことが明らかにされる。ここでは新しい試みとして、EVA流に株主資本調達コストをも明示的に考慮した「トータル・エコノミック・コスト」の効率性の計測を合わせて行った。その結果、効率性のオーダーには両者でほとんど差はないものの、後者のケースにおいては効率性上位行と下位行の相対的格差はさらに拡大することがわかった。これらの解釈に関する詳細は第8章に譲るが、自由化に伴う競争環境の激化が対象サンプルの全般的な費用効率性の向上をもたらすというよりは、むしろサンプル間の格差を拡大する方向に強く作用しており、同時にこうした効率性格差の拡大が非効率行の経営行動をよりリスクな方向に傾斜させた可能性

3

本稿で採用した利子率転嫁率モデルは基本的に松岡[1994]の提示したものと同一である。

が強く示唆される。

最終第5ステップ(第9章)は、それまでの考察に基づき、リレーションシップ・レンディングの将来像を検討する。リレーションシップ・レンディングの優位性を支えた銀行業経営の恒常的安定性や公開資本市場の機能制限等の前提は既に過去のものとなり、その再現は望むべくもない状況にある。もはや従来のような間接金融の絶対的優位体制に依拠した金融システムを維持することは困難であり、近未来の企業金融システムは間接金融と直接金融をほどよくミックスした形態に移行せざるを得ないと予想される。ただし、経済システム間に存在する相互補完性は、こうした金融システムの変質や新システムへの移行と抵触し、そのスムーズな転換を阻害する方向に働く可能性がある。いわゆる「改革の痛み」がそれに当たる。短期的な規制緩和措置を中長期的な金融システム改革の方向性と矛盾しないものとするためには、金融制度改革の方向性に対しまずは国民的な合意を確立することが不可欠な前提となるように思われる。またメインバンク制の維持が困難となることは、リレーションシップ・レンディングが消失することを意味しない。銀行はリレーションシップ・レンディングの利点を追求しつつ、短期金融分野における自らの比較優位性を確保していく必要がある。そのカギを握るのは、デリバティブ・金融新商品分野における銀行の競争力、すなわち商品開発力である。

2. リレーションシップ・レンディング(メインバンク)の機能とその成立条件(理論的整理)

本章ではまず、今後の分析の基本ツールとする目的で、リレーションシップ・レンディング(メインバンク制)の機能とその成立条件および、それらの今後の方向性に関して、予め経済理論的に整理を行っておきたい。なお、本稿の主な分析対象は一般的な意味でのリレーションシップ・レンディングというよりはむしろ、わが国金融システムの中核を占めてきたメインバンク制の考察にあり、以下ではメインバンク制とリレーションシップ・レンディングとは概ね同義語として扱われている。ただし、前者は後者の一形態であって、メインバンク制の形態を採らないリレーションシップ・レンディングが存在し得ることは分析の前提として認識されている。

(1) メインバンクの機能とは？

90年代における標準的な金融経済理論(例えば寺西[1993])におけるメインバンクの機能は概ね次の3点に集約される。

情報生産機能

保険機能

協調融資のコーディネーター機能

これら3機能について簡単に説明を加えておこう。

情報生産機能

メインバンクはモニターとして借り手企業の情報を効率的に生産する。また、企業をモニターすることにより株主・経営者のモラル・ハザードを防止し、借入れによる資金調達のエージェンシー・コストを削減する。

保険機能

メインバンクは企業との間で長期安定的な取引関係を結び、企業の経営状態に応じて借入れ利子率等を柔軟に変更して安定的な資金調達を保証する。場合によっては「最後の貸し手」として

経営不振に陥った企業に対し支援・救済を行う。また株主としてのメインバンクは、に抵触しない限り、企業と協調的な行動をとり、経営者の経営自律性を高める。

協調融資のコーディネーション

メインバンクは協調融資団を組織し、その中核的存在となる。他の融資銀行はメインバンクの情報生産機能にただ乗りすることにより、経済全体ではエージェンシー・コストの大幅な削減が可能になる。

(2) メインバンク制の成立条件

ただし、あらゆる銀行がメインバンクとして上記 ~ の機能を発揮できるわけではない。とりわけ、保険提供者および協調融資のコーディネーターとして銀行が機能するためには、少なくとも自らの経営が健全である必要がある。植田 [1993] は、戦後、一旦は戦時損失処理のために経営危機に瀕した銀行が経営健全性を回復し、メインバンクとしての機能を発揮しはじめた背景には、公的な銀行保護策、具体的には 競争の制限、政府・日銀によるリスク負担、直接金融の制限、等の施策があったことを指摘している。

もっとも、メインバンク制の成立・定着過程でこうした銀行保護策が多大な役割を演じたとしても、そのことは現時点以降におけるメインバンク制の維持が銀行保護策を必要とすることを意味するわけではない。その意味で 80 年代以降の漸進的な金融制度改革により銀行保護策の段階的な撤廃が進行しつつある現在、メインバンク制がどのような変質をみせているかはすぐれて実証の問題である。

(3) 「間接金融優位論」の台頭

70 年代までの伝統的金融理論では、間接金融中心の金融システムやメインバンク制の選択は、乏しい資本蓄積が規定したわが国経済の後進性の表象とされ、やがては英米型の直接金融中心のシステムに移行すべきであると主張されてきた。80 年代に入り、「情報の経済学」が金融理論にも定着すると、伝統理論とは逆に、効率的な情報生産を可能とする間接金融中心の金融システムの優位性を主張する識者が増え始めた。例えば、池尾 [1985] は、金融取引の複雑化を前提に、取引費用の節約とリスク負担の軽減の観点から「間接金融の普遍的優位性」を強調した。企業の銀行借入れ選好をエージェンシー・コスト格差によって説明するペッキング・オーダー理論が登場したのもこの時期である。80 年代の後半には金融論以外の領域、例えば経営学分野等においても、日本経済の好調ぶりの背景として長期的視野に立った大胆な投資行動を可能にするメインバンク制のメリットを強調した論調が目立つようになった。

(4) 「新しい企業金融理論」の登場

こうした「間接金融優位論」の高まりとは裏腹に、80 年代中盤以降、多くの先進国において長期継続的なリレーションシップ・レンディングから離れ、よりスポット的な金融取引にシフトする傾向が強まった（首藤 [1996] ）。なぜ、企業は多くの恩恵を持つリレーションシップ・レンディングから離れ、公開市場におけるスポット金融取引にシフトしているのだろうか。

従来の「情報の経済学」の枠内では、こうした経営行動を理論整合的に理解することが難しく、「経営者の資本コストに対する一時的な錯覚」（大庭・堀内 [1990] ）等のアドホックな解釈に陥らざるを得なかった。これは「情報の経済学」の立脚する金融理論が、リレーションシップ・レンディングの便益（エージェンシー・コストの削減）にのみ注目し、そのコストの側面を捨象

あるいは軽視していたためである。近年の企業金融理論は、リレーションシップ・レンディングに付随するコストに着目して、企業がリレーションシップ・レンディングから離脱し、公開市場におけるスポット的金融取引にシフトすることがある種の仮定の下では理論的にも正当化されることを主張し始めている。例えば、Diamond [1991] は、企業が自らの「名声」によって公開市場におけるエージェンシー・コスト発生を抑制できるような状況の下では、もはや相対的に高コストとなった銀行モニタリングに依存する必要がないことを示した。一方 Rajan [1992] は、銀行がモニタリングの過程で経営に介入することが経営者のインセンティブを低下させる「コスト」に注目し、「質の高いプロジェクト」を持つ企業はまず経営インセンティブを高めプロジェクトの成功を図ることが重要であるから、エージェンシー・コストの発生を考慮してもなお、公開資本市場からの直接調達にシフトすべきであるとの結論を導いた。

80 年代は先進国において例外なく金融制度改革が進行し、公開資本市場のアベイラビリティが大きく向上した時期に当たる。こうした「資本市場利用コストの低下」により「リレーションシップ・レンディングのコスト」が相対的に高まったと考えれば、先に指摘した企業の直接金融シフトはこれを反映したきわめて合理的な対応だったことになる。このように「新しい企業金融理論」は、近年の企業金融における潮流変化を理論整合的に解釈できる点で優位性を持っている。

(5) 外部環境変化と「新しい企業金融理論」が示唆する金融システム変質の方向性

金融制度改革・自由化の進展は、公開資本市場のアベイラビリティを高め、リレーションシップ・レンディングと直接金融の代替性を高める。規制のレントの消失は、競争環境の激化と相まって銀行経営の安定性を損なう可能性がある。これらはいずれも、先にみたメインバンクの成立要件を失わせる方向に働くように思われる。また「新しい企業金融理論」の台頭は、80 年代の企業金融理論が暗黙のうちに前提としていた間接金融の相対的優位性の説得力を失わせた。自由化・規制緩和の潮流が動かしがたいものであれば、近未来の企業金融は直接金融 = 間接金融間の自由な選択を前提とし、両者をミックスしたものに变化せざるを得ないように思われる。

もっとも、メインバンク制 (リレーションシップ・レンディング) は歴史的使命を終えたのか、あるいは今後も機能を発揮し得るものなのか、という問題は未解決のまま残されている。このことは、今後の金融システム改革を現システムの骨格を残す「漸進改革」にとどめるか、それとも現システムを一旦、解体し新たなシステムを構築するかという問題に直結する重要な論点でもある。われわれは、80 年以降の自由化・規制緩和の進行の過程で、メインバンク制がどのように機能し (あるいは機能を失い) 、リレーションシップ・レンディングがどのように変化してきたかを実証的に分析することによって、この問題に対する回答を与えることとしたい。

3 . リスク・シェアリング仮説の検証 (利子率変動リスク・シェアリングの実証分析)

本章から 3 章に亘って、メインバンクの主要機能のうち保険機能の実証分析を行う。まず、本章と次章では銀行 = 企業間の保険契約で最も重要な位置を占めると考えられる短期・長期の利子率変動リスク・シェアリング行動を俎上に載せることとしたい⁴。

4

かつて堀内・福田 [1987] は、銀行 = 企業間のリスク・シェアリング行動の対象を利子率変動リスクのみに矮小化すべきではなく、むしろより一般的なビジネス・リスクの負担に目を向けるべきだと主張した。しかし、銀行のビジネス・リスクの負担を企業が担うと考えるのは現実的ではなく、とすれば銀行は一方的な企業のビジネス・リスク負担に応じる代償 (保険料) を

(1) 「(旧)暗黙の保険契約」に基づく利子率変動リスク・シェアリング仮説

かつて、わが国の貸出利子率変動の特徴の1つとして、それがコール・レート等の市場利子率の動きと比較して上下いずれの方向にも「硬直的」であり、むしろ公定歩合あるいは定期預金利子率等の「規制金利」との連動性が強いことが指摘されることが多かった。こうした傾向は、人為的低金利政策の下で、コール・マネーを除くほとんどの銀行の資金調達金利が公定歩合を基準に予め設定された利鞘の枠内で決定され、当然に銀行の平均調達金利が規制金利の動きと強い相関を持っていた80年代前半までは、あたかも自明のように受け取られていた。

もっとも、貸出利子率が平均調達金利によって決定されるという命題は、一般的なマイクロ経済学の枠組みに立った銀行の利潤最大化行動からは必ずしも自明の定理として導出されるわけではない。容易に想像されるように、標準的なマイクロ経済理論では、完全競争状態にあっても、独占状態にあっても、均衡の貸出利子率水準を決定するのは限界費用（限界資金調達金利）の水準であって、それはコール・レート等の市場利子率に他ならない。

池尾[1985]等は、銀行=企業間の長期的な取引関係（メインバンク制）の下で両者が短期的な利子率変動リスクを分担し合っている（つまり、限界的な資金調達金利が変動しても銀行はそれを貸出利子率にすぐには反映させず、平均調達金利が変動して初めて貸出利子率に反映させる）と考え、それが貸出利子率の硬直性をもたらしていると主張した。広田[1994]はこれを「(旧)暗黙の(保険)契約モデル」と呼んでいる。なぜ、「暗黙」という定冠詞が付されるのかといえ、銀行取引約定書のどこにも両者が利子率変動リスクを分け合うことなどは明示されていないからである。

こうした「旧暗黙の契約モデル」は、80年代半ば以降の金融自由化の過程で、貸出利子率の変動が従来と比して大きくなり、同様に市場利子率との相関性も高まっていることから、もはや現実的妥当性を失いつつあるとしばしば指摘される。（図表1）に示した主要利子率の記述統計、（図表2）に示した主要利子率間の相関係数は、近年の貸出利子率における前述の変質を如実に示している⁵。

「旧暗黙の契約モデル」の枠組みでは、銀行の調達利子率が市場連動性を高めたことによって貸出利子率は硬直性を失い、結果的に企業=銀行間の利子率変動リスク・シェアリング契約も後退（あるいは有名無実化）した、という結論に帰着せざるを得ないことになる。

(2) 「新暗黙の保険契約」に基づく利子率変動リスク・シェアリング・モデル

広田[1994]は、「旧暗黙の契約モデル」がこうした現実妥当性を失ったのは必ずしも銀行=企業間の金利変動リスク・シェアリングが有名無実化したからではなく、モデルの発想・設定に現実を反映していない部分が合ったためと考え、銀行が規制金利預金・市場利子率連動型預金の2つの資金調達源を持ち、貸出契約もまた市場連動型のスポット契約と、（保険契約の相互遵守を前提できるような）長期継続取引の2つが存在するというより一般的な設定にしたがって、旧モデルの拡張を試みた（新暗黙の契約モデル）⁶。その結果、企業=銀行間の金利変動リスク・シ

企業から日常の取引関係の枠内で徴収しているはずである。したがって、利子率変動を巡る銀行=企業間のリスク・シェアリング行動を分析する必要性は、ビジネス・リスクのシェアリングを分析する前提としてもきわめて重要であるように思われる。

⁵

各利子率のデータ出所、銀行の平均調達利子率の作成方法等については付論にまとめている。

⁶

シェアリング契約が機能している場合、銀行の貸出利率が平均調達コストを主要な要因として決定されるとの理論的帰結を導出し、さらにモデルと整合的な実証結果を得ることに成功している。

広田 [1994] の「新暗黙の契約モデル」の概要をごく簡単に紹介しておこう⁷。

現在と将来からなる 2 期間モデルを考え、銀行と企業間の情報の非対称性は存在しないと仮定する。銀行は上記のように、市場連動・規制 2 つの調達手段（預金）とスポット・長期継続の 2 つの貸出契約を有する。したがって、銀行のバランス・シートは

$$L \equiv L_c + L_s = M + D \quad (1)$$

となる。L は貸出残高、添え字の c と s はそれぞれ長期契約とスポット契約を示し、M は市場連動型預金、D は規制金利預金を示す。これらの全変数は銀行にとって所与であると仮定する。

このとき銀行の利潤 p_b は

$$p_b = r_c L_c + r_s L_s - iM - rD \quad (2)$$

で表される。r は利率を示し、添え字の定義は (1) 式と同様である。i は市場利率、 r は規制預金金利である。また銀行と長期継続契約を結んだ企業の利潤 p_c は、

$$p_c = X(L_c) - (1 + r_c)L_c \quad (3)$$

である。ここで関数 $X(\cdot)$ はプロジェクト ($\cdot$) からの収益を表す。

さらに銀行、企業はいずれも以下のような CARA クラス効用関数を持つと仮定する。

$$U_b = -\exp(-ap_b) \quad (4)$$

$$U_c = -\exp(-bp_c) \quad (5)$$

ここで、 a, b (> 0) はそれぞれ銀行と企業の絶対的リスク回避度である。

以上の設定の下で、企業に対し、企業がプロジェクト資金を全額市場利率で賄った場合の効用を最低補償しつつ、銀行が自らの効用を最大化できる貸出契約が最適な貸出契約である。このときのスポット型、長期契約型の貸出利率を加重平均した新規平均貸出利率を r とすれば、

$$r = \text{constant} + \frac{a}{a+b} AC + \frac{b}{a+b} (1 - RL)i \quad (6)$$

となる。ただし、AC は市場利率と規制金利とをそれぞれの預金残高で加重平均した銀行にとっての平均調達金利であり、RL は貸出契約中の長期契約貸出の占める比率である。

この (6) 式の含意は以下の 3 点に集約できる。

新規平均貸出利率は、平均調達金利と市場利率（限界調達金利）の双方に依存して決定される。

企業（銀行）のリスク回避度が高まる（ a が b に比して相対的に小さい（大きい））と、平均調達金利の変動と新規貸出利率の連動性が低下する（高まる）。つまり、よりリスク回避度の低い銀行（企業）がリスク回避度の高い企業（銀行）の利率変動リスクを肩代わりするリスク・シェアリング行動が行われていることを示す。

長期契約比率 RL が小さいほど、市場利率と新規平均貸出利率の連動性は強まる。

近年においても普通預金や小口自由金利定期預金の利率は必ずしも市場利率と高い相関をもって推移しているわけではないので、これらを規制金利預金に準じる存在と考えれば、こうした広田のモデリングは一般的妥当性を失わないと考えられる。

⁷

紙幅の関係上、式の具体的な展開は大幅に省略している。広田 [1994] を参照されたい。

以上のように、企業と銀行が共に金利変動リスクの回避を望むより一般的な設定の下では、長期取引関係による利子率変動リスク・シェアリング行動が行われ、その結果として銀行の新規平均貸出利子率の決定要因として平均調達金利が重要性を増すとの結論が得られる。

(3) 誤差修正モデル (ECM) によるモデルの特定化

広田 [1994] は (6) 式を

$$AL_t = a_0 + a_1 \cdot AC_t + a_2 \cdot RCALL_t + a_3 \cdot AL_{t-1} + e_t \quad (7)$$

のように特定化して一般化最小二乗法による計測を行っている(ここで AL は平均貸出約定金利、 AC は平均調達金利、 $RCALL$ は市場金利の代理変数としてのコール・レートである。また e_t は誤差攪乱項である)。

ただし、現実の貸出契約はある程度の交渉期間を経て締結されるものであるから、(7) 式のように当期の市場利子率がそのまま当期の新規貸出利子率(広田 [1994] では貸出約定平均利子率を採用)に反映されるというのはかなり強い仮定であることは否定できない⁸。そこで、より一般的な特定化として誤差修正モデル (Error Correction Model, ECM) の形に (6) 式を書き直すことにする。

まず、銀行の新規貸出利子率 (NAL) は以下の ECM 過程に従うと仮定する。

$$NAL_t - NAL_{t-1} = d(NAL_t^* - NAL_{t-1}^*) + g(NAL_{t-1}^* - NAL_{t-1}) \quad (8)$$

ここで左辺は現実の値の変化を示し、右辺第 1 項は理想(最適)値の変化、第 2 項は過去の不均衡をそれぞれ表す(添え字の*は理想(最適)値を示している)。

また (6) 式より、銀行の理想的(最適)な新規貸出金利は以下のように決定される。

$$NAL_t^* = a_0 + a_1 \cdot AC_t + a_2 \cdot RCALL_t + e_t \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \Delta NAL_t &= ga_0 + da_1 \cdot \Delta AC_t + db_1 \cdot \Delta RCALL_t + ga_1 \cdot AC_{t-1} + gb_1 \cdot RCALL_{t-1} - g \cdot NAL_{t-1} \\ &\quad + de_t - (d-g)e_{t-1} \end{aligned} \quad (10)$$

ただし、(10) 式をそのまま推計するためには 1 階の差分が定常 ($I(0)$) であるとの仮定の下では、右辺のラグ項の係数が全て 0 となるか、あるいは AC_t 、 $RCALL_t$ 、 NAL_t が共和分関係にあることが必要である⁹。そこで、まず AC_t 、 $RCALL_t$ 、 NAL_t の 3 変数につきディッキー・フラー・テストによる単位根検定を行い、定常性のチェックを行った(図表 3)。その結果、 AC_t のみは 5%水準で単位根の存在が棄却されたが、残る 2 変数については単位根の存在が棄却されなかった。すなわち、 $RCALL_t$ 、 NAL_t の 2 変数は単位根を持つ非定常時系列データである。次に、Engle-Granger テストにより、この 3 変数が共和分関係にあるか否かのチェックを行った(図表 4)。その結果、3 変数は共和分関係になく、(10) 式をそのまま計測することはできないことがわかった。

(4) 計測結果とその解釈

⁸

(7) 式を直接計測するもう 1 つの問題点は、(図表 2) で示したように近年、平均調達金利とコール・レートの相関が極めて高くなっているため、説明変数間の多重共線性の発生が予想される点である。

⁹

この点を無視して(10)式を OLS 推定すると、いわゆる「見せかけの相関」に陥る危険性が指摘されている。Maddala [1992]、邦訳第 13 章を参照。

以上の結果を考慮して、実際の推計式は(10)式からラグ項を削除し、差分項のみの形態にした(11)式を採用することとした¹⁰。

$$\Delta NAL = I_0 + \sum_j I_{1j} \cdot \Delta AC_{t-j} + \sum_j I_{2j} \cdot \Delta RCALL_{t-j} + e_t \quad (I_1, I_2 > 0) \quad (11)$$

なお、ラグ期 J は予め定めず、4 期までのラグを設定して計測を行い、SBIC 基準によって決定することとする。計測期間は 80 年 1 月～97 年 8 月（月次データ）とし、全期間、89 年 12 月まで（預金金利自由化の進行過程期）、90 年 1 月以降（同自由化の定着期）の 3 期間に分けて OLS により計測を行った¹¹。結果は（図表 5）にまとめられている。

まず、SBIC 基準による最適なラグ期数は全期間については 2、期間を前後半に分割したと のケースでは 1 となった。ただし、全期間についても 1 期ラグと 2 期ラグの SBIC 基準にはほとんど差がなかったのと、相対比較を容易にするために、（図表 5）には全期間についてラグ 1 期のケースを合わせて掲載してある。

まず、全期間の計測結果をみよう。SBIC 基準で最適とされた 2 期ラグのケースでは平均調達金利 AC_{t-1} 、 AC_{t-2} 及び市場利子率 $RCALL_{t-1}$ の係数はいずれも有意に正の値をとっているが、 $RCALL_{t-2}$ の係数は正ではあるが有意ではない。1 期ラグのケースでは平均調達金利 AC_{t-1} 、市場利子率 $RCALL_{t-1}$ の係数はいずれも有意に正の値をとる。双方のケースにおいて平均調達金利と市場利子率の係数の推定値を比較すると、いずれのケースも前者が有意に後者を上回っている¹²。このことは、新規貸出平均金利がモデルの想定通り平均調達金利と市場利子率の双方に依存して決定されること（利子率シェアリング関係の成立）、測定期間を通じた新規貸出利子率の主要な決定要因が平均調達金利であること、の 2 点を示唆している。

次に、80 年代と 90 年代の推計結果を比較する形で検討しよう。最適なラグ期数 1 の下、双方とも平均調達金利 AC_{t-1} 、市場利子率 $RCALL_{t-1}$ の係数は正の値をとっているが、における $RCALL_{t-1}$ の係数の有意水準は 14%とやや限界的である。他のケースの有意水準は全て 5%以下となる。続いて係数の大きさの差をチェックすると、では両者の差は有意ではないのに対し¹³、

では AC_{t-1} の係数が 0.931、 $RCALL_{t-1}$ の係数が 0.107 と前者の方がはるかに大きくなっている¹⁴。すなわち、80 年代と 90 年代とを比較すると、後者において新規貸出利子率の決定要因

¹⁰

レベル・データでは AC と RCALL はほぼ 1 に近い相関を示していたが、1 階差分データでは相関は 0.5～0.6 の範囲内にとどまっているので、説明変数間の多重共線性の問題は概ね回避されるように思われる。なお、(11)式にタイム・トレンドを加えたモデルの推計も行ったが、係数の推定値は全て有意ではなく、他の説明変数の係数推定値にもほとんど変化はみられなかったため、（図表 5）における結果の報告は省略されている。

¹¹

厳密に言えば、被説明変数は新規貸出平均利子率ではなく、歩積み両建て慣行を考慮した新規貸出平均実効利子率である方が望ましい。しかし、一般に拘束預金に関する信頼に足るデータを得ることは困難であるし、また従来の新規貸出実効利子率の推計結果（例えば日本銀行調査統計局〔1991〕）をみても、ほぼ新規貸出平均利子率に一定の利鞘を加えた水準で推移しているように思われる。こうした点から、ここでは被説明変数として新規貸出約定平均利子率を採用することとした。

¹²

1 期ラグのケースでは $I_1 - I_2 = 0$ 、2 期ラグケースでは $I_{11} + I_{12} - I_{21} - I_{22} = 0$ の帰無仮説に対する Wald 検定を行った。その結果、帰無仮説はいずれも 5%以下の有意水準で棄却された。

¹³

$I_1 - I_2 = 0$ の帰無仮説に対する Wald 統計量は 2.435 で、帰無仮説は 10%水準でも棄却できない。

¹⁴

として平均調達金利の比重が大幅に高まってきていることが分かる。

理論モデルに立ち戻ると、平均調達金利の係数が大きくなっていることは、銀行の絶対的リスク回避度 が企業の絶対的リスク回避度 との相対比較でより増大していること、すなわち銀行の金利変動リスク回避志向がより高まっていることを意味する。この間、銀行の中堅企業向け融資比率は一貫して上昇しているから、直観的には企業の金利変動回避度（ ）も上昇しているはずである¹⁵。つまり、90年代における銀行のリスク回避志向（ ）の高まりは、それをさらに上回るペースで進展していることがわかる。一方、市場利子率の係数には、 、 に加え、貸出に占める長期契約比率 RL も影響を与えることになるが、直観的にはこの RL は明らかに低下している（係数に正の影響）と考えられるから、90年代における市場利子率の係数の低下は、長期契約貸出比率の低下についてもまた、それをさらに上回るペースで銀行の金利変動リスク回避度が上昇していることを示している。言い換えれば、「新暗黙の契約モデル」の成立が示唆するように、近年においても企業=銀行間の利子率変動リスク・シェアリング関係は存在しているものの、それは双方向的なリスク負担というよりは、もっぱら銀行から企業への利子率変動リスクが一方向的に転嫁されるという性格のものである。

（５）小括

本章では、かつて貸出利子率の硬直性を説明する理論モデルとして導入された「旧暗黙の契約モデル」が、貸出利子率の市場利子率連動性の高まりという現実の前に有効性を失っているという現状認識から出発し、それに代わる理論モデルとして広田 [1994] が提示した「新暗黙の契約モデル」を採用、それを ECM に特定化して現実のデータでその妥当性を検証した。その結果、90年代以降、銀行の貸出利子率は従来以上に平均調達金利に依存して決定されるようになっており、銀行の相対的なリスク回避志向が近年、相当なペースで高まっているとの結果が得られた。確かに「新モデル」が示唆する通り、近年においても企業=銀行間の利子率変動リスク・シェアリング関係は存在しているが、それは相互にリスクを分け合うという双務契約ではなく、企業が一方的に銀行のリスク回避志向増大を吸収するという片務契約なのである。このことは当然に、なぜ企業がこうした一方的な利子率変動リスク移転を甘受しているのか、という疑問を想起させる。もちろん、中堅以下の企業の多くは銀行融資の代替手段である公開資本市場への十分なアクセス手段を持ち得ないため、銀行からのリスク負担要請を甘受せざるを得ない状態におかれているのかもしれない。いわば、銀行の貸出市場支配力が従来に増して強まっているという解釈である。しかし、計測期間を通じて資本市場のアベイラビリティは従来比で確実に増大しているはずであるから、こうした解釈は必ずしも説得的なものではない。

この疑問に答えるカギは、「新モデル」が念頭に置く金利リスクが、もっぱら短期的な「利子率変動リスク」を意図している点にある。確かに、一般的なマイクロ経済学あるいは近代ポートフォリオ理論の枠組みにおいては、リターンの変動（分散）こそリスクである。しかし、実務家にとってこうしたリスクの定義は必ずしも直観的に受け入れられるものではない。投資家にとっ

¹⁵ $\beta_1 - \beta_2 = 0$ の帰無仮説に対する Wald 統計量は 6.403 で、帰無仮説は 1%水準で棄却される。

¹⁵

広田 [1994] は、企業のリスク回避志向と企業規模に負の相関があるという Kawasaki-McMillan [1987] の観察結果に基づき、銀行の中堅企業向け貸出比率の上昇 企業の金利変動リスク・テイク能力の低下、という因果関係を推論している。

てリターンの上ぶれ（分散の増大）は大いに歓迎すべき状況であり、同様に借り手にとって借入利率の低下（分散の増大）は喜ばしい状況だからである。利率変動を巡るリスク・シェアリング関係は、短期的な利率変動リスクの負担にとどまらず、より長期的な利率循環に対するリスク・シェアリング行動にまで拡張して解釈される必要がある。こうした問題意識を踏まえ、次章では「利率転嫁率」の近年の変化に注目し、分析を進めることとしたい。

〔付論〕使用したデータに関する詳細と平均調達利率の作成について

本章で使用した利率データに関する詳細は以下の通りである。なお、出所について特記なきデータは全て日経 NEEDS-MONEY からダウンロードしたものであり、原データの出所は全国銀行協会連合会である。

普通預金利率（野村総合研究所編『証券統計要覧』）

（規制金利）定期預金利率（1 年物、野村総合研究所編『証券統計要覧』。ただし 93 年 6 月以降は自由金利定期預金（預入額 300 万円未満）のデータである）

自由金利定期預金利率（1 年物、預入額 1,000 万円以上。ただし、85 年 10 月～90 年 8 月は日経 NEEDS-MONEY にデータが収録されていないため、の CD 利率で代用した）

CD 利率（譲渡可能預金証書新規発行平均利率）

債券利率（利付金融債 5 年物応募者利回り）

コール・レート（有担保翌日物平均レート）

当座預金の利率は 0 とした。各種預金・債券残高は日経 NEEDS-MONEY からダウンロードしたデータ（原データ出所：全国銀行協会連合会）を用いたが、TSP4.3A の SAMA コマンドを用いて幾何平均法による季節調整を施した。利率のリプライシング期間は（規制金利）定期預金が 12 ヶ月、自由金利定期預金、CD が 3 ヶ月、債券が 36 ヶ月、他は 0 と仮定した。

銀行の平均調達金利は、リプライシング修正後の ～ の利率を対応する預金・債券残高（季節調整後）に乗じたものを合計し、預金・債券残高合計で除すことによって算出した。

4．リスク・シェアリング仮説の検証（銀行の貸出利率支配力に関する実証分析）

新規貸出利率の主要な決定要因が銀行の平均調達金利であるということは、貸出利率の決定に際し銀行が価格支配力を持っている、あるいは貸出市場が完全競争状態にないことを示唆している。ここから、近年、新規貸出利率の決定要因としての平均調達金利の比重が高まっているという前章の観察結果は、銀行がこうした価格支配力を利用して、自らのリスク許容度低下を一方的に企業に転嫁しているという仮説が浮上する。しかし、銀行の貸出市場支配力が従来以上に強化されているというこの仮説の前提は、80 年代中盤以降における金融自由化の進展という外部環境の変化とは必ずしも整合的なものではない。

本章では、企業＝銀行間の利率変動リスク・シェアリングは、月次収益率の分散のような短期的な変動リスクの負担だけでなく、数年～数十年単位の利率の循環的な利率変動リスクに対しても行われているという見方に立って、平均調達金利の変動が平均貸出利率の変動に対しどれだけ反映されるか（いわゆる「利率転嫁率」）の計測を行い、銀行の貸出市場支配力が先の仮説とは逆に近年大幅に低下していることを確認する。さらに主要銀行 21 行の財務データから銀行業市場の競争状態を示す指標である Panzar=Rosse の H 統計量を算出し、銀行の市場支

配力の低下をマイクロ面からも検証する。

(1) 「利子率転嫁率」の定義と特定化

企業と銀行が長期取引関係を結び、その結果として貸出利子率が銀行の平均調達金利のみによって決定されている状態を考えよう。仮に、銀行の預金満期構成と企業の借入満期構成が完全に一致していれば、長期的には平均貸出利子率金利 AL_t と平均調達金利 AC_t との間には

$$AL_t = (m + a_0 \cdot Trend) + b \cdot AC_t \quad (12)$$

の関係が成立しているはずである。ここで右辺第 1 項の () 内は銀行に許容される微少なマージン部分を示し、 m は恒常的なマージン、 a_0 は趨勢的なマージンの傾向を示すパラメータである。金融自由化の進展に伴って銀行の利鞘に趨勢的な減少傾向がみられる場合、 $a_0 < 0$ となる。また b は平均調達金利 AC_t のうち平均貸出利子率に反映される部分を示すパラメータ (利子率転嫁率) である。貸出市場への参入が自由であり、参入コストが 0 というコンテストナブルな市場構造を仮定すれば、 $b = 1$ の関係が成立していなければならない¹⁶。このとき、銀行は貸出利子率に対し何ら決定力を持ち得ないことになる。

ただし、現実には銀行の満期構成は典型的な「短期借り・長期貸し」となっており、 $b = 1$ の関係が恒常的に成立している場合、利子率上昇期には銀行の利鞘は縮小、利子率低下期には拡大することになる。そこで、利子率の循環に合わせて、企業の容認の下に銀行が貸出利子率の値を変更するという「暗黙の保険契約」を結び、両者がこうした長期的な利子率変動のリスクをシェアし合うという関係を想定しよう。

具体的にこの (長期) 利子率変動リスク・シェアリングの実態を計測するために、(12) 式の 1 階の差分をとり、利子率の循環を示すダミー変数を加え、(13) 式のように特定化する¹⁷。

$$\Delta AL_t = a_0 + \sum b_1 \cdot \Delta AC_t + \sum D_1 \cdot b_2 \cdot \Delta AC_t + \sum D_2 \cdot b_3 \cdot \Delta AC_t + \sum D_3 \cdot b_4 \cdot \Delta AC_t + e \quad (13)$$

ここで、 b は分布ラグを示し、 D_1 、 D_2 、 D_3 は以下のノーテーションによる利子率循環過程を示すダミー変数である。また e は誤差攪乱項である。

D_1 : 利子率上昇期ダミー (80 年 1 月 ~ 80 年 7 月、88 年 6 月 ~ 90 年 12 月のみ 1、他は 0)

D_2 : 直近の利子率上昇期ダミー (88 年 6 月 ~ 90 年 12 月のみ 1、他は 0)

D_3 : 直近 (利子率低下) 期ダミー (91 年 1 月 ~ 98 年 8 月のみ 1、他は 0)

以上の設定より、期間別の利子率転嫁率は以下のように定義される¹⁸。

80 年 1 月 ~ 80 年 7 月 (利子率上昇期)	$b_1 + b_2$
80 年 8 月 ~ 88 年 5 月 (利子率低下期)	b_1
88 年 6 月 ~ 90 年 12 月 (利子率上昇期)	$b_1 + b_3$
91 年 1 月 ~ 98 年 8 月 (利子率低下期)	$b_1 + b_4$

¹⁶

貸出利子率が平均調達金利に依存して決まる関係を想定しているので、貸出市場が厳密な意味で完全競争状態にあるという設定とは両立しないように思われる。

¹⁷

(12) 式は松岡 [1994] の提示した「利子率転嫁モデル」と基本的に同一である。ただし、本稿のモデル導出過程は松岡 [1994] とは多少異なる。

¹⁸

期間の設定は比較を容易にする目的もあって松岡 [1994] のものをそのまま踏襲 (直近期は延長) している。

ここで注意すべきは、(13)式の推定において定数項 α_0 が有意な値をとった場合の取り扱いである。(12)式から明らかなようにこの α_0 は実はタイム・トレンドにかかるパラメータであり、金融自由化の進展の下ではおそらく負の値をとることが期待される。この場合、利子率転嫁率の算出に当たっては α_0 の絶対値にラグ期数を乗じたものを利子率上昇期には転嫁率から控除し、利子率低下期には加えるという修正が必要となる。

(2) 計測結果とその解釈

まず、何ら制約を課さない分布ラグを用いて最長5期(以下、ラグ期には当期を含まない)までの推計(OLS)を行ったところ、SBIC基準による最適なラグ期数は2となった。個別の係数推計値をみても3期以降は推計値が負になるケースも散見されたので、推計に新たな情報を付加していないと判断し、ラグ期数を2期(当期、前期、前々期)として、1次のシラー・ラグを採用し、改めてOLS推計をやり直した。結果は(図表6)にまとめられている。

まず、定数項は有意に負の値をとっている。すなわち、80年代以降直近までの期間、貸出利鞘は趨勢的に縮小していることがわかる。次に利子率上昇期を示すパラメータ α_2 は1%水準で有意に正の値を示しており、利子率上昇期と利子率低下期とでは利子率転嫁率に有意な違いがある(利子率上昇期には転嫁率が有意に上昇する)という経験則が実証された。ただし、計測期間中、2度め(88年6月~90年12月)の利子率上昇期を示すパラメータ α_3 は有意ではなく、2度の利子率上昇期における転嫁率には差がないことも示されている。直近(利子率低下)期を示すパラメータ α_4 は有意に正の値をとっている。近年、利子率の趨勢的低下にもかかわらず、銀行は貸出利子率を十分に引き下げていないという指摘があり、またそうした指摘が「貸し渋り」の状況証拠としてしばしば引用されることがあるが、本章の推計結果から判断する限り、銀行は直近の利子率低下局面において前回の利子率低下局面よりも転嫁率を有意に引き上げているので、そうした批判は現実を正しく反映したものではないことになる¹⁹。

次に、有意でない α_3 の係数を除き、定数項の影響を考慮した利子率転嫁率の推移を算出すると以下の通りとなる。

80年1月~80年7月(利子率上昇期)	1.601
80年8月~88年5月(利子率低下期)	0.339
88年6月~90年12月(利子率上昇期)	1.601
91年1月~97年8月(利子率低下期)	1.039

~ の結果からわかるように、90年代以前、銀行は利子率上昇期には1を大幅に上回る利子率転嫁率を、利子率低下期には1を大きく下回る転嫁率を設定していた。このことは貸出利子率の設定が銀行有利の方向で決定されていたこと、言い換えれば銀行が貸出利子率決定に際し、対企業で優位性を持っていたことを示している²⁰。ところが、直近の91年以降は利子率低下期にも

¹⁹

以上の分析結果は92年8月までのデータに基づく松岡[1994]推計、および平均調達金利をCD発行利子率で代理した新美[1996]の暫定的な推計(対象期間は94年3月まで)の結果を概ね確認するものである。

²⁰

ただし、このことは必ずしも銀行が独占的貸出市場支配者として自らの利潤極大化を本旨に行動していたことを意味しない。これにより銀行が得たレントの一部は「新暗黙の契約」による短期的な利子率変動リスク保険の保険料として、あるいは堀内・福田[1987]の強調するような銀行による「ビジネス・リスク」負担の保険料として、徴収されていたと考えることもできる。

かわらず、転嫁率はむしろ 1 を若干上回っており、銀行は従来の利子率低下期とは異なり利鞘を拡大できず、むしろ調達利子率の低下分をほぼそのまま企業側に還流していることがわかる。計測期間全体における趨勢的な利鞘縮小傾向と合わせ、銀行の貸出市場における支配力がとくに 90 年代に入って大きく低下していることがうかがわれる。

ここまでの計測結果をまとめると以下になる。近年、銀行は（何らかの要因で おそらくは資産価格の低下による資産の実質減価と不良債権の累積によって）短期的な利子率変動リスクの負担に耐えられなくなり、リレーションシップ・レンディング関係を通じてそのリスク負担を借り手企業側に転嫁している。しかし、こうしたリスク転嫁を企業が容認しているのは、企業がよりリスク許容的になっているわけでも、銀行の貸出市場支配力が強まっているからでもなく、単に趨勢的な市場（調達）金利の低下を銀行がそのまま貸出利子率に反映しているからのように思われる。いわば、短期的な利子率変動リスクの転嫁と引き換えに貸出金利のダンピングを行うことによって、銀行はようやく企業とのリレーションシップ・レンディングを維持していることになる²¹。

しばしば長期化する超低金利政策が国内消費を減退させ、景気回復の足かせとなっているとしてその早期是正を主張する向きがあるが、以上の仮説に立てば、利子率が反転上昇した場合に銀行が利子率転嫁率を 1 から大幅に引き上げることはきわめて困難であると想像される。結果的に銀行の貸出利鞘は短期的にはかなりの縮小を余儀なくされる可能性が高い。この影響を銀行が自ら負担すれば銀行経営はさらに窮地に陥って金融システム危機が顕在化し、銀行が貸出市場において相対的優位性を持つ小規模企業向け融資の貸出利子率引き上げの形でこれを吸収しようとすれば、典型的なクレジット・クランチを招くことになる。いずれにせよ、銀行の利子率変動リスク許容度が大幅に低下している現状の下では、低金利政策の拙速な見直しはきわどく保持されている金融システムの安定性を阻害する危険性ははらむように思われる。

（3）銀行業市場は競争的に変化しているか（マイクロ・データによる実証分析）

ここまでの分析によって、銀行の貸出市場における市場支配力が近年、大幅に低下していることが示された。本節ではこれをマイクロ的な側面から確認しておきたい。具体的には、上位銀行 21 行の財務データを基に Panzar-Rosse の H 統計量を、バブル最盛期（89 年 3 月期～91 年 3 月期）と直近期（94 年 3 月期～96 年 3 月期）に分けて計測し、両期間で銀行業市場の競争状態に変化があるかどうかを確認する。

まず、銀行の誘導型収入関数を以下のように特定化する。

$$\ln TR = a_0 + a_1 \cdot \ln P_L + a_2 \cdot \ln P_K + a_3 \cdot \ln P_F + a_4 \cdot \ln AST + a_5 \cdot \ln BR + e \quad (14)$$

ここで TR は経常収益、 P_L 、 P_K 、 P_F はそれぞれ労働、資本財、資金の単位当たり価格であり、AST は総資金量、BR は支店数である²²。

²¹

なお、金融自由化の進展に伴い貸出利鞘の縮小が起こることはあたかも自明のように語られているが、近年、銀行の貸出ポートフォリオにおける中堅企業向け融資の比率は従来比で大きく上昇しているから、融資リスクの高まりを考慮すればマクロ的にみた利鞘縮小の相当部分はリスク・プレミアムの上乘せによって相殺されてしかるべきなのである。

²²

各単位当たり価格の定義については第 8 章のものと同一であり同章で詳述する。データの出所等についても同様である。なお、BR（支店数）はサンプル中に存在するいわゆる発券銀行（長信銀 3 行と旧東京銀行）の影響を代理する目的で加えている。

ここで H 統計量は $H = a_1 + a_2 + a_3$ で定義され、 $H < 0$ であれば市場は独占（完全に結託した寡占）状態、 $H = 1$ であれば完全競争状態、 $0 < H < 1$ であればいわゆる独占的競争状態にあることがわかっている²³。

対象は、都銀、長信銀および地銀上位行のうち計測期間内に大規模な合併を行っていない（信用金庫等の吸収や他金融機関の店舗購入等は考慮せず）という条件で以下のように選択した。

バブル最盛期（89年3月期～91年3月期）

第一勧業、富士、旧三菱、旧協和、三和、住友、大和、東海、北海道拓殖、旧東京、日本興業、日本長期信用、日本債券信用、横浜、千葉、北陸、常陽、静岡、足利、広島、福岡（21行）

直近期（94年3月期～96年3月期）

第一勧業、さくら、富士、旧三菱、あさひ、三和、住友、大和、東海、北海道拓殖、日本興業、日本長期信用、日本債券信用、横浜、千葉、北陸、常陽、静岡、足利、広島、福岡（21行）

（4）計測結果とその解釈

サンプル数を確保するため各期において3決算期分の財務データをパネル・データとして扱い、計測を行った。パネル・データを用いた推計の場合、定数項の取り扱いが推定モデルによって異なる問題があるが、ここではアприオリにモデルを特定化せず、各モデルの推計結果に基づく事後的な検定結果によって採用するモデルを決定するアプローチを採った²⁴。その結果、双方の測定期間について fixed effects（固定効果）モデルが選択されたので、（図表7）には fixed effects モデルの推計結果のみを示している。

バブル最盛期（89年3月期～91年3月期）における H 統計量は 0.171 であり、Wald 検定によって $H = 0$ の帰無仮説は 10%水準でも棄却できないが、 $H = 1$ の帰無仮説は 10%水準で棄却される。すなわち H 統計量は有意に 0 から離れておらず、この期間、銀行業市場が銀行の独占または完全結託寡占状態にあったことが示唆される。一方、直近期（94年3月期～96年3月期）における H 統計量は 0.606 であり、 $H = 0$ 、 $H = 1$ の帰無仮説は Wald 検定によってそれぞれ 1%、5%水準で棄却される。すなわち、この期間、銀行業市場は独占的競争状態にあったことが示唆される。

以上の計測結果をそのまま受け取れば、バブル崩壊を境にわが国銀行業市場はそれまでの銀行による寡占支配状態から、差別化戦略によってある程度の市場独占力を行使できるものの、中長期的には競争原理の影響から完全に免れることはできないという独占的競争状態に移行したことになる。この計測結果は、貸出市場における銀行の支配力が 90 年代に入って大幅に低下しているという前節の計測結果ときわめて整合的なものといえよう。

²³

H 統計量を用いて市場の競争状態を定量的に判断する手法の詳細については、新美 [1997c] を参照されたい。

²⁴

パネル・データの一般的な推計モデルとしては、定数項が全サンプルに共通と考える plain-OLS モデル、クロスセクション毎に独自の定数項を持つとする fixed effects または within（固定効果）モデル、定数項はある平均値の回りに確率分布すると考える random effects（変数効果）モデルの3種が考えられる。本稿では、と の優位性を全ての定数項が等しいという帰無仮説に対する F テストによって、と の優位性を定数項回りの分散が 0 という LM テストによって、と の優位性については の定式化が誤っていないという帰無仮説に対する hausman テストによって、それぞれ判断し、システムティックに推計モデルを決定する。棄却水準は 5%とし、上記3種のテストで対立的な結果が得られた場合は、特定化の適否に関わらず常に一致性を持つ fixed effects（within）推定量を採用する。

(5) 小括

前章および本章では、利子率変動リスク・シェアリング行動を主な対象として、銀行=企業間のリレーションシップ・レンディングの近年における変化を分析した。その結果、確かにリレーションシップ・レンディングを基盤とする企業=銀行間のリスク・シェアリング関係は存在しているものの、もっぱら企業が銀行の負担すべき利子率変動リスクを肩代わりするという性格が強まっていることがわかった。ただし、リレーションシップ・レンディングを維持する代償として銀行は、従来保持していた貸出市場における価格（利子率）決定における優位性を失いつつあるという観察結果も得られた。こうした銀行の弱体化の背景には、バブル経済の崩壊という外部環境の変化だけではなく、金融自由化・規制緩和の進行による競争激化、それらと時期を同じくして導入された自己資本比率規制等の影響が複雑に絡み合っているように思われる。しかし、いずれにせよ、銀行の弱体化は銀行経営の安定性というメインバンク制の成立条件に疑問を投げかけるだけではなく、企業への安定的な資金供給を保証するというメインバンクの主要な機能に対しても再検討の必要性を高めるものといえよう。以上の問題意識に基づき、次章では、銀行の弱体化による信用創造能力の低下、いわゆる「貸し渋り」現象に関して暫定的な分析を試みることにしたい。

5. 「貸し渋り」は存在するか？（マクロ、マイクロ両面からの実証分析）

(1) 「貸し渋り」を巡る従来の論議のサーベイ

バブル経済の崩壊以降、資産価格の大幅な下落によって銀行は多額の回収不能債権（不良債権）を抱えることになった。これらは当然に銀行の貸出リスク負担力を低下させ、貸出の抑制、いわゆる「貸し渋り」をもたらして、長期不況の主因となっているとしばしば指摘される。

銀行貸出を抑制しているもう1つの原因として、銀行に課せられた自己資本比率規制の影響があげられる。自己資本比率規制に全ての銀行が服さなければならない状況では、当然に個別銀行の貸出額は個別行の自己資本比率によって規定され、環境要因としての貸出需要やマクロ的な金融政策には直接には依存しない。したがって、銀行の自己資本が不足する場合、マクロ的な金融緩和政策は貸出の伸びをもたらすことはできず、金融政策の効果は低下してしまう。

さらに資産価格低迷による不良債権増加は、損失の償却を通じて自己資本減耗 自己資本比率の低下というルートでさらなる貸出低迷をもたらす。加えて、株価の低迷は、資本市場を通じた自己資本増強というルートを細らせる。そのうえ、わが国の場合、自己資本比率算出の際の特別ルールとして株式含み益の一部を自己資本に算入できることが認められており、資産価格の低迷は株式含み益の現象 自己資本比率の低下というルートを通して、さらに貸出の低迷を加速させる効果を持つ。以上のように、資産価格の低迷と自己資本比率規制は相互に影響し合いつつ、銀行貸出を抑制するメカニズムを有している²⁵。

こうした資産価格の低迷を背景とした「貸し渋り」あるいは「クレジット・クランチ」の発生は90年代初頭のアメリカにおいても指摘され、その結果、Bernanke & Lown [1991] を嚆矢と

²⁵

資産価格の低迷と自己資本比率規制が相互作用によってこうしたスパイラル的信用縮小をもたらす危険性については早くからマスコミ等で指摘されていたが、まとまった論文の形でそれを指摘したのは筆者の知る限り翁 [1992] が最初である。

して少なからぬ実証研究が発表されている。少し遅れてわが国でも、翁[1992]、植田等[1993]、吉川等[1994]、経済企画庁[1994]等が「貸し渋り」に関する実証分析を行っている。これらの内容を詳細に検討する紙幅はないが、ほとんどの研究において必ずしもロバストな実証結果は得られておらず、「貸し渋り」肯定・否定どちらの結論についても限界的な評価しか与えられないというのが実状であるように思われる。

資産価格の低迷を発端とした「貸し渋り」の存在を検証する困難さは、資産価格低迷期が概して景気後退期でもあり、企業の資金需要も低迷することにある。すなわち、貸出の低迷が企業側の貸出需要の減少によるものか、銀行側の要因による「貸し渋り」なのかを明確に分離することが難しい。さらに、従来の研究はいずれも資産価格急落後数年のうちに発表されたものであり、ロバストな実証結果を得るにはデータ数があまりにも少ないという点も考慮する必要がある。

本稿では、現時点で最も包括的なわが国の「貸し渋り」に関する実証研究である本多等[1996]の計測モデルを採用し、直近までのデータを用いて「貸し渋り」に関しマクロ、マイクロ両面から実証的な分析を試みることとしたい。ただし、本稿の目的はあくまで銀行=企業間のリレーションシップ・レンディングの分析にあるので、以下の分析は自己資本比率規制と資産価格の低迷（不良債権の発生）が銀行の貸出に抑制的に働いているかどうか集中し、「貸し渋り」がマクロ経済に与える影響については明示的な分析対象としないことを予め断っておきたい。

（２）「貸し渋り」の実証分析（マクロ時系列データによる分析）

まず、マクロ時系列データを用いて、自己資本比率規制および不良債権の発生が「貸し渋り」をもたらしているかどうかを実証的に検討することとしたい。ここで採用するのは本多等[1996]が提示した、借入需要関数、貸出供給関数、政策反応関数の３本の方程式からなる構造型モデルから導出された誘導型モデルをECMに特定化したものである。

モデルの構造についてごく簡単に紹介しておこう²⁶。

借入需要関数

$$L = g\left(r, y, P, D_{?}\right) \quad (15)$$

ここでLは貸出残高、rは名目利子率、yは名目GDP（自然対数値）、PはGDPデフレーター（自然対数値）、Dはその他の要因を表す。各変数の下の記号は期待される偏微分係数の符号を表し、 $\uparrow$ が正、 $\downarrow$ が負、 $?$ は符号条件が一意には定まらないことを意味する。

貸出供給関数

$$r = h\left(i, K, N, P, S_{?}\right) \quad (16)$$

ここでiは市場利子率、Kは銀行の自己資本比率、Nが不良債権の規模、Sがその他の要因を示す²⁷。偏微分係数の符号を示す記号の定義はと同じである。

²⁶

紙幅の関係で説明は大幅に省略している、詳細は本多等[1996]を参照されたい。

²⁷

第3章でみたように、とくに近年、銀行の貸出金利設定は市場利子率よりも平均調達金利に依存する傾向を強めており、これを考慮した定式化が必要かもしれない。しかし、市場利子率と平均調達金利の相関は近年きわめて高くなっているため、仮にそうした定式化を行っても、以下で述べる誘導型モデルの計測結果には大きな影響を与えないように思われる。

政策反応関数

$$i = k(y, P, R) \quad (17)$$

ここで R は金融政策に影響を与えるその他の要因を示す。なお、ここでの定式化にはマクロ変数の変化が政策決定に影響を与えるまでの時間的なラグは明示的には取り上げられていないことに注意されたい。

以上の 3 式から導出された貸出残高 L の誘導型方程式は以下の (18) 式ようになる。

$$L_t = a_0 + a_1 \cdot Trend + \sum_{j=2}^4 b_j \cdot Q_j + \sum_{j=1}^J g_j \cdot K_{t-j} + \sum_{j=1}^J d_j \cdot L_{t-j} + \sum_{j=1}^J q_j \cdot y_{t-j} + \sum_{j=1}^J m_j \cdot N_{t-j} + \sum_{j=1}^J s_j \cdot P_{t-j} + e_t \quad (18)$$

ここで、各変数のノテーションは以下の通りである。

L_t : t 期の全国銀行貸出残高 (自然対数値)

y_{t-j} : $(t-j)$ 期の名目 GDP (自然対数値)

N_{t-j} : $(t-j)$ 期の不良債権の規模。企業倒産負債額 (帝国データバンク・ベース) / 法人企業負債総額 (法人企業統計季報ベース) で定義²⁸。

P_{t-j} : $(t-j)$ 期の GDP デフレーター (自然対数値)。

K_{t-j} : $(t-j)$ 期の自己資本比率規制。91 年第 1 四半期 ~ 92 年第 4 四半期 7.25%、93 年第 1 四半期 ~ 97 年第 2 四半期 8%、他の期間は 0。

$Trend$: 71 年第 2 四半期を起点とするタイム・トレンド。

Q_j : 第 j 四半期を 1 とする季節ダミー変数。

後 3 者を除く各変数のデータは日経 NEEDS-ECONOMY からダウンロードしたものを用いた。

まず、(18) 式を ECM の形で推定できるかどうかを調べるために、各変数の定常性のチェックを行った。まず、DF テストによる単位根検定の結果 L_t 、 y_t 、 N_t 、 P_t の各変数のうち、 P_t を除く 3 変数については単位根を持たないという帰無仮説を棄却することができず、非定常時系列データであることが分かった (図表 9)。また EG テストによる共和分検定を行ったところ、上記 4 変数は共和分の関係にないという帰無仮説を棄却することができなかった (図表 10)。

以上の結果に基づき、トレンド、ダミーを除く各変数は 1 階の差分をとって定常化し、レベル (誤差修正) 項を含まない (19) 式の形で OLS による計測を行うことにした。

$$\Delta L_t = a_0 + a_1 \cdot Trend + \sum_{j=2}^4 b_j \cdot Q_j + \sum_{j=1}^J g_j \cdot K_{t-j} + \sum_{j=1}^J d_j \cdot \Delta L_{t-j} + \sum_{j=1}^J q_j \cdot \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^J m_j \cdot \Delta N_{t-j} + \sum_{j=1}^J s_j \cdot \Delta P_{t-j} + e_t \quad (19)$$

²⁸

本多等 [1996] では、Huh & Kim [1994] にならって分子を手形取引停止処分者負債金額で定義している。しかし、双方の数値の推移を (図表 8) で確認すると、とくに近年における不良債権額の積み上がりという状況を代理するには、企業倒産負債額を採用した方がより適切のように思われる。ただし、どちらのデータを採用しても、以下の計測結果には大きな影響を与えなかった。また、企業倒産負債額のデータとしては東京商工リサーチ・ベースの数値も利用可能だが、両者に大きな差はなく、計測結果の差もほとんど無視し得る程度のものであった。

第3章と同様にラグ期 J は予め設定せず、最長4期までの計測を行って SBIC 基準により決定することにしたが、計測の結果1期ラグの SBIC が - 7.949 で最小となったので、(図表11)にはその結果のみを表示している。

まず、自己資本比率規制を示す K_{t-1} の係数は負の値 (- 0.129) をとっているが、有意水準は 7.9% というかなり微妙なものである。左辺の被説明変数 L_t は近似的に貸出残高の伸び率と一致するので、8% の自己資本比率規制は貸出の伸びを 1% 強抑制する効果を持っていることになる。全国銀行ベースの貸出残高から単純に計算すれば、推計結果から導かれる自己資本比率規制の貸出抑制効果(金額ベース)は 4~5 兆円程度ということになる。一方、不良債権の規模を代理する倒産企業負債額比率 N_{t-1} の係数は小数点以下3桁ときわめて微少な推計値が得られ(符号も期待とは逆に正)、かつ有意に0から離れていない。

不良債権規模が貸出の伸びに有意な影響を与えていないという推計結果が得られた要因としては、倒産企業負債額比率が不良債権の適切な代理変数ではない可能性も高いが²⁹、不良債権発生を起点とする「貸し渋り」の発生が、不良債権累積 銀行の融資リスク許容度低下 貸出抑制という直接的なルートではなく、自己資本比率規制を経由するルートでもたらされていると考えれば、ことさら不自然な推計結果とはいえないのかもしれない。このことは、緊急的な「貸し渋り」対策として不良債権の買い取りと自己資本比率規制の緩和(あるいは公的資金による自己資本の注入)のどちらが有効かという問題に対し、一定のインプリケーションを持つように思われる。

もちろん、本節における推計結果は必ずしもロバストなものではなく³⁰、とりわけ不良債権規模の代理変数に問題を抱えていることは明らかである。この問題点は、マイクロ・レベルでは利用可能な現実の不良債権残高データを利用した推計を行うことにより、ある程度克服されることが期待される。そこで次節では、個別行が公表する不良債権残高データに基づきマイクロ面からの「貸し渋り」の実証分析を試みることにしたい。

(3) 「貸し渋り」の実証分析 (マイクロ・パネル・データによる分析)

わが国銀行が不良債権額(「延滞債権」と「破綻先債権」の合計)を公表するようになったのは93年3月期決算からである。しかし、こうした公表不良債権額が実態を反映していないとの批判も多く、96年3月期(一部銀行は95年9月中間期)からは金利減免債権の公表が開始され、さらに97年3月期からは「経営支援先債権」についても公表されるに至っている。

こうした公表対象の拡大にも拘わらず、公表不良債権額が実態を大きく下回っているとの批判は依然根強い。事実、ここ数年のうちに事実上破綻した数行のケースをとれば、ほぼ例外なく破綻後に明らかになった不良債権額は直近公表額を大きく上回っている³¹。また、最近の報道によ

²⁹

(注28)で述べたように、不良債権の代理変数として手形取引停止処分者負債金額比率を採用しても、推計結果には大きな差はなかった。

³⁰

銀行の貸出残高として全国銀行ベースの数値の代わりに、都銀+長信銀ベースの数値を採用して(19)式を再推計したところ、自己資本比率 K_{t-1} の係数が有意性を失ってしまった。本来、自己資本比率規制は国際統一基準を採用する都長銀の貸出の伸びをより抑制する効果を持つはずであり、この再推計結果は本節の推計結果のロバストネスに疑問を投げかけるものといえる。

³¹

兵庫銀行(95年8月事実上破綻)の場合、破綻直前期の95年3月期決算における公表不良債権額(破綻先債権額+延滞債権

れば、問題含み債権のうち最も正常に近い「第2分類債権」に分類されていた債権の17%近い部分が大蔵省・日銀の査定後3年以内に貸し倒れ償却の対象となっているとされる³²。これらは公表不良債権額に対する一般的信託を大きく低下させるものである。しかし、現状では個別行の不良債権額に関するこれ以外の公式な情報は入手不可能であるので、以下ではこうした問題点を前提としつつ、公表不良債権額に基づく分析を進めることとしよう。

まず、本多等[1996]に依拠し、計測式を以下のように特定化する³³。

$$\Delta L_{ij} = a_0 + a_1 \cdot K_{i,j-2} + a_2 \cdot M_{i,j-2} + e_{ij} \quad (20)$$

ここで各変数のノテーションは以下の通りである。

L_{ij} : i 銀行の j 期における貸出残高伸び率（前年同期比）

$K_{i,j-2}$: i 銀行の $j-2$ 期における自己資本比率

$M_{i,j-2}$: i 銀行の $j-2$ 期における公表不良債権比率（公表不良債権額 / 貸出残高）

なお、不良債権額公表が93年3月期からであり、貸出残高伸び率の算出に1年（2中間期）を要することから、サンプル数確保の要請もあって、公表不良債権額は最も長い期間のデータが入手可能な（延滞債権 + 破綻先債権）という最も狭い定義の数値を採用し、94年3月期以降のデータを中間期を含めてパネル・データ化して、推定に用いる。その際、時系列的な変化を確認するために、94年3月期を起点に1中間期ずつ計測期間を延長して推定を行う。ただし、個別行において、先に述べたような公表不良債権範囲の拡大が不良債権内部での勘定項目移動をもたらしている可能性があり、そのことが推計結果に影響を及ぼしていることもあり得ることを予めお断りしておきたい。

計測対象は以下の都長銀・信託銀21行とした。

都銀 第一勧業、さくら、富士、旧三菱、あさひ、三和、住友、大和、東海、北海道拓殖、旧東京（11行）

長信銀 日本興業、日本長期信用、日本債券信用（3行）

信託銀 三菱信託、三井信託、住友信託、安田信託、東洋信託、日本信託、中央信託（7行）

このうち、96年9月期以降は、合併により旧東京銀行のデータが得られないので、非バランス・パネル・データとなる。96年9月期と97年3月期についてはこの合併の影響を吸収するために東京三菱銀行のみ1の値をとるダミー変数を加えて推計を行った³⁴。本多等[1996]は、94年11月に事実上、旧三菱銀行の信託子会社となった日本信託銀行について、その後に急激な貸出の

額）609.59億円が破綻後には2,633.34億円（96年3月期のみどり銀行の公表数値）に膨張した。北海道拓殖銀行（97年11月事実上破綻）の場合、97年3月期の上記定義による公表不良債権額は4,968億円だったが、これには系列ノンバンク向け融資の要償却額が一切含まれていなかった。ちなみに直後に破綻した同行系列ノンバンクであるたくぎん抵当証券の負債総額は5,391億円であり、同社貸出の約6割は不良債権だったことが明らかになっている。

³²

日本経済新聞 1997年12月22日付け報道による。

³³

本多等[1996]の定式化は基本的に経済企画庁[1994]の定式化と同じである。

³⁴

この2期については、自己資本比率、不良債権比率については東京三菱銀行のデータをそのまま旧三菱銀行のデータとして取り扱い、貸出伸び率は分子を東京三菱銀行の貸出残高、分母を前年同期における旧三菱銀行の貸出残高と旧東京銀行の貸出残高の和として算出した。

伸びがみられることを理由に対象から除外しているが、ここでは同行をサンプルに含めないケースと、含めるケースに分けて推計を行い、比較対照することとした。また定数項の取り扱いに関する推計モデルの特定化については、第4章と同様に事後的な検定結果についてシステムティックに決定することとした³⁵。その結果、ケース、の双方において、95年3月期まではplain-OLSモデルが、それ以降はrandom effectsモデルが採択されたので（図表12）にはそれらの結果のみを示している。また東京三菱銀行のダミーは有意な説明力を持たなかった。

まず、日本信託をサンプルから除外したケースの結果をみていこう。94年3月期単独及び94年9月期までのパネル・データによる推計では、公表不良債権比率 $M_{i,j-2}$ の係数は負の値をとっており、有意水準は前者が11.6%、後者が3.9%である。しかし、その後 $M_{i,j-2}$ の係数は有意性を失い、一時符号も正に転じてしまう。直近97年3月期までのパネル・データ推計でも $M_{i,j-2}$ は負の値をとっているが有意水準は20%にとどまる。一方、自己資本比率 K の係数は期待通り全て正の値をとっており、有意水準は当初も10%台にとどまっていたが、96年3月期以上は5%以下の水準で帰無仮説が棄却される。一方、日本信託を加えたケースでは、不良債権比率についてケースの結果をより強調する方向の推定値が得られる傾向があり、95年9月期以降、不良債権比率は貸出の伸びと有意に正の相関を示してしまう。これは明らかに日本信託のデータが外れ値として推計結果を歪めている可能性を示唆しているが、同行のデータを除外したケースについても不良債権比率と貸出の伸びとの間には当初2期を例外として期待される有意な負の相関は検出されなかったから、以上の推計結果に依拠する限り、不良債権比率が都長銀・信託銀の貸出の伸びに与える影響は限界的かつ方向もあいまいであると判断せざるを得ない。またこれは、マクロ・データを用いた前節の推計結果とも整合的な結果である。一方、自己資本比率 $K_{i,j-2}$ の係数はケースにおいてもほぼ有意に正の値をとっており、こちらは仮説および前節の結果ときわめて整合的である。

94年3月期のクロスセクション・データを用いた経済企画庁[1994]の推計、95年3月期までのパネル・データを用いた本多等[1996]の推計では、いずれも貸出伸び率と自己資本比率の間に有意な正の相関、不良債権比率との間に有意な負の相関を検出している。これらの結果は概ね本章のその時点までの計測結果と一致する。すなわち、本節の推定の新たなファクト・ファインディングズは、95年9月期～直近までのデータを付加すると、貸出＝自己資本比率間の正の相関関係に依然として有意に検出されるものの、貸出と不良債権比率との間の負の相関はかなりあいまいになるという点に集約される。もちろん、こうした推計結果が得られた背景には、本章で用いた（延滞債権＋破綻先債権）という不良債権の定義、度重なる公表不良債権範囲の拡大とそれに伴う勘定項目相互間の振り替え、あるいは公表不良債権額自体が正しく実態を反映していないこと、等が影響を与えている可能性もある。しかし、本節の推計結果はマクロ・データによる前節の推計結果ともきわめて整合的であり、貸出残高伸び率に対し自己資本比率が直接的な影響を有する一方、不良債権比率が間接的あるいは自己資本比率を経由した影響にとどまっていると

35

ただし、通常のケースと異なり、ここでのfixed effectsは時系列方向に設定している（このことは、各期を示すダミー変数を加えて推計を行っていることと同値である）。これは、データのプール年数が少ないため、fixed effectsをクロスセクション方向に設定すると（すなわち20～21行分の個別行を示すダミー変数を加えて推計を行うと）、安定的な推計値を得るには自由度が不足することが懸念されたためである。

の見方は一定の説得力を有すると思われる。

(4) 小括

本章の考察からは、不良債権・自己資本比率規制 銀行の信用創造能力低下という因果関係が検出され、とりわけ自己資本比率規制は銀行の貸出行動に対しほぼ一貫して有意に負の影響を与えていることがわかった。こうした「貸し渋り」の発生は取引先企業への安定的な資金供給の保証というメインバンクの基本的機能に疑義を呈するものであり、企業側のメインバンクへの信認を大きく低下させる影響を持つことは間違いないように思われる。

ただし、本章の推計結果の示唆する現時点までの貸し渋りのスケールはせいぜい数兆円単位の限界的な規模にとどまるものであり、しばしばマスコミ等で紹介される「早期是正措置導入によって数十兆円規模の貸し渋りが発生する」という試算は、少なくとも従来の銀行の貸出行動の延長線上では理解し難いように思われる。むしろ、前章の貸出利率の推計結果と考え合わせれば、銀行は自らのリスク許容度低下と自己資本比率規制の影響を受けながらも、できる限り貸出残高を維持（拡大）しようと努めてきたと判断すべきかもしれない。その意味では、バブル崩壊以降の貸出残高低迷の相当な部分は貸出需要の低迷に依存していた可能性もあり、この間の金融緩和の有効性についても併せて分析のメスが入られるべきであろう。

ただし、ごく直近になって銀行融資の代替的な資金調達手段である CP 市場の利率が急速に上昇に転じる等、「貸し渋り」を巡る状況は従来とは一変する様相を呈し始めている。こうした急速な貸し渋りの顕在化に対し、緊急避難的な措置として優先株の公的購入を軸とした銀行への自己資本注入と、公的資金による不良債権購入とでどちらが有効かという議論があるが、本章の推計結果の範囲内では前者の相対的な有効性が示唆されることになる。もちろん、より現実的な政策インプリケーションを導くためには、貸し渋りの現実に密着した精緻な実証分析の積み上げを待つ必要がある。

6. 企業サイドからみたリレーションシップ・レンディングの変質（レバレッジの決定要因に関する実証分析）³⁶

(1) 計測の問題意識

われわれは本稿の第1ステップとしてリレーションシップ・レンディングを巡る議論を整理し、ある種の仮定（具体的には、「名声」を確立した企業の存在、企業が質の高いプロジェクトを持つ状況、等）の下では、企業がリレーションシップ・レンディングから離脱し、公開市場におけるスポット的資金調達にシフトすることが理論的に正当化されることを示した。80年代以降の金融自由化の進展は公開資本市場のアベイラビリティを高め、企業にとってよりスムーズな公開資本市場へのアクセスを可能にしたと考えられる。さらに、第2ステップで考察された銀行のリスク許容度の低下、信用創造能力の低下、「貸し渋り」等の状況変化は、リレーションシップ・

³⁶

本章および第7章の内容は一部、新美[1997a]を下敷きとしており、その作成過程で浅子和美、細野 薫（一橋大学経済研究所）、宮川 努（日本開発銀行）、粕谷宗久（日本銀行）の諸先生から多くのアドバイスをいただいた。また証券経済学会97年度春季大会において本章の旧稿（新美[1997b]）を発表する機会に恵まれ、その際、國村道雄（名古屋市立大学）、首藤 恵（中央大学）、小林和子（日本証券経済研究所）の諸先生から貴重なコメントをいただくことができた。記して謝意を表したい。もちろん、本章および第7章にとどまらず本稿全体に残存する誤謬は全て筆者の責任である。

レンディングから企業が享受できる便益を確実に減少させる効果を発揮するであろう。第 1 ステップで提示したシナリオにしたがえば、こうした企業金融を巡る環境変化は、企業、とりわけ(上記、の意味で)より健全な企業のリレーションシップ・レンディングからの離脱、スポット取引・直接金融志向を強める方向に機能し、その結果、銀行の貸出ポートフォリオの質的悪化、銀行経営の不安定性上昇・メインバンク機能の低下、リレーションシップ・レンディングのベネフィット低下、というルートで、さらにリレーションシップ・レンディングを流動化させる方向に影響を發揮するはずである。また、こうした企業の「メインバンク離れ」の動きは巷間、マスコミ等で喧しく指摘されているところでもある。

近年のわが国企業金融において、「メインバンク離れ」は実際に進展しているのだろうか。一方で、メインバンクと企業の結び付きはきわめて強固であり、マスコミ等の論調は一部を誇張しているに過ぎないという指摘がみられるのも事実なのである。本章と次章では、近年のリレーションシップ・レンディングの変質を企業サイドの視点から分析し、以上の問題意識に一定の回答を与えることを目的とする。まず、本章では現実の企業財務データに基づき、企業のレバレッジ(債務の対自己資本比率)決定要因の分析を行い、企業サイドからみた資金調達行動におけるリレーションシップ・レンディングの位置づけが、近年どのように変化しているかを確認することとしたい。また次章では、より直截に企業＝銀行間の取引関係の安定性を分析対象とした分析を行う。

(2) 分析に用いられるデータ等について

まず、本章および次章で分析対象とする企業、分析に用いられる変数およびデータ出所について簡単にまとめておこう。

対象企業

1996 年 6 月時点で東証 1 部に上場している電機、機械、化学の 3 業種分類に属する 3 月決算企業で、84 年 3 月期から 95 年 3 月期まで決算期変更がなく、「会社四季報」から取引銀行に関するデータが継続的に得られる企業を対象とした。上記 3 業種は代表的製造業という観点から選んだ。また「会社四季報」から取引銀行のデータが得られることは次章での分析での前提となる。この結果、選択された企業数は電機 60 社、機械 53 社、化学 67 社、総数 180 社となった。対象期間は 85 年 3 月期～95 年 3 月期までの 11 決算期(本決算ベース)とし、全期間、前半期(バブル形成～最盛期)(85 年 3 月期～90 年 3 月期)、後半期(バブル崩壊以降期)(91 年 3 月期～95 年 3 月期)の 3 期間に分けてパネル・データによる計測を行う。

被説明変数(レバレッジ)

本章では、企業の資金調達行動を知る足がかりとしてレバレッジに注目し、これを被説明変数として企業の特性を示す数種の財務指標に対する回帰分析を行う。レバレッジは企業の債務を株主資本で除した比率で定義される。レバレッジに注目する要因は以下の通りである。

前節で示したような企業のリレーションシップ・レンディングからの離脱や公開資本市場調達へのシフト傾向が存在すれば、それは分子の減少と分母の増加を通じてレバレッジに負の影響を与えていたはずである。この関係をより厳密に検証するには、分子に企業の総債務額(総レバレッジ)、金融機関借入金(銀行レバレッジ)、長期金融機関借入金(長期銀行レバレッジ)の 3 種の数値を採って、3 者間で相互比較を行うことが有効だと考えられる。なお、本章および次章

で採用される企業財務データは全て単独決算ベースのものである。

分子側では年金・労働債務や企業間信用の影響を修正し、分母側では株価の変動を考慮した時価ベースの自己資本を用いる方がより適切かもしれない。しかし、ほとんどの企業において年金・労働債務は十分に公表されていないので、これらは考慮しないこととした。また時価ベースの自己資本を採用した場合、算出されたレバレッジは 80 年代後半までは下方に、90 年代以降は上方にそれぞれかなりの修正を余儀なくされよう。現実の企業経営者がこうした株価動向を完全に予測してレバレッジの水準を決定していたと考えるのはむしろ不自然である。以上の理由から本章で用いられるレバレッジのデータは簿価ベースのものである。

説明変数（企業の財務指標）

本章および次章では、特定の経済モデルの検証からは出発しない。まず、事前に設定された企業の財務指標とレバレッジとの相関を計測し、有意な相関が得られた説明変数についてその背景を考えるとという工学的なアプローチを採用する。

説明変数としては、過去の資本構造の決定要因に関する実証研究を踏まえ、以下のように設定した³⁷。

- (イ)規模（資産額の自然対数値）
- (ロ)成長率（資産額の対前年同期比成長率）
- (ハ)利潤率（総資産税引後利益率）
- (ニ)流動負債比率（流動負債の対負債総額比率）
- (ホ)投資有価証券比率（投資有価証券額の対資産総額比率）
- (ヘ)10 大株主保有株式比率（10 大株主保有株式数の対発行済株式数比率）
- (ト)役員持ち株比率（役員持ち株比率の対発行済み株式数比率）

これらの財務データは全て日経 NEEDS-COMPANY からダウンロードしたものである。対数資産額、および の資産額成長率は GDP デフレータを用いて実質化したデータから算出した。フロー変数を分子とする財務指標については、分母のストック変数を期中平均値（前期末値と今期末値の平均値）とした。パネル・データの推計に際しては、ここまでと同様に事前に計測モデルの特定化は行わず、事後的な検定によってシステムティックに決定した。その結果、ほとんどのケースにおいて fixed effects モデルが採用されたが、全期間推計で被説明変数を銀行レバレッジおよび長期銀行レバレッジとした場合のみ、random effects モデルが採用されている。

（３）計測結果とその解釈

被説明変数を総レバレッジとした場合の計測結果は（図表 13）にまとめられている。まず、利潤率と投資有価証券比率は概ね有意に負の値をとっている。これら 2 指標の高さはキャッシュフローの潤沢さを示すと考えられるから、レバレッジと負の相関を示すことは直観的に理解可能である³⁸。一方、成長率は有意水準は限界的ながら概ね正の値を示している。資産成長過程にある

³⁷

例えば、Peterson & Rajan [1993]、Rajan & Zingales [1995]、Cornelli, et al [1996] 等があげられる。邦語文献では松浦 [1994] がある。なお、企業の資本構造決定に関する経済理論の包括的サーベイには Harris & Raviv [1991] がある。

³⁸

レバレッジと利潤率は正の相関を示すという理論的解釈も成立し得る。例えば、Jensen [1986] は低成長・高利潤率企業は自らのキャッシュフロー目当ての乗っ取りを回避するためにレバレッジを引き上げるという因果関係を想定して、両者は正の

企業は当然に外部資金需要も強いはずであるから、この結果もごく自然に解釈することができよう。興味深いのは、10 大株持ち株比率の符号が バブル期（正）と バブル崩壊移行期（負）とでは逆転している点である。10 大株持ち株比率の高さが企業系列との結び付きの強さを代理すると考えれば、このことはバブル期における系列中核企業（大企業）の債務膨張、バブル崩壊以降における財務リストラの進展（債務縮小）という傾向を検出しているのかもしれない。規模（実質資産額）変数の有意水準は低いものの、バブル崩壊移行期において推計値（負）がジャンプして高まっていることもこうした見方を裏付けるものである。

次に、被説明変数を銀行レバレッジとした推計結果をみよう（図表 14）。ここでも利潤率と投資有価証券比率は有意に負の値をとっている。一方、成長力は有意な説明力を失い、符号もバブル期を除けば負に転じてしまう。10 大株持ち株比率の符号の逆転はここでも検出される。また実質資産額の係数は 10%水準で有意となり、符号はバブル期、バブル崩壊以降期とも負である。推計値の大きさはバブル崩壊以降期においてやはりジャンプして高まる。これらは直近の財務リストラが大企業を中心に、しかも銀行借入金を中心に行われていることを示唆する。

最後に、被説明変数を長期銀行レバレッジとした推計結果を確認する（図表 15）。全体的な推計結果はほぼ銀行レバレッジのケースと同じである。投資有価証券比率・利潤率とレバレッジとの間の負の相関、10 大株持ち株比率の符号の逆転はここでも検出される。規模とレバレッジとの負の相関がバブル崩壊移行期においてジャンプする（ただし有意水準は限界的）傾向も変わらない。また、成長率はレバレッジとの間に有意な相関を持っていない。

以上の推計結果をまとめると以下の 3 点に集約されよう。

利潤率、投資有価証券比率と企業のレバレッジとの間には明確に負の相関が検出される。すなわち、これら指標が高い企業には明確に債務調達を控える傾向がある。この傾向には債務の対象として総負債、銀行借入金、長期銀行借入金のどれを採っても、また計測期間を変更しても、ほとんど変化がみられない。

一方、成長率とレバレッジとの相関は、総負債をレバレッジの対象とした場合には限界的ながら正の値を示すが、銀行借入金・長期銀行借入金を対象としたケースでは有意性を失い、符号も概ね負に逆転する。このことは成長率の高い企業が自らの高い外部資金需要を資本市場からの直接調達にシフトさせている可能性を示唆する。また、この傾向にはバブル崩壊以前・以降で明確な差がなく、成長企業の直接金融シフト傾向はバブル期から底流として存在していることがわかる。

10 大株持ち株比率はバブル期にはレバレッジと正の相関を有していたが、バブル崩壊以降ははっきりと負の相関を示すようになる。また実質資産額とレバレッジとの間の負の相関もバブル崩壊以降ジャンプして高まる。さらに後者における負の相関は、レバレッジの対象として銀行借入金あるいは長期銀行借入金を選んだ場合に有意性を高める。これらの推計結果は、企業系列の中核にある大企業において借入金離れが進行しており、しかもそれが銀行借入金を中心に行われている可能性を示唆している。

（４）小括

相関を示すと主張している。しかしながら、こうした主張は暗黙のうちに資本市場における株主のモニタリングが完全に機能していることを前提としており、株主権の行使が稀なわが国においては現実的な想定ではないように思われる。

本章における推計結果は概ね冒頭で提示した仮説と整合的であり、成長企業の直接金融シフト、企業系列の中核にある大企業における銀行借入れ離れの傾向が双方とも現実に存在することが確認された。一部で指摘されるような、企業の銀行借入れ回帰現象やメインバンクとの関係強化といった動きは、少なくとも本章の推計対象企業の行動からは看取することができない。

第2ステップで確認したリレーションシップ・レンディング機能の低下と自由化による資本市場のアベイラビリティ上昇という環境変化を考えれば、企業のこうした選択はきわめて合理的な行動であるが、銀行にとっては、安定した利潤をあげる大企業、高い質のプロジェクトを有する高成長企業の双方が貸出ポートフォリオから脱落していくことを意味する。とすれば、自らのリスク許容度の低下をリレーションシップによって取引先企業へリスク移転することによりカバーしようという銀行の思惑は、その受け皿となる貸出ポートフォリオの縮小・脆弱化によって制約されてしまうことになる。つまり、本章の推計が示唆する企業のメインバンク離れの進行は、メインバンク機能の低下 企業のメインバンクへの信認低下 さらに企業のメインバンク離れ、という循環を招く可能性をはらむものといえよう。

ただし本章の推計は、あくまで集計された債務額に基づくレバレッジを分析対象としたものであり、個別の企業＝銀行間のリレーションシップの形骸化を必ずしも意味しないことに注意する必要がある。集計額ベースでは銀行離れの動きをみせながらも、メインバンクとは従来以上に強固な関係を結び、上記推計結果を相殺するような融資残高の積み増しを行っている企業が存在する可能性もあるからである。以上の問題意識に基づき、次章では個々の銀行＝企業間のリレーションシップ（取引関係）を直接、分析対象として取り上げることとしたい。

7. 企業サイドからみたリレーションシップ・レンディングの変質（取引銀行順位の変化とその要因に関する実証分析）

（1）データの定義と従来の研究との比較

本章では、企業＝銀行間のリレーションシップ・レンディングの安定性を計測する。分析対象として、「会社四季報」に記載されている取引銀行の項目に注目し、その記載順位変更回数を被説明変数として企業の特質を代理する諸財務指標にオーダード・プロビット回帰することにより、その決定要因を確認していくアプローチを採用する。特定の経済モデルの検証から出発しない点で、前章と同様に工学的なアプローチに立っている。

「会社四季報」記載の取引銀行順位は、企業が東洋経済新報社の調査に回答した結果に基づいている³⁹。通常、企業はこの記載順に相当配慮しているといわれ、四季報記載第1順位行をメインバンクと定義する実証研究も少なくない⁴⁰。

四季報記載第1順位によってメインバンクを定義することには、メインバンクが必ず存在することを前提としている、メインバンク側の意向が反映されていない、等の批判（松浦〔1994、1996〕等）がある。しかし、この第3ステップにおけるわれわれの興味の対象は企業サイドからみたリレーションシップ・レンディングの変質であり（必ずしも対象は第1順位行としてのメイ

³⁹

この点、基本的に融資残高順位による「会社情報」の記載内容とは異なる。

⁴⁰

例えば、小林・遠藤・荻島〔1992〕、堀内・広田〔1995〕の一部等が指摘できる。

ンバンクに限定されない)、具体的には企業金融を巡る環境変化に対応して「企業が、リレーションシップ・レンディングに対してどのように態度を変えているか」を示すデータが必要であり、この条件を満たし、かつ一般的に入手可能なデータは「会社四季報」データ以外に求められない。

対象企業は前章と同じ製造業 180 社とし、まず「会社四季報」夏号(3月決算に対応)記載の取引銀行順位が前年同期号と完全に一致している場合 0、変更があった場合 1 のダミー変数を作成した⁴¹。(図表 16)はこうして作成された取引順位の変動を業種別に示したものである。これによれば、11 決算期間に 180 社中 97 社が延べ 153 回の取引順位変更を行っている。業種的には機械と化学がほぼ同じ割合であり、電機は相対的に安定的である。時系列的には、90 年代に入ってやや変更回数が少なくなる傾向がみられる。企業のメインバンク離れが喧伝されはじめたのは 90 年代に入ってからであるから、この結果はやや意外な感を残す。

この結果を(図表 17)に示された過去のメインバンク関係の安定性に関する実証研究結果と比較してみよう。まず注意すべきは(図表 16)が「リレーションシップ・レンディングの安定性」を計測しているのに対し、(図表 17)記載の過去の実証研究は例外なく「メインバンク関係の安定性」を示している点である。したがって、われわれの計測結果が従来の研究よりも高い変更比率を示しているのは当然である。むしろ、これだけ厳しくリレーションシップ・レンディングの安定性を定義しても、なお全体の半分近い企業が 11 決算期に亘って同一の取引順位を維持していることを考えれば、企業=銀行間のリレーションシップ・レンディングは近年においてもなおきわめて強固な存在とみるべきかもしれない。また、以上の結果からは、10 年間で全体の 20~30%程度がメインバンクを変更するという「融資第 1 順位」によるメインバンクの一般的な定義は、リレーションシップ・レンディングの流動性を実態以上に過大評価している可能性が強く示唆される。

また(図表 16)において、対象期間中に「(四季報)第 1 順位行」を変更した企業はわずか 6 社(各 1 回)に過ぎない。おそらく、「企業のメインバンクは歴史的に決まっておりに容易に交替するものではない」⁴²という一般的な見解はこの辺りに由来するものであろう。

(2) 計測結果とその解釈

続いて、各企業の「取引銀行順位変更回数」を被説明変数としてオーダード・プロビット分析を行う。説明変数は概ね前章と同一だが、(イ)固定資産比率、(ロ)自己資本比率、(ハ)エクイティ・ファイナンス・ダミー(期間中に 1 回以上エクイティ・ファイナンスを行った場合 1、他は 0)、(ニ)銀行借入れ比率(銀行借入金/総負債額)、(ホ)利潤率の標準偏差、の 5 変数を追加してある。ダミーを除く各変数のデータ出所、ストック変数の実質化の方法等は前章と同一である。なお、被説明変数が期中合計値となるのに対応して、説明変数は計測期間全体の平均値(利潤率の標準偏差を除く)を採った。推計は前章と同様に 全期間、 前半~バブル期(85 年 3 月期~90 年 3 月期)、 後半~バブル崩壊期(91 年 3 月期~95 年 3 月期)の 3 期間について行ったが、業種特性が与える影響を考慮して、ここでは業種別の推計を併せて行っている。

オーダード・プロビット分析による推計結果は、OLS や通常のプロビット分析と異なり、推定

⁴¹

明らかに銀行または企業の吸収、合併による順位変更と思われるものは除いた。

⁴²

奥村[1986]からの引用。

値自体から直観的な結果を得ることが困難であるため、(図表 18)は 10%以下基準で有意な推定値が得られたケースについて推定値の符号のみを示している。推計結果は必ずしも良好ではなく、業種による影響もかなり大きいように見受けられる、資産成長率の高い企業はより取引銀行順位を多く変更するという相関関係の存在は概ね肯定できそうである。銀行借入金比率と順位変更回数との間にも正の相関がうかがわれるが、詳細に検討すると、こうした相関が検出されるのは機械 1 業種だけであり、信頼性にはやや疑問が残る。また、前半期と後半期による推計結果の差については確たる情報を得られないように思われる。

(3) 小括

本章における推計結果はそれほど良好なものではなかったが、これはリレーションシップ・レンディングの安定性を取引銀行順位の変更回数で代理するという設定自体にやや無理があることによるものであろう。四季報に記載された取引順位の変更が企業主導でのものではなく、先行する銀行の態度変更に対する追認であった可能性もある。むしろ、こうした限界にも拘わらず、資産成長率の高い企業はより多く取引銀行順位を変更するという、第 1 ステップの仮説あるいは前章における推計結果と整合的な推計結果が得られたことを評価すべきかもしれない。

前章および本稿の推計結果からは、表面上きわめて安定的にみえるリレーションシップ・レンディングにも流動化の兆しが明らかにみられつつあり、とりわけ高利潤率企業、高成長企業、企業系列の中核的大企業がそうした傾向を強め始めているように思われる。ただし、そうした動きは未だ、取引銀行順位の変更といった明示的な行動変化には至っていないようである。また、(四季報)第 1 順位行がきわめて安定的に推移していることから考えると、企業がリレーションシップ・レンディングからの離脱を図る場合、より順位の低い銀行とのリレーションシップから切断していることは容易に想像されよう。自らの貸出ポートフォリオの劣化を避けるためには、銀行とりわけ低順位行は従来より企業に有利な取引条件を提示しなければならないことになる。第 2 ステップで提示した銀行の貸出市場支配力が近年大幅に低下しているという仮説・推計結果は、以上の状況と整合的なものとして理解できる。

リレーションシップ・レンディングの流動化が高順位行(いわゆるメインバンク)にまで及ぶかどうかは、ここまでの限定された実証結果からは軽々に結論することはできない。しかし、企業サイドからみたりレーションシップ・レンディングの魅力が低下を続けている状況下では、先に示したような循環でスパイラル的なリレーションシップ・レンディングの流動化が進展する可能性も少なくないというのが現状での妥当な判断であるように思われる。

8. 金融自由化・規制緩和は銀行業の効率化をもたらしているか?(費用効率性の計測)

(1) 費用効率性分析の意義

われわれはかつて新美[1997c]において証券業界を分析対象とし、80年代中盤以降の段階的規制緩和・自由化の進展が証券業市場をより競争的な構造に変質させていることを確認した。ここまでの3ステップによる分析結果は、銀行業においても既に一連の制度改革の進行が有形無形の規制のレントを消失させ、メインバンク機能を大幅に低下させるほどの影響をもたらしていることを示唆している。

一般的に言えば、市場に競争原理が注入されることは企業により効率的な経営を余儀なくさせ、

経済全体の厚生は上昇するはずである。典型的な規制産業であった金融・証券業に対しても、規制緩和によって競争原理を導入し「よりよいサービスをより安いコストで」供給することが求められるようになりつつあり、それがまた「日本版ビッグバン」の基本理念の1つでもある。

しかし、競争には必ず勝者と敗者が生まれるのであって、銀行業のように広汎な利害関係者を持ち、かつ業務内容が公共性を帯びた産業の場合、拙速な競争原理の導入は国民経済的に一時的な混乱をもたらす可能性がある。とりわけ、わが国のように間接金融の比重が高く、しかもリレーションシップ・レンディングによって企業と銀行が運命共同体化しているケースでは、非効率的経営を行っている銀行を市場原理によって淘汰させることが、効率的な経営を行っている企業の破綻を招く可能性が少なくない。一部マスコミにみられるように、諸悪の根源は規制にあって、自由化を進展し競争原理を導入すれば金融システム危機は速やかに解決するといった見解は相当地に楽観的なものといわざるを得ない。とはいえ、非効率的銀行経営を維持すればそれが国民経済的な損失につながることもまた明らかである。

本章の目的は、都市銀行9行の財務データ（80年代後半以降のパネル・データ）を基にわが国銀行業の費用効率性を計測し、近年の銀行業を巡る環境変化が費用効率性にどのような影響を与えているかを分析することにある。なお、本章では通常の費用効率性の計測に加え、EVA流に株主資本調達コストをも生産費用に明示的な形で取り込んだ推計を併せて行う。こうしたアプローチはClark [1996]によってアメリカの銀行業を対象に採用された例があるが、わが国銀行業を対象にした分析は、筆者の知る限り本章が最初のものである。

（2）費用効率性の概念⁴³

費用効率性とは、同一の費用関数を持つ複数の企業が存在し、同じ投入要素の組み合わせによって同量の生産物を生産しているケースにおいて、ある企業が他より少ない費用で生産が可能である状況を意味する。規模の経済性や範囲の経済性等が費用関数のパラメータに反映される生産技術から明示的に導かれるのに対し、費用効率性は生産技術によって描写不可能な概念である。

Farrel [1957]は、費用非効率性は技術的非効率性と、資源配分上の非効率性とに区別できることを示している。Farrelの説明をマイクロ経済学のテキストでよく用いられるような簡単な図で確認しておこう（図表19）。ここで、 x_1 、 x_2 はそれぞれ生産物1単位当たりの生産要素投入量を示し、曲線 $F(X)$ は等生産量曲線（isoquant または frontier）、直線 WW' は予算制約線（等費用曲線）である。生産技術は一次同次を仮定する。いうまでもなく、予算制約線と等生産量曲線の接点 ξ^* における生産活動が企業にとって最も費用効率である。

次に、 $F(X)$ 上の点 ξ^A と原点 O と ξ^A とを結んだ直線上に位置する点 ξ^B とを比較しよう。この両点における投入要素の組み合わせ比率は等しいから、両点における生産の費用効率性の差は資源配分上ではない。しかし、 ξ^B は $F(X)$ 上にはないので、同点における生産の技術的非効率性は x^A における生産よりも高まる。一方、共に $F(X)$ 上に位置する ξ^A と ξ^* とを比較しよう。両点における生産の費用非効率性は技術的には差がない。しかし、 ξ^A は原点と ξ^* とを結んだ直線上にはないから、今度は資源配分上の非効率性がより高まっていることになる。

⁴³

本節および次節の技術的な説明は紙幅の制約から大幅に簡略化している。この分野における包括的なサーベイとしては粕谷 [1994]、堀 [1996]、Greene [1997b]等を参照。

以上をまとめると、 ξ^B における生産の総体的な費用非効率性の程度は（図表 19）のノーテーションを用いれば、 $(O_{\xi^D} / O_{\xi^A}) \diamond (O_{\xi^A} / O_{\xi^B}) = O_{\xi^D} / O_{\xi^B}$ で示される。各企業が費用最小化の下で効率的な要素配分を実現しているとするれば、費用フロンティアからの乖離によって各企業の費用非効率性が計測されることになる。

（３）費用非効率性の推計方法について

前節でみたように費用の最小化を実現する費用フロンティアからの乖離が費用非効率性の程度であるから、その実証分析に際しては、企業の費用関数を推計し、個別企業毎にフロンティアからの乖離を算出、から統計的な測定誤差の影響を控除、という一連の手続きが必要となる。

費用関数の推計方法としては、費用関数の特定化を必要としない数理計画法による DEA (data envelopment analysis) と、費用関数を特定化してそのパラメータを推計する一般的な方法 (parametric estimation model) とがある。後者はさらに決定論的モデルと確率論的モデルとに大別される。本稿では費用関数をパラメトリックに推計し、確率論的モデルによって費用効率性を計測する。その際、最も推計が容易であり、かつ推計に際して誤差項に特定の仮定を置く必要がないパネル・データを利用した within(fixed effects)推計法を採用する。各企業の fixed effect が時間を通じて一定であると仮定すれば、それは各企業毎の平均値からの乖離をとる within 変換の過程で消去されるので、within 推計結果から算出された推定定数項は費用非効率性と全企業共通の定数項との和から成っている。このとき各企業の推定定数項とそのサンプル最大値からの乖離を計算することにより、最も効率的な企業の非効率性を 0 とした各企業の相対的な非効率性が算出できる⁴⁴。

費用関数としては以下の一般的なトランスログ型費用関数（20）式を用いる⁴⁵。

$$\begin{aligned} \ln PC = & a_0 + a_1 \cdot \ln P_L + a_2 \cdot \ln P_K + a_3 \cdot \ln P_F + b_1 \cdot \ln Q_1 + b_2 \cdot \ln Q_2 \\ & + \frac{1}{2} a_{11} \cdot (\ln P_L)^2 + a_{12} \cdot \ln P_L \cdot \ln P_K + a_{13} \cdot \ln P_L \cdot \ln P_F + \frac{1}{2} a_{22} \cdot (\ln P_K)^2 + a_{23} \cdot \ln P_K \cdot \ln P_F \\ & + \frac{1}{2} a_{33} \cdot (\ln P_F)^2 + \frac{1}{2} b_{11} \cdot (\ln Q_1)^2 + b_{12} \cdot \ln Q_1 \cdot \ln Q_2 + \frac{1}{2} b_{22} \cdot (\ln Q_2)^2 \\ & + g_{11} \cdot \ln P_L \cdot \ln Q_1 + g_{12} \cdot \ln P_L \cdot \ln Q_2 + g_{13} \cdot \ln P_K \cdot \ln Q_1 + g_{14} \cdot \ln P_K \cdot \ln Q_2 \\ & + g_{21} \cdot \ln P_F \cdot \ln Q_1 + g_{22} \cdot \ln P_F \cdot \ln Q_2 + e \end{aligned} \quad (20)$$

ここで PC は銀行の生産コストであり、 Q_1 、 Q_2 は生産物水準、 P_L 、 P_K 、 P_F はそれぞれ労働、資本財、資金の単位当たり価格である。また右辺の説明変数は全て全サンプル平均値からの乖離をとって標準化した数値を用いる。これはトランスログ型関数の近似点を平均値に設定していることを意味する。

⁴⁴

このように算出された費用非効率性は、業務内容や立地条件等の違いに起因する非効率性を含んでいる可能性がある。したがって、測定対象はできる限りこれらに違いのない同質なサンプルであることが望ましい。本章の分析が都銀のみを対象としているのもそのためである。

⁴⁵

この（20）式にはトランスログ型費用関数に要請される交差項の対称性の制約が既に組み込まれている。

この(20)式を直接推計することも可能だが、実際の推計に当たっては、シェパードの補題を用いて(20)式から以下の3本のコスト・シェア方程式を導き、(ワルラス法則からうち1本を省いて)(20)式との連立方程式体系化してSUR(seemingly unrelated regression)推計を行うことが多い。これは推計パラメータ数の多いトランスログ型関数の単一方程式推計につきまとう多重共線性の発生を多少なりとも抑制することが期待できるためである。

$$SL = a_1 + a_{11} \cdot \ln P_L + a_{12} \cdot \ln P_K + a_{13} \cdot \ln P_F + g_{11} \cdot \ln Q_1 + g_{12} \cdot \ln Q_2 \quad (21)$$

$$SK = a_2 + a_{12} \cdot \ln P_L + a_{22} \cdot \ln P_K + a_{23} \cdot \ln P_F + g_{12} \cdot \ln Q_1 + g_{22} \cdot \ln Q_2 \quad (22)$$

$$SF = a_3 + a_{13} \cdot \ln P_L + a_{23} \cdot \ln P_K + a_{33} \cdot \ln P_F + g_{31} \cdot \ln Q_1 + g_{32} \cdot \ln Q_2 \quad (23)$$

ここでSL、SK、SFはそれぞれ労働、資本財、資金のコスト・シェアである。

(4) トータル・エコノミック・コストの概念

通常、銀行の生産費用としては経常費用(またはその近似としての労働、資本財、資金各費用の合計)が採用される。本稿では、こうした一般的な生産費用の定義(production cost、PC)に加え、経済的付加価値(economic value added、EVA)の概念を導入し、株主資本の機会コストをも明示的に生産費用に取り込んだ総体的経済費用(total economic cost、TC)の分析を行う。

TCの算出過程について以下、簡単に説明しておこう⁴⁶。

まず、t期におけるb銀行の資本コスト率(株主の要求収益率)を r_{bt} とする。CAPMの概念を用いると、この r_{bt} はb銀行株式の対市場ベータ値 β_b の関数として、

$$r_{bt} = r_{ft} + \beta_b (r_{mt} - r_{ft}) \quad (24)$$

のように書ける。ここで r_{ft} は無リスク利子率、 r_{mt} は市場ポートフォリオの投資収益率である。

(24)式は、株主が株式投資を行うに当たって最低でも(無リスク利子率にプラスアルファした株式市場投資収益率)に個別企業への株式投資のリスク β_b を乗じただけの収益率を要求することを意味している。

このときTCは

$$TC = PC + r_{bt} \cdot MV_{b,t-1} \quad (25)$$

で表される。ただし、 $MV_{b,t-1}$ はt-1期におけるb銀行の時価総額である。

さらに、株主資本の調達コストを取り込んだことにより資金調達コストの単位当たり価格 P_F の計算式は、

$$P'_F = (FC + r_{bt} \cdot MV_{b,t-1}) / (FUND + MV_{b,t-1}) \quad (26)$$

のように書き換えられる。ただし、FCは通常のコスト分析で用いられる資金調達コスト、FUNDは銀行の株式以外の形による資金調達額(預金、CD等)を示す。

(5) 変数の定義、データ出所等について

本章の分析は費用関数推定の理論あるいは技術面には重きを置いていないので、この分野におけるごく一般的な方法にしたがって、以下のように変数を定義した。

まず、生産物としては収益をとり、 Q_1 を貸出金収益、 Q_2 をそれ以外の収益とした。各投入要素の単位当たり価格の定義は以下の通りである。

⁴⁶

以下の説明は基本的にClark[1996]に依拠している。またEVA概念の簡略なサーベイに安達[1997]がある。

$P_L = (\text{人件費} + \text{役員賞与}) / \text{期末役職員数}$

$P_K = \text{物件費} / \text{期末動産不動産残高}$

$P_F = \text{資金調達費} / (\text{預金} + \text{CD} + \text{借入金} + \text{債券}^{47}、\text{期末残高ベース})$

また被説明変数となる経常費用は、上記投入要素価格算出式の分子の合計額である。

データは全国銀行協会連合会編『全国銀行財務諸表分析（各年版）』から入手し、一部を各行の有価証券報告書および日経 NEEDS-COMPANY の金融機関財務データベースから得たデータで補完している。

TC 算出に必要な株式投資収益率は日本証券経済研究所編『株式投資収益率（各年版）』のデータを用いた。市場の投資収益率は東証 1 部買い替え型加重平均（投資期間 10 年）の年率データとし、は決算期前 36 ヶ月の市場および個別行の月次投資収益率から算出した⁴⁸。

対象行は都銀 9 行（第一勧業、富士、旧三菱、三和、住友、大和、東海、北海道拓殖、旧東京）とし、対象期間は 89 年 3 月期～96 年 3 月期までとした。さくら、あさひの 2 行は対象期間中に大規模な合併を行っていることからサンプルから除外した。

なお、価格表示データは全て GDP デフレーターを用いて実質化している。

（6）計測結果とその解釈

PC、TC とも（20）式の単独推定、（20）～（22）式の連立 SUR 推定の双方を行った。その際、トランスログ型費用関数に要請される種々の制約のうち、（20）式に組み込まれていない制約を付した制約も併行して行った。その結果、どちらの推定についても、制約を付加せずに連立 SUR 推定を行ったケースが最も安定的な推計結果を得られたので、（図表 20）にはそれらの推計結果のみを示している。

推計結果は必ずしも理想的なものではないが、少なくとも限界費用が正という基本的な制約は満たされており、とくに多重共線性の影響も見受けられないので、推計結果からの費用非効率性算出が許されるように思われる⁴⁹。むしろ、わずか 72 個のサンプルで 20 個近いパラメータの推計を行っていることを考えるとかなり良好な推定結果ともいえ、within 推定法の優位性を示しているといえよう。

（図表 21）は PC と TC の双方について、推定結果から算出された「最も効率的な企業を基準とした相対的な費用非効率性」を指数変換し、平均値と標準偏差を算出したものである。われわれが計測したのは対数変換した費用関数であったから、指数変換することにより、この数値は「最も効率的な企業を 1 とした場合に、どれほど余分な費用がかかっているかの乗数」を示すことに

⁴⁷

債券発行が考慮されるのは旧東京銀行のみである。

⁴⁸

市場投資収益率は暦年ベースであり、銀行の決算期は 3 月であるから 3 ヶ月のずれが発生するが、この差は投資期間 10 年の下ではほぼネグリジブルであると考えられる。また旧東京銀行については 96 年 1～3 月の株式投資収益率が得られなかったため、同行の 96 年 3 月期の値は 95 年 12 月までのデータによって算出されている。

⁴⁹

他の推計結果では一部に多重共線性の影響がみられ、異常な推計値が得られるケースがあった。ただし、全ての推計結果を基に費用非効率性を機械的に算出したところ推計方法による差はあまりみられず、効率性順位を用いて算出したスピアマン順位相関係数も 0.83～1 の高い数値を示した。したがって、推計方法の違いによる差は、費用非効率性に限定すれば絶対的な数値においても相対順位的にも概ねネグリジブルであると考えられる。

なる。

まず、PC については対象 9 行の平均的な費用非効率性は 1.224 (標準偏差 0.375) である。これは最も効率的な銀行を基準にした場合、対象 9 行全体で 22.4%の余分なコストが発生していることを意味する。この数値を過去の実証研究と比較すると、粕谷 [1994] (対象都銀 13 行、80 ~ 86 年度) の 1.048 (標準偏差 0.036) よりはかなり高く、経済企画庁 [1997] (対象都銀・地銀 75 行、93 ~ 95 年度) の 1.22 とはほぼ等しい。ただし、われわれの推計においても効率性上位 5 行の平均非効率性は 1.024 (標準偏差 0.014) にとどまっており、平均的非効率性が効率性下位行 (とりわけ 2 標準偏差以上離れたアウトライヤー 1 行) の影響によって大きく下振れしていることがわかる。粕谷 [1994] の推計結果と考え合わせると、80 年代半ば以降の銀行を巡る環境変化 (競争激化) が効率性上位行と下位行との間で効率性格差を拡大したという本章の仮説と整合的な結論が得られるように思われる⁵⁰。

一方、TC については対象 9 行の平均非効率性が 1.769 (標準偏差 1.344) となり、株主資本コストを明示的に考慮すると銀行の平均的な費用効率性が大きく低下することを示している。このことは、銀行は株主からみて望ましい費用最小化を行っていないことを示唆している。わが国企業の経営者は株主の機会コストに対する配慮が全くといっていいほど欠けているとしばしば指摘されるが、以上の推計結果は銀行もそうした批判の例外ではあり得ないことを示している。ただし、ここでも効率性上位 5 行の平均的な費用非効率性は 1.043 (標準偏差 0.022) と、PC のケースとの差はネグリジブルであって、TC における費用効率性の大幅な格差拡大がもっぱら効率性下位行の脱落 (効率性悪化) によるものであることを示している。なお、TC 推計における費用効率性の順位には PC 推計と比べ細かな順位の上下があるが、順位の異動は上位 5 行に限定されており、アウトライヤー 1 行を含め下位 4 行の順位は PC 推計のケースと全く同一であった。

株主資本コストを考慮した場合に効率性下位行の費用効率性がとくに大幅に低下するのはなぜであろうか。考えられる仮説の 1 つは、効率性下位行がよりリスクの高い経営行動にシフトすることによって自行の経営効率性上昇を狙ったというものである。このとき、行動シフトによる追加的な費用発生がなく、預金等による資金調達コストにも変化がないと仮定すれば、PC で測った費用効率性は改善する可能性がある。しかし株主がこうした経営リスクの上昇を察知して株式を売却すれば、株式の値が上昇して株主本調達コストが上昇し、TC で測った費用効率性は却って悪化するという因果関係が想定できる。もう 1 つの仮説は、株主よりも先に預金者が経営リスク上昇を察知して預金を引き出し、結果的に銀行の資金源泉の中で相対的にコストの高い株主資本の比重が高まったという解釈である。こうした仮説の妥当性に関してはより実態に即した分析の積み上げを待つ必要があるが、TC における費用効率性格差の拡大は、費用効率性と銀行の業務選択行動との間に密接な関係があることを強く示唆しているように思われる。

(6) 小括

本章では、80 年代以降の金融自由化・規制緩和の進行が競争環境激化を通じて、銀行業の効率性にどのような影響を与えているか、という問題意識に立って、90 年代以降の都銀 9 行の財務デ

⁵⁰

厳密には、本章の分析と同じ対象行の 80 年代中盤以前のデータを用いて同様の推計を行い、結果を比較対照する必要がある。今後の課題としたい。

ータに基づきその費用効率性を計測した。その結果、従来の計測結果と比較して効率性上位行の費用効率性にはほとんど変化はみられなかったが、効率性下位行が脱落する形で上位・下位行間の費用効率性格差が大きく拡大していることが明らかとなった。これは、銀行業を巡る競争の激化が銀行業全体の効率性を上昇させるというよりは、上位行と下位行の格差を拡大する方向に働くという本章の仮説と整合的な結果といえる。

本章のもう1つのファクト・ファインディングは、株主資本の機会コストを明示的に取り込んだ場合、銀行業の平均的な費用非効率性が増大し、とりわけ下位行の費用効率性が著しく悪化することである。仮説の段階ではあるが、このことは費用効率性で劣後する銀行がよりリスクな経営行動へシフトするという因果関係を示唆している。

われわれは第3ステップにおける分析結果を通じて、金融システム危機対策としての公的資金導入においては不良債権の買い取りよりも自己資本の注入の方が有効であるとの暫定的な結論を導いた。しかし、本章の考察結果はこれらとやや対立的である。費用効率性の劣後がリスクな経営行動選択を通じて不良債権の発生に直結しているとすれば、経営危機に陥った銀行に対する公的資金による自己資本の注入は、非効率な経営への事後的な補助金に他ならない。加えてこれら銀行は相対的に早いペースで経営効率改善を行わなければならないから、自己資本増による貸出促進効果はその分だけ相殺されることが容易に想像される。いずれにせよ、経営危機銀行への資本注入は望ましい方策とはいえず、緊急的な「貸し渋り対策」としても、より費用効率性の高い銀行を対象とする方が望ましいという結論に帰着することになる。

9. 企業金融の将来像とリレーションシップ・レンディング

(1) 金融制度改革は想像以上のペースで進行する

われわれは冒頭で、金融制度改革を巡る2つの主張（「改革派」と「現体制護持派」）を紹介し、その時点では双方に主張に対する優劣の評価を留保した。しかし、過去4ステップの分析を経て、今や「護持派」の旗色が決定的に悪化したことは否定できないように思われる。

われわれはかつて、わが国経済が弱小部門と成長部門が混在する「トゥー・セクター経済」から均質な「ワン・セクター経済」へ回帰しつつあることを主張し、人為的な資源配分システムの意義が薄れ、市場メカニズムに基づく資源配分システムの導入が必要であることを主張した⁵¹。こうした「市場メカニズム」の導入には自由化・規制緩和の進展が不可欠であるが、そのことは規制のレント縮小を通じて、リレーションシップ・レンディングの中核を占めるメインバンクを疲弊させ、その機能低下を招いた。従来型の企業金融システムはその機能を大幅に低下させ、そのことがまた現システムへの信認を低下させるという悪循環に陥っている。本稿の分析結果にしたがう限り、われわれは「最後の貸し手」機能の前提となるメインバンク経営の絶対的な安定性が、相当な部分で規制のレントによって支えられていたという解釈に傾かざるを得ない。

現下の金融システム危機が下向きの景気循環過程によって増幅されていることは明らかであり、景気循環終了後は、多くの金融機関が経営の健全性を回復するであろう。しかし、そのことは従来のようなメインバンク機能の復活を意味しない。かつてのような、金融機関の競争制限、

⁵¹

新美[1996]。なお、このワン(トゥー)・セクター経済という用語法は寺西[1995]に依拠したものである。

日銀・大蔵省による経営介入、資本市場機能の制限、等の公的なレントの付与は「市場メカニズムの重視」という改革の基本精神と対立し、その再現は不可能と考えられる⁵²。最もその必要が高まる不況期にメインバンクからの保険提供期待を裏切られた企業は、もはや好況期におけるメインバンクへの保険料支払いを容認しないだろう。このような企業金融を巡る環境変化は、企業と銀行双方の経営行動を従来とは180度逆の方向に変化させる可能性が高い。金融制度改革はわれわれが想像し、あるいは主張する以上に早いペースで進展するように思われる。

(2) 「漸進的改革」は中長期的な金融システムの安定性を保証しない

にもかかわらず、「漸進的な制度改革」を訴える識者が少なくないのは、改革が「痛み」を伴うからである。一般に制度・システムには「相互補完性」が存在し、ある1つのシステムが他に先行して異なる状況に移行しようとした場合、他のシステムとの間で深刻なコンフリクトが発生する(それゆえにあるトータル・システムが成立すると、サブ・システムにおいて均衡の移動が発生しても中長期的には旧態への復帰を強いられ、したがってトータル・システムは安定的となる)。

とはいえ、「相互補完性」の存在が常に現制度・システムの安定を保証するわけではない。1つのシステムで不可逆的な均衡の移動が発生した場合、「相互補完性」の存在は逆に他の全てのシステムにおける暴力的な均衡の移動をもたらす可能性がある。われわれはその一例として、戦時経済下における「1940年体制」の構築過程を想起することができる。経済システムの改革に際し、奥野(藤原)[1993]が「システム構成者の一斉協調的な行動」の必要性を強調するのはまさにこうした点に由来する。逆に、「痛み」を抑えるために改革に時間的猶予を与えることは、将来的には暴力的なシステム移動をもたらしかねない点できわめて稚拙な手段であるように思われる。

現下の金融システム危機に対し、緊急避難的に現システム維持のための施策が採られることは否定しないが、同時に中長期的な金融システム構築ビジョンを提示し、その実現に向けた方策を可能な限り織り込んでいくべきである。例えば「貸し渋り」対策としても、銀行への自己資本注入や不良債権買い取り等の間接金融への支援策だけではなく、代替的な資金調達市場である資本市場に対する大胆な振興策がもっと真剣に論議されていい。

(3) リレーションシップ・レンディング維持のカギはデリバティブ分野の競争力

仮にわれわれのシナリオに沿って、近未来の企業金融システムが間接金融・直接金融がほどよくミックスされた形に変化し、企業金融における企業の主導性がより高まるというケースを想定した場合、リレーションシップ・レンディングはもはや維持し得ない存在となり、わが国金融システムは英米型モデルのカーボン・コピーとなるのであろうか。

ここまでのステップで確認したような、メインバンクの諸機能とりわけ保険提供機能の低下を考えれば、長期金融分野では銀行の役割が直接金融、とりわけ社債市場によって代替されて行く方向性は否定できない。保険機能、とりわけ企業のビジネス・リスクに対する保険提供までを考えた場合、メインバンク機能の維持・強化はきわめて困難である。さらにメインバンクによる情

52

このことはわが国における将来的なメインバンク制の再生産のみならず、途上国等における将来的な金融制度の構築に関する論議についても当てはまる。今後、いかなる国家においても市場メカニズムを制約するような金融システムの導入が是とされることは考え難いからである。

報生産の独占は、長期金融分野の直接金融化が進んだ場合、情報の対称性確保という公開市場取引の大原則と対立する懸念もある。メインバンク制は歴史的使命を終えたと考えるべきであろう。

しかし、われわれは、現状の金融システムを破壊し、英米型のシステムを無批判に導入（模倣）することがベストの選択であるという主張にも与し得ない。近未来の金融システム設計に際して、「市場メカニズム重視」という大原則に抵触しない限り、現行システムの利点を導入することは十分に可能である。

例えば、短期金融分野では銀行の情報生産能力は未だかなりの優位性を維持しているように思われる。企業にとっても短期金融分野で特定の銀行と密接なリレーションシップを結び、効率的な情報生産を図る選択肢はあり得るだろう。こうした短期金融分野における銀行の優位性を将来に亘って維持するためには、その短期的なリスク・シェアリング機能の強化、具体的には短期利子率変動リスクを銀行がどのように吸収し、リスク回避的な企業に安定的な資金供給を図るか、が重要な課題となるように思われる。いうまでもなく、これは金融工学分野、具体的にはデリバティブ等の金融商品開発力と密接に関わる問題である。近未来の銀行業の成長経路が、こうした新金融商品を中心とした産業としての発展にあることは確実のように思われる。またそのことが近未来の企業金融において、企業＝銀行間のリレーションシップ・レンディングを維持し、そのメリットを享受し得る前提となるように思われる⁵³。

（1998年1月12日）

（niimi@ird.jri.co.jp）

参考文献

- 安達智彦 [1997] 「金融グローバル化と投資尺度」QUICK 総合研究所『QRI レポート』Vol.32
広田真一 [1989] 「日本におけるメインバンクの保険提供機能について」同志社大学『経済学論叢』、第41巻第3号
広田真一 [1994] 「日本における貸出金利の変動パターンについて - リスクシェアリングとフルコスト原理」（橘木俊詔・松浦克己編著『日本の金融：市場と組織』、日本評論社、所収）
本多佑三編 [1995] 『日本の景気 - バブルそして平成不況の動学実証分析』、有斐閣
本多佑三・河原史和・小原弘嗣 [1996] 「日本における貸し渋り」郵政省郵政研究所『郵政研究レビュー』第7号、1996年7月
堀 敬一 [1996] 「銀行業の費用構造の実証研究 - 展望」、大阪大学『大阪大学経済学』、1996年3月
堀 敬一・吉田あつし [1996] 「日本の銀行業の費用効率性」、Japanese Journal of Financial Economics, Vol.1.No.2
堀内昭義・福田慎一 [1987] 「日本のメインバンクはどのような役割を果たしたか」日本銀行金融研究所『金融研究』、第6巻第4号

53

この点でわれわれは、寺西 [1995] が主張する、短期金融市場への規制強化、デリバティブ等の新金融商品規制、あるいは金融政策のマネー・マーケット依存の是正等の政策的な手段によって、銀行に短期金融機能を維持させるという主張には与し得ない。とりわけ、デリバティブ・金融新商品を中心とした金融産業の成長経路を明確に否定する点は理解に苦しむところである。

堀内昭義・随 清遠 [1992] 「メインバンク関係の経済分析：展望」『金融経済研究』、第3号

堀内俊洋・広田真一 [1995] 「メインバンク関係は変化したか」、金融学会報告論文

池尾和人 [1985] 『日本の金融市場と組織 - 金融のミクロ経済学』、東洋経済新報社

粕谷宗久 [1994] 『日本の金融機関経営 - 範囲の経済性、非効率性、技術進歩』、東洋経済新報社

経済企画庁 [1994] 『平成6年度年次経済報告（経済白書）』

経済企画庁 [1997] 『平成9年度年次経済報告（経済白書）』

小林 広・遠藤幸彦・荻島誠治 [1992] 「企業と銀行 - 相互選別時代へ」野村総合研究所『財界観測』、1992年12月号

松岡幹裕 [1993] 「銀行の純資金利鞘からみたクレジット・クランチの可能性 - 貸出市場の競争条件の分析」大和総研『大和投資資料』、1993年3月号

松浦克己 [1994] 「企業から見たメインバンクの変更とメインバンク形態の選択：実証」郵政省郵政研究所ディスカッション・ペーパー No.1994-09

松浦克己 [1996] 「企業とメインバンクの関係」（首藤・松浦・米澤編前掲書、所収）

松浦克己 [1997] 「証券業の効率性：フロンティア生産関数の分析」日本ファイナンス学会報告論文、1997年5月

三輪芳朗 [1985] 「メインバンクとその機能」（中村隆英他編『現代日本の経済システム』、東京大学出版会、所収）

三輪芳朗 [1990] 『日本の企業と産業組織』、東京大学出版会

日本銀行調査統計局 [1991] 「近年における貸出金利の変動について - 金利自由化の下での銀行行動の一側面」、日本銀行『日本銀行月報』1991年9月号

新美一正 [1996] 「わが国企業金融システムの潮流変化と今後の方向性」日本総合研究所『Japan Research Review』1996年9月号

新美一正 [1997a] 『わが国企業金融の潮流変化に関する研究』一橋大学提出修士論文、1997年2月

新美一正 [1997b] 「わが国企業金融の潮流変化に関する研究」証券経済学会報告論文、1997年5月

新美一正 [1997c] 「ビッグバンとわが国証券業 - 競争構造変化と証券業経営の方向性」日本総合研究所『Japan Research Review』1997年10月号

翁 百合 [1992] 「クレジット・クランチ - アメリカの経験とわが国へのインプリケーション」日本総合研究所『Japan Research Review』1992年9月号

奥村 宏 [1986] 『日本の株式会社』、東洋経済新報社

奥野（藤原）正寛 [1993] 「現代日本の経済システム：その構造と変革の可能性」（岡崎哲二・奥野正寛編『現代日本経済システムの源流』、日本経済新聞社、所収）

大庭竜子・堀内昭義 [1990] 「本邦企業のメインバンク関係と設備投資行動の関係について - 理論的整理」、日本銀行金融研究所『金融研究』、第9巻第4号

佐々木一成 [1992] 「メインバンクの実証分析」日本開発銀行設備投資研究所『経済経営研究』、1992年3月

首藤 恵 [1996] 「銀行と証券会社の競争と補完」（首藤 恵・松浦克己・米澤康博著『日本の企

- 業金融 - 変化する銀行・証券の役割』、東洋経済新報社、所収)
- 寺西重郎 [1991] 『工業化と金融システム』、東洋経済新報社
- 寺西重郎 [1993] 「終戦直後における金融制度改革」(香西 泰・寺西重郎編『戦後日本の経済改革 - 市場と政府』、東京大学出版会、所収)
- 寺西重郎 [1995] 「日本型経済システムの転機と金融」、全国銀行協会連合会『金融』、1995年9月号
- 植田和男 [1993] 「日本的金融システムの変遷」(貝塚啓明・植田和男編『変革期の金融システム』、東京大学出版会、所収)
- 植田和男等 [1993] 「平成不況をいかに克服すべきか」、政策構想フォーラム、1993年12月
- 和合 肇・伴 金美 [1995] 『TSP による経済データの分析(第2版)』、東京大学出版会
- 吉川 洋・江崎 勝・池 俊廣 [1994] 「中小企業に対する銀行による「貸し渋り」について」、経済企画庁経済研究所『経済分析』政策研究の視点シリーズ1、1994年3月
- Baltagi, B.H. [1995] "Econometric Analysis of Panel Data", John Wiley and Sons
- Bernanke, B. S. and C. S. Lown [1991] "The Credit Crunch" Brookings Papers in Economic Activity, No.2
- Clark, J. A. [1996] "Economic Cost, Scale Efficiency, and Competitive Viability in Banking", Journal of Money, Credit and Banking, Aug. 1996
- Cornelli, F, R. Portes and M.E. Schaffer [1996] "The Capital Structure of Firms in Central and Eastern Europe", CEPR Discussion Paper, No.1392
- Diamond, D.W. [1991] "Monitoring and Reputation: The Choice between Bank Loan and Directly Placed Debt", Journal of Political Economy, Aug. 1991
- Farrell, M. [1957] "The Measurement of Productive Efficiency", Journal of the Royal Statistical Society, Series A. General, 120
- Greene, W.H. [1997a] "Econometric Analysis 3rd Edition", Prentice Hall
- Greene, W.H. [1997b] "Frontier Production Functions"(Pesaran, M.H. and P. Schmidt (eds)"Handbook of Applied Econometrics Vol. II(Microeconomics)", Blackwell)
- Harris, M. and A. Raviv [1991] "The Theory of Capital Structure", Journal of Finance, Mar.1991
- Honda, Y. [1996] "Some Implications of the Basle Accord", Mimeo
- Huh, C. and S.B. Kim [1994] "How Bad is the 'Bad Loan Problem' in Japan? "FRB San Francisco Weekly Letter, No.94-32
- Jensen, M.C. [1986] "Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers", American Economic Review 76
- Kawasaki, S. and J. McMillan [1987] "Design of Contracts: Evidence from Japanese Subcontracting", Journal of the Japanese and International Economies, Vol.1
- Maddala, G.S. [1992] "Introduction to Econometrics 2nd Edition" (和合 肇訳著『計量経済分析の方法(第2版)』、CAP 出版)
- Molyneux, P., J. Thornton and D. M. Lloyd-Williams [1996] "Competition and Market

Contestability in Japanese Commercial Banking”, Journal of Economics and Business, Vol.48, No.1 Feb. 1996

Peterson, M. A. and R.G. Rajan [1994] "The Benefits of Lending Relationship: Evidence from Small Business Data", Journal of Finance, Mar. 1994

Rajan, R.G. [1992] "Insiders and Outsiders: The Choice between Informed and Arm's-Length Debt", Journal of Finance, Sept.1992

Rajan, R.G. and L. Zingales [1995] "What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data" ,Journal of Finance,Vol.50 No.5

(図表 1) 主要利子率間の記述統計

	1980 年 1 月 ~ 85 年 12 月		86 年 1 月 ~ 91 年 12 月		92 年 1 月 ~ 97 年 8 月	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
コールレート	7.376	1.820	5.250	1.702	2.040	1.557
CD	7.545	1.698	5.685	1.457	2.073	1.487
債券	7.458	0.632	5.579	1.000	3.249	1.235
(規制)定期預金	6.045	0.726	4.389	1.042	-	-
規制金利預金	4.771	0.521	4.024	0.637	1.856	1.509
自由金利定期	-	-	-	-	1.972	1.392
平均調達	5.409	0.518	3.313	0.689	1.238	0.889
平均貸出	7.140	0.773	5.831	1.145	3.875	1.314
平均新規貸出	6.814	0.990	5.548	1.484	3.453	1.365

(資料) 「付論」参照。

(注 1) 単位 : %。

(注 2) 規制金利預金利子率は、(規制金利) 定期預金、普通預金、当座預金 (利子率 0) の各利子率の残高加重平均値。ただし、93 年 6 月以降、(規制金利) 定期預金利子率は、自由金利定期預金 (預入額 300 万円未満) のデータを採用。

(図表2) 主要利子率間の相関行列

1980年1月～85年12月

	コール	C D	債券	(規制)定期	規制預金	平均調達	平均貸出	新規貸出
コール	1.000							
C D	0.980	1.000						
債券	0.705	0.697	1.000					
(規制)定期	0.928	0.913	0.808	1.000				
規制預金	0.637	0.596	0.709	0.831	1.000			
平均調達	0.707	0.677	0.739	0.876	0.986	1.000		
平均貸出	0.877	0.846	0.889	0.964	0.870	0.900	1.000	
新規貸出	0.927	0.907	0.848	0.978	0.831	0.871	0.987	1.000

1986年1月～91年12月

	コール	C D	債券	(規制)定期	規制預金	平均調達	平均貸出	新規貸出
コール	1.000							
C D	0.987	1.000						
債券	0.936	0.940	1.000					
(規制)定期	0.969	0.950	0.951	1.000				
規制預金	0.650	0.589	0.710	0.772	1.000			
平均調達	0.853	0.818	0.885	0.908	0.921	1.000		
平均貸出	0.955	0.930	0.930	0.983	0.775	0.890	1.000	
新規貸出	0.975	0.962	0.942	0.985	0.708	0.862	0.991	1.000

1992 年 1 月～97 年 8 月

	コール	C D	債券	規制預金	自由定期	平均調達	平均貸出	新規貸出
コール	1.000							
C D	0.999	1.000						
債券	0.947	0.957	1.000					
規制預金	0.986	0.989	0.963	1.000				
自由定期	0.998	1.000	0.958	0.991	1.000			
平均調達	0.996	0.995	0.939	0.985	0.996	1.000		
平均貸出	0.991	0.991	0.939	0.982	0.991	0.995	1.000	
新規貸出	0.996	0.996	0.950	0.988	0.997	0.997	0.997	1.000

(資料)「付論」参照。

(図表 3) ディッキー・フラー・テスト結果 (要約)

	DF の 値	P 値	最適なラグ期
AC _t	3.444	0.046	6
RCALL _t	2.921	0.156	6
NAL _t	2.366	0.398	6

(注 1) 以下のモデルのパラメータ の帰無仮説の 検定結果。

$$\Delta y_t = m + b \cdot Trend - f \cdot y_{t-1} + f_j \cdot \sum_{i=2}^J y_{t-i} + e_t$$

(注 2) 最適なラグ期 J は最長 6 期まで測定を行い、SBIC 基準で決定した。

(図表 4) Engle-Granger テスト結果 (要約)

DF の 値	P 値	最適なラグ期
2.913	0.477	2

(注 1) 共和分回帰の推定残差にに関するディッキー・フラー
検定結果。

(注 2) 最適なラグ期は最長 6 期まで測定を行い、SBIC 基準で決定した。

(図表5) 「新暗黙の保険契約モデル」の推計結果

	全期間(80.1～97.8)		80.1～89.12	90.1～97.8
	1期ラグ	2期ラグ	1期ラグ	2期ラグ
0	0.009 (0.985)	0.006 (0.651)	0.003 (0.274)	0.007 (0.568)
11	0.405 (4.697)***	0.308 (3.293)***	0.254 (2.515)**	0.931 (5.184)***
12	-	0.249 (2.898)***	-	-
21	0.203 (7.592)***	0.183 (6.722)***	0.210 (7.161)***	0.107 (1.490)
22	-	0.028 (0.959)	-	-
Adj-R ²	0.365	0.392	0.385	0.385
SBIC	4.083	4.085	3.998	4.200
D.W.	1.792	1.680	1.723	2.067

(注) () 内は t 値。***、**、* は有意水準 1%、5%、10%をそれぞれ表す。なお、特記がある場合を除き、有意水準を示す記号のノーテーションは、以下本稿を通じて共通である。

(図表 6) 利子率転嫁率モデルの推計結果

0	1	2	3	4	Adj-R ²	D.W.
0.024 (4.253)***	0.339 (3.401)***	1.334 (8.165)***	0.125 (0.649)	0.628 (4.639)***	0.684	1.339

(注) シラー・ラグを採用。

(図表 7) Panzar=Rosse の H 統計量の推計結果

89 年 3 月期 ~ 91 年 3 月期

P _L	P _K	P _F	AST	BR	R ²
0.315 (0.588)	0.160 (1.286)	0.646 (9.458)***	0.804 (7.104)***	0.754 (1.720)*	0.950

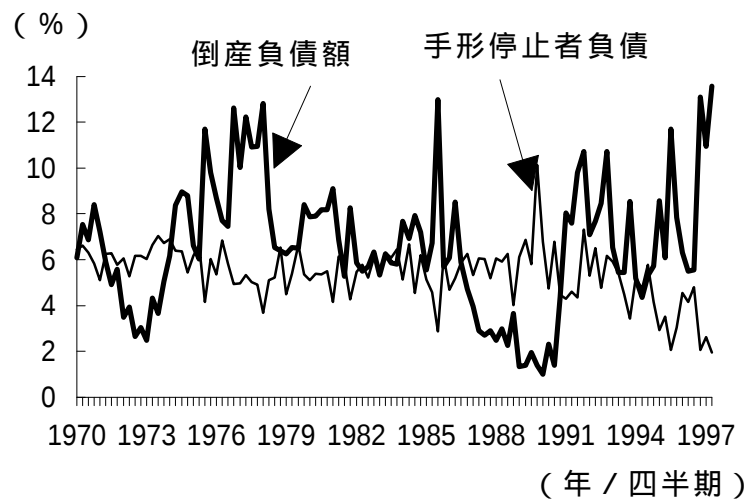
H=0.171 H₀ : H=0 Wald 統計量 0.12、 H₀ : H=1 Wald 統計量 2.91*

94 年 3 月期 ~ 96 年 3 月期

P _L	P _K	P _F	AST	BR	R ²
0.339 (1.655)	0.142 (2.612)**	0.125 (4.645)***	0.385 (1.749)*	0.088 (0.481)	0.480

H=0.606 H₀ : H=0 Wald 統計量 8.04***、 H₀ : H=1 Wald 統計量 3.39*

(図表 8) 不良債権比率の代理変数の時系列推移



(注) それぞれの比率の算出式、原データの出所等は本文および
(注 28) を参照。

(図表 9) ディッキー・フラー・テスト結果 (要約)

	DF の 値	P 値	最適なラグ期
L_t	1.099	1.000	6
y_t	0.302	0.989	9
N_t	2.190	0.496	3
P_t	6.009	0.000	10

(注 1) 以下のモデルのパラメータ の帰無仮説の 検定結果。

$$\Delta y_t = m + b \cdot Trend - f \cdot y_{t-1} + f_j \cdot \sum_{i=2}^J y_{t-i} + e_t$$

(注 2) 最適なラグ期 J は最長 10 期まで測定を行い、SBIC 基準で決定した。

(図表 10) Engle-Granger テスト結果 (要約)

DF の 値	P 値	最適なラグ期
2.093	0.932	6

(注 1) 共和分回帰の推定残差に関するディッキー・フラー
検定結果。

(注 2) 最適なラグ期は最長 10 期まで測定を行い、SBIC 基準で決定した。

(図表 11) 「貸し渋り」のマクロ・データ推計結果

	推計値	t 値
定数項	0.034	2.328**
Time-trend	0.0003	2.986***
Q_2	0.009	0.331
Q_3	0.012	0.988
Q_4	0.011	1.164
K_{t-1}	0.129	1.777*
L_{t-1}	0.102	0.987
y_{t-1}	0.025	0.225
N_{t-1}	0.0007	0.909
P_{t-1}	0.044	0.359
Adj-R ²	0.493	
D.W.	2.014	

(図表 12) 「貸し渋り」のマイクロ・データ推計結果
(ケース) 日本信託銀行をサンプルから除外したケース

(イ)94 年 3 月期 (plain-OLS)

定数項	$K_{i,j-2}$	$M_{i,j-2}$	R^2
0.518 (0.050)	0.199 (0.176)	0.776 (1.655)	0.142

(ロ)94 年 3 月期～94 年 9 月期 (plain-OLS)

定数項	$K_{i,j-2}$	$M_{i,j-2}$	R^2
6.330 (1.141)	0.811 (1.398)	0.725 (2.135)**	0.131

(ハ)94 年 3 月期～95 年 3 月期 (plain-OLS)

定数項	$K_{i,j-2}$	$M_{i,j-2}$	R^2
7.562 (1.551)	0.639 (1.263)	0.071 (0.654)	0.041

(ニ)94 年 3 月期～95 年 9 月期 (random effects)

定数項	$K_{i,j-2}$	$M_{i,j-2}$	R^2
7.371 (1.454)	0.735 (1.492)	0.054 (0.500)	0.034

(ホ)94 年 3 月期～96 年 3 月期 (random effects)

定数項	$K_{i,j-2}$	$M_{i,j-2}$	R^2
10.292 (1.912)*	1.134 (2.073)**	0.004 (0.029)	0.049

(ヘ)94 年 3 月期～96 年 9 月期 (random effects)

定数項	$K_{i,j-2}$	$M_{i,j-2}$	TM-Dummy	R^2
16.226 (2.778)***	1.783 (2.962)***	0.092 (0.657)	0.610 (0.179)	0.079

(ト)94 年 3 月期～97 年 3 月期 (random effects)

定数項	$K_{i,j-2}$	$M_{i,j-2}$	TM-Dummy	R^2
15.281 (3.058)***	1.738 (3.331)***	0.173 (1.282)	0.580 (0.233)	0.090

(ケース) 日本信託銀行をサンプルに含めたケース

(イ)94 年 3 月期 (plain-OLS)

定数項	$K_{i,j-2}$	$M_{i,j-2}$	R^2
24.216 (1.565)	2.814 (1.677)	0.912 (1.196)	0.161

(ロ)94 年 3 月期 ~ 94 年 9 月期 (plain-OLS)

定数項	$K_{i,j-2}$	$M_{i,j-2}$	R^2
22.458 (2.832)***	2.553 (3.097)***	0.788 (1.479)	0.211

(ハ)94 年 3 月期 ~ 95 年 3 月期 (plain-OLS)

定数項	$K_{i,j-2}$	$M_{i,j-2}$	R^2
24.839 (2.689)***	2.397 (2.510)**	0.298 (1.385)	0.142

(ニ)94 年 3 月期 ~ 95 年 9 月期 (random effects)

定数項	$K_{i,j-2}$	$M_{i,j-2}$	R^2
23.853 (2.574)***	2.326 (2.488)**	0.488 (2.353)**	0.146

(ホ)94 年 3 月期 ~ 96 年 3 月期 (random effects)

定数項	$K_{i,j-2}$	$M_{i,j-2}$	R^2
25.834 (3.271)***	2.626 (3.206)***	0.478 (2.499)**	0.182

(ヘ)94 年 3 月期 ~ 96 年 9 月期 (random effects)

定数項	$K_{i,j-2}$	$M_{i,j-2}$	TM-Dummy	R^2
30.718 (4.189)***	3.166 (4.124)***	0.369 (2.005)**	0.122 (0.025)	0.196

(ト)94 年 3 月期 ~ 97 年 3 月期 (random effects)

定数項	$K_{i,j-2}$	$M_{i,j-2}$	TM-Dummy	R^2
25.465 (4.079)***	2.669 (4.046)***	0.295 (1.733)*	0.052 (0.015)	0.163

(図表 13) 総レバレッジの決定要因

	全期間	前半期	後半期
(イ)資産額対数値	0.363 (1.247)	0.384 (1.191)	1.291 (1.201)
(ロ)資産額成長率	0.009 (1.761)*	0.005 (1.186)	0.018 (1.523)
(ハ)総資産純利益率	0.116 (6.634)***	0.071 (4.438)***	0.092 (2.400)**
(ニ)流動負債比率	0.005 (0.889)	0.001 (0.254)	0.006 (0.447)
(ホ)投資有価証券比率	0.057 (3.031)***	0.037 (1.778)*	0.098 (1.635)
(ヘ)10 大株主保有比率	0.025 (1.553)	0.035 (2.510)**	0.147 (2.707)***
(ト)役員持ち株比率	0.049 (1.077)	0.004 (0.074)	0.154 (0.811)
定数項	-	-	-
R ²	0.029	0.035	0.027
推計モデル	fixed effects	fixed effects	fixed effects

(図表 14) 銀行レバレッジの決定要因

	全期間	前半期	後半期
(イ)資産額対数値	0.012 (0.131)	0.270 (1.779)*	1.495 (1.807)*
(ロ)資産額成長率	0.002 (0.443)	0.001 (0.630)	0.003 (0.344)
(ハ)総資産純利益率	0.101 (8.600)***	0.055 (7.366)***	0.052 (1.773)*
(ニ)流動負債比率	0.011 (3.182)***	0.006 (2.779)***	0.005 (0.559)
(ホ)投資有価証券比率	0.041 (3.890)***	0.015 (1.559)	0.068 (1.477)
(ヘ)10 大株主保有比率	0.006 (0.886)	0.019 (2.932)***	0.125 (3.008)***
(ト)役員持ち株比率	0.027 (1.337)	0.004 (0.164)	0.096 (0.654)
定数項	0.630 (0.764)	-	-
R ²	0.113	0.089	0.037
推計モデル	random effects	fixed effects	fixed effects

(図表 15) 長期銀行レバレッジの決定要因

	全期間	前半期	後半期
(イ)資産額対数値	0.0002 (0.005)	0.135 (1.460)	0.505 (1.620)
(ロ)資産額成長率	0.019 (1.292)	0.0005 (0.411)	0.001 (0.413)
(ハ)総資産純利益率	0.035 (7.122)***	0.019 (4.276)***	0.023 (2.070)**
(ニ)流動負債比率	0.001 (0.519)	0.0001 (0.096)	0.004 (1.098)
(ホ)投資有価証券比率	0.016 (3.451)***	0.006 (1.006)	0.022 (1.298)
(ヘ)10 大株主保有比率	0.006 (1.935)*	0.012 (3.086)***	0.042 (2.698)***
(ト)役員持ち株比率	0.013 (1.401)	0.001 (0.097)	0.032 (0.582)
定数項	0.345 (0.877)	-	-
R ²	0.033	0.044	0.036
推計モデル	random effects	fixed effects	fixed effects

(図表 16) 取引銀行順位の変更状況

取引銀行順位の変更

分類 (社数)	1985	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	回数 計	ネット 社数計
全 体 (180)	9	21	22	20	13	13	14	14	10	14	7	153	97
電 機 (60)	6	6	4	6	3	1	1	1	2	2	1	33	21
機 械 (53)	0	6	8	5	5	8	6	6	4	6	2	56	34
化 学 (67)	3	9	10	9	4	4	7	4	4	6	4	64	42

第 1 順位取引銀行の変更

分類 (社数)	1985	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	回数 計	ネット 社数計
全 体 (180)	0	0	1	3	0	0	1	0	1	0	0	6	6
電 機 (60)	0	0	1	2	0	0	0	0	0	0	0	3	3
機 械 (53)	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	1
化 学 (67)	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	2	2

(資料) 東洋経済編「会社四季報」各年夏号から作成。

(図表 17) メインバンク関係の安定性に関する過去の実証研究結果 (要約)

三輪 [1985、1990]

対象期間	変更企業数	不変更企業数	比較可能企業数	メインバンク の定義	対象企業 データベース
1973～83 (2 時点比較)	247 (33.2%)	496 (66.8%)	743 (100%)	融資第 1 順位	東証 1 部 企業系列総覧

堀内・福田 [1987]

対象期間	変更企業数	不変更企業数	比較可能企業数	メインバンク の定義	対象企業 データベース
1962～72	124 (25.9%)	355 (74.1%)	479 (100%)	融資第 1 順位	東証 1 部
1973～83	142 (21.3%)	526 (78.7%)	526 (100%)	役員派遣・持 株関係を考慮	主要金融機関 別投・融資 分析

広田 [1989]

対象期間	変更企業数	不変更企業数	比較可能企業数	メインバンク の定義	対象企業 データベース
1973～83 (2 時点比較)	247 (33.2%)	496 (66.8%)	743 (100%)	融資第 1 順位	東証 1 部 企業系列総覧

佐々木 [1992]

対象期間	メインバンク の定義	対象企業 の分類	データベース
1981～1990 (連続期間)	(イ)融資順位 (ロ)持株上位 (ハ)役員派遣	東証 1 部製造業か ら無作為抽出(122) 業績により 3 分類	開銀財務デー タバンク 企業系列総覧

類型	類型化の基準 (要件)	類型	全体	業績不振	高成長
(A)	(イ)融資順位不変 (ロ)持ち株上位 (4%以上) (ハ)役員派遣あり	(A)	19(43%)	18(50%)	10(24%)
		(B)	7(16%)	5(14%)	11(26%)
		(C)	7(16%)	2(6%)	4(10%)
(B)	(イ)及び(ロ)あるいは(ハ)	計	33(75%)	25(70%)	25(60%)
(C)	(イ)	(D)	5(11%)	2(6%)	7(17%)
(D)	(ニ)融資順位変動、及び(ロ)かつ (ハ)	(E)	3(7%)	6(16%)	9(21%)
(E)	(ニ)及び(ロ)あるいは(ハ)	(F)	3(7%)	3(8%)	1(2%)
(F)	(ニ)	計	11(25%)	11(30%)	17(40%)

堀内・随 [1992]

対象期間	メインバンク の定義	対象企業 の分類	データベース	メインバンクの 安定性
1963 年 1973 年 1983 年	(イ)融資順位 (ロ)持株上位 (ハ)役員派遣	20 年継続営業中の 企業 724 社（うち 66 社は除外）	主要金融機関 別投・融資	521 社（79%）が 3 時点で不変

松浦 [1994]

対象期間	メインバンクの 類型化	メインバンクの 安定性	対象企業
1989 ~ 91 年 (3 決算期)	(イ)メインバンク (ロ)サブ・メイン (ハ)並行メイン	281 社（14.7%）が （イ）～（ハ）の いずれかを変更	全上場企業 1,951 社 （ 除く銀行・保険 ）

堀内・広田 [1995]

対象期間	メインバンクの定義 とデータベース	メインバンクの 安定性	対象企業
1985、90 年 1980 ~ 93 年 同上	(イ)企業アンケート (ロ)会社四季報順位 (ハ)融資順位	100%安定 6%が変更 34%が変更	アンケート回答企 業 457 社中 127 社を分析対象

(図表 18) 取引銀行順位変更のオーダード・プロビット分析結果 (要約)

	1985 ~ 1995				1985 ~ 1990				1991 ~ 1995			
	全	電	機	化	全	電	機	化	全	電	機	化
資産額対数値												
流動負債比率												
固定資産比率												
投資有証比率												
総資産純利益率												
同標準偏差												
株主資本比率												
資産額成長率												
10 大株主比率												
役員持株比率												
銀行借入比率												
エクイティ・ファイナンス												

(注 1) 正で有意 , 負で有意 (共に 10%水準以下) 。

(図表 20) フロンティア費用関数の推計結果

	被説明変数 PC	t 値	被説明変数 TC	t 値
1	0.070	22.81***	0.047	17.92***
2	0.069	31.11***	0.046	27.86***
3	0.383	11.04***	0.926	18.90***
1	0.449	15.77***	0.176	3.74***
2	0.283	15.25***	0.138	3.76***
11	0.071	1.01	0.103	1.78*
12	0.003	0.08	0.027	1.00
13	0.094	3.11***	0.063	5.36***
22	0.050	1.99**	0.033	1.82*
23	0.076	3.83***	0.065	9.08***
33	0.539	1.39	0.554	2.67***
11	0.117	0.47	0.941	3.72***
12	0.005	0.03	0.418	2.32**
22	0.205	1.29	0.636	2.49**
11	0.015	0.62	0.002	0.22
12	0.004	0.26	0.005	0.71
22	0.004	0.30	0.003	0.44
31	0.085	0.29	0.139	0.80
32	0.225	0.93	0.512	2.88***
R ²	0.990		0.979	

(図表 21) 都市銀行 9 行の費用効率性の測度

	PC	TC
平均値	1.224	1.769
標準偏差	0.375	1.344
平均値*	1.024	1.043
標準偏差*	0.014	0.022

(注) * は効率性上位 5 行ベースの数値。