

IMES DISCUSSION PAPER SERIES

戦前日本における「最後の貸し手」機能と
銀行経営・銀行淘汰

おかざきてつじ
岡崎哲二

Discussion Paper No. 2006-J-15

IMES

INSTITUTE FOR MONETARY AND ECONOMIC STUDIES

BANK OF JAPAN

日本銀行金融研究所

〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30 号

日本銀行金融研究所が刊行している論文等はホームページからダウンロードできます。

<http://www.imes.boj.or.jp>

無断での転載・複製はご遠慮下さい

備考： 日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズは、金融研究所スタッフおよび外部研究者による研究成果をとりまとめたもので、学界、研究機関等、関連する方々から幅広くコメントを頂戴することを意図している。ただし、ディスカッション・ペーパーの内容や意見は、執筆者個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

戦前日本における「最後の貸し手」機能と銀行経営・銀行淘汰

おかざき 哲二^{*}
岡崎 哲二^{*}

要 旨

1920年代、日本の金融システムが不安定化した際、日本銀行（日銀）が特別融通を通じて活発に「最後の貸し手」（LLR）機能を担ったことが知られている。一方、1920年代の金融恐慌が伝染性のものでなく、合理的な銀行淘汰機能を持っていたことが明らかにされている。これらの結果は、この時期の日銀が一方で金融恐慌の伝染を有効に防止しながら、他方で過度の銀行救済に陥らなかったこと、いいかえれば、LLR融資に固有のトレード・オフに適切に対処したことを示唆している。

このような見方をふまえて本論文では、日銀の取引先となることが民間銀行の経営パフォーマンスに対して与えた効果について検討した。トリートメント効果モデルによって日銀取引先であることの内生性をコントロールした場合、日銀取引先銀行は、ポートフォリオに占める高収益率資産の比率が高く、準備率が低いことが確認された。いいかえれば、日銀との取引関係によって潜在的な流動性が確保されたことが、銀行の資産運用の可能性を広げた。ただし、そのことが収益性を高めたという効果は確認できなかった。一方、日銀との取引関係が民間銀行の破産・廃業確率を一様に引き下げる効果は見られなかった。これは、日銀が、業績の悪化した銀行の経営を、流動性供給によって支え続ける行動をとらなかったとする観察と整合的である。しかし、特に金融危機が深刻であった1930年代初めまでの時期、日銀との取引関係が、ROAと預貸率の破産・廃業確率への影響を増幅する効果を有したことが確認された。これは、金融危機の下で、日銀との取引関係が、パフォーマンスの良い銀行の存続確率を選別的に引き上げたことを意味している。

キーワード：最後の貸し手（LLR）、中央銀行、金融恐慌、銀行、金融システム

JEL classification: E58, G21, N25

^{*} 東京大学大学院経済学研究科（E-mail: okazaki@e.u-tokyo.ac.jp）

本稿は、筆者が日本銀行金融研究所客員研究員の期間に行った研究をまとめたものである。岩田一政、植田リサ、翁邦雄、鎮目雅人、白塚重典、副島豊、南條隆、服部正純、宮内篤の各氏をはじめとする同研究所セミナー参加者、および大橋弘、澤田康幸両氏から有益なコメントとご教示をいただいた。大貫摩里、大宮均の両氏には、日本銀行アーカイブ所蔵資料の閲覧にあたって、お世話になった。早川大介氏には、日銀取引先データの作成についてお世話になった。また、澤田充氏には、筆者との共同研究プロジェクトのために作成した銀行財務に関するデータ・ベースを、本論文のために使用することを認めていただいた。本稿に示されている意見は筆者個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りはすべて筆者個人に属する。

<目 次>

1 . はじめに	1
2 . 1920 年代の金融システムと日銀の LLR 機能	2
3 . 日銀による取引先選別と銀行経営、金融システム	4
4 . おわりに	8
参考文献	10

1. はじめに

Bagehot(1873)以来、多くの国々の中央銀行は「最後の貸し手」(Lender of Last Resort, LLR)として行動するようになり、中央銀行の LLR 機能に関して、多くの理論的・実証的研究が蓄積されている (Bordo 1990; Goodhart 1985; Goodhart and Huang 2005; Miron 1986 等)。LLR に関する「古典的見解」によれば、中央銀行は、流動性が不足している (illiquid) が、支払不能 (insolvent) ではない銀行が倒産することを、通常の信用供与の場合よりも高い金利を課した流動性供給によって防止するべきであるとされる (Bordo 1990, p19)。LLR が金融恐慌を防止するうえで有効であることは、多くの実証研究によって確認されている (Bordo 1990; Butkiewicz 1995; Miron 1986)。他方で、Goodhart (1985)が論じているように、中央銀行が支払不能の銀行とそうでない銀行を識別することは容易でない。そのため、LLR としての中央銀行は、金融システムの安定性と銀行のモラル・ハザードの間のトレード・オフに直面することになる (Cordella and Yayati 2003)。

日本については、1920年代、金融システムが不安定化し金融恐慌が頻発した際に、日本銀行(日銀)が特別融通を通じて活発に LLR 機能を担ったことが知られている(永廣 2000; 伊藤 2003)。一方、1927年に発生した最大の金融恐慌(昭和金融恐慌)について Yabushita and Inoue (1993)は、その下における銀行の休業確率が各銀行の収益性と負の相関があったことを明らかにした。岡崎(2002)は、1930-1935年に生じた銀行の破産・廃業について同様の結果を確認している。さらに、Okazaki, Sawada and Yokoyama (2005)は、小規模銀行について、1927-1929年における銀行休業と取付の確率が、銀行の収益性と負の、そして銀行と産業企業間の役員兼任関係と正の相関を、それぞれ持っていたことを明らかにした。これらの結果は、1920年代後半~30年代前半の金融恐慌が伝染性のものではなく、合理的な銀行淘汰機能を有していたことを示唆している。そしてそれは、戦前期の日銀が一方で金融恐慌の伝染を有効に防止しながら、他方で過度の銀行救済に陥らなかったこと、いいかえれば、日銀が上記のトレード・オフに適切に対処したことを示唆している。

これに関連する論点として、日銀による特別融通の供与の仕方がある。石井(1980)は、1920年代に日銀特別融通が一部の銀行に選別的に供給されたこと、および特別融通を得られるか否かが、不安定な金融市場において銀行が存続するための重要な条件になっていたことを強調した。石井(1980)によれば、特別融通は、すでに日銀と取引関係を有していた銀行に集中的に供与され、そして、日銀と取引関係を持っていた銀行は基本的に大規模な銀行であった。一方、白鳥(2003)は、石井(1980)が着目した特別融通に関する日銀の選別の方針は、金本位制への復帰のために通貨価値の維持をめざす政策に基づいていたと論じた。これらの文献をふまえ、岡崎(2006)では、日銀が取引先となるべき銀行をどのように選別していたかについて、日銀アーカイブ保有資料と個別銀行レベルのデータを用いて分

析した。その結果、日銀は民間銀行の取引開始に関する申請に基づいて、財務の健全性、規模、地域金融市場における地位等を考慮してその諾否を決定していたこと、銀行財務が悪化した場合、取引関係が廃止される場合が少なからずあったこと等が明らかになった。これらの事実を、上の石井(1980)の論点と統合すると、日銀は、金融恐慌の発生前に一定の基準で銀行を選別しておき、それらに特別融通を集中するという行動をとったという見方が可能である。

このような見方に基づいて、本論文では、日銀の取引先となることが民間銀行にとって持った意味について検討する。日銀が LLR を取引先銀行に集中したとすれば、日銀取引先銀行の行動とパフォーマンスには、それ以外の銀行との間で何らかの相違があると予想される。特に、日銀取引先銀行は、金融恐慌の伝染によって、自行の財務の健全性と無関係に倒産を余儀なくされる確率が小さいと考えられる。もし、このような関係が見いだされるとすれば、先行研究が示してきた銀行淘汰の合理性を、日銀の LLR 機能が支えていたという解釈がなり立ち得る。

以下、本論文は次のように構成される。第 2 節では戦前日本の銀行産業と政府・日銀による金融システムに関する政策を概観する。第 3 節では岡崎(2006)に基づいて、日銀と民間銀行の取引関係の分布、および日銀による取引先選択について述べる。第 4 節では、日銀との取引関係が民間銀行の行動とパフォーマンスに与えた影響を定量的に分析する。第 5 節はまとめにあてられる。

2 . 1920 年代の金融システムと日銀の LLR 機能

1920 年代から 1930 年代初めにかけての約 10 年間は、日本の金融史における重要な画期となっている。1872 年の国立銀行条例制定、1890 年の銀行条例制定以降、日本の銀行産業は、活発な新規参入をともなって、急速に成長した。1900 年に普通銀行の数は 1,890 行のピークに達し、その後、銀行の淘汰が開始された(図 1)。銀行淘汰のプロセスは、第一次世界大戦期のブームとその終了によって加速された。第一次大戦期には急速な経済成長と金融緩和によって銀行預金が急増し、その結果、銀行のバランスシートに大きな変化が生じた(図 2、3)。普通銀行の資本の総負債に対する比率は、20 世紀初めの約 35% から日露戦後に 25% 強に低下した後、第一次世界大戦直前までその水準を保ったが、第一次大戦期に再び低下し、1920 年代には 20% 前後となった。一方、第一次大戦期のブームの下で、多くの銀行は新たに発展した重化学工業の企業に対して多額の融資を行い、それらの小さくない部分が、大戦後に不良債権となった。加えて、1910 年代末以降、多くの、主に大規模な銀行が支店網を拡大した(図 2)。その引き金となったのは 1918 年の預金金利協定であった。協定の結果、貸出金利と預金金利の差が拡大し、銀行間の預金獲得競争が激化した(霧見 1981、p.77 ; 岡崎 1993、p.304)。1 行当たり平均支店数が示すように、1910 年代まで日本では支店銀行制度は未発達であり、そのことが地域を超えた銀行間競争

を限定的なものとしていた。これに対して、1920年代に支店銀行制度が発達した結果、地域を超えた銀行間競争が活発化した。

銀行の自己資本比率低下、銀行間競争の激化、不良債権の増大が同時に生じた結果、1920年代に日本の金融システムは不安定なものとなった。ここでは、金融システムの不安定性の程度を、リスクのある負債と安全な負債の間の金利スプレッドによって測ることにする。リスク負債と安全資産の間の金利スプレッドは、マクロの実体経済変動に対して高い予測能力を持つ変数として注目されてきた。そして、それは銀行が、リスクが無く、流動性の高い資産を選好する程度を示す変数と理解されている（Bernanke 1983; Stock and Watson 1989; Mishkin 1991）。戦前日本については、リスク負債と安全負債の金利スプレッドを示す変数として、銀行証書貸付平均約定金利と国債利回りの差が用いられてきた（鹿野 1993、岡崎 1993）。図4は銀行証書貸付と国債の金利スプレッドについて、その長期時系列を示している。第一次大戦前には、1900、1904、1907、1913年に4つのスパイクが確認できる。これら4つのスパイクは各年に発生した金融恐慌に対応している（明石・鈴木 1957、長岡 1971、大島 1952）。これらの金融恐慌時に、金利スプレッドは4%以上に拡大した。

第一次大戦直後、1920年の金融恐慌を反映して金利スプレッドが急速に拡大した。その際、注目すべきことに、金融恐慌終息後も金利スプレッドは4%前後の高い水準にとどまった。これは第一次大戦前の金融恐慌時の水準に相当し、1920年代に金融システムが継続的に不安定であったことを示唆している。他方で同時に、1922、1923、1927年に発生した金融恐慌（大島 1955；高橋・森垣 1993；武田 1983）時に、第一次大戦前と異なって、金利スプレッドのスパイクが観察されない点も注目される。その理由については下で議論する。

1920年代以降の長期化した金融危機の下で銀行淘汰が加速した。貯蓄銀行法の改正に伴う貯蓄銀行の業態転換のため1922年にいったん1,799行に増加した普通銀行は、1936年には424行に減少した。この間に合併に伴う新銀行設立等による参入が139行あったため、グロスの減少は1,514行に達した。そのうち970行が合併による退出、544行が破産ないし廃業であった（図1）。多数の銀行合併が生じた主な理由は、大蔵省による銀行合併促進政策にあった。1890年代から大蔵省は銀行合併を通じて金融システムを安定化させることを意図していたが、合併促進のための実効性のある手段は1920年代になって初めて実施された。まず、1920年の銀行条例の改正によって銀行の合併手続きが一般の株式会社より簡略化された。次いで1923年に大蔵省は通達によって支店の新設を制限し、その結果、支店網拡大のための銀行合併が促進された。最後に1927年に制定された銀行法が政府に合併促進のための有力な手段を与えた。すなわち、銀行法は普通銀行の最低資本金を100万円以上に設定し、この基準を1932年までに充足することを義務づけた。一方、大蔵省は原則として、個々の銀行が単独で増資をしてこの基準を満たすことを認めなかったため、最低資本金以下の銀行は、事実上、合併か自主廃業かの二者択一を余儀なくされた。その

結果、1927年から1932年にかけて銀行合併が急増したのである（後藤 1970; 日本銀行 1983、pp.216-217; 岡崎 2002; Okazaki and Sawada 2006）。

大蔵省による銀行合併促進政策は、銀行規模の拡大と市場構造の集中化を通じて金融システムの安定化を図った構造的な政策と見ることができる。一方で、日銀は、特別融通の供与という形で LLR 機能を担うことを通じて、金融システムの安定化に努めた。日銀の特別融通には、緊急事態に対処するための特別法令（日本銀行震災手形割引損失補償令、1923年; 日本銀行特別融通及損失補償法、1927年; 台湾の金融機関に対する資金融通に関する法律、1927年）に基づくもののほか、日銀独自の判断によって通常の手続きを省略して行われるその他の緊急融資があった（伊藤 2003、p.171）。1920年代には、日銀の国内貸出総額に占める特別融通の比率が90%以上に達した（表1）。

日銀による LLR 融資の積極化は日銀国内貸付と金利スプレッドの動きに反映されている。先に参照した図4には金利スプレッドに加えて日銀国内貸付のグラフが示されている。これによると、1920年代における日銀の国内貸付のパターンは、第一次大戦前のパターンと大きく相違している。第一次大戦前には、前述したいくつかの金融恐慌時に、日銀は必ずしも国内貸付を増加させなかった。特に1907年以降については、日銀国内貸付の前年同期比は金利スプレッドとむしろ負の相関を示している。これに対して、第一次大戦後については、1920、1922、1923、1927年に発生した金融恐慌の際に、日銀国内貸付の前年同期比は、はっきりしたスパイクを示している。この事実は、第一次大戦前には日銀は LLR としての立場を確立していなかったこと、および大戦後に日銀は LLR としての立場を明確に採るようになったことを意味する。そして、これが、1920年代には金融恐慌時に金利スプレッドのスパイクが観察されない理由であると考えられる。一方、先にもふれたように、特別融通は既に日銀と取引関係を持っていた銀行に集中的に供与された（石井 1980）。表2は日本銀行損失補償特別法に基づく特別融通に限られるが、これによると同法に基づく特別融通の95.0%が既存の取引先銀行に集中していた。

3 . 日銀による取引先選別と銀行経営、金融システム

特別融通が日銀取引先銀行に集中されたとすると、取引先銀行がどのように選別されたかが重要な意味を持つことになる。岡崎(2006)では、日本銀行金融研究所アーカイブが保有する、民間銀行との取引開廃に関する日銀の稟議書類に基づいて、日銀の取引先選別方針を明らかにするとともに、取引先の選別のされ方を定量的に検討した。同論文の論点は次のようにまとめられる。

日銀の対民間銀行取引には、当座預金、当座勘定付替、当座勘定貸、当座貸、コルレスボンデンス、手形割引（商業手形・保証品付手形）、定期貸があった。取引開始の手続きはこれら取引種類ごとに内規で定められていたが、基本的には、民間銀行の申請に基づいて日銀がその可否を判断するというプロセスであった。日銀の審査は、申請を受け取る支店・

出張所・本店営業部、および重役集会の二段階で行われ、後者は審査部¹等の本店スタッフ部門のサポートを受けた。

民間銀行は、日銀との取引関係を持つことによって、流動性の調達を機動的に行い得ること、そしてそれによって資金運用の可能性が広がることを期待していた。こうした理由から提出された取引開始の申請に対して、日銀は次のような基準で選別を行った。第一は、収益性、預金準備率、資産内容などから見た銀行財務の健全性である。第二に、これと関連して、役員・大株主の構成と彼らの個人資産の内容に注意が払われた。第三に、銀行の規模と銀行所在地の金融市場における地位である。当該地域の有力銀行であり、かつ地域産業の金融に貢献していることが重視された。そして第四に、日銀取引以外の代替的な資金調達手段の有無が考慮された。すなわち、取引開始を願い出た銀行が中心的な金融市場から地理的に遠く、また援助を受けられる有力な関連銀行がない場合、それが日銀による取引開始承認の理由となる場合があった。

岡崎(2006)では、記述資料から引き出された上のような観察を、銀行別・年別のパネル・データ(1925-36年)を用いた回帰分析によって検証した。すなわち、日銀と取引関係を持っているという状態を示すダミー変数、取引開始を示すダミー変数、および退出以外の理由によるダミー取引廃止を示す変数の3つを被説明変数とした回帰分析を行ったところ、資産規模が大きい銀行、府県内における資産規模順位²が高い銀行、収益性が高い銀行、そして大都市部以外の地域の銀行ほど、日銀との取引関係を持つ確率と取引開始確率が高く、取引廃止確率が低いという結果が得られた。

以上のような方式で決定された日銀と民間銀行の取引関係は、個々の民間銀行の経営と金融システムにどのような意味を持ったであろうか。これが本論文の基本的な問題である。まず、前者、すなわち個別銀行経営に対する効果について検討する。前述のように、民間銀行は、日銀と取引関係を持つことによって、潜在的な流動性を確保し、資産運用の可能性を広げることを期待した。このような期待が実現したかについて以下で検討する。

日銀との取引関係が銀行経営に与えた影響を分析する際に、対日銀取引関係の内生性を適切に取り扱う必要がある。この目的のために、上に要約した岡崎(2006)の分析結果を用いることができる。すなわち、次のようなトリートメント効果モデルを推定する(Green 2000, p.933)。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 BOJT_{it} + e_{it} \quad (1)$$

$$BOJT_{it}^* = \beta_2 (X_{it-1}) + u_{it} \quad (2)$$

¹ 審査部は1922年に調査局の機能の一部を継承して設置された。同部は、日銀の内部諸規定に関する審査を行う一方、取引開廃、代理店選定、営業予算・貸出標準、高率適用・特別融通、担保など、幅広く重要な対象に関する審査を担当した(日本銀行 1962, pp.217-218)。

² 資産規模順位は府県内の銀行数によって標準化されている(順位/銀行数)。

y_{it} は i 銀行の t 年におけるパフォーマンス指標である。 W_{it} は y_{it} に影響を与える外生変数のベクトル、 $BOJT_{it}$ は $BOJT_{it}^* > 0$ の場合に 1、それ以外の場合に 0 となるダミー変数である。 X_{it} はある普通銀行が日銀取引先となることの決定要因を示すベクトルである。日本銀行の支店が所在する場合には 1、しない場合には 0 となるダミー変数である $BOJBRANCH$ を式(2)の説明変数 (X_{it-1}) に含まれる一方、式(1)の説明変数 (W_{it}) には含まれない外生変数、すなわち 2SLS における操作変数に対応する変数として用いる。すなわち、まず式(2)で $BOJT_{it}$ を probit 推定し、その推定値を式(1)の説明変数として用いるという 2 段階推定を行う。

当時、民間銀行が期待したように、日銀との取引関係を持つことによって、実際に資産運用の可能性が広がったとすれば、まず、銀行のポートフォリオにおいて、大きな金利収入を生む資産の比率が高くなることが予想される。一方で、金利収入を生まないないしそれが小さい準備預金の比率は低くなるであろう。この点をテストするため、貸出の総資産に対する比率 (LOAN)、有価証券の総資産に対する比率 (SECURITIES)、および預金準備率 (RESERVE)³ を、(1)式の y_{it} として用いる。 W_{it} としては、資産規模の対数値 (LNASSET)、支店数 (BRANCH)、年ダミーを用いる。推定結果は表 3 の通りである。パネル C に示したように、第一段階における式(2)の推定結果の pseudoR² は 0.500 であり、比較的良好に $BOJT$ を予測していると見ることができる。式(1)の推定結果における $BOJT_{it}$ の係数は、期待通り、SECURITIES に関して有意に正、RESERVE に関して有意に負となる。LOAN の係数は負であるが有意ではない。日銀との取引関係は、民間銀行の潜在的な流動性を確保することによって、準備率を下げ、収益率の高い資産に重点を置いたポートフォリオの保持を可能にしたと見ることができる。

次に、このようなポートフォリオ効果が銀行の収益性を高めたかどうかを、被説明変数を銀行の総資産収益率 (ROA) として(1)式を推定することを通じて検討する。銀行の収益性に関する文献にしたがって、ここでは、規模、ポートフォリオ、市場競争の 3 つの要因をコントロールする。規模は LNASSET、BRANCH によって測る。ポートフォリオは、LOAN、SECURITIES、RESERVE によって測る。市場競争の程度は、Okazaki, Sawada and Yokoyama (2005) にしたがって各府県における銀行店舗数の上位 3 行集中度 (C3) によって測る。各府県の銀行店舗数に関するデータは、大蔵省銀行局『銀行総覧』各年版から得た。以上に加えて、マクロ・ショックを年ダミーによってコントロールする。推定結果はパネル B にまとめられている。(j)はポートフォリオ変数を説明変数として含む場合の結果である。LOAN と SECURITIES の係数は有意に正、RESERVE の係数は有意に負となっている。これは、上で想定した通り、貸出と有価証券投が高収益率の資産であり、逆に準備資産は低収益率の資産であったことを示している。 $BOJT_{it}$ の係数は有意に 0 と異なる。この結果は、日銀取引の収益性に対する効果が、もっぱらポートフォリオ

³ (預金 (資産項目) + 現金) / 預金 (負債項目)

効果を媒介としたものであったことを反映している可能性がある。そこで(k)ではポートフォリオ変数を落として式(1)を推定しているが、依然としては有意に0と異なる。すなわち、日銀取引は銀行のポートフォリオを、収益率を高める方向に変化させたが、ROAに対する正の効果は確認されなかった。

次に、日銀との取引関係が民間銀行の退出に与えた影響について検討する。第2節で述べたように、1920年代から30年代初めにかけて、多数の銀行が合併と破産・廃業を通じて退出した。この時期の銀行の破産・廃業について、それはパフォーマンスの低い銀行を市場から排除する役割を果たしたことが明らかにされている(Yabushita and Inoue 1993; 岡崎 2002; Okazaki et al. 2005)。以下では、市場による銀行淘汰がこのような合理化効果を持ったことと、日銀と民間銀行の取引関係との関連に焦点をあてる。より具体的には、日銀が流動性不足(illiquid)ではあるが、支払不能(insolvent)ではない銀行に選択的に流動性を供給することを通じて、市場の銀行淘汰機能の合理性を高めたという仮説を検討する。そのために、次のような銀行退出(EXIT)に関する多項 logit モデルを推定する⁴。

$$\text{Prob}(\text{EXIT}_{it=j})=G[\beta'(V_{it-1})], j=0, 1, 2 \quad (3)$$

jはt年に銀行iが存続した場合は0、合併された場合は1、破産・廃業した場合は2とする。V_{it-1}は銀行退出に影響を与える外生変数のベクトルである。具体的には次の式を推定する。

$$\begin{aligned} \beta'(V_{it-1})= & \beta_0 + \beta_1 \text{LNASSET}_{it-1} + \beta_2 \text{BRANCH}_{it-1} + \beta_3 \text{ROA}_{it-1} + \beta_4 \text{LDR}_{it-1} \\ & + \beta_5 \text{EQUITY}_{it-1} + \beta_6 \text{RESERVE}_{it-1} + \beta_7 \text{AGE}_{it-1} + \beta_8 \text{URBAN}_{it-1} + \beta_9 \text{QUAKE}_{it-1} \\ & + \beta_{10} \text{FORM} + \beta_{11} \text{CRITERION} + \beta_{12} \text{BOJT}_{it-1} + \beta_{13} \text{BOJT}_{it-1} * \text{ROA}_{it-1} \\ & + \beta_{14} \text{BOJT}_{it-1} * \text{LDR}_{it-1} + \beta_{15} \text{BOJT}_{it-1} * \text{EQUITY}_{it-1} \\ & + \beta_{16} \text{BOJT}_{it-1} * \text{RESERVE}_{it-1} \end{aligned} \quad (4)$$

EQUITYは銀行の自己資本比率である。QUAKEは、ある銀行の本店が東京府、神奈川県、ないし埼玉県に所在した場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数であり、これによって関東大震災の影響を捉えることが意図されている。FORMはある銀行が株式会社である場合に1、そうでない場合に0となるダミー変数、CRITERIONは、ある銀行が銀行法の最低資本金規制を充足している場合に1、それ以外の場合に0となるダミー変数であ

⁴ 多項 logit モデルにおいては、任意の2つの選択肢の間の選択確率が第3の選択肢の存在によって影響を受けないという条件(Independence of Irrelevant Alternative, IIA)が必要とされる(Green 2000, p.864-865)。表4パネルBについて、IIAに関するHausmanテストを行うと、²は7.88となり、IIAが成立しているという帰無仮説は棄却されない。

る。これらの変数の他に、銀行の財務諸比率と BOJT の交差項を加える。これらの交差項によって、日銀との取引関係が、財務諸比率の銀行退出に与える効果にどのような影響を与えたかを調べるといのが、ここでの基本的な考え方である。

結果は表 4 にまとめられている。以下では、破産・廃業に関する結果に焦点を当てる。交差項を含まない(m)において ROA の係数は有意に負となり、Yabushita and Inoue (1993)、岡崎(2002)等の結果が確認できる。収益性が高い銀行は破産・廃業確率が低かったわけである。注目すべきことに、BOJT の係数は負であるが有意ではない。すなわち、日銀との取引関係は、破産・廃業の確率を一様に低くする効果を持っていなかった。岡崎(2006)に基づいて前節で述べたように、日銀は、パフォーマンスの低下した取引先銀行については、その経営を支え続けることをせず、取引関係を廃止する傾向があった。上の結果は、この事実と整合的である。交差項を含む(n)においても ROA、BOJT の係数に関する結果は質的に(m)と変わらない。一方、BOJT と LDR(貸出・預金比率)の交差項が有意に正となっている点が注目される。日銀との取引関係は、バランスシートの流動性が高い銀行の破産・廃業確率が低いという傾向を増幅する効果を持っていたことになる。(o)と(p)は、金融危機が特に深刻であった 1926-31 年にサンプルを限定した場合の結果である。(o)は(m)と基本的に変わらない。これに対して交差項を含む(p)では、BOJT と ROA の交差項が有意に負となっている。日銀との取引関係は、高い ROA が破産・廃業確率を低める傾向を増幅する効果を持っていたことになる。さらに、BOJT と LDR の交差項の係数は(n)より大きく、有意性も高くなっている。要するに、日銀との取引関係は、取引先銀行の破産・廃業確率を一様に低める効果を持たず、パフォーマンスの高い取引先銀行の破産・廃業確率を選別的に低くする効果を持っていた。そしてその効果は、金融危機が深刻な時期に特に顕著に見られたといえる。

4 . おわりに

金融恐慌時における日銀国内貸付のスパイクが示すように、1920 年代の不安定な金融システムの下で、日銀は「最後の貸し手」として積極的に金融市場に介入した。LLR 融資を行うにあたって、日銀はすでに取引関係を持っていた銀行に融資を集中する方針をとった。一方、岡崎(2006)で示したように、民間銀行の取引関係開始に関する申請については、日銀は、財務の健全性、役員の構成、規模と地域金融市場における地位等の基準によって選別的に対応した。また、銀行の経営パフォーマンスが低下した場合には日銀との取引関係が廃止される場合があった。これらの観察は、戦前期の日銀が、金融恐慌に先立って事前的に insolvent でない銀行を取引先として選別しておき、金融恐慌時にはそれら銀行に LLR 融資を集中するという行動をとったことを示唆する。

このような見方に立って、本論文では、日銀の取引先であることが、民間銀行の資産ポートフォリオ、収益性、および破産・廃業確率にどのような影響を与えたかを、銀行別の

パネル・データを用いて定量的に分析した。トリートメント効果モデルによって日銀取引先であることの内生性をコントロールした場合、日銀取引先銀行は、ポートフォリオに占める高収益率資産の比率が高く、準備率が低いことが確認された。日銀との取引関係によって潜在的な流動性が確保されたことが、銀行の資産運用の可能性を広げたわけである。ただし、そのことが収益性を高めたという効果は確認できなかった。

日銀との取引関係と取引先銀行の破産・廃業確率の関係については、取引関係が破産・廃業確率を一様に引き下げる効果は見られなかった。これは、日銀が、業績の悪化した銀行の経営を、流動性供給によって支え続ける行動をとらなかったとする岡崎(2006)の観察と整合的である。他方で、特に金融危機が深刻であった 1930 年代初めまでの時期、日銀との取引関係が、ROA と預貸率の破産・廃業確率への影響を増幅する効果を有したことが確認された。これは、金融危機の下で、日銀との取引関係が、パフォーマンスの良い銀行の存続確率を選別的に引き上げたことを意味する。以上の結果は、日銀の民間銀行との取引関係が、金融危機の下で潜在的に生じる可能性がある伝染性の銀行倒産を防止し、市場による銀行淘汰の合理性を高める役割を担ったことを示唆している。

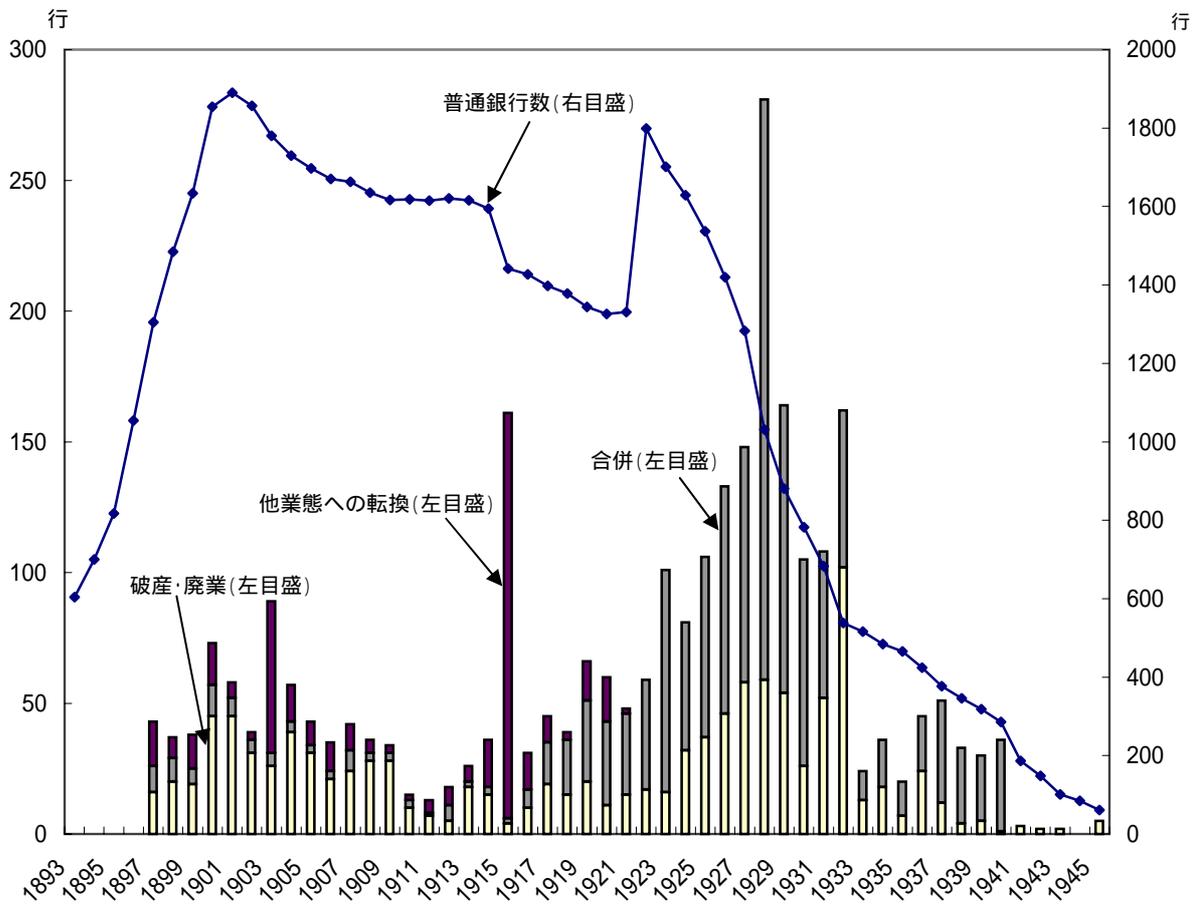
以 上

参考文献

- 明石照男・鈴木憲久(1957)『日本金融史』第1巻、東洋経済新報社
- 石井寛治(1980)「地方銀行と日本銀行」朝倉孝吉編『両大戦間における金融構造 - 地方銀行を中心として』御茶の水書房
- 伊藤正直(2003)「昭和初年の金融システム危機 - その構造と対応」安部悦生編『金融規制はなぜ始まったのか』日本経済評論社
- 伊牟田敏充(1980)「日本金融構造の再編成と地方銀行」前掲、朝倉編
- 伊牟田敏充(2002)『昭和金融恐慌の構造』経済産業調査会
- 永廣 顕(2000)「金融危機と公的資金導入 - 1920年代の金融危機への対応」伊藤正直・霧見誠良・浅井良夫編『金融危機と革新』日本経済評論社
- 鹿野嘉昭(1993)「わが国戦間期における銀行取付のマクロ経済分析」筑波大学ディスカッションペーパー・シリーズ、525
- 大島清(1952、55)『日本恐慌史論』上、下、東京大学出版会
- 岡崎哲二(1993)「戦間期の金融構造変化と金融危機」『経済研究』44(4): 300-10
- 岡崎哲二(2002)「銀行業における企業淘汰と経営の効率性 - 歴史的パースペクティブ」斎藤誠編『日本の「金融再生」戦略』中央経済社
- 岡崎哲二(2006)「戦前期日本銀行の取引先政策」IMES Discussion Paper Series 2006-J-14 (日本銀行金融研究所)
- 岡崎哲二・澤田充(2003)「銀行統合と金融システムの安定性 - 戦前期日本のケース」『社会経済史学』69(3): 275-96
- 後藤新一(1970)『日本の金融統計』東洋経済新報社
- 白鳥圭志(2003)「1920年代における日本銀行の救済融資」『社会経済史学』69(2): 145-167
- 高橋亀吉・森垣淑(1993)『昭和金融恐慌史』講談社学術文庫
- 武田晴人(1983)「恐慌」1920年代史研究会編『1920年代の日本資本主義』東京大学出版会
- 霧見誠良(1981)「第一次大戦期金利協定と都市金融市場」下『金融経済』189: 23-102
- 寺西重郎(1982)『日本の経済発展と金融』岩波書店
- 東洋経済新報社(1927)『明治大正国勢総攬』東洋経済新報社
- 長岡新吉(1971)『明治恐慌史序説』東京大学出版会
- 日本銀行(1962)『日本銀行八十年史』日本銀行
- 日本銀行(1982)『日本銀行百年史』第1巻、日本銀行
- 日本銀行(1983)『日本銀行百年史』第3巻、日本銀行

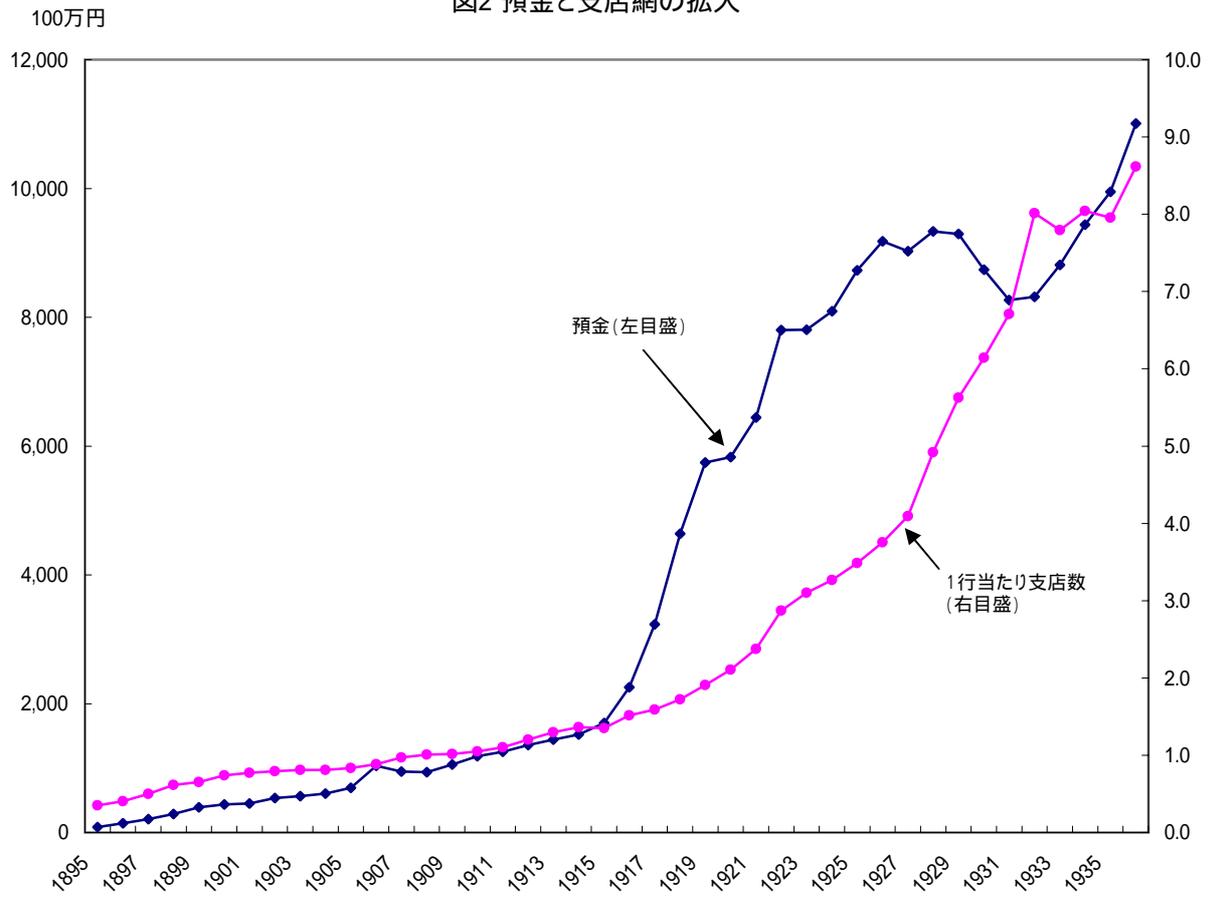
- Bagehot, W. (1873) *Lombard Street: A Decision of the Money Market*, London: H.S. King
- Bernanke, B.(1983) "Non-monetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression," *The American Economic Review*, 73: 257-276.
- Bordo, M. (1990) "The Lender of Last Resort: Alternative Views and Historical Experiences," *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*, 73(3): 18-29
- Butkiewicz, J. (1995) "The Impact of the Lender of Last Resort during the Great Depression: The Case of the Reconstruction Finance Corporation," *Explorations in Economic History*, 32: 197-216
- Cordella, T. and E.Yayati (2003) "Bank Bailout; Moral Hazard vs. Value Effect," *Journal of Financial Intermediation*, 12: 300-330
- Goodhart, C. (1985) "Bank Suspension and Convertibility," *Journal of Monetary Economics*, 177-193
- Goodhart, C. and Haizohou Haung (2005) "The Lender of Last Resort," *The Journal of Banking and Finance*, 29: 1059-1082
- Green, W. (2000) *Econometric Analysis, Fourth edition*, Upper Saddle River: Prentice-Hall
- Miron, A. (1986) "Financial Panics, the Seasonality of Nominal Interest Rate, and the Founding of the Fed," *The American Economic Review*, 76(1): 125-140
- Mishkin, F. (1991) *Asymmetric Information and Financial Crises: A Historical Perspective*, Chicago: The University of Chicago Press
- Okazaki, T., M. Sawada and K. Yokoyama (2005) "Measuring the Extent and Implications of Director Interlocking in the Pre-war Japanese Banking Industry," *The Journal of Economic History*, 65(4): 1082-1115
- Okazaki, T and M.Sawada (2006) "Effects of Bank Consolidation Promotion Policy: Evaluating the Bank Law in 1927 Japan," forthcoming in *Financial History Review*
- Stock, J. and M. Watson (1989) "New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators," O. Blanchard and S. Fisher eds. *NBER Macro Economic Annual*, Cambridge, MA: MIT Press
- Yabushita, S. and A. Inoue (1993) "The Stability of the Japanese Banking System: A Historical Perspective," *Journal of the Japanese and International Economies*, 7(4): 387-407

図1 普通銀行数の増減



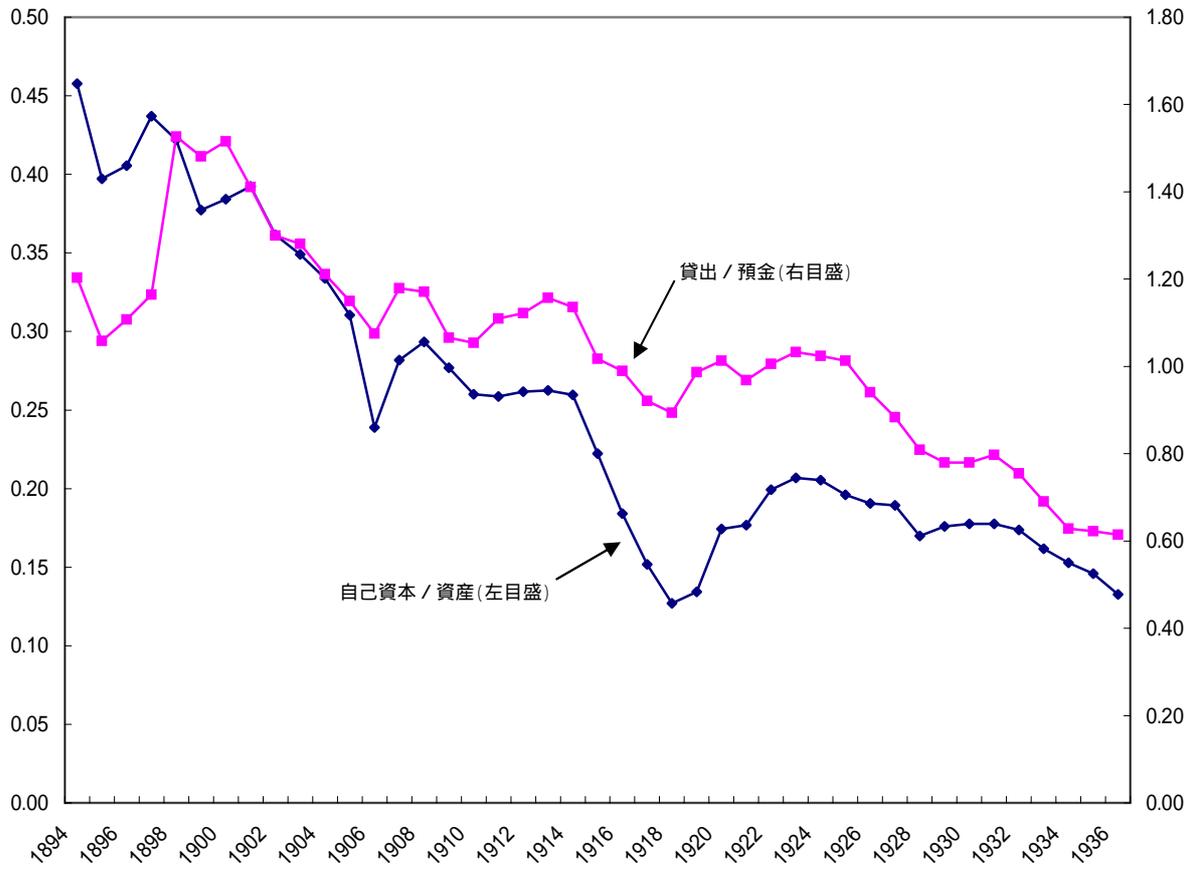
資料: 後藤[1970].

図2 預金と支店網の拡大



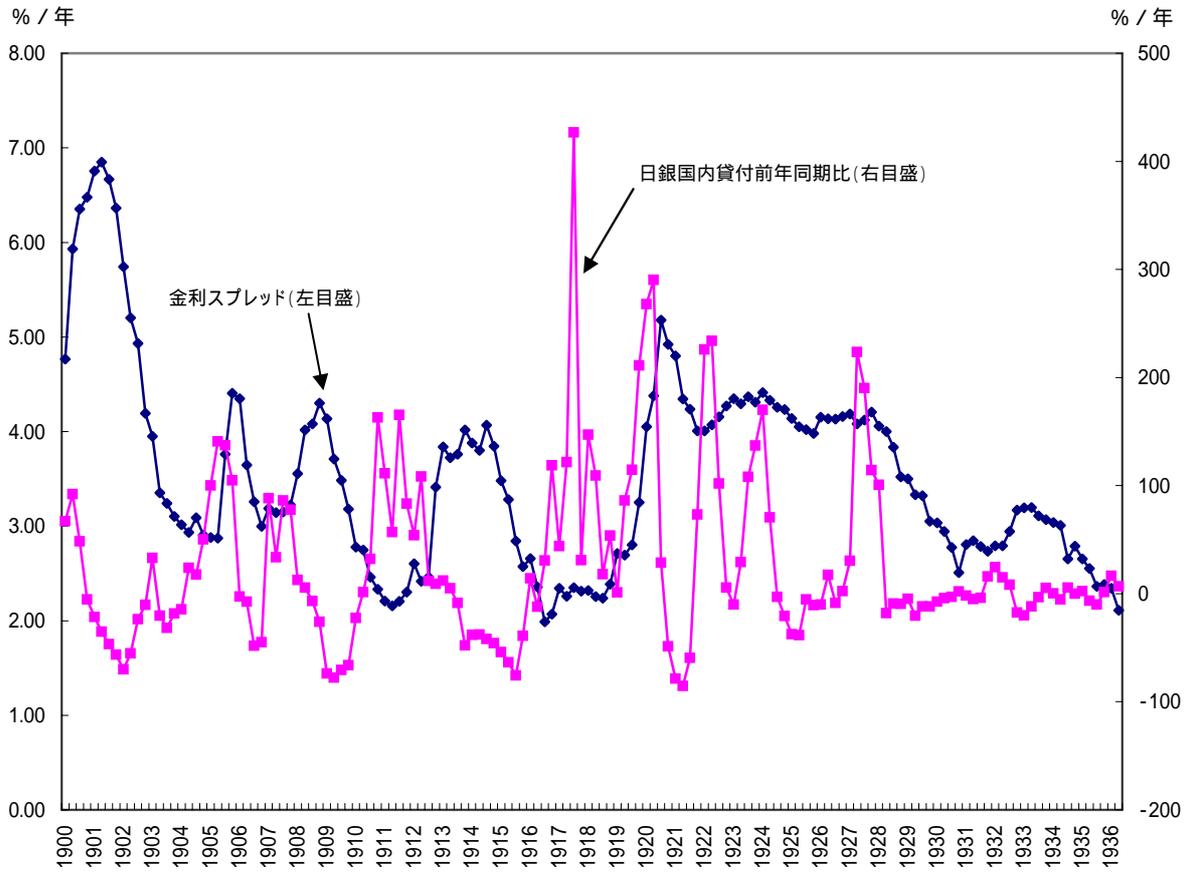
資料: 図1を参照。

図3 普通銀行バランス・シートの変化



資料: 図1を参照。

図4 金利スプレッドと日銀国内貸付



資料：東洋経済新報社[1927]、大蔵省『金融事項参考書』各年版。

注：いずれも四半期平均。

表1 日本銀行国内貸付の構成

	計	特別融通(千円)	同構成比(%)
1923	641,336	133,530	20.8
1924	523,792	144,840	27.7
1925	463,964	148,091	31.9
1926	517,907	159,035	30.7
1927	815,297	402,983	49.4
1928	769,658	649,496	84.4
1929	649,655	598,180	92.1
1930	688,473	585,434	85.0
1931	882,718	575,742	65.2
1932	632,040	565,648	89.5
1933	707,013	552,430	78.1
1934	712,841	529,820	74.3
1935	661,658	498,176	75.3
1936	585,628	472,480	80.7

資料:大蔵省『金融事項参考書』1930、1938年版。

表2 日銀特別融通の借手属性別構成

	金額(千円)	構成比(%)
計	761,971	100.0
日銀取引先	723,859	95.0
その他	38,112	5.0

資料:石井[1980]、pp.163-166より作成。

注:日本銀行損失補償特別法に基づく特別融通のみ。

表3 日銀との取引関係と銀行のパフォーマンス:トリートメント効果モデル

A. ポートフォリオ効果

	(g)被説明変数: LOAN		(h)被説明変数: SECURITIES		(i)被説明変数: RESERVE	
Const.	0.835	4.35 ***	-0.273	-4.1 ***	-3.174	-1.30
LNASSET	-0.013	-1.00	0.034	7.39 ***	0.200	1.16
BRANCH	-0.004	-0.30	-0.002	-4.3 ***	-0.012	-0.71
LOAN					0.069	0.49
SECURITIES					3.884	9.55 ***
BOJT	-0.053	-0.80	0.766	3.31 ***	-1.596	-1.88 *
Obs.	8292		8292		8292	
Wald chi2(13)	102.76		464.80		106.05	

注: 式(2)をprobit推定したうえで、BOJTの推定値を用いて式(1)をOLS推定している。式(2)の推定結果についてはパネルCを参照。
年ダミーを含むが、報告されていない。

()内はZ-値。

*** 1%水準で有意。

** 5%水準で有意。

* 10%水準で有意。

B. 収益性効果

	(j)被説明変数: ROA		(k)被説明変数: ROA	
Const.	0.005	0.24	0.000	0
LNASSET	-0.004	-8.24 ***	-0.004	-8.08 ***
BRANCH	-0.001	-1.39	0.000	-1.53
LOAN	0.004	11.47 ***		
SECURITIES	0.004	3.33 ***		
RESERVE	0.000	-1.79 *		
C3	0.001	0.24	0.000	0.00
BOJT	0.000	-0.17	-0.003	-0.11
Obs.	8292		8292	
Wald chi2(17)	1113.31		936.29	

注: パネルAの注を参照。

C. BOJTの決定

	(l)被説明変数: BOJT	
Const.	-14.459	-33.69 ***
BOJBRANCH	0.888	17.19 ***
LNASSET	0.904	34.64 ***
ASSETRANK	-0.526	-4.57 ***
URBAN	-0.691	-1235.00 ***
Log likelihood	-2208.77	
Pseudo R ²	0.500	

注: パネルAの注を参照。

BOJBRANCH、LNASSET、ASSETRANKは1期前の値。

表4 日銀との取引関係の銀行退出への影響

A.1926-1936

	(m)		(n)	
	破産・廃業	合併	破産・廃業	合併
Const.	4.169 (4.021) ***	0.608 (0.729)	4.228 (4.080) ***	0.549 (0.657)
LNASSET	-0.544 (-7.957) ***	-0.229 (-4.203) ***	-0.544 (-7.969) ***	-0.225 (-4.114) ***
BRANCH	0.019 (1.649) *	0.002 (0.324)	0.020 (1.794) *	0.002 (0.228)
ROA	-15.791 (-7.852) ***	-0.289 (-0.245)	-16.679 (-7.975) ***	0.044 (0.037)
LDR	0.000 (-0.075)	0.001 (0.190)	0.000 (-0.229)	0.001 (0.366)
RESERVE	-0.009 (-0.890)	-0.011 (-0.311)	-0.008 (-0.814)	-0.012 (-0.326)
EQUITY	2.265 (8.264) ***	-0.758 (-2.853) ***	2.201 (7.887) ***	-0.783 (-2.847) ***
AGE	0.012 (2.804) ***	0.008 (2.410) **	0.124 (2.878) ***	0.008 (2.333) **
FORM	-0.539 (-2.509) **	0.102 (0.540)	-0.551 (-2.562) **	0.098 (0.518)
CRITERION	0.084 (0.535)	0.418 (3.571) ***	0.893 (0.566)	0.427 (3.639) ***
URBAN	0.139 (1.174)	-0.129 (-1.394)	0.117 (-0.991)	-0.125 (-1.352)
QUAKE	0.590 (4.020) ***	-0.200 (-1.306)	0.575 (3.899) ***	-0.188 (-1.224)
BOJT	-0.179 (-0.765)	-0.037 (-0.259)	-0.429 (-0.824)	0.014 (0.045)
BOJT*ROA			-2.897 (-0.317)	-11.378 (-1.472)
BOJT*LDR			0.032 (1.963) **	-0.161 (-0.880)
BOJT*RESERVE			0.698 (0.573)	0.154 (0.142)
BOJT*EQUITY			0.173 (0.169)	1.561 (1.424)
Obs.	9497		9497	
Positive obs.	451	749	451	749
Log likelihood	-4040.7		-4034.3	

B.1926-1931

	(o)		(p)	
	破産・廃業	合併	破産・廃業	合併
Const.	4.499 (4.094) ***	-0.001 (-0.001)	4.487 (4.084) ***	-0.062 (-0.070)
LNASSET	-0.568 (-7.899) ***	-0.179 (-3.140) ***	-0.563 (-7.843) ***	-0.175 (-3.063) ***
BRANCH	0.023 (1.992) **	-0.009 (-0.949)	0.023 (1.864) *	-0.011 (-1.083)
ROA	-14.426 (-6.990) ***	-1.391 (-1.080)	-14.923 (-6.975) ***	-1.090 (-0.846)
LDR	-0.001 (-0.497)	0.000 (0.105)	-0.002 (-0.731)	0.001 (0.208)
RESERVE	0.007 (-0.700)	-0.009 (-0.297)	-0.006 (-0.581)	-0.011 (-0.321)
EQUITY	1.968 (6.648) ***	-0.606 (-2.151) **	1.934 (6.414) ***	-0.587 (-2.036) **
AGE	0.015 (3.050) ***	0.009 (2.583) ***	0.015 (3.177) ***	0.009 (2.564) ***
FORM	-0.463 (-2.160) **	0.160 (0.844)	-0.477 (-2.224) **	0.152 (0.800)
CRITERION	0.053 (0.282)	0.370 (2.865) ***	0.055 (0.292)	0.372 (2.873) ***
URBAN	0.149 (1.167)	-0.139 (-1.415)	0.120 (0.941)	-0.138 (-1.406)
QUAKE	0.622 (3.989) ***	-0.182 (-1.154)	0.600 (3.831) ***	-0.173 (-1.097)
BOJT	-0.010 (-0.042)	-0.172 (-1.110)	0.090 (0.174)	-0.026 (-0.071)
BOJT*ROA			-20.117 (-1.831) *	-9.521 (-1.117)
BOJT*LDR			0.051 (2.726) ***	-0.124 (-0.643)
BOJT*RESERVE			1.413 (1.317)	0.639 (0.583)
BOJT*EQUITY			0.030 (0.027)	0.761 (0.599)
Obs.	7519		7519	7519
Positive obs.	388	686	388	686
Log likelihood	-3496.71		-3489.1	

注: 基準となっている選択肢は存続。

()内はt-値。

*** 1%水準で有意。

** 5%水準で有意。

* 10%水準で有意。