



RIETI Discussion Paper Series 02-J-021

銀行統合と金融システムの安定性： 歴史的パースペクティブ

岡崎 哲二
経済産業研究所

澤田 充
一橋大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

銀行統合と金融システムの安定性： 歴史的パースペクティブ

岡崎哲二*（東京大学大学院経済学研究科・独立行政法人経済産業研究所）

澤田 充**（一橋大学大学院経済学研究科博士課程）

要旨

近年、日本の銀行産業は、1920-30年代以来の大規模な統合の波を経験しつつある。この論文では、銀行統合が金融システムに与える影響を、戦前期の銀行統合のデータを用い、銀行のガバナンス構造と経営パフォーマンスの二つの側面に焦点をあてて検討した。第一に、銀行統合は、それが吸収合併・買収という形態で行われる場合、被吸収銀行の事業会社関係役員を排除し、役員兼任が銀行経営に与える負の影響を取り除く役割を果たした。第二に、銀行統合は預金吸収力を高め、預金保険制度が存在しない状況下において、金融システムの安定性に寄与した。他方で銀行の収益性に関しては統合のプラスの効果は見られず、新立合併については逆に強い負の効果が確認された。すなわち、銀行統合は短期的には預金吸収力の上昇を通じて金融システムの安定性に寄与したが、中長期的には収益性の悪化を介して逆に金融システムを不安定化させた可能性がある。

キーワード：銀行、M&A、合併、金融システム、預金保険制度、ガバナンス、related lending
JEL classification: G21, G34, N25

* 東京大学大学院経済学研究科教授・独立行政法人経済産業研究所ファカルティフェロー
(okazaki@e.u-tokyo.ac.jp)

** 一橋大学大学院経済学研究科博士課程(sawada.m@ma5.justnet.ne.jp)

本論文は、独立行政法人経済産業研究所において、同研究所ファカルティフェローの岡崎が澤田と共同で行った研究プロジェクトの成果である。青木昌彦、浅子和美、阿部修人、井伊雅子、祝迫得夫、宇井貴志、大津武、小田切宏之、小幡績、加納悟、久保克行、倉沢資成、齋藤誠、鶴光太郎、藤原美喜子、渡辺努の各氏をはじめとする、経済産業研究所、一橋大学、横浜国立大学におけるセミナー参加者から有益なコメントをいただいたことに感謝したい。あり得べき誤りは著者の責任に属する。

1 はじめに

1990年代末以降、都市銀行相互の大型合併が相次いで行われる一方、2002年に金融庁は地方金融機関の統合を推進する方針を発表した。日本の銀行業は大きな統合の波を経験しつつある。銀行統合は銀行経営と金融システムにどのような影響を与えるであろうか。この論文では、戦前日本の経験に関する分析を通じて上の問題にアプローチする。1920年代以降、日本の銀行業は大規模な統合の波を経験した。現在進みつつある銀行統合は、この戦前の波に次ぐ銀行統合の第二の波というべきものであり、前者の経験から多くの知見を引き出すことができると考えられる。

戦前の日本の金融システムに関する先行研究は主に二つの側面からその脆弱性を強調してきた。第一に、預金保険制度などのセーフティーネットが整備されない状況下で多数の小規模な銀行が乱立していたため、預金取付けがしばしば発生し、それらの銀行が休業に追い込まれることがまれではなかった。Saunders and Wilson(1999)によれば、戦前には英国やカナダにも預金保険制度が存在しなかったが、20世紀以降、両国の銀行数が200を超えることはなかった。これに対して、20世紀初め、日本の銀行数は、貯蓄銀行を含めて2000を上回っていた。一方、Yabushita and Inoue(1993)によれば、1896年から1927年の間に集中的な預金取付けが16回発生した。なかでも昭和金融恐慌として知られる1927年の預金取付けは全国に波及し、銀行総数の3%に当たる45の銀行が休業に追い込まれた。特に都市部への影響は深刻であり、東京に本店を置く銀行の8%が休業を余儀なくされた。

第二に、多くの銀行が資本的・人的な関係を通じて特定の事業会社にコントロールされており、こうした銀行がそれらの事業会社に対して不適切な貸出を行った結果、銀行の資産内容が悪化して、最終的に破綻という形で市場から退出するケースが頻繁に観察された(加藤(1957); Okazaki and Yokoyama(2002); 白鳥(2002))。Okazaki and Yokoyama(2002)は、銀行役員が事業会社の役員を兼任しているケースを網羅的に調べたうえ、役員が事業会社役員を兼任している件数が多い銀行ほど、その経営パフォーマンスが低かったという関係を明らかにした。¹戦前日本に広く見られたこのような銀行と企業の関係は、銀行が企業をモニタリングするという戦後日本のメインバンク制における関係とは逆であり、銀行経営および金融システムの安定性にとって望ましいものではなかった。

事業会社が銀行をコントロールするという関係は必ずしも戦前の日本特有のものではない。La Porta, Lopez-de-Silanes and Zamarria(2002)は、事業会社による銀行のコントロールをメキシコのケースについて分析するとともに、他の多くの発展途上国でも同様の関係がみられると指摘している。彼らの研究は、メキシコの金融危機以降に破綻した銀行は存続している銀行と比較して関係する事業グループへの融資比率が高かったことを明らかにした。

一方、初めに指摘したように、1920年代以降の日本で銀行統合が急速に進展した。本論

¹ Okazaki and Yokoyama(2002)は、経営パフォーマンスの指標としてROA、預金・貸出比率、預金資本比率、休業確率、取付け発生確率など幅広い指標を取り上げている。

文では、この銀行統合の波が、上記のような特徴を持っていた日本の金融システムにどのような影響を与えたかについて検討する。その際、われわれは二つ方向からアプローチする。第一は、銀行統合と銀行のガバナンス構造との関係である。統合は銀行の所有関係を変え、したがってその経営に影響を与える可能性がある。ここでは、銀行のガバナンス構造について、事業会社との役員兼任関係に焦点を当てる。すなわち、役員兼任関係の量的な広がりや役員兼任関係の性質が、銀行統合によってどのように変化したかを分析する。銀行と事業会社の密接な関係は戦前日本および今日の発展途上国のみではなく、19世紀のアメリカ東部でも見られたことが知られている(Lamoraux(1994))。このことは、こうした関係が経済発展の初期にある程度普遍的に見られる現象であることを示唆している。本稿はその関係の解消過程に関する初めての実証研究である。

二番目のアプローチは、銀行統合が銀行の経営パフォーマンスに与えた影響を分析することである。その際、戦前の金融システム安定性と特に密接に関わっていると考えられる預金吸収力と収益性の二つ指標に注目する。預金保険制度が存在しなかった戦前の日本では、預金取付けの頻発が示すように、預金者が銀行の倒産リスクに対して敏感であった。このような預金者の行動様式を前提とした場合、銀行統合のメリットは預金保険制度がある場合より大きいと考えられる。統合によって銀行の規模が大きくなり、貸出ポートフォリオの分散が可能になることを通じて、預金者のリスクが軽減されるからである。実際、Saunders and Wilson(1999)は、戦前に預金保険制度がなかった英国やカナダにおいて、銀行統合が進んだ1900年代前半に銀行の自己資本比率が顕著に下がったことを明らかにし、この変化を、預金者が要求する自己資本比率の水準が統合によって低下したことを示唆するものと解釈している。しかし、彼らの研究は統合の効果を統計的にテストしているわけではない。預金保険制度が存在しない状況下における銀行統合の効果を統計的に検証したことは、本論文の貢献といえよう。

本稿の構成は次の通りである。第2節では銀行統合の歴史的背景を概観する。第3節では銀行統合とガバナンス構造の関係を銀行役員の兼任数に焦点を当てて分析する。第4節では統合が銀行経営パフォーマンスに及ぼした影響を検証する。第5節は結論とインプリケーションに関する議論にあてられる。

2 銀行統合の過程とその歴史的背景

戦前日本における銀行業の産業組織は多くの点で戦後のそれと異なっていた。特に大きな相違は、20世紀初頭まで銀行業に対する参入規制が緩やかであったために、多くの銀行が設立され、またその結果、破綻や統合を通じた市場からの銀行退出が頻繁に観察されたことである。

1872年の国立銀行条例に始まった日本の銀行業は、国立銀行の普通銀行への転換、多数の普通銀行の参入を通じて急速に拡大した。民間銀行数は1901年のピーク時には2334行に(普通銀行1890行、貯蓄銀行444行)に達した(Figure1)。一方、この前後から破綻と

いう形で市場による銀行の淘汰が開始され、またそれに対応して政府当局も金融システムの安定性の観点から銀行数の抑制と銀行の大規模化をめざした政策的介入を開始した（岡崎(2002a)）。

当初、政府当局は、新設銀行を許可する際に払込資本金の下限を設けることによって小規模銀行の新規参入の抑制を図った。次いで 1920 年代に入ると、政府当局は銀行および銀行支店の新設を原則として認めない方針をとるとともに銀行統合を推進し、その結果、1920 年代に銀行統合が大幅に増加した。（Table1）

政府による銀行統合政策の有力な手段となったのが 1927 年に制定された銀行法である（1928 年実施）。銀行法は普通銀行を株式会社に限定し、その最低資本金を 100 万円とするとともに、既存銀行にも 5 年間の猶予期間内にこの条件を満たすことを義務づけた。²銀行法公布時に存在した普通銀行 1,420 行のうちこの条件を満たしていない銀行は半数以上の 807 に達した。しかも当局はこれらの銀行に対して単独で増資することを原則として認めなかったため、多くの銀行が解散か統合かの二者択一を迫られることになった。Table 1 から、統合による退出銀行数が銀行法が施行された 1928 年に 222 行のピークとなり、銀行法が銀行統合を促進したことが読みとれる。その後、戦時下の 1940 年代に政府が強権を背景として銀行統合をさらに進めた結果、終戦時には民間銀行数は 65 まで減少し、ほぼ今日に至る日本の銀行業の市場構造が形成された。

政府当局が銀行統合を推進した背景には、多数の小規模銀行の存在が金融システムを不安定にしているという認識があったが、戦前の日本には規模や銀行数の問題に解消されない別の金融システム不安定化要因が存在した。銀行が特定の事業会社のコントロールを受けるという「機関銀行」関係がそれである（加藤(1957)）。³多くの場合、機関銀行と関係する事業会社の間には役員の兼任関係が存在した。当時の銀行のどの程度の部分が、事業会社のコントロールに服しているという意味での機関銀行であったかについては現在のところ定量的な研究はないが、Okazaki and Yokoyama(2002)は、1926 年時点で普通銀行の約 9 割が事業会社との間に役員兼任関係を有しており、その背景として、銀行と事業会社に共通する大株主が存在して、彼らが双方の役員に就任することが多かったことを指摘している。

また Okazaki and Yokoyama(2002)は、役員兼任関係が銀行経営に負の影響を及ぼしていたことを定量的に示した。すなわち、1 人の銀行役員が 1 つの事業会社の役員を兼任して

² 東京・大阪に本支店を有する銀行は 200 万円、人口 1 万人未満の地域に本店を有する銀行は 50 万円。

³ La Porta, Lopez-de-Silanes and Zamarripa(2002)は、銀行が事業会社や個人によって支配されている国としてメキシコ以外に、パングラディッシュ、ボリビア、ブルガリア、ブラジル、チリ、コロンビア、エクアドル、エストニア、グアテマラ、香港、インドネシア、カザフスタン、ケニア、韓国、ラトビア、パラグアイ、ペルー、フィリピン、ロシア、南アフリカ、台湾、タイ、トルコ、ヴェネゼラを挙げ、発展途上国ではこのようなガバナス構造が頻繁に観察されると述べている。

いる場合にそれを兼任数 1 とカウントして各銀行の役員兼任件数を求めたうえで、その役員兼任件数が各銀行の収益性（ROA）と負の関係にあったことを明らかにした。この事実は、加藤(1957)、高橋・森垣(1968)をはじめとする、機関銀行および金融恐慌に関する多くの文献と整合的である。

機関銀行関係が金融システムの不安定要因となっていることは、当時の政策当局も認識していた。1927年に制定された銀行法が、銀行役員が事業会社の常務に従事する場合、大蔵大臣の許可が必要であるとしたことはそのような認識を反映している。さらに、本稿のテーマとの関連で注目されるのは、政策当局が、銀行統合が機関銀行関係の解消に寄与すると考えていた点である（白鳥(2002)）。ここで当局が銀行統合に期待した効果は、中小銀行が大銀行に統合されてその支店となった場合、大銀行本店のコントロールによって情実的な貸出が減少するというものであった。⁴さらに、当局は、統合による銀行規模の拡大が、専門的な経営者の雇用が可能にするという効果をも期待していた。専門経営者の雇用には規模の経済性があると考えられたためである。

3 統合のガバナンス構造への影響

3.1 データとサンプル

上述の通り、戦前の日本では、事業会社が銀行をコントロールすることが金融システム上の大きな問題の一つとなっていた。本節では統合が銀行のガバナンス構造に与えた影響について、銀行と事業会社の役員兼任関係に焦点を当て検証する。事業会社やその役員による銀行株式の保有に関する情報を体系的に利用することは難しく、また銀行の貸出先の明細など、銀行の資産内容に関する情報は利用可能ではないが、Okazaki and Yokoyama(2002)および機関銀行に関する多くの文献に従えば、銀行と事業会社の結びつきの強さは役員兼任に関する情報である程度まで把握できると考えられる。

銀行統合が役員兼任関係に与えた影響を分析するため、サンプル期間として、銀行法の公布によって統合件数が大幅に増加した1927年1月から1929年12月までの3年間を取り上げる。統合に関するデータの出所は日本銀行『銀行事項月報』（日本銀行[1964]所収）である。この資料から、個々の銀行統合について、実施年月、参加銀行名、本店が所在する府県名、統合前の資本金、統合後の資本金、および統合形態(買収、吸収合併、新立合併)などの基本的な情報を得ることができる。統合形態のうち、新立合併は、全ての合併参加銀行が解散して1つの新銀行を設立する方式を指す。こうした統合形態に関する情報は、そこから、各統合が吸収的であったか対等的であったのかを判断することができる点で有

⁴ Stein(2002)では、集権的組織は分権的組織と比べてソフトな情報を扱う取引に優位性はないことを理論モデルを用いて示している。このモデルのインプリケーションとして、銀行が統合して大きくなると中小銀行向け融資に従事する割合が低くなる可能性を指摘している。事業会社と銀行の墮落した関係はソフトな情報に基づくものと考えることでSteinモデルを用いて当局が銀行統合に期待していた効果を解釈することができる。

用である。金融研究会(1934)は、統合前の銀行間の力関係が対等な場合は新立合併という形態を取り、銀行間の力関係の差が明確な場合は吸収合併か買収という形態で行われることが多かったとしている。また買収と吸収合併については、『銀行事項月報』に存続銀行と消滅銀行が示されているため、容易に吸収側と被吸収側を区別することができる。

個別銀行の財務データについては『大蔵省銀行局年報』各年版を用いる。同資料には大蔵省の管轄下にある全ての銀行の財務データが掲載されている。⁵ただし、そのデータは基本的に貸借対照表関係の情報に限られる。⁶一方、各銀行の役員兼任に関するデータは東京興信所『銀行会社要録』に基づいて構築した。この資料から、原則として資本金 20 万円以上の銀行・事業会社の役員の氏名と役職を会社ごとに把握することができる。⁷役員兼任のカウントの仕方は Okazaki and Yokoyama(2002)に従い、1 人の銀行役員が 1 社の事業会社の役員を兼職している場合に兼任数(interlock)を 1 とし、もし彼が 2 つの事業会社の役員を同時に兼ねていれば兼任数を 2 と数える。また、われわれの関心は統合前後の役員兼任関係の変化にあるので、1926 年と 1931 年の『銀行会社要録』を用い、これら 2 つの年について銀行と事業会社との役員兼任関係に関するデータベースを構築した。⁸

Table2 は統合サンプルを選別する前のサンプル全体について、『銀行会社要録』から得られるデータをまとめたものである。1926 年のサンプル銀行の約 8 割が、役員兼任を通じて事業会社と関係を持っていた。これは、Okazaki and Yokoyama[2002]の論点を再確認する結果である。また、払込資本金規模別にみると、大きな銀行ほど兼任している役員が存在する割合が高く、1 銀行平均の兼任数、銀行役員 1 人当たり兼任数についても同様の関係が

⁵ 1926 年の『銀行会社要録』に収録されている銀行数は 1079 であるに対し、『大蔵省銀行局年報』(1926 年末)では 1420 行の財務データが利用可能である。このうち両方のソースで共通にデータが利用可能なサンプルは 1007 行である。

⁶ 『大蔵省銀行局年報』において利用可能な個々の普通銀行に関する情報は、公称資本金、払込資本金、諸準備金、当座預金、特別当座預金、定期預金、その他預金、預金合計、証書貸付、当座貸越、割引手形、コールローン、貸出金合計、所有有価証券、預け金、現金、利益金、当該期積立金、利益配当率、支店数、株主数である。

⁷ この資料は東京興信所が毎年 4 月前後に府県別に情報を収集して作成したものである。また、索引には個人別の情報が掲載されており、ここから役員となっている全ての会社名とそこでの役職に関する情報を把握できる。複数の会社の役員を兼任している場合、1 度でこの情報が把握できる点で Okazaki and Yokoyama[2002]が用いた『全国諸会社役員録』より便利である。他方、後者の方がカバーしている事業会社数が多い。1926 年における対象事業会社数は、「銀行会社要録」が 8680 社に対して「日本諸会社役員録」は 15060 社である。しかし、われわれが注目している銀行役員の兼任数を 2 つの資料の間で比較すると、『銀行会社要録』のデータは『全国諸会社役員録』のその 85%以上をカバーしている。さらに対象銀行数が 10%ほど『全国諸会社役員録』の方が多いことを考慮すると、『銀行会社要録』が対象としている 1079 行の役員兼任数のカバー率は少なくとも 90%を超えると考えられる。

⁸ われわれが分析の対象としている役職は原則として頭取(社長)、副頭取(副社長)専務、常務、取締役、監査役である。ただし、執行役員(頭取、副頭取、専務、常務)を置かない銀行も存在する。

観察される。1926年から31年にかけての変化に注目すると、銀行規模と兼任数について
の関係は大きく変わっていないが、1銀行当たりの兼任数と役員1人当たりの兼任数はわ
ずかに増加している。

次に銀行統合の効果を検出するための統合サンプルを選別する。サンプル期間の1927年
~1929年は銀行統合件数の最も多い年にあたるが、次の二つの理由からその間に発生した
全ての銀行統合をサンプルとして利用することはできない。第一にデータの利用可能性に
よる制約である。これは『銀行会社要録』に払込資本金20万円未満の銀行が収録されてい
ないことによるものであり、統合に参加した銀行の中に払込資本金が20万円未満の銀行が
含まれる場合、その統合はサンプルから除外した。第二の理由はサンプル期間以前に行わ
れた統合の影響を取り除くことである。そのため、サンプル期間初年の前年にあたる1926
年に発生した統合に関与した銀行が、サンプル期間内にふたたび統合に参加した場合、そ
の統合はサンプルから除外した。また、役員を選任に関する調整期間として最低1年程度
の間隔を取るために30年に発生した統合もサンプルから除外した。

Table3のPanel Aには、以上のようにして選別された、銀行統合とそれに参加した銀
行のサンプル数が示してある。統合に参加した銀行は、統合の形態によって4つに分類さ
れている。そのうち複数回というのは1927年から29年の間に複数回の統合を行った銀行
である。戦前の銀行統合の特徴として、統合が地方を中心として進み、地方の有力銀行の
中には連続して複数回の統合を行ったケースが多かったことが挙げられる。このように複
数回の統合を行った場合も、1回の統合に3つ以上銀行が参加した場合と同様に考えれば
分析が可能であるため、サンプルに含めている。⁹合計の統合サンプル数69件に対し参加
銀行が172行となっているのは複数回統合を行った銀行を含めていることに加え、新立合
併の場合、1件の統合に多数の銀行が参加するケースが多かったことによる。Table3のPanel
Bには統合前における銀行の規模と役員兼任数に関する情報が示されている。役員
の兼任数は規模の大きな吸収銀行が多いが、総資産で基準化すると逆に被吸収銀行の方が多いこ
とがわかる。

3.2 統合と役員兼任関係の数量的変化

まず、銀行統合が役員兼任を抑制する効果があったかどうかについて検証する。そのた
め、統合を行った銀行について、統合前(1926年)から統合後(1931年)にかけての役員兼任
数の変化を次のように定義する。

$$\Delta INTERLOCK_i^C = INTERLOCK_{31}^C - (INTERLOCK_{26}^1 + INTERLOCK_{26}^2) \quad (1)$$

⁹ 複数回統合した18の銀行グループのうち、統合回数の内訳は2回統合したものが15グ
ループ、3回統合したものが3グループである。Berger and Humphrey(1992)は、2年連
続して統合しているケースも1回の統合のみなしサンプルに含めている。

上式の $INTERLOCK31_i^C$ は、統合銀行の 1931 年における役員兼任数、

$INTERLOCK26_i^k$ ($k=1,2$)は統合に参加した銀行の 26 年における役員兼任数を表している。

非統合銀行については単純に 1931 年から 1926 年の役員兼任数の差をとって、(1)式で求められた統合銀行の値と比較する。

Table 4 の Panel A は、統合銀行、非統合銀行の各グループ別に、役員兼任数の変化を示している。役員兼任数は両グループでともに減少した。この期間に全般的な役員兼任数の減少が生じた理由として、前述した銀行法の役員兼任規制の影響が考えられる¹⁰。役員兼任数の変化率を統合グループと非統合グループの間で比較すると、前者の方が後者より減少率が 10%以上大きい。この事実は銀行統合が役員兼任を減少させる効果があったことを示すように見える。しかし、結論を出すためには統計的検定を含めてより綿密に検討を行う必要がある。

Table4 の Panel B では 1926 年における役員兼任数の大きさによって銀行を区分し、区分されたクラス別に、役員兼任数の変化を統合グループと非統合グループの間で比較している。兼任数の減少は両グループのほとんどのクラスで観察されるが、1926 年時点の兼任数が大きいクラスほど兼任数の減少幅が大きい。一方で 1926 年時点の役員兼任数の分布は統合銀行と非統合銀行との間に相違があり、非統合銀行は統合銀行に比べて兼任数の分布が少ない方に偏っている。したがって、単純に統合グループと非統合グループの間で役員兼任数の減少を比較すると、統合銀行の役員兼任数の減少を過大評価するバイアスがかかると考えられる。¹¹

そこで全ての非統合銀行を比較対象とするのではなく、各統合銀行に対して適当な比較対象を非統合銀行から選別する方法をとる。選別にあって特に配慮したのは、1926 年の役員兼任数、資産規模および地域の 3 点である。¹²Table4 の Panel C では選別された非統合銀行(peer group)について統合銀行と比較を行っている。先の結果と大きく異なる点は、統合グループと非統合グループの間で、全クラス計の兼任数変化に有意な差が見られなくなることである。また兼任数のクラス別に検定を行っても、統合銀行の兼任数の減少分が

¹⁰ 伊藤(2002)によれば日本銀行の考査は 1928 年から始まり、日本銀行の取引先銀行について健全経営を促すような検査が行われたが、取引先は 315 行(1928 年)と少なく銀行全体の 1/4 程度であった。また、大蔵省の検査は 1927 年に始まり銀行統合政策を補完する役割として機能していたことが指摘されている。しかし、当局が役員の兼任に関して実際にどのような対処をしたかについては明らかにされていない。

¹¹ 統計的検定を行った場合、統合グループと非統合グループの役員兼任数の変化が等しいという帰無仮説は 1%水準で棄却される。(t 値は 5.32)

¹² ただ、1926 年における非統合銀行の役員兼任数の分布は既に指摘している通り少ない方に偏っているため、役員兼任数の多い銀行の選別に関して裁量余地はほとんどないといってよい。また、26 年の役員兼任数が 10 件以下の銀行の選別に関しては必ず兼任数が等しい銀行を選別している。

有意に大きいのは上から 2 番目のクラスについてのみである。さら統合銀行が非統合銀行よりも役員兼任数を減少させたケースは全体の半分以上となる(69 件中の 32 件)。

Table5 は役員兼任数の減少を変化率で測った場合について、上と同様の分析を行った結果を示している。全統合サンプル 69 件の中で、1926 年時点で役員兼任関係が存在しない 4 件を除いた 65 件の統合を対象として、役員兼任数の変化率を、各銀行について選別されたコントロールサンプルと比較している。統合グループは統合前後で単純平均(Mean)ベースで役員兼任数を 25%減少させたのに対しピアグループは 17%減少させた。しかし、これらの値が等しいという帰無仮説は統計的に棄却できない。また統合銀行の兼任数の減少率が各々の比較対象銀行に対して大きいケースは全体の 49%と半分程度であり、統合銀行の役員兼任数減少率がピアグループより大きかったとはいえない。

銀行統合が役員兼任に与える影響は、統合の形態によって異なる可能性がある。そこで Table5 の Panel B では、吸収合併・買収と新立合併を区別して役員兼任数変化率の差に関する検定を行っている。いずれの形態についても統合銀行とピアグループの間で役員兼任数の変化率が等しいという帰無仮説を棄却できない。統合前の兼任数が小さい銀行については変化率の分散が大きくなる傾向がある。Panel C では、この点を考慮して、統合前の兼任数の大きさによって 3 つのクラスに区分して同様に検定を行っている。この場合も、統合グループの兼任数減少率が非統合グループより有意に大きいのは統合前の兼任数が中程度(6-21 件)のクラスのみであり、しかもその場合も有意水準は 10%と必ずしも高くない。

これまでの結果をまとめると、銀行の役員兼任数には全体として減少傾向が観察されるが、特に統合銀行についてこの傾向が顕著にみられるわけではないといえる。しかし、このことは統合が役員兼任関係に影響を与えなかったことを意味しない。この点は次のように示すことができる。まず新立合併に注目すると、参加銀行の統合前時点の役員兼任数は 221 件(役員数 122 人)、統合後のそれは 131 件であった。統合前の兼任関係 221 件のデータを詳しく検討すると、銀行の役員が事業会社の役員を兼任しているだけでなく、統合相手の銀行の役員も兼任しているケース(以下、重複役員と呼ぶ)が少なくなかったことがわかる。新立合併に参加した銀行の兼任役員 122 人中 20 人が重複役員であった。これら重複役員は統合後もその 75%が新銀行の役員として残った。この事実は、新立合併の中には、同じ企業グループに属する銀行どうしの間で行われたケースがかなりあったことを示唆している。このような場合、銀行統合が同じグループ内の事業会社と銀行との関係を変えることは考えにくい。

他方、吸収合併・買収によって消滅した銀行の役員の中で兼任関係を持っていたもの 193 人中、重複役員は 5 人にすぎなかった。さらに、吸収合併・買収が被吸収銀行の役員兼任関係を排除する効果を強く持っていたことは Table6 に示されている。この表は、吸収合併・買収 50 件のうち、統合前に被吸収銀行の役員兼任数がゼロでなかった 37 件について、兼任関係を持っていた役員および彼らの兼任関係が、統合に伴ってどの程度排除され

たかを示している。上記の兼任関係を持っていた役員 193 人のうち、175 人(91%)が統合に伴って新銀行の役員から排除され、またそれに伴って兼任関係も 92%が排除された。さらに、統合サンプル 37 件のうち 22 件については被吸収側の兼任役員全員が排除された。

注意しなければならないのは統合に伴って事業会社とつながりがある役員が入れ替わるケースである。上の分析では統合前の段階で被吸収銀行の兼任役員が排除されたかどうかについて焦点を当てており、新銀行の役員の中で被吸収側とつながりを持つ者が新たに役員に選出された場合には、兼任役員が排除される効果を過大評価してしまうことになる。そこで追加的に新銀行の役員兼任全体の中でどの程度がもともと被吸収銀行と関係を持っていた事業会社であるかを Table6 の 13 に示してある。13これによって、新銀行の役員兼任関係のうち、被吸収側の影響力が働いているものはわずか約 6%に過ぎなかったことを確認できる¹⁴。

3.3 執行役員の兼任関係への影響

これまでは銀行役員全体について統合の兼任関係に対する影響を分析してきたが、ここでは役員の中で執行役員(頭取、副頭取、専務、常務)に焦点を当てる。銀行役員の中で執行役員は通常、融資等の経営上の意思決定に強い影響力を持っている。その場合、役員兼任の弊害についても執行役員が事業会社と結びついている場合の方が、取締役・監査役が結びついている場合より相対的に大きいであろう。さらに、執行役員に焦点を当てることによって、統合に伴う銀行規模の拡大が専門的経営者の雇用を可能にするという、当時の政策当局が想定していた効果のテストも同時に行うことができる。

Table 7 では統合前後の執行役員の兼任状況を統合銀行と非統合銀行で比較している。ただし、当時の銀行の一部には経営陣の役職として執行役員を置かないところもあったため、そのような場合はサンプルから除外した。また、(1)ではコントロールサンプルとして全ての非統合銀行を用いており、(2)ではこれまでの分析で用いた選別された非統合銀行(ピア

¹³ 吸収側(acquirer bank)と被吸収側(target bank)が同じ事業会社に支配されていて別々の役員を送り込んでいるケースは被吸収側の影響力が残っていると解釈するには適当ではないと考えられるので数には含めていない。

¹⁴ Table6 の結果から被吸収側の役員が新銀行の権限から排除される効果はかなり強く働いていると考えることができよう。しかし、被吸収側の役員が実際に排除された時点で潜在的に約 370 件の兼任数が減少することになるが、実際にこれら 37 件の統合に伴い減少した兼任数は 300 件程であり、その差の約 70 件分については吸収側の銀行が新に事業会社との兼任関係を強めたことになる。この理由として後藤(1991)が指摘するように当時は統合に伴い不良資産を切り捨てるため新たに資本増強を行う必要がありしばしば出資を募るケースがあり、その場合に関係をもつ事業会社から新たに出資を受けていれば関係を強めることになるので役員の兼任数は増加するケースも考えられる。しかし特に顕著に兼任を強めている銀行の中には 5 大銀行(三菱銀行・第一銀行)なども含まれており、こうした銀行については別の理由が存在していた可能性がある。

グループ)を用いている。¹⁵

まず執行役員の兼任数の変化を確認すると、統合銀行についてはいずれのケースでも40%程度兼任数が減少している一方、非統合銀行の減少率は15%程度にとどまっている。この結果を全ての役員を対象としたTable 4のPanel Aと比較すると、執行役員のみを対象とした場合の方が、統合銀行の役員兼任数の相対的減少がより顕著に表れていることがわかる。さらに、兼任数の変化に関して統計的な検定を行うと(1),(2)のいずれについても統合銀行が非統合銀行に対して有意に多く役員兼任数を減少させたという結果になる。このように執行役員について統合による兼任数の減少が顕著に表れた理由として、先に述べた被吸収銀行の役員を排除する吸収合併・買収の効果が、執行役員についてより強く働いたことが考えられる。吸収側の銀行としては、仮に何らかの理由で被吸収側の役員を残さなければならない場合でも権限が強い執行役員に据えることは避けるであろう。さらに執行役員のポストは数が少ないため、参加銀行が多い統合については統合前の執行役員が新銀行の執行役員から外される確率が高まることになる。

次に専門的役員の変化に注目する。ここで専門的役員は兼任関係を1つも持たない執行役員を指している。Table 7によれば(1),(2)のいずれのケースについても統合銀行の執行役員全体に占める専門的役員の割合は、統合前後でほとんど変化していない。一方、非統合銀行については専門的役員の割合が若干高くなっており、統合銀行の専門的役員の割合が非統合銀行に対して相対的に上昇したとはいえない。執行役員1人当たりの兼任数も経営者の専門性という観点から重要な指標であろう。¹⁶この指標について統合銀行と非統合銀行で比較すると、統合銀行については若干上昇しているが、非統合銀行については逆に減少している。前述のように、当時の政府当局は銀行統合が専門的経営者の雇用を増加させることを期待したが、実際にはそのような効果は見られなかったということになる。

3.4 統合と役員兼任関係の質的变化

次に統合による役員兼任関係の質的な変化を検証する。吸収合併・買収が被吸収銀行の兼任役員を排除する強い効果を持っており、また統合にともなって執行役員の兼任数の減少が顕著に生じたというこれまでの分析結果は、銀行統合が役員兼任関係の性質を変化させた可能性があることを示唆している。そこで以下では、Okazaki and Yokoyama(2002)において役員兼任数と特に強い負の関係が報告されている収益性(ROA)に注目して、その関係が統合前後でどのように変化したかを検証する。まず、ROAを被説明変数、役員兼任数を説明変数とした以下のような式を統合前(1926年)と統合後(1931年)について推定

¹⁵但し、統合銀行と対応する非統合銀行の両方について執行役員が存在するものをサンプルとしている。

¹⁶銀行以外に1つの事業会社の役員を兼任している場合と5つの事業会社の役員を兼任している場合とでは前者の方が銀行経営に費やすことのできる時間や労力は多くなると考えられる。したがって役員1人当たりの兼任数は銀行がどの程度専門的経営されているかを示す指標と見ることもできる。

する。その際、『銀行局年報』に掲載されている利益のデータがゼロで切断されているため、推定は Tobit によって行う。¹⁷

$$ROA_i = \beta_0 + \beta_1 LN(1 + INTERLOCK_i) + \beta_2 URBAN_i + \beta_3 LN(ASSET_i) + \beta_4 BRANCH_i \quad (2)$$

ここで $URBAN_i$ は各銀行の本店が所在する府県が都市部(東京、神奈川、愛知、京都、大阪、兵庫)であれば 1、それ以外では 0 をとるダミー変数を表し、また $ASSET_i$ 、 $BRANCH_i$ はそれぞれ総資産額と支店数を表す。(2)式をデータが利用可能な全ての銀行について統合前と統合後について推定した結果が Table8 の [1] と [2] に示されている。¹⁸ まず $LN(1 + INTERLOCK_i)$ の係数に注目すると、統合前の 1926 年については負でかつ 5%水準で統計的に有意である。すなわち、役員兼任関係は銀行の収益性に負の影響を与えていた。この結果は Okazaki and Yokoyama(2002)の結果と整合的であり、役員兼任関係が当時の金融システム上の大きな問題であったことが確認される。¹⁹ また、 $URBAN_i$ 、 $ASSET_i$ の係数はともに有意に負となっている。これは、大規模・中規模銀行が都市部を中心とした競争的な市場で主に活動していたのに対して、中小銀行の中には地方の隔離された市場で独占的な地位を有しているものがあったという事情を反映していると考えられる。²⁰ 一方、統合後については、役員兼任数の係数の符号は依然として負であるが、係数の大きさは統合前と比べると約 40%小さくなっており、しかも統計的に有意ではない。銀行業全体について、1926 年から 1931 年の間に、事業会社との間の役員兼任関係が経営に与えるマイナス効果が小さくなったといえる。

しかしこれだけで、その変化が統合によってもたらされたと判断することはできない。この期間には統合以外に破綻・解散などを通じて市場から退出した銀行が数多く存在するからである(岡崎(2002a))。役員兼任と銀行経営との関係が銀行統合によって変化したこ

¹⁷ ここでの ROA の定義は (2 * 下期利益) / 期末総資産としている。ただし、完全なバランスシート情報がないため、期末総資産は期末資本金と期末預金額を合計したものをを用いている。また、ROA を (上期利益 + 下期利益) / 期末総資産としても結果はほとんど変化しない。

¹⁸ 役員兼任数以外のデータについては全て『大蔵省銀行局年報』を用いており、統合前は 26 年末、統合後については 30 年末のデータを用いている。

¹⁹ Okazaki and Yokoyama(2002)は説明変数として $INTERLOCK_i$ については自然対数値をとらずそのまま用いている。また、その他の説明変数は $FORM$ (会社組織が株式会社であれば 1 をとりそれ以外ではゼロとするダミー変数)のみである。ここでは彼らのモデル全体の説明力が低いことを考慮して若干モデルを修正している。ただし、 $FORM$ には説明力がほとんどなかったため本稿の推計式には含めなかった。

²⁰ 当時の銀行産業の構成はほとんどが中小規模銀行であり、ここで示されている規模と収益性の負の相関関係は、伊牟田(1980)、寺西(1982)で指摘されるような小規模銀行及び大規模銀行と比べて特に中規模銀行の経営パフォーマンスが低かったという 3 重構造を反映したものと考えられる。

とを示すためには、統合銀行と非統合銀行を比較する必要がある。そこで次に、本節の分析で用いた統合銀行と非統合銀行をサンプルとして同様の推計を行う。役員兼任数の影響については、統合銀行と非統合銀行を区別するため、説明変数に $LN(1 + INTERLOCK_i) * CONS_i$ および $LN(1 + INTERLOCK_i) * (1 - CONS_i)$ を加える。ここで $CONS_i$ は統合銀行ならば1 それ以外ではゼロをとるダミー変数を表している。したがって追加した2つの説明変数は、それぞれ統合銀行および非統合銀行における役員兼任数の影響を示す。²¹推定結果はTable8の[3]と[4]の通りである。

統合前の役員兼任数の係数は、統合銀行および非統合銀行ともに負となっているが、統合銀行は1%水準で統計的に有意であるのに対して、非統合銀行は有意でない。すなわち、統合前の段階では、その後統合に参加することになる銀行の兼任関係は、非統合銀行より相対的に質の悪いものであったといえよう。一方、統合後について同様の分析を行うと、統合銀行の役員兼任の係数は、依然として負であるが、その絶対値は大幅に低下し、しかもz値が低下して統計的にはほとんど有意でなくなっている。一方で非統合銀行の役員兼任の影響には大きな変化はみられない。この結果は、統合によって役員兼任関係の質が変化したことを示すものと解釈することができよう。

なぜこのように大きな変化が観察されたのであろうか。この点を調べるために、統合をまず吸収合併・買収と新立合併に区分し、さらに前者における吸収側(acquirer bank)と被吸収側(target bank)の役員兼任の影響を分離して推計を行ったのが[5][6]である。ここで $ABSO_i$ 、 EQ_i は吸収的統合(吸収合併・買収)および対等的統合(新立合併)を表すダミー変数である。ただし、統合前においては $ABSO_i$ は吸収的統合における吸収側(acquirer bank)を表しており、 $ABSOTRG$ で吸収的統合の被吸収銀行(target bank)を表す。

統合前の1926年に関する推計結果を見ると、被吸収銀行の役員兼任数の係数を吸収銀行と比べると、被吸収銀行の係数は1%水準で統計的に有意に負であり、またその絶対値が吸収側の係数よりはるかに大きかった。これは、統合前に被吸収側の役員兼任関係の質が相対的に質の悪いものであったことを示している。新立合併に参加した銀行の1926年における役員兼任数の係数は、吸収銀行と被吸収銀行の中間の値となっている。定数項ダミー($ABSO_i$, $ABSOTRG$, EQ_i)の係数はいずれも正であり、コントロールサンプルである非統合銀行と比べて役員兼任関係以外の要因で収益性が高かったことを示している。 $ABSOTRG$ の係数が特に大きいのが、これは、先にも指摘した通り、被吸収銀行が地域的な市場で独占的な地位を持っていたことを反映していると考えられる。²²

²¹ Table8の[3],[4],[5],[6]の推計結果は定数項ダミー($CONS_i$, $ABSO_i$, $ABSOTRG_i$, EQ_i)とその役員兼任数との交差項を両方を含めたものを提示しているが、定数項ダミーを含めず役員兼任数との交差項のみを用いた場合も結果はほとんど変わらない。

²² 岡崎(2002a)では当時の銀行産業から退出の特徴として合併・買収による形態で退出した銀行は破綻や解散によって退出した銀行と比べてパフォーマンスが高かったことを示している。ここで分析対象としている被吸収銀行(target bank)は、役員兼任関係から収益性に

一方、統合後の結果をまず新立合併に参加した銀行について見ると、役員兼任数の係数の絶対値が統合前より小さくなっているものの、統合前から係数が統計的に有意でなかったことを考慮すると、役員兼任の質が大きく変わったとはいえない。吸収合併・買収のケースについてみると、統合前に役員兼任の質が悪かった被吸収銀行が定義によって消滅する一方、それを吸収した側の役員兼任数の係数にもほとんど変化が見られない。いいかえれば、他の銀行を吸収したことによって役員兼任関係の質に変化は生じなかった。この結果を3.3の結果と合わせて考えると、吸収合併・買収によって、統合前に質が悪かった被吸収銀行の役員兼任関係の多くが排除され、役員兼任が銀行経営を悪化させるという関係が消滅したということになる。新立合併については吸収合併・買収ほど大きな変化がみられなかったが、これは先に指摘した通り、統合参加銀行が統合前の段階で同じ事業グループに属するケースが多かったことによると考えられる。

4 統合と銀行の経営パフォーマンス

4.1 サンプルと手法

本節では、銀行統合と金融システムの安定性の関係を銀行の経営パフォーマンスの観点から検証する。その際、経営パフォーマンスのさまざまな指標の中で預金吸収力と収益性(ROA)の2つに焦点を当てる。²³預金吸収力に注目する理由は、既に指摘した通り、戦前の日本には預金保険制度が存在しなかったため、預金取付けがしばしば発生し、その結果多くの銀行が休業を余儀なくされたことを考慮したためである。また、収益性を取り上げることについては Yabushita and Inoue(1993)が示した、銀行の休業確率と収益性の間に強い正の関係が存在したという結果に従っている。²⁴

預金保険制度が存在しない場合、次のような理由で銀行統合の効果はよりも大きいと考えられる。預金者が銀行のリスクに対してより敏感であるため、彼らは銀行統合にともなう貸出ポートフォリオの分散を重視し、したがって、統合が預金吸収力を高める効果が大きいであろう。また、預金吸収力が高まることによって取付けの確率が下がれば、準備率を下げるのが可能になり、資金運用の制約が緩和されるので、より期待収益率の高いポートフォリオを構築することができると考えられる。²⁵

負の影響を強く受けていたが、独占等の他の要因によって収益性を高めることができたために破綻や解散までには至らなかった銀行群と考えることができる。

²³ 統合と銀行の経営パフォーマンスの関係については多くの先行研究が存在する。(Berger and Humphrey(1992), Cornett and Teranian (1992), Linder and Crane(1992), Rodes (1992,1998) etc) また、銀行の財務データは損益計算書の項目については利益金のみが利用可能であり、Cost efficiency や Profit efficiency の検証を行うことはできない。

²⁴ ただし、彼らの研究では収益性の指標として ROE を用いているのに対し我々は ROA を用いる。これは、統合により銀行の資産全体の運用効率がどの程度高まったかを同時に検証するためである。

²⁵ Saunders and Wilson(1999)において統合後に銀行の自己資本比率が下がる現象を確認し、これらをリスク回避的な預金者から要求される比率が下がったためであると解釈して

以下では、統合が発生した年を T 年として、T-1 年前から T+2 年および T+3 年にかけての変化を非統合銀行と比較するという方法によって統合が銀行の経営パフォーマンスに与えた効果を検出する²⁶。分析対象とする統合サンプルは 164 件、参加銀行は 392 行である (Table9)。²⁷Table9 には統合前の記述統計量が示されている。吸収合併・買収については吸収銀行(acquirer bank)と被吸収銀行(target bank)を区別してある。資産規模で測ると吸収銀行はその他の銀行(被吸収銀行、新立合併参加銀行、非統合銀行)と比べて規模が大きい。ROA は吸収銀行と非統合銀行が相対的に低い、これは前節で指摘した一部の地域市場における銀行の独占的地位に関する事情を反映していると考えられる²⁸

統合の効果を検証するために、以下のような単純なモデルを OLS によって推定した。年次別に推定を行うことができるほど統合サンプルが十分に大きくないので、全てサンプルをプールして年次ダミーを用いて計測期間の相違をコントロールしている。また、分散不均一性が検出されたため、t 値の計算にあたっては White(1980)の一致標準誤差を用いている。

$$X_i = \beta_0 + \beta_1 CONS_i + \beta_2 LN(ASSET_i) + \beta_3 \Delta BRANCH_i + \beta_4 URBAN_i \quad (3)$$

ここで被説明変数の X_i には T-1 期から T+2 期及び T+3 期にかけての ROA の変化分と預金額の変化率を用いる。説明変数の $\Delta BRANCH_i$ は支店数の変化分を示しており、他の説明変数は前節と同様である。ただし、統合銀行の統合前(T-1 期)の値は、説明変数も被説明変数も統合参加銀行のバランスシートを集計して作成した仮想的な銀行(pro forma bank)の値を用いる。ここでわれわれが注目するのは統合銀行であることを示すダミー変数 $CONS_i$ の係数の符号である。もし統合が経営パフォーマンスに好ましい影響を与えたとすれば、いずれのケースについてもその係数はプラスの値を示すことになる。

いる。ただし、この議論の前提には Calomiris and Wilson(1998)の理論モデルがベースになっているため銀行が資本市場に参加していることが前提とされており、戦前の日本の銀行の多くには妥当しない

²⁶ ここでは、統合サンプルを抽出する際、T-2 年から T+3 年にかけて当該統合以外の別の統合に参加していない銀行を対象にしている。そのためこれ以上の間隔を取ると極端に統合サンプルが減少する。

²⁷ 前節で述べたように、役員兼任のデータソースである『銀行会社要録』は払込資本金が 20 万円以上の銀行を対象としているので、前節の分析ではこのような小規模銀行を含む銀行統合がサンプルから除かれているが、本節のサンプルには払込資本金 20 万円以下の銀行とそれらが参加した統合が含まれている。

²⁸ 統合前の時点で吸収銀行の方が被吸収銀行よりも ROA が低いケースは他の先行研究でも観察されており、規模の違いによる収益構造の差と捉えられている。(Linder and Crane(1992))

4.2 推定結果

推定結果は Table10 に示されている。[1]は[2]は、被説明変数に T-1 期から T+2 および T+3 期にかけての預金変化率を用いて(3)式を推定したものである。 $CONS_i$ の係数はいずれも正でかつ統計的に有意である。すなわち統合銀行の預金吸収力は非統合銀行に比べて有意に上昇した。さらに、 $LN(ASSET_i)$ の係数も正かつ有意であり、規模の大きな銀行ほど、預金吸収力が大幅に上昇したことを示している。これらの結果は、統合による銀行資産規模の増大が預金吸収力を上昇させたが、銀行統合にはこうした規模効果以外にもそれ自体に預金吸収力を高める効果があったことを示している。また、 $\Delta BRANCH_i$ の係数は正かつ 1%水準で有意であり、支店の預金吸収における役割が大きかったことを示している²⁹。

資産規模の大きい銀行の預金吸収力が上昇し理由として、対象としている期間に 1927 年の昭和金融恐慌や 1929 年以降の大恐慌などの大きな負のショックが金融システムに加わったという事情が考えられる。預金保険制度が存在しない下で金融システムが負のショックに直面したことから、預金者はより安全と考えられていた大銀行に預金を移した。寺西(1982)は、1900 年～1940 年のデータに基づいて、両大戦間期に 5 大銀行と郵便貯金への預金シフトの傾向が顕著にみられたとしている。年次ダミーの係数がほとんどの年について有意に負となっているのは、年次ダミーが 1927 年の統合サンプル(25 年末から 28 年及び 29 年末にかけての変化)を基準にしているため、昭和金融恐慌以降も銀行預金から郵貯などの安全資産へのシフトが進行したことを反映したものと見える。このように預金者が安全資産を強く選好していたことを考慮すると、上記の統合自体が持っていた預金吸収力増大効果は、預金者が統合を銀行の倒産リスクを軽減するものと認識していたことを示すものといえよう。

次に[3],[4]に示されているように、ROA の変化については、預金変化率とは逆に $CONS_i$ の係数がいずれも有意に負となる。³⁰推定結果によると、統合によって 0.3%から 0.4%程 ROA が減少したことになる。³¹一方、規模については、 $LN(ASSET_i)$ の係数が示すように収益性に対して強い正の効果が見られる。つまり、預金吸収力と同様に収益性についても

²⁹ 岡崎[2002b]は三菱銀行の内部資料に基づいて 1920 年代以降の同行の支店増設が主として預金吸収に寄与したことを示している。

³⁰ 統合に伴い多くの銀行が増資また減資を行っているため、ここでは次のような資本金の調整を行っている。すなわち、統合後(T+2)の資本金額は T+2 期の値をそのまま用いるのではなく、統合前(T-1 期)の資本金額に T 期から T+2 期にかけての資本金額の変化分を足しあわせたものを用いている。調整を行わない場合、統合の効果は依然として負であるが、統計的有意性は低いという結果になる。

³¹ ただし、(3)の推計は計測期間に破綻・解散などを通じて市場を退出した銀行が含まれていないため、サンプルの選別に関してサバイバルバイアスが存在する可能性がある。そこで、これらを調整するためにサンプルセレクションモデルを最尤法で推定した。その場合、預金吸収力を被説明変数とした式については、CONS の係数の大きさ、統計的有意性ともにより強く正の関係が得られる。一方、収益性を被説明変数とした式については、CONS の係数は T+2、T+3 のいずれも負であるが統計的な有意性はなくなる。いずれにしても統合が収益性に正の影響を与えたという結果は得られない。

何らかの規模の経済性が作用するようになったといえる。吸収合併・買収のケースについて、規模の経済性の大きさを、統合前の総資産の平均値ないし中央値と推定結果に基づいて算出するとプラス 0.05%~0.10%前後となる。しかし、 $CONS_i$ の係数の大きさと比較すると、規模の効果は、統合による負の効果を相殺する程大きなものではなかったといえる。³²Table9 であらためて示されているように、統合前には収益性に関して規模の経済性が機能していたとはいえない。この点を考慮すると[3]、[4]で $LN(ASSET_i)$ の係数が有意に正となったことは銀行の収益構造に変化が生じたことを示唆している。 $Urban_i$ の係数が有意に正となっていることも、1920年代末以降に銀行の収益構造の変化が生じたことを裏付けるものである。³³

本節の初めに述べたように、銀行統合には銀行の収益性を高める潜在的な可能性がいくつか考えられる。しかし現実には1920年代末以降の日本では統合はROAに負の影響を与えた。その原因を分析するため、ふたたび統合の形態に注目する。一般に複数の組織が1つになる際に調整コストが発生するが、そのコストは吸収合併・買収と新立合併の間で異なると考えられる。例えば統合前に融資の審査方式や人事制度などが異なっている場合、これらを1つのシステムにまとめるためのコストは、銀行間の力関係が明確でない新立合併の方が大きいであろう。³⁴また、前節で示したように、新立合併と吸収合併・買収の間でガバナンス構造に与える影響に相違があり、このことも統合形態が収益性に異なった影響をあたえる原因になると考えられる。³⁵また参加銀行数が多いこと自体も組織を1つにまとめるための調整コストを大きいものとするであろう。そこで以下では統合形態と参加銀行数が収益性に対してどのような影響を及ぼしたかについて次のような方法で検証する。

被説明変数を(3)式と同じくROAの変化分とし、説明変数として(3)式の $CONS_i$ の代わりに統合形態を表すダミー変数、AQU(買収)、MEGER(吸収合併)、NEW(新立合併)を用いる。また、3行以上の銀行が参加した統合については参加銀行数ごとにダミー変数を用いてその影響を分析する。推定結果はTable11に示されている。参加銀行数をコントロールしない[1]と[2]では、全ての統合形態の係数がマイナスとなっているが、NEWの係数が

³²ここで規模の経済性は以下の計算式に基づいて求めている。

$0.157(0.209) * [LN(ASSET_{T-1}^A + ASSET_{T-1}^B) - w^A Ln(ASSET_{T-1}^A) + w^B Ln(ASSET_{T-1}^B)]$ ただしWは統合前の総資産の基づいたウェイトを表している。

³³岡崎(1993)では1920年代に地方と都市部に金利格差が広がったこと背景として地方の優良企業を大手銀行に奪われた結果、元々高水準にあったリスクの高い不動産担保融資比率がさらに高まり、地方銀行の収益を圧迫したことを指摘している。

³⁴Breger et al.(1999)では1980年代のM&Aによってコスト効率性に改善が見られないことに対して、統合銀行に潜在的なコスト削減要因があったとしても、統合に伴う経営上の様々な問題(企業文化の違い、大きな組織を管理するコスト、システム統合のコスト)によって相殺されてしまう可能性を指摘している。3行の大規模銀行が統合して1933年に設立された三和銀行が設立当初に経験した摩擦については三和銀行[1974]を参照。

³⁵ただし、前節と本節では対象としている銀行の規模およびサンプル期間が異なるので直接的な比較はできない。

相対的に大きくかつ有意性も高い。新立合併は収益性に対して特に強く負の影響を与えたことになる。一方、吸収的な統合である AQU と MRG については、係数が負であるものの、その値は小さく統計的有意性も低い。吸収的な統合の収益性に対する影響は小さく、上に示した統合の負の効果は、もっぱら新立合併によるものであるといえる。

[3]と[4]は統合に参加する銀行数の影響をコントロールした場合の結果を示している。ここで D3 から D8 は統合に参加した銀行数を示すダミー変数である。³⁶例えば、D3 は統合銀行でかつ当該統合の参加銀行数が 3 行であれば 1 それ以外では 0 をとる。推計結果をみると参加銀行数ダミーは銀行数が 4 行と 6 行のケースにおいて有意に負となっているが、その他については統計的に有意な影響がない。つまり、参加銀行数と統合の非効率性の間には正の安定的な相関関係は見られないといえよう。一方、[3]、[4]を[1]、[2]と比較すると、NEW の係数の大きさが若干小さくなり、有意性も 1%水準から 5%水準まで下がっていることから、先に見た新立合併の ROA に対する負の影響の中には銀行数が多いことの影響が含まれていたといえる。しかし NEW の係数は依然として有意に負であり、これは新立合併という合併形態に反映される統合前における銀行間の対等的な力関係が、それ自体で組織内の調整コストを高め、効率性を低下させる原因となったことを示唆している。前節のガバナンス構造に対する効果の場合と同様に、新立合併の場合は、吸収合併・買収の場合と比較して、銀行統合のメリットが小さかったといえる。

以上、この節では統合と経営パフォーマンスの関係を預金吸収力と収益性に注目して考察してきた。その結果、第一に預金吸収力については統合がプラスの効果を与えていることが確認された。これは当時の状況を前提とすると金融システムの安定性という観点から重要な意味を持っている。預金保険制度がないために銀行は常に預金取付けのリスクに直面していたことに加え、預金者が郵便貯金などの安全資産を選好する傾向を強めている時期であったからである。この点で銀行統合が金融システム安定性に対してプラスの効果があったことは否定できないであろう。しかし、他方で銀行の収益性に関しては統合のプラスの効果は検出されなかった。さら統合形態を区別した場合、新立合併について収益性に対する強い負の影響が観察された。この結果は、統合により短期的に預金吸収力が高まったとしても、新立合併によって成立した新銀行は、中長期的に見ると、収益性の悪化のために預金取付けや破綻に直面する可能性があったことを示している。³⁷このような意味で、統合が金融システムに与えるプラスの効果については短期的なものであったといわざるを得ない。長期的な効果を同様の手法で統計的に検出するのは技術的な面から困難であるものの、何らかの別の方法で長期的な統合の効果を分析する研究が必要であり今後の課題と

³⁶ 統合参加銀行が 7 行というケースは存在しないので D 7 というダミー変数は用いていない。

³⁷ 新立合併によって設立された新銀行 52 行のうち 7 行が、その後任意解散・業務停止など実質的には破綻と同じ形態で市場を退出している。

いえよう。³⁸

5 結論

本論文では、銀行統合が金融システムの安定性に与えた影響について、ガバナンス構造と銀行の経営パフォーマンスの2側面から分析した。ガバナンス構造への影響については、吸収合併・買収が、統合前に被吸収銀行にあった質の悪い役員兼任関係を排除する効果を持っていたことが明らかになった。この結果は、銀行・企業のガバナンスに関して同様の問題を抱えている多くの発展途上国に対し、重要な政策的インプリーケーションを持つと考えられる。Berger et al.(2001)は組織論の立場から大銀行はソフトな情報を扱う取引に優位性がないことを示すとともに、これに基づいて発展途上国の国内銀行が多国籍大銀行に吸収されることのメリットが大きいと論じている。本論文の結果は彼らの見方に定量的な根拠を与えるものである。

銀行の経営パフォーマンスへの影響については、統合が預金吸収力を高める効果が確認された。この効果は預金保険制度が存在しない状況下で、金融システムの安定性に寄与したと考えられる。ただし、収益性に関しては統合のプラスの効果は検出されず、新立合併については逆に強い負の効果が確認された。すなわち、戦前の銀行統合は短期的には預金吸収力の上昇を通じて金融システムの安定性に寄与したが、中長期的には収益性の悪化を介して逆に金融システムを不安定化させた可能性がある。この点は、現在進行中の日本の銀行統合についても大きな示唆を与えるものといえよう。

【参考文献】

伊藤正直[2001]「昭和初年の金融システム危機」IMES Discussion Paper Series 2001-J-24
日本銀行金融研究所

伊牟田敏充[1980]「日本信用構造の再編と地方銀行」朝倉孝吉編『両大戦間における金融構造』御茶の水書房

岡崎哲二 [1993]「戦間期の金融構造変化と金融危機」『経済研究』Vol.44, No.4, 300-310

岡崎哲二 [2002a]「銀行業における企業淘汰と銀行経営の効率性：歴史的パースペクティブ」齊藤誠編『日本の「金融再生」戦略』中央経済社 230-231

岡崎哲二[2002b]「三菱銀行の支店展開と資金循環 - 1928 ~ 1942年」『三菱史料館論集』第

³⁸ この時期の統合は複数回統合に参加する銀行が多く、Rodes(1992)のように統合後4年以上の効果を分析しようとするサンプル数が大幅に減少してしまう。

3号、1-29

加藤俊彦[1957]『本邦銀行史論』東京大学出版会

金融研究会[1934]『我が国における銀行合同の大勢』金融研究会

後藤新一 [1991]『銀行合同の実証的研究』日本経済評論社

後藤新一[1968]『本邦銀行合同史』金融財政事情研究会

齊藤寿彦 [2001]「地方銀行の貸出審査体制」石井寛治・杉山和雄編『金融危機と地方銀行
戦間期の分析』 77-102

三和銀行[1974]『三和銀行の歴史』三和銀行

白鳥圭志[2002]「1920年代における銀行経営規制の形成」『経営史学』第36巻第3号

高橋亀吉・森垣淑[1968]『昭和金融恐慌史』清明会出版部

寺西重郎[1982]『日本の経済発展と金融』岩波書店

Berger,A.N.,Demsetz,R.S. and Strahan,P.E. [1999] “The Consolidation of the financial services industry ;Causes, consequences, and implications for the future” *Journal of Banking & Finance* 23 135-194

Berger,A.N.,Miller,N.H.,Petersen,M.A.,Rajan,R.G. and SteinJ.C.[2001] “Does Function Follow Organizational Form? Evidence Form the Lending Practices of Large and Small Banks” Working Paper, Harvard University

Berger,A.N. and Humphrey,D.B. [1992] “Megamergers in banking and the use of cost efficiency as an antitrust defense“ *Antitrust Bulletin* 37 541-600

Cornett,M.M. and Tehranian,H.[1992]”Changes in corporate performance associated with bank acquisitions“ *Journal of Financial Economics* 31 211-234

Calomiris,C.W. and Wilson,B.[1998] “Bank Capital and portfolio Management ;the

1930's Capital Crunch and Scramble To Shed Risk " NBER Working Paper Series
6649

Lamoraux, Naomi[1994] *Insider lending: Banks, personal connections, and economic development in industrial New England*, New York, Cambridge University Press

LaPorta,R.Lopez- Silanes,F. and Zamarripa,G.[2001] "Related lending"
Working Paper, Harvard University.

Linder,J.C. and Crane,D.B. [1992] "Bank Mergers; Integration and profitability"
Journal of Financial Services Research 7:35-55

Okazaki,T.and K.Yokoyama [2002] " Measuring the extent and implications of director interlocking in the pre-war Japanese banking industry" ADB Institute Research Paper 39

Pilloff,S.J.[1996] "Performance changes and shareholder wealth creation associated with mergers of publicly traded banking institutions" *Journal of Money, Credit and Banking* 28 294-310

Rhoades,S.A. [1993] "Efficiency effects of horizontal (in-market) bank mergers" *Journal of Banking and Finance* 17.411-422

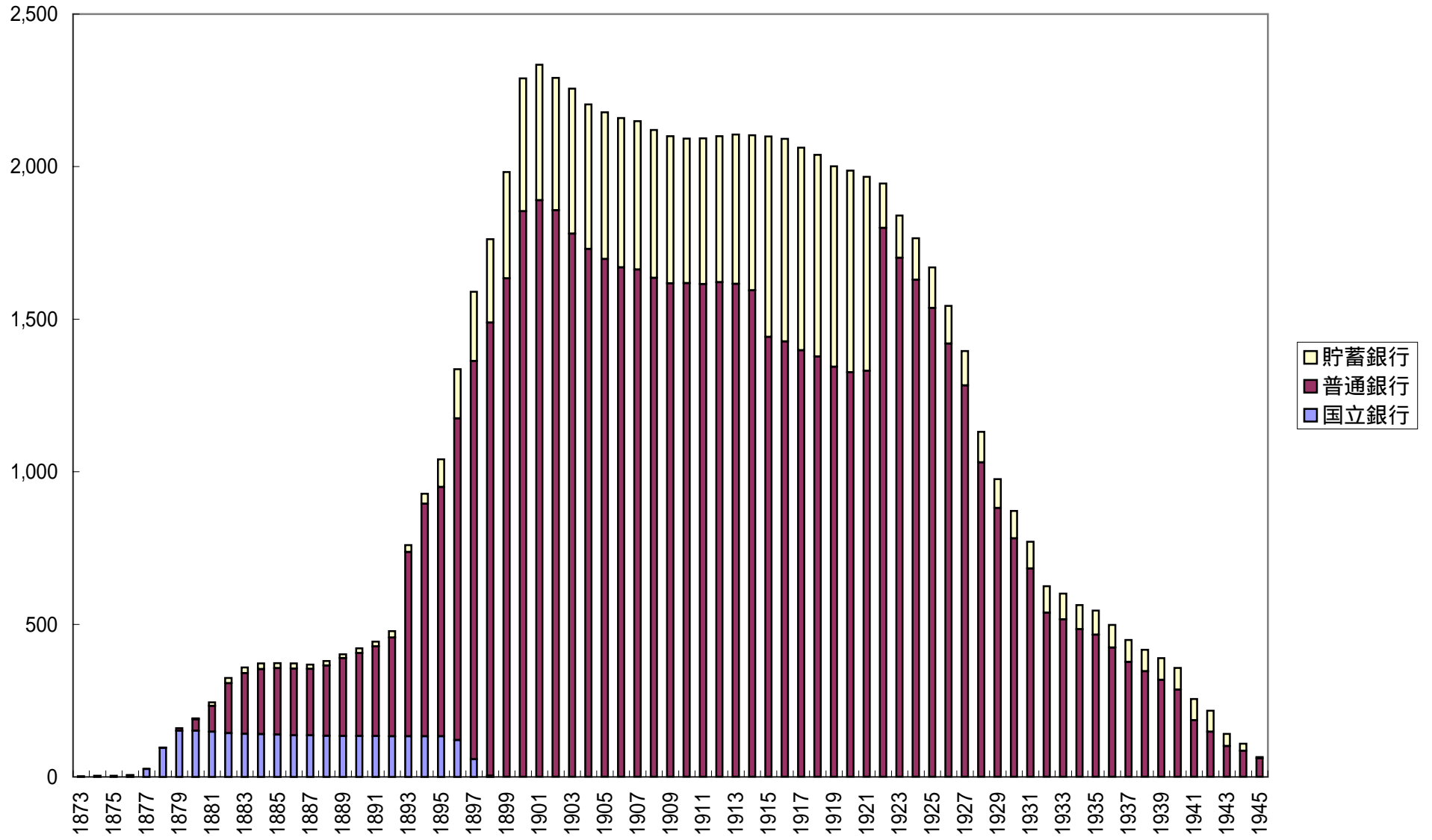
Rhoades,S.A.[1998]"The efficiency effect of mergers :An overview of case studies of nine mergers." *Journal of Banking and Finance* 273-291

Saunders,A. and Wilson,B.[1999]"The impact of consolidation and safety-net support on Canadian,US and UK banks:1893~1992" *Journal of Banking & Finance* 23.537-571

Stein.J.C. [2002] "Information production and capital allocation; Decentralized vs. hierarchical firms " *Journal of Finance*, forthcoming

Teranishi,J.[2000] "The fall of the Taisho economic system" in Aoki,M. and G.R.Saxonhouse eds., *Finance, Governance, and Competitiveness in Japan*, New York, Oxford University Press

Figure 1 銀行数の推



	計	国立銀行	普通銀行	貯蓄銀行
1873	2	2	0	0
1874	4	4	0	0
1875	4	4	0	0
1876	6	5	1	0
1877	27	26	1	0
1878	96	95	1	0
1879	160	151	9	0
1880	192	151	38	3
1881	244	148	85	11
1882	324	143	164	17
1883	359	141	199	19
1884	372	140	213	19
1885	373	139	217	17
1886	372	136	219	17
1887	368	136	218	14
1888	380	135	230	15
1889	402	134	255	13
1890	421	134	272	15
1891	443	134	294	15
1892	478	133	324	21
1893	760	133	604	23
1894	928	133	762	33
1895	1,041	133	817	91
1896	1,336	121	1,054	161
1897	1,590	58	1,305	227
1898	1,762	4	1,485	273
1899	1,982	0	1,634	348
1900	2,289	0	1,854	435
1901	2,334	0	1,890	444
1902	2,291	0	1,857	434
1903	2,256	0	1,780	476
1904	2,204	0	1,730	474
1905	2,178	0	1,697	481
1906	2,159	0	1,670	489
1907	2,149	0	1,663	486
1908	2,120	0	1,635	485
1909	2,100	0	1,617	483
1910	2,092	0	1,618	474
1911	2,093	0	1,615	478
1912	2,100	0	1,621	479
1913	2,105	0	1,616	489
1914	2,103	0	1,595	508
1915	2,099	0	1,442	657
1916	2,091	0	1,427	664
1917	2,062	0	1,398	664
1918	2,039	0	1,378	661
1919	2,001	0	1,344	657
1920	1,987	0	1,326	661
1921	1,967	0	1,331	636
1922	1,945	0	1,799	146
1923	1,840	0	1,701	139
1924	1,765	0	1,629	136
1925	1,670	0	1,537	133
1926	1,544	0	1,420	124
1927	1,396	0	1,283	113
1928	1,131	0	1,031	100
1929	976	0	881	95
1930	872	0	782	90
1931	771	0	683	88
1932	625	0	538	87
1933	601	0	516	85
1934	563	0	484	79
1935	545	0	466	79
1936	498	0	424	74
1937	449	0	377	72
1938	417	0	346	71
1939	389	0	318	71
1940	357	0	286	71
1941	255	0	186	69
1942	217	0	148	69
1943	141	0	101	40
1944	109	0	85	24
1945	65	0	61	4

Table 1 普通銀行の原因別退出件数

年次	計	廃業・解散・破綻	転換	統合
1902	39	31	3	5
1903	89	26	58	5
1904	57	39	14	4
1905	43	31	9	3
1906	35	21	11	3
1907	42	24	10	8
1908	36	28	5	3
1909	34	28	3	3
1910	15	10	2	3
1911	13	7	5	1
1912	18	5	7	6
1913	26	18	6	2
1914	27	12	13	2
1915	11	4	5	2
1916	31	10	14	7
1917	45	19	10	16
1918	39	15	3	21
1919	66	20	15	31
1920	60	11	17	32
1921	48	15	2	31
1922	59	17	0	42
1923	101	16	0	85
1924	81	32	0	49
1925	106	37	0	69
1926	133	46	0	87
1927	148	58	0	90
1928	281	59	0	222
1929	164	54	0	110
1930	105	26	0	79
1931	108	52	0	56
1932	162	102	0	60
1933	24	13	0	11
1934	36	18	0	18
1935	20	7	0	13
1936	45	24	0	21
1937	51	12	0	39
1938	33	4	0	29
1939	30	5	0	25

(出所)後藤[1991].

(注1)転換は普通銀行から貯蓄銀行への転換を指す.

Table2 役員兼任件数(全銀行)

Panel A 1926年

払込資本金	銀行数	役員兼任 のある銀行 数	比率	1銀行平均 兼任数	役員1人当 たり兼任件 数
TOTAL	1,079	900	83.4%	7.39	0.86
0～100万	852	679	79.7%	4.87	0.63
100万～100	207	201	97.1%	15.24	1.56
1000万～	20	20	100.0%	33.25	3.24

Panel B 1931年

払込資本金	銀行数	役員兼任 のある銀行 数	比率	1銀行平均 兼任件数	役員1人当 たり兼任件 数
TOTAL	661	541	81.85%	7.98	0.88
0～100万	458	344	75.11%	3.95	0.52
100万～100	184	179	97.28%	14.59	1.45
1000万～	18	18	#####	42.94	4.16

(注)払込資本金の規模別区分は円以上～円未満.

Table3 統合サンプルと基本統計量

Panel A 統合サンプル

	件数	1927年(件)	1928年(件)	1929年(件)	参加銀行数
統合銀行					
吸収合併	23	8	9	6	47
買収	11	2	7	2	22
新立合併	17	5	7	5	42
複数回	18				61
Total	69				172
非統合銀行	387				387

PanelB 統合前の兼任件数と資産規模

(1)非統合銀行

	MEAN	Median	Std.Dev.	Max	Min	N
INTERLOCK	6.25	3.00	8.53	66	0	387
ASSET(million yen)	7.03	1.9	39.32	572.07	0.25	387
/	2.98	1.45	4.39	37.17	0	387
役員数	8.06	8	2.7	24	1	387

(2)吸収銀行 (Acquirer)

	MEAN	Median	Std.Dev.	Max	Min	N
INTERLOCK	11.52	8.50	12.58	63	0	50
ASSET(million yen)	36.49	12.28	87.24	475.59	0.76	50
/	1.16	0.56	1.73	8.46	0	50
役員数	9.58	9	2.76	16	4	50

(3)被吸収銀行(Target)

	MEAN	Median	Std.Dev.	Max	Min	N
INTERLOCK	5.84	4.00	7.55	34	0	74
ASSET(million yen)	5.19	1.96	11.8	80.12	0.06	74
/	4.45	1.41	13.4	88.16	0	74
役員数	8.95	8.5	3.14	21	1	74

(4)新立合併

	MEAN	Median	Std.Dev.	Max	Min	N
INTERLOCK	5.73	4.00	5.49	27	0	48
ASSET(million yen)	2.17	1.66	1.7	8.72	0.48	48
/	3.11	2.91	2.59	9.88	0	48
役員数	8.17	8	2.67	16	2	48

(注)吸収銀行と被吸収銀行の統合タイプは吸収合併もしくは買収のいずれかである。

Table4 統合前後における役員兼任件数の変化

Panel A 統合前後の役員兼任件数

	役員兼任件数			変化率
	統合銀行数	1926年	1931年	
統合Group				
計	69	1,207	819	-32.1%
吸収合併	23	240	136	-43.3%
買収	11	274	263	-4.0%
新立合併	17	177	115	-35.0%
複数回	18	516	305	-40.9%
Peer Group	387	2,420	1,920	-20.7%

PanelB 統合前の役員兼任件数の分布と兼任件数の変化

1926年の 役員兼任数	統合銀行		全非統合銀行		兼任件数変化分
	サンプル数	構成比	サンプル数	構成比	
計	69	100.0%	387	100.0%	-5.62
0	4	5.8%	64	16.5%	0.50
1-5	12	17.4%	179	46.1%	0.58
6-10	17	24.6%	80	20.6%	-3.53
11-15	6	8.7%	32	8.2%	-4.33
16-20	10	14.5%	5	1.3%	-5.00
21-30	5	7.2%	17	4.4%	-12.40
31-	15	21.7%	10	2.6%	-13.27

Panel C 統合前後の役員兼任数の変化(選別された非統合銀行(PEER)との比較)

26年の兼任数	兼任件数の変化		t-value	Case of	
	サンプル数(1)	統合銀行(2)PEER		(1)<(2)	%
0~5	16	0.56	-0.19 (1.02)	4	25.0%
6~10	17	-3.53	-1.35 (-2.06)**	10	58.8%
11~20	16	-4.75	-3.13 (-0.7)	8	50.0%
21~	20	-13.05	-10.75 (-0.52)	10	50.0%
TOTAL	69	-5.62	-4.22 (-0.86)	32	46.4%

(注) ()内は統合銀行とPeerの兼任数の変化が等しいという帰無仮説に対するt値.

*....両側検定により10%水準で有意

**....両側検定により5%水準で有意

***....両側検定により1%水準で有意

Table5 統合前後における役員兼任件数変化率の比較

	兼任件数変化率		t値	サンプル数
	統合銀行	PEER		
A 全サンプル				
(1)Mean	-0.248	-0.165	(-0.86)	65
(2)median	-0.286	-0.283	(-0.03)	65
比較対象より減少率 が大きいケース	32	33		65
B 統合形態別				
吸収的統合1	-0.225	-0.127	(-0.86)	47
吸収的統合2 (ターゲットの兼任がある)	-0.300	-0.114	(-1.62)	37
対等的統合(新立合併)	-0.323	-0.266	(-0.34)	18
C 統合前の兼任レベル別				
1926年の兼任数(1-6)	0.256	0.076	(0.49)	12
1926年の兼任(6-21)	-0.375	-0.198	(-1.83)*	34
1926年の兼任(21-)	-0.351	-0.296	(-0.46)	20

(注) ()内は統合銀行とPeerの兼任数の変化率が等しいという帰無仮説に対するt値。

*....両側検定により10%水準で有意

**....両側検定により5%水準で有意

***....両側検定により1%水準で有意

Table6 統合による被吸収銀行の影響力排除

統合に伴い被吸収銀行の影響が排除される割合			
	統合前	排除された数	%
兼任役員数	193	175	90.7%
兼任件数	410	376	91.7%
統合件数	37	22	59.5%

新銀行における被吸収銀行の影響			
	新銀行	被吸収銀行と関連ある兼任数	%
兼任件数	579	36	6.2%

(注1)被吸収銀行は吸収的統合(買収・吸収合併)50件のうち統合前(1926年)時点で兼任関係が存在する37件の統合において消滅した銀行。

(注2) の統合件数のうち排除された数は、統合に伴い被吸収側の銀行役員全員が排除された統合事例数を意味する。

Table7 統合前後における銀行執行役員の兼任関係の変化

	時点	(1)全ての非統合 銀行との比較		(2)選別された非 統合銀行との比			
		統合グループ	Peer	統合グループ	Peer		
銀行数	統合前	total	164		152		
		acquirer target	67 97	345	62 90	62	
	統合後	total	67	345	62	62	
		acquirer target	67 97	345	62 90	62	
執行役員の人数	統合前	total	283		271		
		acquirer target	123 160	557	117 154	114	
	統合後	total	159	541	138	117	
		acquirer target	159 160	541	138 154	117	
兼任件数	統合前	total	385		383		
		acquirer target	208 177	675	208 175	293	
	統合後	total	238	597	231	247	
		acquirer target	238 177	597	231 175	247	
兼任件数の変化率(%)			-38.18	-11.56		-39.69	-15.70
兼任件数の平均変化分 t-value			-2.19 (-5.33)	-0.23 ***		-2.45 (-2.22)	-0.74 **
役員1人当り兼任件数	統合前	total	1.36		1.41		
		acquirer target	1.69 1.11	1.21	1.78 1.14	2.57	
	統合後	total	1.50	1.10	1.67	2.11	
		acquirer target	1.50 1.11	1.10	1.67 1.14	2.11	
役員1人当り兼任件数 の変化分			0.14	-0.11		0.26	-0.46
専門的役員数	統合前	total	148		138		
		acquirer target	62 86	302	56 82	36	
	統合後	total	84	307	67	46	
		acquirer target	84 86	307	67 82	46	
執行役員に占める 専門的役員の割合(%)	統合前	total	52.3		50.9		
		acquirer target	50.4 53.8	54.2	47.9 53.2	31.6	
	統合後	total	52.8	56.7	48.6	39.3	
		acquirer target	52.8 53.8	56.7	48.6 53.2	39.3	
同変化分(%)			0.5	2.5		-2.4	7.7

(注) ()内は統合銀行とPeerの兼任件数の変化が等しいという帰無仮説に関するt値。

*....両側検定により10%水準で有意

**....両側検定により5%水準で有意

***....両側検定により1%水準で有意

Table 8 銀行統合の役員兼任関係への影響(質的变化)

Dependant variable	ROA		統合銀行とPeer Group			
	全サンプル		統合前		統合後	
	統合前 [1]	統合後 [2]	統合前 [3]	統合後 [4]	統合前 [5]	統合後 [6]
Constant	9.523 (5.594)	3.676 (2.329) **	12.09 (4.505) ***	2.461 (1.076)	12.376 (4.58) ***	2.622 (1.146)
LOG(1+INTERLOCK)	-0.244 (-2.012) **	-0.131 (-1.148)				
CONS			1.159 (2.093) **	0.4 (0.527)		
LOG(1+INTERLOCK)*CONS			-0.718 (-2.759) ***	-0.203 (-0.569)		
LOG(1+INTERLOCK)*(1-CONS)			0.034 (0.184)	-0.105 (-0.657)	0.077 (0.412)	-0.091 (-0.569)
ABSO					0.919 (0.92)	0.748 (0.846)
LOG(1+INTERLOCK)*ABSO					-0.202 (-0.461)	-0.204 (-0.507)
ABSOTRG					1.651 (2.337) **	
LOG(1+INTERLOCK)*ABSOTRG					-1.262 (-3.368) ***	
EQ					0.923 (0.896)	-0.065 (-0.046)
LOG(1+INTERLOCK)*EQ					-0.567 (-1.023)	-0.275 (-0.379)
URBAN	-0.824 (-3.436) ***	-0.46 (-2.077) **	-0.495 (-1.467)	-0.405 (-1.328)	-0.493 (-1.461)	-0.417 (-1.366)
LOG(ASSET)	-0.324 (-2.592) ***	-0.009 (-0.76)	-0.519 (-2.632) ***	0.011 (0.063)	-0.539 (-2.715) ***	0 (-0.003)
BRANCH	-0.028 (-1.654) *	-0.075 (-0.657)	-0.032 (-0.823)	-0.04 (-1.269)	-0.049 (-1.254)	-0.045 (-1.418)
Log likelihood	-2516.8	-1397.8	-1429.6	-1001.5	-1426.4	-1000.7
Left censored obs	64	92	20	71	20	71
Total	1007	659	559	456	559	456

(注) ()内はZ値であり***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的(両側検定)に有意であることを示す。

Table9 サンプルと基本統計量

PanelA 統合サンプル

	統合銀行 計	吸収合併	買収	新立合併	非統合銀行
計	164	64	48	52	2,026
1927	26	13	2	11	476
1928	41	13	15	13	391
1929	31	11	9	11	260
1930	18	8	6	4	275
1931	22	9	9	4	296
1932	26	10	7	9	328

Panel B 基本統計量

	吸収銀行	被吸収銀行	新立合併	非統合銀行
総資産(千円)				
Mean	26,439	2,561	1,499	9,550
Median	3,228	666	1,101	1,994
Std.dv.	99413.3	9032.1	1421.5	52839.3
預金(千円)				
Mean	21,496	1,976	1,038	7,499
Median	2,262	427	762	1,329
Std.dv.	81058.9	7045.0	1072.1	43093.8
貸出/預金				
Mean	1.151	1.442	1.444	1.378
Median	1.073	1.142	1.239	1.139
Std.dv.	0.516	1.160	1.370	2.411
ROA(%)				
Mean	3.823	4.656	4.599	3.859
Median	3.220	3.481	4.051	3.197
Std.dv.	2.448	4.388	2.778	3.180
支店数				
Mean	7.77	1.66	1.82	4.26
Median	3.00	0.00	1.00	2.00
Std.dv.	15.58	3.14	2.70	8.23
銀行数	111	131	150	2026

Table10 銀行統合の経営パフォーマンスへの影響

	[Deposit growth rate]		[Difference of ROA]	
	[T+2] [1]	[T+3] [2]	[T+2] [3]	[T+3] [4]
Constant	-21.407 (-1.996) **	-55.818 -4.879 ***	-3.897 (-5.344) ***	-5.067 (-6.376) ***
CONS	6.73 (2.839) ***	5.008 (1.825) *	-0.394 (-2.287) **	-0.339 (-1.731) *
LN(ASSET)	1.61 (2.185) **	3.349 (4.306) ***	0.157 (3.218) ***	0.209 (4.007) ***
URBAN	-0.39 (-0.15)	-1.921 (-0.708)	0.389 (2.682) ***	0.491 (3.4) ***
BRANCH	2.971 (5.893) ***	3.495 (6.717) ***	0.051 (4.515) ***	0.055 (4.603) ***
Year Dummy				
1928	-8.211 (-2.198) **	-9.277 (-2.389) **	-0.344 (-1.794) *	-0.348 (-1.74) *
1929	-16.387 (-5.953) ***	-11.47 (-3.733) ***	-0.45 (-2.108) **	-0.112 (-0.494)
1930	-24.139 (-8.668) ***	-10.746 (-3.366) ***	0.534 (2.79) ***	1.036 (5.233) ***
1931	-17.727 (-6.288) ***	-4.364 (-1.365)	1.051 (5.965) ***	1.455 (7.899) ***
1932	-8.877 (-3.14) ***	5.628 (1.768) *	1.309 (7.56) ***	1.66 (9.318) ***
Adj-R2	0.059	0.053	0.077	0.105
Obs	2190	2190	2190	2190

(注) ()内は、White (1980) の不均一分散一致標準誤差に基づくt値。

***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%で水準で統計的に有意(両側検定)であることを示す。

Table 11 統合形態と収益性変化

[Difference of ROA]

	[T+2] [1]	[T+3] [2]	[T+2] [3]	[T+3] [4]
Constant	-3.833 (-5.208) ***	-4.997 (-6.222) ***	-3.884 (-5.262) ***	-5.043 (-6.264) ***
AQU	-0.156 (-0.74)	-0.112 (-0.35)	-0.166 (-0.787)	-0.116 (-0.359)
MRG	-0.206 (-0.628)	-0.114 (-0.318)	-0.129 (-0.401)	-0.039 (-0.113)
NEW	-0.838 (-3.375) ***	-0.822 (-3.193) ***	-0.633 (-2.054) **	-0.729 (-2.136) **
D3(21)			0.166 (0.361)	0.011 (0.022)
D4(4)			-2.245 (-1.99) **	-1.937 (-1.941) *
D5(6)			-0.133 (-0.291)	1.077 (0.866)
D6(3)			-3.081 (-1.831) *	-3.004 (-1.738) *
D8(1)			0.301 (0.59)	0.479 (0.877)
LN(ASSET)	0.152 (3.106) ***	0.205 (3.88) ***	0.156 (3.177) ***	0.208 (3.943) ***
URBAN	0.383 (2.631) ***	0.485 (3.354) ***	0.379 (2.603) ***	0.481 (3.331) ***
BRANCH	0.049 (4.336) ***	0.053 (4.402) ***	0.052 (4.241) ***	0.055 (4.291) ***
Adj- R2	0.077	0.105	0.078	0.106
Obs	2190	2190	2190	2190

(注) ()内は、White (1980) の不均一分散一致標準誤差に基づくt値。

説明変数には年ダミーを含むが報告されていない。

***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%で水準で統計的に有意(両側検定)であることを示す。